慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	特別支給の老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢引上げ(2010年)と改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化
Sub Title	Combined effects of the increase in pensionable age and the amendment act for stabilization of employment of older persons on the retirement patterns and the income distribution in 2010
Author	山田, 篤裕(Yamada, Atsuhiro)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2015
Jtitle	三田学会雑誌 (Mita journal of economics). Vol.107, No.4 (2015. 1) ,p.651(107)- 672(128)
JaLC DOI	10.14991/001.20150101-0107
Abstract	2010年に特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢が63歳から64歳に引上げられたことと改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により, 雇用と年金の接続がどのように変化したか, 厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票に基づき分析した。その結果, 被用者職歴では1946年度生まれコーホートと比較し, 1947年度生まれコーホートの63歳時点の公的年金受給額は低くなったが, 改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置などで, 低所得層の所得は増大したことが明らかになった。
Notes	論説 挿表 挿図
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20150101-0107

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

特別支給の老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢引上げ（2010 年）と改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化

Combined Effects of the Increase in Pensionable Age and the Amendment Act for Stabilization of Employment of Older Persons on the Retirement Patterns and the Income Distribution in 2010

山田　篤裕(Atsuhiro Yamada)

2010 年に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたことと改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により、雇用と年金の接続がどのように変化したか、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票に基づき分析した。その結果、被用者職歴では 1946 年度生まれコーホートと比較し、1947 年度生まれコーホートの 63 歳時点の公的年金受給額は低くなったが、改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置などで、低所得層は増大したことが明らかになった。

Abstract

The 2004 amendment of *Law for Stabilization of Employment of Older Persons*, promoted the continued work beyond age 63, in 2010, in response to the raise of the pensionable age of the Special Payment of the Employees' Pension Insurance (fixed amount portion) from 63 to 64 years which was enforced in the same year. This study analyzes the changes in the connection between employment and pension after these institutional changes, based on individual macro data of the Ministry of Health, Labor and Welfare, "Longitudinal Survey of Middle-Aged and Elderly Persons." As a result, it became clear that while public pension benefits among recipients with careers and those cohorts born in 1947 at the age of 63 have decreased; however, with the amended Law for Stabilization of Employment of Older Persons intended to secure employment, the low-income population has been reduced.

「三田学会雑誌」107 巻 4 号（2015 年 1 月）

特別支給の老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢引上げ（2010 年）と改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化

山　田　篤　裕

要　　旨

2010 年に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたことと改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により，雇用と年金の接続がどのように変化したか，厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票に基づき分析した。その結果，被用者職歴では 1946 年度生まれコーホートと比較し，1947 年度生まれコーホートの 63 歳時点の公的年金受給額は低くなったが，改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置などで，低所得層の所得は増大したことが明らかになった。

キーワード

老齢厚生年金，支給開始年齢，改正高年齢者雇用安定法，就業，低所得層

1.　はじめに

引退過程において雇用と年金との接続をどのように図るかは重要な社会政策的課題である。雇用と年金との接続に関し，とくに 60 歳代前半の雇用者を取り巻く制度は 2000 年代に入り，大きく変化した。

まず 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）の支給開始年齢が 2001 年度から 2013 年度にかけ，段階的に 65 歳まで引上げられた。次に 2004 年の高年齢者雇用安定法改正（以下，改正高齢法）により，2006 年 4 月以降，65 歳未満の定年の定めをしている企業は，定額部分の年金支給開始年齢の段階的引上げに合わせ，その支給開始年齢まで高年齢者の雇用確保措置を講じることが義務付けられた。(1)

（1）　さらに 2000 年の年金制度改正により，特別支給の老齢厚生年金（報酬比例部分）の受給開始年齢が 2013 年度から 2025 年度にかけて（女性は 5 年遅れ）60 歳から 65 歳へ引上げられる予定である。また 2004 年の年金制度改正では 60 歳台前半の在職老齢年金制度による一律 2 割の年金支給停止を廃止（2005 年 4 月施行）した。

本稿では，このような制度変更の中，どのように雇用と年金の接続が変化したのか，2005 年から 2011 年までの 7 時点分の厚生労働省「中高年者縦断調査」個票データに基づき分析する。より具体的には，2010 年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたこと，そしてそれに伴う改正高齢法の雇用確保措置の対象年齢が 63 歳までから 64 歳まで拡大されたことで，就業や所得分布にどのような影響を及ぼしたのか検証する。

主要な分析結果を先に述べれば 3 点にまとめられる。1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれの 63 歳以降の被用者職歴男性の①就業率は 5〜7 %高く，②本人収入がある確率には統計的に有意な差がなく，③公的年金を含む本人収入は 10 %，25 %タイルでは各々 26 %，8 %有意に高く，50 %タイルでは 5 %有意に低く，また 75 %，90 %タイルでは有意な差がなかったことが明らかになった。

これらの分析結果をまとめると，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げにより，被用者職歴の 1947 年度生まれコーホートの 63 歳時点の公的年金受給額は低くなったが，改正高齢法の雇用確保措置による就業率上昇，また一部には私的年金受給率上昇等により，低所得層の経済状況は改善されていたことが明らかになった。

2. 制度的背景および先行研究

表 1 のように，1994（平成 6）年の年金制度改正により，1941 年度以降に生まれた男性から，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢は 1 歳引上げられ 61 歳となり，その後も段階的に 1 歳ずつ引上げられ，1949 年度生まれ以降のコーホートでは 65 歳となった。(2)

こうした特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げに対応するため，2004 年に高年齢者雇用安定法が改正(3)され，2006 年度以降，65 歳未満の定年の定めをしている企業に対し，年金支給開始年齢までの雇用確保措置を講じる(4)ことを義務付けた。そのため高年齢者雇用確保措置の義務年齢も年金支給開始年齢の引上げに合わせ 62 歳まで(5)から 65 歳まで段階的に引上げられた。(6)

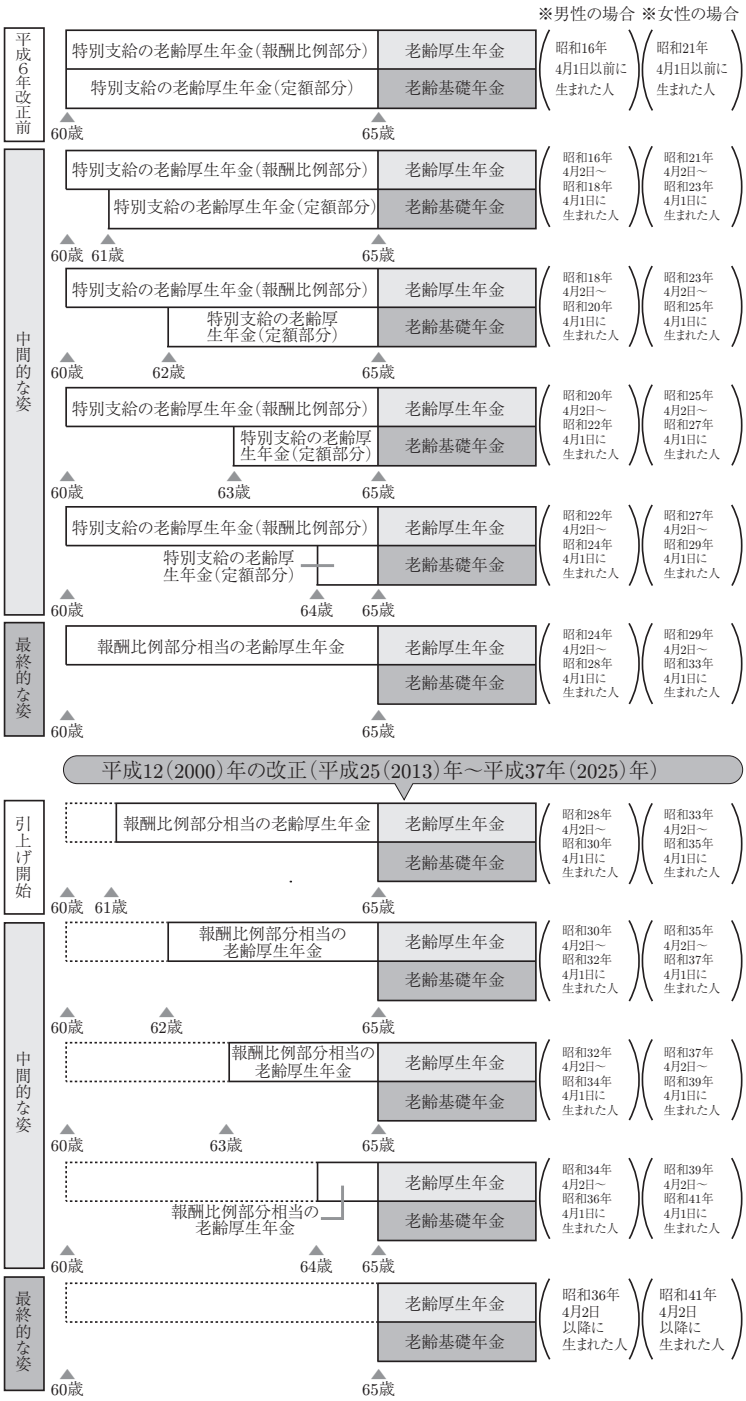
---

(2)　女性については，男性より 5 年度新しいコーホート（= 1946 年度生まれ）から，支給開始年齢引上げスケジュールが順次適用されていく。また 2000（平成 12 年）年の年金制度改正により，さらに特別支給の老齢厚生年金の 2 階部分（報酬比例部分）の支給開始年齢についても男性は 2013（平成 25）年から，1953 年度以降に生まれたコーホートを対象に段階的に 65 歳まで引上げられる（詳細は表 1 下パネル参照）。

(3)　中高年齢者等雇用促進法改正により，高年齢者雇用安定法は 1986 年に制定され，60 歳定年が努力義務化された。1990 年改正では定年後再雇用の努力義務化，1994 年改正では 60 歳定年の義務化（1998 年施行），2000 年改正では 65 歳までの雇用確保措置の努力義務化が導入された。

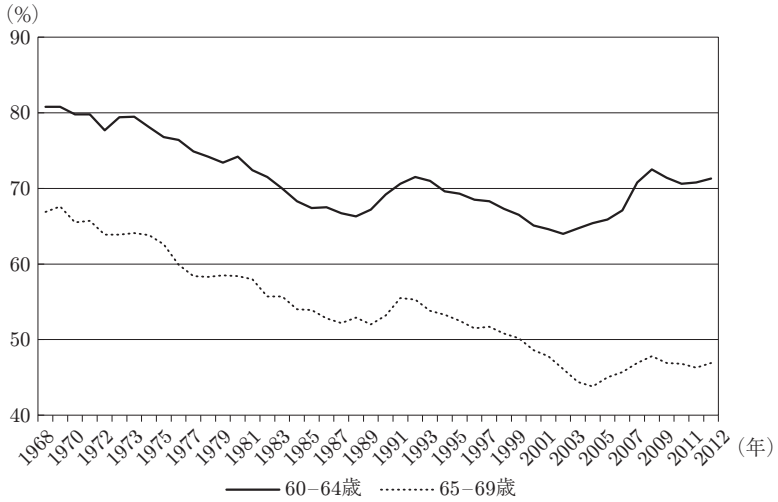
(4)　ここでいう雇用確保措置には①定年年齢の引上げ，②継続雇用制度の導入（再雇用制度および勤務延長制度により雇用を確保するが定年年齢自体は据置き），③定年の定めの廃止（年齢を理由とした労働契約の終了を行わない）の 3 種類がある。

表１　特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ（2001（平成 13）～2025（平成 37）年）



出所：厚生労働省「年金財政ホームページ」（http://www.mhlw.go.jp/topics/nenkin/zaisei/01/01-04.html，2013 年 3 月 1 日閲覧）

図 1　年齢階級別就業率（男性，1968～2012 年，%）



出所：総務省『労働力調査（長期時系列）』
注：沖縄の本土復帰に伴い，1973 年の数値は 2 つある。

このような制度改正をはさみ，高齢者の就業率はどのように推移してきたのであろうか。1968 年から 2012 年までの，高齢男性の就業率の推移を，総務省「労働力調査（長期時系列）」に基づき年齢階級別に示したのが図 1 である。

60～64 歳の就業率に注目すると，1968 年には 81 %であったが，趨勢的に低下し，1989 年には 67 %となった。その後，1992 年まで 72 %までいったん上昇するが，いわゆるバブル経済後の景気後退期に再度低下しはじめる。

しかし，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が引上げられはじめた 2001 年の翌年，2002 年には底を打ち，64 %から再び上昇しはじめる。とくに年金支給開始年齢に合わせ雇用確保措置を義務付けた改正高齢法が施行された 2006 年から 2007 年にかけて就業率は 4 %ポイント近く改善した。リーマンショックによる世界同時不況が始まる 2008 年には就業率は 73 %と 1979 年と同水準になり，その後，若干の低下はあったが，近年では 20 年前と同じ水準まで回復している。

---

(5)　特別支給の老齢厚生年金（定額部分）引上げ開始（2001 年）より遅れて，改正高年齢者雇用安定法（2006 年施行）による雇用確保措置の義務化が導入されたため，すでにその時点で定額部分の支給開始年齢は 62 歳になっていた。そのため，改正高齢法の施行時点（2006 年 4 月）での雇用確保措置の義務年齢は 61 歳まででではなく 62 歳までとなった。

(6)　なお高年齢者雇用安定法は 2013 年から始まる特別支給の老齢厚生年金（報酬比例部分）の支給開始年齢引上げに合わせ，2012 年にも改正（施行は 2013 年）された。その改正内容は，①継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みの廃止，②継続雇用制度の対象者を雇用する企業の範囲の拡大，③義務違反の企業に対する公表規定の導入，④高年齢者雇用確保措置の実施および運用に関する指針の策定である。

65～69 歳については，60～64 歳ほどの就業率の改善はないが，1968 年以降趨勢的に続いてきた低下傾向は 2004 年を底に下げ止まり，若干の改善とともに 47 %前後で近年推移している。

それでは実際に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げ，および改正高齢法による雇用確保措置の義務化は，どのような効果を雇用と年金の接続にもたらしたのであろうか。

支給開始年齢の引上げによる影響を識別し，改正高齢法のみによる，就業率上昇の純粋な効果についてはすでにいくつかの先行研究で確認されている。たとえば山本（2008）では，個人を継続的に追跡調査した慶應義塾家計パネル調査に基づき，55 歳時点で被用者だった人の 60～62 歳の就業率が改正前の 5 割から，改正後は 7 割へと大幅に上昇したことを確認している。また近藤（2014）も厚生労働省「労働力調査」に基づき，同様の結論を得ている。

しかし，社会政策上，懸念される問題として，改正高齢法により，企業が実際に採用した雇用確保措置のほとんどは，大幅な賃金引下げ[(7)]が可能な再雇用制度であるため（山田 2007），就業率が上がったとしても，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げによる公的年金受給額減少により，総収入は落ち込んでしまう可能性がある。

そこで本稿では以下，個票データを用い，就業率や本人の総収入がどのように変化したか単純集計および差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析により検討する。

3. 使用データ

(1) 使用データおよびサンプル

本研究で用いるデータは厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票である。この調査は，2005 年 10 月末現在 50～59 歳の全国の男女を対象としており，健康，就業，社会活動について経時的変化が追えるよう設計された縦断調査（パネル調査）である。調査項目としては，就業状況，所得源，収入額，公的年金受給額（第 4 回以降）などがあり，雇用と年金の接続に関し豊富な情報が含まれている。本研究では統計法第 33 条に基づき二次データ利用が許可された第 1 回（2005 年）から第 7 回（2011 年）調査の個票を用いる。

「中高年者縦断調査」が対象とするのは 1945 年度生まれから 1955 年度生まれまでのコーホートである。そのうち，第 7 回調査までに，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の受給開始年齢の 63 歳から 64 歳への引上げによる雇用と年金の接続への影響を観察できるのは，観測期間中に支給開始年齢の 63 歳に到達した 1947（昭和 22）年度生まれコーホートである。

そこで，この 1947 年度生まれと，比較対象として受給開始年齢がまだ 63 歳であった 1946 年度生まれの 2 つのコーホート男性を分析対象サンプルとした。生まれ「年」コーホートではなく，生ま

(7) 賃金下落幅ごとの企業分布を示した山田（2009）によれば賃金下落率の最頻値は 4 割前後にあり，半数の企業で賃金下落率は 4 割以上で，60 歳前後に企業は大きく賃金を削減していることがわかる。

表 2　調査時点の年齢，生まれ年度，Wave との関係

調査時点の満年齢	満年齢が観察可能な Wave		
	1946 年度生まれ	1947 年度生まれ	
57		W1	
58	W1	W1+W2	
59	W1+W2	W2+W3	
60	W2+W3	W3+W4	※ Wave 4（2008 年 9 月）リーマンショック
61	W3+W4	W4+W5	
62	W4+W5	W5+W6	
63	W5+W6	W6+W7	
64	W6+W7	W7	⇒ 1947 年度生まれかつ 11 月以降生まれはまだ 64 歳時の情報がない。
65	W7	⇒ 1946 年度生まれかつ 11 月以降生まれはまだ 65 歳時の情報がない。	

れ「年度」コーホートを用いる理由は，年金支給開始年齢の引上げスケジュールが，生まれた年度を基準に実施されているためである（表 1 の支給開始年齢引上げスケジュールと生年月日の対応表を参照）。

調査は毎年 10 月に実施されるため，たとえば 1946 年度生まれコーホートの 59 歳時点を観測する場合，Wave 1（＝第 1 回調査）のみの情報では足りない。というのも 1946 年生まれで 11 月以降が誕生月の場合，Wave 1 時点では 58 歳であるため，59 歳時の情報を得るためには Wave 2（＝第 2 回調査）の情報が必要になるからである。そのため，本稿の分析では，たとえば 1946 年度生まれで 59 歳時点の就業率を計測する際には Wave 1 と 2 の両調査の情報を利用した。こうした関係は他の年度生まれ，年齢についても同様であり，この関係を表 2 として整理した。(8)

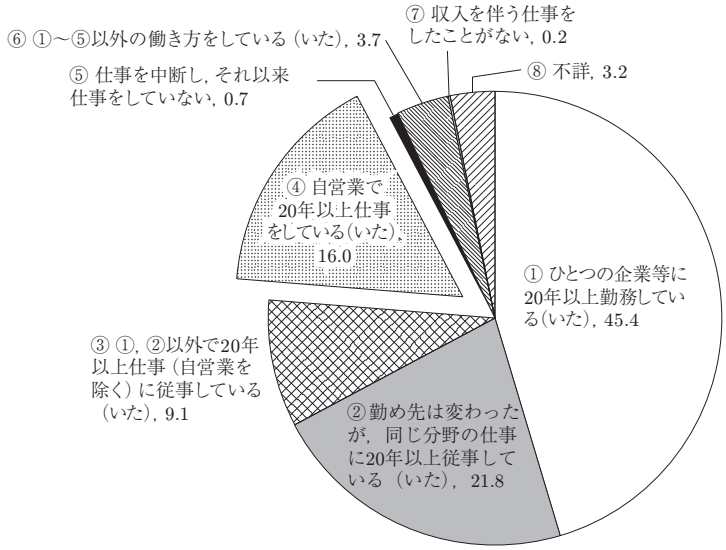
以下の分析では，1946 年度と 1947 年度の 2 つの生まれ年度コーホートについて，就業率，公的・私的年金や雇用保険の受給パターン等が特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引上げや改正高齢法の影響によりどのように変化したか，年齢別のクロス集計結果を示した後，差分の差と分位点回帰モデルによる計量経済分析も行った。

(2)　職歴ごとの脱落率

「中高年者縦断調査」の第 1 回の問 28 では，これまでどのような働き方をしてきたか，その職歴について質問している。その構成比を男性について示したのが図 2 である。なお以下の図表は，す

(8)　こうした関係は分析上の強みとなる可能性もある。つまり調査時点が 10 月末であるため，1946 年度のコーホートと 1947 年度のコーホートの一部は，同じ満年齢で同じ Wave 上（同じ観測時点）で重なり合う関係にある。一般に，年齢ごとの就業率などを観察する場合，Wave が異なれば経済状況（失業率等）も異なり，そのことが両コーホートの同一年齢での就業率が潜在的には同じであったとしても，見せかけの差違をもたらす可能性がある。しかし，当該調査では，そうした見せかけの差違が発生する可能性は，同一年齢の両コーホートが一定割合同一年次の調査に含まれていることにより，低減されているものと考えられる。

図２　これまでの働き方（職歴）の構成割合（男性，％）



べて厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票に基づく，筆者による計算結果がデータ出所である。

職歴で最も多いのが「①ひとつの企業等に 20 年以上勤務している（いた）」で全体の半分弱を占めている。次に多いのが「②勤め先は変わったが，同じ分野の仕事に 20 年以上従事している（いた）」で 2 割を占めており，「③ ①，②以外で 20 年以上仕事（自営業を除く）に従事している（いた）」が 1 割を占める。

①～③を合計すると男性の職歴の 4 分の 3 を占め，このサンプルを「被用者職歴グループ」と本研究では定義する。また本研究で比較対象群として設定した「自営業職歴グループ」は，「④自営業で 20 年以上仕事をしている（いた）」職歴に該当するサンプルと定義する。「⑤仕事を中断し，それ以来仕事をしていない」，「⑥①～⑤以外の働き方をしている（いた）」，「⑦収入を伴う仕事をしたことがない」に該当するサンプルは男性で 8 ％存在しているが，これらは本研究では捨象している。

なお本研究で，被用者職歴の 1946・1947 年度生まれの両コーホートを比較するだけでなく，補足的な比較対象群として自営業職歴の同じコーホートも用いる理由は，自営業職歴グループが特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引上げや高年齢者雇用安定法改正の影響を受けにくい一方，両コーホート間で潜在的に異なる経済状況や健康状態については被用者職歴と同じ影響を受けていると考えられるためである。

しかし，被用者職歴と比べると，自営業職歴はサンプル・サイズが小さく，脱落率も高いので，その比較結果については一定の留保がある。さらに，後述（脚注 10 参照）するように，自営業職歴には一定割合で，厚生年金受給者も含まれている可能性もあり，その点でも留保が必要である。

Wave 1（第 1 回調査）時点でのサンプル・サイズは，被用者職歴グループ・1946 年度生まれコー

表 3　職歴別・生まれ年度別の脱落率（男性，W1 時点の N = 100 %）

	被用者職歴		自営業者職歴	
	1946 年度生まれ	1947 年度生まれ	1946 年度生まれ	1947 年度生まれ
Wave 1	0	0	0	0
Wave 2	6	7	7	6
Wave 3	10	11	10	10
Wave 4	13	14	14	14
Wave 5	15	17	17	16
Wave 6	21	22	27	26
Wave 7	23	24	30	29

ホート男性で約 1,200，同 1947 年度生まれコーホート男性で約 1,500 ある。また自営業職歴グループ・1946 年度生まれコーホート男性で約 300，同 1947 年度生まれコーホート男性で約 400 ある。

縦断調査を用いる際，問題となるのは調査回数を重ねるごとに調査から脱落するサンプルが発生することである。もし，1946 年度と 1947 年度の 2 つの生まれ年度コーホートにおいて顕著な脱落率差が存在する場合，その比較には留保が必要となろう。同様に被用者職歴と自営業職歴の 2 つのグループ間において顕著な脱落率差がある場合にも，その比較には留保が必要となる。

職歴別，生まれ年度コーホート別に Wave 1（第 1 回調査）対象者を基準（= 100 %）として Wave ごとに脱落率を比較したのが表 3 である。Wave を重ねるごとに，脱落するサンプルは累積的に増えていっているが，それでも Wave 5（第 5 回調査）までは，職歴別，生まれ年度別に顕著な脱落率の差は見られず，Wave 1 調査対象者のうち，83〜85 %が残存している。

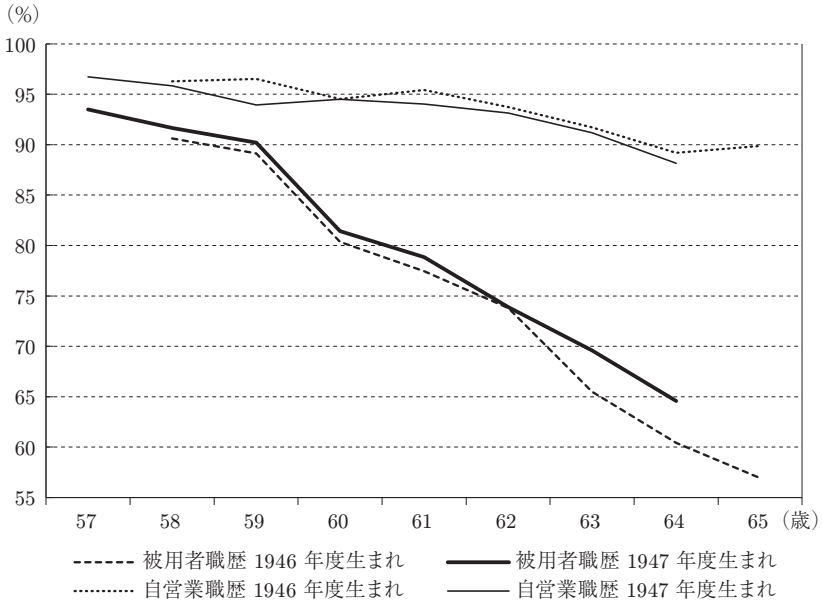
しかし，Wave 7（第 7 回調査）になると両職歴グループ間の脱落率には差が見られるようになる。1946 年度生まれと 1947 年度生まれについて，被用者職歴の脱落率は各々 23 %，24 %，自営業職歴の回答率は各々 30 %，29 %で，職歴ごとの両コーホート間の脱落率はほぼ同じである。しかし自営業職歴の脱落率は被用者職歴を 5〜7 %ポイント上回っている。なぜ Wave 5 と 7 の間に職歴間の脱落率に差が生じたのかについては不明であるが，いずれにせよ被用者職歴と自営業者職歴との比較については，脱落率に差があることによる留意も必要である。

4.　クロス集計による分析結果

(1)　就業率の変化

年齢別就業率を，職歴別，生まれ年度別に比較したのが図 3 である。自営業職歴の就業率と比較すると，被用者職歴の就業率は 60 歳以降，急速に低下する。こうした傾向自体はすでに広く知られているところであるが，興味深いのは被用者職歴では 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が，63 歳時点の就業率が 4 %ポイント高くなっていることである。一方，自営業職歴においては，

図３　就業率（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）



こうした就業率の上昇は見られず，63 歳時点での就業率は 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が，むしろ 2 %ポイント低くなっている。

樋口・山本（2002）は，構造形の労働供給関数を推計することによって，1994 年の厚生年金制度改正により，60～64 歳層の労働供給を 3 %程度引上げる効果を予測していた。これに加え，改正高齢法による支給開始年齢までの雇用確保措置義務化という後押しもあったはずである。このクロス集計で見る限り，4 %と樋口・山本（2002）の予測を 1 %ポイント上回る上昇が観察される。

(2)　所得の変化

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の引上げと改正高齢法による雇用確保措置の適用年齢の引上げは，所得構成にも影響を与えた可能性がある。こうした所得の状況は調査時点（毎年 10 月時点）の情報に基づいている。

まず被用者職歴の雇用保険受給率は 60 歳時点で両コーホートとも約 5 %と最も高くなっている（図 4）。これは 60 歳定年の後，再雇用後の賃金低下により雇用保険から高年齢雇用継続給付を受給しているか，あるいは再就職活動中で失業給付を受給していることの反映と考えられる。また被用者職歴の 63 歳時点の雇用保険受給確率は 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が 1 %ポイントほど高い。

公的年金受給率[9]（図 5）については，60 歳時点で，1947 年度コーホートの方が，被用者職歴で 6 %ポイント高く，自営業職歴では 14 %ポイントも高くなっている。一方，63 歳時点での公的年金受

図４　雇用保険受給率（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）

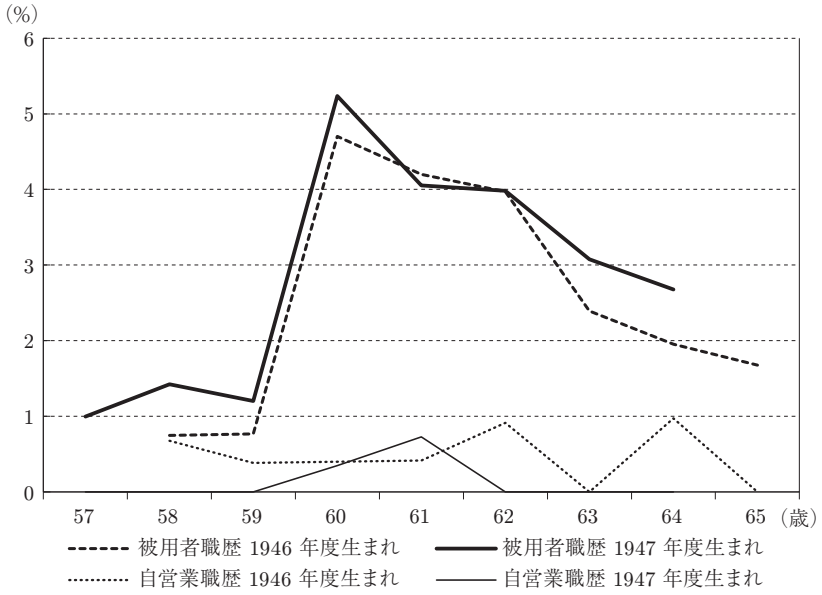


図５　公的年金受給率（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）

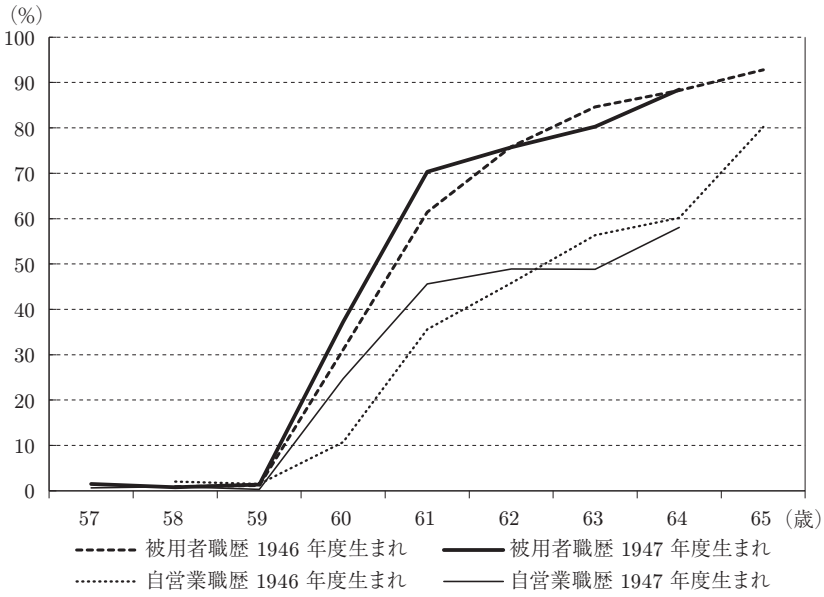
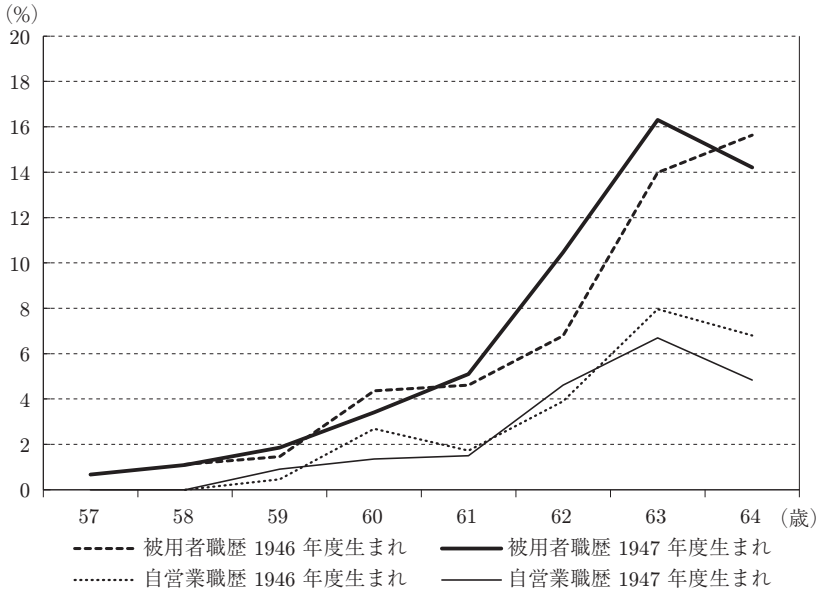


図 6　私的年金受給率（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）



給率は逆に，1947 年度コーホートの方が，被用者職歴で 4 %ポイント低く，自営業職歴では 8 %ポイント低くなっている。なお，自営業職歴でも 60 歳時点で受給者が存在する理由として，繰上げ受給していること，あるいは厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていること等が挙げられる。

私的年金受給率（図 6）について 63 歳時点を比較すると被用者職歴では 1947 年度生まれの方が 2 %ポイント高いが，自営業職歴では逆に 1 %ポイント低い。特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げによるギャップを被用者職歴では私的年金によっても埋め合わせていた可能性を示唆する。

図 7 と 8 は年齢別の公的年金平均受給月額の推移と 63 歳時点の公的年金受給額の分布を職歴別，生まれ年度別に比較したものである。なお分布はカーネル密度推定による。

---

(9)　公的年金受給率の変化は，Wave 4 以降で所得源に関する選択肢が変更されたことによりもたらされた可能性もある。Wave 3 以前では，「何によって得られた収入か」という質問の中に「2. 公的年金」と「4. その他の社会保障給付金」という選択肢が存在していた。ところが Wave 4 以降では公的年金の受給有無が独立した質問項目になり，これらの選択肢の中から「2. 公的年金」という選択肢が除かれ，さらに「4. その他の社会保障給付金」という選択肢については「3. 生活保護等の社会保障給付金」と用語の変更も行われた。こうした調査票設計の変更により調査対象者の回答がどのように変化したかは不明である。ただし，この調査票設計の変更が影響を及ぼした可能性があるのは，1946 年度生まれコーホートについては 62 歳以降，1947 年度生まれコーホートについては 61 歳以降で，ちょうど 1947 年度生まれコーホートの方で公的年金受給率が高くなっている部分とも重なる。したがって，この部分の変化に関する結果解釈については留保が必要である。とはいえ本研究で最も関心のある 63 歳時点については，同じ調査票設計の下で両コーホートの比較が可能となっている。

図 7　公的年金平均受給月額（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）

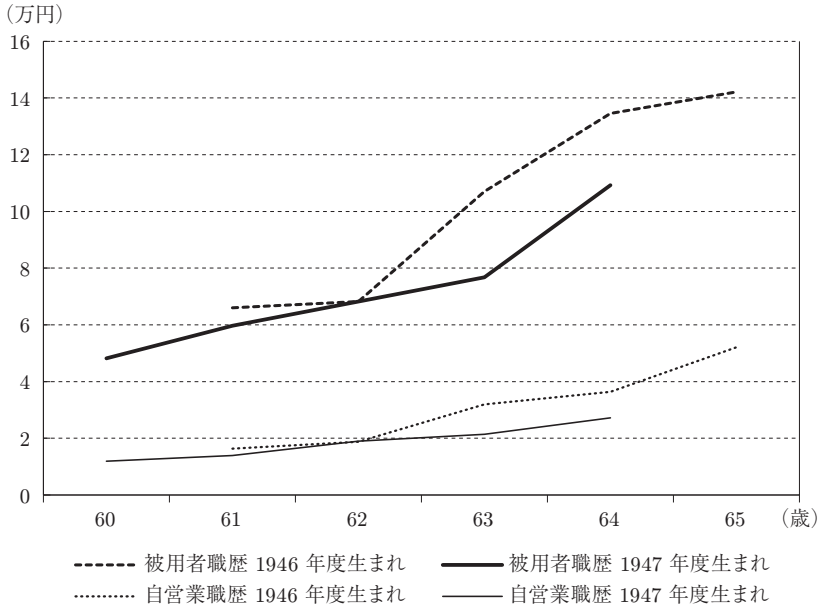
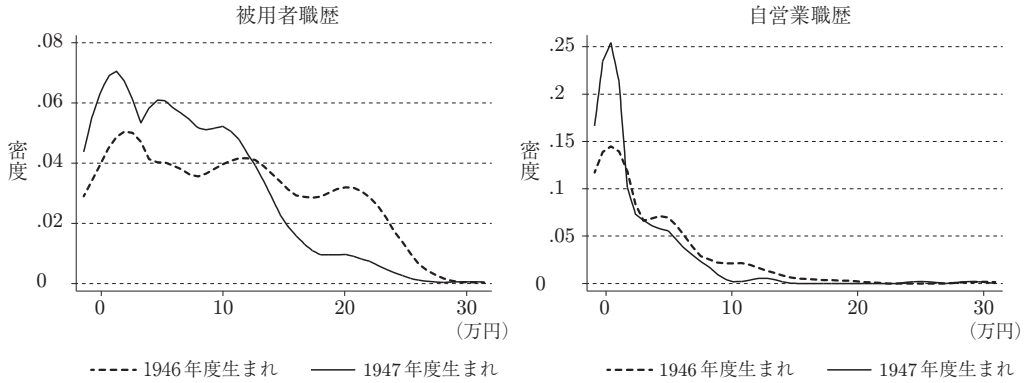


図 8　公的年金受給月額の分布（男性，63 歳時点，職歴別，生まれ年度別）



特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げを反映し，1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれの 63 歳時点の平均公的年金受給額（月額）は，被用者職歴で 3 万円低く，自営業職歴でも 1 万円低い[(10)]（図 7）。また同様に制度変更を反映し，63 歳時点の公的年金受給額（月額）の分布も，両職歴グループとも，1947 年度生まれの方が 1946 年度生まれよりも低い方に偏っている（図 8）。

図 9～12 は年齢別の公的年金以外の平均本人収入月額の推移，63 歳時点の公的年金以外の本人収入月額の分布，公的年金を含む本人収入の有無および公的年金を含む本人収入月額の分布を，職歴別，生まれ年度別に比較している。

図 9　公的年金以外の平均本人収入月額（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）

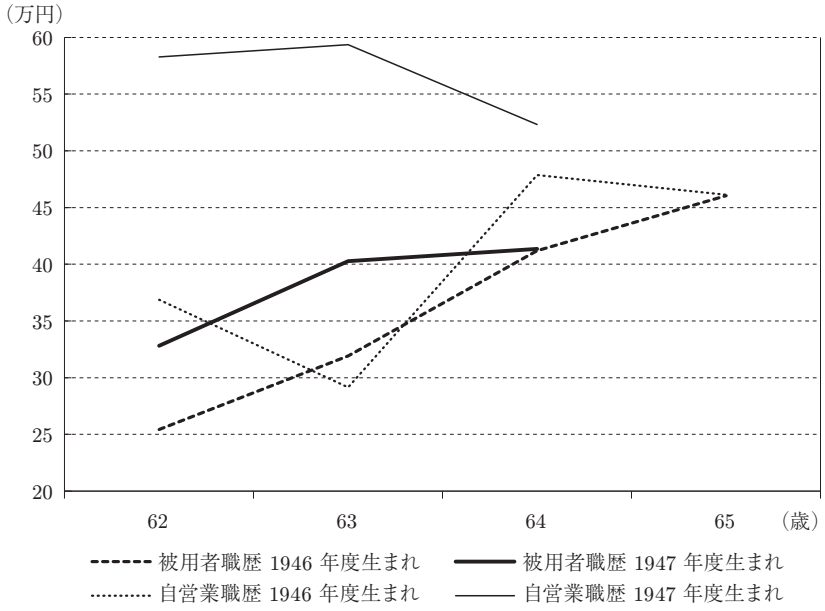
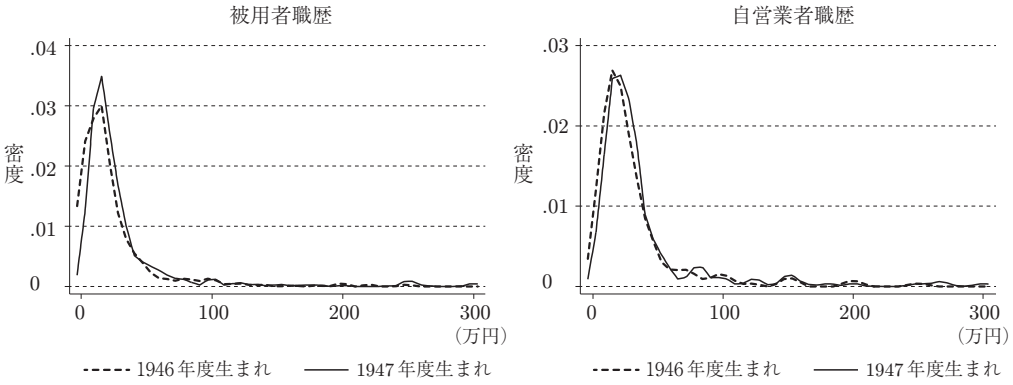


図 10　公的年金以外の本人収入月額の分布（男性，63 歳時点，職歴別，生まれ年度別）



（10）自営業職歴では，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の影響を受けないはずであるが，被用者としての職歴がある場合には，老齢厚生年金の受給資格が発生するため影響を受ける者も存在する可能性がある。「中高年者縦断調査」では，老齢厚生年金の受給権の有無を直接尋ねる質問項目は含まれていないため，この可能性をさらに検討するのは困難である。また，図 5 で確認したように，自営業職歴でも 1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれでは 60 歳時点での公的年金受給率が 14 %も高くなっているが，これは 2008 年 9 月に発生したリーマンショック後の不況による影響で，当時，60 歳だった自営業職歴で 1947 年度生まれのコーホート（表 2 参照）で繰上げ受給者が増大した可能性も考えられる。また自営業職歴で公的年金受給額が 1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれで 1 万円低いのは，繰上げ受給者が増大した（＝公的年金の減額を受ける者が増えた）可能性と整合的と考えられる。

図 11　公的年金を含む本人収入の有無（男性，年齢別，職歴別，生まれ年度別）

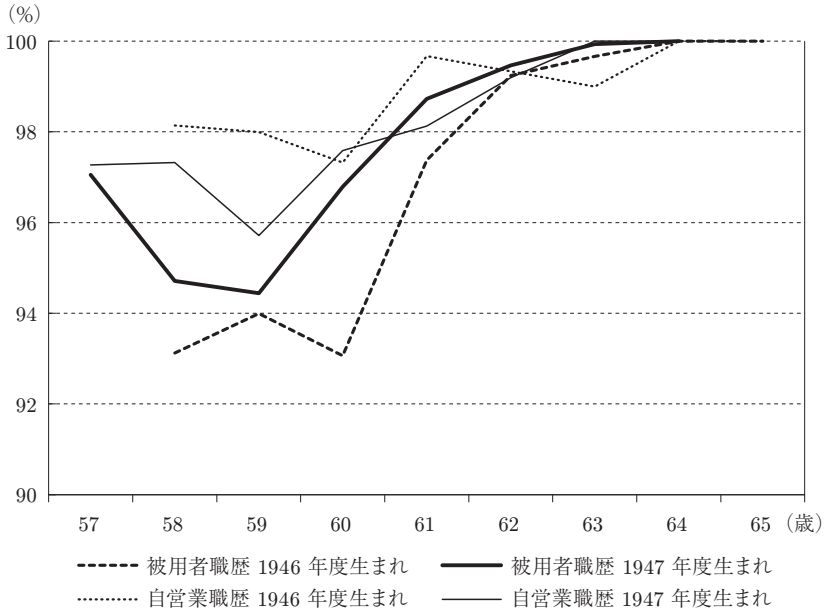
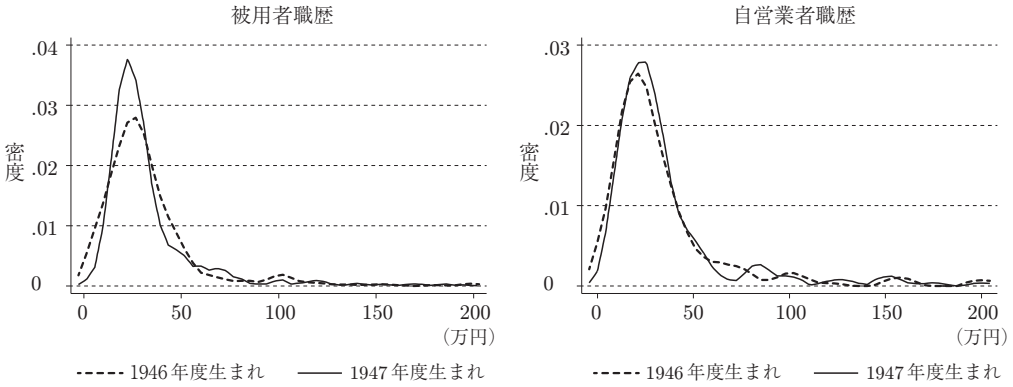


図 12　公的年金を含む本人収入月額の分布（男性，63 歳時点，職歴別，生まれ年度別）



63 歳時点における公的年金以外の平均本人収入月額は，両職歴グループとも 1946 年度生まれより 1947 年度生まれの方が高く，被用者職歴では 8 万円，自営業職歴では 30 万円も高くなっている（図 9）。公的年金以外の本人収入月額の分布も，1947 年度生まれの方（実線）が 1946 年度生まれ（点線）より全体的に高い方にある（図 10）。

公的年金を含む本人収入の有無については，63 歳時点で自営業職歴の 1946 年度生まれで 99 %となっている以外は，ほぼ 100 %が何らかの本人収入を有している（図 11）。

公的年金を含む本人収入月額の分布についても，被用者職歴グループの 1947 年度生まれは，1946

年度生まれと比較し，低所得層の分布密度は相対的に低くなっており，中央値付近の分布密度が高くなっている（図 12）。こうした特徴は自営業職歴にも見られるが，被用者職歴により顕著である。

以上のクロス集計の結果をまとめると，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げにより，63 歳時点の公的年金受給額は低くなっていたが，公的年金を含む本人収入について見ると低所得層は減少していた。この背景として，改正高齢法による雇用確保措置がもたらした就業率上昇に伴う就労収入増大，また一部は私的年金受給率上昇による公的年金以外の本人収入の増大が考えられる。

5. 就業率および本人収入の分布変化に関する計量経済分析

(1) 就業率と本人収入の有無の変化に関する差分の差分析

2010 年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたことにより，雇用と年金の接続がどのように変化したか，他の条件を一定にして評価するため，本節では差分の差（Difference in Difference）の手法を用いる。具体的には，被用者職歴男性の就業確率（あるいは本人の収入がある確率）が 62 歳以前と 63 歳以降でどのように変化したのか（差分），その差を 1946 年度生まれと 1947 年度生まれとで比較（差分の差分）することで，制度変更の影響を統計的に検出する手法を採用する。

1947 年度生まれコーホートの支給開始年齢を 63 歳から 64 歳へ引上げたこと，そしてそれに伴い改正高齢法による雇用確保措置の義務年齢を 63 歳から 64 歳までに引上げたことの就業確率にたいする複合的効果は，被用者職歴の 1946 年度生まれと 1947 年度生まれの両コーホートのサンプルを用い，以下の推計式により求めることができる。

$$P_i = \alpha + \beta \cdot Z_i + \gamma \cdot Age63_i + \delta(Cohort47_i * Age63_i) + \eta \cdot Cohort47_i + \varepsilon_i$$

ここで P は中高年者 i が収入のある仕事をしていない（あるいは本人の収入がない）場合に 0，仕事をしている（あるいは本人の収入がある）場合に 1 となるダミー変数，$Cohort47_i$ は 1946 年度生まれである場合に 0，1947 年度生まれである場合に 1 となるダミー変数，$Age63_i$ は 62 歳以下では 0，63 歳以上に 1 となるダミー変数，Z_i は高齢者の属性（年齢，主観的不健康，有配偶，要介護者の存在）[(11)] を表す変数ベクトルである。添え字の i は各中高年者を表す。ε は誤差項を示す。

求めるべき係数は $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \eta$ であるが，制度改正が 1947 年度コーホートの 63 歳以降の就業率に与えた効果は，係数 δ として捉えることができる。こうした分析手法を採用することから，対象サ

(11) 主観的不健康は，現在の健康状態について，どちらかといえば悪い，悪い，大変悪い，と回答している場合に 1，そうでない場合を 0 とおくダミー変数である。要介護者の存在は，同居者や同居していない親族に対し介護している場合を 1，そうでない場合を 0 とおくダミー変数である。

表 4　就業と本人収入の有無に関する固定効果線形確率モデル
（男性 1946・1947 年度生まれ，被用者職歴のみ）

被説明変数	収入になる仕事あり（= 1）		本人収入あり（= 1）	
	Coef.	[*Std. Err.*]	*Coef.*	[*Std. Err.*]
説明変数				
年齢	−0.475	[0.095] ***	−0.074	[0.054]
年齢二乗	0.004	[0.001] ***	0.001	[0.000]
1947 年度生まれ	(omitted)		(omitted)	
63 歳以上	0.003	[0.014]	−0.018	[0.008] **
63 歳以上× 1947 年度生まれ	0.065	[0.012] ***	−0.010	[0.007]
主観的不健康	−0.025	[0.009] ***	−0.003	[0.005]
有配偶	0.002	[0.030]	0.027	[0.017]
要介護者の存在	−0.039	[0.012] ***	0.000	[0.007]
定数項	16.341	[2.863] ***	2.815	[1.632] *
R-sq within	0.062		0.016	
R-sq between	0.004		0.055	
R-sq overall	0.025		0.027	
観測値数	13, 600		13, 600	
N	2, 611		2, 611	

注：***，**，*は各々 1，5，10 %水準で有意。

ンプルは被用者職歴の中高年男性のうち，1946 年度生まれと 1947 年度生まれの両コーホートを用いる。

一方，1946 年度生まれコーホートの 63 歳以降と 1947 年度生まれコーホートの 63 歳以降で，上記変数では十分に捉えられない影響（たとえば両コーホート間でたまたま生じた景気動向や健康状態の変化等）により，係数 δ が見かけ上，統計的に有意になる可能性もある。

そうした可能性についても検討するため，支給開始年齢引上げや，改正高齢法による雇用確保措置の影響を受けにくいと考えられる自営業職歴の 1946 年度生まれと 1947 年度生まれの両コーホートのサンプルも加えることで，自営業者を含めた三重の差分分析も補足的に行う。

とはいえ，クロス集計で見たように自営業職歴のサンプル・サイズは，被用者職歴のサンプル・サイズの 4 分の 1 ほどであり，自営業職歴でも一定割合に厚生年金受給資格者がいる可能性があるため（脚注 10 参照），この補足的な三重の差分分析による推計結果についても一定の留保は必要である。また被用者職歴のみを用いた差分の差分分析でも，異なる年度生まれのコーホートでも生まれ月によっては同じ年齢が同じ Wave 上で比較可能となっているので，Wave 間で生じた経済状況等の変化を制度変更の効果として誤って捉えてしまうという問題は軽減されていることになる（表 2 および脚注 8 参照）。なお記述統計については本稿末の附表に示した。

表 4 は，被用者職歴の 1946・47 年度の両コーホートに関し，収入になる仕事および本人収入の有無に関する固定効果線形確率モデルの推計結果を示している。[12]「63 歳以上× 1947 年度生まれ」の

表 5　就業と本人収入の有無に関する固定効果線形確率モデル推定
（男性 1946・1947 年度生まれ，被用者職歴と自営業職歴）

被説明変数	収入になる仕事あり（= 1）		本人収入あり（= 1）	
	Coef.	[*Std. Err.*]	*Coef.*	[*Std. Err.*]
説明変数				
年齢	−0.384	[0.080]***	−0.068	[0.047]
年齢二乗	0.003	[0.001]***	0.001	[0.000]*
被用者職歴	(omitted)		(omitted)	
1947 年度生まれ	(omitted)		(omitted)	
63 歳以上	0.075	[0.019]***	−0.038	[0.011]***
63 歳以上× 1947 年度生まれ	0.016	[0.023]	0.008	[0.013]
被用者職歴× 1947 年度生まれ	(omitted)		(omitted)	
被用者職歴× 63 歳以上	−0.087	[0.017]***	0.025	[0.010]**
被用者職歴× 63 歳以上× 1947 年度生まれ	0.047	[0.025]*	−0.018	[0.015]
主観的不健康	−0.023	[0.008]***	−0.005	[0.004]
有配偶	−0.019	[0.025]	0.025	[0.015]*
要介護者の存在	−0.030	[0.010]***	0.001	[0.006]
定数項	13.446	[2.405]***	2.671	[1.396]*
R-sq within	0.052		0.014	
R-sq between	0.003		0.048	
R-sq overall	0.020		0.025	
観測値数	16, 700		16, 700	
N	3, 247		3, 247	

注：***，**，*は各々 1，5，10 %水準で有意。

係数が，支給開始年齢引上げと改正高齢法による複合効果を示している。当該係数は 0.065 なので，両制度の複合効果により，収入になる仕事に就いている確率は統計的に有意に 7 %上昇した。一方，本人収入があることの確率については，両制度の複合効果は有意でない。これは定額部分の支給開始年齢は引上げられたが，報酬比例部分については引き続き 60 歳から支給開始となっているため，とくに両コーホートでは所得に空白期間は生じないという制度設計と整合的な結果である。

表 5 は，被用者職歴と自営業職歴について，同じ被説明変数について固定効果線形確率モデルで推計したものである。この推計では複合的な制度効果は「被用者職歴× 63 歳以上× 1947 年度生まれ」の係数で捉えられている。10 %水準で有意ということに留意する必要はあるが，当該係数は 0.047 なので，両制度の複合効果により，収入になる仕事に就いている確率は 5 %上昇したことになる。

（12） F 検定，Hausman 検定，Breusch and Pagan 検定の結果から，Pooled 線形確率モデル，変量効果線形確率モデルではなく，固定効果線形確率モデルを採択した。

表 6　公的年金を含む本人収入月額（自然対数）に関する分位点回帰モデル
（男性 1946・1947 年度生まれ，被用者職歴のみ，63 歳時点）

分位	10 %	25 %	50 %	75 %	90 %
説明変数					
高校卒	0.134	0.074	0.066*	0.043	0.056
専門学校・短大・高専卒	0.310***	0.174	0.177***	0.243*	0.398
大学・大学院卒	0.329***	0.274***	0.278***	0.371***	0.521***
その他の卒業	0.174	0.390	0.123	0.374	0.708
1947 年度生まれ	0.256***	0.082*	−0.049*	−0.023	0.139
主観的不健康	−0.154	−0.074	−0.086**	−0.134***	−0.154
有配偶	0.600***	0.379***	0.280***	0.188***	0.321**
要介護者の存在	−0.138*	−0.167*	−0.010	0.174	0.668**
定数項	10.961***	11.693***	12.189***	12.563***	12.766***
Pseudo R-sq	0.048	0.028	0.030	0.039	0.038
N			1, 585		

注：***，**，*は各々 1，5，10 %水準で有意。

(2)　本人収入の分布変化に関する分位点回帰分析

前項の差分の差分析により，年金支給開始年齢の引上げと改正高齢法による雇用確保措置の複合効果は就業率を 5〜7 %上昇させる効果があったことを確認した。また年金と雇用の接続に失敗したことによる所得の空白期間の発生に特段の変化はなかったことを確認した。

しかし，社会政策的観点からより重要なのは，年金と雇用が接続されていたとしても所得分布にどのような影響があったかということである。山田（2007）でも指摘したように，雇用確保措置が講じられたとしても，再雇用後の賃金が大幅に下がった場合，支給開始年齢引上げで存在しなくなった定額部分を十分に埋め合わせられていない可能性がある。さらに，存在しなくなった定額部分を埋め合わせるに十分な収入を得られているかどうかは，所得階層によって異なる可能性もある。

こうした所得階層によって異なる可能性がある複合効果についても検討するため，分位点回帰モデルを用いた[(13)]。具体的には 10 %，25 %，50 %，75 %，90 %タイルにおいて，被用者職歴男性の 63 歳時点の本人収入額（自然対数）が 1946 年度生まれと 1947 年度生まれでどのように異なるのかを検討した。

被用者職歴での推計結果を示した表 6 では，ダミー変数である「1947 年度生まれ」の係数が，両制度による複合効果を示している。両制度は低所得層において公的年金を含む本人収入を引上げる効果があった。10 %，25 %，50 %タイルでの係数は，0.256，0.082，−0.049 であり，1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれは 63 歳時点で，公的年金を含む本人収入は各々 26 %，8 %，−5 %変動した。75 %，90 %タイルでは係数は有意でない[(14)]。

（13）　係数の標準偏差の計算には 1,000 回に設定した Bootstrap 法を用いた。

表 7　各分位点間の「1947 年度生まれ」係数の差に関する検定（表 6 に関する検定）

H_0	F 値
[q10] = [q25]	7.3 ***
[q10] = [q50]	18.0 ***
[q10] = [q75]	12.1 ***
[q10] = [q90]	0.8
[q25] = [q50]	13.8 ***
[q25] = [q75]	4.6 **
[q25] = [q90]	0.2
[q50] = [q75]	0.5
[q50] = [q90]	3.0 *
[q75] = [q90]	2.7 *

注：***，**，*は各々 1，5，10 %水準で有意。

表 8　公的年金を含む本人収入月額（自然対数）に関する分位点回帰モデル
（男性 1946，47 年度生まれ，被用者職歴と自営業職歴，63 歳時点）

分位	10 %	25 %	50 %	75 %	90 %
説明変数					
高校卒	0.143	0.069	0.047	0.065	0.065
専門学校・短大・高専卒	0.355***	0.210**	0.148**	0.192	0.192
大学・大学院卒	0.355***	0.286***	0.262***	0.393***	0.393***
その他の卒業	0.174	0.082	0.000	0.201	0.201
被用者職歴	0.191	0.128*	0.124*	−0.074	−0.074
1947 年度生まれ	0.262	0.099	0.114	0.053	0.053
被用者職歴× 1947 年度生まれ	−0.024	−0.029	−0.163*	−0.076	−0.076
主観的不健康	−0.191**	−0.098	−0.080**	−0.095*	−0.095*
有配偶	0.535***	0.315***	0.246***	0.150**	0.150**
要介護者の存在	−0.167**	−0.169*	0.000	0.153	0.153
定数項	10.836***	11.629***	12.108***	12.654***	12.654***
Pseudo R-sq	0.045	0.025	0.024	0.031	0.037
N			1,977		

注：***，**，*は各々 1，5，10 %水準で有意。

このように 10 %，25 %タイルで公的年金を含む本人収入が上昇したことは，各分位間の係数の差においても確認できる。各分位点間で「1947 年度生まれ」の係数に差があるかどうかを検定した結果を表 7 に示している。10 %タイルの当該係数は 25 %，50 %，75 %タイルと有意な差がある。また 25 %タイルの当該係数についても，10 %，50 %，75 %の係数と有意な差がある。

（14）総務省が公表している物価上昇率を用い，所得を実質化した計測も行ったが，「1947 年度生まれ」の係数は，50 %タイルで有意でなくなった以外は，10 %，25 %タイルで有意でその大きさもほぼ同じであった（各々 0.266 と 0.092）。

表 9　各分位点間の「被用者職歴× 1947 年度生まれ」係数の差に関する検定（表 8 に関する検定）

H_0	F 値
[q10] = [q25]	0.0
[q10] = [q50]	0.6
[q10] = [q75]	0.1
[q10] = [q90]	0.8
[q25] = [q50]	2.5
[q25] = [q75]	0.1
[q25] = [q90]	1.1
[q50] = [q75]	0.7
[q50] = [q90]	0.4
[q75] = [q90]	1.0

注：***, **, *は各々 1, 5, 10 %水準で有意。

しかし，自営業職歴を含めて分析すると，両制度による複合効果は統計的に有意ではなくなる。表 8 は，被用者職歴と自営業職歴の 1946・1947 年度生まれの両コーホートの 63 歳時点の公的年金を含む本人収入に関する分位点回帰モデルの推計結果を示している。ここでは被用者職歴かつ 1947 年度生まれである場合に 1 を取るダミー変数「被用者職歴× 1947 年度生まれ」によって，両制度の効果を捉えようとしている。

当該係数が 10 %水準でも有意なのは 50 %タイルのみで，その大きさは −0.163 である[(15)]。また表 9 で示したように，各分位点間の係数についても有意な差はない。

自営業職歴のサンプル・サイズが小さいこと，被用者と比較した脱落率の高さ，および厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていることにより，差が検出できなかった可能性も考えられる。

6.　結びにかえて

本稿では 2010 年度に特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が 63 歳から 64 歳に引上げられたこと，および改正高年齢者雇用安定法の雇用確保措置により，雇用と年金の接続がどのように変化したか，厚生労働省「中高年者縦断調査」を用い検討した。具体的には，支給開始年齢が 63 歳である 1946 年度生まれと 64 歳である 1947 年度生まれ，被用者職歴と自営業職歴（いずれも男性）とを比較することで，就業率，公的・私的年金や雇用保険の受給パターン等がどのように変化したか，クロス集計および差分の差および分位点回帰による統計分析により検討した。比較対象群として自営業職歴を補足的に用いた理由は，このグループが特別支給の老齢厚生年金（定額部

(15)　同様に所得を実質化した計測も行ったが，「被用者職歴× 1947 年度生まれ」の係数は 50 %タイルでのみ 10 %水準で有意であり，その大きさは同じであった。

分）の支給開始年齢の引上げの影響を受けにくい一方，両コーホート間で生じた景気や健康状態の相違については共通の影響を被用者職歴と同様に受けていると考えられるためである。

分析の結果，1946 年度生まれと比較し，1947 年度生まれの 63 歳以降の被用者職歴男性の①就業率は 5〜7 %高く，②本人収入がある確率は統計的に有意な差がなく，③公的年金を含む本人収入は 10 %，25 %タイルで各々 26 %，8 %有意に高く，50 %タイルで 5 %有意に低く，また 75 %，90 %タイルでは有意な差がなかった。

ただし，自営業職歴を分析に加えた場合には，低所得層における公的年金を含む本人収入には統計的に有意な差は検出されなかった。これは，自営業職歴のサンプル・サイズが小さいこと，被用者と比較した脱落率の高さ，および厚生年金の受給資格者が一定割合含まれていることによる可能性が考えられる。

これらの結果は，特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引上げにより，63 歳時点の公的年金受給額は低くなっていたが，改正高齢法による雇用確保措置の適用年齢引上げによる就業率上昇，また一部には私的年金受給率上昇により，低所得層については公的年金以外の本人収入はむしろ増大し，経済状況が改善されたことを示唆している。

（経済学部教授）

謝辞：本稿の分析は厚生労働科学研究費補助金による「新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働行政に対する提言に関する研究（課題番号 H24–政策–一般–006）」の一環として行われ，本稿執筆にあたっては，研究代表者の駒村康平氏ならびに研究班メンバーとの議論に多くを負う。研究費助成者，データ貸与にご尽力いただいた方，研究班メンバー，また本稿改定にあたりご助言いただいた方に心から御礼申し上げる。言うまでもなく本稿に残りうる誤りは筆者がすべての責を負う。

参　考　文　献

近藤絢子（2014）「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか——高年齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』，No.642，pp.13–22。

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.31–77。

山田篤裕（2007）「高年齢者の継続雇用義務への企業の対応——賃金・年収水準調整を中心に」労働政策研究・研修機構『高齢者継続雇用に向けた人事労務管理の現状と課題（労働政策研究報告書 No.83）』所収。

————（2009）「高齢者就業率の規定要因——定年制度，賃金プロファイル，労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』，No.589，pp.4–19。

山本勲（2008）「高年齢者雇用安定法改正の効果分析」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム IV』所収，慶應義塾大学出版会。

附表　基本統計量

		被用者職歴× 1946 年度生まれ		被用者職歴× 1947 年度生まれ		自営業職歴× 1946 年度生まれ		自営業職歴× 1947 年度生まれ	
		Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]
収入になる仕事	overall	0.800	[0.400]	0.850	[0.357]	0.949	[0.220]	0.943	[0.232]
	between		[0.319]		[0.286]		[0.220]		[0.231]
	within		[0.260]		[0.240]		[0.106]		[0.127]
本人収入あり	overall	0.961	[0.195]	0.966	[0.181]	0.983	[0.128]	0.971	[0.168]
	between		[0.158]		[0.156]		[0.136]		[0.188]
	within		[0.143]		[0.135]		[0.084]		[0.097]
本人収入（自然対数）	overall	12.130	[2.575]	12.194	[2.389]	12.431	[1.816]	12.297	[2.277]
	between		[2.175]		[2.104]		[1.903]		[2.505]
	within		[1.774]		[1.695]		[1.099]		[1.260]
年齢	overall	61.138	[1.992]	60.249	[2.011]	61.160	[2.045]	60.263	[2.056]
	between		[1.019]		[1.054]		[1.147]		[1.157]
	within		[1.819]		[1.844]		[1.865]		[1.864]
高校卒	overall	0.477	[0.500]	0.466	[0.499]	0.450	[0.498]	0.453	[0.498]
	between		[0.499]		[0.000]		[0.496]		[0.498]
	within		[0.000]		[0.466]		[0.000]		[0.000]
専門学校・短大・高専卒	overall	0.050	[0.217]	0.055	[0.228]	0.073	[0.261]	0.085	[0.280]
	between		[0.213]		[0.218]		[0.262]		[0.267]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
大学・大学院卒	overall	0.258	[0.437]	0.266	[0.442]	0.178	[0.382]	0.163	[0.369]
	between		[0.423]		[0.430]		[0.352]		[0.359]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
その他の卒業	overall	0.006	[0.077]	0.004	[0.060]	0.012	[0.110]	0.008	[0.090]
	between		[0.078]		[0.052]		[0.102]		[0.075]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
1947 年度生まれ	overall	0.000	[0.000]	1.000	[0.000]	0.000	[0.000]	1.000	[0.000]
	between		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
	within		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]
63 歳以上	overall	0.277	[0.447]	0.169	[0.375]	0.297	[0.457]	0.185	[0.389]
	between		[0.174]		[0.137]		[0.203]		[0.158]
	within		[0.420]		[0.355]		[0.431]		[0.367]
63 歳以上× 1947 年度生まれ	overall	0.000	[0.000]	0.169	[0.375]	0.000	[0.000]	0.185	[0.389]
	between		[0.000]		[0.137]		[0.000]		[0.158]
	within		[0.000]		[0.355]		[0.000]		[0.367]
主観的不健康	overall	0.186	[0.389]	0.183	[0.387]	0.181	[0.385]	0.207	[0.406]
	between		[0.318]		[0.319]		[0.334]		[0.328]
	within		[0.256]		[0.252]		[0.242]		[0.274]
有配偶	overall	0.910	[0.287]	0.893	[0.309]	0.899	[0.301]	0.944	[0.231]
	between		[0.290]		[0.308]		[0.283]		[0.256]
	within		[0.081]		[0.072]		[0.084]		[0.079]
要介護者の存在	overall	0.083	[0.275]	0.084	[0.277]	0.088	[0.283]	0.098	[0.297]
	between		[0.191]		[0.194]		[0.209]		[0.199]
	within		[0.195]		[0.200]		[0.199]		[0.225]
観測値数		6,007		7,593		1,379		1,721	
N		1,151		1,460		285		351	
T-bar		5.219		5.201		4.839		4.903	