

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歳への引き上げられたこと、そしてそれに伴う改正高齢法の雇用確保措置の対象が63歳までから64歳までになったことに焦点を当て、両制度により就業、公的・私的年金や雇用保険の受給パターンや所得・負債・貯蓄などにどのような変化が生じたのかを検討する。

分析結果を先に述べれば、以下のとおりである。まずクロス集計により、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの63歳時点の被用者職歴男性の①就業率は5%ポイント高く、②就業者に占める短時間(週労働時間30時間未満)労働者は5%ポイント低く、③就業者に占める1年以内の再就職者は8%ポイント低く、④私的年金受給率は2%ポイント高く、⑤公的年金受給額の分布は低い方に移動したが、公的年金以外の本人収入額の分布は高い方に移動したことが明らかになった。また差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析の結果、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⑥就業率は5~7%高く、⑦本人収入がある確率には統計的に有意な差がなく、⑧公的年金を含む本人収入は10%、25%タイルでは26%、8%有意に高く、50%タイルでは9%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。

これらの分析結果により、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げにより、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したことが示唆された。

## 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<sup>2</sup>以降に生まれたコーホート男性から、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の受給開始年齢はそれ以前のコーホート男性における60歳から1歳引き上げられ、61歳となり、その後も徐々に引き上げられ、1949年度生まれ以降のコーホートでは65歳となる。この特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の引き上げは、2001(平成13)年から2013(平成25)年にかけて行われた。

### 【表1:特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ】

同様に2000(平成12)年の年金制度改正により、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2013(平成25)年から2025(平成37)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ている<sup>3</sup>。

---

予定である。また2004年の年金改革では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。

<sup>2</sup> より正確にはt年4月1日生まれのみ、t-1年度の支給開始年齢引上げルールが適用される。以下同じ。

<sup>3</sup> 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、

また特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げに関連し、2004年に高年齢者雇用安定法が改正<sup>4</sup>された。これにより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<sup>5</sup>ことを義務付けた。高年齢者雇用確保措置の義務年齢は、年金支給開始年齢の引上げに合わせることでされており、62歳まで<sup>6</sup>から65歳まで段階的に引上げられた。なお同法は2013年から始まる特別支給の老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給開始年齢引き上げに合わせ、さらに2012年に再び改正(施行は2013年)<sup>7</sup>された。

このような制度改正の中、高齢者の就業率はどのように推移していたのであろうか。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。

### 【図1:年齢階級別就業率(男性、1968~2012年)】

60-64歳の就業率に注目すると、1968年には81%であったものが、以降、長期的に低下し、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き上げられ始めた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年齢法が施行された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、20年前と同水準を近年も維持し続けている。

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長期的な低下傾向は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ところである。

---

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。

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> 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(再雇用制度及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)、③定年の定め(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。

<sup>6</sup> 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は導入されたため、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、改正高年齢法の施行時点(2006年4月)での雇用確保措置の義務年齢は61歳までではなく62歳までとなった。

<sup>7</sup> 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。

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、どのような影響を雇用と年金の接続にもたらしたのであるか。

支給開始年齢の引き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歳時点で雇用者だった人の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)でも労働力調査に基づき、同様の結論を得ている。

しかし、社会政策的観点からみた重要な問題として、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<sup>8</sup>引き下げが可能な再雇用制度であったため(山田 2007)、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げによる公的年金受給額の減少により、総収入は落ち込む可能性が挙げられる。また当時は継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みがまだ存在<sup>9</sup>しており、全般的な就業率が見かけ上改善したとしても、雇用と年金の接続がうまく行かない高齢者が低所得層に集中的に発生した可能性も懸念されることである。

そこで本研究では以下、個票データを用い、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と分位点回帰モデルによる統計分析により検討した。

### 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)、負債・貯蓄額などがあり、雇用と年金の接続に関し豊富な情報が含まれている。本研究においては統計法第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)調査の個票を用いている。

「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年度生まれまでの生年度コーホートである。その中、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歳への引き上げによる雇用と年金の接続への影響を観察

<sup>8</sup> 賃金下落幅毎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。

<sup>9</sup> 2013年に施行された改正高齢法により、継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みは廃止された。ただし、2013年からの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とリンクした経過措置がある。

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、比較対象として支給開始年齢がまだ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き上げが、生まれ年度を基準に実施されているためである。

なお本研究では、就業率の変化を示すための年齢については調査時点(10月時点)での満年齢を基準としている。毎回、調査は10月に実施されているため、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、Wave1(=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月が誕生月の場合、Wave1時点では58歳であるため、59歳時の情報を得るためにはWave2(=第2回調査)の情報も必要になってくるからである。それゆえ、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Wave1と2の情報を合成して算出している。これは他の年度生まれ、年齢についても同様であり、この関係を表2として整理している<sup>10</sup>。

#### 【表2:調査時点の年齢、生まれ年度、Waveとの関係】

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き上げや改正高齢法の影響によりどのように変化したか、年齢別にクロス集計するとともに、差分の差と分位点回帰モデルによる統計分析も行った。

## (2) 職歴ごとの脱落率

「中高年者縦断調査」の第1回の間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、すべて筆者による厚生労働省「中高年者縦断者調査」に基づく計算結果がデータ出所である。

#### 【図2:これまでの働き方(職歴)の構成割合(男性)】

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、「③①、②以外で20年以

<sup>10</sup> こうした関係は分析上の強みとなる。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Wave上で同じ満年齢が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も異なり、そのことが両コーホート間に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、見せかけの相違をもたらす可能性がある。しかし、当該調査では、この重なり合う関係があるが故に、そうした見せかけの相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。

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」と本稿では定義する。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。

なお本稿では、被用者職歴の1946・1947年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。その理由は、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き上げや高齢者雇用安定法改正の影響を受けにくいためである。

しかし、被用者職歴と比較してサンプル・サイズが小さく、脱落率も高いので、自営業職歴との比較結果については一定の留保がある。さらに、後述する（脚注12）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年度生まれコーホート男性で約1200、同1947年度生まれコーホート男性で約1500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る。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毎に脱落率を比較したのが表3である。Waveを重ねる毎に、脱落するサンプルは漸減しているが、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みられず、Wave 1の回答者の中、83～85%が回答している。

### 【表3：職歴別・生まれ年度別の脱落率（男性）】

しかし、Wave 7（第7次調査）になると両職歴グループ間の脱落率には差がみられるようになる。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、職歴毎の両コーホート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 7まで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は、脱落率

に差があるため留保が必要である。

#### 4. クロス集計表による分析結果

##### (1) 就業状況の変化

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、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。

##### 【図3：就業率（男性）】

樋口・山本（2002）では、構造形の労働供給関数を推計することによって、1994年の厚生年金制度の改正により、60～64歳層の労働供給を3%程度引き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が、このクロス集計でみる限り、4%と樋口・山本（2002）の予測を1%ポイント上回るに上昇しか観察されていない。

図4～6は就業者を100%として、年齢別、職歴別、生まれ年度別に週あたり労働日数、週あたり労働時間、短時間労働者（＝週あたり労働時間が30時間未満）の比率をみたものである。就業率と同様に週あたり労働日数については、自営業職歴より、被用者職歴の方の60歳以降の減少幅が大きくなっている。58歳時点と比較し、自営業職歴では両コーホートとも0.3日の減少であるのに対し、被用者職歴の1946年度生まれでは0.6日、1947年度生まれでは0.5日の減少となっている。

##### 【図4：週あたり労働日数（男性就業者）】

##### 【図5：週あたり労働時間（男性就業者）】

##### 【図6：短時間労働者の割合（男性就業者）】

63歳時点の週あたり労働時間については、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの方が、被用者職歴で平均1時間、自営業職歴で平均2時間、長くなっている。また63歳時点の短時間労働者の割合は、1946年度生まれと比較し、1947年度生まれの方が、両職歴とも3%ポイント低くなっている。つまり就業者に限って言えば、両コーホート間の63歳時点での労働日数や労働時間の差の正負は同じであった。

##### 【図7：正規の職員・従業者の割合（男性）】

##### 【図8：パートおよび契約社員の割合（男性）】

図7と8は各職歴・各コーホート男性を100%（非就業者を含む）として、従業上の地位毎の比率をみたものである。図では自営業職歴も示してあるが、一般的に

従業上の地位は被用者のみに関わる変数なので、被用者職歴のみに注目する。まず正規の職員・従業者の割合は59歳から60歳にかけて半減している。2006年の改正高齢法施行後も、多くの企業で60歳定年制は残ったため、この影響と考えられる。しかし、63歳時点で両コーホートを比較すると、1946年度生まれより1947年度生まれの方が就業者に占める正規の職員・従業者の割合が2%ポイントばかり高い。これは雇用確保措置として、再雇用・勤務延長制度ではなく、定年年齢の引き上げや廃止などで対応している企業が一定割合存在していることによる影響と考えられる。

また63歳時点の1947年度生まれのパート・アルバイト比率は1946年度生まれより2%ポイント低い一方、契約社員・嘱託比率は4%ポイント高い。同じ非正規雇用でも構成比率の変化は非正規雇用の種類によって異なっている点は興味深い。

図9と10は就業者を100%として、年齢別、職歴別、生まれ年度別に一年以内の再就職経験比率と失業率をみたものである。被用者職歴では60歳定年制の影響を受け、両コーホートとも63歳時点で就業者の4分の1が再就職を経験している。さらに高年齢者雇用安定法による雇用確保措置が63歳までであった1946年度生まれでは21%が再就職を経験している一方、雇用確保措置が64歳までに引き上げられた1947年度生まれでは、63歳時点の再就職経験率は14%であり、8%ポイントも低い。改正高齢法による雇用確保措置の影響がうかがえる。自営業職歴では両コーホート間で63歳時点における再就職経験率は同じであり、被用者職歴と対照的である。

#### 【図9：一年以内の再就職経験（男性就業者）】

図10では非就業者の中、「仕事をしたい」かつ「仕事を探している」あるいは「開業の準備をしている」サンプルを失業者と定義し、その比率（失業率）を示しているが、年齢ごとの変動幅が大きいため、この図から確たる傾向をつかむことは困難である。しかし、63歳時点に注目すると、被用者職歴では、1946年度生まれと比較すると、1947年度生まれの方が1%ポイントほど低くなっている。再就職経験と同様、高齢法の雇用確保措置の適用年齢が63歳までから64歳まで引き上げられたことによる影響と考えられる。

#### 【図10：失業率（男性）】

## (2) 所得の変化

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の引き上げと改正高齢法による雇用確保措置の適用年齢の引き上げは、所得源やその構成にも影響を与えた可能性がある。図11～13は年齢別、職歴別、生まれ年度別に雇用保険、公的年金、私的年金の受給率をみたものである。こうした所得の状況は調査時点（10月1か月間）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 5%と最も高くなっている（図 11）。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。

#### 【図 11：雇用保険受給率（男性）】

公的年金受給率（図 12）<sup>11</sup>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、繰り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。

#### 【図 12：公的年金受給率（男性）】

私的年金受給率（図 13）について 63 歳時点と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）の支給開始年齢引き上げによるギャップを私的年金が埋め合わせている可能性を示唆する結果である。

#### 【図 13：私的年金受給率（男性）】

図 14 と 15 は年齢別の公的年金平均受給額の推移と 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。

#### 【図 14：公的年金平均受給額：万円（男性）】

#### 【図 15：公的年金受給額の分布（男性）】

特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げを反映し、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）

<sup>11</sup> 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、本稿で最も関心のある 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。



は、被用者職歴で3万円低く、自営業職歴でも1万円低い<sup>12</sup>。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16～19は年齢別の公的年金以外の平均本人収入額の推移、63歳時点の公的年金以外の本人収入の分布、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の分布を、職歴別、生まれ年度別に比較したものである。

【図16：公的年金以外の平均本人収入額：万円（男性）】

【図17：公的年金以外の本人収入の分布（男性）】

【図18：公的年金を含む本人収入の有無（男性）】

【図19：公的年金を含む本人収入の分布（男性）】

63歳時点における公的年金以外の平均本人収入額は、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。公的年金以外の本人収入の分布も、1947年度生まれの方(点線)が1946年度生まれ(実線)より全体的に高い方にある。

公的年金の含む本人収入の有無については、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。

公的年金を含む本人収入の分布についても、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。こうした特徴は自営業職歴にもみられるが、被用者職歴により顕著にみられる。

以上をまとめると、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の支給開始年齢引き上げにより、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み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、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。

### (3) 負債・貯蓄の変化

---

<sup>12</sup> 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、雇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12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直後による影響で、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も参照)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、繰り上げ受給者が増大した可能性と整合的といえる。

所得の変化により、ストックである負債・貯蓄も変化すると考えられる。そこで最後に負債・貯蓄の変化について同様に検討する。図 20～23 は借入金・貯蓄の有無と平均借入金額と平均貯蓄額について、職歴、生まれ年度毎に、年齢別の推移を比較している。なお前項までの変数とは異なり、借入金や貯蓄は本人（個人）単位ではなく、世帯単位となっている。

【図 20：借入金がある世帯の割合（男性）】

【図 21：平均世帯借入金額：万円（男性）】

【図 22：貯蓄がある世帯の割合（男性）】

【図 23：平均世帯貯蓄額：万円（男性）】

借入金がある世帯比率は、年齢が高くなるほど減少傾向にあるが、その傾向は被用者職歴の方で顕著である。とくに被用者職歴では、59 歳から 60 歳にかけて両コーホートとも借入金がある世帯比率は 8～9%ポイント減少している。借入金額についても年齢が高くなるほど減少傾向にある。

貯蓄がある世帯比率は、借入金がある世帯比率の傾向とは反対に、年齢が高くなるほど増大傾向にある。貯蓄額については、被用者職歴において、59 歳から 60 歳にかけて相対的に大幅な増加が観察される。より具体的には被用者職歴で 1946 年度、1947 年度生まれは、それぞれ 59 歳から 60 歳にかけて、貯蓄額平均が 220 万円、160 万円増加している。この増加は 60 歳定年制による退職金の支払いの影響と考えられる。

63 歳時点での貯蓄額平均から借入金額平均を引いた額（平均純貯蓄額）を比較すると、被用者グループでは両コーホートとも 1000 万円であるが、自営業職歴では 1946 年度生まれで 630 万円、1947 年度生まれでは 140 万円と 490 万円もの差がある。自営業職歴では経済状況の変化が、1947 年度生まれコーホートに深刻なダメージを与えた可能性もある一方、自営業職歴はサンプル・サイズが相対的に小さいことで結果が不安定となっている可能性が考えられる。

## 5. 就業率および本人収入の分布変化に関する統計分析

### (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を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有る確率）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 歳までに引き上げたことの影響

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。

$$P_i = \alpha + \beta \cdot Z_i + \gamma \cdot \text{Age63}_i + \delta (\text{Cohort47}_i * \text{Age63}_i) + \eta \cdot \text{Cohort47}_i + \varepsilon_i$$

ここで  $P$  は中高年者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、 $\text{Cohort47}_i$  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、 $\text{Age63}_i$  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<sup>13)</sup>)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。 $\varepsilon$  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  $\delta$  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、対象サンプルは被用者職歴の中高年男性の中、1946 年と 1947 年の両コーホートを用いる。

一方、1946 年コーホートの 63 歳以降と 1947 年コーホートの 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 63 歳前後でたまたま生じた景気動向の変化等)により、係数  $\delta$  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、支給開始年齢引き上げや、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の分析も補足的に行う。

とはいえ、クロス集計でみ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 12 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 が異なることによる経済状況の変化による問題は軽減されていることになる(表 2 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線形確率固定効果モデルの推計結果を示している<sup>14)</sup>。「63 歳以上×1947 年度生」の係数が、支給開始年齢引き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

<sup>13)</sup> 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。

<sup>14)</sup> 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。

率は 7%上昇した。一方、本人収入があることの確率は、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き上げられたが、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 4: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル(男性、被用者職歴)】

【表 5: 就業と本人収入有無に関する線形確率固定効果モデル (男性)】

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線形確率固定効果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」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があるが、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。

## (2) 本人収入の分布変化に関する分位点回帰分析

前項の差分の差分分析により、年金支給開始年齢の引き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 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、支給開始年齢引き上げで無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、無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<sup>15</sup>。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き上げる効果があった。10%、25%、50%タイルでの係数は、0.256、0.082、-0.086 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%、-9%変動した。75%、90%タイルでは係数は有意でない<sup>16</sup>。

<sup>15</sup> 係数の標準偏差の計算には 1000 回に設定した Bootstrap 法を用いた。

<sup>16</sup> 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%

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。

【表 6：本人収入に関する分位点回帰モデル（男性、被用者職歴、63 歳時点）】

【表 7：各分位点間の「1947 年度生」係数の差に関する検定（表 6）】

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」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<sup>17</sup>。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。

【表 8：本人収入に関する分位点回帰モデル（男性、63 歳時点）】

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

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のかも知れない。

## 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も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（定額部分）の支給開始年齢の引き上げの影響を受けにくいためである。

クロス集計による分析の結果、1946 年度生まれと比較し、1947 年度生まれの 63 歳時点の被用者職歴男性の①就業率は 5%ポイント高く、②就業者に占める短時間（週労働時間

---

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）。

<sup>17</sup> 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」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。

30 時間未満)労働者は 5%ポイント低く、③就業者に占める 1 年以内の再就職者は 8%ポイント低く、④私的年金受給率は 2%ポイント高く、⑤公的年金受給額の分布は低い方に移動したが、公的年金以外の本人収入額の分布は高い方に移動した、ことなどが明らかにされた。

また差分の差および分位点回帰による統計分析の結果、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⑥就業率は 5~7%高く、⑦本人収入がある確率は統計的に有意な差がなく、⑧公的年金を含む本人収入は 10%、25%タイルは 26%、8%有意に高く、50%タイルで 9%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ある。

これらの結果は、特別支給の老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢引き上げにより、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き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、公的年金以外の本人収入はむしろ増大し、低所得層については経済状況が改善されたことを示唆している。

## <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』、56(1)、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。

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。

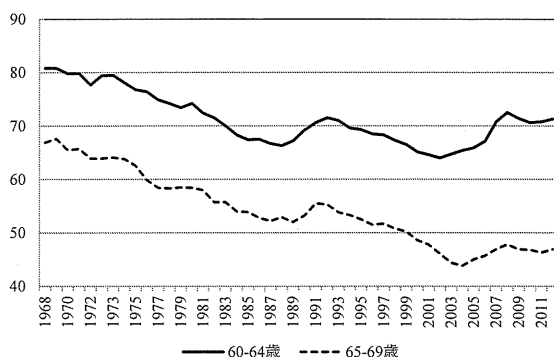
———(2009)「高齢者就業率の規定要因—一定年制度、賃金プロフィール、労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』No.589: pp.4-19。

表 1: 特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ(平成 13(2001)~25(2013)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）』

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	1947年度生	
57		W1	
58	W1	W1+W2	
59	W1+W2	W2+W3	
60	W2+W3	W3+W4	※Wave4(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年度生かつ11月以降生まれはまだ64歳の情報が無い。
65	W7		⇒1946年度生かつ11月以降生まれはまだ65歳の情報が無い。

図 2: これまでの働き方(職歴)の構成割合(男性)

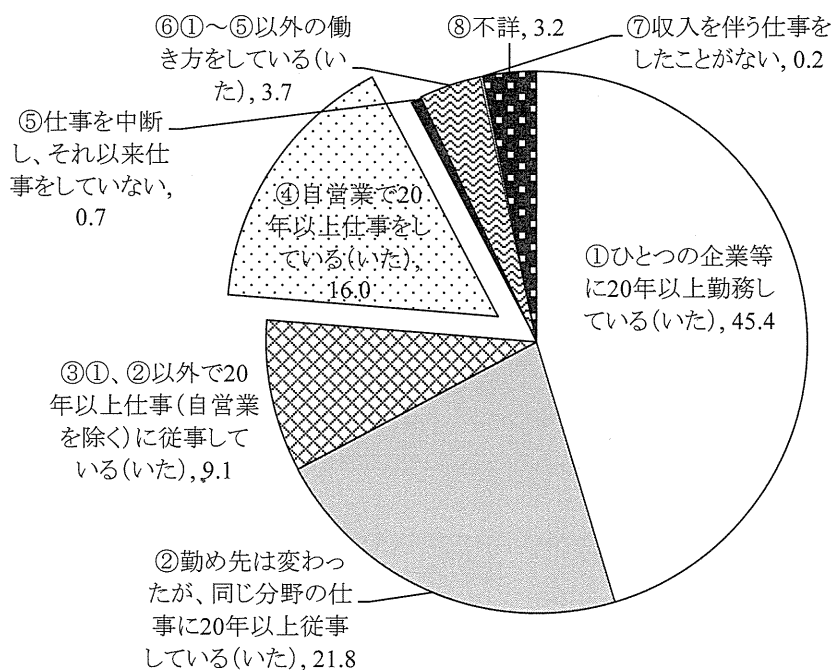




表 3:職歴別・生まれ年度別の脱落率(男性)

	被用者		自営業者	
	1946年度生	1947年度生	1946年度生	1947年度生
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

図 3:就業率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

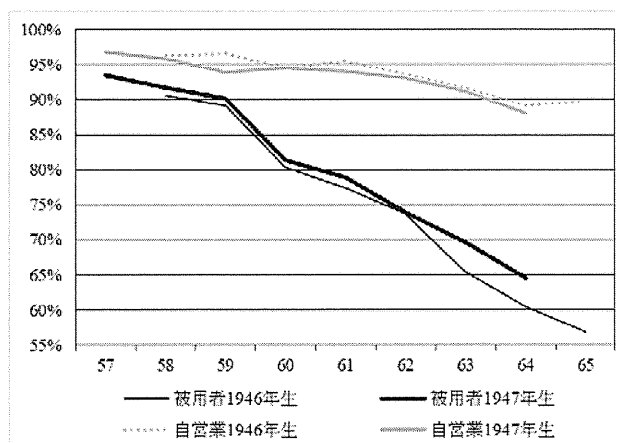


図 4:週あたり労働日数(男性就業者=100%、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

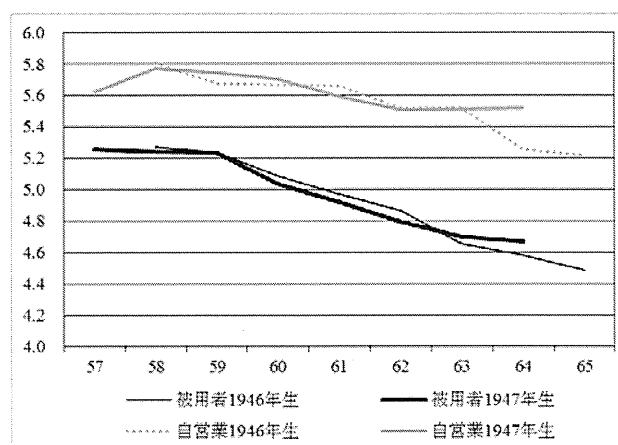


図 5: 週あたり労働時間(男性就業者=100%、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

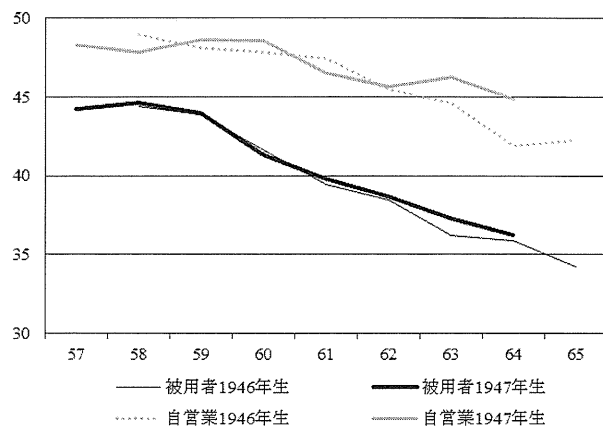


図 6: 短時間労働者(週 30 時間未満)の割合(男性就業者=100%、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

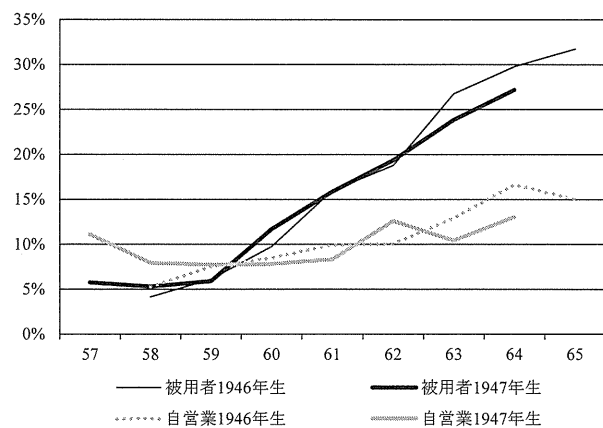


図 7: 正規の職員・従業員の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

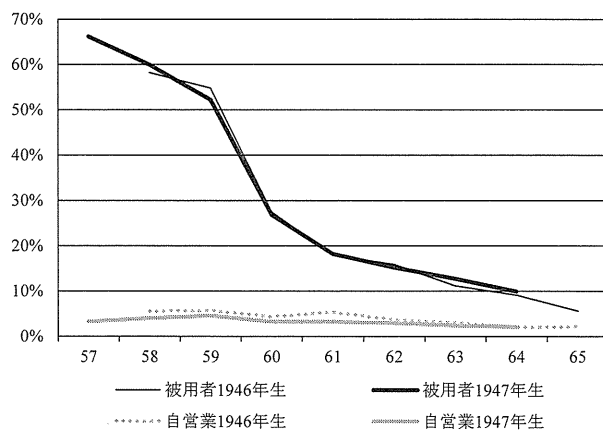


図 8:パートおよび契約社員の割合(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

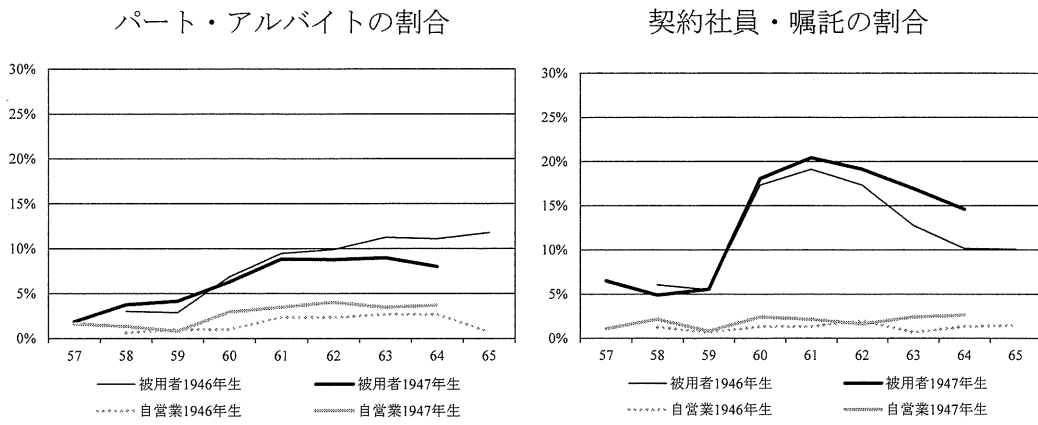


図 9:一年以内の再就職経験(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

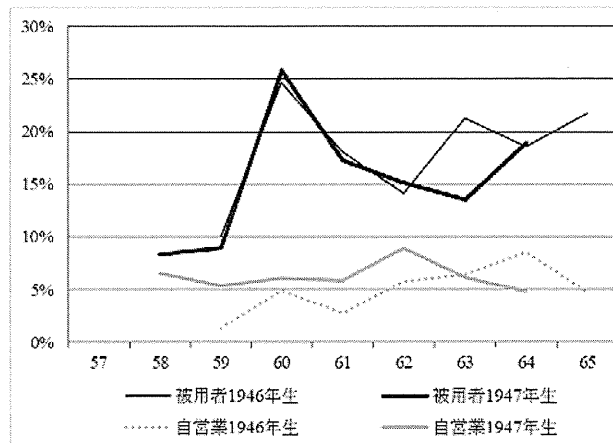


図 10:失業率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

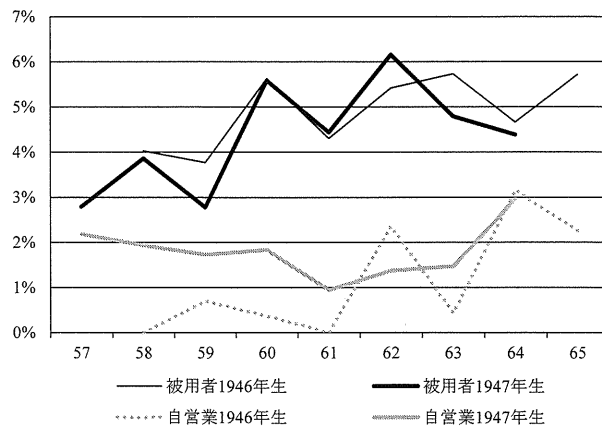


図 11: 雇用保険受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

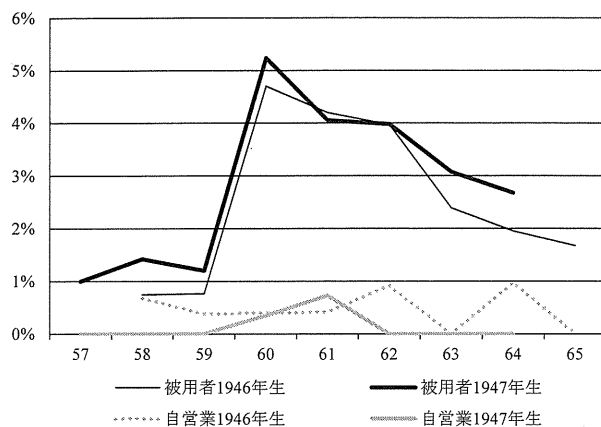


図 12: 公的年金受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

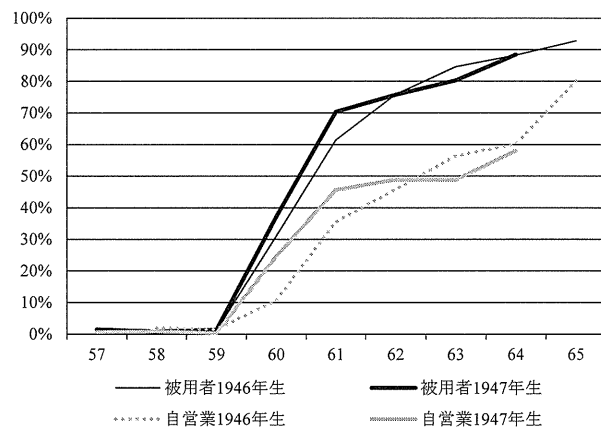


図 13: 私的年金受給率(男性、年齢別、職歴別、生まれ年度別)

