

政策課題分析シリーズ 16

60 代の労働供給はどのように決まるのか？

—公的年金・継続雇用制度等の影響を中心に—

平成 30 年 7 月

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）

要旨

60代の労働供給はどのように決まるのか？ －公的年金・継続雇用制度等の影響を中心に－

1. 分析の目的

- 厚生労働省「中高年者縦断調査」（分析の対象期間：2005～2015年、分析対象：2005年当時、50歳～59歳かつ雇用者の男性）のデータを用いて、60代が就業状態を選択する際に影響を及ぼす様々な要因を評価する。
- こうした要因が変化した場合、60代の就業行動がどの程度変化するのか試算する。
- 60代の就労を促進する制度、例えば2013年4月に施行された改正高年齢者雇用安定法の効果について、同法の施行と同時に実施された年金支給開始年齢引き上げの影響も踏まえ検証する。また、在職老齢年金制度や継続雇用制度等¹と就業の関係についても示唆を得る。

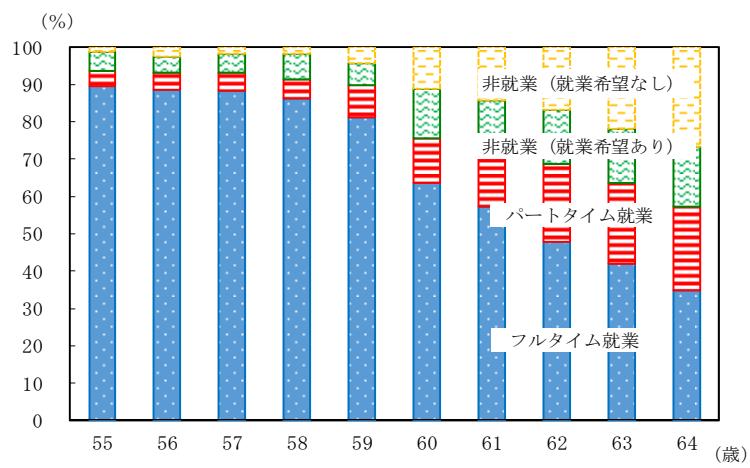
2. 主な分析結果

- 我が国の55歳以上男性被用者の就業状況をみると、55歳時点で9割を超えたフルタイム就業²割合は、69歳には1割強にまで減少。2010年と15年を比較すると、60歳でフルタイム就業の割合は64%から76%に上昇するなど、60代前半のフルタイム就業比率の上昇が目立つ（要旨図表1-1、要旨図表1-2）。
- 我が国の男性労働者はフルタイムから一気に退職するわけではなく、60代後半ではパートタイムや失業の割合が高まるなど、徐々に労働時間を減らしたり、就業状態を切り替えたりして行く。定年経験後も就業を続ける人は多いが、同経験は就業状態を切り替える一つの契機（要旨図表2）。

¹ 本稿で「継続雇用制度等」とは、「中高年者縦断調査」の「勤め先の制度の有無」に関する質問項目である、「再就職会社のあっせん」、「再雇用（再任用）制度」及び「勤務延長制度」を指す。

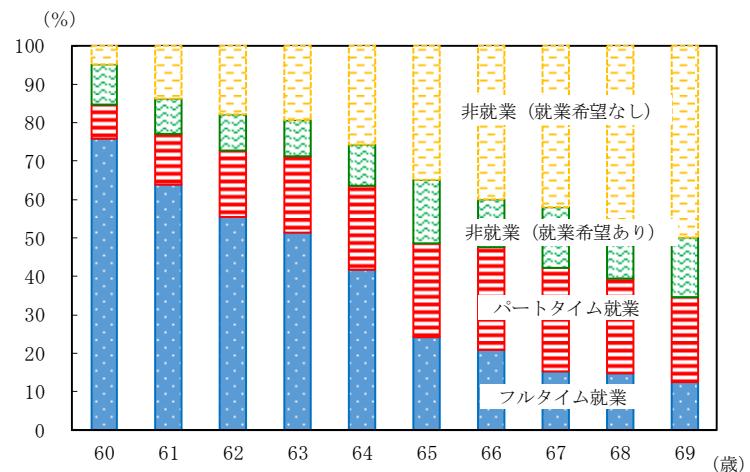
² 厚生労働省「中高年者縦断調査」の「仕事のかたち」に関する質問に対し「正規の職員・従業員」と回答したサンプル、及び嘱託や契約社員、派遣社員かつ労働時間が週30時間以上のサンプルをフルタイム就業者と分類した。なお、短時間労働者の社会保険の加入要件は、2016年9月30日まで、通常の労働者の所定時間および所定労働日数のおおむね4分の3以上であった。

要旨図表 1-1 年齢別の就業形態の動向（2010 年）



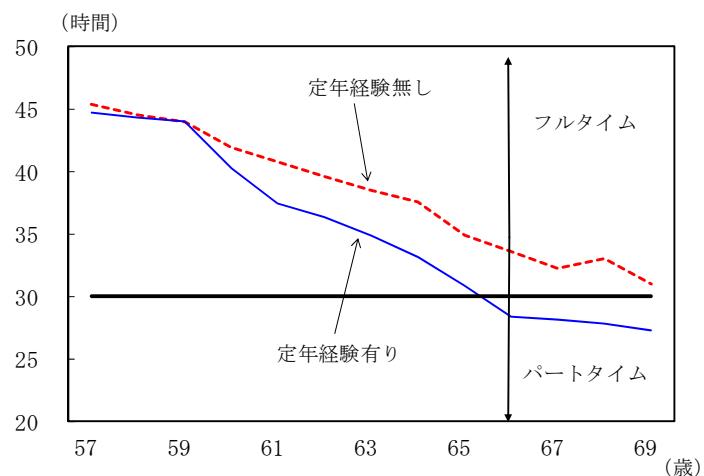
（備考）本文図表 2-1-1-1。

要旨図表 1-2 年齢別の就業形態の動向（2015 年）



（備考）本文図表 2-1-1-2。

要旨図表 2 週当たり就業時間の平均値（年齢別）



（備考）本文図表 2-1-5。

○60代の就業行動には、年金支給開始年齢に達したかどうかや、受給できる年金額も影響している。在職老齢年金制度³により、賃金額が年金額に影響を及ぼす一方、年金額が大きければ経済的要因での就業の必要性が低下する可能性がある。こうした複雑な因果関係を解明するため、60代が4つの就業状態（フルタイム、パートタイム、非就業（就業希望あり、就業希望なし））の中から一つを選択する計量モデルを構築し、60代の就業行動を決める様々な要因の影響の大きさを計測⁴した。

○モデルの推計結果から、60代の就業行動に影響を及ぼす要因として、大別して収入要因と企業側の要因の影響が大きいことが明らかになった。この結果を用いて、前提を変えて様々な試算を行った。収入要因では、例えば在職老齢年金制度による年金停止がなかったと仮定すると、フルタイム就業を選択する確率は2.1%pt、人数換算では14万人押し上げられる。企業側の要因では、例えば全ての企業に継続雇用制度等の制度⁵があったと仮定すると、フルタイム就業を選択する確率は26.3%pt、人数換算では176万人強押し上げられる。

要旨図表3-1 計量モデルの推定結果に基づく推定就業選択確率の変化（試算）

項目	試算の前提	推定就業選択確率の変化幅			
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
親族への介護	10%下落	0.31%pt	0.02%pt	-0.26%pt	-0.07%pt
糖尿病による通院	10%下落	0.41%pt	-0.19%pt	-0.23%pt	0.01%pt
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての企業に存在	26.25%pt	-2.68%pt	-11.86%pt	-11.71%pt
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	2.09%pt	-0.95%pt	-0.89%pt	-0.26%pt

（備考）1. 本文図表2-2-5-1。「試算の前提」欄の「10%下落」とは、親族の介護や糖尿病での通院をしている確率が10%pt下がった場合（例えば、現状で10%の人が糖尿病で通院しているとすると、その比率が0%に下がった場合）を意味する。

2. 継続雇用制度等とは、再雇用制度・勤務延長制度・再就職会社のあっせんのいづれかの制度を指す。

³ 就労し、一定以上の賃金を得ている60歳以上の厚生年金受給者を対象に、原則として、被保険者として保険料負担を求めるとともに、年金支給を停止する仕組み（ただし、70歳以上は被保険者として保険料負担を求められない。）。

⁴ 推定した就業モデルで用いた変数間には、労働供給量や年金受給額などが同時決定であることから、推定上様々な問題が生じる。本稿ではこうした問題を避けるための手法を用いているが、推計の結果は幅を持って理解される必要がある。

⁵ 具体的には、「再就職会社のあっせん」、「再雇用制度」、「勤務延長制度」のいづれかを指す。

要旨図表3-2 計量モデルの推定結果に基づく推定就業選択別人数の変化（試算）

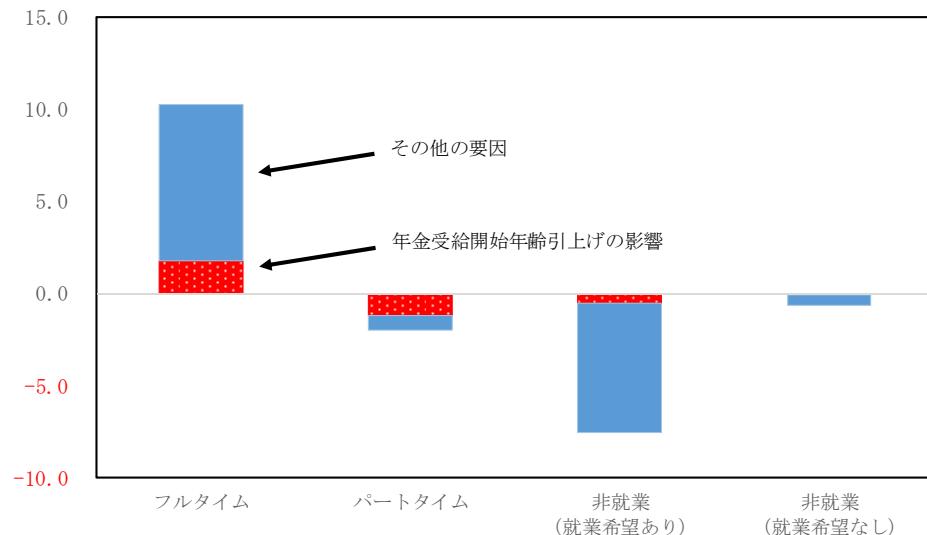
項目	試算の前提	推定人数の変化幅			
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
親族への介護	10%下落	+2.1万人	+0.1万人	▲1.7万人	▲0.4万人
糖尿病による通院	10%下落	+2.7万人	▲1.3万人	▲1.5万人	+0.0万人
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての企業に存在	+176.4万人	▲18.0万人	▲79.7万人	▲78.7万人
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	+14.0万人	▲6.4万人	▲6.0万人	▲1.7万人

（備考）本文図表2-2-5-2。「試算の前提」及び「継続雇用制度等」については要旨図表3-1参照。

○分析対象とした期間中に行われた制度改正のうち、2013年4月に施行された「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」の一部改正及び、厚生年金の支給開始年齢引上げの影響をみるため、制度改正前後の60歳の人々の就業状況を比較すると、フルタイム就業を選択する確率は10.4%pt上昇、パートタイム就業は2.6%pt低下、非就業（就業希望あり）が7.5%pt低下、非就業（就業希望なし）が0.3%pt低下であった。このうち、年金（報酬比例部分）の支給開始年齢が61歳になったことの影響はフルタイム就業で1.8%ptであり、年金以外の要因（例えば高年齢者雇用安定法の一部改正など）が就業選択確率の変化により大きな影響を及ぼした可能性が示唆された。

要旨図表4 計量モデルの推定結果に基づく60歳男性の推定就業選択確率の変化

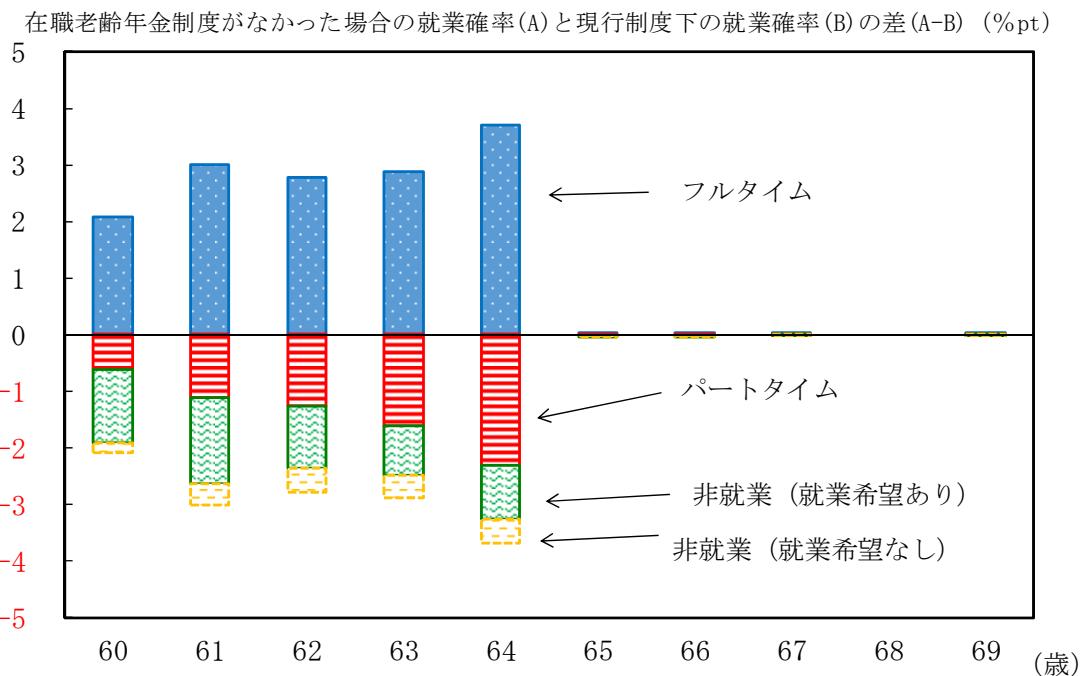
2013年以降と2012年以前の差（%pt）



（備考）本文図表2-2-6。

○在職老齢年金制度の存在によって、就業選択にどのような影響があるのか、制度がなかった場合の就業選択行動との比較を行った。同制度により年金額が停止されると、フルタイム就業の価値が相対的に低下し、パートタイム就業や非就業を選択する確率が押し上げられている。このため、制度がなかったと仮定した場合と、現行制度下の差を年齢別にみると、フルタイムの就業確率での差は60歳の2.1%ptから年齢が上がるに従って高まる傾向にあり、64歳には3.7%ptに達する。一方、65歳を超えると制度が異なることから、年金停止の対象となる場合は限られており、制度がなかったと仮定した場合の就業確率と、現行制度下の確率の差は小さい。

要旨図表5 計量モデルの推定結果に基づく
在職老齢年金制度がなかった場合の推定就業選択確率への影響（年齢別）

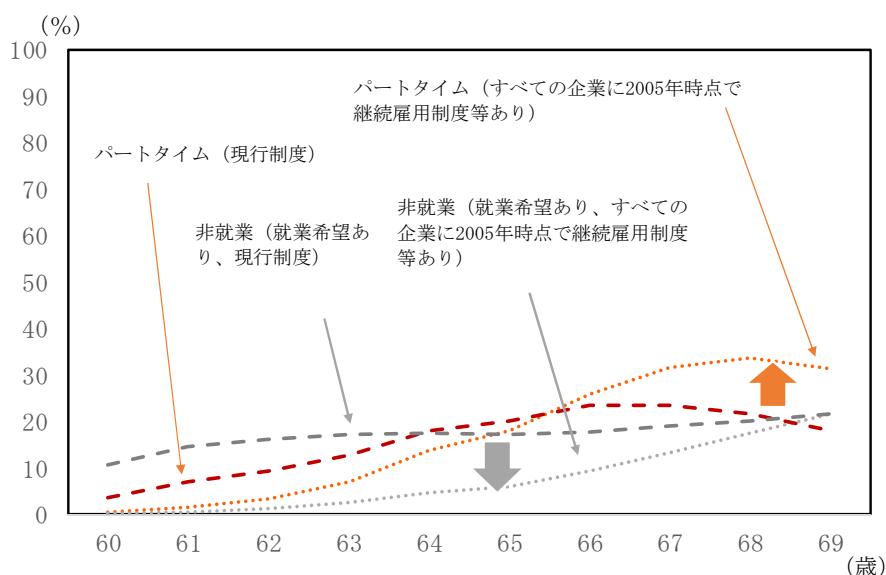
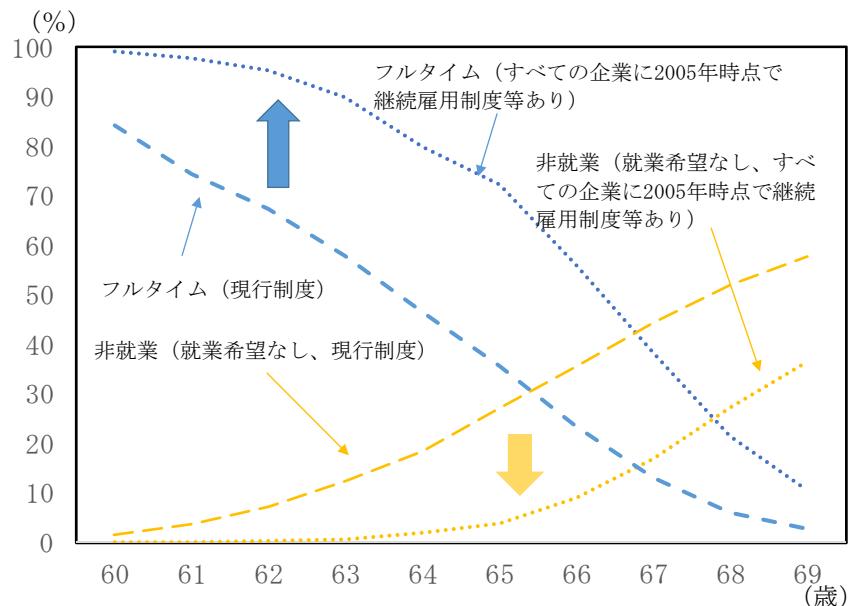


(備考) 本文図表2-2-7。

○すべての企業に継続雇用制度等があったと想定し、他の条件は一定として年齢別に影響を試算した。2005年時点ですべての企業に再雇用制度や勤務延長制度などが存在したとすると、フルタイム就業を選択する確率は、60代前半で現行制度下の確率より30%pt近く高く、65歳時点では7割強と試算された。パートタイム就業の選択確率については、60代前半では現行制度下の確率を下回るもの、60代後半には形勢が逆転し、1割強程度上回る。対照的に、非就業、中でも就業希望なしを選択する確率は、60代を通じて大きく低下するとの結果が得られた。総じ

てみると、日本型雇用慣行の一環としても位置付けられる定年制がある企業で、定年年齢を迎えた後の再雇用や勤務延長などの制度が整備されることで、人々が労働時間を短縮するトリガーとなってきた定年という区切りの影響が抑えられ、60代の行動に大きな影響を及ぼす可能性が示唆された。

要旨図表6 計量モデルの推定結果に基づく推定就業選択確率の年齢別推移
(現行制度下の推定就業選択確率と2005年時点ですべての企業に継続雇用制度等が存在して
いた場合の推定就業選択確率の比較)



(備考) 本文図表2-2-8より作成。

○計量モデルの推定結果や試算結果を踏まえると、今後、意欲のある60代の労働市場での一層の活躍を促すためには、健康状態の維持改善を促すことと並んで、就業行動に特に大きな影響を及ぼすとの結果が得られた公的年金に係る制度設計や、企業側の人事制度（再雇用制度や定年制）が鍵となると考えられる。

○本稿の分析から、60代前半では、在職老齢年金制度によりフルタイム就業意欲が一定程度阻害され、代わりにパートタイム就業や非就業が選択されていることが示唆された。65歳以上では、在職老齢年金制度が就業選択に及ぼす影響は小さいとの含意が得られた⁶ものの、試算に際しては、労働供給行動が変化することに伴い顕在化する潜在的な労働供給の影響までは考慮していない。また、今後は、60代以上の一層の活躍に伴い、被保険者期間が延びることで年金受給額も変化し、在職老齢年金制度が本稿の試算より大きな影響を及ぼす可能性がある。

○在職老齢年金制度については、特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の65歳への引上げが2025年に完了することから、それ以降原則として、60代前半では同制度の対象者はいなくなる。このため、特に65歳以上の勤労に中立的な制度の整備が課題と考えられる。

○継続雇用制度等については、試算結果から明らかなように、制度が存在することによる就業選択への影響が大きい。企業での定年年齢の引上げや勤務延長制度・再雇用制度の拡がりなどを通じて、65歳以上への継続雇用年齢の引上げにつながる環境整備が重要と考えられる。

⁶ ただし、65歳以上のサンプルについて、試算の前提として用いた賃金水準が、他の統計の賃金水準と比較してやや低めに分布していることや、サンプルの一部を使った試算であることから、本稿の試算結果は幅を持って解釈される必要がある。

目次

政策課題分析シリーズ 16

60代の労働供給はどのように決まるのか？ —公的年金・継続雇用制度等の影響を中心に—

I	導入	2
1.	はじめに	2
(1)	本稿の問題意識と分析の目的	2
(2)	高齢者就業に関連する制度の変遷及び現状	4
2.	既存研究	6
(1)	議論のトレンドと主な論点の整理	6
(2)	日本の高齢者就業に関する議論	11
(3)	就業時間選択に関する意思決定	13
II.	分析	15
1.	分析に用いたデータ	15
(1)	データの定義	15
(2)	データの特徴	16
(3)	分析モデル	23
2.	労働供給モデルの推計結果	31
(1)	賃金関数	31
(2)	就業形態選択関数	33
III	終わりに	51
1.	分析結果のまとめ	51
2.	今後の検討課題	52
(参考文献)		50
付注		53
付注 1	：在職老齢年金制度の仕組みについて	53
付注 2	：期待失業給付の計算方法	55
付注 3	：本来もらえる年金額の逆算方法	56
付注 4	：試算における年金受給パターン	59

I 導入

1. はじめに⁷

(1) 本稿の問題意識と分析の目的

わが国では、少子高齢化を背景として人口が減少する中、経済社会の活力を維持するため、60代を含めたすべての年代の人々が活躍できる環境の整備が急務の課題となっている。

これまで、政府は60代やそれ以上の年齢の人々の就業の促進に取り組み続けてきた。こうした政策の最近の例としては、ニッポン一億総活躍プラン、働き方改革実行計画、高齢社会対策大綱、人づくり革命 基本構想、経済財政運営と改革の基本方針2018（骨太の方針）、⁸などが挙げられる。例えば、働き方改革実行計画の中では、高齢者の7割近くが、65歳を超えて働き続けたいと希望しているにも拘らず、実際に働いている人は2割にとどまるという現実を踏まえ、意欲ある高齢者がエイジレスに働くための多様な就業機会を提供する必要性が指摘されている。

OECDの統計によれば、日本人男性の労働参加率は60歳代前半で8割、65歳以上も3割を超えるなど、国際的に見ても高水準である（図表1-1-1）⁹。また、仕事から完全に離れ、悠悠自適なリタイアメント生活を送る選択肢は否定されるべきではなかろう。ただ、健康寿命の延伸¹⁰などにより、過去と比較して、同じ年代でも元気な人が増加した状況下で、60代の中には、意欲・能力の両面でより長時間働くことができるものの、労働市場でその力を遺憾なく発揮できていない人々が一定程度存在する可能性がある（図表1-1-2）。

⁷ 本稿の分析にあたり、外部有識者として、樋口美雄理事長（労働政策研究・研修機構）、清家篤理事長（日本私立学校振興・共済事業団）、小塩隆士教授（一橋大学経済研究所）、稻垣誠一教授（国際医療福祉大学総合教育センター）及び臼井恵美子准教授（一橋大学経済研究所）から貴重な示唆をいただいた。また、厚生労働省『中高年者総断調査』のパネルデータを構築する際には、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（研究代表者：山本勲慶應義塾大学教授、研究期間：平成26年度～28年度）の成果物の一部として作成・公表されているパネルデータ構築プログラム、関連マニュアル、パネルデータ構築後の変数整理表を活用した。本稿は内閣府の公式見解を示すものではなく、文中に残された誤りは内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）の責に帰するものである。なお、本稿の執筆は新田堯之（内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）付）、上野有子（内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当））が担当した。

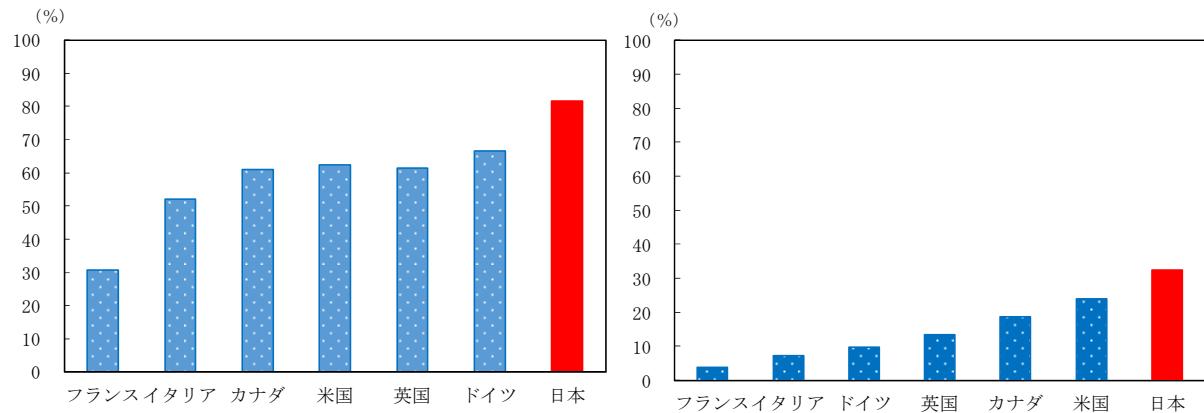
⁸ ニッポン一億総活躍プランは平成28年6月閣議決定、働き方改革実行計画は平成29年3月働き方改革実現会議決定、高齢社会対策大綱は平成30年2月閣議決定、人づくり革命 基本構想は平成30年6月人生100年時代構想会議取りまとめ、経済財政運営と改革の基本方針2018は平成30年6月閣議決定。

⁹ 2016年のデータを利用した。なお、同年のOECD諸国の平均値は60歳代前半で60.6%、65歳以上で19.9%であった。

¹⁰ 第11回健康日本21(第二次)推進専門委員会内の厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会（2018年3月9日）の資料によれば、男性の2016年の健康寿命は72.14歳であり、2001年の69.4歳と比較して2.74歳延伸した。

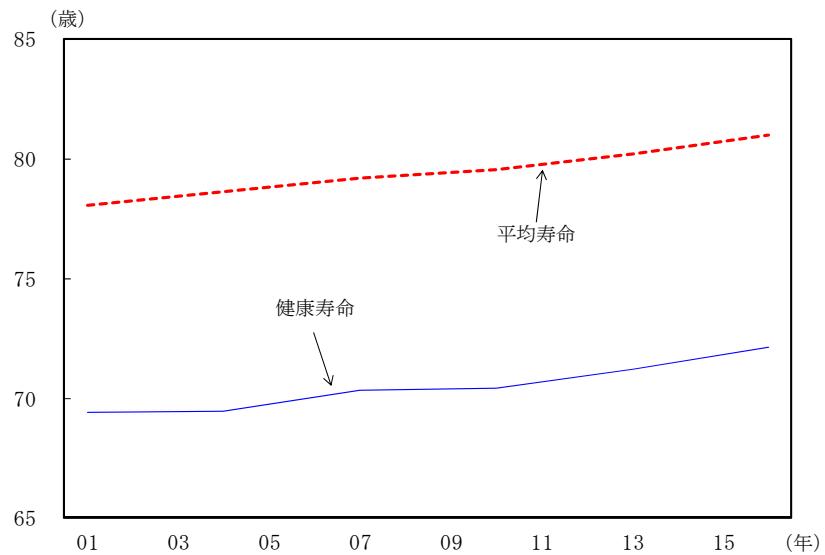
図表 1-1-1：男性の労働参加率の国際比較（G 7 諸国）

（左図：60～64 歳、右図：65 歳以上、2017 年）



（備考）OECD 統計により作成。

図表 1-1-2：日本人男性の平均寿命と健康寿命の推移



仮に、60 代が労働市場で一層活躍できる社会が実現された場合、企業にとっては知識や経験を持つ人材を活用する機会が増えることが見込まれる。加えて、従来は社会保障制度によって「支えられる側」であったはずの人々が、将来的に「支える側」の人々に転換できれば、我が国の社会保障システムおよび財政の持続可能性を巡る問題への取組みの一助となり得ると期待できよう。

本稿はこうした問題意識に立脚した上で、主に以下の3点を明らかにし、政策的インプリケーションを得ることを目指す。

- ① 60代が就業状態を選択する際に影響を及ぼす様々な要因を評価する。
- ② こうした要因が変化した場合、60代の就業行動がどの程度変化するのか試算する。
- ③ 60代の就労を促進する制度、とりわけ2013年4月に施行された高年齢者雇用安定法の効果について、同法の施行と同時に実施された年金支給開始年齢の引上げの影響も踏まえて検証する。また、在職老齢年金制度と就業の関係についても示唆を得る。

(2) 本稿の分析に関連する制度の変遷及び現状

本題に移る前に、本稿の分析と密接な関わりを有する主な制度の現状や、分析対象期間とした2005年から2015年の間に制度がどう改正されてきたのかを紹介する。

① 老齢厚生年金の支給開始年齢の引上げ及び年金受給の繰上げ・繰下げ

特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢は段階的に引き上げられ、将来65歳となる。男性の場合、定額部分の支給開始年齢は、2001年から2013年までの期間に、60歳から65歳まで徐々に引き上げられた。さらに、報酬比例部分の支給開始年齢も2013年から2025年にかけて、60歳から65歳まで段階的に引き上げられる予定である¹¹。但し、支給開始年齢が原則65歳になっても、60歳から70歳の間で受給開始のタイミングを選択できる¹²。60代前半で年金を受給することを繰上げ受給、65歳より後に受給開始を遅らせることを繰下げ受給という。繰上げを選択すると年金額は減額され、繰下げを選ぶと増額される。繰下げの場合、老齢基礎年金や老齢厚生年金の受給開始時期を原則の65歳から66歳～70歳に変更することで、受給額を最大42%増額できる。

② 「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」(高年齢者雇用安定法)

60代の生活の安定の観点からは、年金の支給開始年齢が引き上げられることと併せて、支給開始年齢までの雇用が確保されていることが重要である。そこで、「高齢者が少なくとも年金受給開始年齢までは意欲と能力に応じて働き続けられる環境の整備を目的として、」近年、高年齢者雇用安定法が改正してきた。

同法の2004年改正では、従来制度下では「努力義務」であった65歳までの高年齢者雇用確保措置が「義務化」された。同措置の内容は、①65歳まで定年年齢の引上げ、②希望者全員を対象とした65歳までの継続雇用制度の導入、③定年の定めの廃止、のいずれかの実施

¹¹ 女性に関しては、男性と比較して5年遅れのスケジュールが設定されている。

¹² 上述の高齢社会対策大綱では、年金の受給開始時期について、「70歳以降の受給開始を選択可能となるなど、年金受給者にとってより柔軟で使いやすいものとなるよう制度の改善に向けた検討を行う」としている。

である。ただし、例外規定として、労使協定で基準を定めている場合は、希望者全員を継続雇用制度の対象としないことが可能であった¹³。2012年改正では、この例外規定の段階的廃止が決定されたほか、義務違反の企業名を公表する規定等も盛り込まれた。

③ 在職老齢年金制度

在職老齢年金制度も60代の就業状態選択に影響を与える。在職老齢年金制度とは、60歳以降に厚生年金保険¹⁴に加入しつつ老齢厚生年金を受給する場合、基本月額と総報酬月額相当額に応じて、老齢厚生年金の受給額の一部あるいは全部が支給停止される制度¹⁵である。なお、老齢基礎年金は在職老齢年金制度の対象外である。

この制度は、現役世代の負担に配慮し、一定の賃金を有する高齢者については年金給付を制限すべきとの観点で導入されている一方、就労意欲を抑制する可能性があることも指摘され、制度の趣旨が十分達成されていないとの見方があった¹⁶。これを受け、2004年の厚生年金保険法改正では、60～64歳の労働者を対象として、賃金や年金に関係なく年金が一律で2割停止する制度の廃止が決定された。これにより、賃金が比較的低い労働者は従来比で多くの年金を受給できるようになった。他方、65歳以上の労働者は賃金の過多に拘らず、年金を全額受給できた時代も存在したもの、現在では在職支給停止の仕組みが導入されている。ただし、付注1の通り、支給停止の仕組みは60歳代前半よりも緩やかに設計されている。

在職老齢年金制度下で、上述①の繰下げを行う場合には、繰下げ後の受給額に停止の影響が生じる。繰下げ対象額は原則65歳時点の受給満額であるものの、老齢厚生年金に関しては、65歳以後に被保険者である場合、繰下げ対象額はこの被保険者の期間に在職老齢年金制度を適用したと仮定した場合の受給額となる。

これ以降の本稿の構成は、以下の通りである。

第1章第2節では既存研究における議論のトレンドと主な論点を整理する。第2章第1節ではデータの定義および主な特徴に関してグラフを交えつつ解説する。同第2節では分析モデルの概説および分析結果の説明を行う。さらに、様々な仮定の下でのシミュレーションも実施する。最後に、第3章では、本稿の議論をまとめ、政策インプリケーション及び今後の検討課題を提示する。

¹³ 定年の引上げ、廃止に対しては、基準設定は不可であった。

¹⁴ 厚生年金保険の加入条件は、平成28年10月以前は所定労働時間が週30時間以上の場合であったが、それ以降は週20時間以上働く場合なども含まれるようになった。

¹⁵ 現行制度の解説は付注1を参照。

¹⁶ 例えば[34]、[35]、[39]など。

2. 既存研究

(1) 議論のトレンドと主な論点の整理

この節では、高齢者の就業に影響を及ぼしうる様々な要因に関する議論を整理する。関連する文献は膨大であるが、Blundell らのサーベイ[5]を軸として、労働供給側、需要側双方から主な要因を俯瞰していくこととした。

高齢者の就業については、その年齢層に特有の退職行動に焦点を当て、労働市場にいる人々がなぜ、どのようにして退職に至るのかを分析した研究が中心である。こうした研究が数多く行われている背景には、多くの先進諸国において、趨勢的に平均寿命の延伸などにより退職年齢が変化していること、少子高齢化が進み、労働力人口の伸びが低下するに伴い高齢者の就業への注目が高まっていること、これと相まって社会保障制度設計や労働市場の諸制度と高齢者就業の関係が一層重視されるようになっていることなどが挙げられる。

本節では主に退職行動について既存研究をレビューするが、そもそも、退職の定義はそれほど明確ではない。Coile によれば、退職の最も簡単な定義は「収入となる仕事をやめること」であるが、より緩やかな退職、すなわち勤務時間や責務を減らしながら退職する場合もみられる[9]。

一般に、マクロの労働供給の変動は就業時間の調整よりむしろ、就業率の変化を通じて起きることが、複数の研究で指摘されている[8], [25]。高齢者について多くの国で退職は、就業時間を減らすのではなくフルタイム就業から非就業に一気に移行する場合が中心となっているとの見方がある。前述の通り、高齢者全体の労働供給の変化は、労働市場への参入・退出を通じた「就業選択」(extensive margin)と労働時間変化を通じた「労働時間選択」(intensive margin)のいずれでも起きるが、例えばアメリカやフランスではその多くが前者によるものとの指摘がある[5]。またアメリカでは退職する人の 75% がやめる前の年に少なくとも週 35 時間は働いていたとされている[12]¹⁷。他方、データを見ると、フルタイムから非就業に変わっても、そのまま非就業に留まるとは言い切れない。実際の退職プロセスは複雑かつ多段階で、一度非就業となった人が再び職場に戻るケースも少なくないとの分析もある¹⁸。

退職に関する意思決定には様々な要因が影響することに加え、要因同士が複雑に影響しあい内生性の問題が生じることから、各要因の影響をみるために構造推定を用いた分析が一般的である[5]。意思決定に影響しうる主な要因として推定に用いられるのは、労働供給側の

¹⁷ 英国の類似の研究[7]では、2000 年代でフルタイム男性の 68%、同女性の 60% が、パートタイムや失業などを経験せずに非就業に移行したとされている。

¹⁸ アメリカのデータを用いた研究によると、退職者の少なくとも 26% が事後的に労働市場に戻ったとされている[27]。

特徴、例えば年齢、その他属性（学歴、経験年数・勤続年数¹⁹、職種など）、健康状態、退職後にもらえる社会保障給付額²⁰、私的年金額などと並んで、労働需要側の要因（勤務先が定年制や継続雇用制度を採用しているかなど）も挙げられている。但し Blundell らのサーベイでは、労働市場に係る諸制度が多様でも、高齢者の退職行動に関するトレンドは先進各国で共通であるため、需要側の要因より供給側の要因の方が重要としている[5]²¹。

こうした個別要因のうち主なものについて、以下順に詳細を紹介する²²。

（退職のインセンティブ：健康状態の悪化）

健康は明らかに退職に影響する要因と見做す議論は多い。例えばアメリカの平均退職年齢は、仮に誰もが健康に全く問題がないとした場合と比べて平均で 1 歳程度低いとの結果がある[21]。

また、健康状態の悪化が就業状態に影響を及ぼす経路としては、(1) 労働がより苦痛になる、(2) 生産性が下がり、それに伴い賃金も下がる、(3) 余命が短くなり、退職後に必要になる貯蓄額に影響、(4) 障害年金を受給できる可能性が高くなる、などが指摘されている[5]。これらの経路のうち最も主要なものは、健康を害したことによる生産性の低下であるとの見方もある[6]一方、アメリカのデータの分析結果では、退職の多くは健康状態の悪化による大幅な生産性低下を伴っていないとされている[3]。また、健康状態は就業時間よりも就業率に影響を及ぼすものの、後者の影響も限定的との見方がある[15]。

（平均寿命の変化と退職のタイミング）

平均寿命が伸びると、退職年齢に影響しうると考えられる。Bloom らの分析によると、平均寿命が伸びると退職年齢は上がる可能性が高いが、寿命の伸びと比例的に就業期間が伸びるわけではない[4]。平均寿命と公的年金制度、雇用と退職に関するライフサイクルモデルを用いた検証結果[19]によると、ドイツの場合、今後 40 年間に平均寿命が 6.4 年伸びることが予想されているが、高齢の労働者にとって就業機会は限られていることもあり、40 歳以降の就業期間は 6 カ月しか伸びない。これに対して仮に年金支給開始年齢が 3.76 年上昇すると想定して試算すると、就業期間は 3 年間伸びるとの結果が得られ、平均寿命の伸びよりも影響が大きい。

（退職のインセンティブ：公的年金受給²³と代替効果・資産効果など）

¹⁹ 勤続（経験）年数と退職金や年金額がリンクしている制度もあり、両者の関係が強いとより退職を遅らせるモチベーションとなり得ると考えられる。

²⁰ 退職行動と社会保障制度の設計の関係に注目した研究例としては例えば[10]。

²¹ これに対し、需要側の要因に着目した研究例に[3]がある。

²² 本稿では、就業選択は個人レベルの意思決定で決まるとの前提で議論を進めるが、個人ではなく夫婦単位の退職行動モデルを用いた研究成果も数多くみられる[5]。

²³ 退職の意思決定は貯蓄などの金融資産額にも依存し、余暇が正常財と考えられることから資産が多い人

一般に、ライフサイクルを通じた年金保険料の支払と年金給付額は一致しないため、社会保障制度を通じた所得効果により、公的年金給付は就業行動（退職のタイミングに関する意思決定）に影響を及ぼすと考えられている[9]。また、年齢が上がるに伴い、高い賃金をもらえる就業機会は減り、公的年金が受給可能になることなどにより、就業の相対的な魅力が低下し、労働供給が減少する（代替効果）。さらに、公的年金制度を通じて再分配が起きることにより、低所得層を中心に世帯の生涯資産が増加し、退職が早まる可能性がある（資産効果）[5]。

加えて、流動性制約も退職行動を説明する要因とされている。多くの人が、年金支給開始年齢に達すると退職するが、その理由の1つが流動性制約との指摘がある[5]。アメリカの場合、流動性資産を持たない高齢者にこうした行動を取る傾向が強いとされている[15], [18], [31]。また、高齢世帯の多くは相応の資産を持っていても²⁴、将来の医療費支出リスクなどに鑑み、自らが流動性制約に直面している認識を持っている場合があるとされている[18]。

（社会保障制度のバリエーションと就業行動への影響）

OECD 諸国における社会保障制度の違い、特に社会保障給付額や支給要件（年齢）、税制の違いが、各国の高齢者の就業率の違いの多くを説明できるとする見解もある。例えば Alonso-Ortiz の研究では、OECD 諸国での社会保障給付額と税制の違いが 60 代の就業率の違いの三分の二程度を説明できるとした[1]。Laun らの研究では、老齢年金、障害給付及び健康保険制度が高齢者の就業行動に大きな影響を及ぼすとし、現行制度下で OECD 各国の高齢者は就業継続について大きく異なるインセンティブ下にあると指摘した[23]²⁵。

社会保障に関する制度が見直された場合、就業行動にどの程度の影響があるか試算を行った成果も多数みられる。例えばアメリカのデータを用いた試算結果によると、社会保障給付が 2 割減ると、所得の減少を埋め合わせるため個人は平均で 8.6 か月長く働く。もっとも、就業期間の調整は退職パターンに応じて異なる。労働時間を徐々に調整せず一気に退職する被用者の場合、給付減により退職時期が 8 か月後ろ倒しになるが、労働時間調整を行なながら退職する被用者の場合は、就業時間を増やすことにより調整されるため、退職時期は 1 か月しか後ろ倒しにならない[12]。

社会保障制度が就業行動に大きな影響を及ぼすとの見方がある一方、社会保障や私的年金などの制度だけでは、データから観察される非段階的な労働時間調整を説明するには十分でないとの見方もある。例えば、年金支給開始年齢を引き上げるシミュレーションを行っても、

ほど早く退職するとの議論もある[9]。本稿では、データの制約により資産に関する分析は行わない。

²⁴ 相応の資産は保有していても、非流動資産の比率が高い（不動産など）場合もあるとみられている。

²⁵ 具体的には、社会保障制度が充実しているフランス、スペイン、スウェーデン、オランダ、デンマークでは制度によって早期退職の強いインセンティブが生じているのに対し、相対的に制度がそれほど手厚くない英国、カナダ、オーストラリア、ドイツでは高齢者が就業を継続する傾向が強くなることを、労働供給と健康状態に関するライフサイクルモデルに基づき検証した。

年金支給年齢に達している人は既に相当の貯蓄を行っていることから、労働供給行動にはそれほど影響しないとの結果がある[15]。また、アメリカのデータをみると、年金支給開始年齢など、制度上の区切りとなる年齢だけでなく、どの年齢でも同じように労働時間の急減が起きており、これを社会保障制度のみで説明することは難しいとみられている[12]。

近年先進各国では、退職年齢の引上げを促すため社会保障制度の見直し策が実施されているが、これと相まって実際の退職年齢も上昇傾向にあることから、退職時期の変化がどの程度政策効果に起因するかに關し、多くの検証が行われている[5]。さらに、一部の先進国では年金財政の持続可能性に懸念があることから、今後も制度改革が続くと見込まれている。

高齢者の就業を促すことを意図した過去の制度改正にどの程度の影響があったか、評価は分かれている²⁶ものの、多くの事後検証結果が就業に何らかプラスの効果はあったとしている。例えば、オーストラリアの女性の年金支給開始年齢の引上げ（1993年年金改革）は、高齢女性の就業確率を 12–19%pt 引き上げるとともに、他の公的プログラム（例えば障がい者給付）の給付額に大きな影響を与えたとされている[2]。

（退職行動と学歴、年金に関する知識など）

学歴は就業行動に様々な経路で影響すると考えられる。学歴と所得や健康状態との関係について様々なレビューが行われている。加えて、学歴は自身の健康状態や将来賃金を予測するのに資するだけでなく、データから観察が難しい個人の資質、例えば忍耐、リスク回避度、セルフコントロール、仕事に対する姿勢などとも関係している可能性が指摘されている[16]。

人々がライフサイクルを考えて効率的に行動するとすれば、理論上、生涯資産形成は退職や死亡、長生き、健康リスクを適切に勘案したものになるはずだが、現実には貯蓄の取り崩し率が非常に低い高齢者が多い[11]。退職のタイミングを決めるには、保有している資産のリターンや私的年金プラン、公的年金に関する知識や、金融リテラシーなどが必要であるが、実際にはこうした知識やリテラシーを十分持った高齢者は少なく、ライフサイクルを十分考慮しない就業・退職行動を取っている場合もあると考えられる [21]。

（職種による退職行動の違い）

職種による退職年齢の違いが、O E C D 諸国を中心とする 38 か国間の平均退職年齢の違いの 4 割弱を説明する、と指摘する研究もある[32]。この研究ではアメリカの 1990 年から 20 年間のデータを用いて細かい職種分類別に退職年齢を集計し、それを各国の職種構成でウエイト付けし、平均退職年齢の国間の違いに対する寄与を計算した。アメリカの職種別の退

²⁶ 例えばアメリカの Delayed Retirement Credit (DRC)（本来の年金支給開始年齢である 65 歳の誕生日より受給開始を繰り下げることで受給金額が引き上げられる制度）について、高齢者の雇用を有意に押し上げたとする結果がある一方[28]、英国の類似制度については年金支給開始年齢にほとんど影響しなかつたとの指摘もある[4]。

職年齢の分布をみると、最も高い 70 歳前後には心理学者や建築家といった専門職種が含まれ、最も低い 60 歳前後には自動車修理工や航空パイロット、左官工などが含まれるとの結果を得ており、職種の違いは退職年齢を決める要因の一つとしている。

(高齢者の就業と需要側の要因)

これまで労働供給側の要因を中心に整理してきたが、働く意欲がある高齢者全員が希望する就業条件で働くとは限らない。古くから Lazear は高齢者の就業について、年齢が上がるほど人的資本が蓄積されていくにも関わらず、多くの企業が定年制を設けるのはなぜか、との疑問を指摘してきた[24]。これに対する 1 つの説明が「後払い賃金仮説（人的資本とは関係なく、労働者の怠業を防ぐため、年齢別賃金プロファイル（賃金カーブ）を急勾配にする）」で、後払い賃金を前提にした長期雇用契約では、労働者の適切なタイミングでの退職を促す制度としての定年制が重要となる一方、企業が新たに人を雇う時は、生産性と賃金が乖離する傾向にある中高年労働者の採用には乗り気ではなくなり易い[9]。

また、マクロの景気動向が、高齢者と他の年齢層の就業に異なる影響を及ぼすことも、需要側の要因の存在を示唆しているとの考え方もある[9]。Farber によると、世界金融危機時の高齢者の解雇率は若年者と比べ低かったものの、高齢失業者の求職期間は若年失業者のそれより長く、一部はそのまま退職せざるを得なかつたことが推察できる[14]。

ここまで、退職のタイミングに影響しうる要因をいくつか整理してきた。次に退職の仕方が、緩やかな時間調整を通じたものではなく、急激な調整になることに対してどのような説明がされているか、紹介したい。

(急激な労働時間調整の背景：固定コスト vs 離散型就業選択)

上述の通り、退職時の人々の行動の特徴の一つが「急激な労働時間調整」（フルタイムから一気に非就業に転換する）であり、こうした行動を説明する考え方として、(1) 就労における固定コスト（労働時間に関わらず発生する時間ないし金銭コスト、典型的には通勤時間、その他スーツや外食費など）[29]、もしくは(2) 就業選択が離散型であること（事実上、40 時間勤務のフルタイム、20 時間勤務のパートタイム、または非就業のいずれかしか選べない）[8]などが指摘されている。固定コストについては、発生することは明らかであるものの、現実の退職行動を説明するには限界があると考えられている[5], [12]。例えば、French らの試算結果によると、現実の退職行動を整合的に説明するには、60 歳時点の固定時間コストが一日あたり 3.3 時間、以降 1 歳年を取るたびに 0.22 時間ずつ増える必要があり、平均的な通勤時間などを大幅に上回っている[17]。これに対し、就業選択が離散型である（就業時間選択の自由度がない）ことを前提とした研究もみられる[31]。労働者が市場で離散型の選択に直面する一つの要因は、労働市場の硬直性による、柔軟でない雇用契約形態にあるとされてい

る[3]。

(労働供給の弾力性の上昇)

ライフサイクルを通じた労働供給の弾力性の変化も、非段階的な退職行動の背景と指摘されている。働くことの便益が小さく、かつ固定費用が存在すると、賃金のわずかな変化が労働時間の大幅な調整をもたらす可能性がある[16]。引退年齢近くの労働供給の弾力性水準にコンセンサスはないものの、高齢になると労働供給の弾力性が上昇する傾向が、複数の研究によって示唆されている。具体的には、1年間の一時的な賃金上昇に対する労働供給の弾力性は40歳の0.36から60歳の1.28に上昇するとの結果[15]や、人的資本投資を加味した労働供給モデルでは、60歳までに弾力性は2まで上がるとの結果などが得られている[14], [22]。

(労働習慣と人的資本)

さらに、ライフサイクルを通じて働く習慣が形成されることにより、非段階的な労働市場からの退出につながりやすいとする研究もある[12]。こうした研究によると、働く習慣は仕事の限界不効用を低下させ、いったん身に着くと働くことがさほど嫌ではなくなる。習慣の存在により、現在の労働供給は現在の賃金だけでなく、過去の労働の蓄積や将来の労働供給にも依存して決まる。過去や将来の労働供給と、現在の労働供給との補完性が非常に強いと考えると、効用関数の形状にも影響が及び、年齢の上昇に伴い生産性や余暇の限界効用が変化した場合でも、徐々に就業時間を減らすのではなく、一定年齢で働く習慣を突然打ち切る場合があるとされている²⁷。他方、短時間勤務にすることで、人的資本の蓄積が行われにくくなるため、人的資本が重要な役割を果たす職では、段階的な就業時間調整より大幅な調整、もしくは労働市場からの退出につながりやすくなるとの指摘もある[13]。

なお、ここまででは主として、高齢者の退職行動が「急激な労働時間調整」で特徴づけられるとする議論を紹介してきた。これに対し、退職に至るまでの就業時間の調整はむしろ前もって徐々に進んで行く、と指摘した研究もある。例えばRupertらの研究では、アメリカの労働者では「就業選択」を通じた退職のみならず、「労働時間選択」を通じた調整も同程度重要、と指摘している[30]。

(2) 日本の高齢者就業に関する議論

わが国では、急速な少子化・高齢化の進展に伴い、高齢者の労働供給行動に対する関心は高く、早くは80年代から高齢者の就業に係るマイクロレベルの分析が蓄積されてきた²⁸。

²⁷ 効用関数が凸関数になることで、就業時間がゼロである端点解が選択される場合がある。

²⁸ 例えば[36], [35]など。

本稿の分析のベースとした研究は 2002 年の樋口・山本論文[40]と 2009 年の石井・黒澤論文[34]である。樋口・山本論文は日本の男性高齢者の就業状況や労働供給行動を、割引率をゼロと仮定した動学モデルで定式化した。モデルでは高齢者がフルタイム、パートタイム、失業、非就業の離散型の選択肢に直面しているとの想定の下、高齢者の就業選択に年金制度や雇用保険制度が及ぼす影響を勘案し、1992, 96, 2000 年の男性労働者の個票データを用いてモデルの推計を行っている。推計の結果、フルタイムやパートタイム雇用の確率を高める要因として、賃金や在職老齢年金（1994 年度の制度改正）、住宅ローン負担など、確率を低下させる要因として、在職老齢年金以外の年金や世帯所得、定年制による退職経験などがあることを指摘した。また、厚生年金制度、具体的には在職に伴う厚生年金の減額が高齢者の就業意欲を大きく抑制していることや、支給開始年齢の引上げは対象となる年齢層のフルタイム雇用を大きく増やす見込みがあるとの試算結果を得ている。こうした結果を踏まえ、樋口・山本論文では、わが国では外部労働市場が発達していないことに鑑み、高齢者の就業を促すには定年延長や再雇用制度の活用が重要と論じている。

石井・黒澤論文では 2000, 04 年の男性労働者のデータを用い、樋口・山本論文と同様のモデルを用いて、2000 年から 04 年の間の公的年金制度の変更の影響を中心に検証を行っている。試算結果から、老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢引上げが、非就業確率を低下させ、フルタイム就業確率を引き上げたことや、樋口・山本論文と同様に、在職老齢年金制度の年金減額の廃止や、定額部分・報酬比例部分を併せた厚生年金の支給開始年齢の引上げがフルタイム就業確率を相当程度高めることを示している。

高齢者の就業と年金等の制度との関係については、90 年代以降、多くの研究成果が存在する。中でも、前節で説明した在職老齢年金制度については、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、との趣旨で導入されたが、賃金額に応じて年金給付額が一部または全部停止することによる就業抑制効果が指摘されてきた。上述の樋口・山本論文や石井・黒澤論文に加え、主として 2000 年代半ばまでに、数多くの研究が抑制効果を実証的に検証してきた[35, 36]。こうした指摘などを背景に、厚生労働省は就労抑制効果の解消を企図して在職老齢年金制度の改正を繰り返してきたが、改正に対する既存研究の評価は分かれている[39]。なお、2000 年代後半以降、在職老齢年金制度が就業行動に及ぼす影響の定量的な評価があまり行われていない理由として、山田(2012)はデータの利用可能性の制約を指摘している²⁹[42]。また、上記山田論文では、2009 年時点のデータを用いて検証を行ったところ就業抑制効果は見られなかったとし、それまでに行われてきた在職老齢年金制度の改正や、老齢厚生年金の定額部分引上げが影響した可能性があるとしている。さらに、山田（2017）では、厚生労働省「中高年者縦断調査」のデータを用いて、2013 年の報酬比例部分の支給開始年齢引上げに伴い就業率にどの程度の影響があったのか、試算を行っている

²⁹ 具体的には、「高齢者就業実態調査（個人調査）」が 2004 年で廃止されたことを挙げている。

[41]。

我が国の高齢者就業に関する研究成果は、従来、年金制度との関係に焦点を当てたものが多かったが、近年は健康状態や介護などに注目したものも増えている。例えば、Usui らの研究成果では、年齢階層別に死亡率と就業率の間に一定の関係を想定することなど³⁰により、健康状態からみて、我が国の 60 代の人々には大きな労働供給のキャパシティーがあると結論づけている[33]。

(3) 就業時間選択に関する意思決定

上記で指摘した要因のうち、年金受給、就業に必要な固定費用、在職老齢年金制度などの諸要因と就業選択との関係を簡単に図で示したのが図 1-2-1 である。60 代は、予算制約の下効用を最大化するような余暇と総所得の組合せを選択する。在職老齢年金制度による老齢厚生年金の停止を前提とした、フルタイム就業の場合の予算制約線①と比べ、パートタイム就業の場合には在職老齢年金制度による年金停止の対象外³¹であるが、一般にパートタイムの方がフルタイムより時給が低いため、予算制約線の傾きは緩やかになる（予算制約線②）。

図の点線で示した無差別曲線は、予算制約線②と接する (E_2) と同時に就業時間ゼロで非就業所得のみの点 (E_0) を通るため、これより時給が低ければパートタイム就業ではなく就業時間ゼロ（非就業）を選択する。これに対し、図 1-2-1 の場合、予算制約線①が無差別曲線と接する E_1 での効用は E_0 （非就業）や E_2 （パートタイム就業）より高いため、人々はフルタイム就業を選択する。 E_1 と E_2 の位置関係は、総所得の増加に伴う所得効果（余暇は正常財なので所得が増えれば労働を減らして余暇を増やす）と、時間当たりの賃金収入が増えることによる代替効果（追加的に働くことでもらえる賃金が増える）、加えて在職老齢年金制度によりどの程度年金が停止されるかの兼ね合いで決まる。言い換えば、年金受給の有無や賃金水準に加え、就業に必要な固定費用、賃金水準、在職老齢年金制度、及び無差別曲線の形状など様々な要因に応じて、60 代は非就業、パートタイム就業、フルタイム就業と就業形態の中からいずれかを選択する可能性が考えられる。

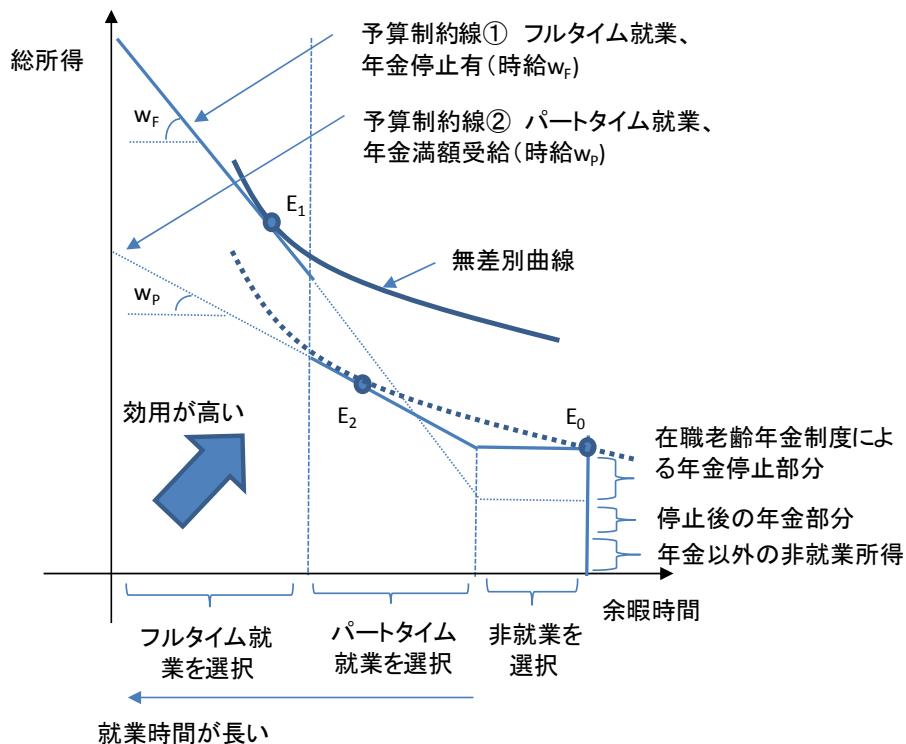
なお、図 1-2-1 では議論の単純化のため所得税など税制の影響は考慮していないが、例えば山田論文では、在職老齢年金制度の就業抑制効果は、予算制約線の屈曲による平均税率の動向（賃金が低いところで、賃金上昇に伴い、平均税率が低くなる部分が存在していた）が背景にあった、との分析を行っている³²[42]。

³⁰ 年齢階層別にみた死亡率の経年での低下は健康状態の改善、すなわち就業するキャパシティーの上昇と見做すなどの方法を用いている。

³¹ 脚注 13 で述べたように、本稿の分析対象期間中、パートタイム労働者は厚生年金保険の加入条件を満たしていなかった。

³² 本稿では、紙面の制約から税制が就業行動に及ぼした影響については議論しない。

図 1-2-1 在職老齢年金制度下での予算制約線と労働供給の決定



(備考) 政策統括官(経済財政分析担当)付参事官(企画担当)作成。

II. 分析

1. 分析に用いたデータ

(1) データの定義

今回の分析で利用したデータは、厚生労働省「中高年者縦断調査³³」の第1回～第11回(2005～2015年)の個票をパネルデータ化したものである。なお、11年間の調査期間中、脱落したサンプルや中間年が欠損値となっているサンプルもあることに留意が必要である。

分析対象としたサンプルは、調査が開始された2005年当時、50歳～59歳かつ雇用者の男性である。従って分析対象者の年齢は50歳から69歳の間となる。既存研究に倣い、就業形態の選択を考える上で他の形態とは性格が異なると考えられる、役員、自営業者、家族従業者、官庁勤務者は考慮しないこととし、サンプルから除外した。その上で、分析対象者の就業状態を4パターン(フルタイム・パートタイム・非就業(就業希望あり)・非就業(就業希望なし))に分類した。なお、上記に加え、分析に用いた変数の値が極端なサンプルなども分析対象外³⁴とした。具体的には、①公的年金の受給額や公的年金以外の収入が非常に高い者³⁵、②50代で公的年金を受給中の者、③週当たりの就業時間が不自然に長い者³⁶も除外した。嘱託や契約社員、派遣社員の形で働いているサンプルについては、労働時間に応じて、フルタイムあるいはパートタイムに分類した³⁷³⁸³⁹。

³³ 統計法に基づく一般統計調査で、団塊の世代を含む全国の中高年世代の人々を追跡して、行動の変化などを把握することを目的に、2005年を初年として毎年1回、11月に実施されている調査。統計法第33条の規定に基づき、内閣府が目的外利用申請した個票データを用いて分析を行った。

³⁴ 中高年縦断調査では、収入額や就業時間など主要な変数を回答者が数値で答える調査方式であるため、極端に大きな値や論理的に説明できない値が回答されている場合がある。本稿の分析では、個票データを最大限活用しつつ、論理的に不整合、もしくは他の公的統計の結果と比較して外れ値と考えられるものを、分析対象外とした。

³⁵ 具体的には、①公的年金の受給額が月額29.2万円以上、②公的年金以外の収入が月額120万円以上、のいずれかを満たした者をサンプルから除外した。

なお、①の基準は厚生労働省「年金制度基礎調査(老齢年金受給者実態調査)」における男性(本人のみ)の公的年金年金額階級のうち一番高い階級である。ちなみに、2011年には70歳未満男性のうち上位1.1%が該当した。

また、②の基準は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」における男性の平均月間所定内給与額階級のうち一番高い階級に相当する。ちなみに、2010年には50歳～69歳の男性のうち上位0.5%が該当した。

³⁶ 具体的には、週当たり就業時間が100時間を超えるサンプルは除いた。

³⁷ 短時間労働者の社会保険の加入要件は、2016年9月30日まで、通常の労働者の所定時間および所定労働日数のおおむね4分の3以上であった。本稿では、嘱託や契約社員、派遣社員については、週30時間以上働く者をフルタイム、同じく週30時間未満働く者をパートタイムと分類した。

³⁸ なお、公的年金受給額が欠落する場合は0に置き換えた。また、公的年金以外の収入額が欠落する場合は、収入の有無に関する質問に対し、働いて得た所得、私的年金、資産収入など、公的年金を除いた収入の手段が全てないと答えた場合のみ0に置き換えた。

³⁹ 2005年～2007年の調査票では収入全体の金額のみを尋ね、公的年金受給額が不明である。このため、2006年に60歳、および2007年に60歳～61歳であったサンプルの公的年金受給額は、パネルデータの特性を利用して、同一サンプルの2008年の公的年金受給額を当てはめたほか、公的年金以外の収入額に関しては、収入全体から公的年金受給額を差し引いた数値を利用した。

(2) データの特徴

① 年齢別にみた就業形態・定年退職時期

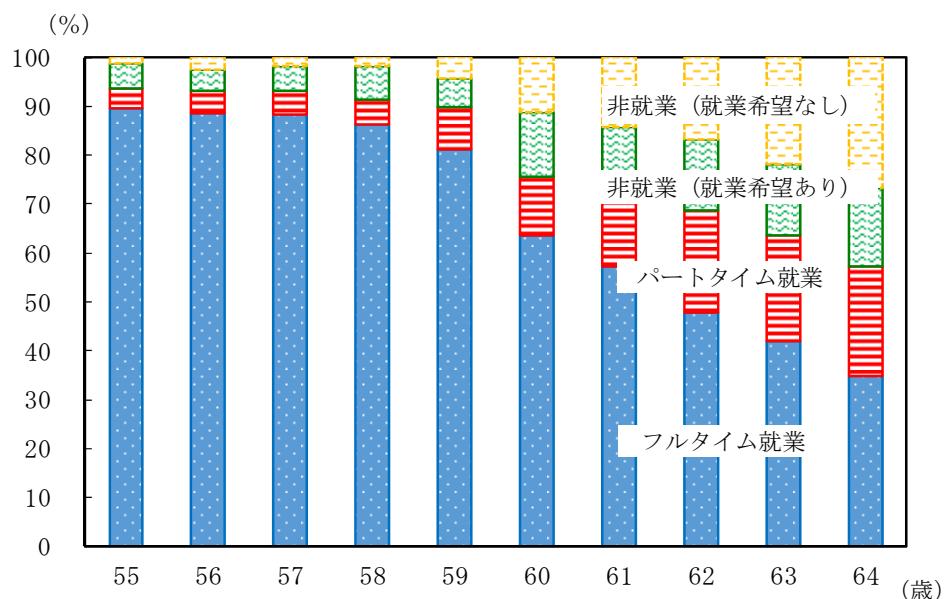
図表 2-1-1 では 2010 年と 2015 年の 2 時点で、上述の 4 つの就業形態のシェアを年齢別に示している。パネルデータであることから、2010 年時点の調査対象者の年齢は 55~64 歳、2015 年時点では 60~69 歳であることに留意が必要である。2010 年時点のフルタイムの就業割合は 55 歳で 9 割以上に達する。しかし、この割合は 60 歳では 63.7% と大きく低下するが、その背景には定年制度の影響があると考えられる。60 代前半では、年齢が高いほどフルタイムの就業割合は低い。次に 2015 年時点のフルタイムの就業割合を、60 代前半の同じ年齢で 2010 年時点と比較すると、2015 年では顕著に上昇している。また、2015 年時点でみると、65 歳を超えると年齢の上昇に伴う低下ペースは緩やかになるものの、69 歳では 12.4% まで落ち込む（図表 2-1-1）。

他方、パートタイムの就業割合は 2010 年時点で 60 歳では 12.0%、2015 年時点では 9.0% にとどまっているものの、年齢が上がるほど割合が上昇し、2015 年時点でみると 65 歳にはフルタイムの就業割合を超える、勤労意欲がある 60 代の主要な就業形態の一つとなる。

非就業（就業希望あり）の者は 2010 年、2015 年とも 60 代前半ではおおむね 10% 台前半で推移するが、2015 年時点の方が割合は低い。2015 年時点でみると、60 代後半では 15% を上回るようになる。60 代の潜在的な労働供給力は一定程度存在しているといえよう。

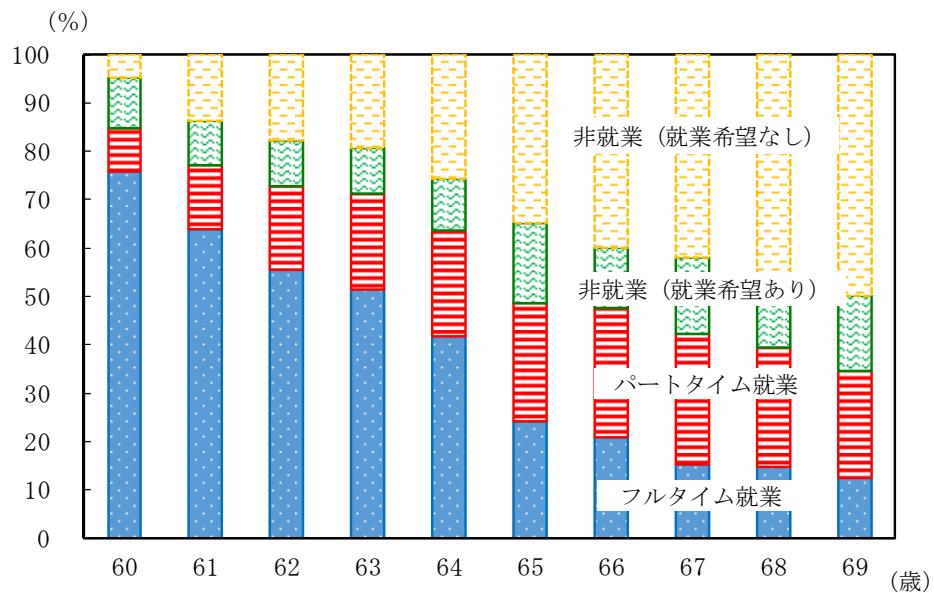
最後に、非就業（就業希望なし）のシェアは 60 歳を超えると次第に増してゆき、この傾向は 2010 年、2015 年共に共通している。2015 年時点でみると、69 歳では 50% 近くに達する。すなわち、70 歳近くになると半数近くが労働市場から一旦退出する特徴が読み取れる。

図表 2-1-1-1：年齢別の就業形態の動向（2010 年）



（備考）厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

図表 2-1-1-2：年齢別の就業形態の動向（2015 年）



（備考）厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

図表 2-1-2 は定年退職時期を年齢別に示したものである。円グラフは定年退職年齢の分布、棒グラフは年齢ごとに定年退職を経験したサンプルの割合（累積）をそれぞれ示している。

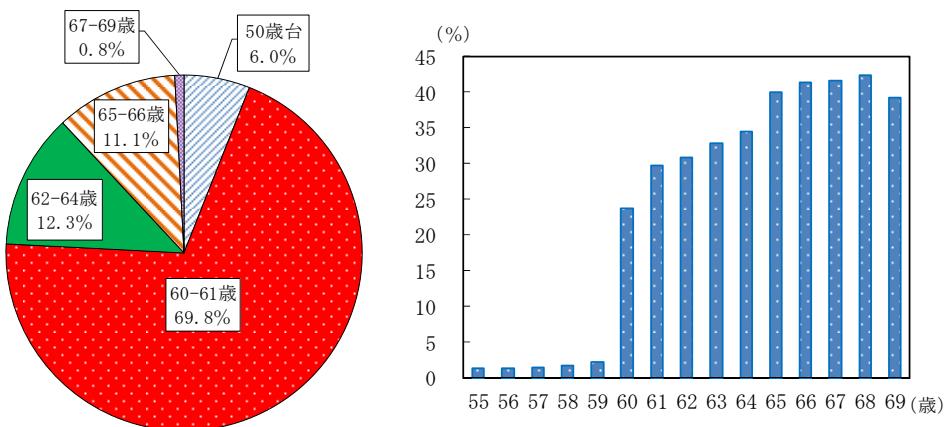
本稿では、調査時（毎年 11 月）の直近 1 年間に仕事を辞め⁴⁰、かつ辞めた理由の中に定年を含む場合に、定年退職したと定義した。このため、定年を 60 歳の誕生日以降の最初の 3 月 31 日に定めている企業のケースでは、例えば 8 月生まれの 60 代が定年退職した年齢は、60 歳ではなく、61 歳と定義される⁴¹。この点を考慮しつつ、定年退職年齢の分布に再び目を向けると、60～61 歳で定年退職したサンプルの割合は約 70% にのぼっており、多くの企業は定年を 60 歳に設定している現状が確認できる。他方、65～66 歳の割合も約 10% に達しており、ある程度の存在感を示している。また、定年退職経験のデータを見ると、60～61 歳にかけて 30% 程度に上昇し、65～66 歳にかけては 40% ほどに到達する⁴²。

⁴⁰ 一度退職した後、現在仕事に就いている場合や継続雇用制度を利用した場合を含む。

⁴¹ このため、定年を 60 歳に定めている企業で働いている 60 代の動きを見るためには、60 歳だけではなく、61 歳のデータも考慮する必要がある。同様に、65 歳定年の企業に勤務していたサンプルの動きを確認するためには、65 歳のみならず、66 歳のデータも踏まえる必要がある。

⁴² 厚生労働省「就労条件総合調査」（常用労働者が 30 人以上の会社組織の民営企業が調査対象）によれば、定年制を定めている企業の割合は近年一貫して 9 割を超えており。このため、「中高年者縦断調査」の定年退職経験の比率は過少評価されている可能性がある。主な背景としては、「仕事を辞めた理由」について複数回答を認める質問に対して、定年退職に該当するにもかかわらず、回答者が最も当てはまると考えた他の選択肢を選んだ可能性が指摘できる。なお、離職した理由を「1 つだけ」回答できる厚生労働省の「雇用動向調査」を確認すると、定年を理由に離職した男性の割合は、60～64 歳で 37.8%、65 歳以上では 14.3% であり、「中高年者縦断調査」の回答比率とある程度符合する。

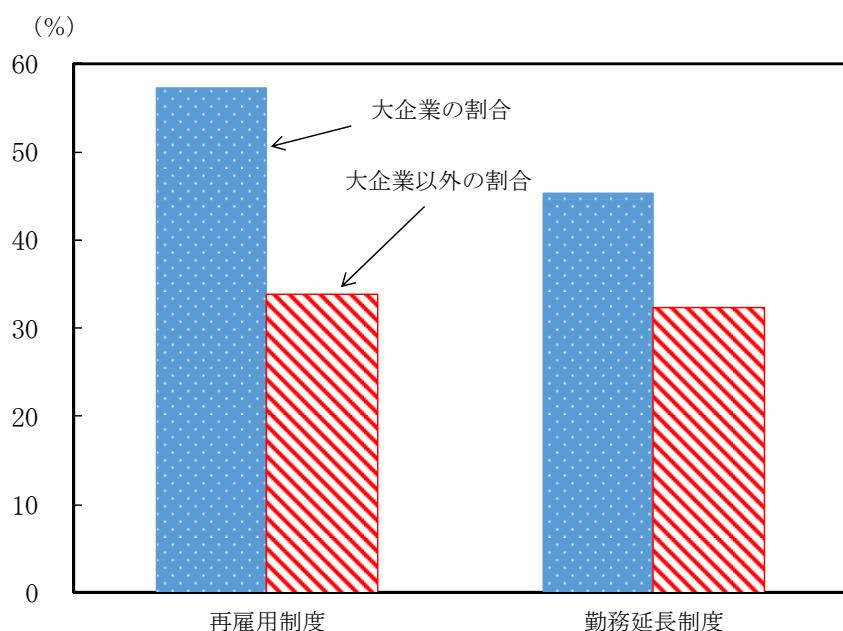
図表 2-1-2：定年退職時期の分布（左図）、定年経験者の割合（右図）



（備考）厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

次に、調査対象者の 2005 年時点での勤め先に、定年年齢を迎えた後に利用できる再雇用制度などがあったかどうかを、勤め先の企業規模別に集計した結果を図表 2-1-3 に示す。本稿では従業員数 300 人以上の企業を「大企業」、300 人未満の企業を「大企業以外の企業」とするが、勤め先に再雇用制度や勤務延長制度があると回答した人の割合は、大企業でそれぞれ 57%、45% 程度であったが、大企業以外の企業ではいずれの制度も 3 割程度にとどまった。

図表 2-1-3：再雇用制度及び勤務延長制度がある企業の割合
(企業規模別、2005 年時点)



- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。
 2. 「あなたの勤め先には以下の制度（「再雇用制度」、「勤務延長制度」等）などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した割合を示している。なお、「知らない」と答えた場合は集計対象から除外した。
 3. 仮に、回答者が「知らない」と答えた場合は「制度はない」ものとみなすと、「制度がある」と回答した割合は以下の通りである。大企業（再雇用制度：44.8%、勤務延長制度：34.3%）、大企業以外（再雇用制度：22.1%、勤務延長制度：20.5%）。

② 就業状態・就業時間の変化

同じ人の1年間の就業状態の変遷を集計したのが図表2-1-4（60～64歳及び65歳以上）である。

60代前半では、フルタイムだった人の8割以上が、1年後にもフルタイムを続けている。これに対し1年前にパートタイムだった人の1割以上がフルタイムとして就業しており、パートタイムの人は必ずしも、フルタイムから徐々に就業時間を減らしていき非就業に至る途上にあるとは言えない。また、失業していた人のうちほぼ半数が翌年には失業から脱出しているが、そのうちおよそ半数が非就業になっている一方、残りは何らかの形で就業しており、60代前半の就業意欲の高さが伺える。他方、非就業の人の9割弱は1年後も非就業のままで、一部は求職活動を行っているものの、ひとたび非就業を選択すると、労働力人口に復帰する人の割合は低い。

60代後半になると、1年後もフルタイムを続けている人の割合は7割に低下する一方、非就業にとどまる人の割合は9割を超え、さらに上昇する。60代前半と比べ、フルタイムだった人のより多くが、パートタイムや非就業に徐々に移行する様子がみられる。またパートタイムからフルタイムに転換する割合や、失業から仕事に就いた人の割合は60代前半より低下するなど、全体に就業状態が非就業に向かっていく傾向が見て取れるものの、中高年者の労働市場からの退出は比較的緩やかなペースで進んでいることが伺える。

図表2-1-4：就業状態の変遷

① 60～64歳

前期	今期	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)	計
フルタイム		80.9%	7.7%	6.6%	4.9%	100.0%
パートタイム		11.4%	76.6%	6.7%	5.3%	100.0%
非就業 (就業希望あり)		6.2%	15.7%	54.4%	23.6%	100.0%
非就業 (就業希望なし)		2.0%	2.8%	9.7%	85.6%	100.0%
計		53.6%	17.8%	11.7%	16.8%	100.0%

② 65 歳以上

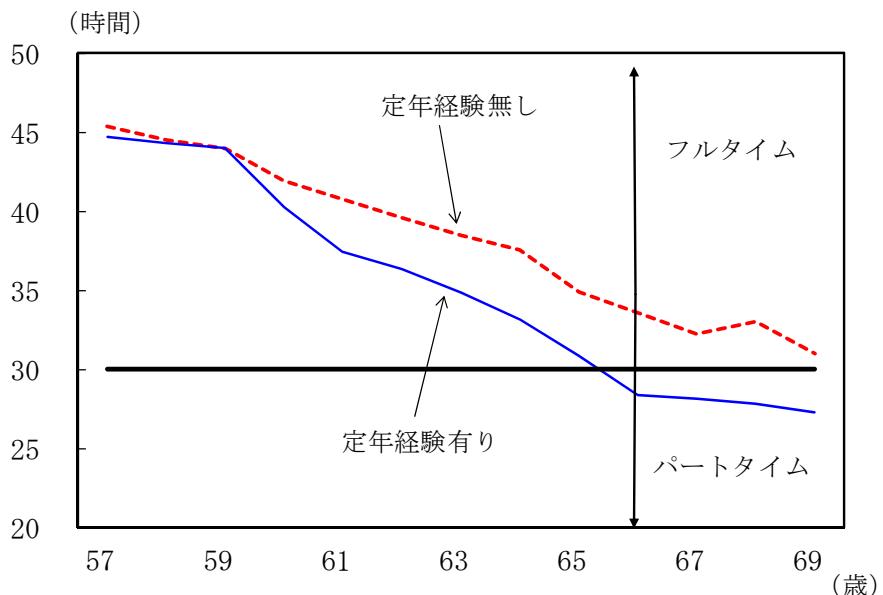
前期	今期	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)	計
フルタイム		67.9%	14.7%	8.9%	8.5%	100.0%
パートタイム		6.6%	78.2%	7.2%	7.9%	100.0%
非就業 (就業希望あり)		1.2%	11.4%	61.0%	26.5%	100.0%
非就業 (就業希望なし)		0.4%	2.5%	6.9%	90.2%	100.0%
計		18.7%	25.0%	16.3%	40.0%	100.0%

(備考) 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

既存研究の節で述べたように、60 代が退職するにあたり、一気に就業時間を減らす場合と、徐々に就業時間を減らしていく場合の両方があると考えられる。図表 2-1-4 をみると、今回の分析対象者について言えば、前者にあたるケースは少ない。例えば 60 代前半では、前期フルタイムで今期失業ないし非就業である人の割合は 1 割強、60 代後半でも 2 割弱と高くない。むしろ、同じ就業形態を維持しながらも徐々に就業時間を減らすなど、後者に近い変化を経るケースが多いことが伺える。

図表 2-1-5 は定年経験の有無別に、年齢別の平均就業時間の推移を示したものであるが、年齢を問わず、定年経験が平均値を押し下げている傾向がみられる。同時に、定年経験の有無に関わらず、平均値は年齢の上昇と共にほぼ一定のペースで減少しており、年齢の上昇とともに様々な要因が平均就業時間を短縮する方向で影響している可能性が考えられる。

図表 2-1-5：週当たり就業時間の平均値（年齢別）



(備考) 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

③ 就業状態に影響を与える要因

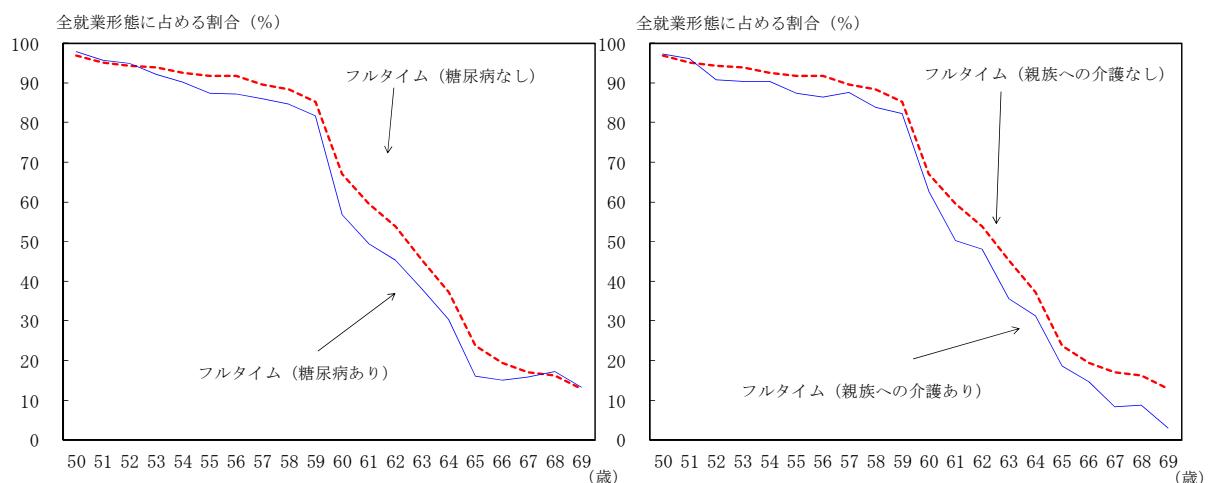
次に、就業状態に影響を与える得る様々な要素をデータから検討する。

既存研究の節で議論したように、60代の就業には、本人や家族の健康状態や年金受給額、また企業側の需要も影響すると考えられる。

例えば、糖尿病で通院中の60代前半の男性が、フルタイムの就業者として働く割合は、通院中ではないケースと比較して10%pt弱も低く、通院を伴う糖尿病はフルタイムで働く可能性を引き下げる原因になり得ると見受けられる（図表2-1-6）。

同様に、親族の介護中である男性がフルタイムで働く割合も、そうではない場合と比較しておおむね低い。親族の介護に多くの時間を割かざるを得ない状況下では、フルタイムでの就労と介護の両立が難しいケースも一定程度存在することが伺える（図表2-1-6）。

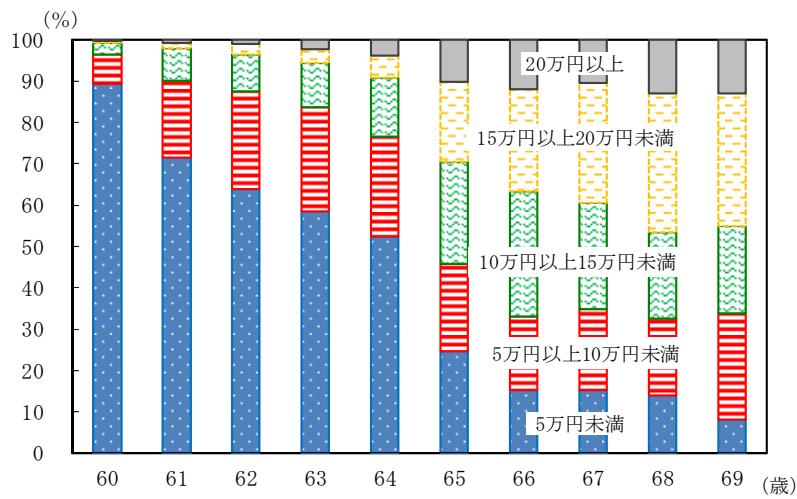
図表2-1-6：フルタイムで働く男性の割合
(糖尿病による通院の有無別(左図) 親族への介護の有無別(右図))



(備考) 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

さらに、フルタイムの就業者のサンプルの中で、公的年金の受給金額が低い（5万円未満）人の割合は、60代前半には高水準で推移しているが、65歳を区切りにして急低下し、69歳時点では他の受給金額のケースと比較して最も低い（図表2-1-7）。この背景として、60代前半の人々には、在職老齢年金制度によって老齢厚生年金受給額の一部が停止するケースが一定程度存在することが指摘できる。また、60代後半の人々では、老齢基礎年金・老齢厚生年金の受給を既に開始しているケースが一般的であるとみられるほか、60代前半の人々よりも在職老齢年金制度の仕組みによって年金減額の対象となることが少なくなり、結果的に公的年金の受給金額が低い人の割合が小さくなると考えられる。

図表 2-1-7：フルタイムで働く男性の公的年金の受給金額

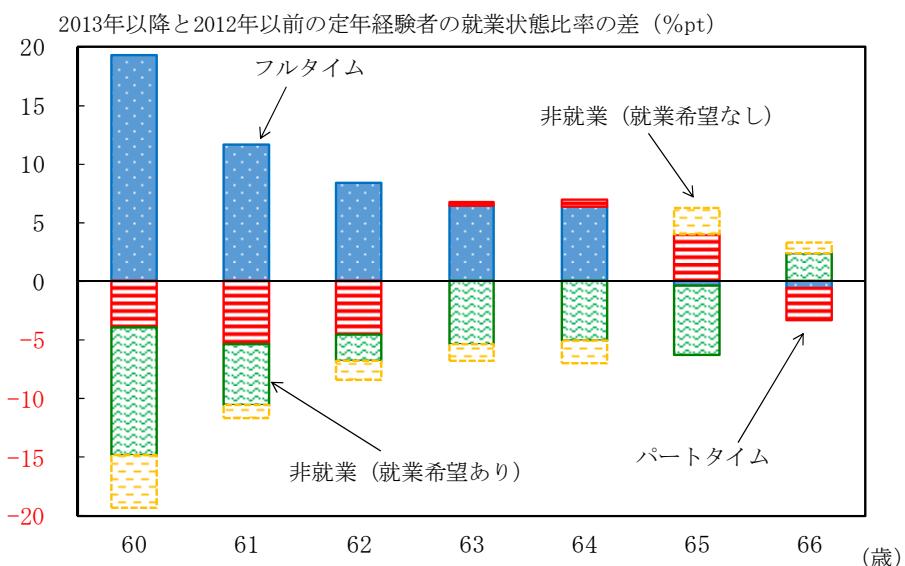


(備考) 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。「5万円未満」にはゼロを含む。

同様に、改正高年齢者雇用安定法施行前後の就業状況を比較する。第1章第1節で既述した通り、2013年4月に同改正法が施行されたことを受け、65歳までの雇用確保が企業の従来の努力義務から実施義務に変更された。図表2-1-8を見ると、2013年以降に定年を経験した男性がフルタイム労働者として働く割合は、2012年以前と比較して大幅に上昇している。このため、一見すると、この法改正はフルタイム就業を促進する効果があったとの印象を受ける。

図表 2-1-8：改正高年齢者雇用安定法施行前後の定年経験者の就業状態の変化

(2013年以降の構成比－2012年以前の構成比)



(備考) 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」により作成。

本節では、通院の有無など就業に影響を与えるとされているいくつかの要素を持つサンプルの就業状態の特徴を、主に年齢別に分析してきた。しかし、これだけでは、一つ一つの要素が「単独で」就業選択に与える影響を評価することはできない。例えば、2013年以降に定年経験者がよりフルタイムで就業する割合が高まったのは、上記の法改正が奏功したためとの可能性もあるが、比較的良好なマクロ経済環境の下で労働需給がタイト化したためなど、様々な見方が可能である。

そこで、次節以降では、様々な要素を勘案した就業選択モデルを構築・利用することを通じ、個々の要素が「単独で」就業状態の決定に与える影響をより正確に把握することを試みる。

(3) 分析モデル

① モデルの概説

本稿で扱うモデルは、誘導型の就業選択関数と構造型の就業選択関数である。以下では、モデルの構築方法を示した上で、病気や介護の有無などの様々な要素と就業状態の関係を把握する。

モデルを構築する際、特に注意すべきは老齢厚生年金額と就業状態の関係である。付注1の通り、社会保険の対象者であるフルタイム労働者の場合、在職老齢年金制度の下で老齢厚生年金の一部あるいは全部が停止する可能性がある。このため、就業状態と老齢厚生年金受給額の間に同時決定バイアスが生じうる。すなわち、一般的には老齢厚生年金の受給額が低い \Rightarrow 所得効果によりフルタイム就業を選択する、という関係が予想されるが、同時にフルタイム就業を選択 \Rightarrow 在職老齢年金制度によって老齢厚生年金の受給額が減少する、という逆向きの関係もあり得る。

そこで、本稿で扱う誘導型の就業選択関数では、清家(1993)[38]などでも利用された厚生年金受給資格ダミーを多項ロジットモデルの推計式に組み込むことで、上記の同時決定バイアスの回避を試みる。

ただし、「中高年者縦断調査」の調査票からは、厚生年金受給資格の有無を直接知ることはできない。このため、2005年時点での勤務年数がおおむね20年以上と回答したサンプルに関して、厚生年金受給資格を有していると仮定した。

厚生年金受給資格ダミーの他に用いた変数は、年齢、定年経験ダミー、各種病気を原因とした通院ダミー、親族への介護の有無など、個人の特性を示す情報である。さらに、2013年以降ダミー、および2013年以降ダミーと定年経験ダミーの交差項を推計式に組み込むことにより、高年齢者雇用安定法の改正が就業選択に与えた効果の検証を試みる。

ここで、多項ロジットモデルは効用などの観察されない「潜在変数」とデータから直接観察できる「観測変数」の関係性を捉えるモデルと解釈すると、誘導型の推計式は以下の通り

に記述できる⁴³。なお、 i は個人、 j は就業状態($j=0,1,2,3$)を表すインデックスとする。

$$Y_i = 3 \text{ (フルタイム就業)} \quad \text{if } Y_{3,i}^* > Y_{2,i}^*, Y_{1,i}^*, Y_{0,i}^*$$

$$Y_i = 2 \text{ (パートタイム就業)} \quad \text{if } Y_{2,i}^* > Y_{3,i}^*, Y_{1,i}^*, Y_{0,i}^*$$

$$Y_i = 1 \text{ (非就業 (就業希望あり))} \quad \text{if } Y_{1,i}^* > Y_{3,i}^*, Y_{2,i}^*, Y_{0,i}^*$$

$$Y_i = 0 \text{ (非就業 (就業希望なし))} \quad \text{if } Y_{0,i}^* > Y_{3,i}^*, Y_{2,i}^*, Y_{1,i}^*$$

$$\text{ただし、 } Y_{j,i}^* = a_j + b_j X_i + u_{j,i}$$

Y_i : 実際に観測された就業状態

$Y_{j,i}^*$: 各就業状態を選んだ場合に得られる効用

X_i : 個人属性ベクトル

b_j : 個人属性ベクトルに対する就業状態ごとの係数

a_j : 就業状態ごとの定数項

$u_{j,i}$: 就業状態ごとの誤差項

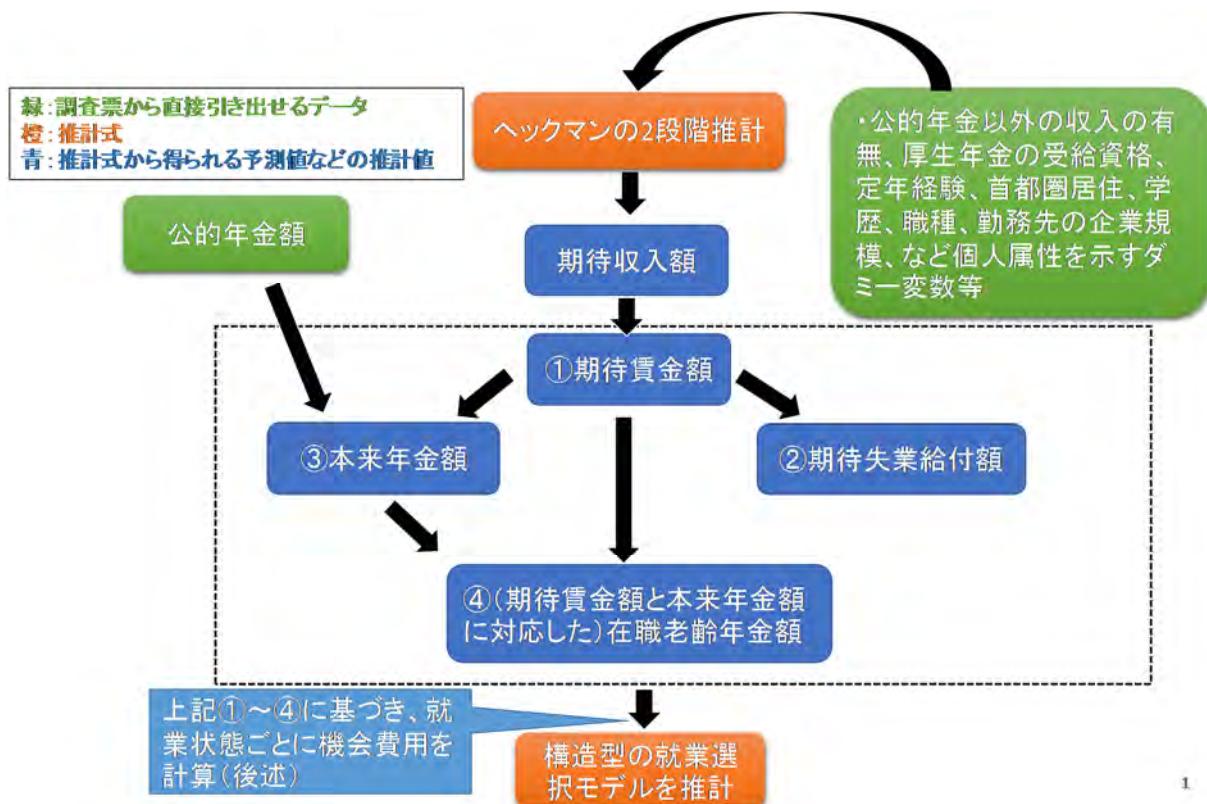
一方、構造型の就業選択関数では、樋口・山本（2002）[40]、石井・黒澤（2009）[34]を参考に、個人が各就業状態の価値を比較し、最も価値が高い就業状態を選択する行動をモデル化した。就業状態ごとに価値を表現する説明変数の組は異なるが、説明変数間の多重共線性の問題を回避可能と考えられる変数の組を選択した。

もちろん、各就業状態に特有の変数すべてを個票データから直接引き出すことはできない。フルタイムの労働者として働いている人を例に挙げると、パートタイムの労働者として働いた場合の期待賃金、本来年金は不明である。同様に、パートタイムの労働者のケースでは、フルタイムの労働者として働いた場合の期待賃金、在職老齢年金制度によって減額された後の年金受給額を取得することはできず、非就業者では、フルタイム・パートタイムいずれの期待賃金額も個票データから知ることは不可能である。

そこで、本稿では、図表 2-1-9 のチャートの手順で、各就業状態に特有の変数を計算した。

⁴³ 構造型の就業選択関数に倣って 60 歳以上のサンプルのみを推計に用いた。

図表 2-1-9 : 構造型の就業選択関数に利用する変数を求めるチャート



(備考) 政策統括官(経済財政分析担当)付参事官(企画担当)作成。

まず、期待収入額を推計した。推計の際には、サンプル・セレクション・バイアスを考慮し、フルタイム就業、パートタイム就業別にヘックマンの2段階推定を利用した。被説明変数を調査票から直接利用できる「公的年金以外の収入額」とし、説明変数には、通常の賃金関数に用いる年齢（経験年数の代理変数）、年齢二乗⁴⁴、学歴に加え、定年経験の有無や、調査開始時点で働いていた企業の規模などを加えて推計を行った⁴⁵。フルタイムの場合を例にとると、具体的な推計式は以下の通りである。

$$1 \text{ 段階目} \quad \Pr(M_i = 1) = F(\alpha + \beta X_i^1) \Rightarrow \lambda_i = \frac{f(\alpha + \beta X_i^1)}{F(\alpha + \beta X_i^1)}$$

$$2 \text{ 段階目} \quad Y_i = a + bX_i^2 + c\lambda_i + u_i$$

⁴⁴ 年齢及び年齢二乗はフルタイム就業の場合のみ用いた。

⁴⁵ 定年前後の収入の変化をより正確に捉えるべく、推計結果のパフォーマンスを比較した結果、推計対象は58歳以上のサンプルとした。

M_i : フルタイム就業者か否かを表すダミー変数

Y_i : フルタイム賃金を含む、公的年金以外の収入額

X_i^1 : 1段階目の推計に用いる個人属性

X_i^2 : 2段階目の推計に用いる個人属性

λ_i : 逆ミルズ比（下記参照）

u_i : 誤差項

α, β, a, b, c : パラメータ

F : 正規分布の累積分布関数、 f : 正規分布の確率密度関数

1段階目の就業選択関数では、フルタイムあるいはパートタイム就業をしているか否かを被説明変数としたプロビットモデルを推計した。次に、2段階目では1段階目で計算された逆ミルズ比（ λ ）を説明変数に追加した。

この逆ミルズ比を直観的に説明すると、2段階目の被説明変数が観察されにくい度合いを示したものである。例えば、フルタイムの期待収入額を推計する際、逆ミルズ比が高い人々は、実際の就業状態に関係なく、定年経験や健康状態、職業、学歴など個人の属性から、フルタイム就業者である可能性が低いと推定される人々である。このケースにおいて、逆ミルズ比の係数がマイナスであれば、就業状態がフルタイムではない確率が高い人々が、仮にフルタイムで働いても、彼らの（フルタイム）期待収入は比較的低いと推定できる。

この方法により、上記のサンプル・セレクション・バイアスを修正した上でフルタイム・パートタイムごとに期待収入（①）を計算した。ここで得られた期待収入は、賃金以外の収入、例えば子供からの仕送り等を含む。このため、2段階目の推計式内の「賃金以外の収入ダミー」の係数を期待収入の数値から引くことで、期待賃金に相当する部分を推定した。

期待賃金のデータが推定できたことで、期待失業給付（②）と本来年金（③）が機械的に計算可能⁴⁶となる。ただし、65歳になるまでの老齢年金（特別支給の老齢厚生年金など）と雇用保険の失業給付を同時に受給（併給）することは制度上禁止されている。このため、65歳になるまでのサンプルについては、期待失業給付と本来年金を比較し、前者の受給額の方が高ければ後者の受給額はゼロ、後者の受給額の方が高ければ前者はゼロとした⁴⁷。

そして、在職老齢年金の計算式に期待賃金と本来年金を代入することで、（仮想の）実際もらえる公的年金額（④）が計算できる。

なお、既存研究では各就業状態の価値を求める際、期待収入額（就業者の場合期待賃金額ともらえる公的年金額の双方、非就業者の場合公的年金額など）を用いているが、多重共線性により推計結果が不安定になることを避けるため、本分析では、各就業状態を選択することに伴う機会費用（フルタイムの例を取ると、在職老齢年金制度が存在しないと仮定した場

⁴⁶ 期待失業給付額の計算方法は付注2、本来年金の計算方法は付注3を参照。

⁴⁷ なお、65歳以上は老齢年金と雇用保険の失業給付を同時受給することが可能である。

合各人が得ることができる期待収入額の最大値と、実際に得ることができる収入額との乖離)を求め、費用が大きいほどその就業状態を選ばない(マイナスの符号を予想)モデルを推定⁴⁸した。具体的には、各人が潜在的にもらいうる最大収入額が「フルタイム期待賃金と本来年金」の和であることから、①～④を用い、就業状態ごとに最大収入額と実際の収入額の乖離を計算し、この乖離幅を基準化のために最大収入額で除した比率を、その就業状態を選択することによる機会費用と見做した。具体的な計算式は以下の通りである。

$$\text{最大収入額} = \text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}$$

フルタイム就業の機会費用

$$\text{フルタイム就業の機会費用} = \frac{\text{最大収入額} - \text{フルタイム期待収入額}}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{(\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}) - (\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額} - \text{在職老齢年金制度による停止額})}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{\text{在職老齢年金制度による停止額}}{\text{最大収入額}}$$

パートタイム就業の機会費用

$$\text{パートタイム就業の機会費用} = \frac{\text{最大収入額} - \text{パートタイム期待収入額}}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{(\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}) - (\text{パートタイム期待賃金額} + \text{本来年金額})}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{\text{フルタイム期待賃金額} - \text{パートタイム期待賃金額}}{\text{最大収入額}}$$

非就業(就業希望あり)の機会費用

$$\text{非就業(就業希望あり)の機会費用} = \frac{\text{最大収入額} - \text{非就業(就業希望あり)期待収入額}}{\text{最大収入額}}$$

⁴⁸ このアイディアは、小塩隆士教授の示唆に基づいている。

※60～64歳

$$= \frac{(\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}) - \max(\text{失業保険給付}, \text{本来年金額})}{\text{最大収入額}}$$

※65歳以上

$$= \frac{(\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}) - (\text{失業保険給付} + \text{本来年金額})}{\text{最大収入額}}$$

非就業(就業希望なし)の機会費用

$$\text{非就業 (就業希望なし) の機会費用} = \frac{\text{最大収入額} - \text{非就業 (就業希望なし) 期待収入額}}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{(\text{フルタイム期待賃金額} + \text{本来年金額}) - \text{本来年金額}}{\text{最大収入額}}$$

$$= \frac{\text{フルタイム期待賃金額}}{\text{最大収入額}}$$

これらの機会費用を用いて、以下の通りに構造型の就業状態の選択関数を推計した⁴⁹。

フルタイム就業

$$\Phi_{fi} = \alpha_{f1} \widehat{OC}_i^f + X_i \alpha_{f2} + \varepsilon_{fi}$$

パートタイム就業

$$\Phi_{pi} = \alpha_{p1} \widehat{OC}_i^p + X_i \alpha_{p2} + \varepsilon_{pi}$$

非就業(就業希望あり)

$$\Phi_{ui} = \alpha_{u1} \widehat{OC}_i^u + X_i \alpha_{u2} + \varepsilon_{ui}$$

非就業(就業希望なし)

$$\Phi_{ri} = \alpha_{r1} \widehat{OC}_i^r + X_i \alpha_{r2} + \varepsilon_{ri}$$

Φ_{ji} ：個人 i が就業状態 j を選んだ時の価値

(ただし、就業状態 j は f ：フルタイム、 p ：パートタイム、 u ：非就業 (就業希望あり)、 r ：非就業 (就業希望なし))

\widehat{OC}_i^j ：個人 i が就業状態 j を選んだ時の機会費用

⁴⁹ 今回の分析では、高齢者雇用継続給付を推計式の変数に含めなかった。高齢者雇用継続給付とは、雇用保険の被保険者であった期間が5年以上ある60歳以上65歳未満の一般被保険者が、原則として60歳以降の賃金が60歳時点に比べて、75%未満に低下した状態で働き続ける場合に支給されるものである。これを変数に含めなかった理由は、在職老齢年金との調整（高齢者雇用継続給付と在職老齢年金を同時に受給する場合は、在職による年金の支給停止に加えて年金の一部が支給停止になる仕組み）を新たに考慮する必要が生じ、議論が複雑化する事態を回避するため等である。ちなみに、金子（1998）[37]や樋口・山本（2002）[40]では、高齢者雇用継続給付が労働供給に与える影響は小さいと報告している。

X_i : 個人属性ベクトル

ε_i : 誤差項

誘導型および構造型の就業選択関数の推計に使用した変数⁵⁰の基本統計量⁵¹ ⁵² ⁵³は図表2-1-10の通りである。

⁵⁰ 機会費用の算出に用いた諸変数の統計量も含む。

⁵¹ 有効求人倍率は個票データに含まれないため、厚生労働省「一般職業紹介状況」(月次)のデータを年次化した上で、50歳～54歳、55歳～59歳、60歳～64歳、65歳以上の単純平均値を採用した。

⁵² 調査票では公的年金以外の1か月の収入額を尋ねているため、働いて得た所得以外の収入がある場合は合計額しかわからない。公的年金以外の収入手段が賃金のみのサンプル数が限られるため、本稿の分析では、働いて得た所得があるサンプルをすべて分析対象として用いた。

⁵³ 公的年金受給額は、2か月分(10月の受給額)を尋ねているため、2で割って月あたり換算した。

図表 2-1-10 : 基本統計量

男性、調査開始時点で雇用者	フルタイム就業		パートタイム就業		非就業(就業希望あり)		非就業(就業希望なし)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢	62.0	1.9	63.5	2.4	63.3	2.5	64.1	2.4
年齢の二乗	3842.2	241.5	4038.5	302.0	4008.6	312.9	4120.2	310.7
公的年金以外の収入(月収)(万円)	26.4	14.1	14.7	12.7	6.9	11.8	7.9	15.1
公的年金受給額(月あたり換算)(万円)	4.1	5.4	10.1	6.9	8.6	7.6	11.5	7.7
厚生年金受給資格ダミー(あり=1)	97.7%	0.2	97.0%	0.2	97.8%	0.1	98.5%	0.1
賃金・公的年金以外の収入ダミー(あり=1)	15.9%	0.4	19.6%	0.4	27.2%	0.4	29.0%	0.5
定年経験ダミー(あり=1)	18.6%	0.4	40.0%	0.5	53.9%	0.5	56.7%	0.5
首都圏居住ダミー(首都圏に居住=1)	21.4%	0.4	18.6%	0.4	20.1%	0.4	19.0%	0.4
配偶者の就業ダミー(就業中=1)	33.3%	0.5	26.9%	0.4	29.8%	0.5	30.2%	0.5
親族への介護ダミー(あり=1)	9.7%	0.3	9.5%	0.3	13.1%	0.3	12.7%	0.3
糖尿病通院ダミー(あり=1)	10.6%	0.3	13.4%	0.3	15.0%	0.4	14.3%	0.3
心臓病通院ダミー(あり=1)	4.7%	0.2	6.7%	0.2	8.5%	0.3	8.3%	0.3
脳卒中通院ダミー(あり=1)	1.7%	0.1	2.1%	0.1	4.4%	0.2	3.8%	0.2
高血圧通院ダミー(あり=1)	32.0%	0.5	31.9%	0.5	35.8%	0.5	36.6%	0.5
脂質異常症通院ダミー(あり=1)	11.1%	0.3	10.6%	0.3	13.1%	0.3	12.2%	0.3
悪性新生物通院ダミー(あり=1)	2.0%	0.1	2.4%	0.2	4.7%	0.2	5.0%	0.2
活動の困難ダミー(あり=1)	5.8%	0.2	7.2%	0.3	13.4%	0.3	11.6%	0.3
住宅ローンダミー(あり=1)	24.9%	0.4	18.0%	0.4	16.2%	0.4	9.2%	0.3
親族への経済的な支援ダミー(あり=1)	14.9%	0.4	11.7%	0.3	11.5%	0.3	10.6%	0.3
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考2参照)	49.4%	0.5	46.1%	0.5	47.2%	0.5	54.1%	0.5
有効求人倍率	0.70	0.18	0.73	0.19	0.71	0.19	0.76	0.18
60歳～64歳ダミー(60歳～64歳=1)	89.3%	0.3	65.3%	0.5	67.1%	0.5	53.9%	0.5
65歳以上ダミー(65歳以上=1)	10.7%	0.3	34.7%	0.5	32.9%	0.5	46.1%	0.5
・改正高年齢者雇用安定法(2013年4月施行)関連								
2013年以降ダミー(2013年以降=1)	38.2%	0.5	49.7%	0.5	44.6%	0.5	58.4%	0.5
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	8.1%	0.3	20.0%	0.4	23.1%	0.4	31.6%	0.5
・調査開始時点の企業規模ダミー (ベース=小規模)								
中規模	33.7%	0.5	32.4%	0.5	30.8%	0.5	29.6%	0.5
大規模	39.7%	0.5	40.8%	0.5	47.2%	0.5	53.0%	0.5
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)								
中学卒業程度	13.5%	0.3	20.0%	0.4	17.7%	0.4	15.2%	0.4
大学卒業程度	25.0%	0.4	20.1%	0.4	21.4%	0.4	22.7%	0.4
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務作業職)								
専門職	27.4%	0.4	21.6%	0.4	24.1%	0.4	21.4%	0.4
管理職	17.9%	0.4	15.2%	0.4	18.1%	0.4	20.9%	0.4
事務職・販売職・サービス関連	23.7%	0.4	25.7%	0.4	24.1%	0.4	25.8%	0.4
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	12.6%	0.3	13.5%	0.3	9.9%	0.3	10.7%	0.3
・構造型の就業選択関数のみに使用する変数								
フルタイムの期待賃金額(万円)	28.4	6.3	24.4	5.7	25.0	5.9	23.9	5.8
パートタイムの期待賃金額(万円)	7.9	0.8	7.7	0.7	7.7	0.8	7.6	0.7
(期待賃金額と本来年金額に対応した)在職老齢年金額(万円)	5.9	5.0	11.1	6.1	11.0	6.4	13.5	6.1
本来年金額(万円)	11.2	7.0	15.9	8.7	16.0	8.5	18.2	8.3
推定失業給付額(万円)	14.3	2.5	9.5	6.6	5.9	7.1	3.0	5.9
フルタイムの機会費用(備考3参照)	0.12	0.09	0.10	0.10	0.10	0.10	0.09	0.10
パートタイムの機会費用(備考3参照)	0.52	0.11	0.42	0.11	0.43	0.12	0.39	0.10
非就業・就業希望ありの機会費用(備考3参照)	0.55	0.14	0.49	0.20	0.55	0.16	0.54	0.14
非就業・就業希望なしの機会費用(備考3参照)	0.73	0.13	0.63	0.13	0.63	0.14	0.58	0.12
構造型の就業選択関数に使用したサンプル数	12,073		5,002		3,299		5,639	

(備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査(個人票)」により作成。

2. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度(「再雇用制度」、「勤務延長制度」等)などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。

なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

3. 各機会費用の定義は本文参照。

2. 労働供給モデルの推計結果

(1) 収入関数

図表 2-2-1 はヘックマンの 2 段階推定による収入関数の推計結果を示したものである。推計結果のパフォーマンス⁵⁴を勘案し、推計対象としたサンプルは 58 歳以上のフルタイム、またはパートタイム労働者とした。なお、データの節で述べたように、被説明変数は賃金を含む公的年金以外の収入額であり、賃金以外の収入を含むサンプルが相当数含まれている点には留意が必要である。

フルタイム、パートタイム共に逆ミルズ比は強く有意であり、サンプル・セレクション・バイアスを考慮する必要性が示唆されている。フルタイムの逆ミルズ比の係数はマイナス有意であり、フルタイムの就業確率が低い属性を持つ人々の収入は低いことが示唆される。一方、パートタイムの逆ミルズ比はプラスに有意であり、パートタイムとして就業する確率が低い人々の収入は高い傾向にあるといえる。言い換えれば、収入関数には含まれないが生産性を高めるような属性⁵⁵を持つ人々は、就業していればフルタイムを選択する可能性が高い。

フルタイム収入については、ほぼすべての説明変数が 1% 水準で有意となった。年齢と年齢の二乗項の係数から、年齢はフルタイム労働者の収入に非線形の影響を与え、他の要因をコントロールした場合、推計対象とした年齢層では年齢が上がるに伴い収入は緩やかに下がって行く。前述の通り推計対象としたサンプルのうち相当数が 60 歳（または 61 歳）で定年を経験していることも、こうした収入低下の背景にあると考えられる。また、賃金および公的年金以外の収入がある場合平均して 7% 弱収入を押し上げていた。調査が開始された 2005 年時点で働いていた会社が中規模企業であれば、58 歳以上の年齢でフルタイムとして働くと平均して 9% 弱、大規模企業であれば 20% 強、小規模企業で働いていた場合と比べて高い。また学歴については、大卒と高卒では平均 13% 程度の差があることが示された。過去に就いていた職種は、生産・労務管理職と比べて専門職や管理職の場合それぞれ 14%、19% 程度高い。

パートタイム収入については、年齢や年齢二乗と収入の関係は有意にならないことから、これらを含めない説明変数の組で推計を行った結果を採用した。賃金および公的年金以外の収入が強く有意になり、係数の水準もフルタイム収入の場合より大きい。企業規模間の差は、中規模企業の方が小規模企業よりむしろ低く、大規模企業と小規模企業の間には有意な違いはないとの結果が得られた。学歴に応じた違いはフルタイムの場合より限定的である。また、フルタイムではマイナス有意であった定年経験ダミーが、パートタイムでは有意ではない点

⁵⁴ 期待収入と実際にもらっている金額との乖離などを用いてパフォーマンスを検証した。

⁵⁵ 就業確率と収入の両方に影響を与える観察できない属性としては例えば、勤勉さや知性、仕事に対する前向きな姿勢などが考えられる。

が注目される。

図表 2-2-1 ヘックマンの2段階推定法による収入関数（1段階目、2段階目）推計結果
(フルタイム、パートタイム別)

1段階目	プロビットモデルによる就業状態決定関数			
	被説明変数:フルタイム就業ダミー		被説明変数:パートタイム就業ダミー	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
厚生年金受給資格ダミー	0.18 ***	3.45	-0.27 ***	-5.27
賃金・公的年金以外の収入ダミー	-0.70 ***	-32.41	0.10 ***	3.94
定年経験ダミー	-1.48 ***	-57.66	0.78 ***	28.14
・調査開始時点の企業規模ダミー (ベース=小規模)				
中規模	0.08 ***	3.47	-0.12 ***	-4.89
大規模	0.12 ***	5.38	-0.21 ***	-8.84
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)				
中学卒業程度	-0.31 ***	-12.79	0.22 ***	8.88
大学卒業程度	0.15 ***	7.81	-0.09 ***	-4.10
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)				
専門職	0.23 ***	9.29	-0.22 ***	-8.37
管理職	0.12 ***	4.38	-0.20 ***	-6.78
事務職・販売職・サービス関連	0.00	0.11	-0.02	-0.77
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	0.08 ***	2.92	0.00	-0.13
配偶者の就業ダミー	0.14 ***	8.18	-0.09 ***	-4.34
親族への介護ダミー	-0.14 ***	-5.19	-0.03	-0.96
糖尿病通院ダミー	-0.22 ***	-8.77	0.15 ***	5.34
心臓病通院ダミー	-0.29 ***	-8.36	0.06	1.55
脳卒中通院ダミー	-0.27 ***	-4.96	-0.08	-1.24
高血圧通院ダミー	-0.06 ***	-3.34	0.03	1.32
脂質異常症通院ダミー	0.09 ***	3.55	-0.08 ***	-2.81
悪性新生物通院ダミー	-0.43 ***	-8.37	-0.03	-0.51
活動の困難ダミー	-0.31 ***	-9.89	-0.06	-1.64
住宅ローンダミー	0.45 ***	23.54	-0.23 ***	-11.19
親族への経済的な支援ダミー	0.32 ***	14.21	-0.19 ***	-7.44
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考2参照)	0.12 ***	7.04	-0.12 ***	-6.41
有効求人倍率	0.09	1.28	-0.12	-1.44
2013年以降ダミー	-0.92 ***	-31.93	0.61 ***	18.83
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	0.63 ***	16.57	-0.60 ***	-14.86
定数項	0.72 ***	10.24	-0.80 ***	-10.80

2段階目	OLSによる収入関数			
	被説明変数: 公的年金以外の収入 (対数値、フルタイム)		被説明変数: 公的年金以外の収入 (対数値、パートタイム)	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
年齢	0.23 ***	15.03		
年齢の二乗	-0.00 ***	-17.55		
賃金・公的年金以外の収入ダミー	0.07 ***	6.54	0.36 ***	14.63
定年経験ダミー	-0.13 ***	-9.52	-0.04	-1.53
首都圏居住ダミー	0.11 ***	19.23	0.15 ***	6.36
・調査開始時点の企業規模ダミー (ベース=小規模)				
中規模	0.09 ***	13.53	-0.10 ***	-3.89
大規模	0.20 ***	32.20	-0.06 **	-2.46
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)				
中学卒業程度	-0.05 ***	-6.51	-0.04	-1.44
大学卒業程度	0.13 ***	23.83	0.10 ***	3.95
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)				
専門職	0.14 ***	18.63	0.07 **	2.34
管理職	0.19 ***	23.18	0.03	0.99
事務職・販売職・サービス関連	0.00	0.60	0.03	0.96
保安関連・農林漁業・運輸、通信関連	-0.11 ***	-12.33	0.07 **	2.13
定数項	-2.30 ***	-5.10	2.03 ***	29.68
λ	-0.18 ***	-12.16	0.27 ***	6.56
サンプル数	39,394		39,394	
Censored obs	10,558		34,814	
Uncensored obs	28,836		4,580	
Wald chi2(17)	8774.33		351.10	
Prob > chi2	0.00		0.00	

注: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意

- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」を用いて推計。
 2. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度（「再雇用制度」、「勤務延長制度」等）などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

(2) 就業形態選択関数

① 誘導型の就業形態選択関数

最初に就業形態選択関数を誘導型の多項ロジットモデル（順序や数値で比較できない複数個の選択肢が存在すると想定）で推計する。ここではすべてのデータをプールして扱い、個人固有の効果については考慮に入れていない。また、図表2-2-2では非就業をベースとした係数と併せて就業状態ごとの限界効果（説明変数が1単位変化した時の影響の大きさ）の推計結果も示す。

結果を俯瞰すると、フルタイム就業については、推計に用いたほとんどの説明変数が統計的に有意な説明力を持つことがわかる。そのうち限界効果が大きいものに注目すると、定年経験があると同就業確率を27%pt押し下げるが、2013年以降に限定すると押下げ幅は20%

pt に縮小している。また、通院している場合や親族の介護をしていると就業確率は低下するが、中でも病気が脳卒中と悪性新生物の場合の押し下げ幅が大きいとの結果が得られた。住宅ローンがあれば就業確率は引上げ、賃金・公的年金以外の収入があれば引下げられるのも予想された結果と考えられる。2005年時点の職種は、「生産工程・労務作業の仕事」と比較して「専門的・技術的な仕事」や「管理的な仕事」でフルタイム就業を継続する確率を押し上げている。企業側の要因としては、勤め先に継続雇用制度があれば60歳を過ぎても3%pt程度フルタイム就業確率は高くなった。なお厚生年金受給資格の有無はフルタイム就業には関係しないが、パートタイム就業確率を5%pt程度押し下げ、就業希望のない非就業確率を5%pt程度押し上げていた。

逆に非就業については、定年経験が就業希望ありの確率を9%pt、就業希望なしの確率を16%pt押し上げており、定年制度の存在の影響は大きいが、2013年以降はそれ以前と比較してそれぞれ2%pt、5%pt押し上げ幅が小さくなっている。このほか、疾病による通院の影響が有意に就業の確率を上げるほか、住宅ローンがあると非就業、就業希望なしを選択する確率が13%pt押し下げとなる結果が得られた。

全体として、各説明変数は期待される向きで有意となり、2013年度以降の政策変更も就業確率の上昇、非就業確率の低下につながったことが示された。

図表 2-2-2 誘導型の就業選択関数（多項ロジットモデル）推計結果

	フルタイム就業			パートタイム就業			非就業（就業希望あり）			非就業（就業希望なし）		
	係数	限界効果	漸近的z値	係数	限界効果	漸近的z値	係数	限界効果	漸近的z値	限界効果	漸近的z値	
年齢	-0.42	0.03	0.52	0.18	0.13 **	2.43	-2.81	-0.28 ***	-6.59	0.12 **	2.26	
年齢の二乗	0.00	0.00	-1.52	0.00	0.00 **	-2.04	0.02	0.00 ***	6.79	0.00	-1.53	
厚生年金受給資格ダミー	-0.19	0.02	0.91	-0.51	-0.05 ***	-3.56	-0.32	-0.01	-0.89	0.05 **	2.51	
定年経験ダミー	-1.74	-0.27 ***	-40.34	-0.70	0.03 ***	4.62	-0.09	0.09 ***	16.86	0.16 ***	23.33	
2013年以降ダミー	-0.21	-0.01	-1.34	-0.27	-0.02 **	-2.21	-0.15	0.00	0.12	0.03 ***	3.24	
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	0.49	0.07 ***	6.59	0.23	0.00	-0.47	0.05	-0.02 ***	-2.86	-0.05 ***	-4.94	
親族への介護ダミー	-0.38	-0.05 ***	-6.30	-0.29	-0.02 **	-1.97	0.05	0.03 ***	5.21	0.04 ***	5.34	
糖尿病通院ダミー	-0.26	-0.05 ***	-5.93	-0.04	0.01 *	1.76	0.05	0.02 ***	3.14	0.02 ***	2.60	
心臓病通院ダミー	-0.35	-0.06 ***	-5.24	-0.16	0.00	-0.05	0.09	0.03 ***	4.11	0.03 ***	3.24	
脳卒中通院ダミー	-0.94	-0.13 ***	-7.40	-0.67	-0.03 *	-1.95	0.09	0.07 ***	6.92	0.09 ***	7.14	
高血圧通院ダミー	0.04	0.01 *	1.90	-0.08	-0.02 ***	-3.16	0.05	0.01	1.40	0.00	-0.15	
脂質異常症通院ダミー	0.22	0.03 ***	3.81	0.05	-0.01	-1.51	0.12	0.00	0.19	-0.02 ***	-2.94	
悪性新生物通院ダミー	-0.84	-0.11 ***	-6.39	-0.69	-0.04 ***	-2.63	-0.02	0.05 ***	5.50	0.09 ***	7.57	
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)												
中学卒業程度	-0.19	-0.06 ***	-7.33	0.23	0.05 ***	7.01	0.11	0.01 ***	2.62	0.00	-0.27	
大学卒業程度	0.08	0.03 ***	4.25	-0.09	-0.02 ***	-2.78	-0.11	-0.01 ***	-2.69	0.00	0.42	
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)												
専門職	0.44	0.08 ***	10.34	-0.04	-0.04 ***	-5.41	0.03	-0.02 ***	-2.70	-0.03 ***	-3.91	
管理職	0.19	0.06 ***	6.71	-0.21	-0.04 ***	-5.19	-0.18	-0.02 ***	-3.41	0.00	0.44	
事務職・販売職・サービス関連	-0.03	0.01	1.47	-0.10	-0.01	-0.93	-0.23	-0.02 ***	-3.43	0.01 **	2.05	
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	0.31	0.06 ***	6.43	0.09	0.00	-0.49	-0.22	-0.04 ***	-5.34	-0.02 **	-2.05	
・住宅ローンダミー												
賃金・公的年金以外の収入ダミー	1.05	0.11 ***	16.61	0.74	0.01 **	2.24	0.67	0.00	0.84	-0.13 ***	-17.32	
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考3参照)	-0.75	-0.11 ***	-16.18	-0.43	-0.01	-0.90	-0.08	0.04 ***	8.00	0.08 ***	14.01	
有効求人倍率	0.32	0.06 **	2.51	0.32	0.04	1.57	-0.51	-0.08 ***	-4.04	0.02 ***	4.26	
定数項	27.79			-1.79			93.56					
サンプル数	27,790											
LR ch2(69)	8,631											
Prob > ch2	0											
擬似決定係数	0.122											

注: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意。

- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」を用いて推計。
 2. 60歳以上のサンプルに限定して推計。
 3. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度（「再雇用制度」、「勤務延長制度」等）などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

② 構造型の就業形態選択関数

誘導型の就業形態選択関数では年金額や賃金額に基づく変数が含まれていないため、在職老齢年金制度による年金停止額の変化が各就業状態の選択に与える影響などをシミュレーションすることはできない。そこで、年金額や賃金額に基づく変数を用いつつ、ランダム効果⁵⁶を想定した多項ロジットモデルで、構造型の就業形態選択関数を推定する。

推計した多項ロジットモデルでは、4つの就業状態のうち非就業、就業希望なしのパラメータをベースとしているため、その他の就業状態に関して推計されるパラメータは非就業、就業希望なしのパラメータとの差として識別される。他方、変数の中には非就業（就業希望なし）状態の価値関数に入らないものもあり、これらについてはパラメータを直接識別できる。

最初に年齢及び年齢二乗項の結果を見ると、フルタイム就業については年齢のパラメータが比較的大きなマイナス、年齢二乗のパラメータはプラスであるが 10% 水準で有意ではなく、年齢が上がるほど非就業と比べてフルタイム就業を選ばなくなる傾向がみられる。他方パートタイムについては、年齢、年齢二乗項ともに有意ではない。失業状態でのパラメータはフルタイムと同一符号かつ有意な結果が得られており、フルタイムと同様、年齢が上がるほど非就業と比べて失業を選ばなくなる（職探しせずに非就業になりやすい）結果になった。

次に各就業状態への機会費用については、フルタイム、パートタイムでは符号はマイナス、かつ有意となり、各就業状態を選択することで得られなくなった収入額が相対的に大きいほど、60代はその就業状態を選択しなくなることが推察される。例を挙げると、フルタイム（パートタイム）就業の機会費用が、最大収入額との対比で 10%pt 下がったと想定すると、フルタイム（パートタイム）で働くことの潜在的な価値は 0.268 (0.300) 上昇する。こうした潜在的な価値の変化は、他の就業状態を選んだ時に得られる価値との比較で、フルタイム（パートタイム）就業の魅力を高めることになり、結果的にフルタイム（パートタイム）就業を選ぶ確率が上昇することになる⁵⁷。また、機会費用の係数（絶対値）は、パートタイム、フルタイムの順に大きいものの差は小さく、在職老齢年金制度を始めとする制度上の要因などで、潜在的に得られたはずの総収入額に対して、実際の収入額が 1% 下落することのマイナスの影響が、パートタイムとほぼ同程度、フルタイムでもみられることが示された。

さらに、定年を経験したかどうかのダミー変数はフルタイム、パートタイム、失業すべてで負に有意であり、働いていた会社で定年を迎えたことで、就業・失業問わず労働力人口に留まる価値が低下することが明確である。但し、いずれの就業状態でも 2013 年以降ダミーと定年経験ダミーの交差項の係数がプラスに有意、すなわち 2013 年調査以降には定年経験

⁵⁶ 説明変数と独立した個人固有の効果と言い換えられる。

⁵⁷ 他方、非就業（就業希望有）については、機会費用は就業選択にプラスに有意な結果となったが、最大収入額が大きい人は機会費用も高い傾向にあることから、そうした人は仕事を探し続けることにより大きな価値を見出している可能性があると解釈できる。

ダミー変数の係数（絶対値）はそれ以前より小さくなっている、定年経験が就業の価値に及ぼす負の影響が軽減されている。この背景には、2013年4月の改正高年齢者雇用安定法の施行と特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢引上げ（60歳から61歳に）がある可能性が存在すると考えられる⁵⁸。こうした変化の背景には、企業側が定年を過ぎた60代をより積極的に活用するための環境整備を進めたことにより、年金額や年齢など他の条件が同一でも、以前より就業の価値が高まったことや、労働供給側（60代）にとって年金をもらえる年齢が繰り上がったため、長く就業することの相対価値が上がったことの双方が考えられる。なお、誘導型の結果と整合的に、50代当時の勤め先に継続雇用制度があると、フルタイムの就業価値を相対的に押し上げ、パートタイムと非就業（就業希望あり）の価値を押し下げる結果となり、企業での環境整備が進むと60代にとってはフルタイム就業を続ける価値が相対的に高まる、との含意が得られた。

次に本人の健康状態、家族の介護をしているかどうかについて検証する。家族の介護をしている場合には、非就業と比較して有意にフルタイム就業の価値が低いが、パートタイムや失業については有意な差がみられないことから、フルタイム就業に関しては介護が何らの制約となっている可能性がある。疾患による通院の有無については、悪性新生物、脳卒中及び心臓病による通院でフルタイムでは顕著にマイナスに有意、糖尿病でも5%水準でマイナス有意の結果が得られた。こうした傾向はパートタイムでもほぼ同じであるが、失業については悪性新生物を除く疾病で、非就業と有意な違いがないことが示唆された。疾患の内容に応じて影響には違いがみられるものの、健康状態の悪化は就業の価値を引き下げる結果となつた。

学歴については、高校卒業を基準として、大学卒業ダミーがフルタイムについてプラス有意、同じく中学卒業ダミーがマイナス有意であるが、パートタイムや非就業（就業希望あり）では有意にならず、フルタイムのみ、学歴による違いが顕著であることが示唆される。また、調査開始時点で就いていた仕事の内容と就業選択の関係を、「生産工程・労務作業の仕事」をベースとして検証すると、「専門的・技術的な仕事」、「管理的な仕事」、及び「保安、農林漁業、運輸・通信の仕事」ではよりフルタイム就業を選択する傾向が顕著との結果が得られたが、パートタイムや失業では、就業希望のない非就業とは有意な差がみられなかった。したがって、フルタイム就業については、既存研究でも指摘されたように、仕事の内容に応じて引退年齢が異なる可能性が考えられる。

最後に家計の資産負債状況の代理変数として、持ち家の住宅ローンが残っているか否かも

⁵⁸ 2013年以降はマクロの経済状況が改善し、有効求人倍率の上昇などに伴い、60代の就業にもプラスの効果があったことも考えられるが、こうしたマクロ経済要因は有効求人倍率をコントロールすることで調整されているため、交差項の係数は主に制度変更などの構造要因を反映していると解釈する。

説明変数に加えたところ、フルタイム・パートタイム・失業のいずれでも有意にプラスとなり、ローン返済が残っている世帯では、60代でも、労働力人口に残り続ける傾向があることが明らかになった。また、賃金・公的年金以外の収入があるとフルタイム・パートタイムとともに就業状態の価値が有意に低下している。さらに、勤務していた先の企業規模に注目すると、小規模企業と比べて規模が大きいほど、60代になってから就業や失業状態の価値が大幅に低くなるとの結果も得られた。

図表 2-2-3 構造型の就業選択関数（多項ロジットモデル）推計結果

	フルタイム就業		パートタイム就業		非就業（就業希望あり）		非就業（就業希望なし）	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
年齢	-2.97 ***	-2.95	-1.14	-1.30	-5.13 ***	-6.51		
年齢の二乗	0.01	1.56	0.00	0.56	0.04 ***	5.94	（ベースに設定したため記載なし）	
フルタイムを選択することの機会費用 (在職老齢年金制度による停止額÷最大収入額)	-2.68 ***	-5.19						
パートタイムを選択することの機会費用 (（フルタイム期待賃金額-パートタイム期待賃金額）÷最大収入額)			-3.00 ***	-7.02				
失業を選択することの機会費用 (（最大収入額一年金と失業保険給付の大きい方）÷最大所得額)					0.38 *	1.75		
定年経験ダミー	-7.88 ***	-31.49	-3.86 ***	-16.83	-1.57 ***	-8.53		
2013年以降ダミー	-0.56 ***	-3.30	-0.48 ***	-2.86	-0.30 *	-1.95		
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	1.54 ***	8.44	0.79 ***	4.77	0.27 *	1.82		
親族への介護ダミー	-0.46 ***	-2.86	-0.22	-1.40	0.07	0.53		
糖尿病通院ダミー	-0.44 **	-2.04	0.04	0.18	0.11	0.69		
心臓病通院ダミー	-0.99 ***	-3.88	-0.67 ***	-2.71	-0.12	-0.58		
脳卒中通院ダミー	-1.34 ***	-3.71	-0.90 ***	-2.77	0.14	0.52		
高血圧通院ダミー	0.10	0.73	-0.20	-1.45	0.06	0.50		
脂質異常症通院ダミー	0.33 *	1.83	0.07	0.37	0.11	0.77		
悪性新生物通院ダミー	-1.74 ***	-6.12	-1.43 ***	-5.26	-0.39 *	-1.82		
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)								
中学卒業程度	-0.73 **	-2.41	0.36	1.27	0.18	0.85		
大学卒業程度	0.58 **	2.43	0.03	0.12	-0.05	-0.28		
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)								
専門職	1.68 ***	5.59	0.41	1.44	0.28	1.29		
管理職	0.81 **	2.53	-0.08	-0.25	-0.30	-1.27		
事務職・販売職・サービス関連	0.06	0.22	-0.10	-0.35	-0.34	-1.56		
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	0.82 **	2.34	0.42	1.24	-0.16	-0.62		
住宅ローンダミー	1.73 ***	8.74	1.20 ***	6.24	1.04 ***	6.35		
賃金・公的年金以外の収入ダミー	-1.32 ***	-11.19	-0.85 ***	-7.46	-0.02	-0.20		
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考2参照)	0.36 *	1.79	-0.36 *	-1.87	-0.39 ***	-2.65		
有効求人倍率	0.41	1.06	0.61	1.62	-0.87 **	-2.51		
首都圏近郊ダミー	0.83 ***	3.36	0.39	1.63	0.41 **	2.27		
・企業規模ダミー(2005年時点の勤務先) (ベース=小規模)								
中規模企業	-0.59 **	-2.10	-0.76 ***	-2.89	-0.48 **	-2.33		
大規模企業	-1.10 ***	-3.95	-1.21 ***	-4.59	-0.77 ***	-3.79		
定数項	143.25 ***	4.49	61.65 **	2.19	180.27 ***	7.16		
サンプル数					26,013			
対数尤度					-19,490			

注:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意。

(備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査（個人票）」を用いて推計⁵⁹。

2. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度（「再雇用制度」、「勤務延長制度」等）などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

59 技術的な点であるが、本稿では多項ロジット推定を行う際に必要としばしば指摘されている IIA 検定（Independence of Irrelevant Alternatives）を行っていない。IIA 検定の必要性に関する議論としては、例えば[26]参照。

以上をまとめると、経済的要因のうち、総収入額が低くなる要因、例えばフルタイムの年金停止額やパートタイムとフルタイムの期待賃金差などはいずれも、その水準が大きいほど、就業選択には大きなマイナスの影響を与えることが明らかになった。住宅ローンがあれば就業価値は押上げられる一方、公的年金や賃金以外の所得の存在はその価値を押下げた。総じてみれば、総収入額が十分でない、ローン返済があるなど経済面でのネガティブな要因で、60代がやむなく就業を選択している可能性は考えられる。

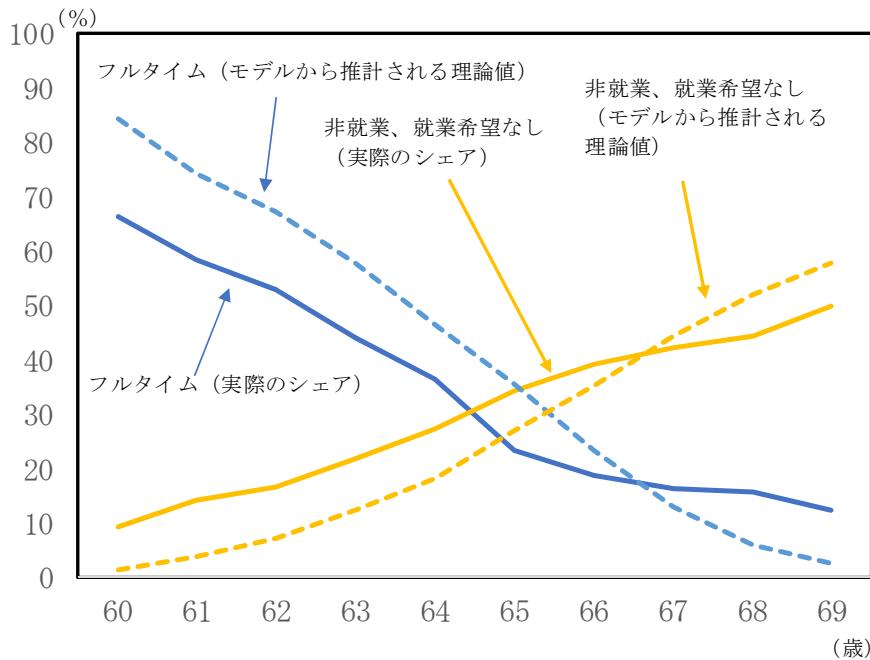
他方、重大な疾患がなく健康であれば就業選択の価値は押上げられ、専門性の高い職種についていればフルタイムで働くことの価値が相対的に大きく高まるなどの結果は、60代男性がポジティブな要因で働くことの価値を見出している証左とも解釈できる可能性がある。

また、50代の時に働いていた会社に定年制があれば、就業に加え失業を選択する価値も押下げられる結果となった一方、継続雇用制度があればフルタイム就業を続ける確率が押し上げられたことから、企業側の制度要因も大きい。さらに、高齢者就業を促す施策の推進は、定年制による就業へのマイナスの影響を一部相殺する効果を持っていたことが明らかになった。

③ 年齢別就業選択確率の推計

推定された構造モデルのパラメータを使って、年齢別に理論上予想される就業形態別の選択確率を推計し、データから観察された就業状態別のシェアと比較したのが図表 2-2-4 である。モデルに基づく 60 歳時点のフルタイム選択確率は、実際のシェアより 2 割弱高く、特に 65 歳以上では実際よりも大幅な低下を続け、66 歳を過ぎて逆転する。逆に、パートタイムでは、理論値が実際のシェアを下回るが 64 歳以降はほぼ一致する。非就業は、加齢に伴うシェアの増加ペースが、実績値より理論値で速い。こうした現実のデータと理論値のギャップが生じる主な理由の一つとして、他の説明変数で捉えられない年齢要因が強めに推計されていることが指摘できる。このため、年齢に応じた就業状態の変化が大き目に推定されているものの、①就業選択確率と非就業（就業希望なし）の選択確率が理論値では 66 歳、実績でも 65 歳で逆転、②パートタイム選択確率と失業選択確率は相対的に低水準、③パートタイム選択確率は理論値・実績共に 66 歳まで微増し以降低下、失業選択確率は年齢にかかわらずほぼ一定、など全体としてはモデルのパラメータは実際の就業行動の変化の特徴を適切に捉えた推計結果になっていると考えられる。

図表 2-2-4 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく
推定就業選択確率の年齢別推移と実際のシェア



構成比(現行制度下の推定就業確率、再掲)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	84.2 %	3.6 %	10.8 %	1.4 %
61 歳	74.4 %	7.1 %	14.7 %	3.8 %
62 歳	67.2 %	9.5 %	16.2 %	7.2 %
63 歳	57.8 %	12.7 %	17.2 %	12.3 %
64 歳	46.4 %	17.9 %	17.4 %	18.3 %
65 歳	35.5 %	20.2 %	17.1 %	27.1 %
66 歳	23.4 %	23.6 %	17.8 %	35.3 %
67 歳	13.0 %	23.5 %	19.2 %	44.4 %
68 歳	6.1 %	21.7 %	20.2 %	52.1 %
69 歳	2.7 %	17.9 %	21.7 %	57.7 %

構成比(すべての企業に2005年時点での継続雇用制度等が導入されていた場合の推定就業確率)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	99.1 %	0.6 %	0.3 %	0.0 %
61 歳	97.8 %	1.6 %	0.6 %	0.0 %
62 歳	95.3 %	3.3 %	1.2 %	0.2 %
63 歳	89.9 %	7.0 %	2.5 %	0.6 %
64 歳	79.7 %	13.8 %	4.7 %	1.8 %
65 歳	72.3 %	17.9 %	6.0 %	3.8 %
66 歳	55.8 %	25.9 %	9.4 %	8.9 %
67 歳	38.3 %	31.6 %	13.2 %	16.8 %
68 歳	21.6 %	33.7 %	17.6 %	27.1 %
69 歳	10.5 %	31.4 %	21.6 %	36.5 %

(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

④ シミュレーション

この項では、構造型の就業選択関数の推定で合理的な結果が得られていることを前提に、説明変数として用いている様々な要因が変化した場合、各就業状態の選択にはどの程度影響を及ぼしたかを試算する。さらに、就業者が直面している制度的な要因、具体的には年金制度と継続雇用制度など 60 代の雇用に関する制度の過去の変更がどの程度就業選択に影響したかを推計し、続いてこうした制度が存在しなかつたと仮定した場合、就業選択にどの程度の変化が見込まれるか、試算を行う。

1) 様々な仮定の下での試算

図表 2-2-5 は主な説明変数について、様々な仮定の下での就業選択確率への影響を整

理したものである。各種の疾患に罹って通院する確率が 10%pt 下がると、フルタイムを選択する確率は 0.7%pt から 0.4%pt 程度上昇し、就業希望の有無を問わず非就業を選択する確率はほぼ変わらないか、ほとんどのケースで低下する。疾病の中でも罹患率が高い糖尿病で通院している人は全体の 10%いるが、仮にこれが半分になれば、フルタイムを選択する確率が 0.4%pt 程度押し上げられることになる。親族の介護の限界効果はさらに小さく、実際に介護を行っている人の割合も 10%を下回っていることから、介護負担が軽減されることの効果はそれほど大きくないものの、今後は介護に携わる 60 代男性も増えていき、就業選択への影響も重要度を増していく可能性がある。

健康状態や介護と比べて、就業選択に相対的に大きな影響を与えるのが年金制度の変化や職場で定年を経験したかどうかといった制度的な要因である。在職老齢年金制度による年金停止額が小さくなり、最大収入額との対比で 10%pt 下落すると、フルタイム就業確率を 3.6%pt 押し上げる一方、パートタイム就業確率を 1.9%pt 押し下げる結果となった。基本統計量（図表 2-1-9）の平均値を用いて計算すると、フルタイム就業者のフルタイムとしての期待賃金額が 28.4 万円で、公的年金満額が 11.2 万円、両者の和が 39.6 万円であることから、仮に年金停止額が 1 万円減少すれば、機会費用は 2.53%pt 下がることになり、結果として 0.91%pt のフルタイム就業確率の上昇につながる。フルタイムの期待賃金や公的年金満額が平均以下の人にとては、停止額の縮小は就業確率により大きな影響を及ぼすことが予想される。

図表 2-2-5-1 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の変化（試算）

項目	試算の前提	推定就業選択確率の変化幅			
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
親族への介護	10%下落	0.31%pt	0.02%pt	-0.26%pt	-0.07%pt
フルタイムで働く機会費用比率が低下	10%下落	3.61%pt	-1.87%pt	-1.25%pt	-0.48%pt
糖尿病による通院	10%下落	0.41%pt	-0.19%pt	-0.23%pt	0.01%pt
心臓病による通院	10%下落	0.50%pt	0.15%pt	-0.35%pt	-0.29%pt
脳卒中による通院	10%下落	0.75%pt	0.29%pt	-0.76%pt	-0.28%pt
悪性新生物による通院	10%下落	0.70%pt	0.45%pt	-0.50%pt	-0.65%pt
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての企業に存在	26.25%pt	-2.68%pt	-11.86%pt	-11.71%pt
住宅ローン	10%上昇	0.61%pt	0.06%pt	0.19%pt	-0.87%pt
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	2.09%pt	-0.95%pt	-0.89%pt	-0.26%pt

（備考） 1. 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

2. 試算の前提部分の 10%下落（上昇）とは、構造型の就業選択関数に用いたサンプルの中で、当該項目に該当する確率が 10%pt 下落（上昇）した場合を意味する。

3. 継続雇用制度等とは、再雇用制度・勤務延長制度・再就職会社のあっせんのいずれかの制度を指す。

図表 2-2-5-2 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択別人数の変化（試算）

項目	試算の前提	推定人数の変化幅		
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)
親族への介護	10%下落	+2.1万人	+0.1万人	▲1.7万人
フルタイムで働く機会費用比率が低下	10%下落	+24.2万人	▲12.6万人	▲8.4万人
糖尿病による通院	10%下落	+2.7万人	▲1.3万人	▲1.5万人
心臓病による通院	10%下落	+3.3万人	+1.0万人	▲2.4万人
脳卒中による通院	10%下落	+5.0万人	+1.9万人	▲5.1万人
悪性新生物による通院	10%下落	+4.7万人	+3.0万人	▲3.4万人
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての企業に存在	+176.4万人	▲18.0万人	▲79.7万人
住宅ローン	10%上昇	+4.1万人	+0.4万人	+1.3万人
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	+14.0万人	▲6.4万人	▲6.0万人
				▲1.7万人

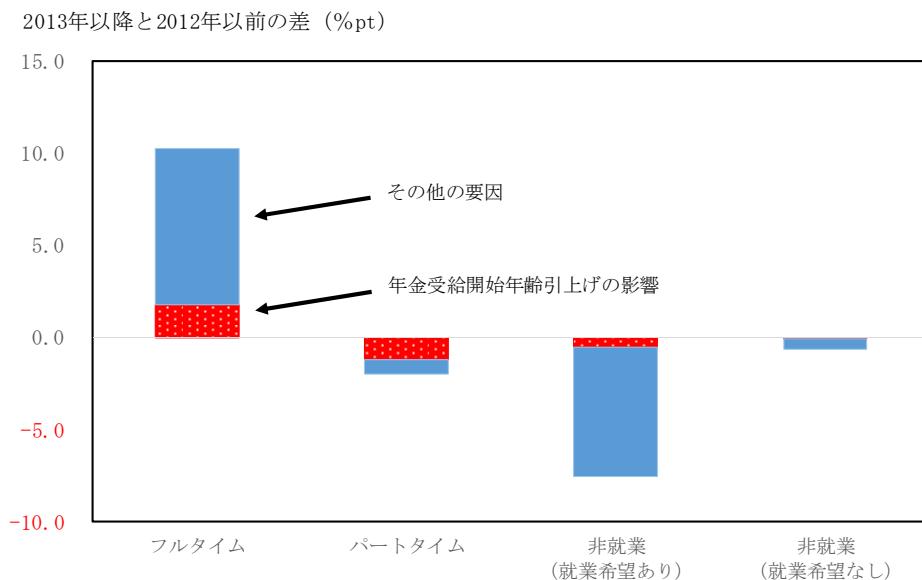
（備考） 1. 図表 2-2-5-1 及び厚生労働省「労働力調査」により作成。

2. 60 代の男性のうち、正規の職員・従業員、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、完全失業者、非労働力人口に該当する人の総数（672 万人、2015 年労働力調査による）をベースに、構造型モデルを前提として試算を行った。

3. 継続雇用制度等とは、再雇用制度・勤務延長制度・再就職会社のあっせんのいずれかの制度を指す。

調査期間中に行われた制度改正のうち、2013 年 4 月に施行された「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」の一部改正及び、厚生年金の支給開始年齢引上げの影響をみるため、2012 年までの 60 歳の人々の平均就業確率と 2013 年以降の同確率を比較したところ、制度改正前後の平均就業確率はフルタイムで 10.4%pt 上昇、パートタイムで 2.6%pt 低下、非就業、就業希望ありが 7.5%pt 低下、同希望なしは 0.3%pt 低下と微減であった。こうした変化のうち、2013 年に年金（報酬比例部分）の支給開始年齢が 61 歳に上がったことの影響は、推定されたパラメータを用いて試算すると、フルタイムで 1.8%pt、パートタイムで ▲1.2%pt、非就業、就業希望ありが ▲0.5%pt、同希望なしは ▲0.1%pt であった。年金の支給開始年齢の繰下げによるプラス影響は相応にみられたものの、フルタイム就業の選択確率が 2 枠の上昇だったことを考えると、年金制度改革の影響よりも、高年齢者雇用安定法の法改正など、その他の要因の寄与がより大きかったことが推察される（図表 2-2-6）。

図表 2-2-6 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく 60 歳男性の推定就業選択確率の変化



(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

次に、まだ行われていない年金制度改正が実施されたり、再雇用制度等が浸透したりした場合の影響を、2つのケースを仮定して試算⁶⁰する。

2) 在職老齢年金制度に関する仮定

仮に、在職中に年金を受給している場合の在職老齢年金制度による年金停止がなかったとすると、フルタイム就業の平均確率は現行制度下と比較して 2.1%pt 上昇し、代わりにパートタイム就業の平均確率が 0.95%pt 低下、非就業で就業希望ありの場合の確率も 0.89%pt 低下するとの試算結果となった(図表 2-2-5-1)。第 1 章第 2 節で述べたように、既存研究の多くで在職老齢年金制度の就業抑制効果が指摘されてきたが、今回の推計結果でも、程度は大きくないもののそれらと整合的に、在職老齢年金制度がフルタイムでの就業を抑制する効果があったことが示唆された⁶¹。

制度がなかったと仮定した場合と、現行制度下の差を年齢別に詳しく見ると、フルタイムの就業確率での差は 60 歳の 2.1%pt から年齢が上がるに従って高まる傾向にあり、64 歳には 3.7%pt に達する。一方、付注 1 の通り、65 歳以上は在職老齢年金制度による年金停止が比較的起きにくいため影響は小さい(図表 2-2-7)。パートタイムでも同様に 64

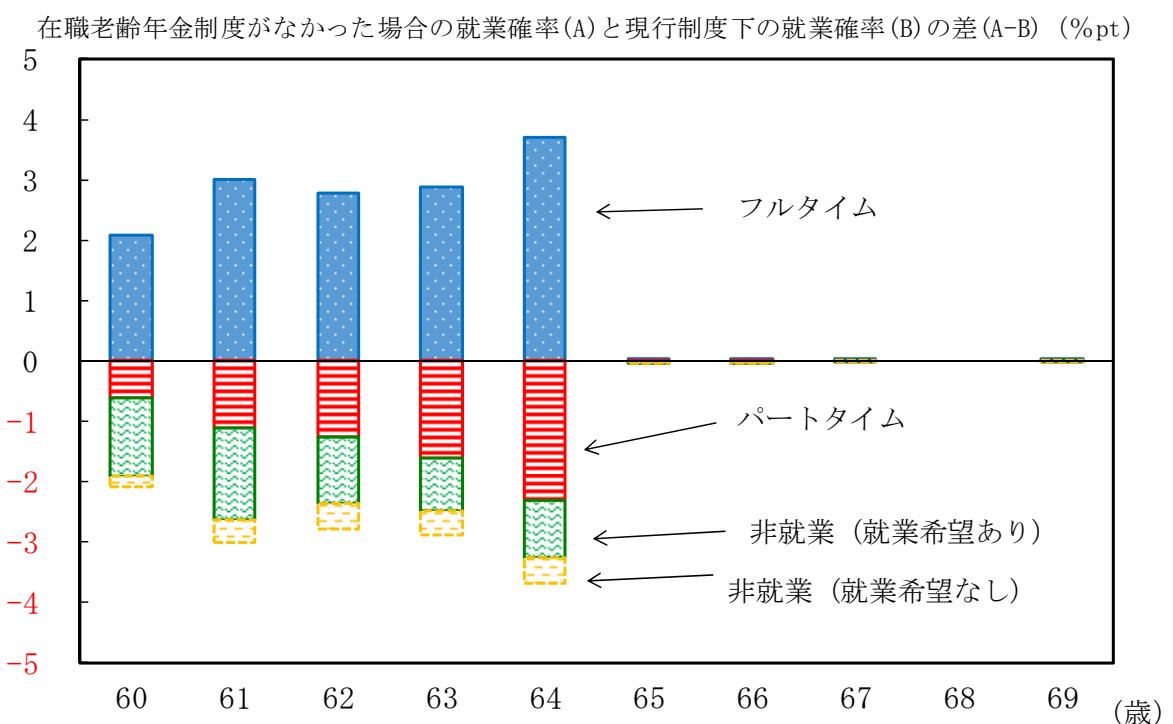
⁶⁰ 本文で紹介する 2 ケースのほか、付注 4 では、現実とは異なる特別支給の老齢厚生年金の受給開始パターンを仮定して就業確率を試算した。詳しくは付注 4 を参照。

⁶¹ 一般的には、年金額の多寡は各人の過去の就業状況に依存しており、年金受給開始時または以降の外的要因に依存するものではない。この例外の一つが在職老齢年金制度と考えられ、同制度の設計が直接的に高齢者の就業に影響を及ぼしうる。

歳での影響が最大で、在職老齢年金制度がなかったとすると、相応のパートタイムの人々がフルタイム選択に変更する結果となった。

今後は、特別支給の厚生年金の支給開始年齢は 65 歳まで引き上げられるため、64 歳までの在職老齢年金制度はいずれなくなることが見込まれている。65 歳以上については、停止対象範囲が限られていることもあり、制度の存在による年齢別の影響は 60 代前半と同じ方向ではあるものの、高々 0.1%pt 未満である⁶²。したがって、現行の在職老齢年金制度が 65 歳以上の就業選択に及ぼす影響は小さいと推察される⁶³。

図表 2-2-7 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の変化
(年齢別、在職老齢年金制度に関する試算)



(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

⁶² 本稿で扱った「中高年者縦断調査」のデータでは、在職老齢年金制度で年金の支給停止対象となる 65 歳以上のサンプル（老齢厚生年金月額と総報酬月額相当額の合計が 47 万円（平成 22 年度の基準）を超えた人）の割合は 4% 弱であった。なお、厚生労働省の資料によれば、65 歳以上の人々の中では在職老齢年金制度による年金支給の停止を受けている割合は平成 24 年度末時点では 1.2%（「年金制度を巡るこれまでの経緯等について」（平成 30 年 4 月 4 日第 1 回社会保障審議会年金部会資料））であるが、この数字は女性および 70 歳以上のデータを含んでいる。この点に鑑みれば、本稿の 4% 弱という数字はある程度の妥当性を持つと考えられる。

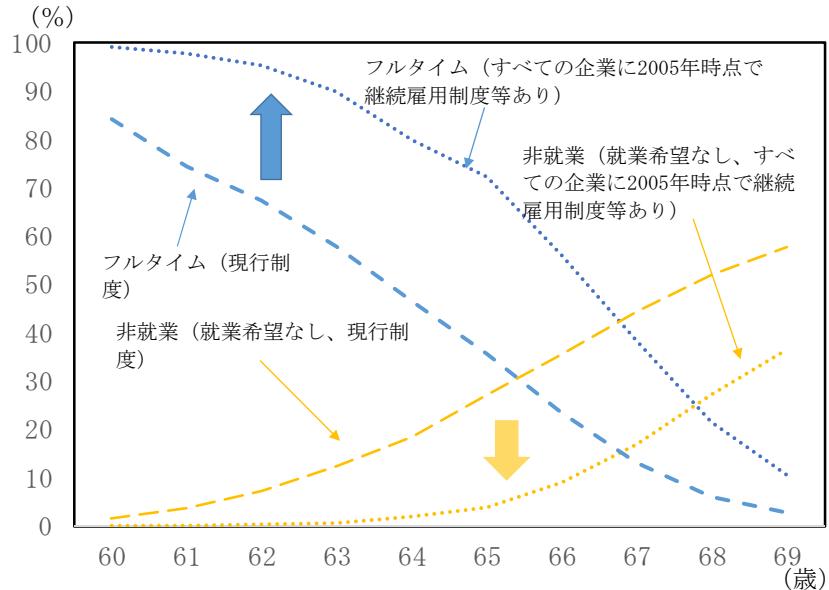
⁶³ 本稿で用いた期待賃金のデータが、賃金分布の右裾で実際より低めに推計されている点には留意が必要である。例えば、本稿で用いたデータでは、65 歳以上のフルタイム期待賃金の上位 10% ラインは 30.3 万円であるが、厚生労働省「平成 22 年賃金構造基本統計調査」の所定内給与額の上位 10% ラインは 46.2 万円（65～69 歳の男性平均）である。

3) 継続雇用制度等に関する仮定

次に、企業の再雇用制度等、定年年齢を迎えた雇用者を継続雇用する制度（具体的には、「再就職会社のあっせん」、「再雇用（再任用）制度」、「勤務延長制度」のいずれかを指す。以下「継続雇用制度等」と表記）が早くから整備され、2005年時点ですべての企業に継続雇用制度等のいずれかが存在していたことを想定し、他の条件は変わらないと想定して年齢別にその影響を試算した。図表2-2-8の点線は図表2-2-4で示した理論上の就業確率、破線は2005年時点ですべての企業に継続雇用制度等があったと想定した場合の各就業確率の変化を示す。図から示唆されるように、継続雇用制度等があったと仮定すると、フルタイム就業確率は60歳時点ではほぼ100%に近く、モデルから推計された就業確率を10%pt以上上回る。年齢が上がるに従い、その他の要因の変化もあり継続雇用制度等が整っていてもフルタイム就業確率は下がって行くものの、両者のギャップは60代前半では30%ptを超えるレベルとなった。逆にパートタイム就業確率については、60代前半ではあまり差がないものの、60代末になると継続雇用制度等がある場合の方が10%pt前後上回って推移し、短時間であってもより長く働き続ける人の割合が増えることを示唆している。対照的に、非就業の選択確率は低下するが、特に就業希望なしの選択確率は67歳までは年齢が上がるほど下がり方が大きいとの結果が得られた⁶⁴。

⁶⁴ こうした結果は、継続雇用制度等が整備されたことから、人々の行動が現行制度下とは異なることまで考慮すると、さらに大きな変化につながる可能性もある。例えば、定年年齢に達しても継続雇用制度等によりより長く働くことを予定する人は、年金の繰下げ受給を申請するかもしれない、その場合には就業を選択する確率をさらに押し上げる可能性もある。

図表 2-2-8 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の年齢別推移
(現行制度の推定就業選択確率と 2005 年時点ですべての企業に継続雇用制度等が存在していた場合の推定就業選択確率の比較)



構成比(現行制度下の推定就業確率、再掲)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	84.2 %	3.6 %	10.8 %	1.4 %
61 歳	74.4 %	7.1 %	14.7 %	3.8 %
62 歳	67.2 %	9.5 %	16.2 %	7.2 %
63 歳	57.8 %	12.7 %	17.2 %	12.3 %
64 歳	46.4 %	17.9 %	17.4 %	18.3 %
65 歳	35.5 %	20.2 %	17.1 %	27.1 %
66 歳	23.4 %	23.6 %	17.8 %	35.3 %
67 歳	13.0 %	23.5 %	19.2 %	44.4 %
68 歳	6.1 %	21.7 %	20.2 %	52.1 %
69 歳	2.7 %	17.9 %	21.7 %	57.7 %

構成比(すべての企業に2005年時点で継続雇用制度等が導入されていた場合の推定就業確率)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	99.1 %	0.6 %	0.3 %	0.0 %
61 歳	97.8 %	1.6 %	0.6 %	0.0 %
62 歳	95.3 %	3.3 %	1.2 %	0.2 %
63 歳	89.9 %	7.0 %	2.5 %	0.6 %
64 歳	79.7 %	13.8 %	4.7 %	1.8 %
65 歳	72.3 %	17.9 %	6.0 %	3.8 %
66 歳	55.8 %	25.9 %	9.4 %	8.9 %
67 歳	38.3 %	31.6 %	13.2 %	16.8 %
68 歳	21.6 %	33.7 %	17.6 %	27.1 %
69 歳	10.5 %	31.4 %	21.6 %	36.5 %

(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

III 終わりに

1. 分析結果のまとめ

本稿では、60代が就業状態を選択する行動をモデル化し、就業行動にどのような要因が影響するのか、定量的に評価した。とりわけ、同時決定と考えられる就業状態と賃金・公的年金の関係については、内生性の存在による推計上の問題があることから、これを回避するため、主に構造型の就業選択モデルに基づき、多様な要素、すなわち賃金・公的年金のほか、公的年金・賃金以外の収入、親族への介護、健康状態、学歴、職業、継続雇用制度などが就業状態に与える影響を検証した⁶⁵。

構造型の就業選択モデルの推計結果から得られた主な知見は以下の通りである。

第一に、60代の就業選択に影響を及ぼす要因として、大別して①収入要因と②企業側の要因が挙げられることが明らかになった。

収入要因については、年金停止額の大きさや、フルタイムかパートタイムかで得られる賃金の違いなどが、就業選択において明確に有意な影響を及ぼしている。具体的には、在職老齢年金制度による年金停止は、その度合いが大きくなるほど、人々にとってのフルタイム就業の価値を押し下げ、パートタイム就業や非就業を選択する確率を押し上げていた。また、パートタイム就業についても、その期待賃金額がフルタイムとして働いた場合の期待賃金額と比較して低いほど、パートタイム就業の価値を大きく押し下げ、フルタイム就業や非就業を選ぶ確率が高くなっていた。

企業側の要因としては、企業の人事制度やそれに関連する法制度などの就業選択への影響も明確に観察された。定年経験は就業・失業に関係なく、労働力人口に留まる価値を明確に低下させるものの、2013年以降、この低下幅は一定程度縮小した結果となった。縮小の背景としては、2013年4月の改正高年齢者雇用安定法の施行と特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢引上げが影響した可能性を指摘できる。両者は同じタイミングで実施されたが、年金制度の変更によるフルタイム就業確率の押上げ効果は全体の一部にとどまり、改正高年齢者雇用安定法の施行に伴い、60代の就業に係る環境整備が企業で進んだ影響も大きかったことが示唆された。

このほか、重大な疾患を抱えずに健康であれば就業の価値は高く、専門性の高い職種に就いていればフルタイムで働く価値が他の職種と比べて高い、などといった示唆も得られた。

⁶⁵ 同時決定問題を避けるため、就業に大きな影響を与えると考えられる賃金や年金額については、定義上相関がある変数を同時に説明変数として用いないことや、本来年金額の推計値など外生変数を中心としたモデルの構築を検討した。また、サンプル・セレクション・バイアスの問題には、通常用いられる確立された手法（ヘックマン推定）で対応した。

第二に、推計結果を元に、①在職老齢年金制度が存在しないケース及び②2005年時点での企業に継続雇用制度等が存在していたケースにおける就業確率を試算した結果、特に後者のケースで現行制度下と比べて大きな差があるとの結果が得られた。

前者のケースでは、在職老齢年金制度の存在によって押し下げられているフルタイム就業の価値が上がることで、フルタイム就業を選ぶ確率は現行制度下の確率より高くなり、パートタイム就業を中心とした他の状態を選ぶ確率が現行制度下より低くなる結果となった。しかし、在職老齢年金制度の違いにより、60歳代前半のフルタイムの就業確率は平均で2.9%pt高くなる一方、パートタイム就業や失業の確率が低下するものの、65歳以上の就業選択に及ぼす影響は小さいとの分析結果が得られた。

後者のケースでは、仮に2005年時点での企業に継続雇用制度等が存在していたとすると、調査対象者が60歳になった時には何らかの継続雇用制度が職場にあったことになる。この場合、フルタイムの就業確率は60代前半におよそ20%ptから30%pt程度高くなるが、その差は60代後半にかけて徐々に縮小すること、パートタイム就業確率での差は60代前半ではほとんど存在しないものの、60代後半には10%pt強上回ることが試算結果として得られた。

第三に、上記の分析を通じて得られた政策インプリケーションは2点に集約できる。

1点目として、高年齢者雇用安定法の2012年改正が、高齢者の就業促進に対して相応の効果をもたらした可能性を指摘できる。同改正では、企業における65歳までの高年齢者雇用確保措置の義務化が罰則付きとなつたうえに、例外規定の段階的撤廃が決定されたことを受け、企業は60代の雇用に対して従来よりも積極的に取り組むようになったと考えられる。したがって、働く意欲がある60代が一層活躍できるような環境整備を後押しする政策の拡充が、今後ますます重要になってくると考えられる⁶⁶。環境整備の具体策の一つとして、企業での継続雇用制度等の導入が拡がることが考えられるが、試算の結果から、こうした制度の存在は、人々の就業選択に大きな影響を及ぼしうることも示唆された。

2点目として、在職老齢年金制度には、少なくとも60代前半では、一定程度の就業抑制効果があった⁶⁷と解釈できる。

他方、60代後半では、制度の存在の就業への影響は小さかったとの結果となったが、本稿の試算では、フルタイムとして働いた場合の期待賃金が、実際よりもやや低めに分布していることに留意する必要がある。

⁶⁶ 厚生労働省「平成29年就労条件総合調査」によると、定年制を定めている企業のうち、定年年齢が65歳以上の企業の割合は17.8%であった。また、定年制を定めている企業のうち、勤務延長制度があるのは20.8%、再雇用制度があるのは83.9%であった。

⁶⁷ この結果は、就業抑制効果を指摘するケースが大勢であった2000年代までの先行研究とも整合的である。

2. 今後の検討課題

本稿の分析では、2015年までのデータを用いて、60代の人々の実際の就業行動を詳細に分析することで、制度の影響などの試算を行ってきた。しかしながら、今後の社会環境の変化や制度の更なる見直しなどを通じて、就業行動への影響は本稿の試算の範囲を超えるものとなる可能性もある。また、既述の通り本稿の分析にはいくつかの改善可能性が残されている。結論をまとめるに際し、これらの点について今後の課題として整理しておきたい。

本稿では60代の就業行動を分析対象としたが、今後は、特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢が65歳に引き上げられることに伴い、特に60代後半、さらに70代の人々の就労行動が注目される。導入部分で述べた通り、これらの年代の人々の就労意欲は比較的高く、健康寿命も着実に伸びている。政策面での後押しと相まって⁶⁸、企業も今後は従業員不足をカバーする合理的な行動の一つとして、65歳以上の継続雇用年齢の引上げに向けた環境整備が進むことが期待される。

こうした中、今後は70代までも含め、就業を続ける65歳以上の人々が増えることを前提とした、勤労に中立的な公的年金制度のあり方を考えていく必要がある。

仮に、65歳以降もフルタイムで働いていた場合、在職老齢年金制度が存在する下で繰下げ受給を選択すると、老齢厚生年金の受給額が生涯にわたり、本人の期待よりも低い水準に決定される可能性⁶⁹がある。既述の通り、本稿の分析で用いたサンプルでは、在職老齢年金制度の適用により、65歳以上の老齢厚生年金が支給停止となるケースは少数にとどまる。しかしながら、潜在的な労働供給の顕在化などを通じ、60代がより長い期間活躍し、そのスキルに見合った報酬を得るようになれば、60代後半においても在職老齢年金制度により年金の支給停止の対象となるケースが増え、これまで以上に彼らの就業意欲を抑制するリスクがある。年金受給額や受給開始のタイミングと、就業形態や就業時間選択が密接につながっている現行制度を踏まえ、就業意欲のある人々の就業を促すような、勤労に中立的な制度設計に向け、今後も更なる検証⁷⁰が課題と考えられる。

また、本稿で用いた中高年者縦断調査では、正確な本来年金額や年金停止額、賃金額が調査されておらず、一定の仮定の下で期待額を推計した結果などを用いている。この結果、期

⁶⁸ 人生100年時代構想会議（人生100年時代を見据えた経済・社会システムを実現するための政策のグランドデザインに係る検討を行うため、内閣総理大臣を議長として平成29年9月より開催）が平成30年6月に取りまとめた「人づくり革命 基本構想」には、65歳以上の将来的な継続雇用年齢の引上げに向けた環境整備を進めるため、高齢者雇用の多様性を踏まえた、成果を重視する評価・報酬体系を導入する企業への支援や、高齢者のトライアル雇用の促進等が盛り込まれた。

⁶⁹ 第1章第1節(2)③「在職老齢年金制度」参照。

⁷⁰ 具体的には、60代後半から70代の就業に関するデータの一層の蓄積を待って、就業行動の分析を改めて行うことなどが考えられる。

待賃金の分布が実際の賃金分布と少し乖離した結果となり、こうした乖離が様々な試算結果にも影響を及ぼしている可能性がある。また、パネルデータの期間が、キャリアの全てをカバーせず50代以降に限られていることから、就業選択における経路依存性⁷¹の可能性についても十分な考慮を行っていない。このため、サンプル・セレクション・バイアスなど推計上予想されるバイアスへの対応は、データが利用可能な範囲に留まっている⁷²。こうした点は本稿の結果を解釈する上で十分留意する必要がある⁷³ことを指摘しておきたい。

⁷¹ 各人の現在の就業状態が、その過去の就業状態に依存して決まること。

⁷² 経路依存性に関しては、構造型の就業選択関数では、既存研究の枠組みに倣い割引率ゼロとの強い仮定を置き考慮していないが、中高年縦断調査はパネルデータであるため、過去の就業選択の影響も勘案した、より精緻なモデルの推定も可能と考えられる。パネルデータの特徴を活かした追加的な実証分析は、今後の検討課題と考える。

⁷³ 類似する他のデータセットを用いた推計結果との比較などにより、本稿で得られた結果の頑健性を確認していくことも、今後の課題の一つと考えられる。

(参考文献)

- [1] Alonso-Ortiz, J. (2014) “Social security and retirement across the OECD,” *Journal of Economic Dynamics & Control* 47 (2014), 300-316
- [2] Atalay, K. and Barrett, G. (2015) “The Impact of Age Pension Eligibility Age on Retirement and Program Dependence: Evidence from an Australian Experiment,” *The Review of Economics and Statistics*, March 2015, 97(1), 71-87.
- [3] Blau, D. and Shvydko, T. (2011) “Labor market rigidities and the employment behavior of older workers,” *Industrial and Labor Relations Review* 64(3), 464-484.
- [4] Bloom, D.E., Canning, D., Moore, M. (2014) “Optimal Retirement with Increasing Longevity,” *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(3)
- [5] Blundell, R., French, E., and Tetlow, G. (2016) “Retirement Incentives and Labor Supply,” *Handbook of Population Aging*, eds. Piggott, J. and Woodland, A.
- [6] Capatina, E. (2015) “Life-cycle effects of health risk,” *Journal of Monetary Economics* 74, 67-88.
- [7] Chandler, D. and Tetlow, G. (2014) “Retirement in the 21st Century,” Report 98. Institute for Fiscal Studies.
- [8] Chetty, R. Guren, A., Manoli, D., Weber, A. (2011) “Are micro and macro labor supply elasticities consistent? A review of evidence on the intensive and extensive margins,” *American Economic Review* 101 (3), 471-475.
- [9] Coile, C.C. (2015) “Economic Determinants of Workers’ Retirement Decisions,” *Journal of Economic Surveys*, vol.29, no.4, 830-853.
- [10] Coile, C. and Gruber, J. (2007) “Future Social Security Entitlements and the Retirement Decision,” *The Review of Economics and Statistics*, 89(2), 234-246.
- [11] De Nardi, M., French, E., Jones, J.B. (2015) “Savings after retirement: a survey,” NBER Working Paper Series, Working Paper 21268.
- [12] Fan, X. (2015) “Retiring cold turkey,” *Working Paper* 2015/20, CEPAR, University of New South Wales.
- [13] Fan, X., Seshadri, A. Taber, C. (2015) “Estimation of a life-cycle model with human capital, labor supply and retirement,” *mimeo*.
- [14] Farber, H.S. (2011) “Job loss in the great recession: historical perspective from the displaced workers survey, 1984-2010,” *NBER Working Paper #17040*, National Bureau of Economic Research.
- [15] French, E. (2005) “The effects of health, wealth, and wages on labor supply and retirement behavior,” *Review of Economic Studies* 72(2), 395-427.

- [16] French, E. and Jones, J.B. (2017) “Health, Health Insurance, and Retirement: A Survey,” *Working Paper Series*, WP17-03 Federal Reserve Bank of Richmond.
- [17] French, E. and Jones, J. B. (2011) “The effects of Health Insurance and Self-Insurance on Retirement Behavior,” *Econometrica*, 79(3), 693-732.
- [18] French, E. and Jones, J. (2011) “The effects of health insurance and self-insurance on retirement behavior,” *Econometrica* 79(3), 693-732.
- [19] Haan, P. and Prowse, V. (2014) “Longevity, life-cycle behavior and pension reform,” *Journal of Econometrics* 178 (2014) 582-601.
- [20] Imai, S. and Keane, M. (2004) “Intertemporal labor supply and human capital accumulation,” *International Economic Review* 45(2), 601-641.
- [21] Keane, M.P. and Thorp, S. (2016) “Complex Decision Making: The Roles of Cognitive Limitations, Cognitive Decline and Aging,” *The Handbook of Population Aging*, Elsevier, Piggott, J. and Woodland, A. (eds.)
- [22] Laitner, J., Silverman, D. (2012) “Consumption, retirement and social security: Evaluating the efficiency of reform that encourages longer careers,” *Journal of Public Economics* 96(7), 615-637.
- [23] Laun, T. and Wallenius, J. (2016) “Social insurance and retirement: A cross-country perspective,” *Review of Economic Dynamics* 22 (2016), 72-92.
- [24] Lazear, E.P. (1979) “Why is there mandatory retirement?” *Journal of Political Economy* 87(6), 1261-1284.
- [25] Ljungqvist, L. and Sargent, T.J. (2014) “Career length: Effects of curvature of earnings shocks, taxes, and social security,” *Review of Economic Dynamics* 17 (1), 1-20.
- [26] Long, J.S. and Freese, J. (2014) “Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata,” Stata Press, 3rd. ed. pp.407-411.
- [27] Maestas, N. (2010). Back to Work: Expectations and Realizations of Work after Retirement. *The Journal of Human Resources*, 45(3), 718–748.
- [28] Pingle, J.F. (2006) “Social security’s delayed retirement credit and the labor supply of older men,” *FEDS Working Paper*, 2006-37.
- [29] Rogerson, R. and Wallenius, J. (2010) “Fixed Costs, Retirement and the Elasticity of Labor Supply,” *mimeo*, Arizona State University.
- [30] Rupert, P. and Zanella, G. (2015) “Revisiting wage, earnings, and hours profile,” *Journal of Monetary Economics* 72, 114-130.
- [31] Rust, J. and Phelan, C. (1997) “How social security and Medicare affect retirement behavior in a world of incomplete markets,” *Econometrica*, 65(4), 781-831.
- [32] Saure, P. and Zoabi, H. (2012) “Retirement Age across Countries: The Role of

Occupations,” *Swiss National Bank Working Papers*, 2012-6.

[33] Usui, E., Shimizutani, S., Oshio, T. (2016) “Health Capacity to Work at Older Ages: Evidence from Japan,” *NBER Working Paper Series* #21971. National Bureau of Economic Research.

[34] 石井加代子、黒澤昌子(2009)「年金制度改革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. 43-64.

[35] 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』第35巻第4号、国立社会保障・人口問題研究所、364-376.

[36] 小川浩(1998) 「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』 no.461, 日本労働研究機構、52-64.

[37] 金子能宏(1998) 「高齢者雇用政策と雇用保険財政」『経済研究』第49巻第1号、35-46.

[38] 清家篤(1993) 『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社

[39] 浜田浩児(2010) 「在職老齢年金が高齢者の就業意欲と所得分配に及ぼす影響」『Business Labor Trend』2010.11, 32-37.

[40] 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』2002.10. 31-77

[41] 山田篤裕(2017) 「年金支給開始年齢引上げに伴う就業率上昇と所得の空白」独立行政法人労働政策研究・研修機構 第3期プロジェクト研究シリーズNo.2 『人口減少社会における高齢者雇用』第5章

[42] 山田篤裕(2012)「雇用と年金の接続：在職老齢年金の就業抑制効果と老齢厚生年金受給資格者の基礎年金繰上げ需給要因に関する分析」『三田学会雑誌』、vol.104 No.4, 587-605.

付注

付注 1：在職老齢年金制度の仕組みについて

既述の通り、在職老齢年金制度とは、60歳以降に厚生年金保険に加入しつつ老齢厚生年金を受給する場合において、基本月額⁷⁴と総報酬月額相当額⁷⁵に応じ、老齢厚生年金の受給額の一部あるいは全部が支給停止される制度である。

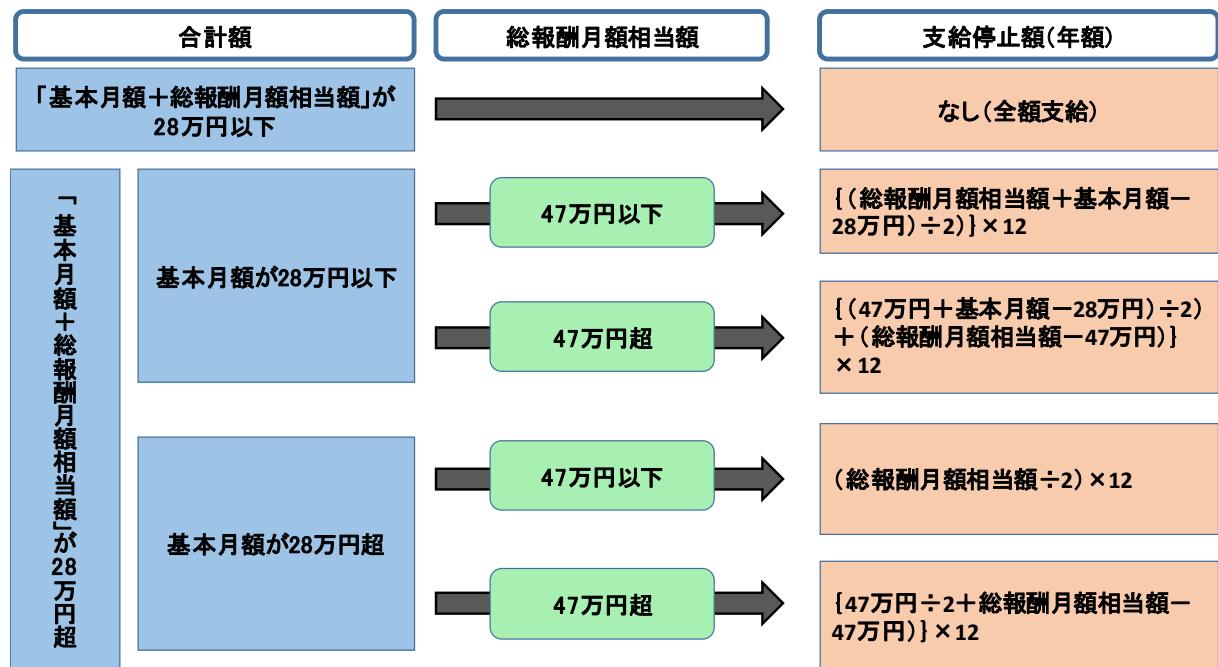
支給停止額が決定される仕組みは60歳から64歳までの場合と65歳以上の場合で異なっており、後者の支給停止のメカニズムは前者よりも緩やかに設計されている。制度の詳細な仕組みは図表付1で説明される通りである。

また図表付2は、総報酬月額相当額の増加に応じ、在職老齢年金制度による調整後の年金支給月額と総報酬月額相当額の合計値がどう変化するのかを示したものである。

なお、在職老齢年金の支給停止基準額は年度が切り替わるタイミングで変更される場合がある。本稿で用いた支給停止基準額は、分析対象期間の概ね中央付近にあたる、平成22年度のものを利用した。

図表付1：在職老齢年金の仕組み

①60～64歳のケース



⁷⁴ 加給年金額及び繰下げ受給による増額を除いた老齢厚生年金の月額。

⁷⁵ 毎月の賃金（標準報酬月額）と直近1年間の賞与（標準賞与額）の総額を12で割った額とを合計した額。

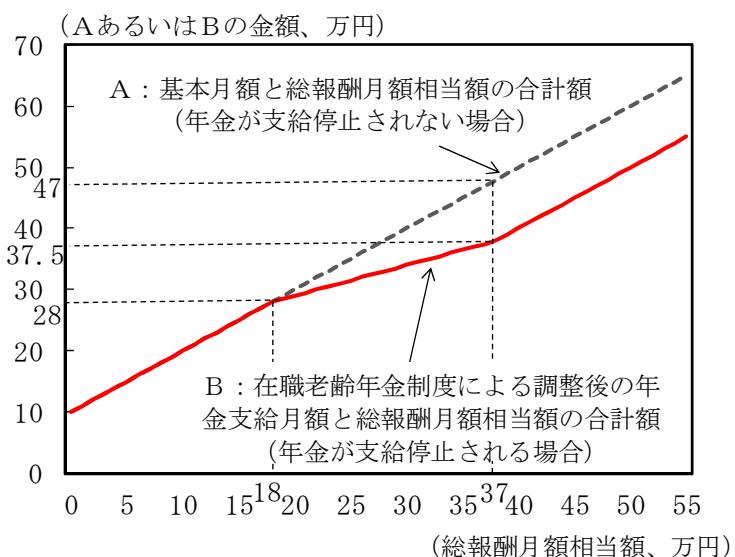
②65歳以上のケース



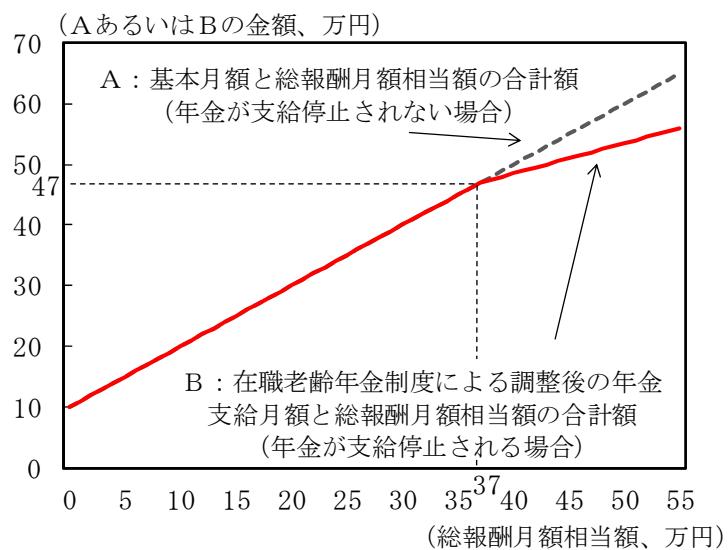
(備考) 日本年金機構資料、全国電子情報技術産業厚生年金基金ウェブサイトにより作成。

図表付2：在職老齢年金のシミュレーション（基本月額を10万円と仮定）

①60～64歳のケース



②65歳以上のケース



(備考) 日本年金機構資料により作成。

付注 2：期待失業給付の計算方法

原則的には、フルタイム期待賃金⁷⁶を日額ベースに換算した上で、図表付 3 の通りに基本手当日額を計算し、これを月次化したものを期待失業給付の数値とした。基本手当日額には、上限額と下限額が設定されており、厚生労働省「毎月労働統計」の平均定期給与額の増減に基づき、毎年 8 月 1 日にその額は改定される。本稿では、分析対象期間の概ね中央付近にあたる、2009 年 8 月 1 日～2010 年 7 月 31 日に適用されていた計算式を利用した。

例外として、前年の就業状態が非就業（就業希望あり・なし）のサンプル、および前年の就業状態がパートタイムかつ労働時間が週 20 時間未満のサンプルの数値はゼロとした。

図表付 3：基本手当日額の計算式

①60～64 歳

期待賃金日額(w)	基本手当日額(y)
2,050円未満	$y = 1,640$
2,050円以上 4,040円未満	$y = 0.8w$
4,040円以上 10,470円以下	$y = (-7w^2 + 131,160w) \div 128,600$ $y = 0.05w + 4,188$ のいずれか低い方の額
10,470円超 14,890円以下	$y = 0.45w$
14,890円超	6,700

②65 歳以上

期待賃金日額(w)	基本手当日額(y)
2,050円未満	$y = 1,640$
2,050円以上 4,040円未満	$y = 0.8w$
4,040円以上 11,680円以下	$y = (-3w^2 + 73,240w) \div 76,400$
11,680円超 12,580円以下	$y = 0.5w$
12,580円超	6,290

（備考）厚生労働省資料により作成。

⁷⁶ 就業状態がフルタイムのサンプルについては、調査時点のフルタイム期待賃金に基づいて計算した。一方、就業状態がフルタイム以外のサンプルに関しては、2005 年のフルタイム期待賃金に基づいて計算した。

付注 3：本来もらえる年金額の逆算方法⁷⁷

(1) 在職老齢年金が 0 を超えるケース

就業に伴って減額される前の年金額、すなわち本来年金額は、先行研究である小川（1998）などと同様、在職老齢年金制度の仕組みに基づき、在職老齢年金と総報酬月額相当額（以下、単に賃金と表記）のデータを用いて逆算した。

具体的には、在職老齢年金 z と賃金 w を用いて、減額前の本来年金 a を以下の計算式に当てはめて算出した。

在職老齢年金制度によれば、年金減額 $a - z$ は以下の通りに示すことが可能である。

(i) 60 歳～64 歳のケース

$a < 28$ の場合

$$a - z = \max(0.5(w + a - 28), 0) + \max(0.5(w - 47), 0) \cdots ①$$

両辺を 2 倍すると

$$2(a - z) = \max((w + a - 28), 0) + \max((w - 47), 0)$$

両辺から $a - z$ を引くと

$$a - z = \max((w + a - 28), 0) - (a - z) + \max((w - 47), 0)$$

$$a - z = \max((w + a - 28 - (a - z)), 0 - (a - z)) + \max((w - 47), 0)$$

$$a - z = \max((w + z - 28), 0 - (a - z)) + \max((w - 47), 0) \cdots ②$$

ここで、年金受給額が減額される場合、 $a > z$ という関係が常に成り立つため、右辺の $0 - (a - z)$ 項はマイナスとなる。減額後の年金受給額の最小値は制度上ゼロである点を踏まえると、 $0 - (a - z)$ 項を 0 に差し替えるても問題はない。したがって、②は以下のように表現できる。

$$a - z = \max((w + z - 28), 0) + \max((w - 47), 0) \cdots ③$$

$a \geq 28$ の場合

$$a - z = 0.5w + \max(0.5(w - 47), 0) \cdots ④$$

ここで、 $a < 28$ の場合と $a \geq 28$ の場合を区別するためには、③の右辺と④の右辺を比較した上で、より低い方を選択すればよい。これは、 $a < 28$ の場合、①の右辺 - ④の右辺 $\leq 0.5(a - 28) < 0$ のため、③の右辺 < ④の右辺が成り立ち、また $a \geq 28$ の場合、①の右辺 - ④の右辺 $\leq 0.5(a - 28) \geq 0$ のため、③の右辺 \geq ④の右辺が成り立つためである。

⁷⁷ 以下の説明は、付注 1 と同様、平成 22 年度の制度に基づく。

まとめると、60歳～64歳のケースでは、以下の式で本来年金を逆算すれば算出可能である。

$$a = z + \min(\max((w + z - 28), 0) + \max((w - 47), 0), 0.5w + \max(0.5(w - 47), 0))$$

(iii) 65歳以上のケース

在職老齢年金制度における年金減額 $a - z$ は以下の通り表記できる。

$$a - z = \max(0.5(w + a - 47), 0)$$

両辺を2倍すると

$$2(a - z) = \max((w + a - 47), 0)$$

両辺から $a - z$ を引くと

$$a - z = \max((w + a - 47), 0) - (a - z)$$

$$a - z = \max((w + a - 47 - (a - z)), 0 - (a - z))$$

$$a - z = \max((w + z - 47), 0 - (a - z)) \cdots ⑤$$

60～64歳のケースと同様、在職老齢年金制度により年金受給額が減額される場合、 $a > z$ という関係が常に成り立つため、右辺の $0 - (a - z)$ 項はマイナスとなる。また、減額後の年金受給額の最小値は制度上ゼロである点を踏まえると、 $0 - (a - z)$ を0に差し替える問題はなく、⑤は以下のように表現できる。

$$a - z = \max((w + z - 47), 0)$$

したがって、65歳以上のケースでは以下の式で本来の年金額が逆算可能である。

$$a = z + \max((w + z - 47), 0)$$

ただし、65歳以上のケースでは老齢基礎年金を考慮した計算手順を行う必要がある。すなわち、老齢基礎年金は原則的な支給開始年齢が65歳と定められており、在職老齢年金制度の仕組みによって年金が減額されることもない。調査票から直接引き出せるのは、公的年金の受給金額の総額のみである。それゆえ、本ケースでは、まず z から老齢基礎年金を差し引いて

老齢厚生年金に該当する部分を計算する。次に、賃金と老齢厚生年金に基づいて（老齢基礎年金を含まない）本来年金を逆算する。そして、この本来年金に老齢基礎年金を加算することで、（老齢基礎年金を含む）本来年金を表現することが可能となる。なお、老齢基礎年金の金額には、厚生労働省「厚生年金保険・国民年金事業の概況」（各年度）における「国民年金受給権者の平均年金月額の推移」を利用した。

（2）在職老齢年金が0または未回答のケース

在職老齢年金が0あるいは未回答の場合は、上記の式で本来年金額を逆算することはできない。そのため、別の手段を用いて本来年金の値を計算した。

具体的には、厚生労働省「厚生年金保険・国民年金事業の概況」（各年度）における「厚生年金保険老齢年金受給権者（男子）の状況（平均年金月額）」を利用した。

60歳～64歳のサンプルに対しては、分析期間（2005年～2015年）中に、特別支給の老齢厚生年金の定額部分・報酬比例部分の支給開始年齢の双方が引き上げられた事情を踏まえ、調査時期別および年齢別に場合分けをしつつ、本来年金の値を代入した。例えば、2007年～2009年の期間、定額部分の支給開始年齢は63歳、報酬比例部分の支給開始年齢は60歳であった。このため、同期間中に報酬比例部分と定額部分の双方を受給できる63～64歳のサンプル、また報酬比例部分のみ受給できる60～62歳のサンプルの本来年金を比較すると、前者は後者を8万円ほど上回る。

一方、65歳以上のサンプルの本来年金を計算する際には、厚生労働省「厚生年金保険・国民年金事業の概況」（各年度）における「厚生年金保険老齢年金受給権者状況の推移（男子）」における65歳以上の平均年金月額を代入した。

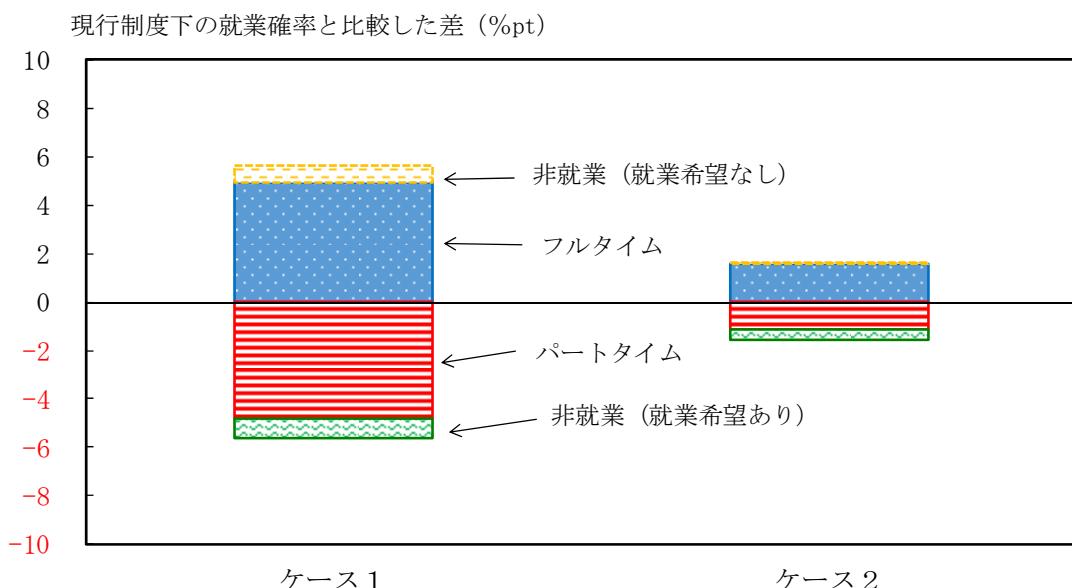
付注 4：特別支給の老齢厚生年金の受給ケース別試算

ここでは二つのケースを考え、現実の支給開始制度の場合と比較した試算を行い、結果を図表付 4 に整理した。

一つ目（ケース 1）は、特別支給の老齢厚生年金が存在せず、65 歳まで公的年金の受給額がゼロであったと想定したケースである。分析に用いたサンプルの多くは、60 代前半に特別支給の老齢厚生年金制度を受給していたことから、これらがすべてゼロになることが就業選択に及ぼす影響は相当程度大きい。例えば、フルタイム就業の選択確率は平均的にみて 4.9%pt 程度押し上げ、代わりにパートタイムでは 4.8%pt 押下げられるとの結果が得られた。就業希望のない非就業の選択確率も小幅に上昇するとの結果になったが、これは年金減額に伴う機会費用上昇の影響が、パートタイムの選択確率に相対的に大きな影響を及ぼす一方、就業希望のない非就業を選ぶことに伴う機会費用にはそれほど大きく影響しないことを反映している。失業の場合は、年金がなくなると失業保険給付を受けるようになるが、年金額の方が大きい場合が多いと考えられ、相対的に不利な選択肢となることから、選択確率が低下すると考えられる。

二つ目（ケース 2）は、現在段階的に導入されることが決まっている支給開始年齢の引上げタイミングが、実際の予定より 5 年前倒しであったと想定するケースである。この場合には、段階的な引上げとなることから、ケース 1 と比べて就業選択への影響度合いは相当程度緩和され、フルタイムで 1.6%pt 引上げ、パートタイムでは 1.2%pt 押下げられ、非就業にはほとんど影響しないとの結果が得られた。

図表付 4 構造型就業選択関数推計結果に基づく推定就業確率の変化
(60-64 歳、特別支給の老齢厚生年金の受給ケース別試算、実際の制度と比較した差)



- (備考) 1. 表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。
 2. ケース 1 : 特別支給の老齢厚生年金が存在しないケース。
 3. ケース 2 : 支給開始年齢の引き上げタイミングが 5 年前倒しとなるケース。
 4. 各ケースでの老齢厚生年金の受給の詳細は図表付注 5 参照。

図表付 5 : 特別支給の老齢厚生年金の受給ケース

① 現実に適用された支給開始年齢制度に基づいたケース

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
60歳		△	△	△	△	△	△	△	×	×	×
61歳			△	△	△	△	△	△	△	△	△
62歳				△	△	△	△	△	△	△	△
63歳					○	△	△	△	△	△	△
64歳						○	○	○	○	△	△

② 特別支給の老齢厚生年金が存在しないケース（ケース 1）

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
60歳		×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
61歳			×	×	×	×	×	×	×	×	×
62歳				×	×	×	×	×	×	×	×
63歳					×	×	×	×	×	×	×
64歳						×	×	×	×	×	×

③ 支給開始年齢の引き上げタイミングが 5 年前倒しとなるケース（ケース 2）

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
60歳		△	△	×	×	×	×	×	×	×	×
61歳			△	△	△	△	×	×	×	×	×
62歳				△	△	△	△	△	△	×	×
63歳					△	△	△	△	△	△	△
64歳						△	△	△	△	△	△

- (備考) 1. 日本年金機構ウェブサイト等により作成。
 2. 記号の意味は以下の通り
 ○ : 原則的に定額部分および報酬比例部分の双方を受給するケース
 △ : 原則的に報酬比例部分のみを受給するケース
 × : 原則的に定額部分および報酬比例部分の双方を受給しないケース
 空欄 : 分析対象としないケース（例：2006 年時点のサンプルの年齢は高くとも 60 歳なので 61 歳以上の分析はできない。）