

厚生年金の支給開始年齢引き上げと2013年高年齢者雇用安定法改正の 高年齢者雇用に与える効果

北村 智紀[†]

Effectiveness of the Increase of Pension Age and the Revision of Elderly Labor Protection Law
in Japan

KITAMURA Tomoki

本稿は、厚生労働省『中高年齢者縦断調査』を利用して、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と定額部分の支給開始年齢の引き上げ、高年齢者雇用安定法による雇用確保措置義務化年齢の引き上げ、及び2013年に改正された高年齢者雇用安定法が高年齢者の雇用に与える効果を検証した。同法は、60歳以降の被用者の雇用促進を目指したものであり、2013年の改正では、継続雇用制度の対象者を限定できる制度が廃止されるなど、65歳までの高年齢者の雇用が完全に義務化された。これら一連の政策の高年齢者の就業率に与える効果を分析した結果、報酬比例部分の支給開始年齢と高年齢者法の完全義務化が重なった時に60歳に到達した一部の正規雇用者の雇用促進効果が確認された。しかし、全体的にみれば、60歳から64歳までの雇用促進効果は限定的であった。これらの結果は、今回の分析対象者に限ったものなのか、そうでないかについては今後の検証が必要である。

キーワード：高年齢者雇用、厚生年金支給開始年齢引き上げ、政策評価、パネルデータ

Japan faces the rapid ageing of its population. The government has introduced measures to reduce employee pension benefits and raise the pension eligibility to increase the stability of the pension system. The government also revised the “Act on Stabilization of Employment of Elderly Persons” in 2013. This paper examines the effectiveness of both policy changes. We find that the labor participation rates for the younger cohorts who are subject to these policy changes are not statistically significantly different from that of the oldest cohort born in 1949 at the age of 60. Further and detailed examination should continue to be required.

Key words: Elderly employment, Increase of pension age, Policy evaluation, Panel data

[†] ニッセイ基礎研究所金融研究部、住所：102-0073 東京都千代田区九段北 4-1-7、E-mail：PXL03406@nifty.ne.jp

1. はじめに

本稿は、特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢の引き上げと、2013年に改正された高齢者雇用安定法（以下「高齢者法」とする）の、高齢者の就業に与える影響を検証する。

1994年の年金制度改正により、特別支給の老齢厚生年金の定額部分（以下「定額部分」とする）の支給開始年齢は、2001年から2013年までの間に、段階的に60歳から65歳まで引き上げられた。2000年の年金制度改正では、特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分（以下「報酬比例部分」とする）の支給開始年齢は、2013年から2025年までの間に、段階的に60歳から65歳まで引き上げられた。この改正により、繰り上げ受給をしない限り、60歳代前半の公的年金の受給はなくなった。さらに、2004年の年金制度改正では、保険料水準固定方式とマクロ経済スライドによる給付の自動調整機能が導入され、厚生年金、基礎年金ともに年金受給額の実質的な削減が決められた。

このように公的年金の支給開始年齢の引き上げや、マクロ経済スライドによる実質的な給付削減により、高齢者の収入は減少する可能性があるため、雇用促進政策が導入された¹。1986年に成立した高齢者法は、2000年に改正され、65歳までの雇用確保が努力義務とされた²。さらに、2004年の高齢者法の改正では、60歳定年以降の労働者の雇用は企業の努力義務であったが、2006年4月以降、企業は、厚生年金の定額部分の支給開始年齢まで高齢者が働けるよう、①定年の引き上げ、②継続雇用制度の導入、③定年の廃止の何れかの雇用確保措置の導入が義務付けられた³。高齢者雇用確保措置義務化年齢（以下「義務化年齢」とする。）は、2006年度は62歳、2007年度から2009年度は63歳、2010年度から2012年度は64歳、2013年度以降は65歳と定められた。この年齢は、定額部分の支給開始年齢と同じである。しかし、この改正には例外措置も存在した：①労使協定により継続雇用制度の対象となる労働者に関わる基準を定める時は、希望者全員を対象としない制度も可能であること、②施行より政令で定める日までの間は、労使協定ではなく就業規則等に当該事項を定めることができた⁴。企業が自ら定めることができる就業規則等で継続雇用制度の対象者に対する基準を当面の間は設けることができ、60歳以降の希望者全員の雇用が、必ずしも確保されたわけではなかった。

2012年の高齢者法の改正では、2013年4月以降、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が行われ、65歳までの高齢者雇用の完全義務化が実施された（以下、「完全義務化」とする）⁵。そこで、本稿は定額部分、報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げと、2013年4月の高齢者法の完全義務化による一連の高齢者の雇用促進政策に効果があり、高齢者が実際に働くことができたか否かを検証する。高齢者雇用の促進は、少子高齢化が進むなか、高齢者の生活安定と公的年金の財政安定化を進めるためには重要な政策課題である。その効果の程度を分析することは、今後の政策立案に必要不可欠である⁶。

¹ マクロ経済スライドが導入された2004年時点では、2023年度にかけて段階的に所得代替率が約15%低下する見通しであった。

² 高齢者法は、中高年齢者等の雇用の促進に関する特別措置法を全面的に改正する形で1986年に成立した(森戸, 2014)。これにより、60歳定年が努力義務化された。1998年には60歳定年の義務化が行われた。

³ また、この改正により60歳代前半の在職老齢年金制度の見直しが行われ、一律2割の支給停止措置が廃止された。

⁴ 大企業は2009年3月末まで、中小企業(常時雇用者数が300人以下の企業)は2011年3月末まで。

⁵ 2013年3月31日までに継続雇用制度の対象者の基準を労使協定で設けている場合の例外措置を認められた。

⁶ 厚生年金の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法による雇用促進は一体の政策と言える。計量経済学的には、どちらの政策にどのような効果があったか分析することに関心があるかもしれないが、2つの政策の実施時期が概ね重なっており区別する点が難しい点と、一体的な政策効果を測ることも政策評価上で重要なことから、本稿では、年金の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法による雇用促進効果の一体としての効果(ジョイント効果)を検証する。

高齢者の雇用は公的年金の受給年齢の影響を受ける(Gruber and Wise, 1998)。米国における公的年金 (Social Security)では、老齢年金の受給に関する通常退職年齢 (FRA: Full Retirement Age)は、2003年以前では65歳であったが、それ以降、段階的に引き上げられ、2008年では66歳、2027年では67歳となった。このFRAの引き上げにより高齢者の雇用が促進されたとする文献がある。Pingle (2006)は、FRAの上昇による年金給付額の調整が65歳から70歳の就業率に与える影響を分析した。1985年から2003年までのSIPP (Survey of Income Program Participation) データを利用し、FRAの引き上げがない1937年以前の生まれをコントロール・グループ(統制群)、FRAの引き上げがある1938年以降の生まれをトリートメント・グループ(処置群)とした分析の結果、FRAの引き上げにより65歳以降の高齢者の就業率を上昇させたことを示した。Mastrobuoni (2009)は、FRAの段階的引き上げが高齢者の実際の退職年齢に影響があるかについて、米国のCurrent Population Surveyの1989年から2007年までの月次データを利用して検証した。FRAの引き上げがない1928年から1937年生まれを統制群、FRAの引き上げがある1938年から1941年生まれを処置群とした分析の結果、FRAの1歳の上昇により平均退職年齢は0.5歳上昇したことを確認した。Behagbel and Blau (2012)はHRS及びLEAD(Longitudinal Employer-Household Data) データを利用し、65歳で多くの人が退職する現象がFRAの引き上げにより変化があるか検証した。その結果、FRAの引き上げがなかったコーホートと比較して、FRAが引き上げられたコーホートでは、年金の受給開始や就業率がFRAの引き上げに伴いシフトしていることが確認された。

欧州においても、年金制度と雇用の関係が分析されている。Börsch-Supan (2000) は、ドイツを中心にヨーロッパの6か国について年金制度の雇用に対する影響を分析し、ヨーロッパの年金制度は年金の支給開始を早めるインセンティブがあり、高齢者の雇用を抑制しているとしている。Staubli and Zweimüller (2013) は、オーストリアにおける公的年金制度の複数回の改正の影響について検証した。その結果、早期受給年齢を引き上げることにより高齢者の雇用促進が見られたが、同時に失業率も増加したとした。さらに、個人間の異質性が雇用に影響しているとした。特に、健康で高い賃金を得られる者の雇用は促進されたが、貧しく健康状態が良くない者は退職する傾向があった。

高齢者雇用促進のための制度変更に関する海外における研究では、効果がある例とない例に分かれている。Behaghel et al. (2008) は1992年にあったフランスの解雇税 (Delalande tax) 変更の効果を検証した。この改正により、一定の年齢以上の雇用者を解雇した企業の解雇税は増税されることになった。分析の結果、解雇税には高齢者の解雇を抑制することが確認されたが、一方で特定のグループの雇用を保護する制度は、そのグループ自体の雇用を逆に抑制する副作用効果もあることが確認された。Schnalzenberger and Winter-Ebmer (2009) は2009年改正されたオーストリアの50歳以上の雇用者を解雇した場合の解雇税の増税に関する検証を行った。処置群は解雇税がある50歳以上、統制群は50歳未満の雇用者とした差の差分法 (DID法) による検証では、増税が高齢者の解雇を有意に減らしたとしている。Ashenfelter and Card (2002) は1994年の米国の大学における70歳の定年廃止の影響を分析した。その結果、70歳以前の年齢では定年廃止の影響はなかったが、70歳以上の退職率は有意に減少したとしている。これに対して、Shannon and Grierson (2004)はカナダの州による定年が非合法・合法の違いが高齢者の雇用に影響したかを検証した。処置群は65歳から69歳までの定年が非合法の州の労働者、統制群は定年が合法の州の労働者、あるいは60歳から64歳まで定年が非合法の州の労働者を設定した。DID法、差の差の差分法(DDD法)による検証では、定年は高齢者の雇用に大きなインパクトを与えていないとした。

2006年の高齢者法改正の効果を検証した既存研究としては、山本(2008)は、『慶應義塾

家計パネル調査』の2006年と2007年のデータを利用して、2006年の高齢者法改正前後での60歳代前半の就業率の違いをDID法およびDDD法を使って検証した⁷。その結果、法改正前の55歳時点で雇用者だった者の、法改正後の60歳から62歳での就業率は上昇し、2006年改正によって高齢者の雇用は拡大したとしている。近藤(2014)では、総務省『労働力調査』のデータを利用して⁸、2006年の高齢者法改正による60歳定年前後の就業率の違いを検証した。分析の結果、1945年生まれ以前のコーホートと比較して、法改正の影響を受けた1946年生まれ以降のコーホートでは、60歳になった直後の就業率の減少が抑制され、2006年改正によって高齢者の雇用は促進されたとした。山田(2015)は、厚生年金の定額部分の支給開始年齢と高齢者法による義務化年齢が63歳から64歳に引き上げられた際の実業率の変化について、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用して検証し、引き上げがあった1947年コーホートの63歳時点の実業率が有意に上昇したことを示した。2013年の高齢者法の改正については、Kondo and Shigeoka (2017)では、総務省『労働力調査』を利用して、高齢者法の改正効果と、定額部分の支給開始年齢の引き上げの効果について区別して検証した。その結果、定額部分の支給開始年齢の引き上げ効果と高齢者法の実業率について、それぞれ単独での就業率の上昇効果は2～3%程度であり、その上昇効果は大企業(従業員数500人以上)でのみ確認されたが、同時効果では4%以上の上昇効果があったとしている。

本稿に近い研究として、山田(2017)は、本稿と同じデータである厚生労働省『中高年者縦断調査』の2005年から2014年までの回答を利用し、厚生年金の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法による義務化年齢の引き上げが高齢者雇用に影響したかを分析した。具体的には、①2010年に厚生年金の定額部分の支給開始年齢と高齢者法による義務化年齢が63歳から64歳に引き上げられた効果を1946年生まれと1947年生まれのコーホートを利用しての検証(63歳時点での効果)、②2013年に定額部分の支給開始年齢と高齢者法による義務化年齢が64歳から65歳に引き上げられた効果を1948年生まれと1949年生まれのコーホートを利用しての検証(64歳時点での効果)、③2013年の高齢者法の完全義務化と、厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢が60歳から61歳に引き上げられた効果を1952年生まれと1953年生まれのコーホートを利用しての検証(60歳時点での効果)、の3つの分析を行った。引き上げの影響を受けないはずの生まれ年のグループを統制群、影響を受けるはずのグループを処置群とし、59歳時点で就業していた者を対象に、固定効果モデルでDID法により分析した。その結果、何れの分析でも59歳時点で正規雇用であった男性の実業率は、支給開始年齢の引き上げと高齢者法による義務化年齢の引き上げにより、10～11%有意に上昇したとしている。また、男性全体でも3～4%有意に上昇したとしている。

本稿では、厚生労働省『中高年者縦断調査』の2005年から2014年までのデータを利用して、高齢者法が改正された2013年前後に60歳から66歳になる1948年生まれコーホートから1954年生まれコーホートまでの7つのコーホートの男性について、2007年時点で正規、非正規(派遣嘱託を含む)か自営の何れかの形態で就業していた者の、その後の就業率を分析し、厚生年金の支給開始年齢の引き上げと高齢者法の完全義務化に効果があったかを検証する。海外における公的年金の通常退職年齢の引き上げにより雇用が促進された例や、高齢者雇用の保護政策の結果から推測すれば、厚生年金の支給開始年齢の引き上げや高齢者法の完全義務化は雇用を促進することが予測される。一方で、他の近い年代では雇用が抑制される副作用も考えられる。

⁷ 処置群として55歳時点で雇用者だった60歳から62歳の男女、統制群として55歳時点で自営業者だった60歳から62歳の男女と、55歳時点で雇用者だった57歳から59歳の男女を利用した。

⁸ 1939～40年生まれ、1941～42年生まれ、1943～44年生まれ、1945年生まれ、1946年生まれ、1947～48年生まれの6つのコーホートを利用して分析した。

本稿は、山田(2017)と同一のデータを利用し、厚生年金の定額部分や報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法による義務化年齢の引き上げを男性就業者について分析している点と同じであるが、同稿では、年齢の引き上げ時点で分析の焦点を絞っているのに対して、本稿では、①コーホートをまたがった年齢別に、一連の政策が就業率に与える影響について、単一の回帰モデルを利用して、長期的な傾向を分析している点、②統制群を高齢者法や厚生年金の支給開始年齢の影響を受けない自営とし、加齢による離職や景気変動による就業率の変動を考慮しながら分析している点、③2007年時点で就業していた者を分析対象にしており、2008年に起こった金融危機の全般的な影響を考慮して分析している点、が異なっている。

本稿の結論を先に述べると、老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法の完全義務化が重なった1953年コーホートで2007年時点において従業員300人以上の会社に勤めていた正規雇用者の60歳の就業率は、これらの政策が適用されない1952年コーホートと比較して有意に上昇した。しかし、長期的な傾向を見ると、厚生年金の支給開始年齢の引き上げと高齢者法の完全義務化の60歳前半の就業率に与える影響は限定的であった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節は分析方法、第3節は分析結果、第4節は結論と課題である。

2. 分析方法

本稿のデータは、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用する。同調査に対して2005年から2014年まで継続して回答している20,680人のうち、2007年時点で正規、非正規(派遣・嘱託を含む)か自営の何れかの形態で就業していた男性に分析に限定した。本稿では1948年コーホートから1954年コーホートまでの7つのコーホートについて分析した。2007年時点で59歳であるのが1948年コーホート、58歳が1949年コーホートである(以下、同様)。

コーホートは、高齢者法による義務化年齢の引き上げが出生年度別(4月から翌年3月生まれ)で定められていることから、年度単位を基本とした。加えて、『中高年者縦断調査』の調査日が毎年11月の第1水曜日であることを考慮して、当該年の4月生まれから10月生まれまでのサンプルのみを利用し、11月から翌年3月生まれのサンプルは使用しないこととした⁹。これは、調査時点で特定のコーホートの就業率をできるだけ厳密に測るためである。あるコーホートの特定の年齢の就業率を測る際、調査時点を考慮すると、4月から10月生まれのサンプルでは全員がその年齢に達している。一方、11月から翌年3月生まれは、基本的に(11月初旬に誕生日がある者以外は)その年齢には到達していない。つまり、単純に出生年度(4月～翌年3月生まれ)だけでコーホートを分けると、同じコーホート内に異なる年齢のサンプルが存在することになる(例えば60歳と59歳が混在することになる)。調査時点の年齢を基準に11月から翌年10月生まれを同一コーホートにする方法も考えられるが、この方法では高齢者法による義務化年齢の引き上げと齟齬が生じるため、政策効果を測定することが難しい。

この方法は、公的年金制度とも整合的である。公的年金の受給権は支給開始年齢の誕生日の前日に発生するため、同一コーホートの全員が年金の受給権があることになる¹⁰。一方、企業の定年退職あるいは継続雇用終了による退職の基準には、様々な可能性がある。例えば、当該年齢(例えば60歳)に達した日、その月の特定の日(例えば月末)、その年末、その年度末などが考えられる。そのため、定年退職等の状況には留意が必要であるが、同一コーホート内の年齢を揃えて、確実に当該年齢に到達した人を分析対象にすることとした。以上の結果、総サンプル数は

⁹ 誕生月の違いにより就業能力等に違いがないことを仮定している。

¹⁰ ただし、年金の支払いは受給権に達した月の翌月からであり、実際の支払いは、原則として、偶数月の2、4、6、8、10、12月に、前2か月分がまとめて支払われる。

3,413 人である。

表2のパネルAは年齢別のサンプルの推移及び各コーホートに対する高齢者法による義務化年齢、特別支給の老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢、報酬比例部分の支給開始年齢を示している。2006年の高齢者法施行前の定年は60歳であったが、義務化年齢と定額部分の支給開始年齢は段階的に引き上げられ、2007年から2009年までは63歳、2010年から2012年までは64歳、2013年と2014年では65歳となった¹¹。1948年から1952年までのコーホートでは、厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢は60歳であるが、1953年と1954年コーホートでは61歳に引き上げられた。パネルBは雇用形態別のサンプル数の推移である。2007年で正規、非正規、自営の何れかで就業していた者に分析を限定しているため、2007年には無業は存在しない。その後、正規、非正規、自営から徐々に無業へ移るサンプルが増えている¹²。

表1：サンプル数の推移
パネルA：年齢別サンプル数の推移

年齢	コーホート	報酬比例部分の支給開始年齢						定額部分の支給開始年齢・高齢者法の義務化年齢		合計
		2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	
								高齢者法完全義務化		
53	1954年コーホート	382	0	0	0	0	0	0	0	382
54	1953年コーホート	419	382	0	0	0	0	0	0	801
55	1952年コーホート	443	419	382	0	0	0	0	0	1,244
56	1951年コーホート	483	443	419	382	0	0	0	0	1,727
57	1950年コーホート	527	483	443	419	382	0	0	0	2,254
58	1949年コーホート	626	527	483	443	419	382	0	0	2,880
59	1948年コーホート	533	626	527	483	443	419	382	0	3,413
60		0	533	626	527	483	443	419	382	3,413
61		0	0	533	626	527	483	443	419	3,031
62		0	0	0	533	626	527	483	443	2,612
63		0	0	0	0	533	626	527	483	2,169
64		0	0	0	0	0	533	626	527	1,686
65		0	0	0	0	0	0	533	626	1,159
66		0	0	0	0	0	0	0	533	533
合計		3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	27,304

注：各コーホートは当該年度の4月から10月生まれまでで構成。1954年コーホート(382人)は、2007年時点では53歳であり、2008年では54歳、2009年では55歳となっている(以下、同様)。

パネルB：就業状態別サンプル数の推移

雇用形態	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
正規	2,409	2,218	1,919	1,656	1,385	1,199	982	785	12,553
非正規	359	411	543	713	896	975	1,078	1,146	6,121
自営	645	664	662	668	667	662	672	659	5,299
無業	0	115	285	372	462	570	675	819	3,298
記録なし	0	5	4	4	3	7	6	4	33
合計	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	3,413	27,304

注：2007年現在で正規、非正規、自営の何れかで就業してサンプルに限定しているため、2007年の無業のサンプル数はゼロである。

¹¹ 義務化年齢と定額部分の支給開始年齢が2010年及び2013年に引き上げられたコーホートはいない(前年に支給開始年齢に達しているため)。

¹² 無業は自発的無業と非自発的無業に分かれるはずだが、本稿では、2つに分けた場合にはサンプル数が大きく減少する箇所があるので、分けずに分析する。

本稿では、高齢者の就業状況を分析するために以下の回帰モデルを推計する：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot C + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot Year \quad (1) \\ + \beta_4 \cdot C \cdot X + \beta_5 \cdot C \cdot Year + \beta_6 \cdot X \cdot Year + \beta_7 \cdot C \cdot X \cdot Year \\ + \beta_8 \cdot Z + \varepsilon.$$

ただし、 Y は就業ダミー変数で、「ふだん何か収入になる仕事をしている」場合を1、していない場合を0とする変数、 C はコーホートを表す各ダミー変数 [1948年コーホートから1954年コーホートまでの7つのダミー (ただし、回帰分析は1948年コーホートをベースとする)]、 X は2007年時点の雇用形態 [正規1 (*Full1*, 従業員数299人以下)、正規2 (*Full2*, 従業員数300人以上)、非正規 (*Unreg*)、自営 (*Self*)] を表す各ダミー変数 (ただし、回帰分析は自営をベースとする)、 $Year$ は年ダミー (ただし、回帰分析では2008年をベースとする)¹³、 $C \cdot X$ は各コーホートダミーと各雇用形態ダミーの交差項、 $C \cdot Year$ は各コーホートダミーと各年ダミーの交差項、 $X \cdot Year$ は各雇用形態ダミーと各年ダミーの交差項、 $C \cdot X \cdot Year$ は三重交差項、 Z はコントロール変数 (既婚、扶養子供、学歴、住居、健康状態)¹⁴、 β は回帰係数、 ε は誤差項である。ここで誤差項については、同一の回答者内で相関がある可能性が考えられる。そのため、同一の回答者内では相関があり、異なる回答者間では相関がないことを前提とした、回答者でクラスター化した標準誤差を算出した (Wooldridge, 2001, p.134; Cameron and Trivedi, 2010, p.84)。

山田(2017)は59歳で就業していた者を対象に分析を行ったが、本稿では、2007年時点で就業していた者を対象に分析する。この理由として、長期的な離職の傾向を単一のモデルで分析するためである。59歳のように分析を開始する年齢を固定すると、分析を開始する年をそれぞれのコーホートで変更する必要がある。これに対して、分析開始時点を固定することで、全てのコーホートを同時に比較分析が可能になる。

一般にDID法による分析では、効果を測ろうとする制度に関連がないコントロール・グループ (統制群) と関係があるトリートメント・グループ (処置群) に分ける変数を設定し、次に、効果を測ろうとする制度が有効となる以前の年 (あるいは年齢) と有効となる年を区別する変数を設定して、「処置群×制度が有効である年」の交差項の係数をみることで、純粋な制度の効果を測ることができる。利用するデータも制度が有効となる前後での特定のデータで統制群と処置群を構成する。この場合は、制度が有効となる前後での短期的な制度の効果を検証することができる。例えば、山田(2017)にあるように、高齢者法の義務化年齢と定額部分の支給開始年齢が64歳から65歳に引き上げられた際の就業率に与える効果をDID法で測定するならば、支給開始年齢が64歳である1948年コーホート (統制群) と、支給開始年齢が65歳である1949年コーホート (処置群) で、処置群×64歳の係数を見ることで引き上げの効果を測定できる。

これに対して、本稿では式(1)で表されるように、全てのコーホートの全分析期間内に起こる制度変更の影響を検証できる単一の回帰モデルを利用する。この方法のメリットは、制度が変更になった年の直前・直後だけを分析するのではなく、長期的な傾向を分析することが可能な点である。また、単一の回帰モデルを利用しているため、分析期間内に起こる異なる制度変更の影響を直接比較することが可能である。一方、デメリットとしては、上述のとおり、DID法による効果は交差項をみればわかるはずであるが、式(1)では、コーホート、年、雇用形態の3つの変

¹³ 年ダミーにより、2008年に生じた金融危機 (リーマン・ショック) の離職への全般的な影響を考慮する。

¹⁴ 学歴は、中学卒、高校卒、高専・短大卒、大学卒 (ただし、回帰分析では中学卒をベースとする)、住居は持家、賃貸、社宅、その他 (ただし、回帰分析では持家をベースとする)、健康状態は、非常に悪い、悪い、どちらかと言えば悪い、どちらかと言えば良い、良い、非常に良い、の6段階 (ただし、回帰分析では非常に悪いをベースとする) である。

数を利用しているため、各ダミーの交差項や三重交差項が含まれ、推計結果を見ても解釈が難しいことである。

そこで本稿では、式(1)の推計結果より、雇用形態、コーホート、年別の就業率 \hat{Y} 算出して、DID法による就業率の変化を算出する。統制群は、2013年の高齢者法の改正や高齢者法による義務化年齢の引き上げ、厚生年金の支給開始年齢の引き上げの影響を受けないはずの2007年時点で自営として就業していた者である。自営の就業率は、年金制度や高齢者法に関わりのない加齢による自然低下と、全ての回答者に共通な景気変動などの経済的なインパクトを捉えることができる¹⁵。処置群は、これらの影響を受ける2007年時点で正規と非正規で働いていた者である¹⁶。正規に関しては、山田(2017)やKondo and Shigeoka (2017)では、企業規模により就業率への影響が異なることが示されているため、正規を正規1(従業員数299人以下)と正規2(従業員数300人以上)の2つに分けて分析する。なお、非正規はサンプル数が少ないため従業員数で分けて分析する。

最初に、検証1として、60歳から64歳の年齢毎に年の経過による就業率の変化を分析する。統制群を自営、処置群を正規1、正規2、あるいは非正規としたDID法による就業率の変化を推計する。例えば、60歳を対象としたDID法による就業率の推移は、

$$\begin{aligned} & (E[\hat{Y}|X = j, \{C = i, Year = k\}] - E[\hat{Y}|X = j, C = 1948, Year = 2008]) \quad (2) \\ & - (E[\hat{Y}|X = Self, \{C = i, Year = k\}] - E[\hat{Y}|X = Self, C = 1948, Year = 2008]), \\ & (i, k) \in \{(1949, 2009), (1950, 2010), (1951, 2011), \\ & (1952, 2012), (1953, 2013), (1953, 2014)\}, \\ & j \in \{Full1, Full2, Unreg\}. \end{aligned}$$

年齢はコーホートと年を特定することにより把握できる。式(2)の第1項は処置群における2009年から2014年までの(コーホート別の)60歳の就業率である。第2項は処置群における2008年での就業率(つまり基準となる1948年コーホートの60歳における就業率)である。第1項と第2項の差は、1948年コーホートを基準とした処置群での60歳の就業率の差異である。次に、第3項は統制群である自営の2009年から2014年までの60歳の就業率である。第4項は、統制群である自営の2008年での就業率である。第3項と第4項の差は、1948年コーホートを基準とした統制群での60歳の就業率の差異である。この2つの差の差分がDIDの推計値である。厚生年金の支給開始年齢の引き上げ・義務化年齢の引き上げ、あるいは高齢者法の完全義務化に効果があるなら、就業率は改善しているはずである。61歳～63歳の就業率についても、コーホートと年を変えることにより、同様に検証する。

次に、検証2として、2013年の高齢者法の完全義務化前後で60歳～63歳までの就業率に変化があったか検証する。式(2)と同様に、統制群を自営、処置群を正規1、正規2、あるいは非正規として、2012年と2013年における特定の年齢のDID法による就業率の差を推計する。例えば、60歳の就業率の差は、

¹⁵ 統制群である自営と、処置群である正規1、正規2、あるいは非正規で、厚生年金の支給開始年齢の引き上げと高齢者法の完全義務化以外の要因では就業率は同様なトレンドであることを仮定している。山本(2008)は、自営、あるいは若年者を統制群としたDID法による分析を行った。

¹⁶ 2007年時点で非正規の中には、厚生年金の適用外、あるいは加入期間が短い者も含まれる可能性がある。しかし、『中高年者縦断調査』では回答者が加入する年金制度を区別することはできないため、厚生年金に一定期間加入している非正規雇用者のデータに限定して分析することはできない。そのため非正規の分析結果の解釈には注意が必要である。

$$\begin{aligned}
 & (E[\hat{Y}|X = j, C = 1952, Year = 2012]) - E[\hat{Y}|X = j, C = 1953, Year = 2013]) \quad (3) \\
 & - (E[\hat{Y}|X = Self, C = 1952, Year = 2012] \\
 & - E[\hat{Y}|X = Self, C = 1953, Year = 2013]), \\
 & j \in \{Full1, Full2, Unreg\}.
 \end{aligned}$$

式(3)の第1項は処置群における2012年に60歳となる1952年コーホートの就業率、第2項は2013年に60歳となる1953年コーホートの就業率であり、この2つの差分が処置群での就業率の差分である。第3項は統制群である自営で2012年に60歳となる1952年コーホートの就業率、第4項は2013年に60歳となる1953年コーホートの就業率であり、この2つの差分が統制群での就業率の変化である。さらのこれら2つの差の差分をとり、完全義務化前後の就業率の変化を推計する。61歳～63歳までの就業率の変化についても、該当するコーホートを変えて同様に検証する。

なお、検証1と検証2の違いは、DID法を行う際の基準に違いがある。検証1では、基準が最も高齢な1948年コーホートを基準として、その後の就業率のトレンドを分析する(Pingle, 2006やMastrobuoni, 2011に沿った方法)。これに対して、検証2では完全義務化前の2012年を基準として、完全義務化後の2013年での就業率の影響を分析する(山田, 2017に沿った方法)¹⁷。

3. 分析結果

表2はデータの記述統計である。AppendixはOLSによる推計結果であり、式(1)の推計結果に対応する¹⁸。標準誤差は回答者でクラスター化して算出している。

表2：記述統計

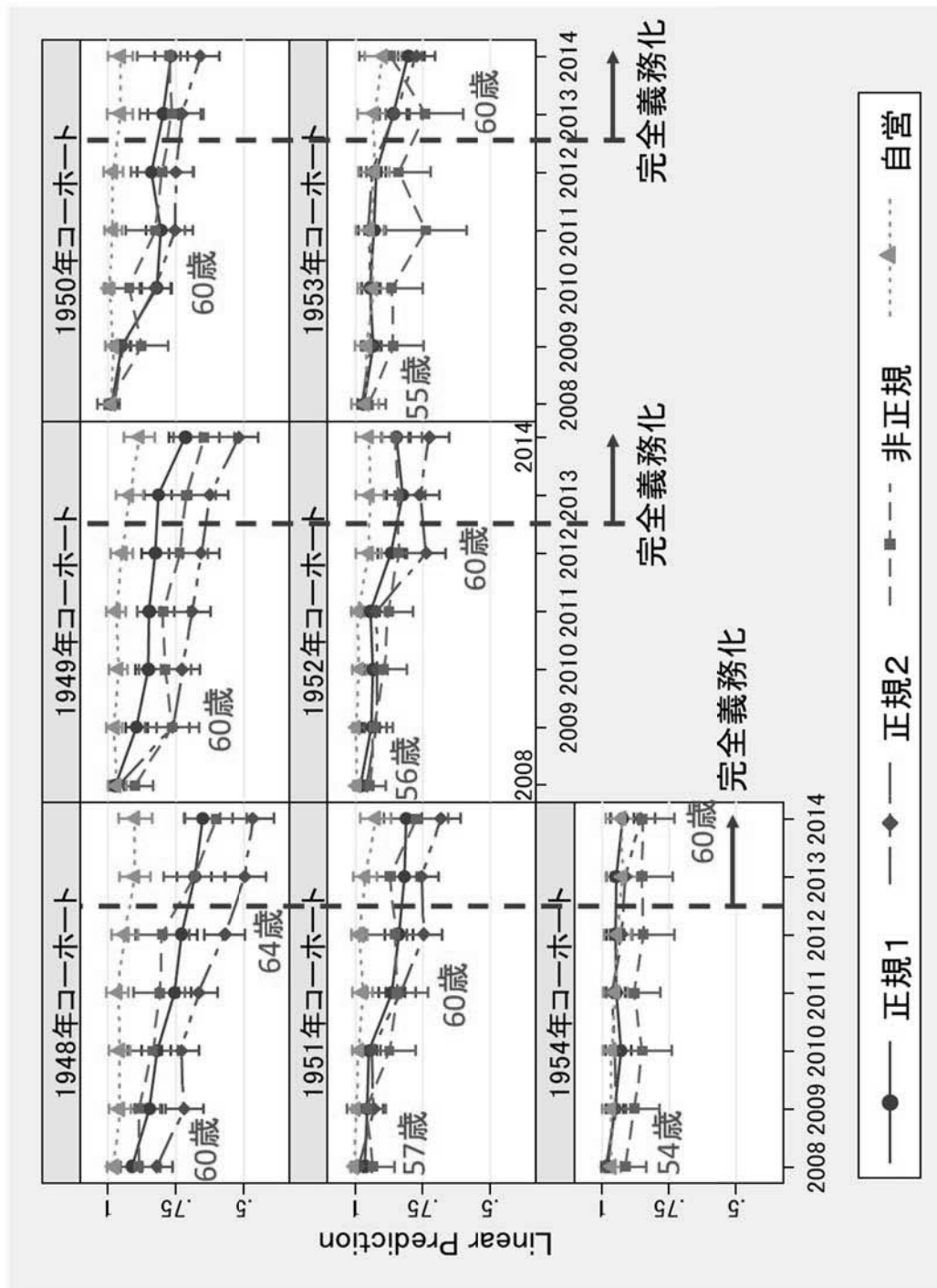
変数名	平均	標準偏差	変数名	平均	標準偏差		
就業	0.862	(0.344)	既婚	0.898	(0.303)		
1948年コーホート	0.156	(0.362)	学歴	中学卒	0.142	(0.349)	
1949年コーホート	0.183	(0.387)		高校卒	0.487	(0.500)	
1950年コーホート	0.154	(0.361)		高専・短大卒	0.084	(0.278)	
1951年コーホート	0.143	(0.350)		大学卒	0.287	(0.452)	
コーホート	1952年コーホート	0.130	(0.336)	住居	持家	0.900	(0.301)
	1953年コーホート	0.123	(0.329)		賃貸	0.076	(0.265)
	1954年コーホート	0.112	(0.315)		社宅	0.011	(0.102)
	正規1(従業員299人以下)	0.386	(0.487)		その他	0.014	(0.118)
2007年時点の 雇用形態	正規2(従業員300人以上)	0.321	(0.467)	健康状態	非常に悪い	0.007	(0.086)
	非正規	0.105	(0.307)		悪い	0.027	(0.163)
	自営	0.188	(0.391)		どちらかと言えば悪い	0.139	(0.346)
雇用形態	正規	0.426	(0.495)		どちらかと言えば良い	0.447	(0.497)
	非正規	0.241	(0.428)		良い	0.321	(0.467)
	自営	0.195	(0.396)		非常に良い	0.058	(0.234)
	無業	0.138	(0.345)	親族介護	0.106	(0.307)	
扶養子供	0.102	(0.302)	N	23,414			

注：記述統計は、後述の回帰分析で利用したデータで、2008年～2014年のデータをプールして算出している。なお、回帰分析に利用していない就業形態のサンプル数は23,400である。

¹⁷ 上記の検証1、2で実施する回帰分析の推計結果から式(2)や(3)を用いてDID法を行う方法と、回帰分析の「処置群×制度が有効である年」の交差項を見る方法によるDID分析は、基本的に同じ方法である。

¹⁸ 固定効果モデルで推計した場合、コーホートダミー、雇用形態ダミー、これらの交差項の係数が推計されないため、式(2)や(3)を利用したDID法による推計値を得ることができない。

図1：コーホート別の就業率推計値の変化



注：Appendix の全体の推計結果を図示したものである。X 軸は年、Y 軸は就業率の平均値であり、グラフのひしぎは平均値の95%信頼区間を表している。2007年の就業率は100%である。雇用形態は2007年時点のものを表す。正規1は従業員数299人以下、正規2は従業員数300人以上を表す

最初にコーホート別の就業率の変化を確認しておく。図1は、Appendixにある推計結果を利用し、2007年時点で正規1(従業員数299人以下)、正規2(従業員数300人以上)、非正規、自営の何れかで働いていた者を対象とし(つまり、2007年での就業率は100%)、その後(2008年以降の雇用形態は問わない)のコーホート別の就業率の推移を示したものである。1948年コーホートでは2008年時点では60歳であり、2014年までに就業率は一定のペースで低下している。2007年時点で自営の就業率の低下が緩やかであるのに対して、正規1、正規2、非正規のどれも自営よりも急激に就業率が低下している。このコーホートは高齢者法の完全義務化以前の2012年に64歳で定額部分の支給開始年齢になる。

1949年コーホートでは、自営では就業率が緩やかに低下しているのに対して、正規1、正規2、非正規のどれも報酬比例部分の支給開始年齢となる60歳で就業率が大きく低下し、その後は一定ペースで低下している。高齢者法の完全義務化前後で低下のペースに大きな違いはないように観察できる。1950年コーホートについては、2009年の59歳までは雇用形態に関わりなく就業率の大きな低下が見られない。正規1、正規2では報酬比例部分の支給開始年齢となる60歳で就業率が大きく低下し、その後は一定ペースで低下している。1951年コーホートから、1954年コーホートまでも就業率の推移は同様な傾向を示している。自営の就業率はほぼ平行である。正規1、正規2の就業率は59歳までは低下の程度は緩やかだが、60歳で大きく低下する傾向がある。その後は一定ペースで就業率が低下する。非正規は2008年から一定のペースで低下している。

表3は、年齢別の就業率を見る検証1の推計結果である。Appendixにある回帰分析の推計結果より算出している。各パネルの上段は、2007年時点で自営、正規1、正規2、非正規、の何れかで働いていた者を対象とした就業率の推計結果である。中段は1948年コーホートを基準とした年の経過による就業率の差である。下段は統制群を自営、処置群を正規1、正規2、あるいは非正規としたDID法による就業率の変化であり、式(2)の推計結果に対応する。これらの推計結果が有意にゼロと異なるか検証するため、各推計値の標準誤差が必要であるが、Appendixにある回帰分析の結果より、デルタ法を用いて推計している¹⁹。

パネルAの上段は就業率の推計結果である。統制群である自営の1948年コーホートの60歳での就業率は、2007年を100%とすると98.1%、1949年コーホートの就業率は同97.9%であった。処置群の1つである正規1では1948年コーホートの60歳での就業率は91.6%、1949年コーホートの就業率は89.6%であった。中段は年の経過による就業率の差である。自営では、1949年コーホートは基準となる1948年コーホートと比較して-0.2%低下している(有意ではない)²⁰。正規1では、1949年コーホートは基準となる1948年コーホートと比較して-1.9%低下している(有意ではない)²¹。下段はDID法による就業率の変化である。例えば正規1が処置群の場合、2009年の値は、処置群の差から統制群の差を引いて、-1.7%(= -1.9% - (-0.2%))である(有意ではない)。下段のDID法による推計結果を見ると、2010年に正規1の就業率が有意に低下した以外には大きな低下は見られない²²。1952年コーホートより以前は報酬比例部分の支

¹⁹ デルタ法による標準誤差については、Wooldridge(2001, p44)を参照。推計はSTATA13.1のmarginコマンドを利用している。このコマンドによる各推計値及び標準誤差の算出はCameron and Trivedi(2010, p.341)を参照。

²⁰ この値はAppendixにある回帰係数より、1948年コーホート、2008年、自営がベースであるので、(定数+1949年C+2009年+1949年C×2009年)-(定数)=(0.605-0.012-0.024+0.034)-(0.605)=-0.002と算出できる。

²¹ この値はAppendixにある回帰係数より、1948年コーホート、2008年、自営がベースであるので、(定数+1949年C+2009年+正規1+1949年C×2009年+1949年C×正規1+2009年×正規1+1949年C×2009年×正規1)-(定数+正規1)=(0.605-0.012-0.024-0.066+0.034+0.072-0.040-0.049)-(0.605-0.066)=-0.019と算出できる(以下、同様)。

²² 2013年以前では、この大きな低下以外は5%有意水準では有意でなく、2013年以降の高齢者法の完全義務化と報酬

給開始年齢は60歳、1953年と1954年コーホートでは、同支給開始年齢が61歳に引き上げられた。また、2013年以降、高齢者法の完全義務化が実施された。しかし、1953年、1954年の両コーホートの60歳の就業率は、これらの政策の変更に影響を受けない1948年コーホートと比較して有意な差はない。ただし、1954年コーホートの正規2では8.9%の限界的な就業率の上昇(10%有意水準)が見られた。

パネルBは61歳の就業率について、同様に1948年コーホートを基準に比較したものである。下段のDID法による就業率の差異を見ると、1949年以降の何れのコーホートの61歳就業率は、1948年コーホートと比較して有意な差はない。ただし、1953年コーホートの正規2で11.3%の就業率の上昇(10%有意水準)が見られた。パネルCは62歳の就業率について検証した結果である。下段のDID法による推計結果を見ると、1949年以降の何れのコーホートの62歳就業率は、何れの雇用形態であっても、基準とした1948年コーホートと比較して有意な差はない。パネルDは63歳の就業率である。下段のDID法による推計結果を見ると、1949年以降の何れのコーホートの63歳就業率は、基準とした1948年コーホートと比較して、有意な差はない。ただし、正規1では、1949年コーホートと1951年コーホートで、それぞれ、8.6%及び9.8%の就業率の上昇(10%有意水準)が見られた²³。以上のように、一部のコーホートの雇用形態で、限界的な就業率の上昇が見られた。しかし、年齢毎に就業率の推移を総じて見ると、基準とした1948年コーホートと比較して大きな差はなく、一連の政策の効果は限定的であったと解釈できる。

表3：年齢別の就業率の差の差分法による推計結果

パネルA：60歳就業率の推移

上段：就業率				統制群 自営		正規1		処置群 正規2		非正規	
行番号	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(1)	2008	1948	60	98.1%	(1.2%)	91.6%	(1.9%)	82.3%	(3.0%)	88.8%	(3.9%)
(2)	2009	1949	60	97.9%	(1.5%)	89.6%	(2.0%)	76.4%	(3.0%)	76.6%	(5.1%)
(3)	2010	1950	60	99.8%	(1.1%)	82.2%	(2.7%)	82.8%	(2.9%)	92.3%	(4.4%)
(4)	2011	1951	60	97.2%	(1.9%)	86.5%	(2.5%)	83.3%	(2.9%)	84.5%	(5.6%)
(5)	2012	1952	60	95.0%	(2.4%)	86.8%	(2.5%)	74.0%	(3.7%)	84.1%	(5.2%)
(6)	2013	1953	60	93.1%	(3.2%)	86.1%	(2.6%)	85.7%	(2.8%)	74.4%	(7.2%)
(7)	2014	1954	60	92.7%	(2.9%)	92.4%	(2.2%)	85.8%	(2.7%)	84.9%	(5.9%)

中段：年による差				(a)自営		(b)正規1		(c)正規2		(d)非正規	
計算	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(2)-(1)	2009	1949	60	-0.2%	(1.9%)	-1.9%	(2.8%)	-5.9%	(4.3%)	-12.2%	(6.4%)*
(3)-(1)	2010	1950	60	1.6%	(1.6%)	-9.4%	(3.4%)*	0.5%	(4.2%)	3.5%	(5.9%)
(4)-(1)	2011	1951	60	-0.9%	(2.2%)	-5.0%	(3.1%)	1.0%	(4.2%)	-4.3%	(6.9%)
(5)-(1)	2012	1952	60	-3.1%	(2.7%)	-4.8%	(3.2%)	-8.2%	(4.8%)*	-4.7%	(6.5%)*
(6)-(1)	2013	1953	60	-5.0%	(3.4%)	-5.5%	(3.3%)*	3.4%	(4.1%)	-14.4%	(8.2%)*
(7)-(1)	2014	1954	60	-5.4%	(3.2%)*	0.8%	(2.9%)	3.5%	(4.1%)	-3.9%	(7.1%)

下段：差の差分(DID)				(b)正規1-(a)自営		(c)正規2-(a)自営		(d)非正規-(a)自営	
年	コーホート	年齢		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009	1949	60		-1.7%	(3.4%)	-5.7%	(4.7%)	-12.0%	(6.7%)*
2010	1950	60		-11.0%	(3.7%)*	-1.1%	(4.5%)	1.9%	(6.1%)
2011	1951	60		-4.1%	(3.9%)	1.9%	(1.9%)	-3.4%	(7.2%)
2012	1952	60		-1.7%	(4.2%)	-5.2%	(5.5%)*	-1.6%	(7.0%)*
2013	1953	60		-0.5%	(4.7%)	8.4%	(5.3%)*	-9.4%	(8.9%)*
2014	1954	60		6.2%	(4.3%)*	8.9%	(5.2%)*	1.5%	(7.8%)*

比例部分の支給開始年齢を検証するにあたっては、平行トレンド仮定を概ね満たしているといえる。表3のパネルB、C、Dに関しても、下段のDIDにおいて、2013年以前では5%有意水準では有意な箇所はなく、平行トレンド仮定を満たしている。

²³ 64歳の就業率に関しては、1948年コーホートが64歳に達した年が2012年であり、検証1と検証2は同じ検証となるため、以下の表4で分析する。

パネルB: 61歳就業率の推移

上段: 就業率				統制群 自営		正規1		処置群 正規2		非正規	
行番号	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(1)	2009	1948	61	95.8%	(2.0%)	85.2%	(2.5%)	72.1%	(3.6%)	88.8%	(4.0%)
(2)	2010	1949	61	96.3%	(1.7%)	85.3%	(2.4%)	72.8%	(3.3%)	79.2%	(4.9%)
(3)	2011	1950	61	98.2%	(1.7%)	80.8%	(2.8%)	75.6%	(3.3%)	82.8%	(5.6%)
(4)	2012	1951	61	98.5%	(1.4%)	84.0%	(2.6%)	74.7%	(3.3%)	85.3%	(5.4%)
(5)	2013	1952	61	94.7%	(2.6%)	82.6%	(2.9%)	76.2%	(3.6%)	84.2%	(5.1%)
(6)	2014	1953	61	89.8%	(3.5%)	80.4%	(3.0%)	77.5%	(3.4%)	87.1%	(5.8%)

中段: 年による差				(a)自営		(b)正規1		(c)正規2		(d)非正規	
計算	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(2)-(1)	2010	1949	61	0.5%	(2.6%)	0.1%	(3.4%)	0.8%	(4.8%)	-9.6%	(6.3%)
(3)-(1)	2011	1950	61	2.4%	(2.6%)	-4.4%	(3.8%)	3.5%	(4.9%)	-6.0%	(6.9%)
(4)-(1)	2012	1951	61	2.7%	(2.5%)	-1.2%	(3.7%)	2.6%	(4.9%)	-3.5%	(6.7%)
(5)-(1)	2013	1952	61	-1.1%	(3.3%)	-2.6%	(3.9%)	4.1%	(5.0%)	-4.5%	(6.5%)
(6)-(1)	2014	1953	61	-5.9%	(4.0%)	-4.7%	(3.9%)	5.4%	(5.0%)	-1.7%	(7.0%)

下段: 差の差分(DID)				(b)正規1-(a)自営		(c)正規2-(a)自営		(d)非正規-(a)自営	
年	コーホート	年齢		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2010	1949	61		-0.5%	(4.3%)	0.2%	(5.5%)	-10.1%	(6.9%)
2011	1950	61		-6.8%	(4.6%)	1.1%	(5.5%)	-8.4%	(7.3%)
2012	1951	61		-3.9%	(4.4%)	-0.1%	(5.5%)	-6.1%	(7.2%)
2013	1952	61		-1.5%	(5.1%)	5.1%	(6.0%)	-3.5%	(7.3%)
2014	1953	61		1.2%	(5.6%)	11.3%	(6.4%)*	4.2%	(8.1%)

パネルC: 62歳就業率の推移

上段: 就業率				統制群 自営		正規1		処置群 正規2		非正規	
行番号	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(1)	2010	1948	62	95.8%	(2.0%)	82.3%	(2.7%)	73.4%	(3.5%)	83.7%	(4.7%)
(2)	2011	1949	62	97.2%	(1.8%)	85.0%	(2.3%)	69.3%	(3.4%)	80.0%	(4.7%)
(3)	2012	1950	62	98.2%	(1.8%)	84.3%	(2.6%)	75.2%	(3.3%)	80.3%	(5.7%)
(4)	2013	1951	62	96.4%	(2.2%)	81.9%	(2.8%)	75.8%	(3.3%)	87.3%	(5.0%)
(5)	2014	1952	62	94.9%	(2.5%)	84.9%	(2.7%)	72.9%	(3.7%)	85.3%	(4.8%)

中段: 年による差				(a)自営		(b)正規1		(c)正規2		(d)非正規	
計算	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(2)-(1)	2011	1949	62	1.4%	(2.7%)	2.6%	(3.5%)	-4.1%	(4.9%)	-3.7%	(6.7%)
(3)-(1)	2012	1950	62	2.4%	(2.7%)	1.9%	(3.8%)	1.8%	(4.8%)	-3.4%	(7.4%)
(4)-(1)	2013	1951	62	0.6%	(3.0%)	-0.4%	(3.9%)	2.4%	(4.8%)	3.6%	(6.9%)
(5)-(1)	2014	1952	62	-0.9%	(3.2%)	2.6%	(3.8%)	-0.5%	(5.1%)	1.6%	(6.8%)

下段: 差の差分(DID)				(b)正規1-(a)自営		(c)正規2-(a)自営		(d)非正規-(a)自営	
年	コーホート	年齢		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2011	1949	62		1.3%	(4.4%)	-5.5%	(5.6%)	-5.1%	(7.2%)
2012	1950	62		-0.5%	(4.6%)	-0.6%	(5.5%)	-5.8%	(7.9%)
2013	1951	62		-1.0%	(4.9%)	1.8%	(5.7%)	3.0%	(7.5%)
2014	1952	62		3.5%	(5.0%)	0.4%	(6.0%)	2.5%	(7.5%)

パネルD: 63歳就業率の推移

上段: 就業率				統制群 自営		正規1		処置群 正規2		非正規	
行番号	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(1)	2011	1948	63	96.5%	(2.0%)	75.7%	(3.0%)	66.9%	(3.7%)	81.1%	(4.8%)
(2)	2012	1949	63	95.0%	(2.1%)	82.7%	(2.5%)	65.9%	(3.5%)	73.7%	(5.2%)
(3)	2013	1950	63	95.6%	(2.4%)	79.9%	(2.9%)	72.9%	(3.4%)	76.8%	(6.0%)
(4)	2014	1951	63	92.4%	(2.9%)	81.3%	(2.9%)	68.3%	(3.6%)	77.6%	(6.0%)

中段: 年による差				(a)自営		(b)正規1		(c)正規2		(d)非正規	
計算	年	コーホート	年齢	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
(2)-(1)	2012	1949	63	-1.6%	(2.9%)	7.0%	(3.9%)*	-1.0%	(5.1%)	-7.4%	(7.1%)
(3)-(1)	2013	1950	63	-1.0%	(3.1%)	4.2%	(4.2%)	6.0%	(5.1%)	-4.3%	(7.7%)
(4)-(1)	2014	1951	63	-4.1%	(3.5%)	5.6%	(4.2%)	1.4%	(5.2%)	-3.5%	(7.7%)

下段: 差の差分(DID)				(b)正規1-(a)自営		(c)正規2-(a)自営		(d)非正規-(a)自営	
年	コーホート	年齢		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2012	1949	63		8.6%	(4.9%)*	0.6%	(5.9%)	-5.8%	(7.6%)
2013	1950	63		5.1%	(5.2%)	7.0%	(6.0%)	-3.3%	(8.3%)
2014	1951	63		9.8%	(5.5%)*	5.5%	(6.3%)	0.6%	(8.5%)

注：上段は Appendix にある推計結果を用いた就業率の予測値、中段は 1948 年コーホートを基準とした就業率の年による差、下段は(a)列の自営を統制群とした就業率の DID 法の推計値である。2013 年以高齢者法は完全義務化された。(a)自営、(b)正規 1 (従業員数 299 人以下)、(c)正規 2 (従業員数 300 人以上)、(d)非正規は 2007 年時点での雇用形態を表す。***は 1%有意水準、**は同 5%、*は同 10%を表す。標準誤差はデルタ法による。

なお、1948 年コーホートから 1952 年コーホートまでの厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢は 60 歳、1953 年コーホート及び 1954 年コーホートは 61 歳である。1948 年コーホートの厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢法の義務化年齢は 64 歳であり、それ以降のコーホートでは 65 歳である。

次に表 4 は、高齢者法の完全義務化前後の 2012 年と 2013 年で、各年齢の就業率に変化があるか見る検証 2 の推計結果である。Appendix の回帰分析の推計結果より算出している。標準誤差はデルタ法による。パネル A は 60 歳の就業率の比較である。1952 年コーホートでは報酬比例部分の支給開始年齢は 60 歳であるが、1953 年コーホートでは 61 歳に引き上げられた。また、2013 年には高齢者法の完全義務化が実施された。従ってパネル A は、報酬比例部分の支給開始年齢引き上げと、完全義務化の複合効果を検証したものである。1952 年コーホートが 2012 年に 60 歳に到達した際の統制群である自営の就業率は 95.0%(2007 年を 100%とした場合)、処置群である正規 1、正規 2、非正規の就業率は、それぞれ、86.8%、74.0%、84.1%である。自営との差は、それぞれ、-8.3%、-21.0%、-10.9%である。これに対して、1953 年コーホートが 2013 年に 60 歳に到達した際の自営の就業率は 93.1%、正規 1、正規 2、非正規の就業率は、それぞれ、86.1%、85.7%、74.4%である。統制群である自営との差は、それぞれ、-7.0%、-7.5%、-18.7%である。DID 法による推計結果は右下の太枠部分であり、式(3)の推計結果に対応する。正規 1 と非正規は、それぞれ、1.3%と -7.8%であり有意ではなかったが、正規 2 では、13.5%ポイントの有意な就業率の上昇が確認された。山田(2017)においても、従業員数 300 人以上の会社に勤める 1953 年コーホートで約 10%ポイントの有意な就業率の上昇を確認しており、本稿の結果はこの結果と整合的である。

表 3 パネル A では 60 歳就業率の推移に有意な差がなかったが、表 4 パネル A の分析では、2013 年には正規 2 の就業率は有意に上昇した。この違いの理由としては、1952 年コーホートの 2012 年の 60 歳での就業率が、それ以前のコーホートと比較して低下しており²⁴、この表のように 1952 年コーホートと 1953 年コーホートとの 60 歳の就業率を比較した場合には、正の有意な差が観察されたものと考えられる。つまり、60 歳就業率の長期的な傾向には有意な差がない

²⁴ 表 3 パネル A の中段で正規 2 の就業率は 1948 年コーホートと比較して 2012 年では -8.2%減少している (10%有意水準)。

が、高齢者法が完全義務化された年の前後の短期的な分析では有意な差が生じている。

パネル B、パネル C、パネル D は、それぞれ、61 歳、62 歳、63 歳の就業率の 2012 年と 2013 年との比較であり、高齢者法の完全義務化の単独の効果を検証したものである。どの年齢においても、右下の DID による完全義務化の効果は、正規 1、正規 2、非正規の何れの雇用形態でも、有意ではなかった。

パネル E は 64 歳の就業率の比較である。1948 年コーホートでは定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は 64 歳であるのに対して、1949 年コーホートでは同 65 歳に引き上げられた。また、2013 年には高齢者法の完全義務化が実施された。従ってパネル E は、定額部分の支給開始年齢・高齢者法の義務化年齢の引き上げと、高齢者法の完全義務化の複合効果を検証したものである。右下の DID 法による効果は、正規 1 では、10.3% の就業率の上昇が見られたが(10%有意水準)、正規 2 と非正規では何れも有意ではなかった。山田(2017)でも、正規あるいは 300 人以上の企業で有意な就業率の上昇があったとしており、本稿の結果はこの結果と整合的である。

表4：完全義務化前後の年齢別就業率の差の差分法による推計結果

パネル A：60 歳就業率

(高齢者法完全義務化・報酬比例部分の支給開始年齢引き上げの複合効果)

60歳 DID法による分析(右下太枠)		2012年(義務化前)		2013年(義務化後)		差	
		1952年コーホート(60歳)		1953年コーホート(60歳)		(=2013年-2012年)	
2007年時点の雇用形態		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
統制群	自営	95.0%	(2.4%)	93.1%	(3.2%)	-1.9%	(4.0%)
	正規1(従業員299人以下)	86.8%	(2.5%)	86.1%	(2.6%)	-0.7%	(3.6%)
処置群	正規2(従業員300人以上)	74.0%	(3.7%)	85.7%	(2.8%)	11.6%	(4.6%)**
	非正規	84.1%	(5.2%)	74.4%	(7.2%)	-9.7%	(8.9%)
処置群 -統制群	差(=正規1-自営)	-8.3%	(3.5%)**	-7.0%	(4.1%)*	1.3%	(5.4%)
	差(=正規2-自営)	-21.0%	(4.4%)***	-7.5%	(4.2%)*	13.5%	(6.1%)**
	差(=非正規-自営)	-10.9%	(5.7%)*	-18.7%	(7.9%)**	-7.8%	(9.7%)

注：1952年コーホートの厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢は60歳、1953年コーホートは61歳である、厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は、どちらのコーホートも65歳である。

パネル B：61 歳就業率 (高齢者法完全義務化の単独効果)

61歳 DID法による分析(右下太枠)		2012年(義務化前)		2013年(義務化後)		差	
		1951年コーホート(61歳)		1952年コーホート(61歳)		(=2013年-2012年)	
2007年時点の雇用形態		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
統制群	自営	98.5%	(1.4%)	94.7%	(2.6%)	-3.8%	(3.0%)
	正規1(従業員299人以下)	84.0%	(2.6%)	82.6%	(2.9%)	-1.4%	(4.0%)
処置群	正規2(従業員300人以上)	74.7%	(3.3%)	76.2%	(3.6%)	1.5%	(4.9%)
	非正規	85.3%	(5.4%)	84.2%	(5.1%)	-1.1%	(7.4%)
処置群 -統制群	差(=正規1-自営)	-14.5%	(3.0%)***	-12.1%	(3.9%)***	2.4%	(5.0%)
	差(=正規2-自営)	-23.8%	(3.6%)***	-18.6%	(4.4%)***	5.3%	(5.7%)
	差(=非正規-自営)	-13.1%	(5.6%)**	-10.5%	(5.7%)*	2.7%	(8.0%)

注：厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢はどちらのコーホートも60歳、厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は、どちらのコーホートも65歳である。

パネルC：62歳就業率（高齢者法完全義務化の単独効果）

62歳 DID法による分析(右下太枠)		2012年(義務化前)		2013年(義務化後)		差	
		1950年コーホート(62歳)		1951年コーホート(62歳)		(=2013年-2012年)	
2007年時点の雇用形態		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
統制群	自営	98.2%	(1.8%)	96.4%	(2.2%)	-1.9%	(2.8%)
	正規1(従業員299人以下)	84.3%	(2.6%)	81.9%	(2.8%)	-2.3%	(3.8%)
処置群	正規2(従業員300人以上)	75.2%	(3.3%)	75.8%	(3.3%)	0.5%	(4.7%)
	非正規	80.3%	(5.7%)	87.3%	(5.0%)	6.9%	(7.6%)
処置群 -統制群	差(=正規1-自営)	-14.0%	(3.2%) ***	-14.5%	(3.5%) ***	-0.5%	(4.8%)
	差(=正規2-自営)	-23.0%	(3.8%) ***	-20.6%	(4.0%) ***	2.4%	(5.5%)
	差(=非正規-自営)	-17.9%	(6.0%) ***	-9.1%	(5.5%) *	8.8%	(8.2%)

注：厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢はどちらのコーホートも60歳、厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は、どちらのコーホートも65歳である

パネルD：63歳就業率（高齢者法完全義務化の単独効果）

63歳 DID法による分析(右下太枠)		2012年(義務化前)		2013年(義務化後)		差	
		1949年コーホート(63歳)		1950年コーホート(63歳)		(=2013年-2012年)	
2007年時点の雇用形態		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
統制群	自営	95.0%	(2.1%)	95.6%	(2.4%)	0.6%	(3.2%)
	正規1(従業員299人以下)	82.7%	(2.5%)	79.9%	(2.9%)	-2.8%	(3.8%)
処置群	正規2(従業員300人以上)	65.9%	(3.5%)	72.9%	(3.4%)	7.0%	(4.9%)
	非正規	73.7%	(5.2%)	76.8%	(6.0%)	3.1%	(7.9%)
処置群 -統制群	差(=正規1-自営)	-12.3%	(3.3%) ***	-15.7%	(3.7%) ***	-3.4%	(5.0%)
	差(=正規2-自営)	-29.1%	(4.1%) ***	-22.7%	(4.2%) ***	6.4%	(5.8%)
	差(=非正規-自営)	-21.3%	(5.6%) ***	-18.8%	(6.4%) ***	2.5%	(8.5%)

注：厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢はどちらのコーホートも60歳、厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は、どちらのコーホートも65歳である。

パネルE：64歳就業率

(高齢者法完全義務化、定額部分の支給開始年齢引き上げ、高齢者法の雇用確保措置義務化年齢の引き上げの複合効果)

64歳 DID法による分析(右下太枠)		2012年(義務化前)		2013年(義務化後)		差	
		1948年コーホート(64歳)		1949年コーホート(64歳)		(=2013年-2012年)	
2007年時点の雇用形態		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
統制群	自営	94.1%	(2.4%)	92.2%	(2.5%)	-1.9%	(3.5%)
	正規1(従業員299人以下)	73.3%	(3.1%)	81.7%	(2.6%)	8.5%	(4.0%) **
処置群	正規2(従業員300人以上)	57.2%	(3.9%)	62.8%	(3.6%)	5.6%	(5.3%)
	非正規	80.3%	(5.0%)	71.4%	(5.5%)	-8.9%	(7.4%)
処置群 -統制群	差(=正規1-自営)	-20.8%	(4.0%) ***	-10.5%	(3.6%) ***	10.3%	(5.4%) *
	差(=正規2-自営)	-36.9%	(4.6%) ***	-29.4%	(4.4%) ***	7.5%	(6.4%)
	差(=非正規-自営)	-13.7%	(5.6%) **	-20.8%	(6.0%) ***	-7.0%	(8.2%)

注：厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢はどちらのコーホートも60歳、厚生年金の定額部分の支給開始年齢及び高齢者法の義務化年齢は、1948年コーホートは64歳、1949年コーホートは65歳である。

注(各パネル共通)：Appendixにある推計結果を利用して算出。標準誤差はデルタ法による。右下の太枠部分が差の差分法による推計値である。***は有意水準1%、**は同5%、*は同10%を表す。

4. 結論と課題

本稿は、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用して厚生年金の定額部分及び報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げ、高齢者法による義務化年齢の引き上げ、及び、2013年に改正された高齢者法の完全義務化の効果を検証した。高齢者法は、60歳以降の被用者の雇用促進を目指したものであり、2013年以降、原則、65歳までの雇用が完全義務化された。分析の結果、厚生年金の支給開始年齢の引き上げと高齢者法による義務化年齢の引き上げ、及び高齢者法の完全義務化の影響は、一部の就業率を有意に高める効果が確認された。2013年の高齢者法の完全義務化前後で就業率の改善の程度を比較した場合では、報酬比例部分の支給開始年齢が61歳である1953年コーホートでは、同60歳である1952年コーホートと比較して、2007年に従業員数300人以上の企業で働いていた正規雇用者の就業率は約14%有意に上昇した。これは、報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げと、高齢者法の完全義務化の複合効果である。定額部分の支給開始年齢と高齢者法の義務化年齢が65歳に引き上げられ、高齢者法の完全義務化が適用となる1949年コーホートの64歳就業率は、これらが適用とならない1948年コーホートと比較して、2007年現在で299人以下の企業で働く正規雇用者では限界的な就業率の上昇が見られた。

一方で、本稿の分析対象及び分析期間では、一連の政策の効果は限定的であったと考えられる²⁵。具体的には、完全義務化以前に定額部分の支給開始年齢に達する最も年齢が上の1948年コーホートの60～63歳での就業率と比較して、1949年コーホート以降のコーホートでは、各年齢での就業率は、5%有意水準では有意な差がなかった。また、2013年の高齢者法の完全義務化の単独の効果としては、61歳、62歳、63歳の就業率の上昇には有意な効果が観察されなかった。

これらの結果は、以下の3つの解釈が可能である。第1に、一部の既存研究で示されたように、高齢者法の効果は2006年の初回の改正時に現れ、その後の改正は、分析期間においては大きなインパクトはなかったという解釈である。第2の解釈としては、高齢者法の改正は厚生年金の支給開始年齢引き上げに合わせて順次適用されるため、直接的な効果は特定の雇用形態(正規雇用者)で、特定コーホートの特定の年齢に対してのみ現れ、高齢者法の適用年齢以前・以後の就業率(例えば、2013年の61～63歳の就業率)には影響しない、という解釈である。高齢者法の基本的な主旨を考えれば適用対象となる特定の世代・年齢以外でも就業率の上昇が期待されるが、それは長い時間をかけて徐々に浸透するもので、今回の限定された分析期間では測れなかった可能性がある。第3の解釈として、本稿の分析は1年を単位として効果を測定したが、1年より短い単位(例えば1か月)で分析した場合は効果が確認できる可能性がある。例えばMastrobuni(2009)は、米国のFRAでは1歳の引き上げにより、平均退職年齢が約6か月上昇したとしている。何れの解釈が妥当かについては引き続き検証していく必要がある。

なお、本稿の分析方法は、2008年に生じた金融危機の影響と政策効果を完全には識別できていない可能性があるため、結果の解釈には注意が必要である。本稿では統制群を2008年の金融危機直前に60歳に達していた1948年コーホートの自営としたが、雇用者と比較して60歳以降の継続就業に対する景気変動の影響を受けにくい可能性がある²⁶。回帰分析では年ダミーを入れることで、金融危機が及ぼす全般的な影響についてはコントロールしているが、金融危機が個々の雇用形態に及ぼす影響(年ダミーと雇用形態の交差項)については考慮していない。しかし、60歳前半の就業率が金融危機の影響等により低下した2009年から2010年前半は、60歳前半人口に占める自営業者数の割合も緩やかに低下している(総務省『労働力調査』)。両者の

²⁵ 一方で、分析した世代に限ってみれば、Behaghel et. al (2008)が指摘するような、雇用が保護されたグループがかえって雇用されにくくなるという雇用維持政策の副作用的な効果も確認されなかった。

²⁶ 景気変動の影響を受けにくい集団を統制群にしている方が、処置群での金融危機の影響を明示できる可能性がある。

傾向は大きく異ならないため、金融危機の影響の雇用形態による違いは限定的である可能性もある。また、本稿の分析結果は、複合的な高齢者雇用政策に大きなプラスの効果は見られないと解釈できるが、金融危機があったにもかかわらず就業率に大きなマイナスがなかったこと自体が政策の効果である、と解釈することもできる。

謝辞

本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－(H27－統計－一般－004)」の一部として実施した。財政支援及び『中高年者縦断調査』のデータ提供に深く感謝したい。本稿執筆にあたり、2名の匿名レフェリー、編集委員会、ニッセイ基礎研究所中嶋邦夫氏、関西学院大学上村敏之先生、名古屋市立大学臼杵政治先生、甲南大学足立泰美先生、筑波大学内藤久裕先生、名古屋市立大学山本陽子先生、労働政策研究・研修機構小林徹先生、国立社会保障・人口問題研究所金子能宏先生、同研究所福田節也先生、慶應義塾大学駒村康平先生、慶應義塾大学山本勲先生、慶應義塾大学山田篤裕先生、尾道市立大学金田陸幸先生、American Economic Association 2017年年次大会、慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター・ニッセイ基礎研究所共催ワークショップ「厚生労働省パネルデータを用いた経済分析と政策提言」、日本経済学会2017年度春季大会、日本財政学会第74回大会、Southern Economic Association 2017年年次大会に参加者の方々、厚生労働省世帯統計室の方々より得た貴重なコメントに感謝したい。

参考文献

- [1] 近藤絢子 (2014) 「高齢者雇用安定法の影響分析」, 岩本康志・神取道宏・塩路悦朗・照山博司編『現代経済学の潮流2014』 pp.123-152, 東洋経済新報社.
- [2] 森戸英幸 (2014) 「高齢者雇用安定法－2004年改正の意味するもの」『日本労働研究雑誌』 642, pp. 5-12.
- [3] 山田篤裕 (2015) 「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(2010年)と改正高齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化」『三田学会雑誌』 第107巻4号, pp.107-128.
- [4] 山田篤裕 (2017) 「年金支給開始年齢引き上げに伴う就業率上昇と所得の空白：厚生労働省『中高年者縦断調査(2014年)』に基づく分析」労働政策研究・研修機構編『人口減少社会における高齢者雇用』 pp. 194-216.
- [5] 山本勲 (2008) 「高齢者雇用安定法改正の効果分析」, 樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズムIV 制度政策の変更と就業行動』 pp.161-173, 慶應義塾大学出版会.
- [6] Ashenfelter, Orley, and David, Card (2002) “Did the Elimination of Mandatory Retirement Affect Faculty Retirement?” *The American Economic Review* 92(4), pp.957-980.
- [7] Behaghel, Luc, Bruno Crépon, and Béatrice Sédillot (2008) “The Perverse Effects of Partial Employment Protection Reform: The Case of French Older Workers,” *Journal of Public Economics* 92(3), pp.696-721.
- [8] Behaghel, Luc, and David M. Blau (2012) “Framing Social Security Reform: Behavioral Responses to Changes in the Full Retirement Age,” *American Economic Journal: Economic Policy* 4(4), pp.41-67.
- [9] Börsch-Supan, Axel. (2000) “Incentive Effects of Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and across Europe,” *Journal of Public Economics*

- 78(1), pp.25–49.
- [10] Cameron, A. Colin, and Pravin K. Trivedi (2010) *Microeconometrics using Stata*, Vol. 2. College Station, TX, Stata Press.
- [11] Gruber, Jonathan, and David A. Wise (1998) “Social Security and Retirement: An International Comparison,” *American Economic Review* 88(2), pp. 158-163.
- [12] Kondo, Ayako, and Hitoshi Shigeoka (2017) “The Effectiveness of Demand-side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan,” *ILR Review* 70(4), pp.1008-1036.
- [13] Mastrobuoni, Giovanni (2009) “Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates using Cohort Discontinuities,” *Journal of Public Economics* 93(11), pp.1224-1233.
- [14] Pingle, Jonathan F. (2006) “Social Security's Delayed Retirement Credit and the Labor Supply of Older Men,” Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, 2006-37.
- [15] Wooldridge, Jeffrey M. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press .
- [16] Schnalzenberger, Mario, and Rudolf Winter-Ebmer (2009) “Layoff Tax and Employment of the Elderly,” *Labour Economics* 16(6), pp.618–624.
- [17] Shannon, Michael, and Diana Grierson (2004) “Mandatory Retirement and Older Worker Employment,” *Canadian Journal of Economics* 37(3), pp.528–551.
- [18] Staubli, Stefan, and Josef Zweimüller (2013) “Does Raising the Early Retirement Age Increase Employment of Older Workers?” *Journal of Public Economics* 108, pp.17–32.

