

高齢労働者の増加と企業の調整行動*

奥平 寛子**

同志社大学

滝澤 美帆***

学習院大学

改正高齢者雇用安定法の施行により、60歳を超えても企業内で働き続ける高齢労働者が急増した。高齢労働者が他の労働者と置き換わるかどうかは、企業の他の多くの調整手段に依存する。継続雇用義務年齢の更なる延長が議論される中、どのような調整が行われたかを検証することは、今後の政策設計のために重要な論点となる。本稿では、「賃金構造基本統計調査」の事業所個票データを用いて、高齢者雇用安定法の影響を受けやすい事業所を特定し、高齢労働者の増加に対して企業がどのように対応したかを総合的に検証した。推定の結果、継続雇用措置の影響を受けやすい事業所では、実際に対象年齢で雇用される高齢労働者の事業所内割合が有意に増加した。また、高齢労働者と若年労働者との置換え効果は観察されなかった。むしろ、新規高専短大卒の採用者数が増加することがわかった。一方、40代未満の労働者の所定内労働時間が若干減少した。

1. はじめに

企業内における高齢労働者の存在感が増している。図1は、事業所内における高齢労働者割合の推移を示している。60歳以上労働者が全従業者に占める割合は、2005年には4%ほどであったが、2015年には8%前後まで、約4%ポイント上昇した。こうした高齢労働者増加の背景には、少子高齢化という人口のトレンド要因だけでなく、公的年金制度改革や高齢者雇用安定法の改正といった制度的要因があると考えられる。特に、2006年4月に施行の改正高齢者雇用安定法は、企業に対して65歳まで労働者の継続雇用を段階的に義務付けるものだった。この法改正は、労働需要の決定に直接働きかけ

* 本稿は、統計法第33条により、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の調査票情報の提供を受け研究を実施した成果である。本稿の作成に当たって、2名の匿名レフェリー、大竹文雄大阪大学名誉教授をはじめ、一般財団法人アジア太平洋研究所 (APIR) 研究プロジェクト「人口減少が経済に与える影響の分析」参加者、及び土岐将仁先生から貴重なコメントを頂いた。本研究は、科学技術研究費基盤研究(C)課題番号:19K01706および科学技術研究費基盤研究(C)課題番号:20K01635の支援を受けている。

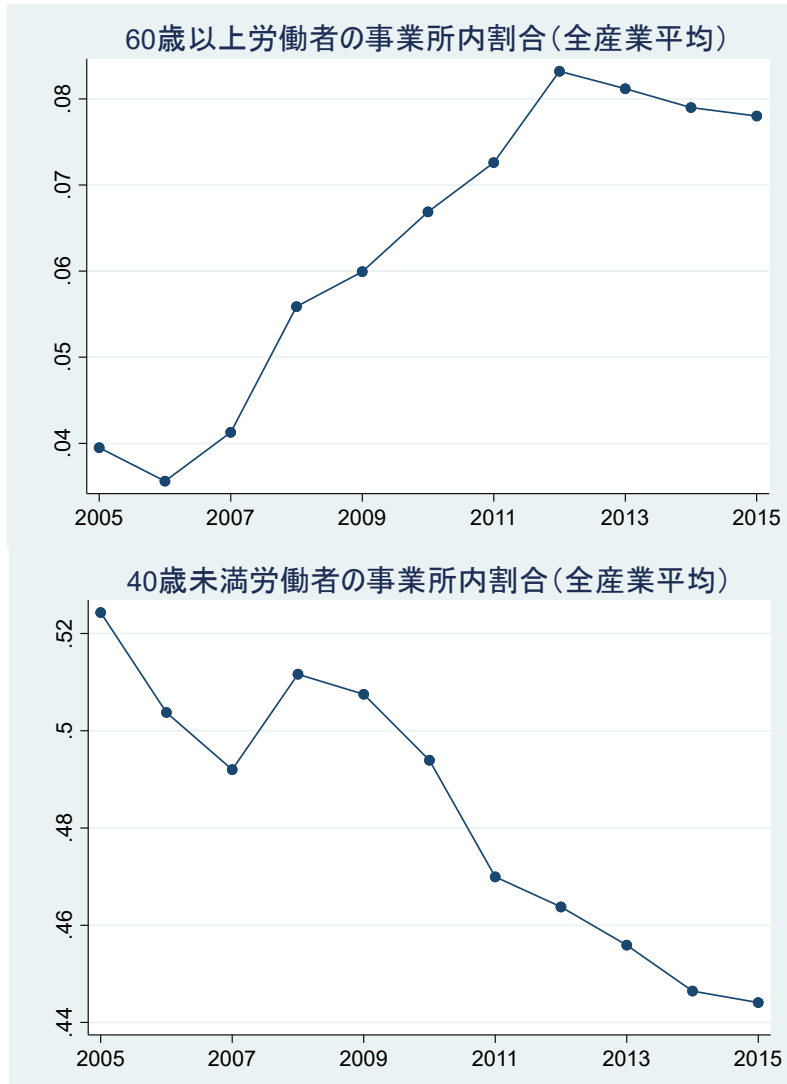
** 同志社大学大学院ビジネス研究科、〒602-8580 京都府京都市上京区今出川通鳥丸東入、E-mail:

hokudair@mail.doshisha.ac.jp

*** 学習院大学経済学部、〒171-8588 東京都豊島区目白1丁目5-1、E-mail:

miho.takizawa@gakushuin.ac.jp

図1 事業所内の高齢・若手労働者割合の推移



(出所)「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)労働者票より著者が集計、
100人以上の労働者が抽出された事業所に限る

る内容であり、企業の意思決定を様々な側面で変化させた可能性がある。

高齢労働者を継続して雇わなければならなくなった場合、企業はどのように反応するだろうか。利潤最大化行動をとる企業を前提にすると、特に他の要因の変化がなければ、企業は高齢労働者と代替関係にある生産要素を削減するインセンティブにさらされる。したがって、高齢労働者と代替性の強い年齢層の労働者は代わりに雇われにくくなる可

能性がある。一方、他の年齢層の労働者を削減するために調整費用がかかる場合、企業はこれらの労働者を高齢労働者で置き換える代わりに、労働時間などの他の手段で削減する可能性もある。生産者側の他の調整手段への影響は、これまであまり検証されてこなかった。

本研究の目的は、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)の事業所レベルの個票データを用いて、これらの可能性を検証することにある。事業所ごとに抽出された労働者の情報を合わせて用いることで、高年齢者雇用安定法改正の影響を受けやすい事業所を特定した分析を行う。

推定には差分の差推定を用いる。高齢労働者の継続雇用義務が事業所に与えた影響を検証する方法として、新たに継続雇用の対象となった高齢労働者を多く雇っている事業所と、そうではない事業所の状況を比較する方法が考えられる。ただし、これらの事業所を単純に比較するだけでは、様々な影響を含む複合的な効果を推定してしまう可能性がある。雇用継続措置の有無がその事業所を取り巻く経済環境や年齢構成のトレンドと相関する可能性があるからだ。差分の差推定を用いることにより、潜在的な複合要因を取り除いたうえで、属性の似た事業所同士でも高齢労働者の雇用状況が異なる事業所同士を比較し、事業所内の高齢労働者が増えることの影響を識別することができる。具体的な識別には、2009年から2011年にかけて、多くの事業所で継続雇用義務年齢が63歳から64歳に段階的に引き上げられた事実を利用した。この段階的引き上げでは2009年時点で62歳であった労働者が大きな影響を受けた。事業所における2009年時点の62歳の労働者割合をトリートメント変数と考え、この割合と各年のダミー変数との交差項を加えて推定を行った。また、特に2011年に64歳労働者割合が上昇した点を踏まえて、トリートメント変数と2011年ダミーの交差項を操作変数として操作変数推定も行った。

本研究の分析により、以下の3点が明らかになった。第一に、継続雇用措置の影響を受けやすい事業所では、実際に対象年齢で雇用される高齢労働者の事業所内割合が有意に増加したことが明らかとなった。第二に、高齢労働者と若年労働者との置換え効果は観察されなかった。むしろ、男女の新規高専短大卒の採用者数が増加することがわかった。第三に、平均的には労働時間や賃金・手当額による調整行動は観察されなかったが、40代未満の労働者の所定内労働時間はやや減少したことが分かった。

ただし、データの制約により、本稿の推定結果は高年齢者雇用安定法改正の影響だけではなく、一般的に労働者が高齢化することの影響も含まれる点に注意する必要がある。本稿で用いた「賃金構造基本統計調査」には具体的な雇用継続制度の詳細は含まれてお

らず、継続雇用義務年齢の引き上げ前から 64 歳以上を継続雇用していた事業所を完全に排除することができない。そのため、分析対象事業所の中には、少なくとも一部の労働者について既に 64 歳以上まで継続雇用しているために法改正の影響を受けにくい事業所が含まれており、こうした事業所において労働者が自然に高齢化する影響が推定結果に反映されることになる。また、同調査の労働者票は標本調査であることから本稿のトリートメント変数には測定誤差の可能性も残される。推定結果の解釈の際には、①法改正の影響に加えて一般的な高齢化の影響も含まれること、②測定誤差により有意な結果が出にくく推定値バイアスの可能性を完全に排除できないこと、の 2 点に注意する必要がある。

高齢者雇用安定法改正の影響については、世帯・個人調査を用いたものを中心に多くの研究がある。世帯・個人調査を用いた研究では、いずれも法改正によって 60 代前半の高齢労働者の就業率が上昇したことが示されてきた(Kondo and Shigeoka 2017、近藤 2014、山本 2008)。中でも、Kondo and Shigeoka (2017) は、雇用義務化措置が段階的に適用された事実を因果関係の識別に利用して、高齢者雇用安定法改正の前後で 60 代前半の就業率が 2-3% 上昇したことを示した。また、高齢者雇用安定法の改正だけでなく年金支給開始年齢の影響を含む 1946 年および 47 年生まれの男性労働者をプールした分析では、就業率の上昇の程度が大きくなることを示した。

また、労働需要側である企業や事業所のデータを用いた検証も進んでいる。雇用安定法改正の影響を分析した研究の中には、高齢労働者と若年労働者との代替を示唆するもの(太田 2012、周 2012)と明確な置き換え効果を観察しないもの(永野 2014、Kondo 2016)の両方が存在する¹。高齢労働者と若年労働者の代替を観察しない研究においては、若年層以外の他の労働者グループとの若干の置換え効果を明らかにしている。例えば、Kondo (2016) は「雇用動向調査」の事業所データ等を用いて、代わりに中年の女性パート労働者の雇用が減少した可能性を示唆する結果を得ている。また、「賃金構造基本統計調査」の労働者プールデータにより、法改正の影響を受けた高齢労働者の賃金率が減ったことを示した²。

¹ 太田 (2012) は「雇用動向調査」入職者票の産業別集計データを用いて、改正雇用安定法施行後の 2006 年以降についてのみ、各産業における労働者の高齢化と若年採用比率・新卒採用比率との間に負の有意な関係があることを示した。周 (2012) は、雇用継続措置導入直後の企業アンケートにより、継続雇用措置の利用率と新卒採用比率の間に負の相関があることを示した。

² Kondo (2016) は法改正の影響を受けた労働者グループでは年間給与額が大幅に減少していることを示しているが、この点を直接示す結果は就業を継続する労働者に限定されたコーホート間比較から得られるものであり、厳密には事業所の調整行動を識別したわけではない。本研究は、事業所レベルで生じる同じ識別変動を用いて複数の調整変数への影響を検証することにより、複数の調整手段に対してより整合的に解釈できる結果を提示する。永野 (2014) は「雇用動向調査」の事業所個票データを用いて、法改正の前後で雇用者の年齢構成

これらの労働需要側の研究では、主に高年齢労働者と若年層を含む他の年齢層の労働者との「置換え効果」に焦点が当てられていた³。ただし、高年齢労働者が他の労働者と置き換わるかどうかは、企業の他の調整手段にも依存する。継続雇用義務年齢の更なる延長が議論される中、どのような調整が行われ得るかを検証することは、今後の政策設計のために重要な論点となる。

本稿の第一の貢献は、事業所個票データを用いて、雇用以外の他の調整行動への影響も明らかにする点にある。データの制約から資本への代替など全ての可能性を網羅した分析ではないものの、新卒採用者数に加えて、年齢別の労働時間など、より広い観点からどのような調整が行われたかを検証した⁴。

本稿の第二の貢献は、高齢労働者による若年雇用の置換え効果を因果関係の上で正確に識別するには、企業規模に特有の観察されない年効果をコントロールすることが重要な役割を果たすことを示した点にある。差分の差推定では、「雇用継続義務化の影響を受けやすい事業所とそうではない事業所の間には事前の差がない」というコモン・トレンドの仮定を満たす必要がある。新卒採用者数を被説明変数とした分析では、企業規模に特有の年効果をコントロールすることにより、事前のトレンドの大幅な縮小が観察された。これは、企業規模ごとに新卒採用慣行に違いがあり、そうした違いを考慮することが因果関係の識別のために重要であることを示唆する結果である。

本稿は以下のように構成される。2節では高年齢者雇用安定法改正について説明した上で、事業所内における高齢労働者について、グラフを用いながらデータを概観する。また、分析に用いる識別変動についても説明する。3節では推定手法と前提となる仮定について説明し、推定に用いるデータの詳細について述べる。4節では推定結果を述べる。5節では得られた結果を要約するとともに、解釈や留意点についてまとめる。

比と景気状況指標との相関関係がどのように変化するか比較した。分析より、法改正後は若年労働者の雇用ではなく、中年労働者世代（30から44歳）の雇用が高齢労働者の雇用に置き換えられた可能性を示唆する結果が得られている。

³ 高年齢者雇用安定法の影響に限らず、高齢労働者と若年労働者が代替的かという一般的な問いは、これまでも国内で多く分析されてきた。周（2012）や安田・荒木・マルチネス（2019）は90年代以降のデータを用いた先行研究を一覧表で分かりやすく概観している。2000年代までのデータを用いた研究のほとんどが若年と高年齢者雇用の強い置換え効果を検出している。また、Mizuochi（2016）は就業構造基本統計調査における学卒時の情報を用いて、卒業時点の高齢者就業率が高ければ高いほど新卒で正社員として働く確率が低い傾向にあることを示している。一方、安田・荒木・マルチネス（2019）は、「CSR（企業の社会的責任）調査」（東洋経済新報社）の2007から2013年度における大企業パネルデータを用いて高齢化指標と新卒採用者比率の関係を固定効果モデルで推計した。若者と高齢者の代替関係について有意な結果は得られていない。関連する海外の研究として、Jager（2016）は、ドイツの社会保障データをもとに、労働者の予期せぬ死亡が同僚の賃金率の変化に与える影響を見ることで労働者間の代替性を検証している。

⁴ 置き換え効果の有無に影響する他の要因として景気動向も影響すると考えられる。Bertoni and Brunello（2017）は、イタリアで定年引き上げ（Minimum Retirement Age）の影響を分析し、高年齢労働者の外的増加は若年労働者の雇用量を減らすものの、その置き換え効果は好況期には縮小することを示した。

2. 制度的背景と識別変動

少子高齢化の進展に伴い、高齢者雇用に関わる制度の見直しが進んできた。高齢者の雇用環境整備及び定年制に関する法律として、「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)」がある。この法律は1971年に制定されて以降、年金支給開始年齢の引き上げと歩調を合わせる形で、幾度かの大幅な改正が行われてきた。2004年には、①定年の廃止、②65歳以上への定年の延長、③60-64歳の定年と65歳までの継続雇用措置、のいずれかの方法で高齢労働者の雇用確保を義務付ける規定が新たに設けられることになった(2006年4月1日施行)。ただし、この規定は段階的に施行されたほか、③の継続雇用措置に関して、事業場の労使協定に従って継続雇用の対象となる労働者を選定する基準を設けることが認められた。2012年の改正では、こうした選定基準の許容が撤廃され、希望する労働者全員に対して原則継続雇用することが義務付けられる等、さらに踏み込んだ改正が行われた。

こうした高年齢者雇用確保措置の義務付け政策がとられた背景には、年金支給開始年齢の引き上げがあると考えられる。1990年代半ば以降、少子化と長寿化が予想を上回り、経済の低成長が長期化したことから、厚生老齢年金の支給開始年齢の段階的な引き上げが実施されることとなった。1994年の年金制度改正で、厚生老齢年金の定額部分について、男子は2001年度から、女子は2006年度から3年に1年ずつ、支給開始年齢が60歳から65歳に引き上げられることが決まった。つづく2000年改正では、厚生老齢年金の報酬比例部分についても、男子は2013年度から、女子は2018年度から支給開始年齢が3年に1年ずつ引き上げられることとなった。

図2は、もともと60歳定年制を導入していた事業所における労働者の誕生年度別の厚生老齢年金(定額部分)の支給開始年齢と継続雇用義務年齢の推移を示している。この図は、一列目で示される各年度生まれのコーホートにとって、何歳までの雇用継続が義務付けられているかを示すものである。図中のセル内には各年度生まれの当該年度の年齢を示しているが、雇用継続義務年齢を超えた場合は空白としている。例えば、2005年度に60歳となるコーホート(1945年度生まれ)の継続雇用義務年齢は60歳だが、1946年度に生まれたコーホートは継続義務年齢の段階的適用を受けて雇用継続義務年齢は63歳となる⁵。同様に、1947年度生まれのコーホートは64歳まで、1948年度生まれのコーホートも64歳まで継続雇用義務の適用を受ける。黒い太字の階段はそれぞれのコ

⁵ 2006年度、2007年度は継続雇用義務化年齢がそれぞれ62歳、63歳であるが、それぞれの年度に、62歳、63歳で定年を迎える雇用者(1944年度コーホート)は、2005年度以前に60歳定年を導入していた企業においては既に定年退職している。

一ホートにとっての年金支給開始ラインを示している。年金支給開始年齢の引き上げとともに、高年齢者雇用確保措置の義務化年齢の段階的な引き上げが行われ、生まれた年度別に継続雇用義務終了時点の年齢が異なっていることが分かる。

継続雇用義務年齢の上昇に伴い、60歳を超える定年制度を設ける企業も徐々に増加した。図3は「民間企業の勤務実態条件制度調査」(人事院事務総局)より、定年制導入企業の割合を定年年齢区分別に集計したものである。2005年時点で60歳定年の企業割合は92.9%であったが、徐々にその割合は低下し、2016年には86.6%となっている。高年齢者雇用安定法の改正に伴い、多くの企業が再雇用制度による雇用継続を行ったとされる一方で、定年延長も浸透しつつある傾向を読み取ることができる⁶。

図2 60歳定年の企業における高年齢雇用安定法改正の経過措置と雇用される可能性のある労働者の年齢及び年金支給開始年齢

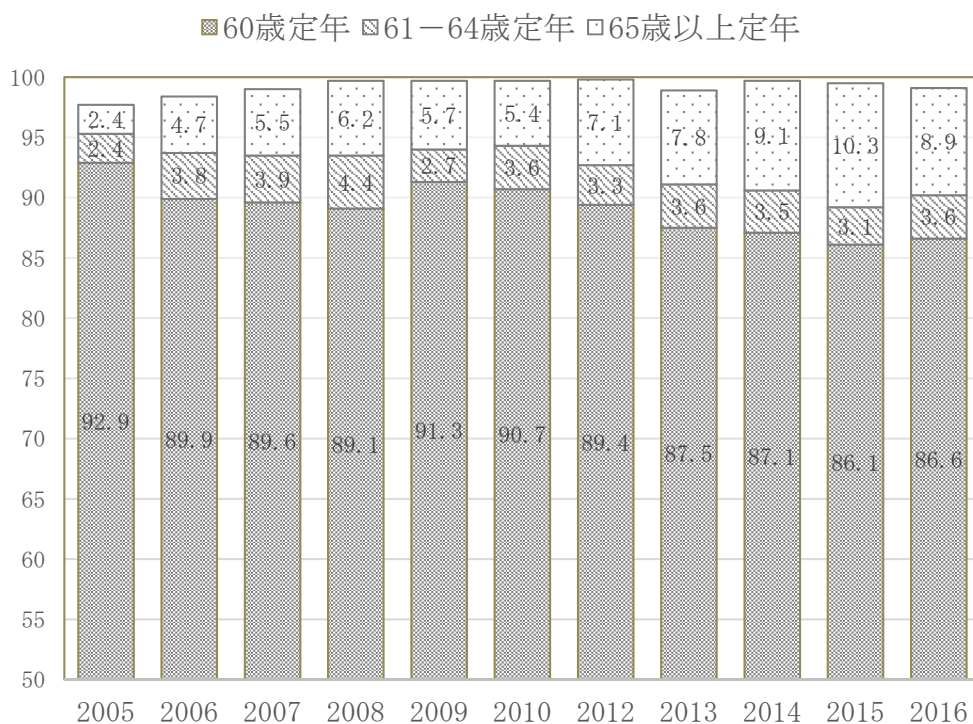
	← 本研究の分析対象期間 →											厚生老齢年金 (定額部分) 支給開始年齢
	2005年度 (H17)	2006年度 (H18)	2007年度 (H19)	2008年度 (H20)	2009年度 (H21)	2010年度 (H22)	2011年度 (H23)	2012年度 (H24)	2013年度 (H25)	2014年度 (H26)	2015年度 (H27)	
雇用継続義務年齢	60	62	63	63	63	64	64	64	65	65	65	
1950年度生まれ (2010年度に60歳)	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	65
1949年度生まれ (2009年度に60歳)	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65		65
1948年度生まれ (2008年度に60歳)	57	58	59	60	61	62	63	64				64
1947年度生まれ (2007年度に60歳)	58	59	60	61	62	63	64					64
1946年度生まれ (2006年度に60歳)	59	60	61	62	63							63
1945年度生まれ (2005年度に60歳)	60											63

注)60歳の誕生日をもって定年退職とする企業の場合。この図は、一列目で示される各年度生まれのコーホートにとって、何歳までの雇用継続が義務付けられているかを示すものである。図中のセル内には各年度生まれの当該年度の年齢を示しているが、雇用継続義務年齢を超えた場合は空白としている。例えば、2005年度に60歳となるコーホート(1945年度生まれ)の継続雇用義務年齢は60歳だが、1946年度に生まれたコーホートは継続雇用義務年齢の段階的適用を受けて雇用継続義務年齢は63歳となる。黒い太字の階段は年金支給開始ラインを示す。厚生労働省資料より著者が作成した。

⁶ 労働政策研究・研修機構が2013年の改正後に行った調査(N=7179)によると、高年齢者の雇用確保措置への対応後の状況として(1)定年制の廃止が1.8%、(2)65歳以上への定年の引上げが12.9%、(3)60-64歳までの定年と定年後の継続雇用制度は83.0%であった(JLPT調査シリーズNo.121,2014年、「改正高年齢者雇用安定法の施行に企業はどう対応したかー『高年齢社員や有期契約社員の法改正後の活用状況に関する調査』結果」)。

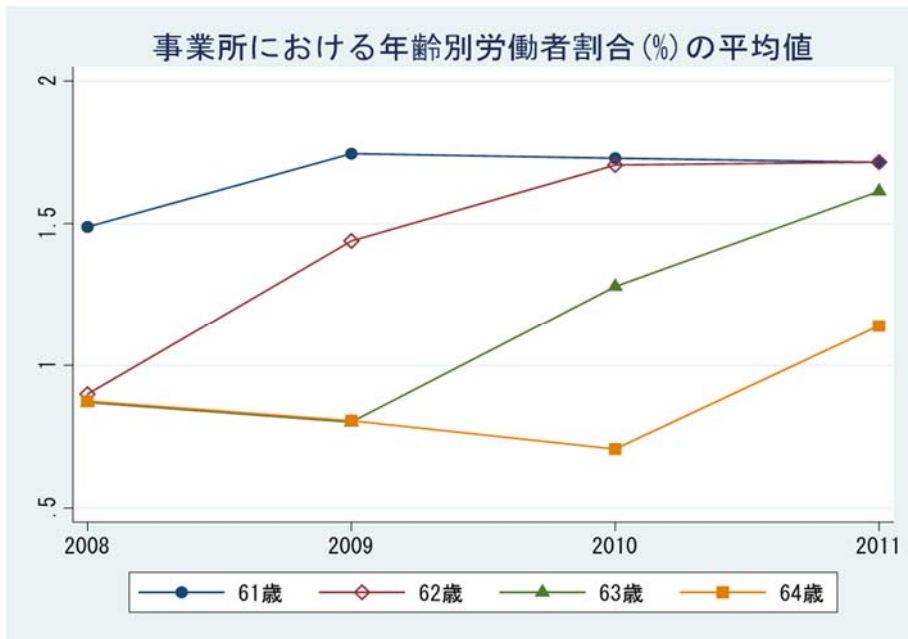
本稿では、図2で示される継続雇用義務年齢引き上げのうち、後述するデータの制約や識別戦略の理由から、63歳から64歳への変更のみに着目する。この段階適用により、1947年度生まれの労働者は新たに64歳まで働けるようになった。この段階適用の影響を確認するために、図4に事業所における年齢別労働者割合の平均値を示した。この図より、全体的に年齢が上がれば上がるほど割合は減る傾向にある一方で、63歳の労働者割合は2010年に、64歳の労働者割合は2011年に増加に転じていることが分かる。

図3 定年制導入企業の割合(%、定年年齢別)



(出所)「民間企業の勤務条件制度等調査」(人事院事務総局)より著者らが作成。グラフ中の数字は回答企業全体に占める割合を示す。2011年については該当項目がないため表示していない。

図4 段階適用の影響:2010年には63歳、
2011年には64歳の労働者割合がそれぞれ上昇した



(出所)厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より集計

1947年度生まれの労働者は2009年時点では62歳であった(62歳の線上の2009年の値)。他の条件を所与とした場合に、相対的に62歳労働者が多い事業所はそうでない事業所と比べて、2011年以降、より多くの64歳労働者の継続雇用が義務付けられたことになる。本研究では、この段階適用から生じた変動を活用して分析を行う。

3. 推定方法

3-1. 差分の差推定

本稿では、制度変更のショックが比較的大きかったために高齢労働者が急激に増加した事業所を特定した上で、高齢労働者の増加が事業所に与える影響を検証する。図2の1946年度生まれと47年度生まれの2つの行を比較すると分かるように、2010年以降の継続雇用義務年齢の段階的引き上げにより、2009年時点で62歳だった労働者(多くは1947年生まれ)は、それ以前のコーホートと比べて、より長く事業所内に留まるようになった。つまり、2009年時点で62歳の労働者の割合が相対的に高い事業所は、そうでない事業所と比べて、2010年時点では63歳の労働者割合が、2011年時点では64歳の

労働者割合が、それぞれ相対的に高くなると考えられる。本稿では、2009年における62歳の労働者割合を用いて、制度変更のショックが少ない事業所とショックの大きい事業所を比較することにより、制度変更の影響をトリートメント効果として識別する。

具体的には、事業所レベルのパネルデータを用いた差分の差推定を行う。2009年時点の62歳の労働者割合をトリートメント強度と考え、以下のモデルを推定する：

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{s \neq 2009} \beta^s D(s=t) T_i + X_{it-1} \gamma + W_{pt} \delta + \eta_{jt} + \zeta_{jt} + \theta_i + u_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は事業所 i の t 年におけるアウトカム変数を示す。また、 T_i は2009年時点で62歳(1947年生まれ)の労働者割合、 X_{it-1} は事業所属性(前年の値)、 W_{pt} は都道府県属性を示す。各産業ダミーと年ダミーの交差項(η_{jt})および企業規模ダミーと年ダミーの交差項(ζ_{jt})を加えることによって、各産業もしくは企業規模に固有の年次ショックをコントロールする。企業規模は2009年時点で定義される値を用いる⁷。また、事業所効果(θ_i)を加えることによって、各事業所の固定効果もコントロールする。事業所属性には、前年度平均特別賞与額とその二乗および三乗項を加えたほか、都道府県属性として、有効求人倍率、生産年齢人口割合、65歳以上人口割合、県内総生産対前年度増加率を加えた。分析で用いる識別変動は、右辺第二項の T_i と年ダミーの交差項により捉えられる。具体的には、2010年ダミーないし2011年ダミーと T_i との交差項の係数(β^{2010} および β^{2011})により、段階適用引上げの影響を受けやすい事業所における効果を検証できる。

なお、 β^{2010} および β^{2011} の推定値を解釈する際には、同時期に行われた年金支給開始年齢の引き上げの影響は含まれない点に留意する必要がある。本研究の識別変動は、2009年時点で62歳労働者を多く雇用していたかどうか、という事業所間の比較から生じるものであり、年金支給年齢の引き上げはトリートメント事業所(相対的に T_i が大きい事業所)とコントロール事業所(相対的に T_i が小さい事業所)で働く高齢労働者に共通する変化だからだ。そのため、本研究で推定される効果は、年金支給開始年齢の引き上げが高齢労働者の労働供給行動に与える影響以外の要因を捉えている⁸。

⁷ 企業規模は、～29人、30～49人、50～99人、100～299人、300～499人、500～999人、1000～4999人、5000人以上の8区分で定義した。

⁸ 仮に年金支給の効果も推定する場合、以下のような労働供給効果が考えられる。総生存年数を退職前の労働供給年数と退職後の余暇年数に配分する静学的労働供給モデルを考えると、年金給付額が賃金に影響しないという仮定の下では、年金支給開始年齢の引き上げは所得効果を通じて労働供給年数を増やすことが予測される(大森 2008, 3章)。最適な退職年齢が上昇し、より働き続ける高齢労働者が増える可能性が示唆される。

本稿では、事業所アウトカムとして、新卒採用者数・平均労働時間や残業時間等を用いるが、63歳～66歳の労働者割合など年齢層ごとの労働者割合を被説明変数とした推定も行う。例えば、 Y_{it} を64歳の労働者割合として推定することで、実際にトリートメント変数が2011年度の64歳労働者割合を実際に増加させるかを確認できる。

上記の(1)式を識別するためには、差分の差推定の前提であるコモン・トレンドの仮定を満たす必要がある。コモン・トレンドの仮定とは、仮に2010年の継続雇用義務年齢の段階引き上げがなかったとした場合に、段階引き上げの影響を受けやすい事業所(= T_i が高い事業所)と影響を受けにくい事業所(= T_i が低い事業所)との間でアウトカム変数の傾向に差があってはならない、という仮定である。この仮定は、2009年時点で62歳の労働者を相対的に多く雇う事業所が、そうではない事業所と比べてもともと観察できない属性に差がある場合には満たされない。

たとえば、観察できない事業所固有の経営環境の変化によって売り上げが増えていて人手が足りない事業所と、売り上げが落ち込んでいて人手が余っている2つの事業所があるとする。前者の方が2009年時点の62歳労働者の割合は高くなる一方、若い労働者も多く雇われるため、新卒採用者数も増えやすく、超過労働時間数も増えやすい。この場合、新卒採用者数や超過労働時間といった事業所アウトカムが変化するのは、観察できない経営環境の変化によるものであり、雇用安定法の段階適用の影響ではない。

同様の例として、事業所独自の生産技術や経営戦略に違いがある場合も、識別の仮定が満たされない可能性がある。例えば、若年労働者が足りないときに不足分を高年齢労働者で補おうとする事業所と資本で補おうとする事業所があるとする。高年齢労働者と資本のどちらで補うかは、生産要素の代替性(事業所の技術)・経営者の好み・組織戦略等によって分かれ得る。この2種類の事業所の間で、中途採用や労働時間管理に対する姿勢が異なるのであれば、2009年時点で62歳の労働者が多いことは、段階適用の影響の差というよりも、これらの事業所の生産技術や経営戦略に固有の差があることを反映しているだけかもしれない。

本研究では、これらの可能性を除外するために2つの方法で対応する。1つ目の方法として、事業所や都道府県の属性等を示す複数のコントロール変数を推定式に加えた。例えば、前年の事業所内平均特別賞与手当額を加えることで、観察できない事業所固有の経営環境の変化をコントロールする。賞与額は事業所の売上等に基づいて決定されることが多く、個別の事業所の経営状況を反映しやすいと考えられる。さらに、産業や企業規模固有の経営環境の変化を捉えるために産業もしくは企業規模ダミーと年ダミー

の交差項(η_{jt} もしくは ζ_{jt})も説明変数に加えた。また、事業所個体効果(θ_i)を加え、サンプル期間(後述のように4年間)を通じて不変の観察されない固有効果(生産技術や経営者の好み等)を取り除いた上で段階適用の影響を推定する。

こうしたコントロール変数に加えても、なおコモン・トレンドの仮定が満たされない可能性を確かめるために、2つ目の方法として、本稿では段階適用前の2008年ダミーと T_i の交差項の係数推定値も確認する。上記のコントロール変数を所与としても、なお2009年の段階適用の影響が強い事業所とそうでない事業所の間には観察されない差が残されるのであれば、この事前トレンドは有意になるはずである。

後で示すように、この事前トレンドを取り除くために企業規模ダミーと年ダミーの交差項(ζ_{jt})が大きな役割を果たす。雇用安定法改正よりも前の定年制度の実施状況は企業規模によって大きく異なることが知られている(厚生労働省平成16年高齢者就業実態調査)。企業規模ダミーと年ダミーの交差項を加えることにより、企業規模間で異なる観察されない人事戦略等の差を排除できると考えられる。

3-2. 操作変数推定

前節の差分の差モデルは事前トレンドを確認できる利点がある一方で、具体的にどれくらいの高年齢労働者の増加がどの程度アウトカムに影響するかという定量評価が難しい側面がある。そこで、操作変数推定を行うことでこの点を補う。まず、1段階目として事業所 i の t 年における64歳の労働者割合を S_{it}^{64} として以下の式を推定する。

$$S_{it}^{64} = \alpha^0 + \beta_0^{2011} D(t = 2011) T_i + X_{it-1} \gamma^0 + W_{pt} \delta^0 + \eta_{jt}^0 + \zeta_{jt}^0 + \theta_i^0 + \epsilon_{it} \quad (2)$$

ただし、 $D(t = 2011)$ は継続雇用の義務化対象が64歳となるタイミングを示しており、2010年までを0、2011年を1とするダミー変数である⁹。つまり、(1)式右辺の第二項のうち、 $D(t = 2011) T_i$ のみを操作変数として64歳の労働者割合への影響を捉える。

2段階目の推定では、上記のモデルで推定される予測値 \widehat{S}_{it}^{64} を用いる。具体的には、事業所のアウトカム変数(Y_{it})について、以下の式を推定する。

$$Y_{it} = \alpha^1 + \delta \widehat{S}_{it}^{64} + X_{it-1} \gamma^1 + W_{pt} \delta^1 + \eta_{jt}^1 + \zeta_{jt}^1 + \theta_i^1 + e_{it} \quad (3)$$

δ の推定値より、64歳の労働者をより多く雇うことがこれらの事業所アウトカムに与え

⁹ 後述のように本稿で用いるデータのサンプル期間は2008年から2011年までである。

る影響を確認することができる。

なお、操作変数として、 T_i と2011年の年ダミーだけでなく、(1)式右辺の第二項のようにその他の年ダミーとの交差項を加えた $\sum_{s \neq 2009} D(s = t)T_i$ という複数の操作変数を用いる方法も考えられる。ただし、ここでは以下の理由より、(2)式を1段階目とした操作変数推定の結果のみを示すこととした。第一に、後に見るように、2009年時点の62歳労働者の割合が64歳労働者の割合に与える影響は2011年に集中しており、情報量の多くない操作変数(その他の年と T_i の交差項)を加えることで推定結果に若干のバイアスが生じる可能性がある¹⁰。第二に、(1)式を1段階目として推定しても推定結果はほとんど変わらない。

このモデルを識別するためには、操作変数が除外制約(exclusion restriction)を満たす必要がある。これは、(2)式右辺の第二項が(3)式の誤差項 e_{it} と相関しないという仮定である。つまり、 T_i で捉えられる段階適用の影響が64歳の労働者への影響以外を通じて事業所アウトカムに影響を与えることがあってはならない。この仮定は、2009年時点で62歳の労働者を相対的に多く雇う事業所が、そうではない事業所と比べて観察できない属性に差を持つ場合には満たされず、前節の差分の差推定における識別仮定と本質的には同じ仮定である。

なお、操作変数が弱操作変数(weak instrument)である場合、二段階推定法(2SLS)における有限サンプルバイアスが更に悪化することが知られている(Bound, Jaeger and Baker 1994, Stock, Wright and Yogo 2002, Murray 2006)。そのため、1段階目における操作変数の説明力もあわせて確認する(Stock and Yogo 2005)。

3-3. データおよび変数の定義

推定に用いるデータは、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)の事業所レベルのデータである。「賃金構造基本統計調査」は、毎年5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所および10人以上の常用労働者を雇用する公営事業所を対象に行われる。毎年、約75000の事業所が抽出され、さらに各事業所は指定された抽出率に基づき事業所内の労働者を無作為に抽出して実施される。所定内給与や労働時間といった情報を記載するよう指示されているほか(労働者票)、新卒採用者数や常用労働者数などの事業所情報も記載する

¹⁰ 弱操作変数を多く追加することにより、二段階推定量の有限サンプルバイアスが更に大きくなることが指摘されている(Bound, Jaeger and Baker 1994, Hahn and Hausman 2002a, 2002b等)。Angrist and Pischke (2008, p. 213)では、弱操作変数を追加して過剰識別モデルを推定するよりは、1つの強い操作変数により識別することが推奨されている。

(事業所票)。前節で述べたように、前年の特別賞与額も含まれており、事業所固有の経営状況をコントロールできる点は「賃金構造基本統計調査」の大きな利点となっている。本研究では、事業所票データに加えて、労働者票データより労働者の年齢構成や平均賃金等を事業所レベルに集計した情報を用いる。

具体的に事業所アウトカムとして用いるのは、新卒採用者数、所定内実労働時間(事業所内平均)、超過実労働時間(事業所内平均)、実労働日数(事業所内平均)、きまって支給する現金給与額(事業所内平均)等である¹¹。事業所内の平均値を取る際には、常用労働者のみを集計の対象とし、臨時労働者は全て集計から省いた。したがって、集計対象となる常用労働者には、雇用期間の有無を問わず正社員と非正社員の両方が含まれるが、臨時労働者は含まれない。労働者票から事業所別の集計値を算出する際には、労働者抽出率による調整を行った。なお、同じ企業の中では複数の事業所にまたがって雇用調整等が行われる可能性がある。高齢労働者の増加に対する反応をより正確に把握するため、単独事業所のみを分析対象とした。

データの期間は2008年から11年までである。「賃金構造基本統計調査」は基本的にはクロスセクションデータだが、抽出率の高い事業所については、一部をパネル化することができる¹²。本稿では、2006年の「事業所・企業統計調査」(総務省)を母集団サンプルとして抽出された2008年から11年までの期間を対象として、データを事業所レベルでパネル化して推定を行う。図2に示すように、雇用継続義務年齢の引き上げは、60歳から63歳、63歳から64歳、64歳から65歳と複数回に分けて行われた。本研究では、このうち63歳から64歳に変更されたケースのみを分析対象とする。これは、雇用義務年齢引き上げの前後で母集団サンプルの入れ替えが行われておらず、さらに、義務年齢が変更される前の期間を2時点とることができるのは、「賃金構造基本統計調査」ではこのケースに限られるためである¹³。変更前の期間を2時点とることにより、事前の事業所の差を十分にコントロールすることが可能となる。

¹¹ 分析に用いた「賃金構造基本統計調査」の事業所票には新卒初任給額も含まれるが、初任給額を記載した事業所数が少なく、サンプルサイズが極端に小さくなることから、本研究では推定結果を示さないこととした。

¹² 「賃金構造基本統計調査」の事業所の抽出率は、事業所を都道府県(47)×産業中分類(80)×事業所規模(8)＝約30,000の層に層化し、各層の常用労働者の1人平均所定内給与額の誤差率が5%以内になるように決定されている。総務省が整備している「事業所母集団データベース」上の該当事業所を、コンピューターにより都道府県・産業の種類・事業所規模ごとに区分し並べかえ、必要な調査対象数が自動的に選ばれる。抽出確率は、比較的事業所数の少ないセルで高くなる傾向にあると考えられる。具体的には、都市部よりは地方の都道府県が、小売卸売業よりも製造業で抽出率が高い傾向にある。

¹³ 「賃金構造基本統計調査」のサンプルフレームとして、平成16・17年調査については平成13年の事業所企業統計が、平成18・19年調査については平成16年の事業所企業統計が、平成24・25年調査については平成21年の経済センサスが用いられている。

表1に記述統計を示した。I列には分析対象となった事業所の平均値を、II列には「賃金構造基本統計調査」の事業所全体の平均値を示している。この表より、分析対象サンプルは比較的規模の小さい事業所であることが分かる。例えば、常用労働者数は分析対象事業所で約58人、全体では約88人となっている。62歳の労働者割合は分析対象事業所の方がやや高い¹⁴。

事業所内の高齢労働者の割合を算出するにあたり、本研究では「賃金構造基本統計調査」の労働者票を用いた。「賃金構造基本統計調査」の労働者票は全ての労働者を抽出したものであるのではない¹⁵。したがって、トリートメント強度を示す(1)～(3)式の T_i や S_{it}^{64} には、多少の誤差が含まれる。この誤差は、労働者の抽出率が低ければ低いほど大きくなる傾向にあると考えられるほか、真の62歳労働者割合がゼロの事業所では、測定誤差も必ずゼロになる。したがって、真の62歳労働者割合は測定誤差と相関することになり、古典的測定誤差の仮定が満たされず、測定誤差から生じるバイアスの方向を同定できない。ただし、「賃金構造基本統計調査」の実施要項には無作為に労働者を抽出する際に年齢や性別に偏りが無いよう注意喚起がされており、特に抽出率が小さい規模の大きな事業所においては、62歳の労働者が集中して選ばれないような選定方法(層化無作為抽出など)の方法が採用されている可能性もある。本研究では、測定誤差から生じる推定値バイアスは小さく、バイアスが合った場合もゼロ方向のバイアスの可能性が高いと考えて分析を行う¹⁶。ただし、測定誤差によって標準誤差が大きく推定され、統計的に有意な結果が出にくくなる可能性は残される。この点については、結果の解釈の際に改めて議論する。

なお、「賃金構造基本統計調査」の労働者票は事業所内の全労働者ではなく一部を無作為に抽出しており、継続雇用義務年齢の引き上げ前から64歳以上を継続雇用していた事業所を完全に排除することができない。そもそも雇用継続制度の詳細に関する情報は

¹⁴ 分析対象企業において、62歳労働者割合の分散は0.002、25%タイル点・中位値・75%タイル点はいずれも0、64歳労働者割合の分散は0.0011、25%タイル点・中位値・75%タイル点はいずれも0であった。62歳および64歳労働者割合の分散には測定誤差をもたらすノイズの分散が含まれる。

¹⁵ 労働者抽出率は、常用労働者数と産業分類で区分された層ごとに決まっている。常用労働者数が499人以下の場合は1/1(全数)～1/5の間で、常用労働者数が500人以上の場合は1/10～1/90の間でそれぞれ定められている。事業所規模が大きければ大きいほど、労働者の抽出率は低い関係にある。

¹⁶ 教科書的なシンプルな測定誤差の設定を前提とすると、古典的な測定誤差の仮定が満たされない場合、 $p\lim(\hat{\beta}) = \beta \times (\text{真の62歳割合の分散} + \text{真の62歳割合と測定誤差の共分散}) \div (\text{真の62歳割合の分散} + \text{測定誤差の分散} + \text{真の62歳割合と測定誤差の共分散} \times 2)$ となる。つまり、測定誤差から生じるバイアスがゼロ方向になるかどうかは、(測定誤差の分散+真の62歳割合と測定誤差の共分散)がゼロより大きいか否かに依存する。本稿の分析対象事業所のうち、観察される62歳の労働者割合がゼロである事業所は全体の78.5%であったことから、真の62歳割合と測定誤差の共分散は正である可能性が高い。このことから、バイアスが発生した際にもゼロ方向のバイアスがかかる可能性の高いことが示唆される。

表1 記述統計

	(I)	(II)
	分析対象事業所	賃金構造基本統計調査 ・全事業所
62歳の労働者割合	0.018	0.014
63歳の労働者割合	0.012	0.011
64歳の労働者割合	0.011	0.009
段階適用前の2008-9年に64歳以上労働者が 観察されない事業所の割合	0.716	0.783
常用労働者数	57,962	88,146
労働者票で抽出された常用労働者数	16,718	21,643
正社員数	41,181	63,762
非正社員数	16,781	24,384
きまって支給する現金給与額(万円)	21,141	23,370
超過実労働時間数(1か月)	6,130	7,845
所定内労働時間数(1か月)	145,180	141,657
事業所内平均特別賞与手当額(前年の値)	35,571	51,334
都道府県有効求人倍率	0.424	0.522
都道府県内生産年齢人口割合(15-64歳)	0.625	0.629
都道府県内老年人口割合(65歳以上)	0.242	0.237
都道府県内総生産対前年増加率	-2.804	-1.745
観測値数	30,955	216,985

分析に用いた変数の平均値を示した。両列とも2008年から2011年の賃金構造基本統計調査の事業所票および個人票より集計して作成した。本稿の分析では、同企業内に他に事業所が存在しない単独事業所に限定して推定を行った。

なく、分析対象事業所の中には、少なくとも一部の労働者について64歳以上までもともと継続雇用している事業所が含まれる。そのため、本稿の差分の差の枠組みで推定される結果には、継続雇用義務の段階適用の影響だけではなく、既に64歳以上の継続雇用措置を導入済みの事業所において「2009年時点で62歳の労働者が2011年に高齢化して64歳になる」という純粋な高齢化の影響が含まれることになる。

実際、本稿の分析対象に含まれるような規模の小さい企業では比較的定年年齢が高く設定される傾向にあることが知られている(「平成16年高年齢者実態調査」厚生労働省)。表1にあるように、段階適用前(2008年および2009年)に64歳以上の労働者が観察され

ない事業所の割合は、分析対象事業所で約72%、全体で約78%であるものの、2-3割の事業所では64歳以上の労働者が観察される。

継続雇用義務の段階引き上げという法改正の影響のみを推定するためには、例えば、64歳への段階適用よりも前の期間のうち制度や経済環境が2008-2011年に似ている期間を取り出して上記(1)式を推定し、本稿の分析結果との差をとる等の追加的な識別戦略が必要となる。本稿ではデータの制約上、こうした追加的な識別戦略を取ることができない¹⁷。繰り返しになるが、以下の推定結果の解釈の際には、継続雇用義務の段階引き上げという法改正の影響だけではなく一部の事業所における純粋な高齢化の影響も含まれる点に注意する必要がある。

4. 推定結果

4-1. 差分の差推定の結果：各年齢の労働者割合への影響

前節の差分の差の識別枠組みが段階適用の影響を受けやすい事業所における効果を捉えるのであれば、(1)式の被説明変数を63歳～66歳の労働者割合としたときに整合的な結果が得られるはずである。例えば、2009年時点で62歳の労働者は2011年には64歳であり、雇用義務年齢上げの影響を受けて、2011年の64歳の労働者割合を増やすことが予測される。この点を確認するために、各年齢の労働者割合を(1)式の被説明変数として推定を行い、右辺第二項の係数推定値をプロットした結果を図5に年齢ごとに示した。基準年は2009年である。

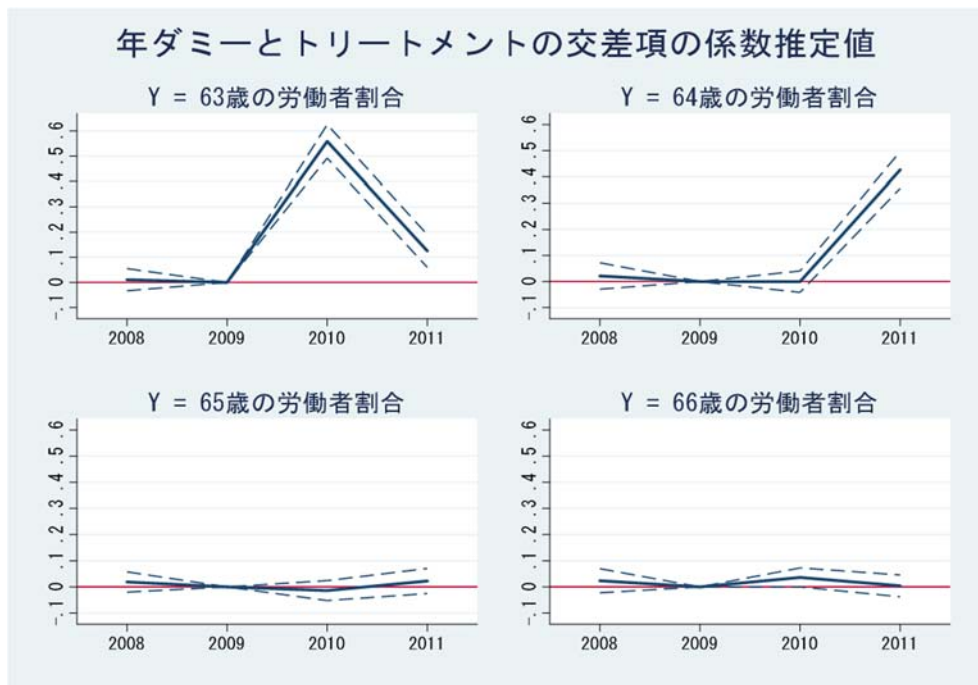
図5に示された推定値は予測と極めて整合的である。上段右の被説明変数を64歳労働者割合とした場合の結果によると、2009年時点の62歳労働者の割合が1%ポイント高い事業所では、他の事業所と比べて2011年の64歳労働者の割合が0.4%ポイント高

¹⁷ 補完的な分析として、段階引き上げ直前の2008-9年時点で64歳の労働者が(1)観察されなかった事業所または(2)観察された事業所のみサンプルを限定して、以下の本稿と同様の分析も行った。前者は継続雇用措置の段階引き上げの影響が相対的に大きいサンプル、後者は純粋な高齢化の影響が相対的に大きいサンプルと解釈できる。サンプルサイズが小さいために検出力の問題に注意する必要があるが、(1)と(2)についても新卒採用者数への影響が観察された。ただし、その影響は(1)の事業所とは若干異なる。例えば、(1)では男女の高専短大卒新卒採用者数に増加が見られたが、(2)では女性の高専新卒採用数の増加が主に観察された。また、(1)では40代未満の所定内実労働時間が減少したが、(2)ではそのような影響は観察されなかった。ただし、(1)も(2)もともに解釈には注意が必要である。(1)には、段階適用の影響を受けなかった事業所(労働者票が標本調査であるために偶然に64歳労働者が観察されなかったが実際には段階適用前から64歳以上の継続雇用を実施している事業所)が含まれる可能性がある。逆に、(2)にも段階適用の影響を受ける事業所が含まれる可能性がある。63歳から64歳への継続雇用義務の段階適用は、労使協定に基づく例外を除き、65歳未満の定年制が適用される全ての希望者を対象としていた。つまり、2008-9年時点で64歳以上の労働者が観察された事業所についても、一部の労働者のみに対して64歳以降の雇用機会を提供していただけた可能性があり、段階適用後はこうした事業所もこれまでに64歳以降の雇用機会を提供していなかった希望者に対して追加的に継続雇用義務を負うことになる。

くなっている。一方、もしも 62 歳労働者割合の増加が段階適用以外の事前トレンド(事業所固有の経営状況等の要因による)の影響を捉えており、その要因が 64 歳労働者割合にも影響するのであれば、2008 年や 2010 年の推定値も有意となることが予想される。しかし、図 5 の上段右のグラフより、2008 年もしくは 2010 年には 64 歳労働者割合への影響の推定値は極めてゼロに近く有意ではないため、この可能性は低いと考えられる。この結果は、2009 年時点の 62 歳労働者の割合をトリートメント強度として用いる際にコモン・トレンドの仮定が満たされる可能性が高いことを示している。

本稿の識別枠組みが確かに段階引き上げの影響を受けやすい事業所の効果を捉えており、他の複合要因を捉えるものでないのであれば、他の年齢層の労働者の割合にも整合的な影響を与えるはずである。特に、2011 年までの 65~66 歳までの労働者割合は 2009 年時点の 62 歳の労働者割合の影響を受けるはずがなく、プラシーボ・テストとして識別戦略の妥当性を検証できる。図 5 の残りのグラフは、1 段階目の(1)式の左辺を 64 歳

図 5 各年齢割合への影響(トリートメント=2009 年時点の 62 歳労働者割合)



本文中の差分の推定式(1式)のうち、年ダミーとトリートメント変数の交差項の係数推定値を示した。点線は 95%信頼区間を示す。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個別効果・産業×年ダミー・企業規模(2009 年時点)×年ダミーが含まれている。N=30955。2011 年までの 65~66 歳までの労働者割合は 2009 年時点の 62 歳の労働者割合の影響を受けるはずがなく、プラシーボ・テストとして識別戦略の妥当性を検証するものである。

以外の他の年齢層の労働者割合に置き換えて推定を行った結果を示している。この図より、2009年の62歳労働者割合は主に2010年の63歳労働者割合を増やすものの、他の年齢層の労働者割合を増やしていない。また、いずれも2008年時点で有意な影響は観察されていない。これらは、本稿の識別戦略の妥当性を示す結果と考えられる。

4-2. 差分の差推定の結果:事業所の調整アウトカムへの影響

本節では、図5で観察された64歳労働者割合の外生的増加が事業所の様々なアウトカムに与える影響を検証する。もしも、高齢労働者が若年労働者と代替的であるならば、高齢労働者の外生的な増加によって新卒採用への需要が減り、新卒採用者数が減少することが予測される。一方、高齢労働者が若年労働者と補完的であるならば、新卒採用への需要が増え、新卒採用者数が増加することが予測される。新卒採用者数への影響を見ることで、高齢労働者と若年労働者の代替補完関係を間接的に捉えることができる。

表2に、新卒採用者数等をアウトカムとした場合の(1)式右辺第二項の推定値を示している。この結果より、もともと高齢労働者を多く雇用していた事業所では、その後の新卒採用者数が有意に増えることが分かる。具体的には、2009年の62歳労働者割合が1%ポイント高い事業所では、2011年の高専短大卒の新卒採用が男性で0.0023人、女性で0.005人ほど有意に増える。女性の高卒新卒採用も2010年および2011年に有意に増加する¹⁸。大卒の新卒採用については、2010年の男性技術職を除いて有意な影響は観察されなかった。つまり、これらの若年労働者と高齢労働者との間には補完関係がある。2010年に影響が観察されるのは、2009年時点で62歳であった労働者が63歳労働者として継続雇用されることの影響を反映していると考えられる(図2、図5)。

なお、表2の(1)列で示されるように、2009年時点で62歳労働者割合が大きい事業所とそうでない事業所との間に事前(2008年時点)の差は観察されなかった。全体的に推定値は小さい傾向にあり、いずれも有意ではない。

興味深いことに、この事前トレンドの除去に際して企業規模ダミーと年ダミーの交差項を加えることが重要な役割を果たしている。この点を示すために、表2の推定のうち企業規模ダミーと年ダミーの交差項を加えない場合の推定結果を巻末の付表1に示した。

¹⁸ ただし、脚注17でも述べたいように、女性の高卒新規採用者数への影響は、2008-09年時点で64歳労働者が観察されない事業所のみ限定した分析では確認されなかった。この分析自体は解釈に留意すべき点が多いものの、女性の高卒新規採用者数への影響は純粋な高齢化の影響を反映している可能性がある。

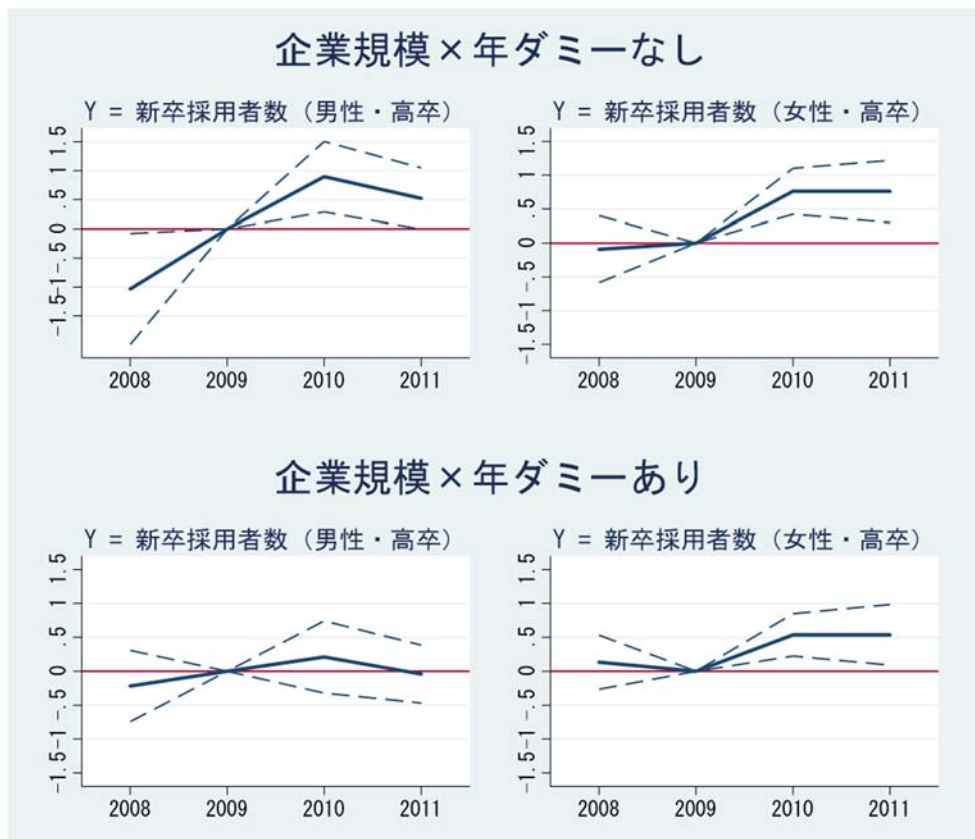
表2 差分の差推定の結果:事業所における新卒採用者数および年齢構成への影響

アウトカム変数 (Y)	(1)	(2)	(3)	Y平均値
	トリートメント変数×年ダミー			
	2008年	2010年	2011年	
新卒採用者数 (男性、大卒、事務)	-0.0490 (0.0979)	0.0644 (0.0941)	0.0850 (0.0982)	0.069
新卒採用者数 (女性、大卒、事務)	-0.0630 (0.127)	0.170 (0.110)	-0.0341 (0.0974)	0.078
新卒採用者数 (男性、大卒、技術)	-0.124 (0.104)	0.193* (0.115)	0.0318 (0.111)	0.080
新卒採用者数 (女性、大卒、技術)	-0.121 (0.0921)	-0.138 (0.170)	0.172 (0.145)	0.059
新卒採用者数 (男性、高専短大卒)	0.0312 (0.136)	0.108 (0.0937)	0.229** (0.103)	0.054
新卒採用者数 (女性、高専短大卒)	-0.169 (0.199)	0.281 (0.199)	0.469** (0.208)	0.103
新卒採用者数 (男性、高卒)	-0.217 (0.268)	0.210 (0.271)	-0.0411 (0.218)	0.248
新卒採用者数 (女性、高卒)	0.133 (0.204)	0.537*** (0.159)	0.537** (0.228)	0.140
40歳未満の労働者割合	0.0665 (0.0488)	0.131*** (0.0328)	0.291*** (0.0487)	0.398
40代の労働者割合	-0.00684 (0.0483)	0.0905** (0.0352)	0.127** (0.0496)	0.219
50代の労働者割合	0.0700 (0.0522)	-0.00636 (0.0362)	-0.128** (0.0555)	0.220

差分の差推定より、トリートメント変数(2009年時点の62歳労働者割合)×年ダミーの係数推定値を示した。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個体効果・産業×年ダミー・企業規模(2009年時点)×年ダミーが含まれている。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 カッコ内はロバストな標準誤差を示す。N = 30955。

また、比較のために、一部のアウトカム変数について表2と付表1の推定結果をプロットしたものを図6に例示した。これらの結果より、企業規模ダミーと年ダミーの交差項を加えることで、事前トレンドの推定値がゼロに近づくことが分かる。もともと大企業ほど60歳定年制が厳密に適用されるなど、雇用安定法改正よりも前の定年制度の実施状況は企業規模によって大きく異なる(厚生労働省平成16年高年齢者就業実態調査)。一方、新卒採用等の人事戦略も企業規模ごとに異なる可能性がある。表2と付表1の比較より、高齢労働者の置換え効果を因果関係の意味で正確に識別する際には、観察されない企業規模ごとの採用トレンドを取り除くことが重要であることが示唆される。

図6 企業規模×年ダミーをコントロールすることで事前トレンドが縮小する



本文中の差分の推定式(1式)のうち、年ダミーとトリートメント変数の交差項の係数推定値を示した。トリートメント変数は2009年時点の62歳労働者割合。点線は95%信頼区間を示す。表2および付表1の推定結果の一部をプロットした。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個別効果・産業×年ダミーが含まれている。下段の推定にはさらに企業規模(2009年時点)×年ダミーが含まれる。N=30955。

表2の下から3行には、アウトカム変数を事業所内の年齢構成とした場合の推定結果を示している。ある特定の年齢層の「割合」への影響を見ていることから、これらの推定結果の解釈にはいくつかの可能性がある。第一に、その年齢の労働者の雇用と64歳の労働者の雇用が代替的もしくは補完的である可能性がある。64歳労働者との代替性が強ければ、経過措置によって、その年齢層の労働者は減り、逆に補完性が強ければ、その年齢層の労働者は増えることになる。第二に、割合計算の性質上、他の年齢層の労働者の人数は全く変化していなくても、64歳の労働者の雇用者数が増えた場合、機械的に他の年齢層の労働者の割合が減る可能性がある。ただし、64歳労働者の割合は高くないため(表1)、この可能性はあまり大きくないかもしれない。

以上の点を踏まえて、表2の他の年齢層への推定結果を解釈する。まず、40歳未満の若年労働者の割合は、2010年以降に有意に増加することが分かった。また、40代の労働者割合についても同様に正の有意な影響が推定された。割合計算上の機械的な減少要因を無視できるとすれば、段階適用の影響を受けた高齢労働者とこれらの年代の労働者が補完関係にあることが示唆される。一方、50代の労働者割合は2011年に有意に減少したことが分かる。50代の労働者は賃金カーブが頭打ちとなるほか、出向や転籍などの形で労働条件が引き下げられることも多い。新たに相対的に多くの64歳労働者を雇用しなければならなくなった事業所では、50代の労働者に対し以前よりも労働条件を下げた契約を示すことで、これらの労働者の離職を促し、調整しようとした可能性がある。

新卒採用以外の調整手段への影響を検証するために、(1)式の被説明変数を給与額や労働時間の事業所内平均とした場合の推定結果を表3に示している。年齢層別に影響が異なる可能性を踏まえ、各年齢層の事業所内平均値への影響を検証した¹⁹。(1)～(5)列の「きまって支給する現金給与額」をアウトカムとしたケースについては、企業規模ダミーと年ダミーの交差項をコントロールした後でも、多くの年齢層で事前トレンドの推定値が大きく有意となるケースがある。そのため、本稿では給与額への影響については解釈しない²⁰。一方、所定内労働時間や残業時間(超過実労働時間)については、事前トレンドの大きさは概ね小さく推定されている。これらの結果によると、2009年時点で62歳労働者割合が1%ポイント高い事業所では、2011年に40歳未満の労働者の所定内労働時間が0.2時間、残業時間が0.1時間ほど減少する。40歳未満の実労働日数は2011年にやや大きく負の影響が見られるが、有意ではない。

表2と表3で得られた結果を解釈するにあたっては、(1)式の T_i に測定誤差が生じる可能性に注意する必要がある。3節で述べた通り、トリートメントの定義に用いる62歳労働者割合は抽出された労働者票のみに基づいて算出していることから、測定誤差が生じ、推定パラメータの標準誤差は大きくなる。そのため、表2および表3に示された結果の中には、真の62歳割合を用いて推定すると有意になる可能性のあるものもある。前述の通り、ゼロ方向のバイアスが生じる可能性も高く、本稿で得られる結果の解釈に

¹⁹ 本稿の分析で用いた「賃金構造基本統計調査」の労働者票には労働者の年齢が記載されているため、年齢層別に事業所内の平均値を集計することが可能である。全ての労働者を抽出したものではないため、ある年齢層では労働者が抽出されず、表2と比べて観測値数が減るケースもある。そのため、表2で推定に用いたサンプルとは若干異なる点に注意が必要である。

²⁰ 同様に事前トレンドの推定値(絶対値)が大きく推定されたり有意となったりしたのが、事業所全体の常用労働者数や正社員数を被説明変数としたケースである。企業規模ダミーと年ダミーの交差項をコントロールした後でも、コモン・トレンドの仮定が完全に満たされない可能性を排除できないため、これらの変数への影響については本稿では解釈しない。

表3 差分の差推定の結果:現金給与額や労働時間への影響

きまって支給する現金給与額 (月額、万円)	(1) 40代未満	(2) 40代	(3) 50代	(4) 60代	(5) 全体
トリートメント変数× 2008年ダミー	-0.313 (1.941)	-3.120* (1.878)	-2.104 (2.089)	-5.937** (2.678)	-2.127 (1.380)
トリートメント変数× 2010年ダミー	0.803 (1.895)	-2.725 (2.915)	-0.649 (1.577)	0.809 (1.992)	-2.430 (1.705)
トリートメント変数× 2011年ダミー	-2.675 (2.159)	2.082 (1.743)	3.486* (2.103)	-1.413 (2.334)	-1.002 (1.169)
超過実労働時間数 (1か月)	(6) 40代未満	(7) 40代	(8) 50代	(8) 60代	(9) 全体
トリートメント変数× 2008年ダミー	-0.849 (4.276)	-1.476 (2.578)	-0.588 (2.797)	3.338 (2.806)	-2.092 (2.588)
トリートメント変数× 2010年ダミー	-5.007 (4.264)	-2.011 (2.528)	-1.467 (2.627)	3.910 (2.783)	-1.976 (2.528)
トリートメント変数× 2011年ダミー	-9.122* (5.457)	-0.750 (2.976)	-0.0660 (3.210)	0.0122 (3.073)	-3.905 (2.809)
所定内実労働時間数 (1か月)	(10) 40代未満	(11) 40代	(12) 50代	(12) 60代	(13) 全体
トリートメント変数× 2008年ダミー	-1.723 (10.65)	2.447 (8.174)	1.691 (9.236)	-2.100 (11.92)	3.135 (6.821)
トリートメント変数× 2010年ダミー	4.635 (10.52)	2.115 (7.452)	2.806 (8.202)	1.093 (9.717)	2.270 (6.438)
トリートメント変数× 2011年ダミー	-20.01* (10.88)	0.695 (8.660)	2.728 (9.625)	12.64 (10.59)	-0.185 (6.999)
実労働日数 (1か月)	(14) 40代未満	(15) 40代	(16) 50代	(16) 60代	(17) 全体
トリートメント変数× 2008年ダミー	-0.443 (1.271)	0.612 (1.100)	0.394 (1.202)	-0.121 (1.590)	0.609 (0.954)
トリートメント変数× 2010年ダミー	0.735 (1.280)	-1.097 (0.965)	-0.925 (1.014)	-0.346 (1.254)	-0.852 (0.846)
トリートメント変数× 2011年ダミー	-1.298 (1.149)	-0.0648 (1.002)	-0.189 (1.100)	0.933 (1.279)	-0.350 (0.786)

観測値数 28,797 30,153 27,882 20,144 30,955

差分の差推定より、トリートメント変数(2009年時点の62歳労働者割合)×年ダミーの係数推定値を示した。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個体効果・産業×年ダミー・企業規模(2009年時点)×年ダミーが含まれている。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 カッコ内はロバストな標準誤差を示す。

は注意が必要である。

ただし、「賃金構造基本統計調査」の調査票記入要領には、特定の年齢や性別に偏ったサンプリングをしない旨の注意喚起がされており、測定誤差による程度はそれほど大きくない可能性がある。表2の新卒採用者数をアウトカムとした分析において、2011年のトリートメント効果がマイナスとなっているのは女性大卒の事務職および男性高卒のみであり、推定値も非常に小さい傾向にあった。測定誤差の可能性を踏まえた上でも、雇用義務年齢の段階引き上げによる高齢化が若年労働者の雇用を置き換えたという明確なエビデンスがない点は言えそうだ。

4-3. 操作変数推定

本稿では雇用継続義務年齢の引き上げショックを受けやすい事業所を特定することにより差分の差推定を行った。64歳の労働者割合が増えると、事業所アウトカムは具体的にどれくらいの影響を受けるだろうか。この疑問に答えるために、本稿では操作変数推定も行った。(2)式の1段階目の推定結果によると、 β_0^{2011} の推定値は0.423(標準誤差 = 0.035, p値<0.001)である。1段階目のF値は十分に高く、弱操作変数によって推定量にバイアスが生じるという帰無仮説は棄却される(Cragg-Donald Wald F-stat. = 881.229)。

2段階目の推定結果を巻末の付表2に示した。内生性バイアスの程度を確認するために、(3)式の \widehat{S}_{it}^{64} を S_{it}^{64} としてOLS推定した結果も2列目に示している。付表2の1列目より、64歳労働者割合の増加は新規大卒者の採用数には影響を与えないものの、高専短大卒や高卒(女性のみ)の新規採用者数を有意に増やすことが分かる²¹。例えば、64歳労働者の割合が1%ポイント上がると、男性または女性の高専短大卒の新規採用者数がそれぞれ約0.005人または約0.01人増える。2列目のOLS推定値がゼロに近く有意ではないことから、操作変数を用いないことで負のバイアスが生じることが推察される。巻末の付表3には表3で用いたアウトカム変数について操作変数推定を行った結果を示している。この表より、64歳の労働者割合が1%ポイント増えることにより40歳未満の所定内実労働時間数(月間)は0.5時間減少する。超過実労働時間数への影響は負だが有意ではない。きまって支給する現金給与額への影響の中には有意なものもあるが、本推定では表3と本質的には同じ識別変動を用いており、表3で事前トレンドが有意である可

²¹ 脚注17, 18で述べるように、女性の高卒新規採用者数への影響は純粋な高齢化の影響を反映している可能性がある。

能性があったことから、ここでは解釈しない。なお、以上の操作変数推定の結果についても、測定誤差により有意な結果が出にくくなっている点には注意が必要である。

5. 結論

2000年代に入り、多くの高齢労働者が企業内に留まって働き続けるようになった。特に、65歳までの高齢労働者が増加した背景には、2006年の改正高齢者雇用安定法の施行によって雇用継続義務年齢が延長されたことの影響が大きいと考えられる。労働需要に関する意思決定が直接制約を受けるようになるため、企業は何らかの調整行動をとった可能性が高い。本研究では、雇用継続の義務年齢が63から64歳に引き上げられたことのショックを利用して、差分の差推定により企業のいくつかの側面における調整行動について分析した。具体的には、義務年齢が64歳に引き上げられる直前に、引上げ対象となる労働者層(2009年時点で62歳)を相対的に多く雇用していた事業所と、そうでない事業所を比較することにより、新たに64歳の労働者を継続的に雇用しなければならなくなった場合のショックを推定した。まず、実際に対象となった年齢層の労働者割合が増加したかどうか、他の年齢層にも整合的な影響があったかを確認し、識別変動の妥当性を確認した。その上で、各事業所が他の調整手段で対応した可能性について検証した。

本稿の分析より、実際に対象年齢となった64歳の労働者の事業所内割合が増加したことが分かった。また、新卒採用者のうち、大卒採用数は64歳労働者が増えても影響をうけないものの、男女高専短大卒については有意な増加が観察された。具体的には、64歳労働者割合が1%ポイント増加すると、男子高専短大卒が0.005人、女子高専短大卒が0.01人、女子高卒が0.01人増加することが分かった。また、40代までの労働者割合も有意に増加する一方、50代の労働者割合は有意に減少することが分かった。つまり、高齢労働者は若年労働者と補完的であり、明確な若年雇用の置換え効果は観察されなかった。

一方、常用労働者数や事業所内の平均給与額、手当額、残業時間数といった変数に対しては有意な影響は観察されなかった。ただし、年齢別の影響を見ると、40代未満の労働者について所定内実労働時間のわずかな減少が確認された。具体的には、64歳労働者割合が1%ポイント増加すると、月あたり0.5時間ほど労働時間が減少することが明らかになった。若年労働者と高齢労働者は補完関係にあるものの、若年労働者の頭数の上昇を調整する形で若年労働者の労働時間数が削減された可能性が示唆される。

本研究で用いた識別の枠組みでは、年金支給開始年齢などの労働供給要因が一定の事業所間を比較しているため、これらの推定結果は労働需要側の影響を捉えている。継続雇用義務化の影響を受けやすかった事業所では、若年労働者数を削減するのではなく、50代労働者の自発的離職を同じ世代の労働者によって補わない方法や若年労働者の労働時間を減らす方法を中心に対応したことが明らかになった。

最後に、本研究の課題について述べる。本稿の分析対象の事業所の中には、雇用義務年齢引き上げの前から64歳以上の労働者を雇用していた事業所が含まれており、この意味で雇用安定法改正の影響だけではなく、これらの事業所で労働者が高齢化した影響も推定結果に含まれる。繰り返しになるが、測定誤差によって有意な影響が推定されにくい可能性にも注意が必要だ。

また、本研究で分析されなかった重要な点として、高年齢労働者の雇用と企業・事業所内の資本投資の関係がある。雇用継続義務化で雇われ続けるようになった高年齢労働者と資本投資が代替・補完的關係にある程度に依存して、資本投資も影響を受ける可能性がある。実際、著者らが、1989年から2012年までの期間について、産業別60歳以上労働者割合と産業別の無形資産・情報化資産・革新的資産等との相関係数をとったところ、比較的強い負の相関関係が観察された²²。この結果は、因果関係を示すものではないため、解釈には注意が必要だが、高齢化が進んでいる産業において、先進的技術と関連する投資が積極的に行われていない傾向にあることを示唆する。長期的には、高年齢労働者の存在が企業内の資本投資を鈍化させる可能性にも留意する必要がある。

²² 60歳以上労働者割合との相関係数は、無形資産の成長率が-0.29、IT投資を含む情報化資産の成長率が-0.215、R&Dを含む革新的資産の成長率が-0.263、人的資本や組織改編を含む経済競争力資産が-0.13、非IT資産（有形資産）が-0.174であった。60歳以上の労働者割合は「賃金格基本統計調査」を、他のデータについては、経済産業研究所より公表されているJIP（日本産業生産性）データベース2015を利用した（<https://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2015/>）。

付表1 差分の差推定の結果:事業所における新卒採用者数および年齢構成への影響

(企業規模×年ダミーなし)

アウトカム変数 (Y)	(1)	(2)	(3)	Y平均値
	トリートメント変数×年ダミー			
	2008年	2010年	2011年	
新卒採用者数 (男性、大卒、事務)	-0.138 (0.122)	0.179 (0.126)	0.164 (0.108)	0.069
新卒採用者数 (女性、大卒、事務)	-0.254 (0.208)	0.344** (0.147)	0.0229 (0.131)	0.078
新卒採用者数 (男性、大卒、技術)	-0.312** (0.148)	0.479*** (0.148)	0.228* (0.129)	0.080
新卒採用者数 (女性、大卒、技術)	-0.215 (0.140)	-0.0555 (0.192)	0.293 (0.265)	0.059
新卒採用者数 (男性、高専短大卒)	-0.144 (0.159)	0.210* (0.109)	0.349*** (0.121)	0.054
新卒採用者数 (女性、高専短大卒)	-0.420 (0.289)	0.517** (0.241)	1.018*** (0.355)	0.103
新卒採用者数 (男性、高卒)	-1.035** (0.489)	0.897*** (0.310)	0.522* (0.269)	0.248
新卒採用者数 (女性、高卒)	-0.0906 (0.252)	0.763*** (0.173)	0.761*** (0.234)	0.140
40歳未満の労働者割合	0.0657 (0.0484)	0.136*** (0.0328)	0.292*** (0.0486)	0.398
40代の労働者割合	-0.007 (0.0483)	0.0895** (0.0350)	0.121** (0.0495)	0.219
50代の労働者割合	0.0741 (0.0527)	-0.0126 (0.0362)	-0.130** (0.0554)	0.220

差分の差推定より、トリートメント変数(2009年時点の62歳労働者割合)×年ダミーの係数推定値を示した。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個別効果・産業×年ダミーが含まれている。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 カッコ内はロバストな標準誤差を示す。

付表2 操作変数推定の結果:事業所における新卒採用者数および年齢構成への影響

アウトカム変数 (Y)	(1)	(2)	(3)
	IV推定値 (固定効果)	OLS推定値 (固定効果)	Y 平均値
新卒採用者数 (男性、大卒、事務)	0.193 (0.223)	0.0494 (0.0399)	0.069
新卒採用者数 (女性、大卒、事務)	-0.127 (0.231)	0.0345 (0.0528)	0.078
新卒採用者数 (男性、大卒、技術)	0.0442 (0.253)	0.0178 (0.0382)	0.080
新卒採用者数 (女性、大卒、技術)	0.513 (0.369)	0.0298 (0.0408)	0.059
新卒採用者数 (男性、高専短大卒)	0.483** (0.243)	0.0320 (0.0326)	0.054
新卒採用者数 (女性、高専短大卒)	1.058** (0.494)	0.0646 (0.0548)	0.103
新卒採用者数 (男性、高卒)	-0.0980 (0.494)	0.0600 (0.114)	0.248
新卒採用者数 (女性、高卒)	0.991* (0.542)	0.00299 (0.0723)	0.140
40歳未満の労働者割合	0.607*** (0.136)	-0.0939*** (0.0199)	0.398
40代の労働者割合	0.264** (0.117)	-0.0699*** (0.0214)	0.219
50代の労働者割合	-0.329** (0.129)	-0.112*** (0.0239)	0.220

各セルは64歳の労働者割合がアウトカム変数に与える影響について操作変数推定の推定値を示している。操作変数はトリートメント変数(2009年時点の62歳労働者割合)×2011年ダミーである。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所個体効果・産業×年ダミー・企業規模(2009年時点)×年ダミーが含まれている。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 カッコ内はロバストな標準誤差を示す。N=30955。

付表3 操作変数推定の結果:年齢別の影響

操作変数=トリートメント変数×2011年ダミー

	40代未満	40代	50代	60代	全体
事業所内平均値への影響:					
きまって支給する現金給与額 (月額、万円)	-6.876 (5.444)	7.309* (3.844)	9.185* (4.893)	-1.277 (4.626)	-0.490 (2.616)
超過実労働時間数 (1か月)	-20.04 (13.05)	-0.329 (6.790)	0.688 (7.187)	-2.543 (6.094)	-7.557 (6.397)
所定内実労働時間数 (1か月)	-51.10** (26.07)	-0.235 (18.75)	4.495 (20.83)	26.34 (20.64)	-2.655 (15.56)
実労働日数 (1か月)	-3.359 (2.659)	0.0629 (2.108)	-0.209 (2.303)	2.094 (2.444)	-0.715 (1.726)
各セルの推定に用いた観測値数	28,797	30,153	27,885	20,164	30,955

各セルは64歳の労働者割合がアウトカム変数に与える影響について操作変数推定の推定値を示している。操作変数はトリートメント変数(2009年時点の62歳労働者割合)×2011年ダミーである。推定式には、事業所内前年平均特別賞与手当額・その二乗および三乗項・都道府県属性のコントロール変数・事業所个体効果・産業×年ダミー・企業規模(2009年時点)×年ダミーが含まれている。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 カッコ内はロバストな標準誤差を示す。

参考文献

- 太田聰一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 太田聰一 (2012) 「雇用の場における若年者と高齢者—競合関係の再検討」『日本労働研究雑誌』No. 626、PP. 60-74。
- 大森義明 (2008) 『労働経済学』日本評論社。
- 近藤絢子 (2014) 「高齢者雇用安定法の影響分析」『現代経済学の潮流 2014』5章、pp. 123-152、東洋経済新報社。
- 周燕飛 (2012) 「高齢者は若者の職を奪っているのか—「ペア就労」の可能性—」『高齢者雇用の現状と課題』第5章、労働政策研究研修機構。
- 三谷直紀 (2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第11章、東京大学出版会。
- 永野仁 (2014) 「高齢層の雇用と他の年齢層の雇用—「雇用動向調査」事業所票個票データの分析」『日本労働研究雑誌』No. 643、pp. 49-57。
- 野呂沙織・大竹文雄 (2006) 「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」『日本労働研究雑誌』、Vol. 550、PP. 52-66。
- 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『日本の経済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。

- Bertoni, Marco, and Giorgio Brunello, “Does Delayed Retirement Affect Youth Employment? Evidence from Italian Provinces” , 2017, R&R at *Economic Policy*.
- Bound, John, Jaeger, David, and Regina Baker. 1995. Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of American Statistical Association* 90, 430:443-50.
- Cameron, Collin, and Pravin Trivedi, “Microeconometrics, Methods and Applications” , 2005, Cambridge University Press.
- Hahn, Jinyong and Jerry Hausman. 2002a. Notes on bias in estimators for simultaneous equation models. *Economic Letters* 75:237-41.
- Hahn, Jinyong and Jerry Hausman. 2002b. Weak instruments: diagnosis and cures in empirical econometrics. Unpublished Paper, Cambridge, MA.
- Jager, Simon, “How Substitutable Are Workers? Evidence from Worker Deaths” , R&R at *American Economic Review*, 2016.
- Kondo, Ayako. “Effects of increased elderly employment on other workers’ employment and elderly’s earnings in Japan” , *IZA Journal of Labor Policy*, 2016, 5:2
- Kondo, Ayako and Hitoshi Shigeoka, “The effectiveness of demand-side government intervention to promote elderly employment: Evidence from Japan,” *Industrial and Labor Relations Review*, 2017, 70 (4), 1008-1036.
- Mizuochi, Masaaki. 2017. The Effects of Elderly Employment on Youth Employment in Japan. *The International Journal of Aging and Society*, Vol.7, Issue 3, 2016.
- Murray, Michael. 2006. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. *Journal of Economic Perspectives* 20, 4:111-32.
- Stock, James, Wright, Jonathan and Motohiro Yogo. 2002. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics* 20, 4:518-29.
- Stock, J. H., & Yogo, M. 2005. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, 80-108.
- Sugeno, Kazuo. 2002. Japanese employment and labor law. translated by Leo Kanowitz. Carolina Academic Press and University of Tokyo Press.