

DBS - 18 - 02

「高齢労働者の増加が事業所に与えた影響」

奥平寛子
滝澤美帆

2018年11月

(要約)

改正高年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。本稿では、「賃金構造基本統計調査」の事業所レベルの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、高年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検証した。平均処置効果推定の結果、継続雇用措置の導入は、第一に、実際に対象年齢で雇用される労働者の事業所内割合を有意に増やしたことが明らかとなった。第二に、20代や30代の労働者の割合は逆に減少した一方、新卒採用者への代替は観察されなかった。第三に、労働時間や賃金・手当額による調整は行われなかった。

- ・著者の許可なく、本ディスカッション・ペーパーからの転載、引用を禁じます。
- ・DBS ディスカッション・ペーパー・シリーズは、オムロン基金により運営されています。

高年齢労働者の増加が事業所に与えた影響*

奥平寛子（同志社大学）**

滝澤美帆（東洋大学）***

2018年11月

要 旨

改正高年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年齢労働者が急増した。本稿では、「賃金構造基本統計調査」の事業所レベルの個票データを用いて、高年齢者雇用安定法の影響を受けやすい事業所を特定し、高年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検証した。平均処置効果推定の結果、継続雇用措置の導入は、第一に、実際に対象年齢で雇用される労働者の事業所内割合を有意に増やしたことが明らかとなった。第二に、20代や30代の労働者の割合は逆に減少した一方、新卒採用者への代替は観察されなかった。第三に、労働時間や賃金・手当額による調整は行われなかった。

キーワード：少子高齢化、高年齢労働者、雇用継続義務化年齢

JEL classification: J11、J20、J26

*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、大竹文雄大阪大学名誉教授を始め、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：15K03434および科学技術研究費基盤研究（C）課題番号：17K03716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烏丸東入、E-mail: hokudair@mail.doshisha.ac.jp

*** 東洋大学経済学部、〒112-8606 東京都文京区白山5-28-20、E-mail: takizawa@toyo.jp

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員に占める割合は、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年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月に施行の改正高年齢者雇用安定法は、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る内容であり、企業的意思決定を様々な側面に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、労働時間や給与・手当を削減することで対応する可能性もある。

本研究の目的は、「賃金動向基本統計調査」(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。

推定には平均処置効果推定(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)を用いる。高齢労働者の雇用義務が事業所に与えた影響を検証する1つの方法として、もともと雇用継続措置が取られていた事業所と、改正法の影響により雇用継続措置を取らざるを得なくなった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、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ために、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。平均処置効果推定を用いることにより、非常に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マッチングさせ、潜在的な複合要因を取り除いたうえで、事業所内の高年齢者が増えることの影響を識別することができる。具体的なトリートメントの定義には、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。

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、継続雇用措置の導入は、実際に64歳で雇用される労働者の事業所内割合を有意に増やした。第二に、20代や30代の労働者の割合は逆に減少した一方、新卒採用者への代替は観察されなかった。第三に、労働時間や賃金・手当額による調整は行われなかった。

これまでに 2006 年施行の高年齢者雇用安定法改正の影響を分析した研究は世帯・個人調査を用いたものが中心であり、具体的に労働需要側でどのような調整が行われたのかについてはあまり検証されてこなかった。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 代前半の高年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, 山本 2008, 近藤 2014)。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、高年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、高年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。

一方、企業内で継続して雇われる高年齢労働者を増やさなければならない場合、企業がどのような調整をしたのかはよく分かっていない¹。近藤 (2014) は、同じ「労働力調査」の特定調査票データを利用して、改正前後のコーホート間で比較した場合、59 歳のときと異なる仕事に就く割合に差はない一方、59 歳のときと同じ仕事につく割合は改正後のコーホートの方が高くなることを示した。この結果は、継続雇用が同年代の高年齢労働者の転職をクラウドアウトする効果を持たなかったことを示唆するが (近藤 2014)、世帯調査に基づく分析であり、企業側の調整行動に直接焦点を当てたものではない。事業所データを用いて雇用安定法改正の影響を分析した数少ない研究として、「雇用動向調査」(厚生労働省) 入職者票の産業別集計データを用いた太田 (2012) がある。太田 (2012) は、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²。ただし、この分析は産業と時系列の集計レベルの変動を識別に利用したものであるほか、若年雇用以外の他の調整側面には焦点を当てていない³。

これらの先行研究に対して、本研究の貢献は、事業所の個票データを用いることで、事業所内での他の調整の可能性を検証した点、および継続雇用義務化の影響をより正確に識別した点にある。事業所の個票データを用いることの利点は、影響がほとんどないと考えられる労働者層に対してプラシーボ・テストを行ったり、推定値の大きさの妥当性を現実的に吟味したりすることで、より精緻な推定を行える点にある。また、全ての可能性を網羅した分

¹ 2006 年施行の改正高年齢者雇用安定法に焦点を当てたものではないが、年齢グループ間の代替性を検証したものとして、三谷 (2001)、大竹・野呂 (2006) 等がある。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。

² その他の研究として、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。

³ 関連する海外の研究として、アメリカの年齢差別禁止法の影響を分析したものがある。Neumark and Stock (1999) は、年齢差別禁止法によって、労働者と雇用主の間のインセンティブ契約に調整が生じたことを明らかにした。具体的には、年齢差別禁止法は雇用主と労働者の繋がりを深める新たなコミットメントとして機能し、賃金プロファイルの傾きがより急になった。

析ではないものの、若年労働者の置き換え以外の側面で、事業所内で他にどのような調整が行われたかという点についても新たな分析結果を示している。

本稿は以下のように構成される。2章では、高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。3章では、似た事業所をマッチングさせるための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章では、推定結果を述べる。5章では、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。

2. 制度的背景と高齢労働者の存在感

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、「高齢者等の雇用の安定等に関する法律（高齢者雇用安定法）」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）の支給開始年齢と定年年齢の推移を示している。図中のセル内には各年度生まれの当該年度の年齢を、継続雇用義務年齢に該当する場合についてのみ記入した。黒い太字の階段は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、生まれた年度別に雇用終了時点の年齢が異なっていることが分かる。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⁴。同様に、1947年度生まれのコーホートは64歳まで継続雇用義務の適用を受ける。

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⁵。

高年齢労働者が企業に留まるようになった事実は、離職者数の推移からも確認することができる。図4は、「雇用動向調査」（厚生労働省）における離職理由別離職者数から定年退職者数のデータを用いて、2000年から2016年の推移を示したものである⁶。図は、合計値と一般労働者（常用労働者のうち、パートタイム労働者以外の労働者）それぞれの推移を示しているが、2006年度、2007年度の定年による離職者数が少なくなっているのが図からわかる。これは図2で示した段階的義務化年齢引き上げと統合的な動きである。

事業所内で存在感の増した高齢労働者はどのような仕事に就いたのだろうか。このことを確認するために、図5に「賃金構造基本統計調査」労働者票より集計したデータを用いて、60歳以上の労働者のうち役職のあるものと役職のないものの割合を分けて示した。ここで役職のある労働者とは、部長・課長・係長・職長など何らかの職階が与えられている労働者を指している。職階・職種情報が空欄の労働者は、どのような仕事に従事しているか判断できないため集計対象から外しており、図1の全体集計である高齢労働者割合と一致しない点に注意されたい。図5より、事業所内の高齢労働者が増加傾向にある一方で、そうした高齢労働者の大多数が役職のある仕事についていないことが分かる。60歳以上の労働者のうち、役職のある労働者は過去10年の間に1%前後でほぼ横ばいに推移している。

興味深いことに、この傾向は製造業ではやや異なる。図6上パネルは図5と同じグラフを製造業のみに限定して描いたものである。また、図6下パネルは同様の高齢労働者割合を生産労働者と管理労働者に分けて作成したものである。ここでも生産労働者と管理労働

⁴ 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。

⁵ 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—『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」）。

⁶ 「就業構造基本調査」（総務省）でも、前職の離職理由から定年退職者数を調べることができるが、5年毎の調査であるため、「雇用動向調査」を利用した。

者の区分情報に記入がない労働者を集計から外しており、全体の60歳以上労働者割合が厳密には一致しないことに注意されたい。図6から、製造業においては、60歳以上になっても働き続ける労働者のうち何らかの役職に就いたり、管理労働者として働き続けたりする割合が相対的に高く、その割合は増加傾向にあることが分かる。ただし、サンプルサイズが小さくなるためノイズも相対的に大きい。

最後に、図7にいくつかの職種を取り出して60歳以上労働者の事業所内割合のうち、特定の職に就く高齢労働者の割合をプロットした。2013年以降、若干の減少が確認されるものの、給仕従業者や警備員などの職種で高齢労働者の割合が上昇傾向にある。

3. 推定方法

3-1. マッチング推定

本稿では、継続雇用義務年齢が段階的に引き上げられた事実を利用して、制度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、高齢労働者の増加が事業所に与える影響を検証する。具体的には、義務化年齢での継続雇用や定年制度が制度変更よりも前に既に導入されていた事業所と、そうでない事業所を比較する。年金支給開始年齢と高齢者雇用義務化の経過措置により高齢労働者が増加しつつある時期であっても、既に継続雇用が行われ、義務化年齢以上の常用労働者を雇用する事業所においては、制度変更のショックは大きくないと考えられる。一方、義務化によって新たに継続雇用措置が必要な事業所にとっては、制度変更のショックは大きいことが予想される。制度変更のショックがほとんど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。

ただし、既に義務化年齢以上の労働者を雇用する事業所は、そうでない事業所と比べて、経営環境などの事前トレンドに違いがある可能性がある。例えば、正の需要ショックにより労働需要がもともと上昇していた事業所では、高齢であっても自社での経験のある労働者を継続的に雇用しようとする傾向にあるかもしれない。この場合、段階適用前から義務化年齢以上の高齢労働者を雇用しているか否かでトリートメントを定義してしまうと、トリートメント効果には制度ショックの影響だけでなく経営環境などの事前トレンドの影響が含まれてしまう。

こうした事前属性の違いを排除するために、本研究では、傾向スコアに基づく平均処置効果推定(ATTE)を行う。この方法では、事業所内の労働者の年齢分布や事前の採用動向や景気などの属性を一定としたうえで、制度変更のショックがほとんどない事業所とショックの大きい事業所のうち、似た事業所同士を比較する。

以下では、平均処置効果推定について説明する⁷。まず、制度ショックを政策的なトリ-

⁷ この節の説明は、Cameron and Trivedi (2005)、Ichino, Mealli and Nannicini (2008) に基づいている。

トメント (T) と考え、制度ショックが大きかった事業所をトリートメントグループ (T = 1)、そうでない事業所をコントロール・グループ (T = 0) と定義する。具体的な T の定義については次節で説明する。さらに、 Y_0 を仮に T=0 である場合の潜在的な結果（ここでは実際に制度ショックを受けた事業所が仮に制度ショックがなかった場合のアウトカム変数—若年雇用への影響など）、 Y_1 を仮に T = 1 である場合の潜在的な結果として、それぞれ定義する。サンプルに含まれる事業所が T = 0 と T = 1 の両方を同時に経験することはないので、実際に観察される結果は Y_0 または Y_1 のいずれか片方のみである。ただし、本研究で比較したいのは、実際に観察された結果と、その同一の事業所についての実際には実現されなかった方の潜在的な結果である。つまり、本研究では、以下の平均処置効果を推定することに関心がある。

$$E(Y_1 - Y_0 | T = 1) \quad (1)$$

ここで、トリートメントグループに入ることや潜在的な結果に影響を与え得る事業所の属性を W と定義する。以下の 2 つの仮定を置くことで、観察されるデータから (1) 式を識別することが可能である (Rosenbaum and Rubin 1983)。

$$Y_0 \perp T | W \quad (2)$$

$$\Pr(T = 1 | W) < 1 \quad (3)$$

(2) の条件は平均処置効果推定において条件付き独立仮定と呼ばれる仮定であり、属性 W を所与とした時に潜在的な結果 Y_0 がトリートメントグループに入ることと相関しないことを意味している ($E(Y_0 | T = 1, W) = E(Y_0 | T = 0, W)$)。また、(3) の条件はコモン・サポートと呼ばれる仮定であり、制度ショックを受けた事業所全てに対して、同じ属性 W を持つ者で構成されるコントロールグループが存在することを意味している。これら 2 つの仮定が成り立つ時、(1) 式の平均処置効果を以下のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} E(Y_1 - Y_0 | T = 1) &= E(E(Y_1 - Y_0 | T = 1, W) | T = 1) \\ &= E(E(Y_1 | T = 1, W) - E(Y_0 | T = 1, W) | T = 1) \quad (4) \\ &= E(E(Y_1 | T = 1, W) - E(Y_0 | T = 0, W) | T = 1) \end{aligned}$$

つまり、条件付き独立仮定を置くことによって、事業所属性 W を所与としたときに、実際には観察されなかった潜在的な結果 Y_0 を観察される比較対照グループの結果で置き換えて推定することが可能となる。

本来ならば、条件付き独立仮定の下、経営環境・労働者の年齢構成・事業規模の全てが完全に一致するトリートメントグループとコントロールグループに入る事業所の結果を比較することが望ましい。ただし、連続変数を含めた事業所属性による区分があまりに細かすぎると、ショックを受けた事業所の比較対照となる事業所が存在しなかったり、コントロールグループの選択によって結果が大きく変動したりする可能性がある。そこで、トリートメントグループに入る（制度ショックを受ける）確率 $p(W) = p(T=1|W)$ をプロペンシティ・スコアとして推定し、このプロペンシティ・スコアが近い事業所をトリートメントとコントロールグループから抽出して、それぞれ比較する。

$$\begin{aligned}\tau &\equiv E(Y_1 - Y_0 | T=1) = E(E(Y_1 - Y_0 | p(W), T=1)) \\ &= E(E(Y_1 | p(W), T=1) - E(Y_0 | p(W), T=0) | T=1)\end{aligned}\quad (5)$$

本研究の推定では、次節で説明するように表 1 で示される先決属性を説明変数 W としてプロペンシティ・スコアの推定を行う。さらに、推定されたプロペンシティ・スコアをもとにトリートメント事業所に対してコントロール事業所を割り当てる際には、コントロールグループの中から最もプロペンシティ・スコアの近い比較対照事業所を割り当てる最近傍マッチング (nearest-neighbor) アルゴリズムを用いる。

3-2. データおよび変数の定義

平均処置効果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(事業所票)。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。データの期間は2008年から11年までであり、2006年の「事業所・企業統計調査」(総務省)を母集団として抽出された期

間を対象として、データの一部をパネル化して推定を行う。データの紐づけが可能であった事業所は抽出率の高い事業所であり、本研究では、こうした比較的規模の大きな事業所における平均処置効果を推定することに注意されたい。

前節におけるトリートメント (T) は、図 2 で示される義務化年齢の段階的引き上げのうち、63 歳から 64 歳への引上げ時点に着目して定義する。本研究のマッチング推定の目的は、既に義務化年齢以上の常用労働者を雇っている事業所と、そうでない事業所のうち、似たもの同士を比較することで制度ショックのトリートメント効果を識別することにある。既に義務化年齢以上の定年が導入されていれば、事業所内でその義務化年齢以上の常用労働者（臨時労働者を除く）が雇われているはずである。本研究では、この考え方に従い、トリートメントグループを 2009 年時点で 64 歳以上の労働者が観察されない事業所、コントロールグループを 2009 年時点で 64 歳以上の労働者が観察される事業所とした⁸。段階適用前の 2009 年時点で 64 歳以上の労働者を雇っていなかった事業所では、2011 年以降、新たに 1948 年度以降に生まれたコーホートが 64 歳で雇用されるようになった。この 64 歳の高齢労働者が新たに雇用される制度ショックの影響をトリートメント効果として識別する。

アウトカム変数 (Y) としては、いくつかの変数の 2009 年から 2011 年にかけての差分 (Δy) を用いる。まず、実際にトリートメントグループで高齢労働者の割合が増えたかどうかを検証するために 64 歳以上の常用労働者の割合について分析するほか、他の年齢層の労働者割合についても検証する。さらに、事業所内における新卒採用者数および事業所内の平均労働時間数や給与額を差分とする推定も行う。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。なお、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。

本研究で推定される平均処置効果を解釈する際には、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、既に 64 歳以上の労働者が働いている事業所かどうかという比較から生じるものであり、年金受給年齢の引き上げは

⁸ 「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はない。したがって、トリートメントグループの中には実際には 64 歳以上の常用労働者を雇用しているけれども、この労働者が偶然抽出されていない事業所、つまり本来であればコントロールグループに属する事業所が含まれる可能性がある。一方、コントロールグループにトリートメントグループに属する事業所が含まれることはない。こうした Fuzzy なトリートメントの定義は、トリートメント効果を過小に推定させる可能性がある。したがって、本研究の推定で示される平均処置効果の推定値は真のトリートメント効果の下限と解釈する必要がある。非常に近い考え方を定式化したものとして Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2017) がある。

トリートメント事業所とコントロール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平均処置効果は、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ということになる⁹。

なお、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。ただし、労働者票の記入のために抽出された労働者数が少なければ、高齢労働者割合の誤差が大きくなる。そこで、本研究では、抽出された常用労働者数が100人以上の、比較的規模の大きい事業所に限って集計を行った。なお、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、年齢別の労働者割合の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。

観察データから(1)のトリートメント効果を推定するためには、(2)式で示される条件付き独立性の仮定と(3)式で示されるコモン・サポートの仮定が満たされる必要がある。

(2)式の条件付き独立性の仮定は、属性Wを所与としたときにトリートメントおよびコントロール事業所間で潜在的なアウトカム変数に差がないことを意味している。2009年時点で64歳以上の労働者を雇っている事業所と雇っていない事業所は、もともと属性が異なる事業所同士である可能性が高いが、以下の先決変数(W)を傾向スコア推定に加えることで、できるだけ属性の近いトリートメント事業所とコントロール事業所を比較する：39歳以下の労働者シェア(2008年)、40-49歳の労働者シェア(2008年)、50-59歳の労働者シェア(2008年)、事業所内平均特別賞与手当額(2008年)、事業所内平均特別賞与手当額の2乗項(2008年)、都道府県内の生産年齢人口割合(2008年)、都道府県有効求人倍率(2008年)、産業ダミー、企業規模ダミー。ここで、事業所内賞与額および都道府県有効求人倍率を先決変数に加えることにより、その事業所もしくは事業所の所在する都道府県に特有の事前の景気トレンドをコントロールできると考えられる。

表1のIからIII列に推定に用いた先決属性変数の記述統計を示した。I列にはトリートメントグループに含まれる事業所の平均値を、II列にはコントロールグループに含まれる事業所のうち傾向スコアマッチングによりトリートメントグループと組み合わされた事業所の平均値を、III列にはコントロールグループに含まれる事業所全体の平均値を示している。I列とII列、II列とIII列の先決属性を比較すると、傾向スコアマッチングによって、実際にトリートメント事業所の先決属性に相対的に近いコントロール事業所が組み合わせられていることが分かる。

表2に傾向スコアの推定結果を示した。ある事業所がトリートメントグループに分類さ

⁹ 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。

れる確率、つまり、2009年時点で64歳以上の労働者が観察されない確率は、30代以下もしくは40代以下の労働者の割合が増えれば増えるほど高くなる。また、事業所内の賞与額が大きいほどトリートメント事業所となる確率は高くなり、大企業ほど賞与が高いことを前提とすると、大企業では比較的定年年齢が低く設定されている事実（「平成16年高年齢者実態調査」厚生労働省）と整合的と言える。なお、以下で平均処置効果推定を行う際には、推定された傾向スコアと最近傍マッチングに基づくバランステストを行い、傾向スコアの範囲が同じ場合について、トリートメントグループ間の先決属性に統計的に有意な差がないことを確認した。また、図の掲載は省略するが、傾向スコアの累積密度分布をトリートメント事業所とコントロール事業所間で比較することにより、コモン・サポートの仮定が満たされていることも確認した。

4. 推定結果

表3に、アウトカム変数を2009年から2011年の事業所内の年齢構成とした場合の平均処置効果推定(ATTE)の結果を示した。この表より、2009年時点で64歳以上の常用労働者が観察されない事業所、つまり64歳以上を対象とした継続雇用を行っていない事業所では、その後の2年間で実際に64歳の労働者の割合が1.2%ポイント有意に上昇したことが分かる。2009年時点の64歳の労働者割合の事業所平均は0.5%であるため、もともと64歳以上定年や継続雇用を導入していなかったと考えられる事業所では、64歳の労働者の割合が2倍以上増加したことになる。また、2011年時点において64歳で雇用される労働者は、2009年時点では62歳であった。分析対象事業所の2009年時点の62歳労働者割合は約1.2%であり、これは推定された平均処置効果とほぼ一致する。一方、同じ60代であっても、60歳の労働者割合を除き、その他の年齢の労働者割合に対しては有意な影響は観察されなかった。この結果は、本稿の推定手法の妥当性を示す結果である。64歳以上の労働者の有無をトリートメントとすることで、確かに段階的経過措置の影響を捉えられると言える。

ただし、その他の年代の割合に対しては様々な影響が観察されている。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、有意な影響が観察されない年齢層もあるため、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3の他の年齢層への平均処置効果推定の結果を解釈する。まず、

20代および30代の若年労働者の割合は、64歳の労働者が増えることにより有意に減少することが分かった。また、60歳の労働者割合についても同様に負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、64歳以上の労働者とこれらの年代の労働者が代替関係にあることが示唆される。60代の労働者の中でも60歳の労働者割合にのみ有意な負の影響が観察された背景には、多くの企業が60歳定年制を維持し(図3)、60歳を超えた後は再雇用の形で継続雇用の機会を提供している状況があると考えられる。再雇用契約を結ぶ際に、賃金率を大幅に下げた契約が提示されることは多い。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事業所では、新たに再雇用契約を結ぶ60歳の労働者に対し、以前よりも労働条件を下げた契約を示すことで、60歳の労働者の離職を促し、調整しようとした可能性がある。

一方、表3より50代の労働者割合は有意に上昇したことが分かる。表2にも示すように、2008年時点の50代の労働者のシェアが先決属性として傾向スコア推定の結果に含まれている。そのため、各事業所の事前の高齢化トレンドはコントロールされており、表3の推定結果は純粋なトリートメント効果を示す可能性が高い。したがって、この推定結果の1つの解釈として、50代の労働者は新たに継続雇用された64歳労働者と補完的な関係にあることが考えられる。

本研究で用いた「賃金構造基本統計調査」の事業所票には、調査年の3月に卒業した学校区分別に新卒労働者の採用者数を記載する欄がある。表4は、新たに雇われるようになった64歳の労働者と新卒労働者との関係を検証するために、これらの情報をアウトカム変数として、表3と同様の平均処置効果推定を行った結果を示している。大卒女性の事務職採用者数は推定値が正でやや大きく推定されているものの、平均処置効果の推定値はいずれも有意ではない。表3では20代や30代の労働者との代替効果が推定されたが、同様の代替効果は新卒労働者については確認されなかった。したがって、若年労働者割合の抑制は、中途採用者数の減少という形で行われていた可能性が示唆される。

表5は、事業所票から把握される事業所内労働者数や、労働者票から集計した現金給与額や労働時間・労働日数に関する情報をアウトカム変数として推定した結果を示している。表4と同様に、有意な平均処置効果は推定されなかった。特に表5の下方に示した現金給与額・手当額(通勤・精皆勤・家族手当)・残業時間数などの事業所内平均値への影響については、いずれも推定値が非常に小さく、ほとんど影響がないことが分かる。同様に、表5の上方に示した事業所内労働者数への影響も全て有意ではなく、若年労働者と64歳の労働者が代替的だとする表3の結果と整合的である。ただし、男性の常用労働者数や正社員数については、有意ではないものの、推定値は大きく正のトリートメント効果が推定されている。そのため、増加した高齢労働者の全てが完全に代替されたわけではないことが示唆される。

5. 結論

2000年代に入り、多くの高年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歳までの高年齢労働者が増加した背景には、2006年の改正高年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、マッチング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、既に64歳の労働者を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り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、その増加割合が本来の年齢層の割合に対して適当なものかを確認し、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1.2パーセントポイント増加したことが分かった。その一方、20代および30代の労働者割合は有意に減少し、50代の労働者割合は有意に増加した。この結果は、64歳の労働者は20-30代の若年労働者と代替的關係にあった一方で、50代の労働者とは補完的關係にあったことを示唆する。一方、新卒採用者数、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。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純粋に高年齢者雇用安定法の影響と解釈される。高年齢労働者の義務雇用によって、労働需要側は、新卒採用者数や賃金などの待遇面を調整するのではなく、若年労働者の自発的離職を同じ世代の若年労働者によって補わない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。まず、研究の外的妥当性について留意する必要がある。本研究では、識別変動として、雇用継続義務化年齢が63から64歳まで引き上げられた際の比較的小さい政策ショックを用いた¹⁰。今後、70歳までの雇用継続が義務化されるなど、より大きな政策ショックがあった場合、今回の分析で有意でなかった新卒採用者数についても調整が顕在化する可能性がある。

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關係がある。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

¹⁰ 「事業所企業統計」(総務省)の名簿情報を用いて「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)をパネル化すれば、60歳から63歳などのより大きな雇用義務化ショックを利用できるが、この場合、「賃金構造基本統計調査」の抽出率が非常に高い事業所に限られ、サンプルサイズが非常に小さくなる。そのため、本研究では63から64歳への変化に焦点を当てた。

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¹¹。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べきだ。

<参考文献>

- 太田聡一（2010）『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 太田聡一（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）「高年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。
- 三谷直紀（2001）「高年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。
- 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）「高年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。

Chaisemartin, Clement and Xavier D'Haultfoeuille, "Fuzzy Differences-in-Differences," forthcoming in the *Review of Economic Studies*.

Ichino, Andrea, Mellani, Fabrizia, and Tommaso Nannicini, "From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What can we learn from matching estimators and their sensitivity?" *Journal of Applied Economics*, 2008, 23(3), 305-327.

Jager, Simon, "How Substitutable Are Workers? Evidence from Worker Deaths", working paper (job market paper), 2016.

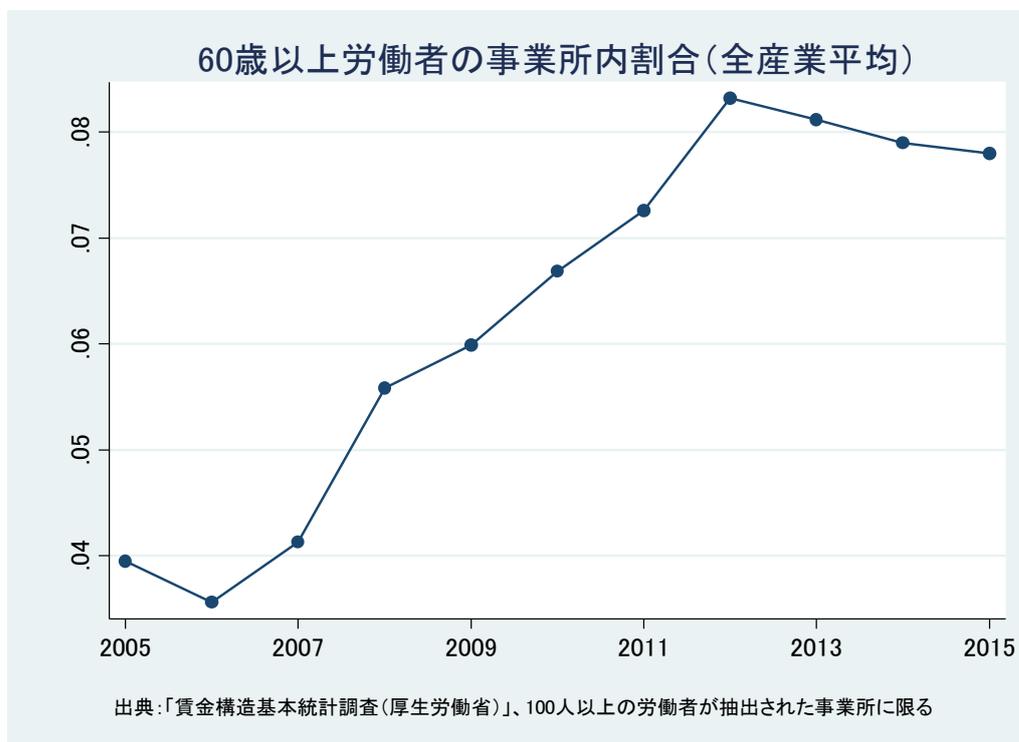
Kondo, Ayako and Hitoshi Shigeoka, "The effectiveness of demand-side government intervention to promote elderly employment: Evidence from Japan," *Industrial and*

¹¹ 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/>）。

Labor Relations Review, 2017, 70 (4), 1008-1036.

Neurmark, David, and Wendy Stock, "Age Discrimination Laws and Labor Market Efficiency", *Journal of Political Economy*, 1999, 107(5), 1081-1125.

図1 事業所内の高齢労働者割合の推移



(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

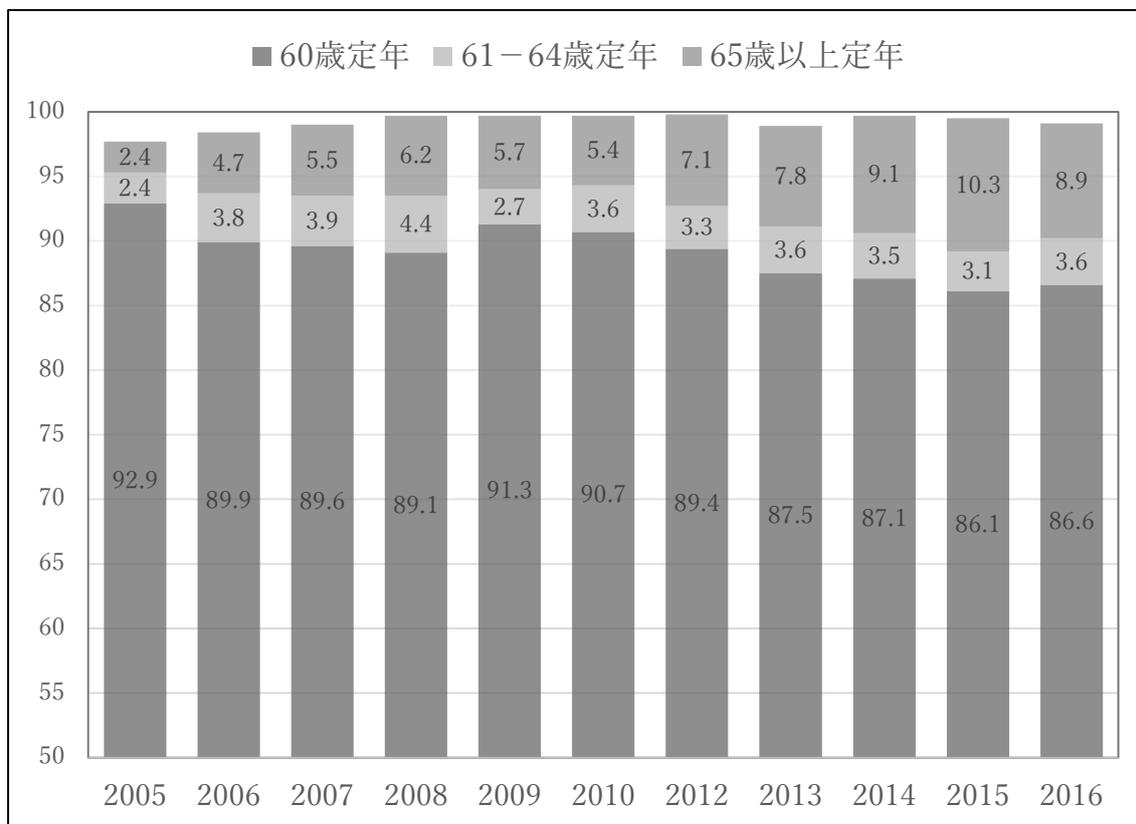
図2 60歳定年の企業における高年齢雇用安定法改正の経過措置と雇用される可能性のある労働者の年齢及び年金支給開始年齢

← 本研究の分析対象期間 →

	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)	厚生老齢年 金(定額部 分)支給開 始年齢
雇用義務年齢	60	62	63	63	63	64	64	64	65	65	65	
1950年度生まれ(2010年度に60歳)						60	61	62	63	64	65	65
1949年度生まれ(2009年度に60歳)					60	61	62	63	64	65		65
1948年度生まれ(2008年度に60歳)				60	61	62	63	64				64
1947年度生まれ(2007年度に60歳)			60	61	62	63	64					64
1946年度生まれ(2006年度に60歳)		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。図中のセル内には各年度生まれの当該年度の年齢を、継続雇用義務年齢に該当する場合についてのみ記入した。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。

図3 定年制導入企業の割合（%、定年年齢別）



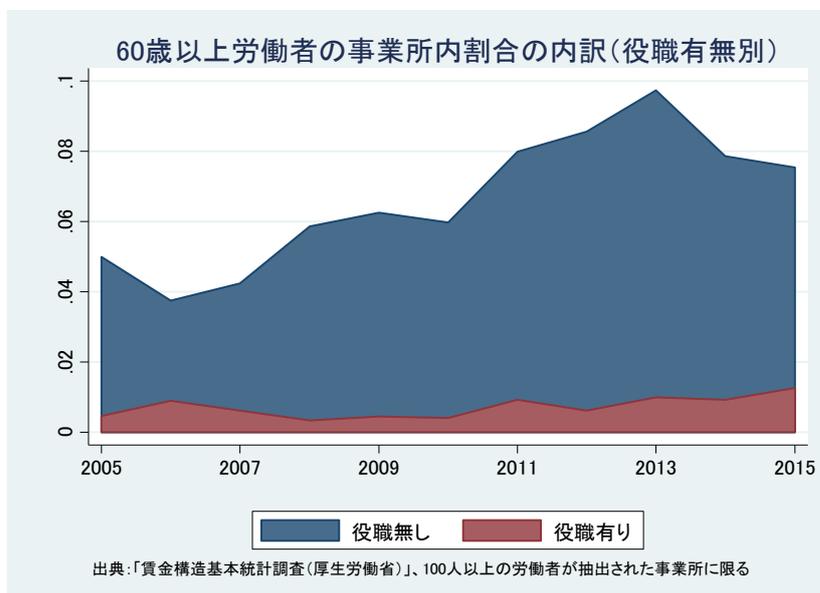
（出所）「民間企業の勤務条件制度等調査」（人事院事務総局）より著者らが作成。グラフ中の数字は回答企業全体に占める割合を示す。2011年については該当項目がないため表示していない。

図4 定年による離職者数の推移（単位：千人）



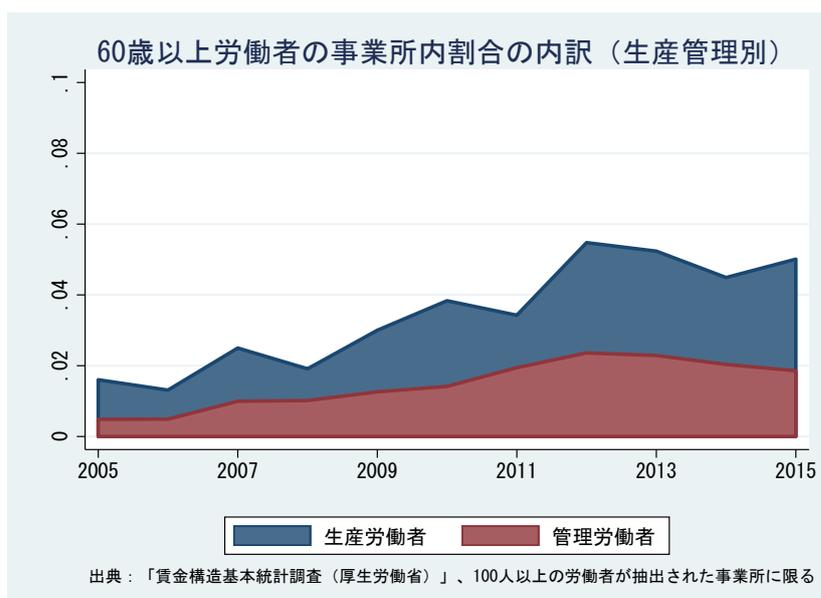
(出所)「雇用動向調査」(厚生労働省)

図5 60歳以上労働者の割合（役職有り vs 役職無し、全産業）



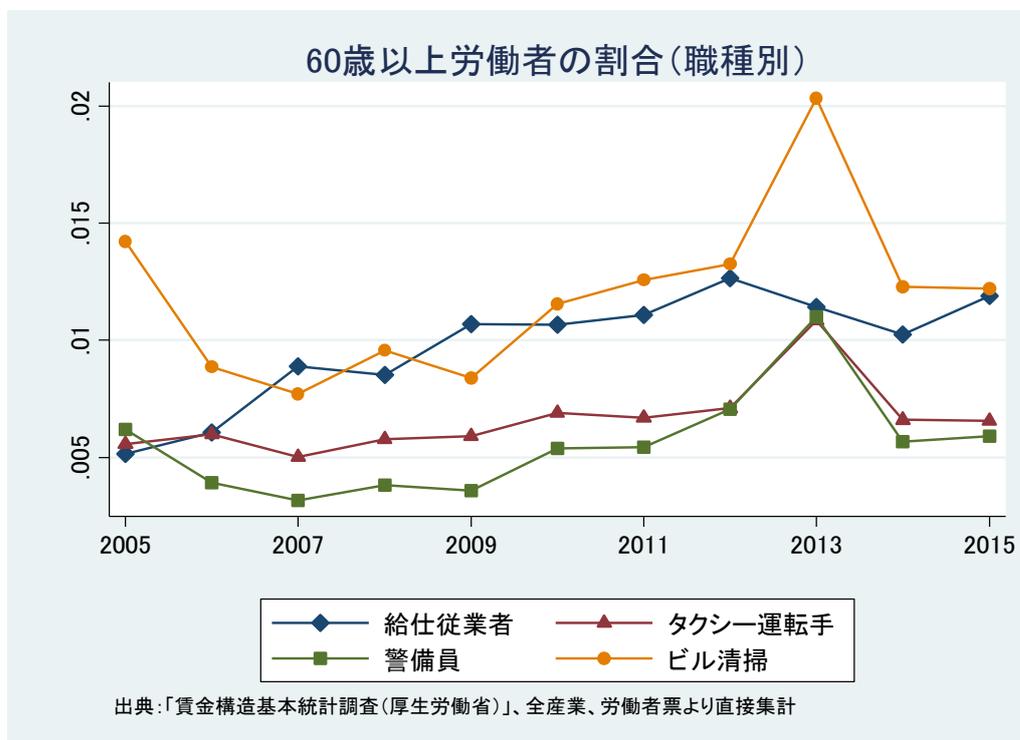
(出所)「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省) 労働者票より著者が集計

図6 製造業における60歳以上労働者割合（役職有り vs 役職無し、生産 vs 管理）



（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

図7 60歳以上の労働者割合（職種別）



(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

表1 記述統計

W:先決属性 (全て2008年時点)	(I)	(II)	(III)
	トリートメント グループ	コントロールグループ	
		Matched Controls	All Controls
39歳以下の労働者シェア	0.21	0.17	0.16
40-49歳の労働者シェア	0.25	0.23	0.22
50-59歳の労働者シェア	0.22	0.24	0.25
事業所内平均特別賞与手当額	101.27	68.84	64.12
都道府県内の生産年齢人口割合	0.62	0.63	0.63
都道府県有効求人倍率	0.62	0.62	0.62
観測値数	2902	446	522

Y:アウトカム (全て2009年の値)	(IV)	(V)	(VI)
	トリートメント グループ	コントロールグループ Matched Controls	賃金構造基本統計調査・ 全事業所 (2009年)
64歳の労働者割合	0.00	0.02	0.01
50代の労働者割合	0.22	0.24	0.20
40代の労働者割合	0.25	0.21	0.22
30代の労働者割合	0.27	0.21	0.24
20代の労働者割合	0.19	0.15	0.20
新卒採用者数 (男性、大卒、事務)	1.23	0.84	0.26
新卒採用者数 (女性、大卒、事務)	0.94	0.76	0.23
常用労働者数	425.37	321.45	87.13
正社員数	351.12	203.48	63.70
非正社員数	74.25	117.97	23.44
きまって支給する現金給与額	30.68	24.95	22.94
超過実労働時間数	9.17	7.72	6.83
所定内労働時間数	151.67	146.17	140.58
実労働日数	20.33	20.42	19.95
観測値数	2902	446	55111

* Matched Controls はプロペンシティ・スコアの推定結果より実際にトリートメント事業所の比較対象となったコントロール事業所の属性を集計したものである。マッチングはコモン・サポートに限定して行った。

表2 傾向スコアの推定結果

被説明変数：

2009年時点で64歳以上の労働者が観察されない場合に1をとるダミー変数

39歳以下の労働者シェア（2008年）	3.812*** (0.4820)
40-49歳の労働者シェア（2008年）	3.188*** (0.5030)
50-59歳の労働者シェア（2008年）	0.4320 (0.4230)
事業所内平均特別賞与手当額（2008年）	0.0118*** (0.0018)
事業所内平均特別賞与手当額の2乗項（2008年）	-1.86e-05*** (0.0000)
都道府県内の生産年齢人口割合（2008年）	-5.465** (2.6480)
都道府県有効求人倍率（2008年）	-0.4150 (0.2780)
産業ダミー	○
企業規模ダミー	○
Log likelihood	-1285.28
Pseudo R2	0.12
観測値数	3424

* 上記はロジット推定で推定した結果を示している。括弧内は標準誤差を示している。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表3 平均処置効果推定の結果：実際に64歳以上の労働者割合を増やしたか

Δアウトカム変数 (Δy: y2011-y2009)	平均処置効果 ATTE	アウトカム変数平均値 mean(y, t=2009)
Δ69歳の労働者割合	0.001 (0.001)	0.001
Δ68歳の労働者割合	0.0005 (0.001)	0.002
Δ67歳の労働者割合	-0.001 (0.002)	0.003
Δ66歳の労働者割合	0.002 (0.002)	0.003
Δ65歳の労働者割合	0.0057** (0.003)	0.004
Δ64歳の労働者割合	0.0121*** (0.002)	0.005
Δ63歳の労働者割合	0.000 (0.002)	0.005
Δ62歳の労働者割合	0.001 (0.002)	0.012
Δ61歳の労働者割合	-0.003 (0.003)	0.014
Δ60歳の労働者割合	-0.0057** (0.002)	0.015
Δ50代の労働者割合	0.0263** (0.012)	0.221
Δ40代の労働者割合	0.011 (0.007)	0.246
Δ30代の労働者割合	-0.0159** (0.007)	0.264
Δ20代の労働者割合	-0.0323*** (0.008)	0.187

* 括弧内は標準誤差を示している。全てバランステストに通っていることを確認した。コモン・サポートに入る観測値のみを利用した。最近傍アルゴリズムにもどついでマッチングを行った。観測値数はトリートメントが2902、実際にマッチングされたコントロールが446である。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表4 平均処置効果推定の結果：事業所における新卒採用者数や初任給への影響

Δアウトカム変数 (Δy: y2011-y2009)	平均処置効果 ATTE	アウトカム変数平均値 mean(y, t=2009)
Δ新卒採用者数 (男性、大卒、事務)	0.301 (0.324)	1.171
Δ新卒採用者数 (女性、大卒、事務)	0.768 (0.582)	0.914
Δ新卒採用者数 (男性、高卒)	0.588 (0.756)	2.825
Δ新卒採用者数 (女性、高卒)	-0.069 (0.090)	0.706
Δ新卒採用者数 (男性、高専短大卒)	-0.112 (0.151)	0.392
Δ新卒採用者数 (女性、高専短大卒)	0.040 (0.079)	0.364
Δ新卒採用者数 (男性、大卒、技術)	0.201 (0.208)	1.027
Δ新卒採用者数 (女性、大卒、技術)	-0.096 (0.071)	0.258
Δ新卒採用者数 (男性、大学院修士)	-0.530 (0.570)	1.470
Δ新卒採用者数 (女性、大学院修士)	-0.015 (0.185)	0.157

* 括弧内は標準誤差を示している。全てバランステストに通っていることを確認した。コモン・サポートに入る観測値のみを利用した。最近傍アルゴリズムにもどついでマッチングを行った。観測値数はトリートメントが2902、実際にマッチングされたコントロールが446である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表5 平均処置効果推定の結果：事業所全体労働者数および平均給与等への影響

Δアウトカム変数 (Δy: y2011-y2009)	平均処置効果 アウトカム変数平均値	
	ATTE	mean(y, t=2009)
Δ 常用労働者数	17.320 (15.980)	409.527
Δ 常用労働者数 (男性)	16.910 (14.450)	297.192
Δ 常用労働者数 (女性)	0.407 (3.605)	112.334
Δ 臨時労働者数	-2.938 (3.948)	5.036
Δ 正社員数	16.920 (13.970)	328.612
Δ 正社員数 (男性)	16.700 (13.260)	264.769
Δ 正社員数 (女性)	0.224 (1.928)	63.843
Δ 非正社員数	0.401 (4.224)	80.915
Δ 非正社員数 (男性)	0.218 (2.262)	32.423
Δ 非正社員数 (女性)	0.183 (2.942)	48.492
事業所内平均値への影響：		
Δ きまって支給する現金給与額	0.289 (0.404)	29.803
Δ 手当額合計	0.001 (0.008)	0.031
Δ 超過実労働時間数	-0.792 (0.578)	8.947
Δ 所定内実労働時間数	-0.003 (1.453)	150.836
Δ 実労働日数	0.012 (0.141)	20.343

* 括弧内は標準誤差を示している。全てバランステストに通っていることを確認した。コモン・サポートに入る観測値のみを利用した。最近傍アルゴリズムにもどついでマッチングを行った。観測値数はトリートメントが2902、実際にマッチングされたコントロールが446である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1