

第2章 2013年の高年齢者雇用安定法改正が企業にもたらした影響： 60～64歳と65歳以上の常用労働者数、比率に注目して

第1節 研究目的

人口減少社会を迎えて久しいわが国では、労働力の確保・維持が社会的に課題視されると同時に、公的年金制度の継続可能性を高めるため、年金の支給年齢が段階的に引き上げられている。そのため、高年齢労働者の就業意欲を喚起し、働く意欲と能力のある高年齢者が年齢を問わず働くことができる社会へと歩みを進めている。日本の高年齢者の就業率は、欧米の先進諸国に比べて十分に高い¹が、さらに活躍の場を広げるための政策が講じられてきた。昨今では、2006年の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）の改正により、65歳までの継続雇用の実施が義務化され、2013年にはその対象が原則希望者全員となった。さらに、2021年4月施行の改正法では、70歳までの就労確保を努力義務とする規定が盛り込まれた。高年齢者の就業意欲が高い日本において、企業に高年齢者の活用を働きかけるこれらの政策の実効性は高いと考えられる。

本章が焦点を当てるのは、2013年に施行された高年齢者雇用安定法の改正（以下、「2013年法改正」と記す）が、企業の60代前半層の雇用に与えた影響である。具体的には、厚生労働省が常用労働者²31人以上の全企業を対象に毎年実施している『高年齢者の雇用状況』のデータを用いて、2013年法改正により企業の60～64歳の常用労働者数と比率がどの程度影響を受けたかを、傾向スコアマッチング法（propensity score matching）と差分の差の推定（difference in differences）を組み合わせた手法（以下、「DID-PSM」と記す）によって推計する。この改正の影響を受けたのは、主にどのような特徴を持つ企業で、どの程度の影響を受けたかを推計することで、2013年法改正が企業行動に与えた影響をかなり厳密に検証することが期待できる。また、現行の労働関係法令の範囲内において、企業は労働条件を引き下げて継続的に雇うことも可能だが、一定期間と時間以上の雇用契約を結ぶ常用労働者への影響を推計することで、労働条件が悪い雇用のみが拡大したのか、そうではないのかを考察することができる。さらには、2010年代における65歳以上の常用労働者数や比率の変化にも注目し、どのような属性を持つ企業で、65歳以上の高年齢労働者がより増加したかを明らかにする。そして、65歳までの雇用確保の義務化が企業行動に与えた影響の分析結果をもとに、70歳までの就業機会の確保を義務化した場合の影響を考察したい。

構成は次の通りである。第2節では、高年齢者の継続雇用に関連する2000年以降の政策

¹ 2018年の60代前半の男性労働力率は、日本が83.5%であるのに対して、ドイツは67.9%、アメリカは63.0%、イギリスは62.6%、カナダは62.4%、イタリアは53.5%、フランスは33.4%である。また、65歳以上の男性労働力率は、日本の33.9%に対して、アメリカは24.0%、カナダは18.1%、イギリスは14.0%、ドイツは10.3%、イタリアは7.7%、フランスは4.0%である（労働政策研究・研修機構2019）。

² 『高年齢者の雇用状況』における常用労働者は、「1年以上継続して雇用される者（見込みを含む）のうち、1週間の所定労働時間が20時間以上のもの」と定義されている。

の展開と先行研究について言及し、本研究の特徴を述べる。第3節では、本章で用いるデータを説明し、2010年から2019年の制度の実施状況等を記述的に把握する。第4節では、2013年法改正の効果を推計するための分析モデルについて説明した上で、分析結果を示し、考察する。また、65歳以上の労働者数や比率の増加を規定する企業要因の分析も行う。最後に第5節で結果をまとめ、政策的インプリケーションと今後の課題を述べる。

第2節 継続雇用政策の展開、先行研究

1. 継続雇用政策の展開

まずは、年金制度や定年退職制度、高年齢者雇用安定法の改正といった高年齢者の就業を左右する政策について、最近の展開を確認しておこう。2000年以降、60歳からの定年年齢の引き上げと同時に、労働力人口の減少を背景とした高年齢者の継続雇用政策が進められてきた³。1998年に定年年齢と年金受給開始年齢との間にギャップがない状態が実現されたが、その時には2001年から2025年にかけて厚生年金や共済年金の支給開始年齢を65歳に段階的に引き上げることが既に決定されていた⁴。この新たなギャップを埋めるために、政府は高年齢者雇用安定法を改正することで、高年齢者の雇用機会を確保するよう労働需要側に働きかけた。

具体的には、2000年に65歳までの継続雇用の努力義務と行政措置規定を定め、2006年4月に実施を義務化し、2013年4月にその対象を原則希望者全員に定めた改正が施行された。対象となるのは、1946年4月以降生まれの従業員であり、企業は法律の定める年齢⁵までの雇用確保措置として、(1)定年退職年齢の引き上げ、(2)継続雇用制度の導入、(3)定年制の撤廃のいずれかを講ずることが義務づけられた。ただし現実には、2006年6月段階で72.1%⁶の企業が3つの選択肢の中から継続雇用制度を選んでいる。その理由は、継続雇用の際の具体的な雇用条件の規定が設けられていないことが大きい。定年延長であれば、正社員としての雇用契約を延長した定年年齢まで引き延ばさなければならない。他方、継続雇用の場合は、必ずしもフルタイムの正社員として雇用を継続する必要はなく、一度正社員の雇用を打ちきり非正社員として再雇用することや、賃金、業務内容を変更することも可能である。そのため、企業が負担するコストはかなり抑えられる。実際に、山田(2009)によれば、半数近くの企業が60歳時点よりも40%以上の賃金削減をした上で継続雇用している。さら

³ 2000年までの制度や政策については、濱口(2014)に詳しい。

⁴ 特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢を65歳までに引き上げる措置について、定額部分は2013年度に引き上げが完了し、報酬比例部分は男性で2025年度、女性で2030年度までに引き上げが完了する。

⁵ 「法律の定める年齢」とは、1946年生まれの者は63歳であり、そこから段階的に引き上げられ、1949年4月以降生まれの者は65歳に定められている。

⁶ 『平成18年高年齢者雇用状況集計結果』(https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11703000-Shokugyouanteikyokukoureishougaiikoyoutaisakubu-Koureishakoyoutaisakuka/18-2_3.pdf)から、雇用確保措置未実施企業を含む全企業(81,382社)のうち、継続雇用制度を導入した58,665社の比率を算出。

に、2013年4月までは、たとえ継続雇用制度を導入したとしても、労使交渉によって事前に定められた基準に満たない高齢者を継続雇用しないことも認められていた。そのため、「継続雇用制度を導入しても、さまざまな方法を用いて実際には雇用を継続しないようにする余地が残されているのが実態」（近藤 2014a）と考えられていた。

2. 先行研究

このように、2006年の法改正によって高齢者の就業が促進されるか否かは自明ではなかったが、実際はどうかのだろうか。個人データを用い、2006年法改正の効果を実証した研究に、山本（2008）や近藤（2014b）がある。山本（2008）は、『慶應義塾家計パネル調査』の2006年版と2007年版によって、法改正前後で60代前半の就業率がどのように変化したのかを分析している。具体的には、55歳時点で雇用者だった60～62歳を処置群、55歳時点で自営業者だった60～62歳の者と55歳時点で雇用者だった57～59歳の者を対照群とし、就業率が上昇したかをDID-PSMで検証している。その結果、法改正前は、55歳時点で雇用者だった者のうち60～62歳でも就業している割合は55%だったのに対して、法改正後はその割合が68%まで有意に上昇していることが明らかになった。

同様に、近藤（2014b）は2006年の法改正前後における55～65歳の労働力率や就業率について、法改正の影響を受けるコーホートと受けないコーホートの比較を行っている。用いたデータは総務省統計局の『労働力調査』の個票データ、手法は局所線形モデルである。分析の結果、法改正の影響を受けない1945年生まれ以前のコーホートでは、60歳になった直後の労働力率の減少は概ね4～5%、就業率の減少は9～12%であるのに対して、影響を受けた1946年生まれ以降のコーホートでは労働力率の減少が2～3%、就業率の減少が6～7%に抑えられており、法改正によって60歳以降にも働き続ける人が増加したと結論づけている⁷。

また、同データで企業規模による法改正の影響の違いを分析したKondo and Shigeoka（2017）によると、その影響は従業員数500人以上の大企業に偏っている。大企業における60～62歳の雇用率は、1946年生まれコーホートが1945年生まれコーホートに比べて1.6～1.9%高い。それに対して、従業員数500人未満の中小企業における60歳以降の雇用率は、出生年コーホート間の有意差がほぼない。大企業では、一律定年制によって60歳で退職する割合が高いため、法改正の影響を受けて継続雇用者が増えたが、中小企業はもともと60歳以降も継続的に働いている割合が高いため、更に増加する余地がなかったものと考えられる。

他方、2006年の法改正は、企業の行動にどのような影響を与えたのだろうか。理論的には、継続雇用の義務化は、それまで企業内で構築されてきた人事制度の見直しを迫る。企業は従

⁷ 同データを差分の差の推定で分析した場合、1945年生まれコーホートに比べて、1946年生まれコーホートの雇用率は、60歳で2.4%、61歳で3.2%高い（Kondo and Shigeoka 2017）。

業員の離職抑制や不正防止のために、一定の年齢より下の時期は生産性以下の賃金を支払い、それを超えると生産性以上の賃金を支払う制度を設けている (Lazear 1979)。ただしいつまでも生産性以上の賃金を支払うと赤字になるので、この考え方を成立させるためには、どこかで強制的に退職させる制度、つまり定年制が必要となる。実際に、2006 年法改正以前に、『高年齢者就業実態調査 (事業所調査)』のデータを分析した樋口・山本 (2002, 2006) によると、高年齢期の雇用期限に関する制度が、60 歳前後の退職率を規定している。60 歳定年制を設けている企業は 59 歳までの退職率が低く、60 歳超の退職率が高い。また、勤務延長制度や再雇用制度がある企業は、60 歳以上の退職率だけでなく 60 歳未満の退職率も低い。反対に、早期退職優遇制度を設けている企業は、60 歳未満の退職率も 60 歳以上の退職率も高い。

2006 年法改正に対して、多くの企業は継続雇用制度を導入することで対応し、基準該当者のみに継続雇用を適用する経過措置を採る企業も多かった。改正直後に行われた 2006 年 6 月の『高年齢者の雇用状況』によると、調査対象企業のうち、雇用確保措置の上限年齢を 65 歳以上 (定年制がない企業を含む) としているのは 64.0% (81,382 社のうち 52,105 社) だった。また、雇用確保措置として継続雇用制度を導入している企業 58,665 社のうち、39.1% (22,911 社) は希望者全員を対象としていた。

65 歳までの雇用確保措置として、継続雇用を選択するか他の制度を採るかは、企業全体の賃金制度や人事制度に依存するが、特に賃金カーブの傾きや労働組合の有無との関係が指摘されている。賃金カーブの傾きが急な企業ほど、高年齢者の退職率は高い (樋口・山本 2002)。また、継続雇用制度を活用する企業は、再雇用後の 60 ~ 64 歳の賃金を大幅に低下させているが、その引き下げ幅があまりにも大きい場合は、労働者が継続雇用を希望しなくなる (山田 2010)。さらに、継続雇用に伴って賃金が下がる場合、業務内容等の変更を伴うことが多い。藤本 (2017) は、2015 年に JILPT が実施した『高齢者の雇用に関する調査』のデータを使い、定年到達直前の賃金を 100 とした時の 61 歳時の賃金について、定年前後の業務内容や責任の変化の有無別に比較している。その結果、定年前後で仕事も責任も変化しない企業の平均が 78.16 なのに対して、責任が変化する企業は 67.30、業務内容が変化する企業は 64.31 と、賃金の低下幅が大きかった。

労働組合の存在は、継続雇用の導入にはマイナス要因となっている。また、導入していたとしても、その対象は希望者全員ではなく、基準に該当した者のみとする企業の割合が高く、その基準も業績評価など客観的な指標を基準としている場合が多い (山田 2010)。組合のある企業が継続雇用に消極的な理由として、人件費負担や若年、壮年社員のモラル低下が挙げられており、基幹労働力である現役社員の雇用を守ろうとする意識が働くのだろう。

以上の先行研究は、希望者全員に対する 65 歳までの雇用が義務づけられても、賃金や仕事内容の変化次第で全員が継続雇用を希望するとは限らないことを示唆する。そのため、雇用の義務化が 60 代前半の就業率向上に即結びつくとは限らない。そこで本章では、どのよ

うな企業が 2013 年法改正の影響を受けたのか、また影響を受けた結果 60～64 歳の常用労働者数や比率はどの程度変化したのかを推計する。加えて、70 歳までの就業機会の確保を義務化する方向で進められていることを鑑み、65 歳以降の常用労働者数や比率がどのような企業で伸びたのかを明らかにする。

第 3 節 2010 年代における定年制、継続雇用制度の実施と高年齢労働者の雇用状況

1. データ

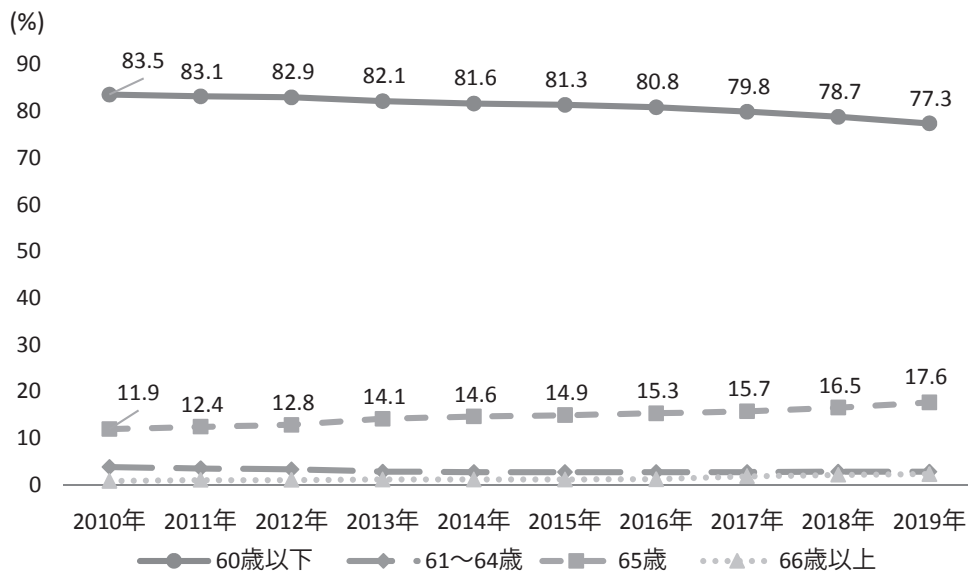
本章で用いるデータは、厚生労働省『高年齢者の雇用状況』の 2010 年から 2019 年のデータである。この調査は、常時雇用している労働者が 31 人以上の全国の企業を対象に、高年齢者雇用確保措置の実施状況などを把握するために、厚生労働省が毎年 6 月に実施している全数調査である。集計は事業所単位ではなく、事業主（企業）単位で行われており、各年のデータを企業番号でマージすることで、パネルデータとして利用することができる。また、報告が義務づけられている調査のため、回収数、回収率ともに極めて高い⁸。回収数は、123,673 社（2010 年）、138,429 社（2011 年）、140,367 社（2012 年）、143,070 社（2013 年）、145,902 社（2014 年）、148,991 社（2015 年）、153,023 社（2016 年）、156,113 社（2017 年）、156,989 社（2018 年）、161,378 社（2019 年）である。

2. 定年制、継続雇用制度の実施と高年齢労働者の雇用状況の推移

2010 年から 2019 年までの定年制や継続雇用制度の状況を記述的に把握しておこう。まず、この 10 年間で常に、調査対象企業の 97～98% が定年制ありと回答している。定年年齢については、「60 歳以下」の企業の比率が 10 年間で 6 ポイントほど減少しているのに対して、「65 歳」の企業の比率が 6 ポイント弱増えている（第 2-3-1 図）。65 歳定年とする企業の増加傾向は見られるものの、2013 年法改正による顕著な増加は確認されない。

⁸ 厚生労働省の HP (https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000182200_00003.html) 内の「発表資料」に、各年の回収数は記載されているが、正確な回収率は公表されていない。そこで担当課に問い合わせたところ、2019 年調査に関しては、対象企業のうち 95% 以上から回収できているとの回答を得た。また、2015 年調査のみ調査対象企業数も公表されており、回収率を計算すると 97.3% (=148991/153097) だった。

第 2-3-1 図 定年年齢

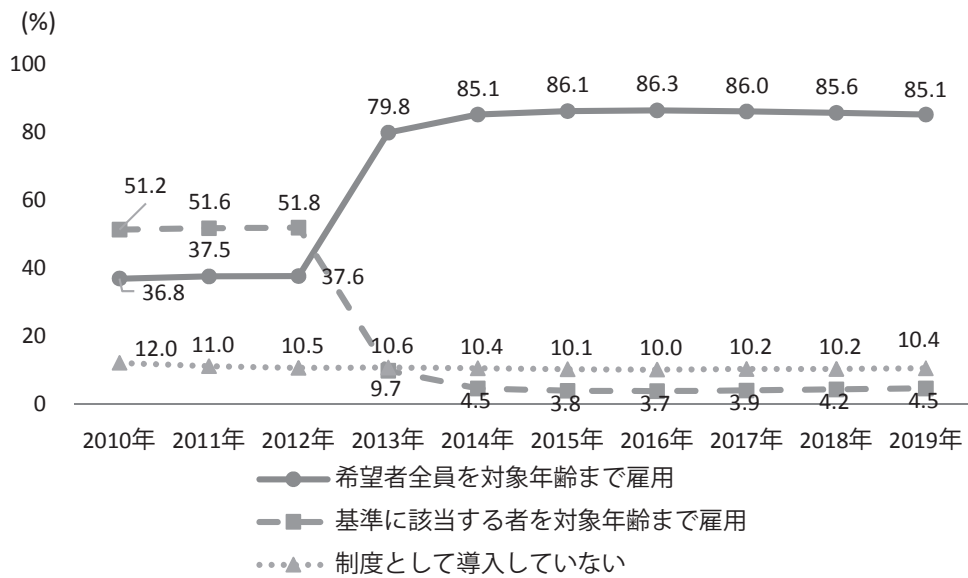


他方、継続雇用制度については、2013年法改正による影響が明確に確認できる。第2-3-2図は、継続雇用制度の導入状況および継続雇用の対象について、10年間の推移を示したものである。2010年の段階で、調査対象の9割弱が継続雇用制度を導入している。ただし希望者全員を対象年齢まで雇用するのは全体の36.8%であり、半数強の企業は基準該当者のみを継続雇用の対象としている。この比率は2012年までほぼ変化していないが、2013年に法改正が施行されると、希望者全員を対象とする企業は8割まで増え、基準該当者のみとする企業は1割ほどに減少した⁹。なお、継続雇用制度を導入していない企業の比率は、この10年間でほとんど変化していない。

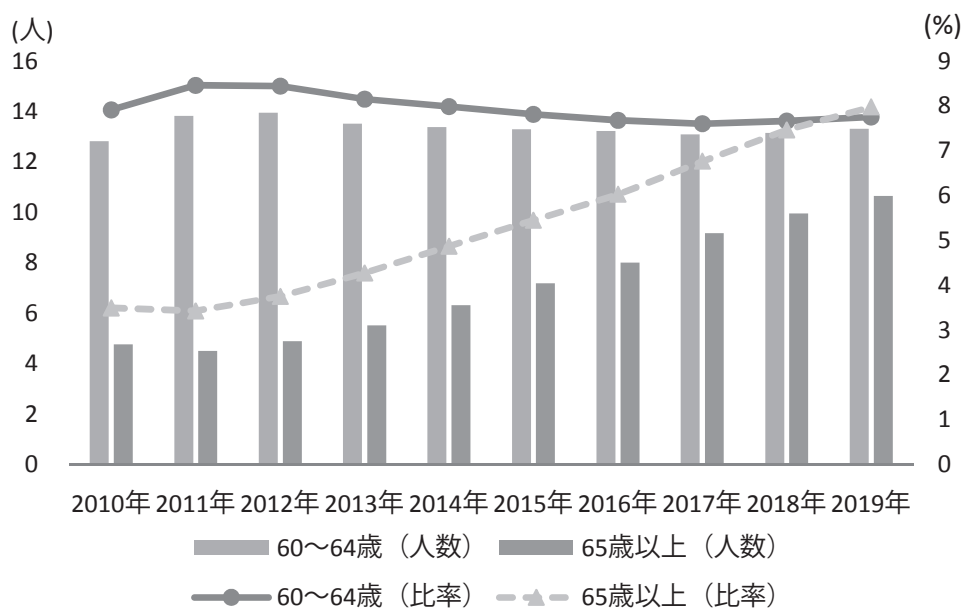
では、この10年間で各企業の高年齢労働者の人数と比率はどのように推移してきたのだろうか。第2-3-3図は、60～64歳と65歳以上の常用労働者数（棒グラフ）と常用労働者全体に占める比率（折れ線グラフ）について、2010年から2019年までの平均値を表したものである。60～64歳の常用労働者数と比率は、2012年の14.0人（8.4%）をピークに若干減り、2019年には13.3人（7.8%）となっている。他方、65歳以上の層は、この10年間に常用労働者数も比率も急激に上昇している。最も少なかった2011年は平均が4.5人（3.4%）だったが、2019年には10.6人（8.0%）にまで増えており、その比率の平均が60～64歳を上回っている。

⁹ 基準該当者のみを継続雇用の対象とする制度は、高年齢者雇用安定法（2012年法律第78号改正法）附則第3項により、経過措置として適用されているものである。これにより、企業は2013年3月31日までに継続雇用対象者を限定する基準を労使協定で設けた場合、2016年3月31日までは61歳以上、2019年3月31日までは62歳以上、2022年3月31日までは63歳以上、2025年3月31日までは64歳以上の人に対して、設定した基準を適用することができる。

第 2-3-2 図 継続雇用制度の有無と対象



第 2-3-3 図 60～64 歳、65 歳以上の常用労働者数と比率



以上の記述的な分析から、2013 年法改正は継続雇用制度の対象の変更には大きく影響しているものの、60～64 歳の雇用の実態に対する影響ははっきりしない。したがって次節では、2013 年法改正の結果、60～64 歳の常用労働者数や比率がどれくらい増加したかを、厳密に推計したい。

第4節 DID-PSMによる2013年法改正の効果推計

1. 推計方法

2013年法改正によって、企業はどの程度高年齢労働者の雇用を維持、確保したのだろうか¹⁰。ある政策の効果の推計するためには、政策の影響を受けるグループ（処置群）と受けないグループ（対照群）に分け、政策実施前後の目的変数の変化を、両グループで比較すればよい。本章では、希望者全員に65歳までの継続雇用を義務化した2013年法改正の効果に注目するので、処置群は65歳までの雇用が制度的に義務化されていなかった企業、対照群は法改正の段階で既に従業員が希望すれば65歳まで働くことが制度的に可能だった企業となる。具体的には、第2-4-1表のようにまとめられる。処置群の企業数は71,820社（51.2%）、対照群の企業数は68,547社（48.8%）である。

第2-4-1表 処置群と対照群の定義

	定年制度		継続雇用制度		
	有無	年齢	有無	対象	年齢
処置群	あり	64歳以下	なし	—	—
	あり	64歳以下	あり	基準該当者のみ	—
	あり	64歳以下	あり	希望者全員	64歳以下
対照群	なし	—	—	—	—
	あり	65歳以上	—	—	—
	あり	64歳以下	あり	希望者全員	65歳以上

目的変数は、各企業における60～64歳の常用労働者数、及び64歳までの常用労働者全体に占める60～64歳の比率である。後者に関して、65歳以上を含めた比率を用いると、60～64歳比率の増減が、65歳以上の労働者数が変化したことによる影響か、60歳未満の労働者数が変化したことによるものかが判別できない。そのため、ここでは65歳以上の常用労働者を除いた比率を用いることとした。

これらの目的変数に対する2013年法改正の効果は、以下の式で表される平均処置効果（Average Treatment effect on the Treated：以下、「ATT」と記す）を推計することで求められる。

$$ATT = E(Y_{it+s}(1) - Y_{it+s}(0) | D_{it} = 1, X_{it-1}) \\ = E(Y_{it+s}(1) | D_{it} = 1, X_{it-1}) - E(Y_{it+s}(0) | D_{it} = 1, X_{it-1})$$

ここで、 D_{it} は企業*i*が2013年法改正の影響を受けたか否かを表すダミー変数、 $Y_{it+s}(D_{it})$ は*t+s*年（ただし*s*≥0）における60～64歳の人数や比率、 X_{it-1} は政策施行前である*t-1*年の企業属性を表す変数である。つまりこの式は、処置を受けた企業が、もし処置を

¹⁰ 本節の説明は、戸堂（2008）、佐藤（2013）を参考にしている。

受けなかった場合にどのような結果が得られたかを仮想的に計算し、実際の結果との差を求めることで、処置効果を推計することを意味している。ここで根本的な問題となるのは、処置を受けたグループが、仮に処置を受けなかった場合の結果（上式右辺の第2項）が、現実には観察できないことである。仮に、処置の割り当てをランダム化した比較実験ができれば、この観察不可能な結果を、政策の影響を受けない企業群の目的変数の平均で置き換えることができる。しかし各企業が2013年の法改正の対象になるか否かはランダムに割り当てられているわけではないので、この方法では推定値にバイアスが生じてしまう。

この問題に対して、Rosenbaum and Rubin (1983) は「強く無視できる割り当て条件 (strongly ignorable treatment assignment assumption)」と呼ばれる2つの仮定が満たされていれば、バイアスが回避できることを明らかにした。1つは、独立性の仮定である。これは、処置の状態、すなわち2013年法改正の影響を受けるか否かが、共変量を統制した上では、目的変数と独立という仮定である。もう1つは、処置群と対照群における共変量にオーバーラップが存在するという仮定（コモンサポート）である。この仮定を満たすためには、オーバーラップが存在しないケースを除外してATTを計測する必要がある。しかし、共変量が多くなるとコモンサポートが成立しづらくなり、信頼性ある分析が難しくなるという「次元の呪い (curse of dimensionality) の問題が生じる。

これを克服したのが、傾向スコアマッチング法である。これは、対照群から企業属性 ($X_{i,t-1}$) が処置群と同様の特徴を持つケース、つまり処置群となる確率ができるだけ近いケースを探し出して、両者をマッチングする手法である。この手法でマッチさせた対照群の目的変数の平均値は、処置群が仮に処置を受けなかった場合の期待値の推計値として代替可能と考えられている。傾向スコアを用いたATTの一致推定量は、次のように表される。

$$ATT = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} (Y_{i,t+s}(1) - \sum_{j \in I_0} W(P(X_{i,t-1}), P(X_{j,t-1})) Y_{j,t+s}(0))$$

I_1 は処置群、 I_0 はマッチされた対照群、 N は処置群の企業数である。 $P(X)$ は処置群となる確率（傾向スコア）であり、2013年法改正以前の企業属性に依存して決まる。 W は傾向スコアに基づく対照群の企業へのウェイトを表している。

さらに、本章のようにパネルデータが利用できる場合、差分の差の推定を組み合わせた手法 (DID-PSM) でATTの一致推定量を求めることが可能である (Heckman et al. 1997, Smith and Todd 2005)。この手法の利点は、企業の観察不可能な要因と処置変数 (2013年法改正の影響を受ける企業か否か) との相関を考慮し、セレクションバイアスを修正した上でATTを推定できることである。DID-PSMによるATTの一致推定量は、次の通りである。

$$ATT_{DID} = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} (\Delta Y_{i,t+s}(1) - \sum_{j \in I_0} W(P(X_{i,t-1}), P(X_{j,t-1})) \Delta Y_{j,t+s}(0))$$

ここで、 $\Delta Y_{i,t+s} \equiv Y_{i,t+s} - Y_{i,t-1}$ であり、目的変数の $(s+1)$ 階差分を意味する。また、DID-PSMでは独立性の仮定が、「傾向スコアを所与とした場合、目的変数の変化は2013年法改

正の影響を受ける企業か否かとは独立」という仮定に修正される。

2. 推計の手順

次に、推計の手順と独立変数について説明しよう。推計は、4段階に分けて行う。第1に、2013年法改正の1年前である2012年をベースラインとし、処置群に入る確率（傾向スコア）をロジットモデルで計算する。独立変数には、2012年時の業種、従業者規模、地域、労働組合の有無、定年到達者の有無を採用する。業種は17カテゴリ、従業者規模は6カテゴリ、地域は8カテゴリにそれぞれ区分した¹¹。労働組合の有無は、組合が組織されている場合を1とするダミー変数である。また、企業の年齢構成による影響を統制するため、2012年時に定年到達者がいた場合を1とするダミー変数を投入した。これらの独立変数の記述統計量は、第2-4-2表の通りである。

第2-4-2表 独立変数の記述統計量 (N=140,177)

変数名	Mean	S. D.	変数名	Mean	S. D.
処置ダミー	0.512	0.500	従業員規模		
業種			31～50人	0.331	0.470
農林漁業	0.004	0.067	51～100人	0.320	0.467
鉱業、建設業	0.056	0.230	101～300人	0.245	0.430
製造業	0.255	0.436	301～500人	0.047	0.213
電気・ガス・熱供給・水道業	0.002	0.049	501～1000人	0.032	0.177
情報通信業	0.042	0.200	1001人以上	0.024	0.155
運輸業、郵便業	0.091	0.288	組合あり	0.164	0.371
卸売、小売業	0.159	0.366	地域		
金融、保険業	0.012	0.109	北海道	0.039	0.193
不動産業、物品賃貸業	0.016	0.127	東北	0.073	0.260
学術研究、専門・技術サービス業	0.026	0.160	関東	0.318	0.466
宿泊業、飲食サービス業	0.029	0.169	中部	0.189	0.391
生活関連サービス業、娯楽業	0.033	0.178	近畿	0.169	0.375
教育、学習支援業	0.022	0.146	中国	0.065	0.247
医療、福祉	0.149	0.356	四国	0.032	0.176
複合サービス事業等	0.102	0.302	九州	0.115	0.319
公務	0.000	0.011	定年到達者あり	0.584	0.493
分類不能	0.001	0.030			

第2に、ロジットモデルから得られた傾向スコアをもとに、処置群と対照群をマッチさせる。マッチングの方法は様々あるが、本章では Nearest Neighbor マッチング（以下、「NN マッチング」と記す）と Kernel マッチングを使用する。NN マッチングは、処置群の傾向

¹¹ 業種の区分は、「農林漁業」、「鉱業、建設業」、「製造業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「情報通信業」、「運輸業、郵便業」、「卸売、小売業」、「金融、保険業」、「不動産業、物品賃貸業」、「学術研究、専門・技術サービス業」、「宿泊業、飲食サービス業」、「生活関連サービス業、娯楽業」、「教育、学習支援業」、「医療、福祉」、「複合サービス事業等（複合サービス事業とサービス業（他に分類されないもの）」、「公務」、「分類不能」の17カテゴリとした。また、従業者規模の区分は、「31～50人」、「51～100人」、「101～300人」、「301～500人」、「501～1000人」、「1001人以上」の6カテゴリ、地域の区分は、「北海道」、「東北」、「関東」、「中部」、「近畿」、「中国」、「四国」、「九州」の8カテゴリとした。

スコアとの差が最も小さい確率を持つ対照群の企業を1つだけマッチさせる方法である。Kernel マッチングは、カーネル関数を利用したウェイトで、処置群に対してある一定の距離内に収まっている対照群の企業の加重平均をマッチする方法である¹²。

第3に、マッチング前後で、処置群と対照群の共変量の差がどれほど縮まったかをチェックする。2013年法改正の施行前に処置群とマッチされた対照群が同様の特徴を持っていないなければならない。確認には、標準化バイアスの絶対値の平均と中央値を利用し、マッチング後の値が3%ないし5%以下になっていれば、バランス条件を満たしていると判断される(Caliendo and Kopeing 2008)。

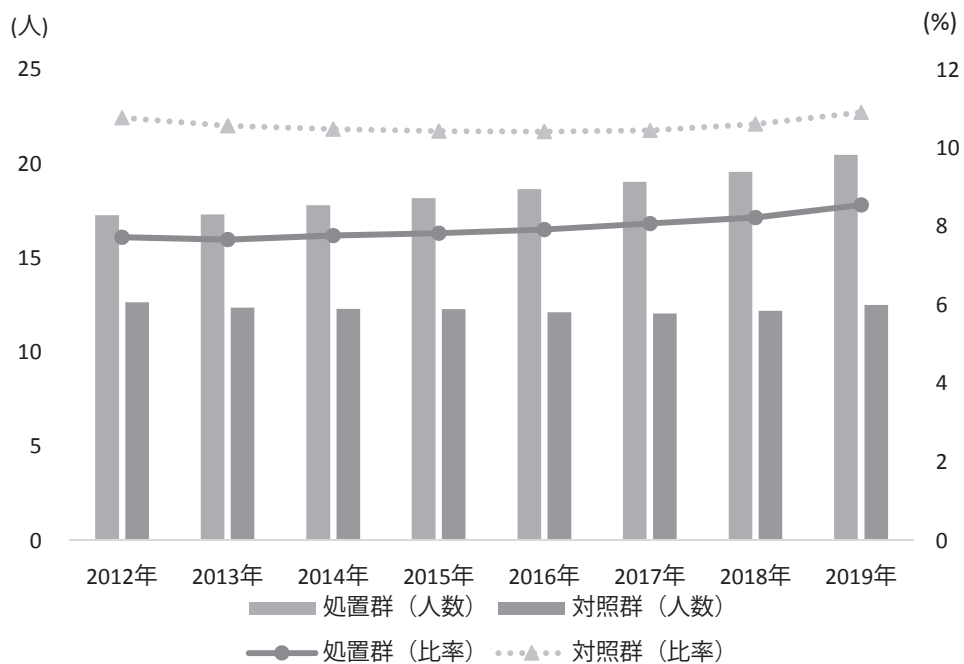
第4に、マッチングが成功したケースのみを用いて、DID-PSMによるATTの一致推定量を求める。法改正前の2012年を基準とし、1年後(2013年)から7年後(2019年)までの60～64歳の常用労働者数の差分と、常用労働者比率の差分を用いて、ATTを計算することとした。推計は、2012年から2019年の年齢層別常用労働者数が全て揃っている97,205社のみを用いて行った。また、60～64歳の常用労働者数には企業全体の労働者数が当然影響するので、共変量として各年の64歳以下の全常用労働者数を分析に投入した。

3. 分析結果

まず、処置群と対照群における60～64歳の常用労働者数と比率の平均の推移から確認しておきたい(第2-4-3図)。2013年法改正の影響を受けた処置群の60～64歳常用労働者数の平均は、2012年の17.3人から2019年には20.5人に、比率は2012年の7.7%から2019年には8.5%に増えている。それに対して、対照群の同年齢層の常用労働者数と比率の平均は、2012年が12.6人(10.8%)、2019年が12.5人(10.9%)とほぼ横ばいである。

¹² NN マッチングの閾値(caliper)は0.05、Kernel マッチングのバンド幅は0.06とした。

第 2-4-3 図 処置群と対照群における 60～64 歳の常用労働者数と比率



では、4-2 節で述べた手順に沿って、結果を見ていこう。第 2-4-4 表は、ベースラインである 2012 年の企業属性を独立変数とし、「処置群=1」の 2 値変数についてロジットモデルで回帰分析を行った結果である。処置群に入る確率が製造業に比べて高い業種は、情報通信業、金融・保険業、学術研究、専門・技術サービス業、卸売・小売業である。反対に確率が低い業種は、運輸業、郵便業、医療、福祉、宿泊業、飲食サービス業、複合サービス事業等である。また、従業員数が多い企業ほど処置群に入る確率が高い。さらに、労働組合がある企業も処置群に属する傾向が強い。これは、組合のある企業の方が 65 歳までの雇用を制度的に義務化していなかったことを意味しており、山田 (2010) と整合的である。

第2-4-4表 処置群に入る企業の特徴（二項ロジスティック回帰モデル）

	Coef.	S. E.	z
業種（vs. 製造業）			
農林漁業	-0.303	0.08	-3.61
鉱業、建設業	-0.026	0.03	-1.02
電気・ガス・熱供給・水道業	0.605	0.12	4.88
情報通信業	0.650	0.03	20.77
運輸業、郵便業	-0.460	0.02	-21.13
卸売、小売業	0.194	0.02	10.84
金融、保険業	0.887	0.06	14.27
不動産業、物品賃貸業	0.359	0.05	7.93
学術研究、専門・技術サービス業	0.425	0.04	11.62
宿泊業、飲食サービス業	-0.388	0.03	-11.22
生活関連サービス業、娯楽業	-0.224	0.03	-6.86
教育、学習支援業	-0.147	0.04	-3.70
医療、福祉	-0.358	0.02	-19.42
複合サービス事業等	-0.212	0.02	-10.22
公務	-0.628	0.52	-1.21
分類不能	-0.068	0.19	-0.37
従業員規模（vs. 31～50人）			
51～100人	0.306	0.01	22.28
101～300人	0.653	0.02	42.46
301～500人	1.117	0.03	37.04
501～1000人	1.249	0.04	33.16
1001人以上	1.386	0.05	29.34
組合あり	0.673	0.02	39.43
地域（vs. 北海道）			
東北	-0.202	0.03	-5.79
関東	-0.044	0.03	-1.48
中部	-0.270	0.03	-8.69
近畿	-0.106	0.03	-3.38
中国	-0.215	0.04	-6.03
四国	-0.021	0.04	-0.50
九州	-0.030	0.03	-0.93
定年到達者あり	0.204	0.01	17.03
切片	-0.378	0.03	-11.87
N		140177	
-2LL		182238.7	
Pseudo R ²		0.062	

次に、このロジットモデルから算出された傾向スコアを基に、NN マッチングと Kernel マッチングによって、処置群と対照群のマッチングを行った。第2-4-5表は、バランスチェックの結果を表している。マッチング前には、処置群と対照群で平均して8.7%存在していた先行変数のバイアスが、マッチング後は、NN マッチングだと0.3%に、Kernel マッチングだと1.7%に減少していることがわかる。また、中央値で見ても、マッチング前の6.1%からNN マッチングは0.2%に、Kernel マッチングは1.0%に減少している。ほぼ全数調査のため検定にはあまり意味が無いが、カイ2乗値に注目してみると、NN マッチングのp値は5%以上なのに対して、Kernel マッチングは5%未満のため、2群間に統計的な有意差が残っている。ただし、前述した通り、マッチング後のバイアスが3%以下であれば、 balan

ス条件を満たしているという指摘を踏まえると、概ね傾向スコアによるマッチングはうまくいっていると考えてよいだろう。

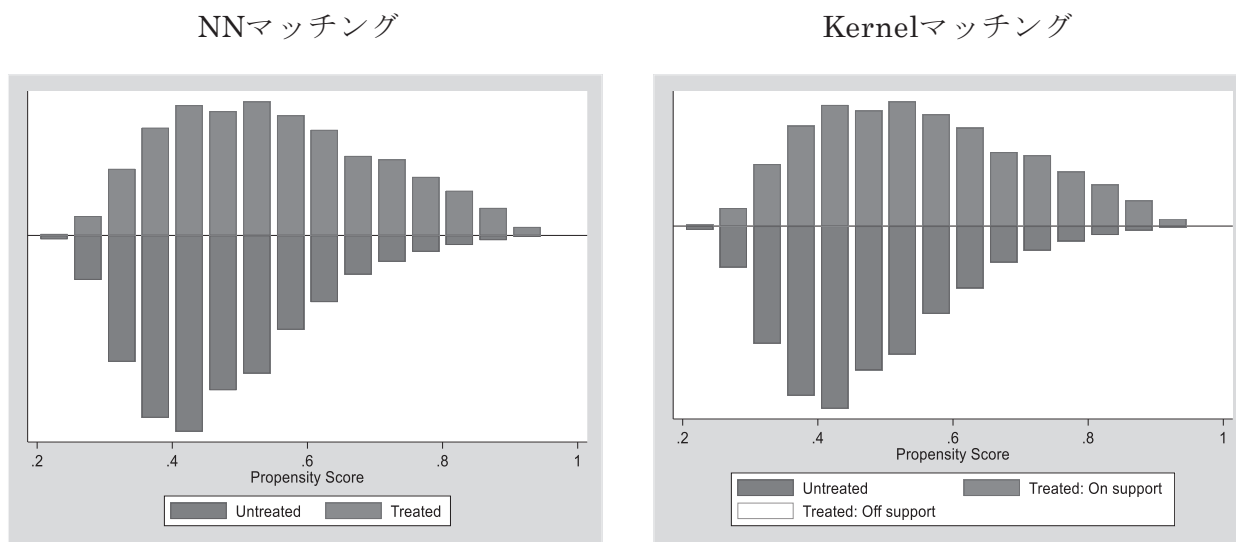
第 2-4-5 表 マッチング前後の共変量のバランスチェック

NN マッチング				
	mean bias(%)	median bias(%)	LR chi2	p>chi2
マッチング前	8.7	6.1	11993.20	0.000
マッチング後	0.3	0.2	23.64	0.788

Kernel マッチング				
	mean bias(%)	median bias(%)	LR chi2	p>chi2
マッチング前	8.7	6.1	11993.20	0.000
マッチング後	1.7	1.0	469.69	0.000

それぞれのマッチング法について、処置群と対照群の傾向スコアの分布も確認しておこう(第 2-4-6 図)。わずかではあるが、傾向スコアの右端では、処置群のケースのみ存在しているのに対して、左端では対照群に比べて処置群のケースが少ない。ATT の推計には、コモンスポートの仮定を満たす必要があるため、以下ではオーバーラップが存在しないケースを除外して計算を行う。

第 2-4-6 図 処置群と対照群のオーバーラップ



第 2-4-7 表は、2013 年法改正が企業の 60 ～ 64 歳の常用労働者数と常用労働者比率の変動にどれくらい影響を与えたかについて、DID-PSM による ATT の推計結果を示したものである。一見してわかるように、NN マッチングを用いた場合も Kernel マッチングを用いた場合も、ほぼ同じ結果が得られている。ここでは、NN マッチングの結果を中心に見ていこう。

上の表は、60 ～ 64 歳の常用労働者数を目的変数とし、64 歳までの全常用労働者数を統

制した推定結果である。ここでの ATT の単位は「人」なので、各 ATT 推計値は、処置群（2013 年法改正の影響を受けた企業）において、処置（法改正）が仮になかった場合と比べて、60～64 歳の常用労働者数が平均で何人増加したかを表している。よって、2012 年から 2013 年の 1 年間では、60～64 歳の常用労働者が、法改正により平均 0.425 人増加している。そして、ATT 推計値は年々値が高くなり、2019 年は 2012 年に比べて、平均で 2.668 人増加している。

他方、企業内の年齢構成にも変化が見られるのだろうか。64 歳までの常用労働者に占める 60～64 歳の常用労働者比率を目的変数とした下表を見ると、若干ではあるが比率が増加していることがわかる。単位は「%」なので、2012 年に比べると、法改正によって 2013 年は平均で 0.143%、2019 年は平均で 0.823% 上昇している。

第 2-4-7 表 60～64 歳の常用労働者数、常用労働者比率に対する
2013 年法改正の効果

	60～64 歳の常用労働者数									
	NN マッチング					Kernel マッチング				
	N (処置群)	N (対照群)	ATT	S.E.	t	N (処置群)	N (対照群)	ATT	S.E.	t
2012 年 vs 2013 年			0.425	0.155	2.73			0.423	0.155	2.72
2012 年 vs 2014 年			0.714	0.248	2.88			0.709	0.248	2.85
2012 年 vs 2015 年			0.956	0.276	3.46			0.949	0.276	3.44
2012 年 vs 2016 年	51504	45701	1.740	0.356	4.89	51495	45701	1.731	0.356	4.87
2012 年 vs 2017 年			2.178	0.406	5.36			2.168	0.406	5.34
2012 年 vs 2018 年			2.401	0.431	5.57			2.390	0.431	5.55
2012 年 vs 2019 年			2.668	0.483	5.53			2.655	0.483	5.50

	60～64 歳の常用労働者比率 (64 歳までの常用労働者に占める比率)									
	NN マッチング					Kernel マッチング				
	N (処置群)	N (対照群)	ATT	S.E.	t	N (処置群)	N (対照群)	ATT	S.E.	t
2012 年 vs 2013 年			0.143	0.021	6.84			0.143	0.021	6.83
2012 年 vs 2014 年			0.338	0.027	12.41			0.338	0.027	12.40
2012 年 vs 2015 年			0.451	0.032	13.96			0.451	0.032	13.95
2012 年 vs 2016 年	51504	45701	0.592	0.037	16.10	51495	45701	0.592	0.037	16.10
2012 年 vs 2017 年			0.741	0.041	18.17			0.741	0.041	18.16
2012 年 vs 2018 年			0.762	0.043	17.54			0.761	0.043	17.53
2012 年 vs 2019 年			0.823	0.046	18.08			0.823	0.046	18.08

4. 考察

以上から、2013 年法改正によって、そのターゲット層である 60～64 歳の常用労働者数や比率が増加していることがわかった。7 年間で 1 企業当たり平均約 2.7 人、0.8% の増加を、増えていると捉えるか、ほぼ変化がないと捉えるかは議論が分かれるところだろう。しかし、60～64 歳において、短期的な契約を締結している労働者でもなく、また 1 週間の労働時間が 20 時間を切る短時間労働者でもない常用労働者が、この法改正の効果として着実に増えているという評価はできる。

ただし、この解釈には留意しなければならない点がある。1 つは、本章で用いた『高

年齢者の雇用状況』が、31人以上の常用労働者を雇用している企業のみを調査対象としている点である。したがって、常用労働者30人未満の企業における法改正の効果が、今回の結果には反映されていない。

2つめは、2012年をベースラインにATT推計値を算出している点である。2012年よりも前に、2013年法改正に向けた準備を整えた企業は、少なからず存在したであろう。したがって、希望者全員に65歳までの継続雇用の場を提供するという2003年からの流れ全体から見ると、算出された推計値はその一部であると解釈すべきだろう。

3つめは、年金をはじめとする高年齢期の社会保障の影響を考慮に入れていない点があげられる。高年齢期の稼得賃金以外の収入は、高年齢者個人の就業決定や賃金を左右する¹³だけでなく、企業の行動にも影響し得る。理論的には、在職老齢年金や高年齢雇用継続給付¹⁴は留保賃金を低めるため、高年齢者の労働供給曲線の下方シフトを引き起こすと同時に、企業の需要曲線の下方シフトも引き起こすとされる。しかし、この理論的予測をJILPTが行なった『高齢者の雇用・採用に関する調査』データで検証した浜田（2010）によると、企業の賃金は継続雇用率に負の影響を与えていたものの、あまり大きな影響ではなかった。したがって、在職老齢年金や高年齢雇用継続給付によって高年齢者がより低い賃金でも働くという労働供給側への効果を超えて企業が賃金を引き下げているとは言えないと述べている。同じデータを使った山田（2010）も、企業の60歳以上の継続雇用率にこれらの公的給付は有意な影響を与えていないとしている。これらの結果は、本章の分析から得られた60～64歳の常用労働者数や比率の増加分は、2013年法改正による影響が主であり、公的給付はあまり影響していないことを示唆する。他方、山田（2010）では、企業年金と継続雇用率の関係も分析しており、両者に有意な負の関連を確認している。つまり、企業年金を継続雇用時の年収保障に組み込むことは、継続雇用率を低下させる効果がある。

4つめに、日本の人口ピラミッドにおける年齢構成の効果が、結果に反映されている可能性がある。市場全体で見る2010年代の60～64歳の常用労働者数や比率はほぼ横ばいだが（第2-3-3図）、この時期、最も人口が多い団塊世代（1947年～1949年生まれ）は60代中頃から後半に差し掛かっている¹⁵。つまり、2010年代の60代前半の人口は、ピークを超えた後の減少期を迎えていたため、この年齢層の労働者数や比率が増加する余地は、そもそも大きくなかったのかもしれない。

5. どのような企業で65歳以上の常用労働者数や比率が増えたのか

2010年代に65歳以上の労働者数と比率が急増しているのも、この世代効果の影響が大き

¹³ 年金受給状況や金額、支給開始年齢が個人の就業に与える影響は、研究蓄積が非常に多い。在職老齢年金と就業の関係も高年齢期就業に関する労働経済学の主要テーマの1つであり、清家・山田（2004）や田村（2017）にまとめられている。多くの先行研究が明らかにしたこととして、在職老齢年金は60代前半層の就業を抑制する効果があるものの、2000年以降は抑制効果が逡減している。

¹⁴ 高年齢雇用継続基本給付金と高年齢再就職給付金がある。

¹⁵ 団塊世代は、2012年に63～65歳、2019年には70～72歳を迎えている。

いものと考えられる。65歳以上の労働者は2013年法改正の対象ではなかったが、2021年4月に施行された法改正では、70歳までの就業確保を努力義務とする規定が組み込まれている。この流れは、65歳までの雇用確保を義務化した時と同様であり、現在も70歳までの就業機会の確保を義務化する方向で進められている。そこで、どのような特徴を持った企業が2010年代に65歳以上の雇用を伸ばしたのかを分析し、今後の影響を考察したい。

第2-4-8表は、各企業の65歳以上の常用労働者数、及び常用労働者全体に占める比率について、2012年から2019年の変化を目的変数に採り、OLSで分析した結果を表している。独立変数には、2012年の業種、従業員規模、地域、組合の有無、定年到達者の有無、定年制度、継続雇用制度に関する情報を用いた。その結果、従業員規模以外の変数の影響は、人数の変化にも比率の変化にも同様の傾向を示していた。業種で見ると、運輸業、郵便業、宿泊業、飲食サービス業、医療、福祉、サービス業（その他）、不動産業、物品賃貸業、建設業は、製造業に比べて、65歳以上の常用労働者数、比率の増加幅が大きい。また、制度面では、継続雇用制度、特に希望者全員が65歳以上まで働くことができる制度が整備されていた企業は、制度がない企業に比べて、労働者数も比率も増加している。反対に、情報通信業や金融、保険業は製造業に比べて、65歳以上の労働者数や比率の増加幅が小さい。また、2012年時点で定年年齢を64歳以下に定めていた企業や、労働組合のある企業は、65歳以上の労働者数、比率の増加幅が小さい。従業員規模については、労働者数と正相関、比率とは負の相関が見られる。つまり、常用労働者数が多い企業ほど、2012年から2019年にかけて65歳以上の常用労働者数が増加している。ただし、企業全体の常用労働者に占める比率は、小規模企業ほど増加幅が大きい。

第2-4-8表 どのような企業で65歳以上の常用労働者数、比率が増えたか (OLS)

	常用労働者数			常用労働者比率		
	Coef.	S. E.	t	Coef.	S. E.	t
業種 (vs. 製造業)						
農林漁業	3.355	1.951	1.72	1.774	0.318	5.57
鉱業	1.403	4.079	0.34	1.043	0.666	1.57
建設業	3.550	0.587	6.04	1.792	0.096	18.68
電気・ガス・熱供給・水道業	-2.204	2.489	-0.89	-0.348	0.406	-0.86
情報通信業	-2.626	0.709	-3.70	-1.566	0.116	-13.52
運輸業、郵便業	5.251	0.489	10.74	4.690	0.080	58.79
卸売、小売業	3.192	0.410	7.78	0.266	0.067	3.97
金融、保険業	-5.940	1.184	-5.02	-1.297	0.193	-6.71
不動産業、物品賃貸業	10.638	1.044	10.19	1.068	0.170	6.26
学術研究、専門・技術サービス業	1.800	0.841	2.14	0.099	0.137	0.72
宿泊業、飲食サービス業	8.699	0.819	10.62	3.635	0.134	27.18
生活関連サービス業、娯楽業	3.149	0.805	3.91	2.291	0.131	17.45
教育、学習支援業	-1.679	0.855	-1.96	-1.182	0.140	-8.46
医療、福祉	3.764	0.404	9.31	1.085	0.066	16.44
複合サービス事業	1.690	1.335	1.27	0.663	0.218	3.04
サービス業 (その他)	13.837	0.497	27.82	4.600	0.081	56.64
公務	0.409	15.766	0.03	-1.332	2.574	-0.52
分類不能	2.537	4.587	0.55	0.609	0.749	0.81
従業員規模 (vs. 31～50人)						
51～100人	1.199	0.325	3.69	-0.106	0.053	-2.00
101～300人	4.798	0.358	13.40	-0.761	0.058	-13.01
301～500人	11.969	0.628	19.07	-1.448	0.102	-14.13
501～1000人	21.166	0.744	28.46	-1.669	0.121	-13.75
1001人以上	66.202	0.871	76.00	-2.108	0.142	-14.82
地域 (vs. 北海道)						
東北	-0.861	0.784	-1.10	-0.290	0.128	-2.26
関東	-1.359	0.680	-2.00	-1.476	0.111	-13.29
中部	-1.566	0.700	-2.24	-0.961	0.114	-8.41
近畿	-1.314	0.710	-1.85	-1.222	0.116	-10.54
中国	-0.893	0.799	-1.12	-0.482	0.130	-3.70
四国	-0.576	0.935	-0.62	-0.531	0.153	-3.48
九州	-0.005	0.734	-0.01	0.332	0.120	2.77
組合あり	-2.045	0.367	-5.58	-0.152	0.060	-2.54
定年制度 (vs. なし)						
あり (定年年齢 64歳以下)	-1.936	1.078	-1.80	-3.524	0.176	-20.02
あり (定年年齢 65歳以上)	1.531	0.976	1.57	-0.358	0.159	-2.25
継続雇用制度 (vs. なし)				0.678	0.101	6.69
あり (基準該当者のみ)	0.222	0.622	0.36			
あり (希望者全員、64歳以下)	1.110	1.063	1.04	1.143	0.174	6.59
あり (希望者全員、65歳以上)	1.686	0.633	2.66	1.783	0.103	17.25
定年到達者あり	2.212	0.282	7.84	1.752	0.046	38.02
切片	0.047	1.117	0.04	5.443	0.182	29.86
N		109782			109782	
Adjusted R ²		0.071			0.121	

これらの結果は、前述の60代前半の分析(第2-4-4表)において、処置群に入る確率が低い(対照群に入る確率が高い)企業で65歳以上の労働者数や比率がより増加していることを示している。すなわち、運輸業、郵便業、飲食サービスなどの対人サービス業、組合が組織化されていない企業、そして中小企業を中心に、65歳以上の常用労働者の雇用は既に

進んでいる。その主要因は、需要に対する労働力の供給不足だろう。また、人口の多い団塊世代の中で、年金だけでは十分な生活が賄えない一定数の高年齢者と、人手不足の企業とがマッチした結果、特定の業種等で65歳以上の雇用が伸びたとも解釈できる。これを踏まえると、将来的に70歳までの就業機会確保の義務化が更に進んだ場合も、65歳までの雇用が義務化された時と同様の展開を見せることが予想される。すなわち、義務化政策が施行されるかどうかに関わらず、人手不足の産業や中小企業では、希望すれば70歳あるいはそれ以上の年齢まで働き続けられる体制が自ずと構築されていくだろう。そして義務化政策が施行されれば、制度的にそのような体制を採っていない大企業や組合のある企業等でも、70歳までの継続雇用環境を整えることが、強いられるようになるだろう。

第5節 結果のまとめ、政策的インプリケーション

本章では、2010年から2019年の『高年齢者の雇用状況』データを用い、2013年に施行された高年齢者雇用安定法の改正が、企業の60代前半層の雇用に対して与えた影響を分析した。具体的には、この改正によって企業の60～64歳の常用労働者数と比率がどの程度変化したかを、傾向スコアマッチング法と差分の差の推定を合わせた手法（DID-PSM）によって推計した。

まず、2013年法改正の影響を受けた企業の傾向を分析すると、情報通信業や金融・保険業、学術研究、専門・技術サービス業、卸売・小売業、そして常用労働者数が多い企業や労働組合が組織されている企業という特徴が挙げられた。次に、DID-PSMの結果、2013年法改正の影響を受けた企業群では、法改正が行われなかったと仮定した場合に比べて、60～64歳の常用労働者数が2012年からの7年間で1企業当たり約2.7人、64歳までの全常用労働者に占める比率が約0.8%増加したことがわかった。すなわち、2013年法改正によって、それまで高年齢者雇用に比較的消極的だった企業も、働く場を提供していることが明らかになった。1年以上（見込みを含む）且つ所定労働時間が1週間で20時間以上という、短期間でも短時間でもない常用労働者の雇用が着実に増えている点は、本研究の大きな発見といえよう。さらに、今後の法改正の対象である65歳以上の労働者層についても、2010年代にどのような企業で常用労働者比率が増加したのかを分析した。その結果、運輸業や郵便業、飲食サービスなどの対人サービス業、組合が組織化されていない企業、そして中小企業で増加率が高いことがわかった。

以上の結果をもとに、70歳までの就業確保を義務化した場合の影響を考察しよう。法律による70歳までの就業維持の影響は、65歳までの義務化時と同様に、金融・保険業等や中堅・大企業、組合が組織化されている企業の行動に大きく影響することが予想される。そのため、これらの企業を中心に、組織全体の年齢構成や賃金、人材の配置等を考慮しながら高年齢者の継続雇用を実現するという難易度の高い課題に再度取り組むこととなるだろう。た

だし、65歳時の義務化を進めた時とは状況が異なるので、その点に留意しなければならない。一つは、義務化の影響を受ける世代、つまり人口規模が異なる。団塊世代は2006年で57～60歳、2013年で64～66歳なので、65歳時の義務化を進めた時とこの世代が60代を過ぎた10年間はちょうど重なっていた。それに対して、総務省統計局の『人口推計』によると、2021年に65歳を迎える世代の人口は約151万人¹⁶で、これは最も人口が多い世代（2014年に65歳だった世代の約221万人）の68.2%にあたる。当然ながら、70歳までの就業確保義務化の動きが制度的に進めば、その後の世代にも影響力が及ぶため、現時点で企業が採る行動を断言するのは難しい。しかし、長期的には人口が減少¹⁷していくことを踏まえると、仮に65歳までの義務化時よりも考慮すべき人件費総額が低く見込まれるとすれば、企業にとって導入の障壁は低いと考えられる。

他方、70歳までの就業確保の義務化は、65歳までの義務化時よりも就業構造全体に大きな変化をもたらす可能性もある。というのも、2019年の段階で、70歳まで希望すれば働ける企業¹⁸は、全体の約10.5%（2019年『高齢者の雇用状況報告』の調査対象企業161,153社のうち16,880社）しかないためだ。つまり、このまま70歳までの就業を義務づける改正法が施行されると、約9割もの企業がその影響を受けることになる。本来であれば、この数値と65歳までの雇用の努力義務を定めた2003年の比率を比較したいが、公表されている情報から2003年時点で義務化の影響を受ける企業の比率を算出することはできない。よって、65歳までの義務化と70歳までの義務化で影響を受ける企業の数にどの程度の違いがあるかは正確にはわからないが、相当の数の企業が70歳までの継続雇用等に伴う賃金・人事制度の見直しを迫られることが予想される。

最後に、本章では、2013年法改正による60代前半層の継続雇用への影響を見てきたが、企業がどのように継続雇用を実現しているかを詳細に分析したわけではない。当然ながら、高齢者を継続して雇用すれば、人件費負担も増す可能性があるため、各企業は賃金や仕事内容、仕事上の責任の重さなどを工夫することで、増加分に対応していると考えられる。これらの研究課題については、次章以降で詳細な分析が行われているため、そちらを参照していただきたい。また、使用データの制約のため、常用労働者を対象とした分析を行なったが、実際の雇用状況を踏まえると、どの雇用形態が法改正によって伸びたのかを分析する必要がある。つまり、常用労働者の中でも正規労働者が増加したのか、あるいはパートタイマーなど非正規労働者が増えたのかが明確になるような分析を行うことが望ましい。この点は、今後の課題である。

さらには、高齢者を継続雇用することによる企業全体の採用や賃金への影響を検証する

¹⁶ 約151万人というのは、正確には2019年に63歳だった世代の人口である。

¹⁷ 2021年の世代でいうと、60代前半～50代まで年齢が下がるにつれて人口は減少し、40代中頃～後半で再び人口が多い世代（いわゆる団塊ジュニア世代）がある。40代前半からは年齢が下がるにつれて、人口も減少する。

¹⁸ 該当する企業には、「定年制度なし」、「定年制度があり、定年年齢が70歳以上」、「定年制度があり、定年年齢は69歳以下。且つ継続雇用制度があり、その対象が希望者全員で70歳以上まで雇用」の3パターンが含まれる。

ことも、今後の重要な研究課題である。高年齢者の雇用維持・確保が、若年層の採用抑制につながるのではないかという問題を扱った研究はこれまでも行われてきたが、そのような影響を示す証拠は得られていない（周 2012, Kondo 2016）。他方、2019年にJILPTが実施した『高年齢者の雇用に関する調査（企業調査）』では、回答企業の2割弱が、60代前半の雇用確保における課題として、「若年層が採用できず、年齢構成がいびつになる」点を挙げている（労働政策研究・研修機構 2020）。高年齢層の雇用が現役層の雇用に与える因果関係を厳密に検証することは難しいが、高年齢者だけでなく、現役層も意欲を持って働くことができる社会について考えるためには、解明が待たれるテーマである。

謝辞

本章の作成に当たり、厚生労働省から『高年齢者の雇用状況』の個票データの提供を受けた。作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものであり、ありうべき誤りはすべて著者の責任である。

参考文献

- 近藤絢子（2014a）「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか：高年齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』642：pp.13-22.
- 近藤絢子（2014b）「高年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』東洋経済新報社：pp.123-152.
- 佐藤一磨（2013）「Propensity Score Matching法を用いた男性のマリッジプレミアムの検証」『経済分析』187, pp.47-68.
- 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」労働政策研究・研修機構編『高齢者雇用の現状と課題』労働政策研究・研修機構：pp.172-191.
- 清家篤・山田篤裕（2004）『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 田村泰地（2017）「年金制度の改正が高齢者の就労に与える影響：日本を含む各国でのearning test（所得制限）に関する研究事例の紹介」『ファイナンス』52（11）, pp.79-87.
- 戸堂康之（2008）「日本のODAによる技術援助プログラムの定量的評価—インドネシア製造産業における企業レベルデータ分析—」RIETI Discussion Paper Series 08-J-035.
- 濱口桂一郎（2014）『日本の雇用と中高年』筑摩書房.
- 浜田浩児（2010）「在職老齢年金、高年齢雇用継続給付が企業の継続雇用者賃金決定に及ぼす影響」『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』労働政策研究報告書 No.120, pp.120-130.
- 樋口美雄・山本勲（2002）「わが国の高齢者雇用の現状と展望：雇用管理・雇用政策の評価」『金融研究』第21巻別冊第2号, pp.1-30.

- 樋口美雄・山本勲（2006）「企業における高齢者の活用：定年制と人事管理のあり方」『少子化の経済分析』東洋経済新報社，pp.67-91.
- 藤本真（2017）「60代前半継続雇用者の企業における役割と人事労務管理」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』労働政策研究・研修機構，pp.71-98.
- 山田篤裕（2009）「高齢者就業率の規定要因：定年制度、賃金プロファイル、労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』589，pp.4-19.
- 山田篤裕（2010）「60歳以前の雇用管理が60歳以降の継続雇用に与える影響—賃金プロファイルの形状および労働組合の存在」『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』労働政策研究報告書 No.120，pp.67-89.
- 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『日本の家計行動のダイナミズムⅣ：制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会：pp.161-173.
- 労働政策研究・研修機構（2019）『データブック国際労働比較 2019』.
- 労働政策研究・研修機構（2020）『高年齢者の雇用に関する調査（企業調査）』調査シリーズ No.198.
- Caliendo, Marco and Sabine Kopeing（2008）“Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching,” *Journal of Economic Surveys*, 22（1）, 31-72.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra Todd（1997）“Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64（4）, 605-654.
- Kondo, Ayako（2016）“Effects of Increased Elderly Employment on Other Workers’ Employment and Elderly’s Earnings in Japan,” *IZA Journal of Labor Policy*, 5: 2.
- Kondo, Ayako and Shigeoka, Hitoshi（2017）“The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan,” *Industrial Labor Relations Review*, 70（4）, 1008-1036.
- Lazear, Edward. P.（1979）“Why Is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy*, 87（6）, 1261-1284.
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin（1983）“The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70（1）, 41-55.
- Smith, Jeffrey A. and Petra Todd（2005）“Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics*, 125（1-2）, 305-353.