

2020年高年齢者雇用安定法改正は 60歳代後半の雇用を増やしたのか —「高年齢者雇用状況等報告」業務データを用いた分析—

森山智彦・張佳潔



2020年高年齢者雇用安定法改正は60歳代後半の雇用を増やしたのか
—「高年齢者雇用状況等報告」業務データを用いた分析—

森山智彦（独立行政法人 労働政策研究・研修機構 副主任研究員）

張佳潔（独立行政法人 労働政策研究・研修機構 アシスタントフェロー）

要旨

本研究は、70歳までの就業機会確保の努力義務を規定した2020年高年齢者雇用安定法改正が企業の60歳代後半の雇用者数や全従業員に占める割合に与えた影響を、「高年齢者雇用状況等報告」の業務データを用いて検証した。特に、法改正以前は66歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業（処置群）に対して、制度を既に導入していた企業（対照群）よりも大きな雇用拡大効果をもたらされたのかに焦点を当てて分析した。その結果、法改正による65～69歳の常用労働者数の増加効果は、2019年時点で66歳以降の就労を可能とする制度をすでに導入していた企業よりも、制度を導入していなかった企業において、より大きかった。しかし、2020年を基準に推定した場合は、処置群と対照群間の増加幅の違いは確認されなかった。他方、全常用労働者に占める65～69歳の割合を被説明変数にした場合は、2019年を基準にしても2020年を基準にしても、概ね処置群の方が増加幅が大きかった。ただし、分析対象全期間の処置群固有の線形トレンド項を統制すると、正の効果はほぼ消失した。このことから、2020年高年法改正は、企業の65～69歳労働者層の割合増に対して、処置群の企業により大きな影響を与えたが、同時に平行トレンドに依存している部分がある程度あるものと解釈される。

（備考）本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目 次

1.	研究目的と使用データ	1
1.1	研究背景と目的	1
1.2	データ	2
2.	仮説	3
3.	66歳以降の就労を可能とする制度の導入状況	4
4.	2020年高年法改正が60歳代後半層の雇用に与えた影響	6
4.1	推定モデル	6
4.2	記述統計	9
4.3	65～69歳の常用労働者数への影響	10
4.4	全常用労働者に占める65～69歳の割合への影響	14
5.	まとめ	16
	参考文献	18

1. 研究目的と使用データ

1.1 研究背景と目的

本研究の目的は、2020年高年齢者雇用安定法（以下、高年法）改正の需要側への影響、すなわち60歳代後半の雇用者数や全従業員に占める割合に与えた影響を、「高年齢者雇用状況等報告」の業務データを用いて、検証することである。

2020年の改正高年法は、65歳までの希望者全員の雇用が義務化¹された後、就労の可能性をさらに70歳まで延長させるために、2020年3月に成立、2021年4月に施行されたものである。この法改正では、70歳までの就業確保措置を講ずることが事業主の努力義務として規定された。就業確保措置として含まれるのは、(1)70歳までの定年の引き上げ、(2)定年制の廃止、(3)70歳までの継続雇用制度²の導入、(4)70歳まで継続的に業務委託契約を締結する制度の導入、(5)70歳まで継続的に社会貢献事業³に従事できる制度の導入、の5つであり、このうちいずれかを講ずるよう努めることが求められた⁴。

2020年改正法の効果検証を試みた実証研究はこれまで無いが、65歳までの雇用確保措置の努力義務を規定した2004年改正高年法⁵の効果を検証した研究は何点かある。『慶應義塾家計パネル調査（2006年版、2007年版）』を分析した山本（2008）によると、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、法改正前の55%に対して改正後は68%まで上昇していた。『労働力調査』の個票データを分析したKondo and Shigeoka（2017）によると、法改正の影響を受けない1945年生まれのコーホートに比べて、影響を受けた1946年生まれのコーホートは、60歳の就業率が2.4%、61歳の就業率が3.2%高かった。また、法改正が雇用に与えた正の効果は、従業員数500人以上の大企業に偏っていた。大企業における60～62歳の就業率は、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 企業に対する65歳までの雇用確保措置は、1990年の高年法改正で努力義務が定められ、2000年に定年引き上げが選択肢に追加、2004年法改正で努力義務が義務規定化された。そして、2012年の法改正で選別可能性が廃止され、希望者全員の雇用が義務づけられた。

² 特殊関係事業主に加えて、他の事業主によるものも含まれる。

³ この社会貢献事業とは、事業主自ら実施する社会貢献事業、または事業主が委託、出資等する団体が行う社会貢献事業を指す。

⁴ 65歳超の就労機会を提供する企業への助成金制度としては、65歳超雇用推進助成金がある。これは、65歳以上への定年の引き上げや、希望者全員を対象とする66歳以上の継続雇用制度を導入した事業主に対して、その措置内容や年齢の引き上げ幅に応じて一定額の助成金を支給する制度である。高齢者向けの雇用管理制度の整備等に関する措置を実施した事業主や、50歳以上かつ定年年齢未満の有期契約労働者を無期雇用に転換させた事業主にも、助成を行う。

⁵ 2004年6月に成立した改正高年法により、65歳未満の定年を定めている事業主は、(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努力義務が規定され、2006年4月1日に施行された。当時は、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が認められていた。

～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 歳以降の就業率は、出生年コーホート間の有意差がほぼなかった⁶⁷。

このように、2004 年の高年法改正は、一貫して 60 歳代前半の就業率等を押上げたという見解が得られている。しかしながら、2020 年改正法が、同様の効果をもたらしたとは限らない。年齢に伴う健康等のリスクを重視した場合、企業は 60 歳代後半層の雇用拡大に慎重な姿勢を取る可能性があるからだ。そこで本研究では、この改正法が企業の 60 歳代後半層の雇用行動に対して、どの程度のインパクトがあったのかを、「高年齢者雇用状況等報告」業務データの分析から明らかにする。とりわけ、法改正以前は 66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業に対して、より大きな雇用拡大の効果をもたらしたのかに注目したい⁸。

構成は次の通りである。本節第 2 項では、本研究の使用データについて述べる。第 2 節で仮説を設定し、第 3 節で「66 歳以降の就労を可能とする制度」の定義と導入企業の推移を記述的に示す。第 4 節では、2020 年高年法改正（以下、2020 年法改正）が 60 歳代後半層の雇用に与えた影響を推定するためのモデルと推定結果を示す。第 5 節で結果をまとめ、課題について述べる。

1.2 データ

本研究で用いる「高年齢者雇用状況等報告」は、常用労働者⁹が 31 人以上（2020 年以前）または 21 人以上（2021 年以降）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¹⁰。本研究で最も注目するのは、改正法の施行前後の 2020 年前後の変化だが、改正前のトレンドや施行後数年の推移も把握するため、2017 年から 2024 年までのデータを用いることとする。

⁶ 関連研究として、Kondo (2016) は、法改正に対して事業所が賃金や雇いをどう調整したのかを、『雇用動向調査』と『賃金構造基本統計調査』を用いて分析した。その結果、2006 年以降に 60 歳に達した世代では、60 歳代前半の所得が大幅に減少していた。また、一部の企業では、女性パートタイム労働者の数を減らしていた。

⁷ 2012 年改正高年法の効果の規模を推定した研究としては、山田 (2017)、北村 (2018)、佐藤・深堀・樋口 (2020)、森山 (2022) がある。

⁸ 2020 年法改正に加えて、在職老齢年金も 65 歳超の雇用に左右する可能性がある。この制度は、高齢者の就労意欲を阻害するという見方と高齢者の賃金を抑制するという見方の双方があり、継続的に議論の対象になってきたが、65 歳以上に関しては、明確な就労抑制効果は確認されていない (山田 2020, Motohashi 2023)。

⁹ 「高年齢者雇用状況等報告」における「常用労働者」とは、一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 時間以上の者をいい、正社員の他、契約社員、パート労働者等も含まれる。なお、昼間学生等雇用保険の被保険者とならない者は、常用労働者に含まれない。

¹⁰ 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 年と 2020 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。

本データにより、年齢階級別の常用労働者数、および全体に占める各年齢の割合を示したものが図表 1¹¹である。65～69 歳の平均常用労働者数は、2017 年から 2020 年にかけて 6.8 人から 7.2 人に増えたものの、翌年の 2021 年に 6.8 人に減り、再び 2024 年までにかけて 7.2 人に増えてきている。この年齢層の割合の平均は、2017 年（4.8%）から 2024 年（5.1%）にかけて、わずかに増えた。他の年齢層を見ると、44 歳以下は、人数、割合ともに減少しているのに対して、45～59 歳と 60～64 歳は、徐々に増加している。そして、70 歳以上の人数と割合がこの 7 年間で急激に伸びており、2024 年の平均人数は 5.1 人、割合も 4.4%となっている。

図表 1 年齢階級別の常用労働者数、割合

	常用労働者数 (単位:人)					全常用労働者に占める割合 (単位:%)				
	44歳以下	45～59歳	60～64歳	65～69歳	70歳以上	44歳以下	45～59歳	60～64歳	65～69歳	70歳以上
2017年	109.8	65.3	13.1	6.8	2.4	53.3	32.4	7.6	4.8	1.9
2018年	107.5	66.7	13.1	7.0	2.9	51.7	33.2	7.7	5.0	2.5
2019年	105.1	67.1	13.3	7.1	3.6	50.6	33.7	7.8	5.0	3.0
2020年	103.3	68.7	13.7	7.2	4.1	49.5	34.3	7.8	5.0	3.4
2021年	96.1	65.3	13.0	6.8	4.3	48.8	34.7	7.8	5.0	3.8
2022年	96.6	67.8	13.7	6.8	4.6	47.9	35.2	7.9	5.0	4.0
2023年	97.2	68.2	14.2	6.9	4.9	47.3	35.6	8.1	5.0	4.2
2024年	95.1	68.4	14.5	7.2	5.1	46.7	35.7	8.1	5.1	4.4

注：常用労働者31人以上の企業に限定して、集計している。

2. 仮説

2020 年法改正は、企業の 60 歳代後半の雇用を促進する効果を発揮した可能性と、そのような効果は発揮されなかった可能性の双方が想定される。仮に雇用促進効果があったとすれば、それは 2004 年の法改正と同様に、2020 年の改正も企業が 60 歳代後半の雇用を広げるインセンティブが機能したことを意味する。法改正を機に、労働者の生産性低下と加齢が必ずしも直結しないことや、ベテラン層の知識・経験の活用について柔軟に検討する企業が増えれば、それは 60 歳代後半層の常用的な雇用を増やすことにもつながり得るだろう。65 歳超雇用推進助成金も、企業のマインドを変え、雇用を増やす動きを後押ししたかもしれない。

反対に、年齢に伴うリスクなどを重視する企業が多い場合には、法改正が企業に雇用の拡大を促す効果は限定的だろう。この法改正は、あくまで努力義務であり、企業に雇用を強制するものではない。Lazear (1979) の古典的モデルに従えば、シニア労働者の賃金は生産性を上回るため、雇用の延長は企業の収益を損なうことになる。60 歳代前半と 65 歳以上の健康や労

¹¹ 図表 1 は、常用労働者数 31 人以上の企業に限定して集計した。全企業を集計した場合、トレンドによる平均労働者数や割合の変化と、2021 年以降の調査対象が常用労働者数 21 人以上の企業に変わったことによる変化との区別がつかないためである。

働災害リスクの違い、シニア層のモチベーション低下をリスク要因として捉える企業もあるだろう(労働政策研究・研修機構 2026)。シニア層の雇用を維持することで、若年層、中年層のプロモーションやモチベーションに負の影響が生じることを懸念している企業もあるかもしれない¹²。

さらには、2020年法改正が需要側に及ぼす影響は、すべての企業で一律ではないかもしれない。法改正自体は対象企業を限定しているわけではなく、全企業に70歳までの就労確保措置を講じるよう努力義務を課している。しかしながら、法改正時に設けられている66歳以降の従業員向けの雇用制度や実際の雇用者数は、企業によって異なる。法改正前から、66歳以降の就労を可能とする制度を設け、実際に雇用している企業もあれば、雇用を65歳までで区切っている企業もあるだろう。前者であれば、とりたてて今回の法改正に対応する必要はないが、後者は何らかの措置を検討する動きが現れやすいかもしれない。実際に2004年の法改正時、法改正による60歳代前半層の雇用拡大の影響は、それまで定年制を厳格に遵守していた大企業に限定され、中小企業では雇用への効果は認められなかった(Kondo and Shigeoka 2017)。

以上を踏まえて、本研究では、2020年法改正が企業の高齢者雇用に与える影響における企業間の違いを明らかにするために、以下の仮説を検証する。

仮説 2020年高年法改正が企業の60歳代後半への雇用に与えるプラスの効果は、法改正以前には66歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業の方が、導入していた企業よりも大きい。

3. 66歳以降の就労を可能とする制度の導入状況

本研究では、企業が「66歳以降の就労を可能とする制度」を導入しているか否かについて、定年制度、継続雇用制度、その他就業規則等の66歳以上まで働ける制度の導入の有無や、制度適用者の上限年齢等から判断する。これをまとめたものが図表2である。

図表3は、66歳以降の就労を可能とする制度を導入している企業の割合の推移を表している。2019年は30.8%の企業が66歳以降も就労できる何らかの制度を設置していたが、その割合は徐々に増え、2024年には45.8%を占めている。2020年法改正が、増加の一因かもしれない。細かく見ると、「定年年齢65歳以下&基準該当者の継続雇用制度(上限年齢66歳以上)」の導入企業が最も多い。同時に、近年は「定年年齢65歳以下&希望者全員の継続雇用制度(上限年齢66歳以上)」や「定年制や継続雇用制度以外の66歳以上まで働ける制度(就

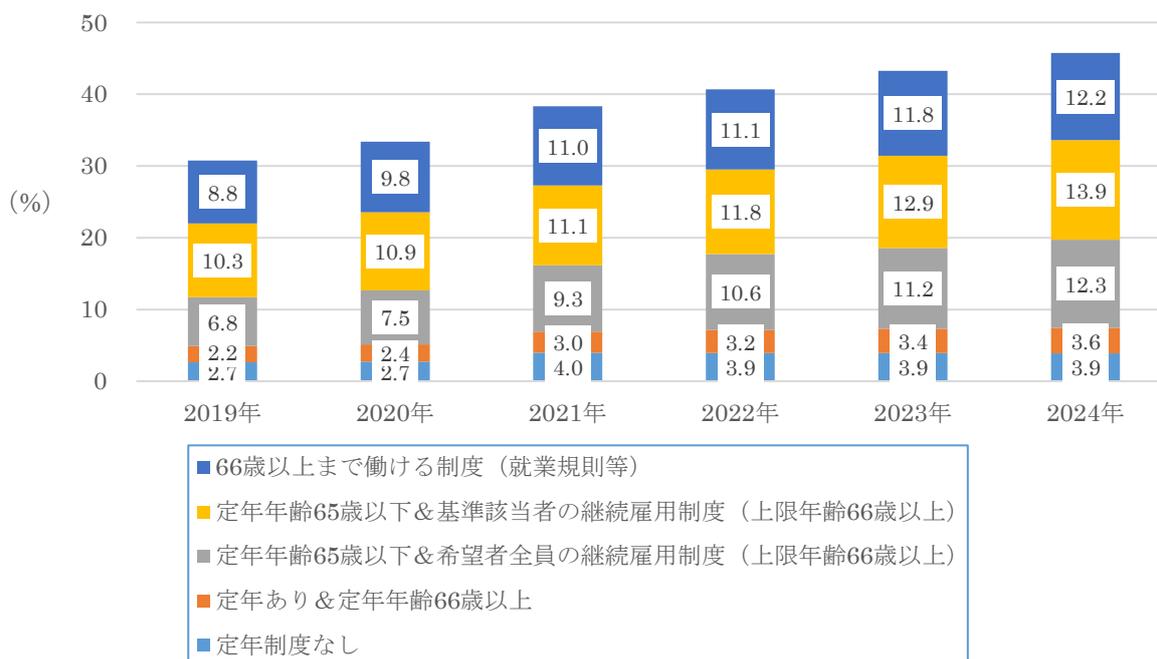
¹² ただし、日本の労働市場において、高齢者の雇用維持、促進が若年層の雇用や賃金に負の影響を与えることを示した研究は、これまでのところない(Oshio et al. 2010, 永野 2014, Kondo 2016)。

業規則等)¹³」を採り入れている企業が増えており、それぞれ全体の1割強を占める。「定年制度なし」と「定年あり&定年年齢66歳以上」の企業は微増し、それぞれ4%弱である。

図表2 「66歳以降の就労を可能とする制度」の有無の定義

	定年制度		継続雇用制度	
	有無	上限年齢	有無	上限年齢
66歳以上まで働ける制度あり	なし	—	—	—
	あり	66歳以上	—	—
	あり	65歳以下	あり	66歳以上
66歳以上まで働ける制度なし	自社又は子会社等で会社の実情に応じ会社が必要と認める者等を66歳以上まで働ける制度を就業規則等に定めている。			
	あり	65歳以下	なし	—
	あり	65歳以下	あり	65歳以下
自社又は子会社等で会社の実情に応じ会社が必要と認める者等を66歳以上まで働ける制度を就業規則等に定めていない。				

図表3 「66歳以降の就労を可能とする制度」導入企業の推移



注：2020年以前は常用労働者31人以上の企業、2021年以降は21人以上の企業の集計結果を示している。

¹³ この項目は、定年廃止や継続雇用制度等以外に、自社又は子会社等で会社の実情に応じ会社が必要と認める者等を65歳を超えて働ける制度を就業規則等に定めているか否かを尋ねる質問を用いている。2019年調査から2022年調査までは、「66歳以上まで働ける制度等（定年の廃止・引上げ等を除く）の状況」、2023年調査以降は、「65歳を超えて働ける制度等（定年制・継続雇用制度・創業支援等措置を除く。）の状況」と、ワーディングが若干変更されているが、実質的には該当企業は大きく変わらないものと考えられる。なお、2018年以前は「70歳以上まで働ける制度等の状況」を尋ねており、2019年以降との接続は難しい。

4. 2020 年高年法改正が 60 歳代後半層の雇用に与えた影響

4.1 推定モデル

本研究では、2020 年法改正が 60 歳代後半の雇用者数や割合に与えた平均的な影響を、差の差の分析 (difference-in-differences; 以下、DID) により推定する。説明変数は、政策の対象となる処置群と政策対象外の対照群に分けることが一般的だが、2020 年法改正は、対象企業を限定しているわけではない。加えて、本研究では、法改正がどのような企業に雇用拡大をよもたらしたかに関心がある。そのため、本研究では処置群を「基準年には、66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業」、対照群は「基準年には、既に 66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していた企業」と定義する。

ただし、ここで、基準を何年に設定するかという問題が浮上する。2020 年改正法は、2020 年 3 月 31 日に成立し、2021 年 4 月 1 日に施行された。また、本研究で用いる「高年齢者雇用状況等報告」は毎年 6 月 1 日時点の回答を取得している。したがって、政策施行の前年である 2020 年を基準とし、2020 年とそれ以降の年との変化分に注目することが通常よく採られる手法である。しかしながら、周知の通り、2020 年はコロナの流行に伴う緊急事態宣言の発令などにより、企業活動が著しく制限された年である。このような巨大な社会的ショックが起こった年は、処置群と対照群の差の動きが歪む可能性が高いため、この年を基準にすると、政策の効果を誤って推計することに繋がる懸念が大いにある。これを回避するには、ショックが生じる前年 (通常年) を基準とする方が望ましい。政策施行の前々年を基準とする理由は他にもある。政策内容にも依るが、政策が正式に施行される前であっても、制度の予告や実施の確実性により、個人や企業が事前に行動を調整する可能性がある。このような先取り効果の可能性が想定される場合、施行前年だけでなく、前々年を基準とした分析も併せて行い、結果の違いを見ることが肝要とされる。以上を踏まえて、本研究では 2019 年と 2020 年の両方を基準年に設定し、分析を試みる。

観測単位 (企業) を i 、年を t とし、処置群 (2019 年または 2020 年 6 月 1 日時点で、66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業¹⁴) を以下の通り定義する。

$$G_i \in \{0,1\}$$

法改正施行後は、この政策が継続的に適用されると仮定する。2019 年を基準年とした場合、法改正導入後を示す指標は、

$$Post_t = \mathbf{1}[t \geq 2020]$$

と定義され、DID 推定式は次のように表される。

¹⁴ 図表 2 の「66 歳以降の就労を可能とする制度」を導入していない企業が処置群、導入している企業が対照群に該当する。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta(G_i \times Post_t) + \varepsilon_{it} \quad \textcircled{1}$$

被説明変数 Y_{it} は、「各企業の 65～69 歳の常用労働者数」、並びに「各企業の全常用労働者に占める 65～69 歳の常用労働者の割合」の 2 つである¹⁵。 α_i は企業固定効果、 λ_t は年固定効果であり、時間不変の観測されない異質性および共通の年次ショックをそれぞれ統制する。係数 β は、政策導入後における処置群の雇用者数の変化から、同期間における対照群の変化を差し引いた平均的な政策効果を表す (Angrist and Pischke 2009)。

ただし、DID 推定により得られる推定値が、法改正の正確な因果効果を反映するためには、法改正が行われなかった場合において、処置群と対照群のアウトカムが、法改正以前と同様の時間的推移をたどっていたこと、すなわち平行トレンドの仮定が成立している必要がある。この仮定の妥当性を検証するために、法改正前の期間におけるトレンドの比較を、以下の推定式を用いて行う。法改正の施行年を T_0 、施行年からの相対時点を $k(=t-T_0)$ と定義すると、平行トレンド仮定を検証するための推定式は次のように表される。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta(G_i \times k_t) + \varepsilon_{it} \quad (t < T_0) \quad \textcircled{2}$$

これは、法改正の施行年より前のデータのみを用いて、基準年を参照点とした固定効果モデルを推定することを意味する。このとき、平行トレンド仮定の検定は、処置群と対照群のトレンドの傾きが等しいという帰無仮説 ($H_0: \delta = 0$) を検定することに対応する。仮に平行トレンドの仮定が成立しなかった場合は、処置群と対照群の観察可能な、あるいは観察不可能な特性の差を十分に取り除けていない可能性があるため、両群の比較可能性を高める追加的な手法を併用することが望ましい。

その一つの方法として、本研究では傾向スコアを用いたアプローチを採用する。具体的には、傾向スコアに基づく **overlap weight** (以下、OW) を用いることで、処置群と対照群の属性分布が重なり合う観測に重点を置いた DID 推定を行う。OW は、処置群と対照群の双方に割り当てられる可能性が高い観測 (共通サポート領域に位置する観測) に相対的に大きな重みを与え、傾向スコアが極端な観測の影響を抑制することで、両群の共変量バランスを改善し、より比較可能性の高い集団において政策効果を推定するアプローチである (Li et al. 2018, Li et al. 2019)¹⁶。

¹⁵ 「65～69 歳」というカテゴリーを用いると、2020 年法改正のターゲットではない人々も、被説明変数に含まれることが懸念される。65 歳は、2012 年までの法改正により雇用が義務づけられた年齢の範囲に含まれるからだ。ただし、「65 歳までの雇用」を「65 歳の誕生月の末日まで」とする企業と「65 歳を迎えた年度末まで」とする企業のうち、日本の雇用慣行では、前者が多数派だと考えられる。したがって、本調査でカウントされている「65 歳」の一部は確かに 2020 年改正のターゲットでは無い人と考えられるが、多くはこの改正のターゲットと見なして差し支えないものと推察される。

¹⁶ 傾向スコアによってウェイトを加重する方法としては、逆確率重みづけがある。しかし、これは極端な傾向スコアが存在する場合、推定が不安定になるという問題がある (Li et al. 2019)。また、NN Matching はマッチできないデータが切り捨てられる問題がある。実際に本データで試みてみたところ、この問題によって、コモンサポ

基準年に処置群に属する確率（傾向スコア： e_i ）を、同年における共変量 X_i に基づき、二項ロジットモデルにより推定する。2019年を基準年とした場合の推定式は次の通りである。

$$e_i \equiv \Pr(G_i = 1 | X_{i,2019}) = \Lambda(X'_{i,2019}\gamma) = \frac{\exp(X'_{i,2019}\gamma)}{1 + \exp(X'_{i,2019}\gamma)}$$

$\Lambda(\cdot)$ はロジット関数であり、共変量 $X_{i,2019}$ には、産業、従業員数、地域、労働組合の有無を含める¹⁷。

次に、推定された傾向スコア \hat{e}_i に基づき、OW を次のように定義する。

$$w_i = \begin{cases} \hat{e}_i & (G_i = 0) \\ 1 - \hat{e}_i & (G_i = 1) \end{cases}$$

OW を用いた DID 推定式は、次のように表すことができる。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta^{OW}(G_i \times Post_t) + \varepsilon_{it} \quad \textcircled{3}$$

実際の推定は、OW を確率重みとして用いた重み付き最小二乗法により行った。ここで、係数 β^{OW} は、処置群と対照群の属性分布が重なり合う集団における平均的な法改正の効果を表している。

OW により加重した DID 推定を行うことで、より比較可能性の高い集団に限定した法改正の効果を推定することが可能となる。しかしこの手法を用いても、平行トレンド仮定がうまく満たされない場合もある。OW が処置群と対照群の観測可能な特性を調整する点では有効である一方で、被説明変数の時間的推移における違いを直接的に調整するものではないためだ。この問題が生じた場合は、両群の間に存在し得るトレンドの差を明示的にモデルに取り込むことで対応する。具体的には、処置群に固有の線形トレンドを許容する項を追加し、法改正前から存在していた可能性のある傾きの違いをコントロールした上で、法改正の効果を推定する。

ここで追加する項は、2通りが考えられる。一つは、基準年以前の期間における傾きのみを処置群に許容するモデルである¹⁸。これにより、法改正前から存在していたトレンド差をコントロールすることができる。基準年が 2019 年の場合、 $Pre_t = \mathbf{1}[t < 2020]$ 、 $\tau_t^{pre} = \tau_t \times Pre_t$ とおくと、DID 推定式は、次のように表される。

ートが満たされなかった。Overlap weight はこれらの問題を回避しつつ、より比較可能性の高い集団に焦点を当てた推定を可能にするため、逆確率重みづけやマッチング手法よりも、安定的な推定結果が得られるとされる。

¹⁷ 各変数に含まれるカテゴリーは、次の通りである。産業：農林漁業、鉱業・建設業、製造業、電気・ガス・熱・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、分類不能。従業員数：31～50人、51～100人、101～300人、301～500人、501～1000人、1001人以上。地域：北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州。

¹⁸ 具体的には、基準年からみて前後何年かを表す連続型変数と処置群ダミーとの交差項を作成した上で、法改正施行後の年は全て0を取る変数を作成し、これを推定に投入する。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta^{OW} (G_i \times Post_t) + \delta^{pre} (G_i \times \tau_t^{pre}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

δ^{pre} が基準年前に限定した処置群固有のトレンド差を表し、法改正後 ($t \geq 2020$) は $\tau_t^{pre} = 0$ となる。この時、 β^{OW} は、法改正前のトレンド差をコントロールした上での法改正の効果と解釈される。

もう一つは、分析対象期間全体にわたって、処置群に固有の傾きを許容するモデルである。これにより、法改正後も含めたトレンドの違いをコントロールする。この時の推定式は、次のとおりである。

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta^{OW} (G_i \times Post_t) + \delta (G_i \times \tau_t) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

δ が処置群固有のトレンド差である。この時、 β^{OW} は、トレンド差をコントロールした上での法改正の効果と解釈される。

法改正前のトレンド差のみをコントロールするモデルは、法改正後の変化を政策効果として保持しやすいという利点がある。一方で、法改正後に生じるトレンド差を十分にコントロールできない可能性がある。期間全体のトレンド差をコントロールするモデルは、未観測要因によるトレンド差に強く、平行トレンド違反への耐性も高いが、法改正の効果自体をトレンド項が吸収し、推定値が過小となる可能性がある。これら二つのモデルを併せて分析することで、政策効果の推定結果がトレンドの仮定にどの程度依存しているかを明らかにするとともに、平行トレンド仮定が完全には満たされていない場合における推定結果の頑健性を検討したい。

4.2 記述統計

DID 推定の結果を確認する前に、処置群と対照群の分布などを、記述的に見ておこう。図表 4 は、2019 年基準、2020 年基準それぞれを採用した場合の、処置群と対照群に該当する企業の数と割合を表している¹⁹。

図表 4 処置群と対照群の分布

		処置群	対照群	合計
2019年基準	N	111,710	49,668	161,378
	%	69.2	30.8	100.0
2020年基準	N	109,328	54,823	164,151
	%	66.6	33.4	100.0

注：各基準年におけるNと%を示している。

¹⁹ 2019 年基準の合計 (N) と 2020 年基準の合計 (N) が異なるのは、処置群か対照群かを判別するために用いている変数 (定年制度、継続雇用制度、その他就業規則等の 66 歳以上まで働ける制度の導入の有無) について、一方の年が欠損となっているケースがあるためである。

図表 5 は、処置群と対照群の 65～69 歳の常用労働者数と全常用労働者に占める割合の推移について、基準年を分けて示したものである。2019 年を基準とした場合（左表）、処置群の 65～69 歳の常用労働者数は、2017 年が 5.8 人、2024 年が 6.8 人と、全体的には増加傾向にある。ただし、2020 年（6.3 人）から 2021 年（6.1 人）にかけて、やや落ち込んでいる。全常用労働者に占める割合は、2017 年（3.8%）から 2024 年（4.6%）にかけて、一貫して増加している。他方、対照群の常用労働者数は、多少の増減はあるものの、2017 年（10.0 人）から 2024 年（10.1 人）にかけて、概ね横ばいで推移している。全常用労働者に占める割合も同様に、2017 年（7.1%）から 2024 年（7.1%）にかけて、ほとんど変化がない。

2020 年を基準とした場合（右表）も、傾向としては同じである。処置群の 65～69 歳の常用労働者数は 5.7 人（2017 年）から 6.5 人（2024 年）に、全常用労働者に占める割合は 3.8%（2017 年）から 4.5%（2024 年）に増えている。それに対して、対照群の常用労働者数と割合は、2017 年からの 7 年間で、ほとんど変化していない。ただし、2020 年の 65～69 歳の常用労働者数に注目すると、2019 年基準の場合と 2020 年基準の場合とで、処置群、対照群ともに後者の方が少ない。このことは、処置群（66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業）に含まれる企業が、コロナ流行前の 2019 年とコロナ流行初期の 2020 年とでは、多少変化していることを示唆しており、後述の DID 推定の結果にも影響するかもしれない。

図表 5 処置群と対照群の 65～69 歳の常用労働者数、割合

	2019年基準				2020年基準			
	処置群		対照群		処置群		対照群	
	(人)	(%)	(人)	(%)	(人)	(%)	(人)	(%)
2017年	5.8	3.8	10.0	7.1	5.7	3.8	10.0	6.9
2018年	6.0	4.0	10.2	7.3	5.9	3.9	10.3	7.1
2019年	5.9	4.1	9.7	7.2	6.0	4.0	10.1	7.0
2020年	6.3	4.1	10.2	7.2	5.9	4.0	9.8	7.0
2021年	6.1	4.2	9.8	7.0	5.8	4.0	9.7	6.9
2022年	6.2	4.3	9.8	7.0	5.9	4.2	9.8	6.9
2023年	6.5	4.4	9.8	7.0	6.2	4.3	9.7	6.9
2024年	6.8	4.6	10.1	7.1	6.5	4.5	10.1	7.0

4.3 65～69 歳の常用労働者数への影響

次に、65～69 歳の常用労働者数に対する 2020 年法改正の DID 推定の結果を確認しよう²⁰。最初にウェイトを用いない DID 推定（推定式①）を行うため、平行トレンドを確認したとこ

²⁰ DID 推定に用いるパネルデータは、アンバランスパネルデータであり、2017 年から 2024 年まで全てに回答している企業のみを対象としているわけではない。厳密には、基準年（2019 年または 2020 年）の回答があれば、分析対象に含まれる。

ろ、2019年、2020年基準のいずれを採用しても、仮定は満たされていた²¹。したがって、この推定結果から法改正の効果は確認できるものの、ロバストネスチェックも兼ねて、OWを用いたDID推定と併せて、結果を後述することとしたい。

図表6は、傾向スコアを算出するための二項ロジットモデルの結果である。2019年基準、2020年基準のいずれを採用しても、同様の傾向が見られる。産業では、製造業に比べて、情報通信業や金融保険業、卸売・小売業は処置群に含まれる確率が高い。反対に、農林漁業や鉱業・建設業、運輸業・郵便業、学術研究・専門・技術業以外のサービス業は、処置群に含まれる確率が低い。また、従業員規模が大きいほど、そして労働組合が組織化されている企業は、処置群に含まれる確率が高い。

図表6 「処置群=1」を被説明変数とする二項ロジスティック回帰モデル

	2019年基準				2020年基準			
	Coeff.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coeff.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)	
産業 (ref: 製造業)								
農林漁業	-0.468	0.074	-0.614	-0.322	-0.538	0.071	-0.677	-0.399
鉱業建設業	-0.464	0.024	-0.512	-0.417	-0.516	0.023	-0.562	-0.471
電気・ガス・熱・水道業	-0.025	0.121	-0.262	0.212	-0.234	0.112	-0.453	-0.015
情報通信業	0.728	0.036	0.657	0.798	0.751	0.034	0.684	0.818
運輸業、郵便業	-0.658	0.021	-0.700	-0.616	-0.618	0.021	-0.659	-0.577
卸売・小売業	0.166	0.020	0.127	0.205	0.179	0.019	0.141	0.217
金融保険業	0.239	0.062	0.118	0.360	0.114	0.057	0.001	0.226
不動産業、物品賃貸業	-0.028	0.045	-0.115	0.060	-0.055	0.043	-0.139	0.028
学術研究・専門・技術業	0.034	0.036	-0.035	0.104	0.055	0.034	-0.012	0.122
宿泊業、飲食サービス業	-0.412	0.033	-0.476	-0.347	-0.310	0.033	-0.374	-0.246
生活関連サービス業、娯楽業	-0.142	0.034	-0.210	-0.075	-0.093	0.034	-0.159	-0.027
教育、学習支援業	-0.453	0.035	-0.522	-0.384	-0.381	0.034	-0.447	-0.314
医療、福祉	-0.753	0.018	-0.788	-0.719	-0.744	0.017	-0.777	-0.710
複合サービス	-0.437	0.020	-0.477	-0.397	-0.425	0.020	-0.464	-0.386
分類不能	-0.179	0.188	-0.548	0.190	-0.044	0.198	-0.431	0.344
従業員規模 (ref: 31-50人)								
51~100人	0.100	0.014	0.073	0.127	0.098	0.013	0.072	0.124
101~300人	0.205	0.015	0.175	0.234	0.181	0.015	0.153	0.210
301~500人	0.307	0.029	0.251	0.364	0.275	0.028	0.220	0.330
501~1000人	0.266	0.034	0.199	0.333	0.204	0.033	0.140	0.268
1001人以上	0.150	0.040	0.071	0.229	0.109	0.039	0.033	0.185
地域 (ref: 北海道)								
東北	-0.024	0.050	-0.122	0.074	0.005	0.049	-0.090	0.101
関東	0.109	0.048	0.015	0.202	0.168	0.046	0.077	0.258
中部	-0.108	0.048	-0.203	-0.014	-0.056	0.047	-0.148	0.035
近畿	0.100	0.049	0.005	0.195	0.174	0.047	0.082	0.266
中国	-0.062	0.051	-0.162	0.039	-0.029	0.050	-0.127	0.068
四国	-0.016	0.056	-0.125	0.093	0.043	0.054	-0.063	0.149
九州	0.045	0.049	-0.051	0.142	0.074	0.048	-0.019	0.168
組合あり	0.326	0.018	0.290	0.362	0.312	0.018	0.278	0.347
定数	0.891	0.048	0.796	0.986	0.718	0.047	0.626	0.810
N	158,412				161,134			
Log likelihood	-94736.674				-99417.821			
Pseudo R2	0.0311				0.0312			

²¹ 2019年を基準年とした場合には、推定式②の $\delta = -0.007$ (s.e. = 0.065, $t = -0.11$)、2020年を基準年とした場合には $\delta = -0.043$ (s.e. = 0.051, $t = -0.84$)という結果が得られた。いずれの場合も、帰無仮説は棄却されず、平行トレンド仮定は概ね満たされていると判断できる。

次に傾向スコアに基づく分析を行うにあたり、まず基準年における傾向スコアの分布を確認した。その結果、処置群と対照群の間で十分な共通サポートが確認され、傾向スコアが極端な値を取る観測は限定的であった²²。さらに、OW を適用した後は、全ての共変量について処置群と対照群の分布の差が完全に無くなっていた。したがって、傾向スコアを用いた比較に必要な前提が満たされていると判断できる。

図表 7 は、通常の DID 推定（推定式①）の結果と、OW によるウェイトを用いた DID 推定（推定式③）の結果を表したものである。ウェイトの有無に関わらず、結果は近似している。2019 年基準を採用した場合、2019 年から 2020 年以降にかけての 65～69 歳の常用労働者数の増加は、処置群の方が対照群よりも大きい。例えば、2020 年は処置群の方が平均的に 0.158 人（モデル 1）、あるいは 0.142 人（モデル 2）、2021 年は 0.195 人（モデル 1）、あるいは 0.177 人（モデル 2）、対照群の企業よりも多く増えている。

しかしながら、2020 年基準を採用した場合の結果は、2019 年基準の結果から大きく異なる。対照群に対する処置群の労働者数の増加分は、2020 年から 2021 年にかけて、わずか 0.01 人（モデル 3）、または 0.005 人（モデル 4）多いだけであり、標準誤差を考えると、両群に差はない。2020 年から 2022 年にかけての増加分についても、同様のことが言える。

すなわち、2019 年基準の場合、仮説は支持される。2020 年の高年法改正による 65～69 歳の常用労働者数の増加効果は、2019 年時点で 66 歳以降の就労を可能とする制度をすでに導入していた企業よりも、当該制度を導入していなかった企業において、より大きかった。反対に、2020 年基準を採用した場合、仮説は支持されなかった。

²² 2019 年基準を採用した場合、傾向スコアの最小値は 0.51、最大値は 0.91 だった。2020 年基準を採用した場合、傾向スコアの最小値は 0.48、最大値は 0.90 だった。これらの値は、傾向スコアが極端な値を取る観測が限定的であったことを表している。その他、処置群と対照群の密度やヒストグラムも確認したが、両群には十分な重なりがあった。

図表7 65～69歳の常用労働者数に対する2020年高年法改正の効果(DID)

2019年基準

	モデル1 (推定式①: ウェイトなし)				モデル2 (推定式③: ウェイトあり)			
	Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)	
処置群×年								
2017年	0.010	0.135	-0.255	0.275	0.085	0.157	-0.223	0.392
2018年	-0.138	0.087	-0.308	0.032	-0.115	0.104	-0.319	0.089
2019年 (ref)								
2020年	0.158	0.050	0.059	0.256	0.142	0.056	0.032	0.252
2021年	0.195	0.075	0.047	0.342	0.177	0.087	0.007	0.347
2022年	0.290	0.111	0.072	0.508	0.259	0.128	0.008	0.510
2023年	0.510	0.115	0.285	0.735	0.446	0.131	0.190	0.702
2024年	0.548	0.127	0.299	0.797	0.460	0.145	0.175	0.745
年								
2017年	-0.560	0.130	-0.814	-0.305	-0.604	0.153	-0.904	-0.303
2018年	-0.099	0.084	-0.264	0.065	-0.111	0.102	-0.311	0.088
2019年 (ref)								
2020年	0.054	0.045	-0.035	0.143	0.051	0.053	-0.053	0.155
2021年	-0.027	0.069	-0.163	0.108	-0.024	0.083	-0.186	0.138
2022年	-0.016	0.102	-0.216	0.184	-0.008	0.123	-0.250	0.233
2023年	-0.016	0.102	-0.216	0.184	0.007	0.123	-0.234	0.247
2024年	0.260	0.114	0.038	0.483	0.292	0.136	0.025	0.560
N		1,186,312				1,163,952		
N (groups)		161,378				158,412		

2020年基準

	モデル3 (推定式①: ウェイトなし)				モデル4 (推定式③: ウェイトあり)			
	Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)	
処置群×年								
2017年	0.180	0.161	-0.136	0.495	0.292	0.189	-0.079	0.662
2018年	-0.119	0.096	-0.306	0.069	-0.065	0.113	-0.286	0.156
2019年	-0.024	0.053	-0.128	0.079	0.003	0.060	-0.115	0.121
2020年 (ref)								
2021年	0.010	0.053	-0.094	0.113	0.005	0.061	-0.114	0.123
2022年	0.054	0.084	-0.112	0.219	0.048	0.099	-0.146	0.243
2023年	0.288	0.093	0.105	0.471	0.265	0.108	0.053	0.476
2024年	0.284	0.103	0.082	0.486	0.237	0.120	0.000	0.473
年								
2017年	-0.874	0.155	-1.178	-0.569	-0.951	0.185	-1.314	-0.587
2018年	-0.298	0.092	-0.477	-0.118	-0.323	0.110	-0.538	-0.108
2019年	-0.155	0.049	-0.251	-0.058	-0.164	0.057	-0.277	-0.052
2020年 (ref)								
2021年	-0.046	0.048	-0.140	0.047	-0.040	0.057	-0.152	0.073
2022年	-0.013	0.079	-0.168	0.143	-0.001	0.096	-0.189	0.186
2023年	-0.032	0.084	-0.198	0.133	-0.015	0.101	-0.214	0.184
2024年	0.280	0.094	0.097	0.464	0.311	0.113	0.090	0.533
N		1,203,973				1,181,329		
N (groups)		164,151				161,134		

4.4 全常用労働者に占める 65～69 歳の割合への影響

図表 8 は、全常用労働者に占める 65～69 歳の割合に対する 2020 年法改正の効果を推定した結果である。2019 年基準を採用し、通常の DID 推定（推定式①）を行った結果がモデル 5、OW を用いた DID 推定（推定式③）の結果がモデル 6 である。モデル 9、10 は、2020 年基準を用いて、同様の DID 推定を実施した結果を示している。平行トレンド仮定を確認すると、モデル 5 と 9 のみならず、ウェイトをかけたモデル 6 と 10 においても、この仮定が成立していない可能性のある数値が得られた²³。したがって、65～69 歳労働者割合の時間的推移における処置群と対照群の違いを直接コントロールするため、処置群固有の線形トレンド項を変数に追加した推定を行った。モデル 7 と 11 は基準年以前の期間における傾きのみを統制した推定（推定式④）の結果を、モデル 8 と 12 は分析対象期間全体にわたって、両群のトレンドの違いを統制した推定（推定式⑤）の結果を表している。

結果を概観すると、2019 年基準の場合も 2020 年基準の場合も、全体的に同様の傾向が確認される。モデル 5～7 並びに 9～11 は、全常用労働者に占める 65～69 歳の割合増について、処置群の方が対照群よりも大きいことを示している。2019 年を基準とした場合、2019 年から 2020 年にかけては処置群の方が平均的に 0.134%～0.15%、2021 年にかけては 0.272%～0.29%、対照群よりも割合の増加分が大きい。同様に、2020 年基準を採用した場合、2020 年から 2021 年にかけて、処置群では、65～69 歳の割合が平均的に 0.111%～0.114%多く増えている。標準誤差の値から見ても、これらは有意な正の傾向とみなして良いだろう。

しかしながら、全期間の処置群固有の線形トレンド項を追加したモデル 8、12 において、結果は大きく異なっている。2019 年基準では、2019 年から 2020 年にかけての処置群の増加分は対照群よりもわずかに 0.03 大きいだけである。2020 年基準でも 2020 年から 2021 年にかけての係数は 0.008 と非常に低い。つまり、モデル 5～7 と 9～11 の推定結果は、平行トレンドに依存したものであることが示唆される。しかし一方で、前述の通り、このモデルは平行トレンド仮定に対してより厳格な仕様であるものの、法改正の効果自体をトレンド項が吸収し、推定値が過小になっている可能性がある。したがって、基準年前のトレンドのみを統制したモデルと併せて考察すると、2020 年法改正は、全常用労働者に占める 65～69 歳の割合増に対して、処置群により大きな影響を与えているものの、モデル 7 や 11 で示されている数値ほどは効果は大きくないものと考えられる。

²³ 2019 年を基準年とした場合のモデル 6 では $\delta=0.083$ (s.e.=0.011, t=7.36)、2020 年を基準年とした場合のモデル 10 では $\delta=0.076$ (s.e.=0.009, t=8.89)だった。

図表 8 65～69 歳の常用労働者割合に対する 2020 年高年法改正の効果 (DID)

2019年基準

	モデル5 (推定式①: ウェイトなし)				モデル6 (推定式③: ウェイトあり)				モデル7 (推定式④: 基準年以前のトレンドを考慮)				モデル8 (推定式⑤: 全期間のトレンドを考慮)			
	Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)	
処置群×年																
2017年	-0.119	0.023	-0.164	-0.074	-0.140	0.024	-0.186	-0.094		-			0.100	0.029	0.044	0.156
2018年	-0.118	0.018	-0.153	-0.084	-0.123	0.018	-0.158	-0.087	-0.053	0.014	-0.081	-0.024	-0.003	0.020	-0.042	0.036
2019年 (ref)																
2020年	0.134	0.017	0.101	0.167	0.150	0.017	0.117	0.183	0.150	0.017	0.117	0.183	0.030	0.015	0.000	0.060
2021年	0.272	0.021	0.230	0.314	0.290	0.022	0.247	0.333	0.290	0.022	0.247	0.333	0.050	0.018	0.016	0.085
2022年	0.374	0.025	0.325	0.423	0.401	0.026	0.351	0.451	0.401	0.026	0.351	0.451	0.042	0.018	0.007	0.077
2023年	0.490	0.028	0.435	0.545	0.527	0.029	0.471	0.583	0.527	0.029	0.471	0.583	0.047	0.016	0.016	0.078
2024年	0.554	0.031	0.494	0.614	0.600	0.031	0.538	0.661	0.600	0.031	0.538	0.661			-	
年																
2017年	-0.137	0.021	-0.178	-0.096	-0.129	0.021	-0.169	-0.088		-			-0.155	0.025	-0.204	-0.106
2018年	-0.001	0.016	-0.032	0.030	0.000	0.016	-0.031	0.030	0.064	0.013	0.039	0.089	-0.014	0.017	-0.047	0.020
2019年 (ref)																
2020年	-0.053	0.015	-0.083	-0.024	-0.062	0.015	-0.091	-0.033	-0.062	0.015	-0.091	-0.033	-0.049	0.013	-0.075	-0.023
2021年	-0.194	0.019	-0.231	-0.156	-0.205	0.019	-0.242	-0.168	-0.205	0.019	-0.242	-0.168	-0.179	0.015	-0.209	-0.149
2022年	-0.200	0.022	-0.243	-0.156	-0.216	0.022	-0.259	-0.173	-0.216	0.022	-0.259	-0.173	-0.176	0.015	-0.206	-0.146
2023年	-0.182	0.025	-0.231	-0.133	-0.204	0.025	-0.253	-0.156	-0.204	0.025	-0.253	-0.156	-0.151	0.013	-0.178	-0.125
2024年	-0.045	0.027	-0.099	0.009	-0.066	0.027	-0.119	-0.013	-0.066	0.027	-0.119	-0.013			-	
処置群の傾き									0.134	0.006	0.123	0.145	0.107	0.003	0.100	0.113
対照群の傾き									0.064	0.010	0.044	0.084	-0.013	0.005	-0.024	-0.003
N		1,186,312				1,163,952				1,163,952				1,163,952		
N (groups)		161,378				158,412				158,412				158,412		

2020年基準

	モデル9 (推定式①: ウェイトなし)				モデル10 (推定式③: ウェイトあり)				モデル11 (推定式④: 基準年以前のトレンドを考慮)				モデル12 (推定式⑤: 全期間のトレンドを考慮)			
	Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)		Coef.	Robust s.e.	95% CI (Lower) (Upper)	
処置群×年																
2017年	-0.166	0.026	-0.217	-0.116	-0.203	0.026	-0.255	-0.152		-			0.114	0.036	0.043	0.184
2018年	-0.174	0.022	-0.217	-0.132	-0.193	0.022	-0.236	-0.150	-0.058	0.016	-0.088	-0.027	0.018	0.028	-0.036	0.072
2019年	-0.066	0.016	-0.098	-0.034	-0.079	0.017	-0.112	-0.046	-0.011	0.014	-0.039	0.017	0.027	0.019	-0.010	0.063
2020年 (ref)																
2021年	0.111	0.016	0.081	0.142	0.114	0.016	0.083	0.145	0.114	0.016	0.083	0.145	0.008	0.014	-0.020	0.036
2022年	0.206	0.020	0.167	0.245	0.217	0.020	0.177	0.257	0.217	0.020	0.177	0.257	0.006	0.016	-0.025	0.036
2023年	0.331	0.023	0.285	0.376	0.349	0.024	0.302	0.395	0.349	0.024	0.302	0.395	0.031	0.015	0.003	0.060
2024年	0.391	0.026	0.340	0.443	0.423	0.027	0.370	0.476	0.423	0.027	0.370	0.476			-	
年																
2017年	-0.152	0.023	-0.197	-0.107	-0.136	0.023	-0.180	-0.091		-			-0.117	0.030	-0.177	-0.058
2018年	-0.010	0.019	-0.048	0.028	-0.002	0.019	-0.039	0.035	0.089	0.014	0.062	0.115	0.010	0.023	-0.036	0.056
2019年	-0.003	0.015	-0.032	0.025	0.004	0.014	-0.024	0.032	0.050	0.012	0.025	0.074	0.010	0.016	-0.021	0.042
2020年 (ref)																
2021年	-0.121	0.014	-0.148	-0.094	-0.126	0.014	-0.152	-0.099	-0.126	0.014	-0.152	-0.099	-0.132	0.012	-0.155	-0.108
2022年	-0.114	0.018	-0.148	-0.080	-0.121	0.017	-0.155	-0.087	-0.121	0.017	-0.155	-0.087	-0.134	0.013	-0.159	-0.108
2023年	-0.108	0.021	-0.148	-0.068	-0.119	0.020	-0.159	-0.080	-0.119	0.020	-0.159	-0.080	-0.138	0.012	-0.162	-0.114
2024年	0.037	0.023	-0.008	0.083	0.024	0.023	-0.020	0.069	0.024	0.023	-0.020	0.069			-	
処置群の傾き									0.113	0.004	0.104	0.122	0.112	0.004	0.105	0.119
対照群の傾き									0.045	0.008	0.030	0.060	0.006	0.006	-0.005	0.017
N		1,203,973				1,181,329				1,181,329				1,181,329		
N (groups)		164,151				161,134				161,134				161,134		

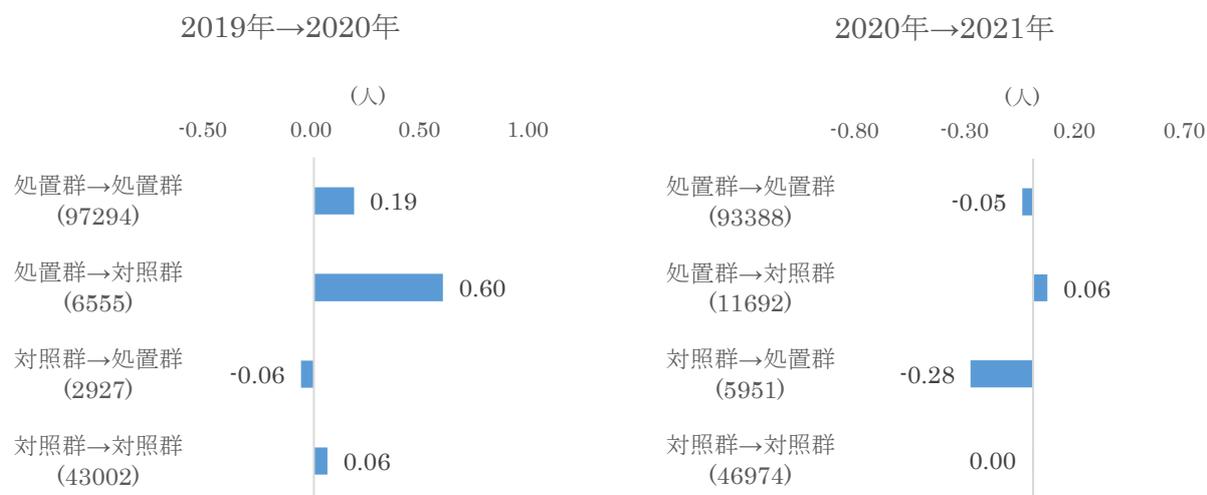
5. まとめ

本研究は、2020 年高年齢者雇用安定法改正が企業の 60 歳代後半の雇用に与えた効果を、「高年齢者雇用状況等報告」の業務データを用いて検証した。特に、法改正以前は 66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかった企業（処置群）に対して、制度を導入済みの企業（対照群）よりも大きな雇用拡大効果をもたらされたのかに焦点を当てて分析した。傾向スコアによって重みづけした DID 推定を行った結果、全体的に、2020 年の高年法改正は、処置群の企業の 65～69 歳の常用労働者数や全常用労働者に占める 65～69 歳の割合を、より引き上げる効果が見られたものの、ロバストな一貫した結果は得られなかった。詳細には次の通りである。

2020 年の高年法改正による 65～69 歳の常用労働者数の増加効果は、2019 年時点で 66 歳以降の就労を可能とする制度をすでに導入していた企業よりも、制度を導入していなかった企業において、より大きかった。前者よりも後者の方が、2019 年から 2020 年にかけては 0.14～0.16 人、2021 年にかけては 0.18～0.2 人、65～69 歳の常用労働者数の増加幅が大きかった。しかし、2020 年を基準に推定した場合は、処置群と対照群間の増加幅の違いは確認されなかった。

基準年の違いによって、なぜこのような差が生じているのだろうか。この点を確認するために、2019 年から 2020 年、ならびに 2020 年から 2021 年にかけての 65～69 歳の常用労働者数の変化を、説明変数の変化区分ごとに示したものが図表 9 である。左図（2019 年→2020 年）を見ると、2019 年に処置群であった企業が 2020 年に対照群へと移行したケース、すなわち 2019 年時点では 66 歳以降の就労を可能とする制度を導入していなかったものの、2020 年までに何らかの制度を新たに導入した企業において、60 代後半の常用労働者数が平均 0.6 人増加している。これは改正法が施行される 2021 年以前、すなわち制定段階の 2020 年時点で、約 6,500 社が制度改訂を行うと同時に、60 代後半層の雇用を実際に拡大していたことを示している。これに対して、右図（2020 年→2021 年）では、同様に制度改訂を行った企業（処置群→対照群）は約 11,700 社存在するものの、60 代後半層の雇用は増加していない。以上から、第一に、改正法が制定された 2020 年の時点で、一定数の企業が 60 代後半層を対象とした制度改訂と雇用拡大をすでに進めていたこと、第二に、施行年である 2021 年には制度改訂を行った企業であっても雇用の拡大には慎重であったことが示唆される。その背景には、コロナというイレギュラーなショックが一因として考えられる。

図表 9 処置群・対照群の変化と 65～69 歳の常用労働者数の変化



注：括弧内は N を表している。

他方、全常用労働者に占める 65～69 歳の割合を被説明変数にした場合は、2019 年を基準にしても 2020 年を基準にしても、同様の結果が得られた。Overlap weight を用いて重みづけを行った場合も、処置群固有の線形トレンド項を法改正前の期間のみを統制した場合も、処置群の方が 65～69 歳の割合の増加幅が大きかった。しかし、分析対象全期間の処置群固有の線形トレンド項を統制すると、これらの正の効果はほぼ消失した。このことから、2020 年法改正は、65～69 歳の割合に対して、処置群により大きな正の効果と及ぼしているが、同時に平行トレンドに依存している部分がある程度あるものと解釈される。

最後に課題を述べる。本研究は、2020 年法改正が 60 歳代後半の雇用拡大につながったか否かというシンプルな問いを検証できているわけではない。これは、本研究で用いた「高齢労働者雇用状況等報告」の特徴に応じた課題設定を行ったためである。この調査データは、常用労働者数 21 人（または 31 人）以上の企業に対する全数調査という点に大きな強みがある反面、年齢別の労働者数は 5 歳区切りでしか把握できない。そのため、法改正の対象世代と非対象世代を明確に区別した上で、雇用拡大の効果を検証することができない。また、同報告では常用労働者数のみを尋ねているため、1 週間の所定労働時間が 20 時間に満たない労働者は、分析対象から除外されている。同様に、常用労働者数 21 人（または 31 人）未満の企業や自営業なども分析対象に含まれていない。したがって、法改正の雇用拡大に対する効果は、過少に見積もられている可能性がある。

これらの課題に対応するためには、Kondo and Shigeoka(2017)などと同じように、「労働力調査」を用いて、2020 年法改正の効果検証を追加的に行う必要がある。本研究のように企業視点だけでなく、個人の視点から効果検証を試みた上で、総合的に法改正の効果検証を行うという点でも、「労働力調査」の活用は有用だろう。しかしながら、このような追加的な検証

を行ったとしても、法改正の施行のタイミングとコロナの流行による経済活動の自粛や停滞のタイミングが重なったため、後者の影響を取り除いた真の法改正の効果を推計することは容易ではない。コロナ流行の影響を多く受けた産業とそうでない産業を区別した分析等を行うことで、効果の程度を慎重に見極めていく必要があるだろう。

これらの課題はあるものの、本研究は一定規模以上の企業の全数データを用いて、2020年法改正が企業行動に与えた影響を推定したという点で、一定の政策的意義があると考えられる。特に、法改正前に66歳以降の就労を制度的に認めていなかった企業の雇用拡大に、より大きなインパクトを与えた可能性があるという結果は、法改正が意図した効力を発揮したことを示唆している。

参考文献

- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 北村智紀. 2018. 「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」『統計研究彙報』75, 1-20.
- 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 Hitoshi Shigeoka. 2017. “The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan.” *Industrial and Labor Relations Review* 70(4): 1008–1036.
- Lazear, Edward P. 1979. “Why Is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy* 87(6): 1261–1284.
- Li, Fan, Kari Lock Morgan, and Alan M. Zaslavsky. 2018. “Balancing Covariates via Propensity Score Weighting.” *Journal of the American Statistical Association* 113(521): 390–400.
- Li, Fan, Laine E. Thomas, and Feifei Li. 2019. “Addressing Extreme Propensity Scores via the Overlap Weights.” *American Journal of Epidemiology* 188: 250–257.
- 森山智彦. 2022. 「2013年の高年齢者雇用安定法改正が企業の高年齢者雇用に与えた影響：『高年齢者の雇用状況』個票データによる効果検証」森山智彦・労働政策研究・研修機構編『70歳就業時代における高年齢者雇用』独立行政法人労働政策研究・研修機構，第1章.
- Motohashi, Naoki. 2023. “Social Security Earnings Test and Labour Supply: Evidence from Japan.” *ESRI Discussion Paper Series* No. 381.
- 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, 49-57.

- Oshio, Takashi, Satoshi Shimizutani, and Akiko S. Oishi. 2010. "Does Social Security Induce Withdrawal of the Old from the Labor Force and Create Jobs for the Young? The Case of Japan." In *Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment*, edited by Jonathan Gruber and David A. Wise, 217–241. Chicago: University of Chicago Press.
- 労働政策研究・研修機構. 2026. 『高年齢者の多様なキャリアと企業の人事労務管理：65歳定年制、定年廃止を採用した企業の事例調査』資料シリーズ, forthcoming.
- 佐藤一磨・深堀遼太郎・樋口美雄. 2020. 「日本の高齢者の就業行動・引退行動：パネルデータを用いた属性要因・政策効果の実証分析」PDRC Discussion Paper Series, DP2020-002.
- 山田篤裕. 2017. 「年金支給開始年齢引上げに伴う就業率上昇と所得の空白－厚生労働省「中高者縦断調査（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』労働政策研究・研修機構, 194-229.
- 山田篤裕. 2020. 「高齢者就業と在職老齢年金・繰上げ受給」『社会政策』第12巻第2号, 88-100.
- 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, 161-173.