

# 育児期の労働時間短縮政策が幼児を持つ母親の就業継続に 与える影響<sup>\*1</sup>

白井 恵美子<sup>\*2</sup>

平河 茉璃絵<sup>\*3</sup>

## 要 約

育児・介護休業法の2009年改正（2010年施行）により、大企業（従業員数101人以上）には2010年6月30日以降、中小企業（従業員数100人以下）には2012年7月1日以降、3歳未満の子を持つ労働者に対する所定労働時間の短縮、及び所定外労働の免除が義務付けられた。本研究は、総務省「労働力調査」を用いて、上記のような育児・介護休業法改正による労働時間短縮制度設置の義務化が若い子どもを持つ女性の就業行動に与えた影響を分析した。分析の結果、①短大卒以上の女性では、大企業勤務で大企業が適用対象となった段階、中小企業勤務で全企業に適用が拡大された段階に、就業継続と常雇継続のいずれもが上昇したこと、②高校卒以下の女性では、中小企業勤務・大企業勤務のいずれにおいても、全企業が適用対象となった段階で初めて常雇継続が上昇したことが明らかになった。これらの結果は、2009年改正が女性の安定雇用に寄与した一方で、高校卒以下の女性については、全企業への適用後になって初めて制度効果が顕在化したことを示している。

キーワード：育児・介護休業法、労働力調査、女性就業

JEL Classification：J08, J13

## I. はじめに

少子高齢化の進展に伴い、日本社会は労働力不足や財政問題といった深刻な課題に直面している。これに対応するため、政府は女性の就業促進を重要な柱として、保育所の定員拡大や、育児と仕事の両立を支援する制度の整備を進めてきた。こうした政策的取り組みや社会環境の

変化を背景に、女性の就業率は近年着実に上昇している。総務省「労働力調査」によれば、30～34歳女性の就業率は2009年の63%から2024年には81.6%へと上昇し、かつて「M字カーブ」と呼ばれた就業パターンも解消に向かいつつある（図1）。

\*1 本研究は2025年度一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点事業プロジェクト研究「仕事と育児の両立支援施策と女性就労に関する研究（課題番号 IERPK2501）」の助成を受けている。

\*2 一橋大学経済研究所 教授

\*3 日本大学経済学部 専任講師

女性の正社員比率も上昇している。図2に示す通り、25～29歳女性の正社員比率は2009年の41.7%から2024年には56.2%へと上昇した。さらに、図3に示す通り、若いコーホートほど30～34歳の正社員比率が高く、1970～1974年生まれが31.5%であるのに対し、1990～1994年生まれでは55.5%に達している。一方で、2024年時点で35～39歳では正社員比率が39.6%と、25～29歳層より16.6ポイント低い（図2）。また、1970年代～1980年代生まれのコーホートでも、20代から30代にかけて正社員比率の低下が確認できる（図3）。このように、ライフステージの変化に応じて就業を継続できる環境の整備は依然として喫緊の課題である。

これまでの女性就業をめぐる主要な課題は出産・育児との両立にあり、この課題への対応策として重要な役割を果たしてきたのが、1992年に施行された育児・介護休業法である。同法施行以来、度重なる改正を経て、育児休業の対象拡大、子の看護休業制度の導入、所定労働時間の短縮制度や所定外労働免除の義務化など、制度の充実が図られてきた。近年では父親の育児休業取得を促進する制度も新設されている。これらの支援制度が、子育て期の女性の就業や正規雇用の継続、さらには出産意欲にどの程度影響しているのかを明らかにすることは、女性個人の厚生観点にとどまらず、日本経済の持続的発展や社会保障制度の安定の観点からも極めて重要である。

本研究の目的は、育児・介護休業法の改正が女性の就業行動に与えた影響を明らかにすることである。とりわけ、2009年改正により導入され、2010年6月30日から施行された「3歳未満の子を養育する労働者に対する所定労働時間の短縮」と「所定外労働免除の義務化」に焦点を当て、幼い子どもを育てる母親の就業行動への効果を検証する<sup>1)</sup>。

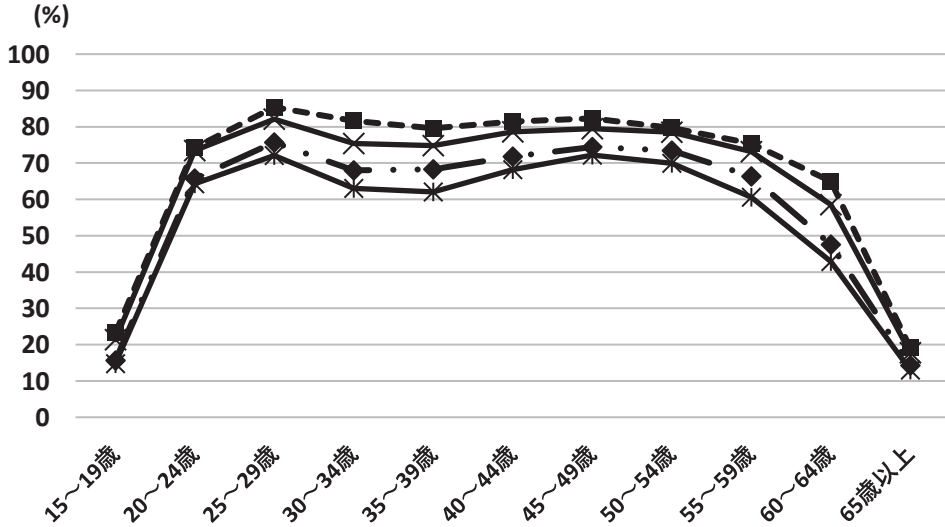
本研究の主要な結果は次の通りである。第1に、短大卒以上の女性では、大企業勤務者については大企業のみが適用対象となった段階で、中小企業勤務者については全企業に適用が拡大された段階で、就業継続・常雇継続のいずれもが上昇した。第2に、高校卒以下の女性では、中小企業勤務・大企業勤務のいずれにおいても、全企業が適用対象となった段階で初めて常雇継続の上昇が確認された。これらの結果は、2009年改正が女性の安定雇用に資した一方で、大企業に勤務する高校卒以下の女性では、制度の利用可能性が当初から確保されていたにもかかわらず実際の利用（テイクアップ）が十分に進まず、全企業への適用全面化を契機に効果が顕在化した可能性を示唆している。

本研究の独自性は2点ある。第1に、総務省「労働力調査」のパネル構造を活用し、制度改正前後における同一個人の就業状態の変化を捉える点である。従来、年次データを用いた分析が多く行われてきたが、本研究は個票レベルの追跡データを用いて分析する。第2に、労働力調査は大規模な標本調査であるため、学歴等によるサブサンプル分析においても十分なサンプルサイズを確保でき、学歴などの異質性に即した政策的示唆を提示できる点である。

本稿の構成は以下の通りである。第Ⅱ節では育児・介護休業法の制度改正の沿革を概観する。第Ⅲ節では使用データである「労働力調査」の概要と記述統計を示す。第Ⅳ節では分析結果を報告し、第Ⅴ節にて総括及び今後の課題を述べる。

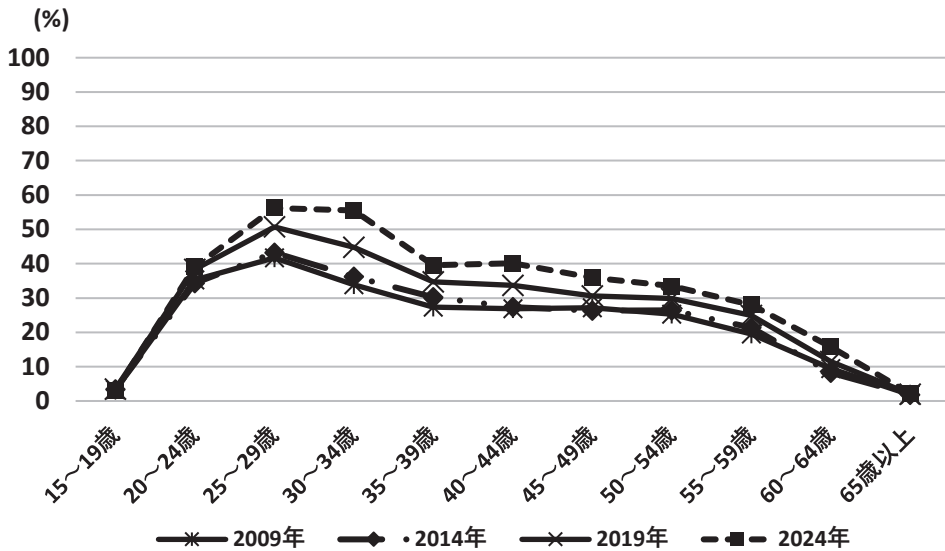
1) 育児期の労働時間短縮政策と女性就業に関する研究として、たとえばDel Boca (2002), Blau and Kahn (2013), Laun and Wallenius (2021), Paule-Paludkiewicz (2024) などがあり、育児期にパートタイム労働を選択できる制度があることで、女性の就業を促進するという結果が得られている。

図1 年齢階級別・女性就業率



(出所) 総務省統計局「労働力調査結果」より筆者ら作成

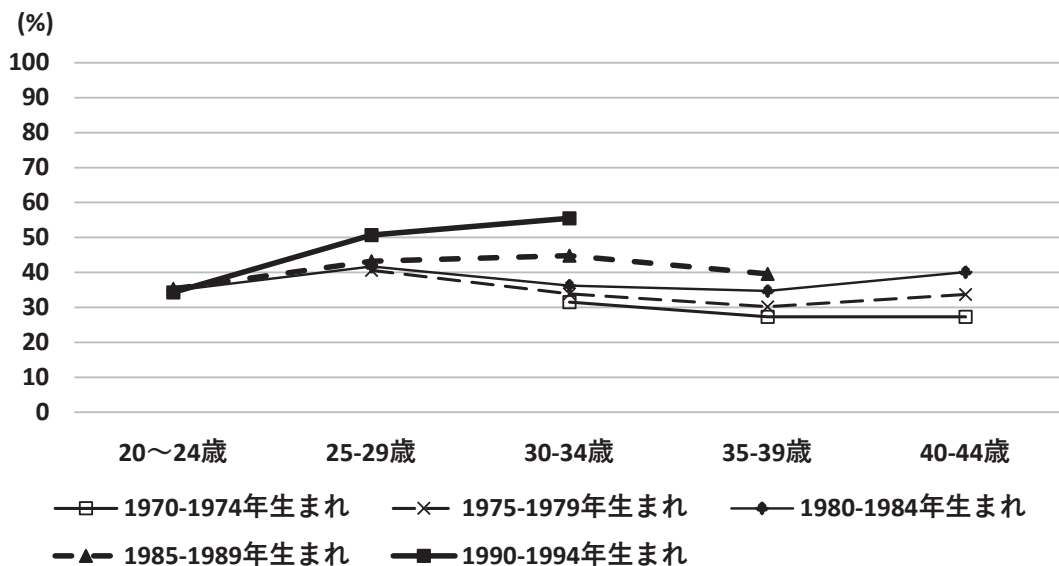
図2 年齢階級別・女性の正社員比率



(注) 正社員比率は正規の職員・従業員数を15歳以上人口で除した数値である。

(出所) 総務省統計局「労働力調査結果」より筆者ら作成

図3 コーホート別・女性の正社員比率



（出所） 総務省統計局「労働力調査結果」より筆者ら作成

## II. 育児・介護休業法改正の沿革

本節では、1991年に制定された育児・介護休業法（当初は「育児休業法」）の施行以降、現在に至るまでの改正の変遷を概観する。

現行の育児・介護休業法は1992年4月1日に「育児休業法」として施行された。当初は、常時31人以上の労働者を雇用する事業主に対し、1歳未満の子を養育する労働者について、①育児休業制度の設置、②勤務時間短縮等の措置の実施、の2点が義務付けられた。その後、対象範囲の拡大や制度内容の充実を目的として数次にわたる改正が行われてきた。以下では、法改正の沿革（表1、表2参照）を整理し、主に次の2点に焦点を当てる。

- ① 出産後の労働者を対象とする育児休業制度の整備
- ② 職場復帰後の労働者を対象とする育児支援制度の充実

### II-1. 育児休業制度

育児休業制度は法制定当初より、1歳未満の子を養育する労働者に対して導入が義務付けられていた。対象事業所は当初、常時雇用者31人以上の事業所に限られていたが、1995年改正により30人以下の小規模事業所にも拡大された。育児休業の取得可能期間は原則「子が1歳に達するまで」であり、この基本的枠組みは現在も維持されている。他方で、特定条件下での取得期間の延長や、対象者の拡大が段階的に進められてきた。

転換点の1つは2004年改正（2005年4月1日施行）である。この改正により、保育所に入所できない等の理由がある場合に限り、休業期間を1歳6か月まで延長できるようになった。さらに2017年改正（2017年10月1日施行）では、延長上限が2歳まで引き上げられた。対

象者の拡大も進み、2004年改正では、以下の3条件を全て満たす有期契約労働者にも取得資格が付与された。

- ① 継続雇用1年以上であること
- ② 子が1歳に達した後も継続雇用される見込みがあること
- ③ 子が1歳から2歳になるまでの間に雇用契約期間が終了・非更新となることが明らかでないこと

この取得要件は2016年改正（2017年1月1日施行）で緩和され、①当該事業主での通算雇用が過去1年以上あり、②1歳6か月になるまで契約が満了しない見込みであれば取得可能となった。さらに、2021年改正（2022年4月1日施行）では、継続雇用1年以上という条件が撤廃され、制度の柔軟性が一層高まった。

また、男性の育児休業取得促進に向けた改正も進められてきた。2009年改正（2010年6月30日施行）では、両親がともに育児休業を取得することで休業可能期間が延びる「パパ・ママ育休プラス」が導入され、配偶者の産後8週間以内に育児休業を開始・終了した場合に、特別な理由なく再取得を可能とする「パパ休暇」も設けられた。2021年改正（2022年10月1日施行）では、子の出生後8週間以内に育児休業とは別に4週間まで休業を取得できる「産後パパ育休」が新設され<sup>2)</sup>、あわせて1歳までの育児休業を最大2回に分割して取得できる仕組みも導入された<sup>3)</sup>。

## II-2. 職場復帰後の育児支援制度の充実

出産・育児後の職場復帰を円滑にするには、復帰後に利用できる育児支援制度の整備が重要である。1992年の法施行当初から、次の措置が導入された。

- 1歳未満の子を持つ労働者に対して、以下の①から⑤のいずれかの措置を義務化

- ① 所定労働時間の短縮（短時間勤務制度）
- ② フレックスタイム制の導入
- ③ 始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げ
- ④ 所定外労働の免除
- ⑤ 託児施設の設置運営等

これら①から⑤の措置は、当初は1歳から小学校就学始期までの子を養育する労働者については努力義務にとどまり、1992年時点では育児休業と十分に組み合わせて活用することは難しかった。

その後、改正を重ねるごとに制度は段階的に充実した。2001年改正（2002年4月1日施行）では、短時間勤務等の措置義務の対象が「1歳未満」から「3歳未満」の子を持つ労働者へと拡大され、育児休業（原則1歳まで）からの復帰後に①～⑤の柔軟な勤務制度を活用しやすくなった。2009年改正（2010年6月30日施行）では、常時101人以上の労働者を雇用する事業主に対して、短時間勤務制度、及び所定外労働免除制度の設置が義務付けられ<sup>4)</sup>、従業員数100人以下の企業には2012年7月1日から同義務が拡大された。

その他の労働時間に関する措置について、1997年改正により小学校就学始期までの子を持つ労働者を対象とした深夜業（午後10時～午前5時）の制限が創設された。また、時間外労働については2001年改正により、小学校就学始期までの子を持つ労働者について、本人の申請に基づき時間外労働を月24時間、年間150時間以内に制限することが義務化された。

子の看病等の不測の事態に対応する制度としては、2001年改正で小学校入学前の子を養育する労働者を対象に「子の看護休暇」が創設された。当初は努力義務であったが、2004年改正で義務化され、2009年改正では取得可能日数が子1人の場合は年5日、2人以上の場合は年10日に拡充されるなど、制度の実効性が高

2) 産後休業をしていない労働者が対象。子の出生後、8週間以内に分割して2回まで取得可能である。

3) 2021年改正により、2009年改正で創設されたパパ休暇は廃止となった。

4) 3歳未満の子を養育する労働者に対して短時間勤務制度の設置と所定外労働の免除が義務化されたことに伴い、フレックスタイム制、始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げ、託児施設の設置運営等は努力義務となった。

表1 育児休業制度の変遷

施行日（改正年）	主な変更点
1992年4月1日 育児休業法施行	・育児休業期間は1歳に達するまで（常時雇用者が31人以上の事業所のみ）
1995年4月1日	・常時雇用者が30人以下の事業所も育児休業の設置義務化
2005年4月1日 （2004年）	・特別な理由（保育所に入れない等）がある場合の育児休業期間の延長：1歳6か月まで ・下記の3点を満たす有期雇用者が育児休業取得対象になる。 ①継続雇用1年以上 ②子が1歳に達した後も継続雇用される見込みがある ③1歳到達日～2歳までの間に労働契約期間が満了し、更新されないことが明らかでない
2010年6月30日 （2009年）	・パパ・ママ育休プラスの導入 ・出産後8週間以内に開始・終了する育児休業の再取得が可能になる
2017年1月1日 （2016年）	・有期雇用者の育児休業取得要件が以下のように緩和される。 ①継続雇用1年以上 ②1歳6か月になるまでの間に労働契約期間が満了し、更新されないことが明らかでない
2017年10月1日 （2017年）	・特別な理由（保育所に入れない等）がある場合の育児休業期間の延長：2歳まで
2022年4月1日 （2021年）	・有期雇用者の育児休業取得要件が以下のように緩和される。 ①1歳6か月になるまでの間に労働契約期間が満了し、更新されないことが明らかでない
2022年10月1日 （2021年）	・産後パパ育休の創設 ・育児休業の分割取得が可能に（1歳までの育児休業） ・1歳以降の育休開始日の柔軟化

（注）特に記載がない場合、事業所規模にかかわらず全企業に適用される制度変更である。

（出所）労働省婦人局（1991）、労働省婦人局（1996）、労働省女性局（1997）、厚生労働省雇用均等・児童家庭局職業家庭両立課（2002）、厚生労働省（2004）、厚生労働省（2010）、厚生労働省（2016a）、厚生労働省（2016b）、厚生労働省（2017）、厚生労働省（2019）、厚生労働省（2021）に基づき筆者ら作成

められた<sup>5)</sup>。さらに、2016年改正では、1日の所定労働時間が4時間超の労働者を対象に半日単位での取得が可能となり、2019年改正では1日の所定労働時間が4時間以下の労働者を含む全ての労働者について時間単位での取得を認められた。2017年改正では、小学校就学始期までの子を養育する労働者に対する「育児目的休暇」制度が創設され、事業者にその導入が努力義務として促された。このように、法改正を通じて、育児と仕事の両立を支援する制度の多層的な整備が進展してきた。

なお、本研究が実証分析で焦点を当てるのは、2009年改正により導入された「3歳未満の子を養育する労働者を対象とする短時間勤務制度」及び「所定外労働免除の義務化」である。これに焦点化する理由は以下の2点である。第1に、

当該制度により子が3歳に達するまでは短時間で働くことができる制度が利用可能になることで、制度改正前と比べて常雇での継続が容易になった可能性がある。国立社会保障・人口問題研究所（2023）によると、改正前の2005年には末子が0～2歳の女性のうち無職が67.7%であったのに対し、改正後の2010年以降は無職割合が低下し、正規職員の割合が上昇している<sup>6)</sup>。第2に、企業規模に応じて適用時期が段階的に異なるという制度設計は、政策の周辺要因（景況や同時期の他の制度改正）が共通に作用するなかでも、企業規模別の時期差を利用して因果効果を識別するうえで有利である。2009年改正の主な内容は以下の（ア）～（エ）の通りである。

5) 子の予防接種や健康診断の場合も取得できる。

6) 国立社会保障・人口問題研究所（2023）によると、末子が0～2歳の女性のうち正規の職員として働いている割合は、2005年は11.5%、2010年は16.3%、2015年は22.8%、2021年は38.1%である。

表2 職場復帰後の育児支援制度の変遷

施行日（改正年）	主な変更点
1992年4月1日 育児休業法施行	<ul style="list-style-type: none"> <li>・所定労働時間の短縮等（①～⑤）の措置を1つ設置する義務（1歳まで）</li> <li>①所定労働時間の短縮、②フレックスタイム制、③始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げ、④所定外労働の免除、⑤託児施設の設置運営等</li> </ul>
1999年4月1日 （1997年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・深夜業の制限の義務化（小学校就学始期まで）</li> </ul>
2002年4月1日 （2001年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・時間外労働の制限の義務化（小学校就学始期まで）</li> <li>・所定労働時間の短縮等の措置が義務化される子の年齢が拡張：1歳まで⇒3歳まで</li> <li>・看護休暇の創設（入学前の子に対して年5日・努力義務）</li> </ul>
2005年4月1日 （2004年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・看護休暇の義務化</li> </ul>
2010年6月30日 （2009年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・所定労働時間の短縮等の措置のうち、以下の2点が義務化</li> <li>①所定労働時間の短縮</li> <li>②所定外労働の免除</li> <li>（従業員数101人以上の企業は2010年6月30日から適用。従業員数100人以下の企業は2012年7月1日から適用）</li> <li>・看護休暇の充実（入学前の子が2人以上の場合、年10日）</li> </ul>
2017年1月1日 （2016年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・看護休暇が半日単位で取得可能に（取得条件あり）</li> </ul>
2017年10月1日 （2017年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・育児目的休暇の創設（努力義務）</li> </ul>
2021年1月1日 （2019年）	<ul style="list-style-type: none"> <li>・看護休暇が時間単位で取得可能に</li> </ul>

（注） 特に記載がない場合、事業所規模にかかわらず全企業に適用される制度変更である。

（出所） 労働省婦人局（1991）、労働省婦人局（1996）、労働省女性局（1997）、厚生労働省雇用均等・児童家庭局職業家庭両立課（2002）、厚生労働省（2004）、厚生労働省（2010）、厚生労働省（2016a）、厚生労働省（2016b）、厚生労働省（2017）、厚生労働省（2019）、厚生労働省（2021）に基づき筆者ら作成

- |  |
|--|
| (ア) パパ・ママ育休プラス<br>(イ) パパ休暇<br>(ウ) 子の看護休暇の拡充<br>(エ) 3歳未満の子を養育する労働者に対する所定労働時間の短縮、及び所定外労働免除の義務化 |
|--|

用猶予が設けられたのは上記（エ）のみであり、識別上の明確性が高い。以上の理由から、本研究では当該制度に焦点を当て、上記の企業規模の適用猶予期間を利用し、その効果を検証する<sup>7)</sup>。

上記の措置のうち、（ア）～（ウ）は施行当初から全企業が適用対象であった。他方、（エ）については、2010年6月30日から2012年6月30日は従業員数101人以上の企業のみ適用、従業員数100人以下の企業には2012年7月1日以降に適用が拡大された。企業規模による適

7) 所定労働時間の短縮の対象は、年齢要件（3歳未満の子を養育）に加え、①日々雇用される者でないこと、②所定労働時間の短縮が適用される期間に育児休業を取得していないこと、③労使協定により適用除外とされていないこと、の3点を満たす労働者である。上記3点の条件を満たせば有期契約雇用者も短時間勤務制度を利用できる。そのため、本研究では有期契約雇用者を含む全就業者を分析対象としている。

### Ⅲ. データと分析の枠組み

#### Ⅲ-1. データ

本研究は、総務省「労働力調査」の2004年（平成16年）1月から2018年（平成30年）12月の調査票情報を用いる<sup>8)</sup>。労働力調査は、日本に居住する約4万世帯を対象に毎月末日に実施される全国規模の標本調査で、就業・失業の動向を把握する基幹統計である。

調査は「基礎調査票」と「特定調査票」の2種類から構成される。基礎調査票は全ての調査月で実施され、就業状況、職業、労働時間、家族構成などの基本情報を収集する。特定調査票は第2年目の第2か月目のみ実施され、所得、学歴、転職歴などの詳細情報を把握する。設計上、同一世帯、及びその世帯員を2年間にわたり各2か月連続で調査するパネル構造を持つ。具体的には：

第1年目の連続2か月に調査（例：3月、4月）

第2年目の同月に再調査（例：翌年3月、4月）というスケジュールである。これにより、同一個人の1年後の就業状況の変化を観測でき、幼い子どもを持つ母親の1年間の就業行動の変化を追跡できる<sup>9)</sup>。

分析対象は20歳から44歳の既婚女性で、次のいずれかに該当する世帯とする。

- ① 第1年目に子どもはいないが、第2年目に0歳～3歳の子どものみがいる世帯（第1子が産まれた世帯）
- ② 第1年目の調査時点で0歳～3歳の子どものみがいる、第2年目に0歳～6歳の子どものみがいる世帯（3歳以下の子を養育する世帯）

これにより、就業していた既婚女性について、出産・育児を挟んだ職場復帰の有無を把握できる。短時間勤務制度、及び所定外労働免除の義務化は3歳未満の子を養育する労働者<sup>10)</sup>を対象とするため、上記①と②のサンプルを用いて、義務化対象となった女性への制度改正の効果を検証する。

さらに、分析では第1年目の勤務先が次のいずれかである者に限定する。

- 従業員数100人未満の企業（以下、中小企業<sup>11)</sup>）
- 従業員数100人以上の企業（以下、大企業）
- 官公庁

そのうえで、第2年目時点の就業継続（就業の有無）を結果変数として、従業員規模による適用時期の差を利用し、制度改正が女性の就業継続に与えた影響を推定する<sup>12)</sup>。加えて、第1年

8) 表3～表9は統計法に基づき独立行政法人統計センターから調査票情報の提供を受け、独自に作成・加工した統計である。総務省が作成・公表している統計等とは異なる。

9) 労働力調査のパネル構造を用いる際には、居住地に基づいて調査対象を追跡しているという設計上の制約に留意する必要がある。調査は特定の住所に対して行われるため、調査期間中に転居した個人は追跡対象から外れる。このため、出産を機に転居する家族を見落とす可能性がある点には注意が必要である。

10) 労働力調査における15歳未満世帯員数の年齢の区分は、「0～3歳」「4～6歳」「7～9歳」「10～12歳」「13～14歳」である。本来であれば3歳未満の子を養育する女性にサンプルを設定することが望ましい。しかし、調査区分の仕様上これができないため、本研究では0～3歳の子どものみがいる女性をサンプルの条件とする。

11) 本研究における大企業、中小企業の区分は厚生労働省による中小企業の定義とは異なるので注意されたい。

12) 労働力調査における勤め先従業員数の区分は、「1人」「2～4人」「5～9人」「10～29人」「30～99人」「100～499人」「500～999人」「1,000人以上」「官公庁など」である。2010年6月30日から2012年6月30日までは、従業員数101人以上の企業が適用対象となっていたため、本来であれば101人以上と100人以下でカットオフを設定することが望ましい。しかし、調査区分の仕様上これができないため、本研究では従業員数100人以上と100人未満で区切って分析を行う。

日に常雇であった者に限定して、第2年目時点の常雇継続（常雇か否か）についても分析する。

### Ⅲ-2. 分析モデル

推定モデルは次式で与えられる。

$$\begin{aligned}
 y_i = & \beta_0 + \beta_1 (Policy2 \times SmallFirm_i) \\
 & + \beta_2 (Policy3 \times SmallFirm_i) \\
 & + \beta_3 (Policy1 \times LargeFirm_i) \\
 & + \beta_4 (Policy2 \times LargeFirm_i) \\
 & + \beta_5 (Policy3 \times LargeFirm_i) \\
 & + \beta_6 (Policy1 \times Kanko_i) \\
 & + \beta_7 (Policy2 \times Kanko_i) \\
 & + \beta_8 (Policy3 \times Kanko_i) + \beta x_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

ここで、添え字の  $i$  は個人、 $\varepsilon_i$  は誤差項、 $x_i$  はコントロール変数（年齢、学歴、調査年、地域）を表す。

被説明変数  $y_i$  は就業状態を示し、次の2つの指標を用いる：

- ① 就業継続ダミー：1年前に就業しており、現在も就業 = 1 / 非就業 = 0
- ② 常雇継続ダミー：1年前は常雇で、現在も常雇 = 1 / 常雇ではない（非就業も含む） = 0<sup>13)</sup>

$Policy1$ ,  $Policy2$ ,  $Policy3$  は政策期ダミーであり、 $Policy1$  は制度改正前（2010年6月以前）なら1、それ以外の期間なら0をとるダミー変数、 $Policy2$  は大企業のみ適用となった期間（2010年7月～2012年6月）なら1、それ以外の期間なら0をとるダミー変数、 $Policy3$  は全企業が適用となった期間（2012年7月以降）なら1、それ以外の期間なら0をとるダミー変数である。

$SmallFirm_i$ ,  $LargeFirm_i$ ,  $Kanko_i$  は従業員規模ダミーであり、1年目に従業員数100人未満の企業に勤めていれば  $SmallFirm_i = 1$ （それ以外0）、1年目に従業員数100人以上の企業に

勤めていれば  $LargeFirm_i = 1$ （それ以外0）、1年目に官公庁に勤めていれば  $Kanko_i = 1$ （それ以外0）である。

本研究で主として着目するパラメータは次の差分である。

- 中小企業に勤めていた者の改正効果： $\beta_2 - \beta_1$ ,  $Policy3 \times SmallFirm_i$  と  $Policy2 \times SmallFirm_i$  の係数差
- 大企業に勤めていた者の改正効果： $\beta_4 - \beta_3$ ,  $Policy2 \times LargeFirm_i$  と  $Policy1 \times LargeFirm_i$  の係数差

以上の設定により、企業規模×時期の段階的適用を利用して、2009年改正（短時間勤務制度・所定外労働免除の義務化）が就業継続及び常雇継続に及ぼす影響を識別する。

### Ⅲ-3. 出産前・3歳以下の子どもがいる既婚女性の就業状況の推移

回帰分析に先立ち、調査1年目に就業していたサンプルに限定して、2005年（改正前）、2010年（大企業のみ適用期）、2015年（全企業適用期）における就業継続の推移を確認する。また、同様に、調査1年目に常雇であったサンプルに限定し、常雇継続の推移を確認する（表3）。

まず、調査1年目の勤め先の規模に着目すると、全学歴で2005年から2015年にかけて大企業（従業員数100人以上）勤務の割合が上昇しており、特に大学・大学院卒で顕著である。大学・大学院卒では、2005年時点で官公庁勤務が最も高く39.0%、大企業勤務は31.7%であったが、2015年には官公庁勤務が21.0%まで低下する一方、大企業勤務は50.8%まで上昇している。

次に、学歴別の就業継続、常雇継続の推移をみる。高校卒以下では、2005年の就業継続割合は81.8%で、同時期の短大・高専卒（76.7%）、及び大学・大学院卒（76.4%）を上回る。その

13) 雇用形態（正規の職員、パート・アルバイト等）は、2012年12月調査まで「特定調査票」で調査されており、第2年目・2か月目の調査時点の雇用形態しかわからない。したがって、本研究の分析期間ではパネルデータとして利用できない。「基礎調査票」で調査されている従業上の地位（常雇、臨時雇等）はパネルデータとして利用できるため、本研究では常雇に着目する。

表3 就業継続と常雇継続の状況

2005			
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
調査1年目に中小企業勤務（従業員数100人未満）	0.552	0.449	0.293
調査1年目に大企業勤務（従業員数100人以上）	0.377	0.404	0.317
調査1年目に官公庁勤務	0.072	0.148	0.390
就業継続	0.818	0.767	0.764
N	992	825	479
常雇継続	0.758	0.714	0.769
N	716	646	381
2010			
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
調査1年目に中小企業勤務（従業員数100人未満）	0.525	0.454	0.321
調査1年目に大企業勤務（従業員数100人以上）	0.406	0.416	0.403
調査1年目に官公庁勤務	0.070	0.131	0.276
就業継続	0.809	0.796	0.842
N	742	868	633
常雇継続	0.791	0.782	0.840
N	551	680	513
2015			
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
調査1年目に中小企業勤務（従業員数100人未満）	0.504	0.445	0.282
調査1年目に大企業勤務（従業員数100人以上）	0.448	0.456	0.508
調査1年目に官公庁勤務	0.048	0.100	0.210
就業継続	0.834	0.818	0.884
N	723	798	848
常雇継続	0.784	0.808	0.865
N	619	699	776

（注）表中のNは標本サイズを表している。

（出所）総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら算出

後も高水準で推移し、2015年には83.4%に達する。常雇継続も同様で、2005年の75.8%から2015年の78.4%へと2.6%ポイント上昇している。

短大・高専卒では、就業継続が2005年の76.7%から2015年の81.8%へ5.1%ポイント上昇している。常雇継続は2005年に71.4%、2010年に78.2%、2015年に80.8%で、2005年

から2010年の上昇が大きい。

大学・大学院卒では、2005年から2015年にかけて就業継続が12.0%ポイント、常雇継続が9.6%ポイントそれぞれ上昇している。特に、2005年から2010年の上昇が顕著で、就業継続は7.8%ポイント、常雇継続は7.1%ポイント上昇している。

## IV. 分析結果

IV-1. 制度改正が女性就業に与える影響  
本項では、調査1年目に子どもがいないが第

2年目に0歳～3歳児のみがいる女性（第1子出産）、及び第1年目に0歳～3歳児のみがい

て、第2年目に0歳～6歳児のみがいる女性（3歳以下の子どもを養育）を対象に、(1)式の回帰モデルを推定し、制度改正が就業継続、及び常雇継続に与える影響を検証する。サンプル全体の推定結果は表4に示す。

中小企業勤務の女性については、全企業適用期（2012年7月以降）に、大企業のみ適用期と比べて、就業継続確率が3.8%ポイント（=6.3-2.5）有意に上昇した。常雇継続確率も5.1%ポイント（=11.4-6.3）上昇しており、自社が適用対象となってから両指標とも上昇している。

大企業勤務の女性では、大企業のみ適用期に改正前と比べて、就業継続確率が5.2%ポイント（=6.7-1.5）、常雇継続確率が6.8%ポイント（=14.9-8.1）上昇した。さらに、全企業適用期（2012年7月以降）には、大企業のみ適用期と比べて、就業継続確率が4.9%ポイント（=11.6-6.7）、常雇継続確率が4.6%ポイント（=19.5-14.9）上昇している。すなわち、大企業勤務の女性は自社が適用対象となった段階

で両指標に上昇がみられ、その後、対象が全企業へ拡大してからも追加的な上昇が観察される。これは、制度変更の直接効果に加え、同時期の制度以外の要因が就業行動に影響していた可能性も示唆している。

さらに、育児・介護休業法改正の効果がどの層に強く表れるか検討するため、学歴別（高校卒以下、短大・高専卒、大学・大学院卒）に、表4と同様の分析を行った。結果は表5（就業継続）、及び表6（常雇継続）に示す。

まず、中小企業勤務についてみると、高校卒以下では、中小企業が適用対象となった2012年7月以降に、大企業のみ適用期と比べて、就業継続確率が2.7%ポイント（=0.6-(-2.1)）上昇したものの、小幅かつ非有意だった。一方、常雇継続確率は5.4%ポイント（=6.2-0.8）上昇している。

短大・高専卒では、就業継続確率が6.6%ポイント（=11.6-5.0）、常雇継続確率が5.7%ポイント（=15.5-9.8）と、いずれも有意に大き

表4 制度改正が女性の継続就業行動に与える影響

説明変数	被説明変数	
	翌年の就業継続 (=翌年も就業)	翌年の常雇継続 (=翌年も常雇で就業)
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	0.025 (0.017)	0.063*** (0.021)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	0.063*** (0.016)	0.114*** (0.019)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.015 (0.011)	0.081*** (0.013)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.067*** (0.016)	0.149*** (0.019)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.116*** (0.015)	0.195*** (0.018)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.075*** (0.013)	0.196*** (0.014)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.079*** (0.021)	0.187*** (0.023)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.120*** (0.017)	0.225*** (0.020)
決定係数	0.039	0.053
標本サイズ	31,481	23,589

(注1) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

表5 制度改正が女性の就業継続に与える影響・学歴別分析

説明変数	被説明変数		
	翌年の就業継続（＝翌年も就業）		
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	-0.021 (0.026)	0.050* (0.028)	0.089** (0.038)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	0.006 (0.026)	0.116*** (0.026)	0.117*** (0.034)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.020 (0.016)	0.025 (0.017)	-0.006 (0.024)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.017 (0.026)	0.098*** (0.027)	0.134*** (0.036)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.049* (0.025)	0.163*** (0.026)	0.184*** (0.033)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.050 (0.031)	0.069*** (0.023)	0.108*** (0.021)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.015 (0.055)	0.099*** (0.036)	0.156*** (0.036)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.065* (0.040)	0.148*** (0.031)	0.183*** (0.033)
決定係数	0.029	0.040	0.055
標本サイズ	10,642	11,255	9,584
被説明変数の平均値	0.808	0.826	0.869

(注1) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

表6 制度改正が女性の常雇継続に与える影響・学歴別分析

説明変数	被説明変数		
	翌年の常雇継続（＝翌年も常雇で就業）		
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	0.008 (0.033)	0.098*** (0.035)	0.121*** (0.047)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	0.062* (0.032)	0.155*** (0.032)	0.174*** (0.040)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.074*** (0.020)	0.102*** (0.021)	0.064** (0.029)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.087*** (0.032)	0.196*** (0.031)	0.199*** (0.041)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.152*** (0.031)	0.228*** (0.031)	0.247*** (0.037)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.181*** (0.031)	0.210*** (0.024)	0.214*** (0.025)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.157*** (0.059)	0.219*** (0.041)	0.243*** (0.040)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.255*** (0.038)	0.222*** (0.037)	0.276*** (0.038)
決定係数	0.039	0.048	0.060
標本サイズ	7,651	8,604	7,334
被説明変数の平均値	0.760	0.799	0.862

(注1) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注2) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

く上昇した。大学・大学院卒では、就業継続確率が2.8%ポイント(=11.7-8.9)、常雇継続確率が5.3%ポイント(=17.4-12.1)上昇している。

以上より、常雇継続については学歴を問わず、おおむね同じくらいの上昇が確認される。とりわけ高校卒以下では、就業継続の変化は限定的である一方で、常雇として継続できる確率は他学歴層と同程度に上昇しており、安定的雇用への移行が促進されたことを示唆している。

次に、大企業勤務についてみると、高校卒以下では、大企業のみ適用対象であった期間に、改正前と比べて就業継続確率が0.3%ポイント(=1.7-2.0)の減少、常雇継続確率も1.3%ポイント(=8.7-7.4)の小幅で非有意な上昇にとどまった。

一方、短大・高専卒では、就業継続確率が7.3%ポイント(=9.8-2.5)、常雇継続確率が9.4%ポイント(=19.6-10.2)上昇した。さらに大学・大学院卒では、就業継続確率が14.0%ポイント(=13.4-(-0.6))、常雇継続確率も13.5%ポイント(=19.9-6.4)と、いずれも有意で大きな上昇がみられた。

これらの結果から、大企業のみが適用対象であった時期には、高校卒以下の大企業勤務者では制度改正の適用対象であったにもかかわらず、継続就業や継続常雇に明確な上昇がみられなかったのに対し、短大・高専卒、及び大学・大学院卒の女性では大きな効果が確認された。

ただし、高校卒以下の大企業勤務者でも大企業が適用対象となった段階で初めて、就業継続確率が3.2%ポイント(=4.9-1.7)、常雇継続確率が6.5%ポイント(=15.2-8.7)と、大きく上昇した。これは、大企業のみが適用段階では利用資格があっても制度を活用できなかった／しなかった可能性があり、全企業への適用拡大を契機に制度利用が進み、継続就業・常雇を

選択するようになった可能性を示唆している<sup>14)</sup>。したがって、政策効果を評価する際には、制度の利用が可能であっても実際に利用(テイクアップ)されない場合がある点を考慮することが重要である<sup>15)</sup>。

#### IV-2. 頑健性

制度改正が出産前後の女性の就業状況に与えた影響を確認するため、調査1年目から2年目にかけて出産した女性にサンプルを制限して前項と同様の分析を行った。サンプル全体の推定結果は表7に示す。就業継続確率、常雇継続確率はいずれも表4の分析と同様の傾向が確認された。とりわけ中小企業勤務では、全企業適用期(2012年7月以降)に大企業のみ適用期と比べ、就業継続確率は3.3%ポイント(=10.3-7.0)、常雇継続確率は6.2%ポイント(=15.6-9.4)上昇した。大企業勤務においても、大企業のみ適用期は制度改正前と比べて就業継続確率が10.6%ポイント(=13.4-2.8)、常雇継続確率が9.2%ポイント(=20.4-11.2)上昇しており、前項よりも効果がやや大きい。これらの結果は、出産直後の女性にとって制度変更が雇用の安定に寄与したことを示唆している。

学歴別の分析結果は表8(就業継続)、及び表9(常雇継続)である。中小企業勤務の高校卒以下の女性では、全企業適用期は、大企業のみ適用期と比べて、就業継続確率は4.7%ポイント(=-3.1-1.6)低下する一方、常雇継続確率は12.2%ポイント(=13.9-1.7)上昇した。短大・高専卒では、就業継続確率が5.2%ポイント(=14.8-9.6)の上昇、常雇継続確率が3.3%ポイント(=10.8-14.1)の減少である。大学・大学院卒では、就業継続確率が10.7%ポイント(=24.5-13.8)、常雇継続確率が11.7%ポイント(=27.8-16.1)の上昇と、いずれも

14) 社員数の少ない企業ほど、短時間勤務制度に対応した人員確保が負担になる可能性が指摘されている。(朝日新聞(朝刊)2012年6月28日付、日本経済新聞(夕刊)2009年6月30日付)

15) 各種制度の利用状況は労働力調査で調査されていないため、実際にどのような層が制度を利用しているか、という点は分析できない。さらに有益な政策提言のためには、実際の制度利用状況がわかる統計調査による分析が必要であろう。

表7 制度改正が女性の継続就業行動に与える影響

説明変数	被説明変数	
	翌年の就業継続 (=翌年も就業)	翌年の常雇継続 (=翌年も常雇で就業)
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	0.070 (0.044)	0.094* (0.050)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	0.103** (0.044)	0.156*** (0.047)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.028 (0.026)	0.112*** (0.028)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.134*** (0.043)	0.204*** (0.047)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.243*** (0.044)	0.314*** (0.045)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.139*** (0.035)	0.311*** (0.035)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.180*** (0.061)	0.333*** (0.061)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.286*** (0.047)	0.439*** (0.048)
決定係数	0.076	0.099
標本サイズ	7,061	5,480

(注1) サンプルは観察1年目に就業しており、その1年目から2年目の間に第1子を出産した既婚女性。

(注2) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注3) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

表8 制度改正が女性の就業継続に与える影響・学歴別分析

説明変数	被説明変数		
	翌年の就業継続 (= 翌年も就業)		
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	0.016 (0.070)	0.096 (0.071)	0.138 (0.093)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	-0.031 (0.082)	0.148** (0.075)	0.245*** (0.081)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.042 (0.043)	0.003 (0.042)	0.090* (0.051)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.056 (0.077)	0.186*** (0.068)	0.203*** (0.083)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.096 (0.084)	0.286*** (0.077)	0.388*** (0.076)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.054 (0.089)	0.134** (0.060)	0.245*** (0.055)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.006 (0.149)	0.194* (0.105)	0.342*** (0.097)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.185 (0.115)	0.247*** (0.090)	0.432*** (0.078)
決定係数	0.054	0.066	0.109
標本サイズ	2,117	2,509	2,435
被説明変数の平均値	0.552	0.576	0.687

(注1) サンプルは観察1年目に就業しており、その1年目から2年目の間に第1子を出産した既婚女性。

(注2) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注3) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

表9 制度改正が女性の常雇継続に与える影響・学歴別分析

説明変数	被説明変数		
	翌年の常雇継続 (=翌年も常雇で就業)		
	高校卒以下	短大・高専卒	大学・大学院卒
観察1年目に中小企業勤務×大企業のみ適用	0.017 (0.079)	0.141* (0.079)	0.161 (0.113)
観察1年目に中小企業勤務×全企業適用	0.139* (0.083)	0.108 (0.081)	0.278*** (0.090)
観察1年目に大企業勤務×制度改正前	0.133*** (0.047)	0.097** (0.045)	0.153*** (0.058)
観察1年目に大企業勤務×大企業のみ適用	0.146* (0.083)	0.261*** (0.073)	0.231** (0.092)
観察1年目に大企業勤務×全企業適用	0.300*** (0.079)	0.257*** (0.078)	0.427*** (0.084)
観察1年目に官公庁勤務×制度改正前	0.244** (0.104)	0.353*** (0.060)	0.374*** (0.058)
観察1年目に官公庁勤務×大企業のみ適用	0.229 (0.156)	0.325*** (0.110)	0.461*** (0.095)
観察1年目に官公庁勤務×全企業適用	0.640*** (0.082)	0.305*** (0.093)	0.525*** (0.084)
決定係数	0.081	0.089	0.113
標本サイズ	1,638	1,987	1,855
被説明変数の平均値	0.532	0.597	0.713

(注1) サンプルは観察1年目に就業しており、その1年目から2年目の間に第1子を出産した既婚女性。

(注2) 表中の括弧内は不均一分散に対してロバストな標準誤差である。また、\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

(注3) 表中の説明変数のほか、女性の年齢、居住地域、学歴、調査年をコントロールしている。

(出所) 総務省「労働力調査」の調査票情報より筆者ら推計

大きな上昇がみられた。

大企業勤務の女性については、大企業のみ適用期において、制度改正前と比べて高校卒以下の就業継続確率は1.4%ポイント(=5.6-4.2)、常雇継続確率も1.3%ポイント(=14.6-13.3)上昇したが、いずれも小幅で非有意であった。しかし、全企業適用期になると、高校卒以下の就業継続確率は4.0%ポイント(=9.6-5.6)と小幅な上昇にとどまるものの、常雇継続確率は15.4%ポイント(=30.0-14.6)と大幅に上昇

している。

中小企業、大企業のいずれにおいても、高校卒以下の常雇継続確率は、前項の結果と比べて大きく上昇しており、大学・大学院卒でも同様の傾向がみられる。これは、制度導入時点ですでに3歳以下の子どもを養育していた女性よりも、制度導入期または導入後に第1子を出産した女性のほうが、常雇として継続するようになった可能性を示唆している。

## V. おわりに

本研究は、育児・介護休業法の2009年改正(2010年6月30日施行)により、3歳未満の子を養育する労働者に対する所定労働時間の短

縮と所定外労働の免除の義務化が、幼い子どもを持つ女性の就業状況に与えた影響を検証した。分析の結果、2つの点が明らかになった。

第1に、短大・高専卒以上の女性について、大企業勤務では大企業のみが適用対象となった段階で、また中小企業勤務では全企業に改正が適用された段階で、就業継続と常雇継続のいずれもが上昇した。

第2に、高校卒以下の女性については、中小企業勤務・大企業勤務のいずれにおいても、全企業が対象となった段階で常雇継続が上昇した。これらの結果は、2009年改正が女性の安定雇用に資する一方で、高校卒以下の女性については全企業適用対象になって初めて制度効果が顕在化した可能性を示唆する。すなわち、大企業勤務の高校卒以下女性は、制度導入当初は利用資格があっても実際には利用していなかったが、対象が全企業へ拡大されたのちに利用を開始した可能性が考えられる。政策効果の評価にあたっては、制度が利用可能であっても実際には利用されない（いわゆるテイクアップの問題）を考慮する必要がある。

2009年改正により、職場復帰後に労働時間を短縮できる制度的環境が整備され、小さな子どもを持つ女性にとって就業を継続しやすい環境が整った結果、常雇としての継続が増加した可能性がある。とりわけ、中小企業や高校卒以下の女性においても制度効果が確認されたことは、少子化政策における制度設計の方向性を検

討するうえで重要な示唆を与える。中小企業では、政府の制度改正を契機として社内制度の整備が進んだ可能性がある<sup>16)</sup>。一方で、大企業では短大・高専卒、及び大学・大学院卒女性には2010年以降に効果が認められたものの、高校卒以下の女性については、2012年以降にようやく効果が表れた点は留意が必要である。

今後は制度導入とテイクアップの問題に焦点を当てることが重要であろう。本研究では短時間勤務制度は制度の適用対象となる女性に対して一定程度の就業継続効果があることを示したが、その一方で、制度が利用可能になっても実際には利用されていない可能性も示した。たとえば、2009年改正ではパパ・ママ育休プラスも導入されたが、厚生労働省「雇用均等基本調査」によると、配偶者が出産した父親の育児休業取得率は制度導入前の2008年は1.2%、制度導入後の2011年は2.6%であり、制度導入前後で父親の育児休業取得は低水準の推移にとどまっている。これは、制度が導入されても父親の育児休業取得があまり進まなかったことを示唆している。制度の実効性を高めるため、今後は制度の実際の利用状況や、どの層にどの制度がより効果的に働くかを明らかにすることが求められる。こうした検討は、今後の少子化政策の制度設計を進めるうえで不可欠の課題である。

## 参 考 文 献

朝日新聞（朝刊）2012年6月28日「子育て支援、中小二の足 改正育児・介護休業法、来月から義務 穴埋め負担が壁」  
厚生労働省雇用均等・児童家庭局職業家庭両立課（2002）「改正育児・介護休業法のあらま

し」ESSOR, Vol. 92, 2002, April, pp. 12-15.  
厚生労働省（2004）「育児・介護休業法における制度の概要」<https://warp.dandl.go.jp/info:ndljp/pid/233321/www2.mhlw.go.jp/topics/seido/josei/hourei/20000401-38.htm>（最終関

16) 厚生労働省「雇用均等基本調査（女性雇用管理基本調査）」によると、2008年時点で事業所規模500人以上の事業所のうち80.1%の事業所に育児短時間勤務制度があり、67.1%の事業所に所定外労働の免除が整備されていた。その一方、事業所規模30～99人の事業所では育児短時間勤務制度がある事業所は51.9%、所定外労働の免除がある事業所は34.9%にとどまった。2011年になると事業所規模500人以上では育児短時間勤務制度が97.3%、所定外労働の免除が95.1%の事業所で整備された。また、事業所規模30～99人の事業所でも76.4%の事業所で育児短時間勤務制度が整備され、所定外労働の免除も73.6%の事業所で整備された。

- 覧日：2024年11月7日)
- 厚生労働省 (2010) 「改正育児・介護休業法のあらまし」 <https://www.mhlw.go.jp/topics/2009/07/dl/tp0701-1o.pdf> (最終閲覧日：2024年11月7日)
- 厚生労働省 (2016a) 「育児・介護休業法の改正経過〈育児に関わる制度〉資料2」 [https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12602000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu\\_Roudouseisakutantou/0000136911.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12602000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Roudouseisakutantou/0000136911.pdf) (最終閲覧日：2026年1月19日)
- 厚生労働省 (2016b) 「改正育児・介護休業法及び改正男女雇用機会均等法の概要」 <https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000132033.pdf> (最終閲覧日：2024年11月7日)
- 厚生労働省 (2017) 「改正育児・介護休業法のポイント～平成29年10月1日施行～」 [https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/291001\\_ikukaiho-kaisei-point.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/291001_ikukaiho-kaisei-point.pdf) (最終閲覧日：2024年11月7日)
- 厚生労働省 (2019) 「子の看護休暇・介護休暇が時間単位で取得できるようになります！」 <https://www.mhlw.go.jp/content/11900000/000582033.pdf> (最終閲覧日：2024年11月7日)
- 厚生労働省 (2021) 「育児・介護休業法 令和3年(2021年)改正内容の解説」 <https://www.mhlw.go.jp/content/11900000/000909605.pdf> (最終閲覧日：2024年11月7日)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 「現代日本の結婚と出産——第16回出生動向基本調査(独身者調査ならびに夫婦調査)報告書」 [https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16\\_ReportALL.pdf](https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16_ReportALL.pdf) (最終閲覧日：2025年10月4日)
- 日本経済新聞(夕刊)2009年6月30日「育児・介護休業法改正——1日6時間勤務が可能に、職場の対応複雑に(生活)」
- 労働省婦人局 (1991) 『育児休業法のあらまし』
- 労働省婦人局 (1996) 『育児・介護休業法のあらまし』
- 労働省女性局 (1997) 『育児・介護休業法のあらまし—育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律—』一般財団法人女性労働協会女性労働アーカイブ、<https://www.jaaww.or.jp/history/data/01183.pdf> (最終閲覧日：2026年1月19日)
- Blau, F.D., Kahn L.M. (2013), “Female Labor Supply: Why Is the United States Falling Behind?”, *The American Economic Review*, Vol. 103, No. 3, pp. 251-256.
- Del Boca, D. (2002), “The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, pp. 549-573.
- Laun, T., Wallenius J. (2021), “Having It All? Employment, Earnings, and Children,” *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 123, pp. 353-381.
- Paule-Paludkiewicz, H. (2024), “Does the right to work part-time affect mothers’ labor market outcomes?”, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 12.