

# なぜ就業継続率は上がったのか

— ワーク・ライフ・バランス施策は少子化対策として有効か\* —

阿部正浩・児玉直美・齋藤隆志

本稿では、2006年と2014年の企業データを使って、WLB施策と女性の出産、育児休業からの復帰、就業継続、企業の女性比率、女性管理職比率の関係性について検証した。WLB施策利用の促進は総じて女性の出産・就業継続・女性活用にプラスに働くが、効果は一律ではない。存分に働くための支援、労働時間短縮配慮は、出産、就業継続、女性比率、女性管理職比率と概ね正の相関がある。一方、子育て支援やフレキシブルな働き方は出産、就業継続には正の効果があるが、女性比率、女性管理職比率にはほとんど影響がない。この2つの施策は、少子化対策としては有効であるかもしれないが、女性活用を高める方向には働いていない。法律によって義務付けられなくても企業が自発的に子育て、女性活用を支援する企業風土は、少子化対策や女性活用を促す効果を持っている。また、今回の分析では、就業継続や女性比率と企業業績の間には相関は確認されなかった。このことは、企業が女性の就業継続や女性活用を進めることは、少なくとも企業業績に悪い影響は与えないということを示唆する。

JEL Classification Codes: J13, J16, J18

## 1. はじめに

日本の少子化は第二次世界大戦直後から始まっていた<sup>1)</sup>。これと同時に、晩婚化や非婚化も急速に進んでいる<sup>2)</sup>。少子化の原因について、宇南山(2016)は、合計特殊出生率低下を「有配偶率の影響(結婚をする女性の割合)」と「有配偶出生率の影響(結婚をした女性が生涯に生む平均的な子どもの数)」に要因分解し、そのほとんどは結婚の減少に起因すると述べている。

ではなぜ非婚化、晩婚化が進んでいるのだろうか<sup>3)</sup>。今も昔も、女性は、「結婚して子どもを持つ」、「仕事を続けて結婚はせず子どもを持たない」という二者択一の問題に直面してきた。かつては、多くの女性は、結婚、出産を選択したが、最近では、就業継続、非婚を選択する女性が増えたことが、晩婚化、未婚化、少子化の原因となっている。

この少子化の現状に対して、政府は、1990年の「1.57ショック」を契機に、子育て支援に向けての対策の検討を始め、1994年に「今後の子育て支援のための施策の基本的方向につい

て」(エンゼルプラン)が策定された。その後も、2003年に「次世代育成支援対策推進法」、少子化社会対策基本法、2004年「少子化社会対策大綱」策定、2012年「子ども・子育て支援法」制定、及び、法律、大綱、プランの数次の見直しにより、25年以上にわたって少子化対策が拡充されてきた。この数年は、政府の子育て支援は、保育所や学童クラブの整備等「子育て支援」や、仕事と生活の調和(ワーク・ライフ・バランス)憲章等を通じた「働き方改革」をより一層強化するとともに、「結婚・妊娠・出産支援」を新たな対策に加えている<sup>4)</sup>。

本稿では、WLB施策が女性の出産・就業継続・活用に与えた効果を検証する。ここでは、少子化対策を広義に捉え、一般に考えられているような少子化を食い止める政策だけでなく、少子・高齢化が進む中で労働力人口を維持する政策も検討の対象に含める。働き方改革やワーク・ライフ・バランス(以下、「WLB」と呼ぶ。)施策は、少子化を食い止めるだけでなく、労働力人口も維持する施策と信じられているが、出産・育児を促す効果と、非労働力割合の高い

女性や高齢者などを労働力化する効果が、働き方改革やWLBには同様にあるのだろうか。以下、第2章では、保育所整備等の子育て支援と女性の就業継続の関係、WLB施策や働き方改革が女性就業継続や、正社員比率、管理職比率等に与えた影響に関する文献をレビューする。第3章では、データ及び分析方法を紹介する。第4章では、企業のWLB施策と女性の出産・就業継続・活用状況を把握し、実証分析の結果を議論する。第5章では、女性の就業継続・活用と企業業績の関係についてのデータ分析とレビューを行い、第6章で、結論と政策インプリケーションを議論する。

## 2. 既存研究のサーベイ

第1章で述べたように、日本政府の子育て支援政策は、大きくは、保育所や学童クラブの整備と、企業のWLBの取組を促す働き方改革の2つに大別される<sup>5)</sup>。本章では、この2つに加えて、少子化・高齢化の進む中で、労働力人口を維持するための女性活用施策に関する文献をレビューする。以下では、保育所整備等の子育て支援施策と女性の就業継続の関係、WLB施策の少子化対策としての効果、企業のWLB施策と女性の就業継続・女性比率についての文献を中心にレビューしていく。

保育サービスと女性就業についての実証研究としては、滋野・大日(2001)、大石(2003)が挙げられる。彼らは、保育サービスの充実、例えば、保育所数の増加、特別保育実施率の上昇、利用率(0~2歳児)や定員率の上昇、待機児童率の低下が女性就業に正の影響を与えていることを明らかにしている。最近の研究としては、Nishitateno and Shikata(2017)、Asai *et al.*(2015)、宇南山・山本(2015)、山本学(2014)が挙げられる。近年の日本の実証研究の共通した特徴は、保育所整備が必ずしも女性の就業拡大に結び付いていないという事実である<sup>6)</sup>。その理由については、保育所が、幼稚園を代替した、3世代同居を代替した、他の施策との組み合わせが重要といった説明がなされている。

WLB施策として、ここでは、子育て期の女性をターゲットにしたWLB施策だけでなく、子育て支援施策も含み、男性も利用できるが特に子育て期の女性の働き方を柔軟にしたり、就業継続の助けになる施策と広義に捉える。

企業のWLB施策と少子化との関連では、育児休業制度の導入や利用は、出生に正の影響を与えることを多くの研究が示している(樋口、1994、駿河・西本、2002、駿河・張、2003、滋野・松浦、2003、坂爪・川口、2007等)。

滋野・大日(2001)は、保育サービスの充実が、女性の第1子出産に正の影響を与えることを示している。また、野口(2007)も、「会社による託児所利用の支援」、「勤務地限定制度」、「結婚・出産退職者のための再雇用制度」が、出生率を有意に引き上げていることを明らかにしている。短時間労働制度について、坂爪(2008)は、保育サービスがどのようなケースでも子どもの数に正の影響を与えるのに対して、時短制度の導入が子どもの数に正の影響を与えるケースは限定的であると分析している。坂爪(2008)は、子ども数の増加のためには、まず保育サービスを量的に充実させ、その上で、並行して時短制度の導入やサービスの質の向上を進めるべきであると提言している。

これらの文献から共通して浮かび上がるのは、保育サービスは出生率に正の影響を与える一方で、労働時間短縮は限定的な効果しか見られないということである。保育サービスの正の相関が、前述の文献とは異なる方向性を示すのは、企業によるWLB施策は、多くの場合、正社員にしか適用されないこと、非正規化が進展していることや、企業に産後も勤務する社員は、そうでない社員と異なる特性や環境に置かれていることで説明できる可能性がある。

女性の就業継続や就業選択とWLB施策等との関連を個人データを使って検証した研究は、国内外に非常に数多く存在する(森田・金子1998、松繁2008、Yanadori and Kato 2009等)。一方で、女性比率、女性管理職比率や育児休業取得率・就業継続率といった企業調査から得ら

れる変数と WLB 施策等との関連についての研究はそれほど多くない。以下では、日本を対象に分析された実証研究を中心にレビューをした<sup>7)</sup>。

川口(2011)によると、利用実績のある育児支援施策数が多い企業ほど女性管理職の存在確率が高く、また、経営者が WLB 施策に熱心な企業ほど女性の定着度が高く、女性の定着度が高い企業ほど女性が活躍している。また、脇坂(2009)によると、WLB 制度を導入しても利用が少ない企業は男女均等になっていないこと、この傾向は中小企業でも同じであり、男女均等も WLB も進んでいる企業では、財務パフォーマンスも良く、従業員の定着率も高い。馬ら(2017)は、個人属性をコントロールしても、ポジティブ・アクション施策や WLB 施策を積極的に実施する企業や、遅い昇進パターンを持つ企業で、女性の課長確率が高いことを実証した。

以上の研究はクロス・セクション・データを使った研究であるが、山本勲(2014a)、Kato and Kodama(2015)はパネル・データを使った研究例である。山本勲(2014a)は、WLB 施策のうち、育児休業制度、介護休業制度、短時間勤務制度、長時間労働は正の取組が女性比率を上げるが、これらの取組は女性管理職比率には影響を与えないことを確認している。Kato and Kodama(2015)は、企業内保育施設・保育手当は、女性従業者数、女性管理職数、女性部長数を増やすが、フレキシブルな働き方は女性部長を増やすが、女性従業者には必ずしも効果がないことを明らかにした。これらの結果は、一般社員と管理職の社員では、WLB 施策の効果が必ずしも同じでないという興味深い事例である。

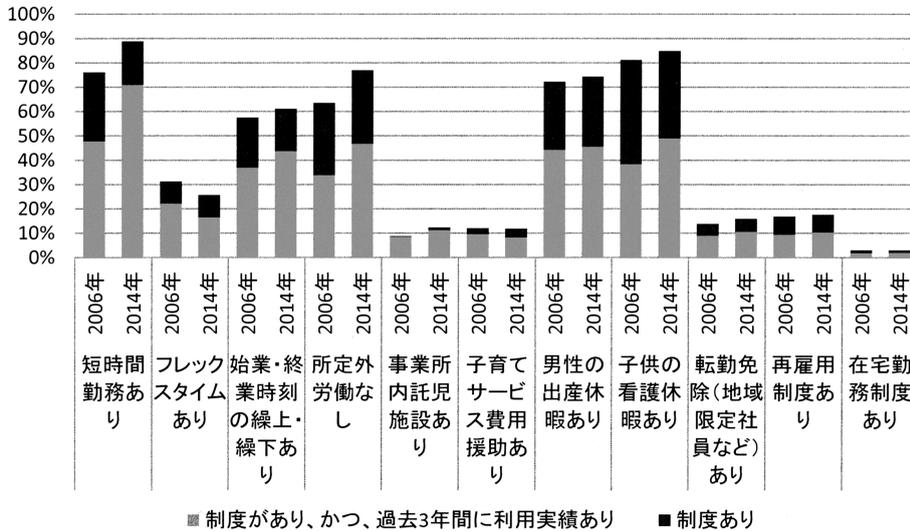
企業アンケートデータを使った研究以外の研究としては、Kato *et al.*(2013)、Brinton and Mun(2016)が挙げられる。Kato *et al.*(2013)は、日本の製造業企業の企業内人事データから、男性では労働時間と管理職昇進の関係性は弱いが、女性では長時間働く人は昇進確率が高いという強い相関関係が見られることを明らかにした。これは、男性では長時間労働が昇進の条件とは

ならないが、女性では長時間労働が会社に対するコミットメントの指標として使われていることを示唆している。Brinton and Mun(2016)は、日本企業に対するヒアリング調査から、日本企業の理想の社員像は 24 時間会社の為に働ける男性であり、子どものいる女性従業員に対しても同様の働き方が期待されることが、女性の働く意欲を減退させ、出産後の離職確率を高めていると指摘している。

これらの研究からある程度共通認識と言えるような事実が浮かび上がる：①一般論として、WLB 施策は女性比率、女性管理職比率と正の相関があること、②しかしながら、WLB の諸施策の効果は一律ではなく、対象とする施策や、正社員・管理職といったレベルによって異なり、Kato and Kodama(forthcoming)でも述べているように、実際に顔を合わせる時間を短くするような WLB 施策(例えば、短時間勤務制度)は、管理職等の高いレベルの女性を減らす効果があること、③日本の正社員の長時間労働は女性活躍に負の影響を及ぼし、また、男性並みの働き方ができる女性を企業が求めていることである。

本稿の特徴は以下のとおりである。第 1 に、WLB 施策、女性の出産・就業継続・女性活用比率、更には利益率について、一つのデータセットを用いて整合的に分析を行う。政府は、少子化対策の大きな柱として働き方改革を挙げ、企業の WLB 施策の充実を推進している。WLB 施策の女性比率、女性管理職比率等への影響や、WLB 施策と育児休業取得率・就業継続率との関係性に関する既存研究は多いが、それらの違いに着目した研究は筆者らの知る限りではほとんどない。本稿では、企業に対するアンケート調査データを使って、WLB 施策・子育て支援施策が、女性の育児休業取得率、就業継続率、管理職比率とどのような関係があるか、女性の出産・就業継続・女性活用比率が企業業績とどのような相関があるかを検証する。第 2 に、どのような WLB 施策が少子化対策として有効であるかを分析する。WLB 施策は、女性、高齢者等の活用と、出産・育児を促す少子化対

図1. 出産・育児に係わる支援制度の有無と過去3年間の利用実績



策を同時に実現する施策と信じられているが、両者は完全に重なり合うのであろうか。また、WLB 施策の有効性を検証する際に問題となるのは、多くの WLB 施策があるため、1つずつの施策の効果を分析すると他の施策の効果も混在した効果を測る可能性があり、一方で、全ての施策を一度に分析すると多重共線の問題が起こる可能性があることである。具体的には、本稿では、11 の WLB 施策について因子分析を利用して4つの指標にまとめ、それぞれの WLB 施策の利用状況を適切に表す変数を用いて分析を行った。第3に、女性の就業継続と企業業績の関係について議論する。これまで、女性比率、女性管理職比率と企業業績に関する分析は蓄積されてきているが、女性の就業継続との関連について分析した既存研究はない。企業の WLB 施策は企業の人的資本を高め、企業の利益や生産性を高めているかについて考察する。

### 3. データと分析方法

#### 3.1 データ

分析に使ったデータは、日本学術振興会『課題設定による先導的人文・社会科学研究推進事業(実社会対応プログラム)』の「少子化対策に関わる政策の検証と実践的課題の提言」研究グ

ループが2014年6月に実施した「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」と、独立行政法人労働政策研究・研修機構が2006年6月に実施した同名の調査から得た。

調査対象企業は、まず企業規模別に割り当て数を決め、無作為抽出をした。どちらも原則全国の従業員数300人以上の企業6000社を対象としたが、2006年調査回答企業は2014年も調査対象とした。回答企業は2006年調査が863社(有効回収率14.4%)、2014年調査が1000社(有効回答率16.7%)であった。これらの企業のうち、2時点両方のデータが利用できるのは264社である。2014年調査の方が、若干、中小企業が多く、製造業が少ないという特徴があるが、ほぼ同じような企業規模、産業構成である。

2006年から2014年の8年間で、短時間勤務制度、所定外労働をさせない制度など、出産・育児に関わる支援制度は充実した(図1)。これは、2010年育児・介護休業法の改正により、3歳までの子を養育する労働者の短時間勤務制度の整備を義務化、労働者からの請求があった場合に所定外労働免除を制度化した効果も反映されていると考えられる。

この8年間に、就業継続する女性が多い企業の比率は47.1%から72.2%に大幅に上昇、女

図 2. 正社員女性の定着・活躍に関する指標

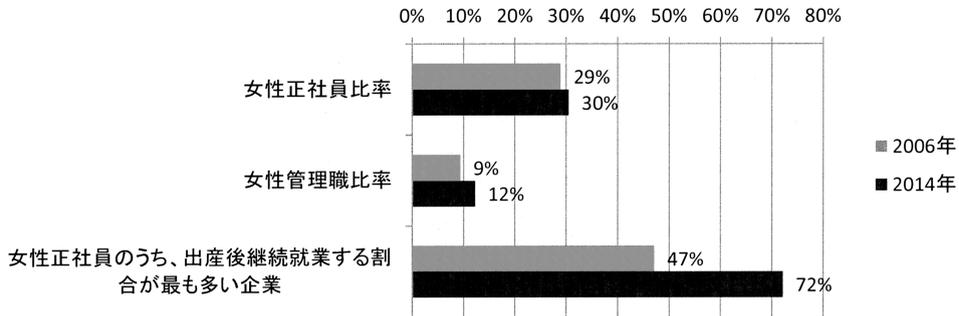


表 1. 女性正社員の就業継続の状況で1番目に多いパターン(%)

	全サンプル	2006年	2014年
結婚前に自己都合で退職する	15.0	19.4	11.4
結婚を契機に退職する	9.8	14.0	6.3
結婚後、妊娠や出産より前に退職する	3.5	4.8	2.4
妊娠や出産を契機に退職する	8.0	11.3	5.4
出産後、育児休業を利用するが、その後1~2年のうちに退職する	2.9	3.3	2.5
出産後、育児休業を利用して、その後も継続就業する	59.4	44.9	71.2
出産後、育児休業を利用しないで、継続就業する	1.5	2.2	0.9
サンプルサイズ	1,393	628	765

性正社員比率は 28.9% から 30.5%、女性管理職比率は 9.4% から 12.2% に上昇した(図 2)。この上昇要因については、次章で詳しく分析したい。

### 3.2 分析の枠組み

ここで、働き方改革や WLB 施策の推進が少子化を食い止めるための対策となるのか、また少子化・高齢化が進む現状において、それらが女性の就業継続や企業の女性活用を通じた労働市場の維持にどのような効果をもたらしたかについて、検証するための分析枠組みを提示する。

分析手法としては、女性正社員の出産、就業継続、企業の女性活用を測定する変数を被説明変数とし、働き方改革や WLB 施策の推進を測定する変数を主たる説明変数とする重回帰分析を用いる。被説明変数のうち、ダミー変数をとるものについてはプロビットモデルを、その他は連続変数とみなせるので基本的には OLS<sup>3)</sup>を用いる。

被説明変数は全部で 6 種類である。「仕事と

家庭の両立支援にかかわる調査」では、出産や就業継続を直接測定できる変数がないため、いくつかの代理変数を用いる。まず出産については、①過去 3 年間に育児休業を利用した女性正社員の人数の対数値を用いる。また 2014 年調査では、2013 年度に育児休業を終えて復帰予定だった女性正社員のうち、②復職した人数、③退職した人数が入手できるので、これらの対数値も被説明変数とする。なお対数化に際して、該当者数が 0 人の企業がサンプルから除外されることを避けるため、それぞれの人数に 1 を加えている。次に就業継続については、表 1 の女性正社員の就業継続の 7 つの選択肢から、④ 1 番多い就業継続パターンとして、「出産後、育児休業を利用して、その後も就業継続する」または「出産後、育児休業を利用しないで、就業継続する」と回答した場合に 1 を、それ以外の回答の場合に 0 をとるダミー変数を用いる。この変数を被説明変数にする場合のみ、プロビットモデルを用いて推定する。最後に、企業の女性活用を測定する変数としては、⑤女性正社員

表 2. 因子分析の結果(因子負荷量)

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子	第 4 因子
	労働時間短縮 配慮	子育て支援	フレキシブル な働き方	存分に働く ための支援
a. 短時間勤務	0.36	0.09	0.00	0.01
b. フレックスタイム	0.15	-0.08	0.48	-0.08
c. 始業終業の繰上, 繰下	0.45	-0.07	-0.03	-0.04
d. 所定外労働なし	0.41	0.00	0.00	0.02
e. 事業所内託児施設	-0.08	0.33	-0.25	0.40
f. 子育てサービス費用援助	-0.05	0.27	0.35	0.03
h. 男性の出産休暇	-0.04	0.48	0.02	-0.11
i. 子供の看護休暇	0.06	0.46	-0.03	-0.01
j. 転勤免除(地域限定社員)	0.17	-0.23	0.14	0.42
k. 再雇用制度	-0.02	-0.02	0.02	0.70
l. 在宅勤務制度	-0.07	-0.02	0.59	0.04

比率, ⑥女性管理職比率の 2 種類を採用する。

主たる説明変数となる働き方改革や WLB 施策の推進については, アンケートの「出産・育児に係わる支援制度」の過去 3 年間の利用実績を用いる<sup>9)</sup>。具体的には, 図 1 にある 11 種類の制度の利用状況変数を因子分析によって 4 種類にグループ分けし, 各グループにおいて過去 3 年間で実際に利用実績のあるものの割合を説明変数とした。例えば第 1 因子には 3 つの制度があり, ある企業がそのうち 1 つだけ利用実績があると回答した場合は, 0.33 という数値になる。

因子分析<sup>10)</sup>の結果(因子負荷量)は, 表 2 のとおりである。第 1 因子は, 「a. 短時間勤務」, 「c. 始業終業の繰上, 繰下」, 「d. 所定外労働なし」の 3 つが大きな正の値を示しているため, 「労働時間短縮配慮因子」と名付ける。第 2 因子は, 「h. 男性の出産休暇」, 「i. 子どもの看護休暇」という子育てに関する 2 つの指標が大きな正の値を示しているため, 「子育て支援因子」と呼ぶことにする。第 3 因子は, 「b. フレックスタイム」, 「f. 子育てサービス費用援助」, 「l. 在宅勤務制度」の 3 つが大きな正の値を示している。子育て費用援助は少し傾向が異なるが, フレックスタイム, 在宅勤務は, 仕事場所, 時間の柔軟性を増すための施策なので, 「フレキシブルな働き方因子」と呼ぶ。第 4 因子は, 「e. 事業所内託児施設」, 「j. 転勤免除(地域限定社員)」, 「k. 再雇用制度」の 3 つが大きな正

の値を示している。事業所内託児施設は企業の就業時間に合わせて深夜, 休日なども子どもを預かるケースが多く, また, 結婚・出産を理由にした離職者のための再雇用制度や, 一般職・地域限定社員制度は(性別役割分担の色彩がなくもないが)古くから女性戦力化に積極的であった産業や企業で採用されることが多い施策のため, 「存分に働くための支援因子」と以下では呼ぶことにする。

また, 働き方改革や WLB 施策の推進が, 女性の出生率, 女性の就業継続, 企業の女性活用に与える影響を測定する際には, 「そもそも子育てがしやすい」, 「そもそも女性の活用に積極的である」というような企業風土などの固有要因の存在に留意する必要がある。そのため, ①男女雇用機会均等法の法定前(1986 年)からポジティブアクション施策を実行しているかのダミー変数, ②育児休業法法定前(1991 年)から育児休業制度を実行しているかのダミー変数, ③くるみんマークの認定を受けているかのダミー変数を法律で義務付けられなくても子育て支援をしようとする企業風土の代理変数として用いる。

更に, こうした企業風土と働き方改革や WLB 施策との間には, 補完性や代替性が働く可能性もある。これをとらえるため, ④ 4 つの因子と 1986 年以前からポジティブアクション施策の実行ダミーとの交差項, ⑤ 4 つの因子と

表 3. 記述統計

	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
女性正社員のうち、過去3年間の育児休業制度利用人数	1257	27.93	106.53	0.00	2672.00
育児休業後2013年復職予定の女性正社員のうち、復職人数(2014年調査のみ)	731	7.76	16.87	0.00	263.00
育児休業後2013年復職予定の女性正社員のうち、退職人数(2014年調査のみ)	725	0.90	3.73	0.00	54.00
女性正社員比率(正社員に占める女性の割合)	1342	0.30	0.23	0.00	1.00
女性管理職比率(課長相当職以上に占める女性の割合)	1177	0.11	0.18	0.00	1.00
利用実績 労働時間短縮配慮(3制度中、利用実績のある割合)	1422	0.47	0.38	0.00	1.00
利用実績 子育て支援(2制度中、利用実績のある割合)	1422	0.44	0.40	0.00	1.00
利用実績 フレキシブルな働き方(3制度中、利用実績のある割合)	1422	0.10	0.19	0.00	1.00
利用実績 存分に働くための支援(3制度中、利用実績のある割合)	1422	0.10	0.19	0.00	1.00
1986年以前からポジティブアクション実施	1422	0.03	0.17	0.00	1.00
1991年以前から育児休業制度導入	1422	0.09	0.29	0.00	1.00
くるみマーク認定	1384	0.33	0.47	0.00	1.00
対数全社員数	1422	6.58	1.07	0.00	11.70
対数女性正社員数	1339	4.64	1.23	0.00	8.84
労働組合あり	1422	0.53	0.50	0.00	1.00

1991年以前から育児休業制度の実行ダミーとの交差項、⑥4つの因子とくるみマークの認定ダミーとの交差項を説明変数として用いて交互作用の有無を確認する。すなわち④から⑥について、それぞれ4つずつの交差項を作ることになる。ただし、全ての交差項を同時に説明変数として用いると、多重共線性の発生が懸念されること、また解釈が困難になることから、④～⑥は1つの式で同時に用いず、それぞれ別の式で推計する。

コントロール変数としては、全社員数の対数値、主たる産業のダミー(製造業を基準とする)、労働組合ありダミー、2014年ダミー(2006年を基準とする)を用いる。記述統計量は、表3のとおりである。

#### 4. 回帰分析の結果

##### 4.1 女性正社員の育児休業利用・利用後復職・利用後退職の決定要因

表4は、育児休業を利用する女性正社員数(対数値)を被説明変数とする重回帰分析の結果である。(1)式は制度利用とコントロール変数のみを説明変数とした基本モデルであり、労働時間短縮配慮因子、子育て支援因子、フレキシブルな働き方因子、存分に働くための支援因子の係数がいずれも有意に正となっている<sup>11)</sup>。フ

レキシブルな働き方因子以外は1%水準で有意であり、この結果は表4のすべてのモデルで維持されるため、頑健な結果であるといえる。

(2)式は、働き方改革やWLB施策の利用度の変数に加えて、企業固有要因の代理変数を用いたモデルの結果である。(2)式は1986年以前からポジティブアクション施策実行ダミー、1991年以前から育児休業制度実行ダミー、くるみマーク認定ダミーを3つ同時に用いているが、このうち1991年以前から育児休業制度実行ダミーとくるみマーク認定ダミーの係数が正で有意となった。働き方改革やWLB施策の利用度と企業固有要因の代理変数との交差項を用いたモデル(3)式から(5)式でも、有意性が落ちるものこれら3変数の係数はすべて正で有意となるため、これらの変数に代理される企業固有要因は育児休業利用者数を増加させる効果があることが示唆される。なお(3)式から(5)式の交差項はすべて非有意であったため、働き方改革やWLB施策の利用度と企業固有要因との間に交互作用は確認できなかった。

表5は、育休を終え2013年に復職予定だった女性正社員のうち、実際に復帰した人数(対数値)の決定要因に関する推計結果である。また表6は、実際には復帰せずに退職した人数(対数値)の決定要因に関する推計結果である。

表 4. 育児休業制度利用人数(対数値)の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.407*** (5.258)	0.391*** (5.095)	0.406*** (5.150)	0.418*** (5.187)	0.424*** (4.576)
利用実績 子育て支援	0.612*** (9.000)	0.561*** (8.152)	0.617*** (8.943)	0.610*** (8.594)	0.510*** (5.933)
利用実績 フレキシブルな働き方	0.301* (1.941)	0.194 (1.235)	0.287* (1.830)	0.149 (0.845)	0.0601 (0.289)
利用実績 存分に働くための支援	1.655*** (11.68)	1.541*** (10.77)	1.662*** (11.24)	1.669*** (11.42)	1.461*** (7.971)
1986年以前からポジティブアクション実施		0.0893 (0.608)	0.666* (1.893)		
1991年以前から育児休業制度導入		0.169* (1.769)		0.378* (1.811)	
くるみんマーク認定		0.305*** (5.241)			0.205* (1.770)
交差項					
×利用実績 労働時間短縮配慮			-0.217 (-0.502)	-0.199 (-0.700)	-0.0776 (-0.480)
×利用実績 子育て支援			-0.334 (-0.922)	-0.124 (-0.517)	0.178 (1.280)
×利用実績 フレキシブルな働き方			0.209 (0.217)	0.575 (1.519)	0.282 (0.968)
×利用実績 存分に働くための支援			-0.785 (-1.235)	-0.415 (-0.936)	0.288 (1.041)
サンプルサイズ	1,257	1,225	1,257	1,257	1,225
決定係数	0.489	0.511	0.490	0.493	0.511

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

対数全社員数, 労働組合あり, 2014年ダミー, 産業ダミーでコントロールしている.

どちらも2014年調査のデータのみを用いている。

まず、育児休業利用者の決定要因と同様に、労働時間短縮配慮因子と存分に働くための支援因子の係数については、復職者数、退職者数いづれも全てのモデルで有意に正の結果を得た。育児休業の利用者や復帰人数だけではなく、育児後の退職人数にも正の影響をもたらしていることは、こうした施策が利用されている企業においては、復職者だけでなく退職者も多いものと考えられる。また子育て支援因子の係数については、表5においてのみ有意に正であるため、復職人数を増やす効果を持っているが、退職人数には有意な影響を与えていない。

企業固有要因に関しては、表5(1)(2)式では1986年以前からポジティブアクション施策実施ダミーの係数が正で有意、そして表5(1)式

では復帰人数に対してくるみんマーク認定ダミーの係数が正で有意である。一方、表6においてはいづれも非有意であった。したがって、これらの変数で代理される企業固有要因が復職人数を増加させる効果を持つが、退職人数には影響を与えていないことが示唆される。

働き方改革やWLB施策に関する変数と企業固有要因との交互作用については、表5(2)式で1986年以前からポジティブアクション施策実施ダミーと労働時間短縮配慮因子との交差項の係数が負で有意、フレキシブルな働き方因子との交差項の係数は正で有意である。また表5(3)式では、1991年以前から育児休業制度実施ダミーと子育て支援との交差項の係数が負で有意となる。一方、表6(2)式では1986年以前からポジティブアクション施策実施ダミーと労働時間短縮配慮因子との交差項の係数が負で有意、

表5. 育児休業から復職予定者のうち復職者人数(対数値)の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.521*** (5.716)	0.519*** (5.740)	0.465*** (5.079)	0.474*** (4.416)
利用実績 子育て支援	0.402*** (5.036)	0.453*** (5.735)	0.498*** (6.200)	0.389*** (3.988)
利用実績 フレキシブルな働き方	0.0631 (0.310)	0.0333 (0.161)	0.0715 (0.316)	0.246 (1.025)
利用実績 存分に働くための支援	1.463*** (8.317)	1.527*** (8.631)	1.668*** (9.289)	1.427*** (6.164)
1986年以前からポジティブアクション実施	0.452** (2.154)	0.999*** (5.562)		
1991年以前から育児休業制度導入	-0.0546 (-0.375)		0.235 (0.771)	
くるみんマーク認定	0.286*** (4.181)			0.206 (1.579)
交差項				
×利用実績 労働時間短縮配慮		-1.118* (-1.938)	0.401 (0.959)	0.113 (0.579)
×利用実績 子育て支援		-0.626 (-1.319)	-0.724** (-2.138)	0.0519 (0.314)
×利用実績 フレキシブルな働き方		3.236*** (3.232)	0.465 (0.842)	-0.392 (-1.016)
×利用実績 存分に働くための支援		0.275 (0.320)	-0.812 (-1.567)	0.198 (0.590)
サンプルサイズ	700	731	731	700
決定係数	0.452	0.430	0.428	0.450

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

対数全社員数, 労働組合あり, 産業ダミーでコントロールしている。

表6(3)式では1991年以前から育児休業制度実行ダミーと存分に働くための支援因子との交差項の係数が負で有意となる。

交差項の結果をまとめると、まずポジティブアクション施策を早期から実行している企業では、復職者数と退職者数の両方に対する労働時間短縮配慮因子の効果は抑制され、復職者数に対するフレキシブルな働き方因子の正の効果を新たに生み出すことがわかる。次に、育児休業制度を早期から実行している企業では、復職者数に対する子育て支援因子の正の効果が抑制されるものの、退職者数に対する存分に働くための支援因子の正の効果を打ち消しており、育児休業の後に退職する正社員女性を減少させる効果があるといえる。これらから、働き方改革やWLB施策の利用度と企業固有要因との間の交互作用は、必ずしも復職者数や退職者数に対し

て一定の方向性を持っているわけではないことがわかる。

#### 4.2 女性の就業継続率の決定要因

表7は、女性の就業継続パターンについて、プロビットモデルを用いて推計した結果である。(1)~(4)式の全てで、WLB施策のうち、労働時間短縮配慮因子、子育て支援因子、フレキシブルな働き方因子の係数が有意に正となっている。この結果は、企業固有要因の代理変数との交差項を加えた(2)~(4)式でも維持されており、頑健性が高いと言える。一方、育児休業の利用者数や育休後の復職者数、退職者数に対して正の効果を持っていた存分に働くための支援については、(1)式で有意に負の効果を示している。

企業固有要因の代理変数について、単独項の結果を見ると、1986年以前からポジティブア

表 6. 育児休業から復職予定者のうち退職者人数の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.144** (2.489)	0.163*** (2.780)	0.130** (2.242)	0.150** (2.273)
利用実績 子育て支援	-0.0124 (-0.207)	0.000938 (0.0158)	0.00115 (0.0190)	-0.0248 (-0.367)
利用実績 フレキシブルな働き方	-0.00952 (-0.0653)	-0.0495 (-0.339)	-0.107 (-0.682)	0.0242 (0.147)
利用実績 存分に働くための支援	0.586*** (3.708)	0.568*** (3.653)	0.698*** (4.368)	0.760*** (3.840)
1986年以前からポジティブアクション実施	0.0445 (0.334)	0.280 (0.719)		
1991年以前から育児休業制度導入	-0.00354 (-0.0349)		-0.150 (-0.862)	
くるみんマーク認定	0.0310 (0.665)			0.0843 (0.987)
交差項				
×利用実績 労働時間短縮配慮		-0.619* (-1.932)	0.348 (1.232)	-0.0226 (-0.167)
×利用実績 子育て支援		-0.0944 (-0.239)	-0.0300 (-0.140)	0.0185 (0.137)
×利用実績 フレキシブルな働き方		0.912 (1.067)	0.647 (1.582)	-0.0550 (-0.189)
×利用実績 存分に働くための支援		0.197 (0.436)	-0.923*** (-2.880)	-0.367 (-1.227)
サンプルサイズ	694	725	725	694
決定係数	0.143	0.137	0.150	0.147

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

対数全社員数、労働組合あり、産業ダミーでコントロールしている。

クッション実施ダミーは(1)式のみで有意に正の効果を示しており、1991年以前から育児休業制度実施ダミーは(1)式と(3)式の両方で有意に正の効果を示している。育児休業制度の利用人数の決定要因の推計においても、一部のモデルで同様の効果が示されており、こうした企業風土が女性の出産とその後の就業継続率を高める効果を持っていることがわかる。

交差項の結果については、1986年以前からポジティブアクション施策実行ダミーとの交差項を加えた(2)式において、これらの単独項はいずれも非有意だったが、交差項の係数のみが有意に正となった。もともとポジティブアクション施策を実施しているところにおいては、存分に働くための支援があることで、より出産後の就業継続が促されるものと考えられる。なお、その他の交差項は全て非有意であり、就業継続

に対しては働き方改革やWLB施策と企業固有要因との間の交互作用は、上述したもの以外には確認できなかった。

#### 4.3 企業の女性活用の決定要因

表8と表9は、企業の女性活用指標の決定要因に関する推計結果である。表8は女性正社員比率、表9は女性管理職比率(課長相当職以上)をそれぞれ被説明変数としている。

全てのモデルに一貫した傾向として、存分に働くための支援因子の係数は有意に正となっている。また、労働時間短縮配慮因子の係数もおおむね有意に正である。これらの働き方改革やWLB施策については、女性の活用を高める効果が認められる。その一方、育児休業制度利用人数や就業継続率に対しては正の効果を持っていた子育て支援因子やフレキシブルな働き方因

表7. 出産後、就業継続が一番多い企業の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.120*** (2.892)	0.117*** (2.797)	0.128*** (3.000)	0.134*** (2.730)
利用実績 子育て支援	0.224*** (5.840)	0.235*** (6.176)	0.220*** (5.669)	0.247*** (5.296)
利用実績 フレキシブルな働き方	0.260*** (2.958)	0.292*** (3.366)	0.198** (2.127)	0.273** (2.297)
利用実績 存分に働くための支援	-0.140* (-1.669)	-0.134 (-1.605)	-0.0571 (-0.666)	-0.123 (-1.145)
1986年以前からポジティブアクション実施	0.182** (2.027)	-0.0244 (-0.116)		
1991年以前から育児休業制度導入	0.140*** (2.715)		0.206* (1.898)	
くるみんマーク認定	0.0283 (0.884)			0.0538 (0.949)
交差項				
×利用実績 労働時間短縮配慮		0.189 (0.862)	-0.184 (-1.105)	-0.0376 (-0.421)
×利用実績 子育て支援		-0.0337 (-0.156)	0.0507 (0.354)	-0.0370 (-0.461)
×利用実績 フレキシブルな働き方		-0.849 (-1.401)	0.300 (1.371)	0.0262 (0.156)
×利用実績 存分に働くための支援		0.683** (1.975)	-0.257 (-1.066)	0.122 (0.770)
サンプルサイズ	1,362	1,403	1,403	1,362
疑似決定係数	0.1634	0.1561	0.1576	0.1562
疑似対数尤度	-763.813	-793.260	-791.817	-770.333

注) 上段の数値は限界効果。下段の数値は、係数のz値。

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

対数全社員数、労働組合あり、2014年ダミー、産業ダミーでコントロールしている。

子については、ほとんどの場合非有意である。少子化対策に有効な制度と、女性活用に有効な制度がやや異なっていることが示唆される。

企業固有要因については、交差項を入れずに推定したもの、すなわち表8(1)式、表9(1)式で共通して1986年以前からポジティブアクション実施ダミーの係数が有意に正である。これらの式においては、1991年以前から育児休業制度実施ダミーの係数は女性正社員比率の式で有意に正となり、くるみん認定ダミーの係数は女性管理職比率の式で有意に正となっている。

交差項を入れた場合も、1986年以前からポジティブアクション実施ダミーの結果は維持される。ただし、女性正社員比率や女性管理職比率の式において、多くの交差項の係数が負で有意となっている(表8(2)式、表9(2)式)。また、

1991年以前から育児休業制度実施ダミーとの交差項を用いた推計式については、女性正社員比率、女性管理職比率のいずれの式においても(それぞれ表8(3)式、表9(3)式)、フレキシブルな働き方因子や存分に働くための支援因子との交差項の係数が有意に負となる。特に、フレキシブルな働き方因子については単独項は非有意であるため、ポジティブアクションや育児休業制度を早期から実施するような風土を持つ企業においては、こうした制度の利用度が高いところではかえって女性の活用が阻害されるという結果になっている。

#### 4.4 推計結果のまとめ

ここまでの結果をまとめると、まず存分に働くための支援は、どの被説明変数を用いてもだ

表 8. 女性正社員比率の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.0583*** (4.003)	0.0608*** (4.083)	0.0509*** (3.384)	0.0495*** (2.766)
利用実績 子育て支援	-0.00607 (-0.455)	-0.00131 (-0.0972)	-0.00656 (-0.472)	-0.00429 (-0.252)
利用実績 フレキシブルな働き方	-0.0548* (-1.879)	-0.0382 (-1.333)	-0.0252 (-0.790)	-0.0182 (-0.408)
利用実績 存分に働くための支援	0.322*** (11.04)	0.336*** (11.26)	0.391*** (12.60)	0.415*** (10.44)
1986年以前からポジティブアクション実施	0.192*** (6.980)	0.408*** (7.460)		
1991年以前から育児休業制度導入	0.0464** (2.470)		0.0524 (1.126)	
くるみんマーク認定	0.0134 (1.210)			0.0141 (0.659)
交差項				
×利用実績 労働時間短縮配慮		-0.115** (-2.460)	0.0497 (0.890)	0.0329 (1.049)
×利用実績 子育て支援		-0.0910** (-2.212)	0.0541 (1.090)	0.00682 (0.243)
×利用実績 フレキシブルな働き方		-0.249* (-1.747)	-0.144** (-2.529)	-0.0522 (-0.982)
×利用実績 存分に働くための支援		-0.226*** (-2.756)	-0.188*** (-2.736)	-0.107* (-1.962)
サンプルサイズ	1,312	1,342	1,342	1,312
決定係数	0.434	0.434	0.420	0.413

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

対数全社員数、労働組合あり、2014年ダミー、産業ダミーでコントロールしている。

いたい正の係数となることが示された。例外は就業継続率だが、ポジティブアクションを早期から実施している企業においては正の効果を持つことも示されている。更に、労働時間短縮配慮もほとんどの場合は正の係数を得ている。一方、子育て支援は、育休利用人数や復職人数、就業継続率に対して正の効果を持っているが、女性活用指標に対しては影響がない。この違いは、女性比率には既婚女性も未婚女性も含まれていることで説明できるかもしれない。またフレキシブルな働き方は、育休利用人数や就業継続に対して正の効果を持っているが、その他の被説明変数にはほとんど影響がない。つまり、子育て支援やフレキシブルな働き方は少子化対策としては有効であるかもしれないが、女性活用を高める方向には働いていない。

更に、就業継続に関しては、2014年ダミー

の係数が非常に大きな値を示している。これは、WLB施策をする・しないにかかわらず、全企業において、2006年から2014年の8年間で女性の就業継続が進んでいることを示している。これは、労働力不足によって女性活用が着目されたこと、女性活用自体が一種のブームとして、企業が女性比率を増やしたことが理由かもしれない。

企業固有要因については、1986年以前からポジティブアクション実施ダミーや1991年以前から育児休業制度実施ダミーが、多くの被説明変数に対して有意に正の影響を持っていることが示された。また、くるみん認定ダミーについても一部のモデルにおいて有意に正の影響を持っていた。これらに代表されるような企業風土は、少子化対策や女性活用を促す効果を持っているものと考えられる。

表 9. 女性管理職比率の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)
利用実績 労働時間短縮配慮	0.0251** (2.050)	0.0237* (1.911)	0.0196 (1.522)	0.0128 (0.907)
利用実績 子育て支援	0.0125 (1.114)	0.0181* (1.665)	0.0175 (1.483)	0.0244* (1.696)
利用実績 フレキシブルな働き方	0.0208 (0.862)	0.0347 (1.500)	0.0554** (2.102)	0.0479 (1.264)
利用実績 存分に働くための支援	0.242*** (9.194)	0.256*** (9.640)	0.310*** (11.19)	0.312*** (8.857)
1986年以前からポジティブアクション実施	0.205*** (6.558)	0.435*** (4.722)		
1991年以前から育児休業制度導入	0.0256 (1.642)		0.0477 (1.269)	
くるみんマーク認定	0.0181* (1.890)			0.0188 (1.078)
交差項				
×利用実績 労働時間短縮配慮		-0.0366 (-0.456)	0.0471 (0.936)	0.0453 (1.638)
×利用実績 子育て支援		-0.129* (-1.821)	0.0213 (0.473)	-0.0195 (-0.792)
×利用実績 フレキシブルな働き方		-0.347** (-2.024)	-0.162*** (-2.771)	-0.0424 (-0.912)
×利用実績 存分に働くための支援		-0.270** (-2.230)	-0.142** (-2.092)	-0.0585 (-1.159)
サンプルサイズ	1,155	1,177	1,177	1,155
決定係数	0.429	0.431	0.398	0.392

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

対数全社員数, 労働組合あり, 2014年ダミー, 産業ダミーでコントロールしている。

ところが、WLB 施策と上記の企業固有要因との交差項については、一部の例外を除いて係数が負となる結果を得ることが多かった。特に、女性活用指標を被説明変数としたときに、その傾向が顕著にみられた。ポジティブアクションや育児休業制度などの法定化前から制度がある企業など自主的に取り組んでいる企業において、WLB 施策の利用度が高まったとしても、それが必ずしも女性活躍の推進にはつながっていないことが示された<sup>12)</sup>。

##### 5. 女性の就業継続と企業の収益・生産性との関連

WLB 施策の推進は、政府がそのプロモーションを行っているとしても、企業に何らかのインセンティブがあるだろうか。仮に、WLB 施策の推進が経営にポジティブな影響を与えてい

るならば、利潤を追求する合理的な経済主体である企業は、WLB や女性活躍促進の推進を積極的に行うだろう。前節では、WLB 施策が女性の就業継続・活用にプラスの影響があったことを見たが、ここでは女性の就業継続・活用が企業の収益にどのような影響を与えていたかを検証する。WLB 施策が、女性労働者のモチベーションやロイヤリティを上げ、女性の就業継続・活用が進み、その結果、利益につながるというメカニズムを想定し、2段階推定法を使った分析も試みる。

表 10, 11 は、売上高経常利益率を当該企業の女性の就業継続指標や女性活躍指標に回帰して、両者の関係をみたものである。この表で用いた回帰式は、

売上高経常利益率 = f(女性の就業継続度ある

表 10. 利益率と女性の就業継続・活躍指標(OLS)

OLS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
出産後継続就業ダミー	0.0157 (0.358)					
育児休業制度利用人数(対数)		0.00692 (0.305)				
復職予定者のうち復職者人数(対数値)			-0.00595 (-0.111)			
復職予定者のうち退職者人数(対数値)				-0.118 (-0.669)		
女性正社員比率					0.0299 (0.267)	
女性管理職比率						0.0941 (0.561)
サンプルサイズ	764	651	308	109	753	672
決定係数	0.042	0.045	0.071	0.195	0.042	0.045

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

全社員数(対数), 労働組合ダミー, 2014年ダミー, 産業ダミー, 上場企業ダミー, 外資系ダミーコントロールしている。

表 11. 利益率と女性の就業継続・活躍指標(2SLS)

IV	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
出産後継続就業ダミー	0.0694 (0.427)					
育児休業制度利用人数(対数)		0.0248 (0.723)				
復職予定者のうち復職者人数(対数値)			0.0573 (0.652)			
復職予定者のうち退職者人数(対数値)				-0.0339 (-0.0679)		
女性正社員比率					0.404 (1.584)	
女性管理職比率						0.358 (1.019)
サンプルサイズ	749	637	299	104	739	659
決定係数	0.041	0.044	0.067	0.221	0.029	0.043

注) Robust t-statistics in parentheses.

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

全社員数(対数), 労働組合ダミー, 2014年ダミー, 産業ダミー, 上場企業ダミー, 外資系ダミーでコントロールしている。

いは女性活躍指標, 全社員数(対数), 労働組合ダミー, 2014年ダミー, 産業ダミー, 上場企業ダミー, 外資系ダミー)

である。

上の回帰式における従属変数である売上高経常利益率は, 経常利益を売上高で割って計算した。この指標は, 企業の収益性を見る指標の1つとしてよく用いられている。従属変数である

女性の就業継続度は, 2つの指標を用いる。1つ目は, 育児休業利用者数の対数値, もう1つは, 最も多い女性の就業継続パターンである。また, 女性活躍指標も2つの指標を用いており, 1つは女性正社員比率, もう1つは女性管理職比率である。全社員数(対数), 労働組合ダミー, 産業ダミー, 上場企業ダミー, 外資系ダミーは, 企業属性をコントロールするために加えている。表10は2006年調査と2014年の調査をプール

して、最小自乗法で推計した結果、表 11 は 2SLS の結果である<sup>13)</sup>。

分析結果によれば、女性の就業継続度や女性活躍指標は売上高経常利益率には統計的に有意な影響を与えていない。具体的には、推定された係数はいずれもプラスであるが、女性比率の係数を除いては、統計的には有意な結果ではない。つまり、企業の WLB や女性活用施策によって促進された女性の就業継続や活躍は企業利益には直結していないということを、この結果は示唆している。

この結果を解釈するために、WLB や女性活躍施策が企業の利益や生産性に影響しているとする既存研究がある一方で、そうした関係はないとする研究もあることに言及したい。坂爪(2002)は、ファミリー・フレンドリー施策が与える組織のパフォーマンスへの影響はプラスマイナスどちらもあると述べている。一方、脇坂(2008, 2007)は、均等度もファミフレ度も高い企業グループでは他の企業グループよりも一人あたり売上、経常利益が最も高いことを見出している。阿部・黒澤(2008)は、WLB は短期的には育児休業者の代替要員確保や他の従業員への職務移管などで企業にとってはコストとなるが、長期的には就業継続者の知識や技能を活用できるなどにより企業にとってはベネフィットが多いだろうと予想し、実証によって、両立支援制度の導入は、短期的には、正社員一人あたりの売上や利益には有意な影響はなかったが、比較的長いスパンでは売上には有意でポジティブな影響を与えていることを見出した(ただし経常利益には有意な影響はない)。更に、阿部・黒澤(2009)では WLB 施策の有無だけでなく、運用状況の違いが収益や生産性との関係にどう影響しているかについて検証を行っている。その結果、育児のための短時間勤務制度と、従業員全体が制度に関する理解を深めるような情報提供、仕事量・仕事の進め方の見直しなどの組み合わせは、従業員一人あたり売上高の伸びを大きくしている。ただし、他の制度導入と運用実態の組み合わせは従業員一人あたり売上

高の伸びに影響していないか、一部には負の影響を与えているものもあった<sup>14)</sup>。

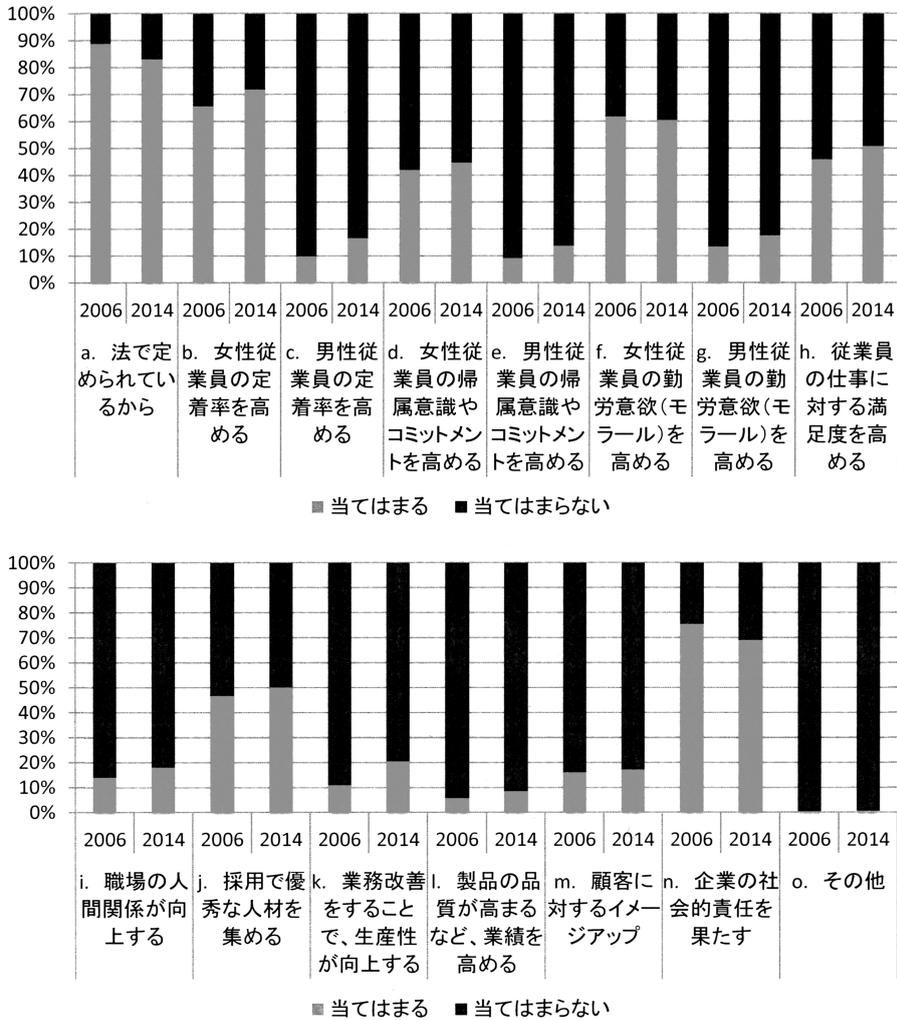
女性の活躍度合いに着目して、それと企業業績との関係を検証した研究をいくつか紹介する。例えば、佐野(2005)、見玉ら(2005)、Kawaguchi(2007)は、いずれも、女性比率と企業利益は正の相関があることを示すが、長期的な企業成長には影響をしない、あるいは、影響をすることもその効果が非常に小さいことを示した。Siegel *et al.*(2013)は、管理職や役員などの登用による女性の経営参加が企業業績を高めると述べている。山本勲(2014b)は、正社員女性比率の高い企業ほどの利益率が高まる傾向を見出している。しかし、管理職女性比率については、全般的には利益率との相関は見出されていない。

このように、既存研究では、企業による WLB や女性活躍推進といった施策が企業経営に少なからず正の影響を与えていることを見出す一方で、WLB 施策の全てが企業経営にプラスの効果を与えているわけではないことも見出している。なかでも坂爪(2002)や阿部・黒澤(2009)、Yamamoto and Matsuura(2014)によれば、一部の施策は売上や経常利益、生産性に統計的に有意な影響を与えていないだけでなく、むしろネガティブな影響を与えている施策や運用が見られる。

WLB や女性活躍推進の企業経営に与える影響が曖昧だという結果は、欧米の研究でも同様である。たとえば、米国の大企業のデータを用いた Konrad and Mangel(2000)や米国の製薬会社のデータを用いた Shepard *et al.*(1996)では、労働時間の柔軟性を含む WLB 施策導入が労働者一人あたり売上や経常利益にポジティブな影響を与えていると報告しているが、米・仏・英の中堅企業のデータを用いた Bloom *et al.*(2006)では WLB 施策導入は企業利益には有意な影響を与えていない分析結果となっている。このように WLB 施策の効果ははっきりしたものではない。

これまでの研究や本稿での分析結果それぞれが必ずしも整合的ではなく、曖昧な結果になっ

図 3. 企業が WLB に取り組む理由



ている理由として、以下の3つの解釈が考えられる。

1つ目は、そもそも企業は利益や生産性の向上を目的に WLB に取り組んでいるわけではないにも関わらず、研究者が WLB は利益や生産性を向上させるという誤った仮説を置いて検証している可能性である。この点を確認するために、企業に対して WLB に取り組む理由を直接的にアンケート調査で尋ねてみた。その結果が図3である。この図によると、企業が WLB に取り組む理由として、「法で定められているから」が最も多数の企業によって挙げられてお

り、次いで「企業の社会的責任を果たす」、「女性従業員の定着率を高める」、「女性従業員の勤労意欲(モラル)を高める」が続く。他方、「業務改善をすることで、生産性が向上する」や「製品の品質が高まるなど、業績を高める」、あるいは「顧客に対するイメージアップ」といった売上や生産性に関連するものを挙げる企業は少ない。つまり、企業は利益や生産性の向上を目的に WLB に取り組んでいるわけではなく、むしろ法や社会的責任といった社会的、制度的要因によって WLB に取り組んでいる。あるいは今後の少子高齢社会での人手不足に対応する

ために取り組んでいるように見える。既存研究は、企業を合理的な経済主体と考え、WLBや女性活躍推進は企業の利益や生産性を高めるという仮説を置いてきた。しかし、上でみたように、そもそもこの仮説の設定が妥当ではなく、我々は第二の過誤に陥っているのかもしれない。企業が経済学の教科書で述べられるように合理的に行動していない可能性があることは他の文脈、たとえばCSRと企業経営の関係に関する文脈でも指摘されており、WLBや女性活躍推進の文脈でも経済合理性とは異なる価値観で企業が行動する可能性はあり得るのではないだろうか<sup>15)</sup>。

2つ目は、女性活用と企業業績の関係は一律ではなく、国、地域、時期によって結果は異なると解釈することである。例えば、Post and Byron(2015)は、メタアナリシスから、男女格差が大きな国では女性活用と企業業績の関係性が正、格差が小さな国では負又は無相関であると述べている。

3つ目は、それぞれの研究が用いているデータに問題がある可能性である。多くの研究はそれぞれ独自のアンケート調査を利用しているが、標本特性がそれぞれ異なる。本稿の調査も、標本抽出の際は母集団である国内企業の分布を忠実に再現しようと工夫しているが、未回収の標本があるために分析可能な標本には何らかの偏りが生じてしまっている可能性がある。それが、それぞれの研究で整合的な結果を得られていない理由である可能性も考えられる。

## 6. 結論と政策インプリケーション

本稿では、WLB施策、女性の出産・就業継続・女性活用比率、更には利益率について、一つのデータセットを用いて整合的に分析した。2006年から2014年の8年間で女性の就業継続率は押しなべて上がった。これは、政府の働き方改革の結果であると言えるだろうか。本稿では、WLB施策と出産、就業継続、女性活用に関する日本の研究を包括的にレビューするとともに、企業のWLB施策利用状況のデータを使

って、WLB施策と女性の出産、就業継続、企業の女性比率、女性管理職比率の関係性について検証した。その結果、WLB施策利用の促進は総じて女性の出産・就業継続・女性活躍にプラスに働くことが分かった。しかしながら、WLB施策の効果は一律ではなく、存分に働くための支援は、出産、就業継続、女性比率、女性管理職比率と概ね正の相関、労働時間短縮配慮もほとんどのケースで正の相関がある一方、子育て支援やフレキシブルな働き方は出産、就業継続には正の効果があるが、女性比率、女性管理職比率にはほとんど影響がない。この2つの施策は、少子化対策としては有効であるかもしれないが、女性活用を高める方向には働いていない。また、WLB施策の利用にかかわらず、女性の就業継続が促進されていることから、労働力不足や政府の女性活躍推進施策のプロモーションが功を奏している可能性もある。また、法律によって義務付けられなくても企業が自発的に出産、子育て、女性活用を支援する企業風土は、少子化対策や女性活用を促す効果を持っている。

企業がWLB施策に取り組む動機は、利益や生産性の向上のためではなく、むしろ法や社会的責任といった社会的、制度的要因によって取り組んでいる、あるいは今後の少子高齢社会での人手不足に対応するためであることが多い。今回の分析では、就業継続や女性比率と企業業績の間には相関は確認されなかった。良い影響もないが悪い影響もない。このことは、企業が女性の就業継続や女性活用を進めることは、少なくとも業績に悪い影響は与えないということの意味する。

最後に、今後の課題について述べたい。今回の分析では、1986年以前からポジティブアクション実行ダミー、1991年以前から育児休業制度実行ダミー、くるみん認定ダミーという、企業が自発的に出産、子育て、女性活用を支援する企業風土の3つの代理変数を企業固有要因としてコントロールした。これ以外の観測できていない企業固有要因をコントロールした分析

については今後の課題としたい。また、今回の分析では、出産を希望する女性ほどWLB施策に優れた企業に入社するといったセレクションの問題は考慮できていないことにも注意が必要である。更に、今回は、就業継続や女性比率と企業業績の関連について全く有意な結果が得られなかった。女性活用と企業業績の関係は一律ではなく、国、地域、時期によって結果は異なり、男女格差が大きな国では正、格差が小さな国では負又は無相関になることが明らかになってきている。今回の結果だけから、日本の男女格差が小さくなってきたと主張することは控えたいが、これも今後の検討課題としたい。更に、今回の分析では、企業データを使ったため、分析の対象はほぼ「正社員」に限定されている。少子化、女性活躍を考える時、女性の働き方のマジョリティとなっている非正規労働者も当然のことながら視野に入れる必要がある。しかしながら、今回はデータの制約上、非正規労働者について分析からは何も言及できなかった。これも今後の検討課題としたい。

(中央大学経済学部・一橋大学大学院経済学研究科・明治学院大学経済学部)

## 注

\* 本稿は、日本学術振興会『課題設定による先導的人文・社会科学研究推進事業(実社会対応プログラム)』「少子化対策に関わる政策の検証と実践的課題の提言」委託事業の成果の一部である。白井恵美子准教授、宇南山卓准教授、太田聡一教授、都留康教授、森口千晶教授、山本勲教授、及び、一橋大学経済研究所定例研究会、第66回人口学会、シンポジウム「少子化対策の評価と提言」の参加者から有益なコメントをいただいた。記して深く感謝の意を申し上げる。

1) 第一次ベビーブーム期の1947年には合計特殊出生率は4.54に達していたが、その後は急激に低下し、既に57年には現在の日本の人口置換水準(人口が増加も減少もしない均衡した状態となる合計特殊出生率水準のことで、日本の現在の人口置換水準は2.07とされる。)を下回る2.04まで低下した。その後も合計特殊出生率は低下し続け、89年には1.57、2005年には1.26を記録した。2006年からは緩やかに回復する傾向がみられ、2014年には1.42となっている。一方、年間出生数は、49年には270万人、第二次ベビーブーム期の73年には209万人を記録したが、その後ほぼ一貫して下がり続け、2014年には100万人と

なっている。

2) 婚姻率(人口千人当たりの婚姻件数)は第一次ベビーブーム世代が25歳前後にさしかかる71年に10.5、婚姻件数は72年に年間110万件を数えたが、2014年には、それぞれ5.1、64万件にまで減少している。また、未婚率は男女ともに引き続き上昇している。男性では、30~34歳で47.3%、35~39歳で35.6%、女性では、30~34歳で34.5%、35~39歳で23.1%となっている。生涯未婚率(50歳時の未婚割合)は、1980年には、男性は2.6%、女性は4.5%であったが、2010年には、それぞれ20.1%、10.6%へと上昇している。

3) 国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査」によると、2015年の女性の予定ライフコースは、両立コースが28.2%と、1987年調査以降最高水準となっており、再就職コースの31.9%とほぼ拮抗するまでに増加している(この調査では、「これまでを振り返った上で、実際になりそうなあなたの人生はどのようなタイプですか」、「理想は理想として、実際になりそうなあなたの人生はどのようなタイプですか」という質問に対して、「専業主婦コース」、「再就職コース」、「両立コース」、「DINKSコース」、「非婚就業コース」から選択する)。男性がパートナーに望むライフコースも、1987年には10%程度であった両立コースが2015年には33.9%にまで増加している。このように、男女の理想が変わりつつあるにもかかわらず、現実には、女性は今でも多くの場合、一度離職すると非正規の職しかなく、一方、結婚、出産後も正社員として就業継続をしようとする時間、場所の拘束性の高い働き方を続けなければならない(太田・黒田・玄田(2010)は、男性正規雇用者だけでなく、女性正規雇用者間でも労働時間の二極化が生じていたことを確認している。)

4) 政策による効果であるかどうかは定かではないが、合計特殊出生率は、2005年には1.26と過去最低を記録したが、その後緩やかに持ち直し、2014年には1.42まで上昇している(厚生労働省「人口動態統計」)。また、1985年以降、育児休業制度が普及してきたにもかかわらず、就業を継続する女性はずっと4割程度であったが、2010年以降その比率が5割を超えるようになった(国立社会保障・人口問題研究所「第15回出生動向基本調査」)。

5) 結婚・妊娠・出産支援は取り組みが始まったばかりで、ほとんど検証がなされていない。

6) 海外では、女性の労働参加率が高く、保育所が多い国では、保育所整備が母親の就業率を上げる効果は大きくなかったという研究が多い。Nollenberger and Rodríguez-Planas(2015)は、女性の労働参加率が低く、保育所が不足しているスペインで、公営保育所の拡大が母親の就業率を上げたことを、DID分析により明らかにしている。

7) WLB施策と女性活用についての海外の文献レビューについては、Kato and Kodama(forthcoming)を参照のこと。

8) 上述のように、2回の調査両方に回答している企業は264社であり、更に推計に必要な変数を入手できる企業は各推計で200社を下回る。したがって、バ

ネルデータではなくプールデータとしての性格が強い。なお後述するように、OLSとランダム効果モデル、固定効果モデルとでは結果の差は大きくない。

9) WLB施策の導入がされていても利用が少ない企業では男女均等でないという既存研究を踏まえ(脇坂2009)、本稿では、WLB制度の有無ではなく、過去3年間の利用実績有無を使った。逆の因果関係の可能性を考慮し、制度の有無についての推計も行ったが、結果は大きくは変わらない。

10) STATAのfactorコマンド(オプションはpcf: principal-component factors)を用い、更にプロマックス回転を行った。固有値が1を超えている4因子を分析で使用する。

11) ランダム効果モデル、固定効果モデルでも推計を試みたが、いずれのケースでも(係数の大きさは異なるが)符号は同じであった。コントロール変数の符号についてもおおむね共通した結果が得られた。

12) これは、教員、保育士、看護師など古くから女性が戦力となってきた産業、職種においては、かつては意欲が高い女性のみが就業継続をしていたというセレクションが強く働いていたが、WLB施策の充実によってセレクション効果が小さくなり女性活躍に負の効果があるように見えている可能性も考えられる。

13) 操作変数としては、第4章で使った4つのWLB施策の指標、3つの企業風土の指標を用いた。

14) Yamamoto and Matsuura(2014)は全要素生産性に対する効果を検証した。彼らの結果は、WLB施策を導入するだけでは生産性は向上しないが、同時に均等施策を実施すれば中長期的に生産性を向上させる正の効果があることを示した。

15) CSRと女性活用については、Kato and Kodama(2017)を参照されたい。

## 参考文献

- 阿部正浩・黒澤昌子(2008)「企業業績への影響」佐藤博樹・武石恵美子編『人を活かす企業が伸びる—人事戦略としてのワーク・ライフ・バランス』第7章、勁草書房。
- 阿部正浩・黒澤昌子(2009)「ワーク・ライフ・バランス施策と生産性の関係」『平成20年度 ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究 研究報告書』(研究会報告書等 No. 42)、第2部第1章、内閣府経済社会総合研究所。
- 朝井友紀子(2014)「2007年の育児休業職場復帰給付金増額が出産後の就業確率に及ぼす効果に関する実証研究—擬似実験の政策評価手法を用いた試論」『日本労働研究雑誌』No. 644、pp. 76-91。
- 樋口美雄(1994)「育児休業制度の実証分析」、社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会。
- 樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel(1997)「日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業」『人口問題研究』第53巻第4号、pp. 49-66。
- 川口章(2011)「均等法とワーク・ライフ・バランス—両立支援政策は均等化に寄与しているか」『日本労働研究雑誌』No. 615、pp. 25-37。
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子(2005)「女性雇用と企

業業績」『日本経済研究』52号、pp. 1-18。

馬欣欣・乾友彦・児玉直美(2017)「管理職における男女間格差—日本の従業員と企業のマッチングデータに基づく実証分析—」『経済研究』第68巻第2号、pp. 114-131。

松繁寿和(2008)「女性大卒正社員の定着への影響」『人を活かす企業が伸びる 人事戦略としてのワーク・ライフ・バランス』佐藤博樹(著、編集)、武石恵美子(編集)、第4章、勁草書房。

水落正明(2012)「次世代育成支援対策推進法が出産および女性の就業継続に与える影響」『社会科学研究』第64巻第1号、pp. 6-24。

森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No. 459、pp. 50-62。

野口晴子(2007)「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援」が夫妻の出生行動に与える影響—労働組合を対象とした調査の結果から—」『季刊社会保障研究』第43巻第3号、pp. 244-260。

大石亜希子(2003)「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」『季刊社会保障研究』第39巻第1号、pp. 55-69。

太田聰一・黒田祥子・玄田有史(2010)「長期時系列データを用いた長時間労働の分析—「労働力調査特別調査」及び「労働力調査(詳細集計)」による検証—(Part 2: 女性正規雇用者編)、総務省統計局リサーチペーパー第23号。

坂爪聡子(2008)「少子化対策として効果的なのは保育サービスの充実か労働時間の短縮か?」『季刊・社会保障研究』第44巻第1号、pp. 110-120。

坂爪聡子・川口章(2007)「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』第40号、pp. 1-15。

坂爪洋美(2002)「ファミリー・フレンドリー施策と組織のパフォーマンス」『日本労働研究雑誌』No. 503、pp. 29-42。

櫻井宏二郎(2009)「IT、WLBと生産性」『平成20年度 ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究 研究報告書』(研究会報告書等 No. 42)、第2部第2章、内閣府経済社会総合研究所。

佐野晋平(2005)「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か?」『日本労働研究雑誌』No. 540、pp. 55-67。

滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No. 459、pp. 39-49。

滋野由紀子・大日康史(2001)「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」『社会福祉と家族の経済学』(岩本康志編)、東洋経済新報社、pp. 17-50。

滋野由紀子・松浦克己(2003)「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に—」『季刊社会保障研究』第39巻第1号、pp. 43-54。

佐藤一磨・馬欣欣(2007)「育児休業法の改正が女性の就業に及ぼす影響」、樋口美雄、瀬古美喜、慶應義塾大学経商連携21世紀COE編著『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』

- 駿河輝和・張建華(2003)「育児休業制度が女性の出産と就業に与える影響について——パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』第59号, pp. 56-63.
- 駿河輝和・西本真弓(2002)「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』第37巻第4号, pp. 371-379.
- 宇南山卓(2016)「子育てと仕事の非両立が少子化を進めたのか?」, 阿部正浩編著『少子化は止められるか? 政策課題と今後のあり方』有斐閣.
- 宇南山卓・山本学(2015)「保育所の整備と女性の労働力率・出生率——保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現させるか——」PRI Discussion Paper Series No. 15A-2.
- 脇坂明(2007)「均等, ファミフレが財務パフォーマンス, 職場生産性に及ぼす影響」『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』第4章, JILPT 調査シリーズ No. 37, 労働政策研究・研修機構.
- 脇坂明(2008)「均等度とファミフレの関係からみた企業業績」, 佐藤博樹・武石恵美子編『人を活かす企業が伸びる—人事戦略としてのワーク・ライフ・バランス』第6章, 勁草書房.
- 脇坂明(2009)「WLBの定着・浸透—制度・実態ギャップと中小企業」『日本労働研究雑誌』No. 583, pp. 4-13.
- 山本勲(2014a)「企業における職場環境と女性活用の可能性—企業パネルデータを用いた検証—」RIETI Discussion Paper Series 14-J-017.
- 山本勲(2014b)「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係—企業パネルデータを用いた検証—」RIETI Discussion Paper Series 14-J-016.
- 山本学(2014)「保育所の整備と女性の労働力率・出生率—保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現させるか」『ファイナンス』2014年11月, pp. 80-87.
- Asai Yukiko (2015) "Parental Leave Reforms and the Employment of New Mothers: Quasi-experimental Evidence from Japan," *Labour Economics*, Vol. 36, pp. 72-83.
- Asai, Yukiko, Ryo Kambayashi and Shintaro Yamaguchi (2015) "Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 38, pp. 172-192.
- Blinder, Alan S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate," *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No. 4, pp. 436-455.
- Bloom, Nick and Toby Kretschmer, John Van Reenen, (2006) "Work Life Balance, Management Practices and Productivity," Centre for Economic Performance Discussion Paper.
- Brinton, Mary C. and Eunmi Mun, (2016) "Between State and Family: Managers' Implementation and Evaluation of Parental Leave Policies in Japan," *Socio-Economic Review*, Vol. 14, No. 2, pp. 257-281.
- Kato, Takao, Daiji Kawaguchi and Hideo Owan, (2013) "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An Econometric Case Study of a Large Japanese Firm," RIETI Discussion Paper Series 13-E-038.
- Kato, Takao and Naomi Kodama (2014) "Labor Market Deregulation and Female Employment: Evidence from a Natural Experiment in Japan," IZA discussion paper, No. 8189.
- Kato, Takao and Naomi Kodama (2015) "Work-Life Balance Practices, Performance-Related Pay, and Gender Equality in the Workplace: Evidence from Japan," RIETI Discussion Paper Series 15-E-112.
- Kato, Takao and Naomi Kodama "Women in Organizations and Management Practices," in *Handbook on Women and the Economy*, ed. Susan L. Averett, Laura M. Argys, and Saul D. Hoffman, Oxford University Press, forthcoming.
- Kato, Takao, and Naomi Kodama (2017) The Effect on Gender Diversity in the Workplace of Corporate Social Responsibility: Econometric Evidence from Japan. *British Journal of Industrial Relations*.
- Kawaguchi, Daiji (2007) "A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 25, No. 3, pp. 441-460.
- Konrad, Alison M. and Rober Mangel (2000) "The Impact of Work-Life Programs on Firm Productivity," *Strategic Management Journal*, Vol. 21, No. 12, pp. 1225-1237.
- Nishitateno, Shuhei and Masato Shikata (2017) "Has Improved Daycare Accessibility Increased Japan's Maternal Employment Rate? Municipal Evidence from 2000-2010," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 44, pp. 67-77.
- Nollenberger, Natalia and Núria Rodríguez-Planas (2015) "Full-Time Universal Childcare in a Context of Low Maternal Employment: Quasi-Experimental Evidence from Spain," *Labour Economics*, Vol. 36, pp. 124-136.
- Oaxaca, Ronald (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, 693-709.
- Post, Corinne and Kris Byron (2015) "Women on Boards and Firm Financial Performance: A Meta-Analysis," *Academy of Management Journal*, Vol. 58, No. 5, pp. 1546-1571.
- Shepard, Edward M. III, Thomas J. Clifton and Douglas Kruse (1996) "Flexible Work Hours and Productivity: Some Evidence from the Pharmaceutical Industry," *Industrial Relations*, Vol. 35, No. 1, pp. 123-139.
- Siegel, Jordan, Naomi Kodama and Hanna Halaburda (2013) "The Unfairness Trap: A Key Missing Factor in the Economic Theory of Discrimination", Harvard Business School Working Paper 13-082.
- Yamamoto, Isamu and Toshiyuki Matsuura (2014)

“Effect of Work-Life Balance Practices on Firm Productivity: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data,” *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 14, No. 4, pp. 1677-1708.  
Yanadori, Yoshio and Takao Kato (2009) “Work and

Family Practices in Japanese Firms: Their Scope, Nature and Impact on Employee Turnover.” *International Journal of Human Resource Management*, Vol. 20, No. 2, pp. 439-456.