

育児休業制度の拡充および 利用に与える労働組合の影響

岡 本 弥

神戸学院経済学論集

第54巻 第4号 抜刷

令和5年3月発行

育児休業制度の拡充および 利用に与える労働組合の影響

岡 本 弥

1. はじめに

1992年に育児休業法が施行され、30年以上経過した。これにより、勤務先に育児休業制度の規定が存在するかどうかとはかかわりなく、労働者は育児休業を取得することができるようになった。

以降、9度の改正が行われ、直近の2022年の改正では、事業主に対して、「産後パパ育休制度」と呼ばれる出生時育児休業制度の創設や、雇用環境の整備、事業主に対する個別周知・意向確認の措置の義務化などが行われた。有期雇用従業員の取得要件の緩和も実施され、「引き続き雇用された期間が1年以上」という要件が撤廃された。さらに、育児休暇の分割取得も可能となった。これと並走するように、就業規則などで育児休業制度の規定を設ける企業も増加している。

しかし、従来から観察されてきた出産・育児期の女性が勤務先を退職するケースがなくなったわけではない。年齢階層別にみたわが国の女性の労働力率を表したグラフにあらわれる「M字カーブ」における25歳～34歳にかけての窪みは、確かに、以前と比べて浅くなった。しかし、M字の形状自体は維持されている。このことは、わが国や韓国などを含めて、儒教の影響が強い文化圏に定着しているといわれる「性的役割分担意識」を背景に、結婚や出産を機に一時的であれ、依然として女性が労働市場からの不本意な退出を余儀なくさ

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

れている可能性を示す。

「性的役割分担意識」は継続就業する女性にも影響を及ぼしている。育児休業制度の利用状況に注目すると、利用者が極端に女性に偏る傾向がみられる。厚生労働省「雇用均等基本調査」によれば、女性の育児休業取得率は2020年度で81.6%であり、過去10年以上にわたって80%台の高い水準を保っている。一方、男性では12.7%に留まり、過去の10年間についても、10%を下回る時期が長く続くなど、女性に比べて非常に低い水準となっている。それでも、先に述べた「産後パパ育休制度」の創設や、「2025年に30%」という高い水準の数値目標を政府が掲げたことで、今後、男性の育児休業取得率が順調に伸びてゆくことが期待されている。

育児休業に関連する法や制度の整備等を梃子に労働者の両立支援を後押ししてゆくことと、労働力として女性よりも男性を重要とみなす傾向があった「日本的雇用慣行」を抜本的に見直してゆくことは、表裏一体の関係にある。長期雇用、年功賃金、(企業別)労働組合の3つの要素からなる「日本的雇用慣行」は、大企業に勤務する男性正規雇用者の利益をそれ以外の属性をもつ労働者よりも高めることに重きを置きながら、その制度設計がなされてきたといわれる。「それ以外」に該当するのは、中小企業勤務者、女性労働者および非正規労働者であるが、女性労働者や非正規労働者は労働組合の組合員の対象から外れることが一般的であった。

もちろん、わが国の労働組合が女性労働者あるいは非正規労働者のために、まったく何もしてこなかったわけではない。小中学校の教員や医療現場、繊維産業など、女性が多い職場では、組合婦人部が女性労働者の要望を取り上げ、働き続けることができる環境の整備がなされてきた(首藤(2009))。非正規労働者についても、非正規社員比率が高い職場で、1970~80年代からパート労働者の組織化に着手し、パート労働者の労働条件の向上に注力してきた労働組合も多い(ゼンセン同盟(1996)、本田(2007))。

近年、非正規労働者の組織化は着実に進んでいる。非正規労働者の推定組織

率は、2000年には2.6%であったが、2018年には8.0%まで上昇している。なかでも、労働組合に加入するパート従業員が増加している。その理由として、今野（2016）はまず、「代表性」を挙げている。正規従業員数をパート従業員数が上回る企業はたくさん存在する。例えば、大手スーパーの正規従業員比率は概ね2割程度しかない。パート従業員を組織化せず、少数派の正規従業員を中心に組織された労働組合が職場全体の労働者を代表しているといえるのかが問われている。次に、パート従業員の不満や要望の吸い上げという点で、労働組合は優れた機能を有しているという。大手スーパーでは、パート従業員の労働条件への不満や要望が各所で噴出した場合、そのたびごとに店長が本部に報告して対応するという面倒な手続きを踏む必要があったが、パート従業員が労働組合に加入することで、不満や要望を吸い上げる窓口を労働組合に集約することができるといったメリットが生じたとしている。パート従業員の労働組合への加入が進みにくいとみられる産業も存在するものの、小売業や飲食業については、パート従業員が基幹的な役割を担っているケースも多いため、今後、労働組合への加入が増加する可能性を予想している。

このような動きを踏まえると、「日本的雇用慣行」を見直す必要性の高まりを受け、また、少子高齢化の悪影響が深刻となるなかで労働供給の確保という狙いからも両立支援が推進されている背景で、わが国の労働市場において、男性労働者をより重要とみなす旧来の傾向に変化が生じ、労働組合のターゲットについても、女性労働者やその大部分を占める非正規雇用者にまで拡大しつつあるのかもしれない。もしそうであれば、女性労働者の労働条件の改善につながると思われる育児休業制度の導入や拡充、あるいは従業員による当該制度の利用に対しても、労働組合が影響を及ぼしている可能性がある。

本稿では、まず、企業が提供する両立支援制度である育児休業制度の拡充に⁽¹⁾

(1) 後述する本稿の分析に用いるアンケート調査の対象となった企業のうち、調査時点で「育児休業制度が導入されていない」と回答した企業の割合は4%未満であった。それらを分析対象から除いて分析を行う場合、サンプル・セレクションの

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

において労働組合が影響をもたらしているか検証を行う。その際に、労働組合の属性として女性の役員の有無に注目するとともに、労働組合の影響力がほかのどのような要因によって影響を受けるか確かめる。次に、従業員による育児休業制度の利用状況についても、同様の分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では主要な先行研究を紹介する。第3章は実証分析であり、最終章はまとめである。

2. 先行研究

労働組合の経済効果については、洋の東西を問わず、多くの研究成果が蓄積されているが、以下では、概ね、わが国の研究、なかでも女性の雇用に関連するものに限定して紹介したい。

労働組合と女性の雇用との関係では、組合企業と非組合企業の賃金格差⁽²⁾と離職率に関する分析が多くみられるが、本稿との関連性が強いのは、離職率への影響に関するものであろう。なかでも、Freeman and Medoff (1984) が示した発言・退出モデル (voice-exit) に基づく仮説の検証が数多くなされてきた。発言・退出モデルでは、組合員の不満や要望を労働組合が吸い上げ、それらを経営側に伝達することで改善策が講じられ、労働条件の向上が実現される結果、組合員の離職率が低下すると説明されている。離職率が低下することで、熟練労働者の割合が高まるとともに、新たな採用や導入訓練にかかる費用や時間を

影響を考慮する必要があるが、それを軽微と捉えて育児休業制度を導入済みの企業のみで分析を行った。

(2) 1991年に実施された従業員100人以上の企業を調査対象としたアンケート調査を用いた橋木・野田 (1993) は、労働組合による正の賃金プレミアムが高卒の45歳の女性労働者のケースでのみ観察されたとしている。野田 (2005) は2004年に実施されたアンケート調査を用いた分析で、男性についてのみ賃金に対する組合効果が確認されたとしている。川口・原 (2007) や仁田・篠崎 (2008) は日本版総合的社会調査 (JGSS) の2000~2003年のデータを用いた分析から、いずれも男女の両方で、組合あり、あるいは組合への加入がもたらす賃金への効果が10%以上あることを明らかにしている。

節約できる、あるいは生産性の向上につながるといった経済効果が期待できるわけである。他国に比べて長期雇用慣行が広く浸透しているとみられるわが国において、離職率を低下させることの重要性はより高く、そしてそれは、企業の人的資源管理の要諦といってよいだろう。実証分析については、『雇用動向調査』のデータを利用した村松（1983）が、1970年代後半に労働組合組織率が男性の離職率に負の影響を及ぼしていたことを示した。個票データを利用した富田（1993）も、労働組合が男性正社員の離職率に負の影響を与えることを確認している。これらから、労働組合は概ね、男性正社員の離職率を低下させる効果を有するといってよいだろう。このことはまた、労働組合がもたらす経済効果⁽³⁾が、男女で異なる可能性を示すものである。

育児休業に関連する研究も多数蓄積されている。育児のために離職した場合、退職までに得た職業能力を活かすことができる就職先を見つけることは難しい。仮にあったとして、特に女性労働者については、正社員として雇用される機会⁽⁴⁾は少なく、有期雇用のパートなど、労働条件が相対的に低い職業に従事することが多い。労働者が育児休業制度を活用することで、育児をしながら雇用の継続が保障されるといったメリットが生じる。樋口（1994）、樋口・阿部・Waldfo-gel（1997）、森田・金子（1998）、永瀬（2002）はいずれも育児休業制度が出産・育児期の就業継続を高めていることを明らかにしている。

他方、企業にもたらされるメリットも見逃せない。休業後も雇用が継続されることで、蓄積した技能や知識を従業員の退職によって失うことを避けることや投資した教育訓練費用の回収が可能となる（今野・佐藤（2009））。すでに述べたように、育児休業制度がなくても育児休業が取得できるよう、育児・介護休業法によって法的にサポートがなされているが、脇坂（2002）は育児休業制度がある事業所ほど育児休業取得率が高いことを明らかにしている。また、育

(3) 男女の違いに特に注目したものではないが、岡本（2022）は製造業企業のデータを利用し、労働組合に新卒採用者と中途採用者の両方の離職率を抑制する効果があることを明らかにした。

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

育児休業制度の規定の有無は事業所の規模や企業規模に大きく左右され、企業規模が小さいほど、育児休業規定がないことが指摘されている（協坂（2002）、今田・池田（2004）、労働政策研究・研修機構（2006、2009））。また、企業規模が大きくとも、育児休業制度の規定がなされない場合も考えられる。森田（2005）は、育児休業制度は女性労働者の労務コストを増加させる側面をもち、育児休業法はそのコストの増加分を企業に課すことを意味し、育児休業制度による利益よりも費用のほうが大きい企業については、育児休業制度を導入するインセンティブをもたないとしている⁽⁴⁾。森田（2005）は育児休業法の1992年の施行と1995年の改正が、企業の女性労働者のコストに対する認識を変化させ、女性の労働需要に対して負の影響を与えたか、厚生労働省「雇用動向調査」を用いて分析を行っている。その結果、1992年の施行による影響は確認できなかったものの、1995年の改正により、新たに適用の対象とされた5～29人規模の事業所で、女性の新規雇用が抑制された可能性があることを明らかにした。

以上のように、労働組合の経済効果あるいは育児休業制度に関する研究は十分に蓄積されているといえる。一方、育児休業制度をはじめ、企業の両立支援への労働組合の影響について検証したものは少ない。そのなかで、両者の関係を陽表的に扱ったものに川口・西谷（2011）がある。川口・西谷（2011）はわが国の上場企業を対象に、企業の財務構造とコーポレート・ガバナンスの異質性が雇用制度、とりわけ女性の活躍とどのような関係にあるのか検証している。コーポレート・ガバナンスに関連性が高い要因として、企業の所有構造に加えて労働組合に注目して分析を行っている。得られた結果は、労働組合が正社員に占める女性の割合や「相対的女性部課長比率」、女性部課長の存在（の有無）に対して負の効果をもっているというものである。組合企業は設立年が古く、

(4) 森田（2005）はさらに、育児休業法による女性労働者のコストの増加を予想して、このような企業は女性の雇用をあらかじめ抑制しようとする可能性に言及している。同様に、大竹（1999）は、企業が育児休業のコストに見合った能力のある女性のみを正社員として採用するようになるかもしれないとしている。

長期的雇用慣行が定着している企業が多いとみられるが、そのような属性をコントロールしても、労働組合と女性の活躍には安定的な負の関係がみられたとしている。これらの結果から、労働組合の影響力が雇用制度改革を妨げ、女性の活躍にとって不利に作用している可能性を指摘している。

3. 実証分析

3-1. 作業仮説

本章では、まず、労働組合が育児休業制度の拡充に影響を及ぼしているか確かめる。続いて、労働組合が従業員による育児休業制度の利用に与える影響を検証する。

労働組合の目的は、賃上げや雇用維持を実現するなど、組合員の労働条件を高めることとあってよいだろう。育児休業制度を導入あるいは拡充することで、組合員（あるいは従業員）の雇用は保たれ、その恩恵をより大きく受けるのは女性労働者であろう。一方、企業にとっては、育児休業制度をはじめ、提供する両立支援制度やそれを含めた従業員の人的資源管理の目的は利潤の最大化と考えてよいだろう。退出・発言モデルに基づくと、労働組合には離職率を低下させる効果があるといえるが、それが実現されれば、企業の利潤の水準は高まるだろう。もちろん、先に述べたように、育児休業制度は女性労働者に伴う労務コストを増加させる可能性があるが、大きな労務コストの発生が発生しなければ、労働組合は育児休業制度の導入や拡充を推進するとみてよいだろう。さらに、再び退出・発言モデルに基づくならば、従業員による育児休業制度の利用についても、促進を図る可能性が高いとみられる。よって作業仮説は以下の2つとなる。

【仮説1】

労働組合は育児休業制度の拡充を推進する効果をもつ。

【仮説2】

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

労働組合は従業員による育児休業制度の利用を促進する効果をもつ。

3-2. データ、変数の詳細および推定モデル

3-2-1. データ

本稿の実証分析には、労働政策研究・研修機構（JILPT）が実施した「女性活躍と両立支援に関する調査」から得られたデータを使用した。本調査は2018年、全国の常用労働者30人以上の企業15,000社を対象に行われた。2016年に施行された女性活躍推進法と2017年に施行された改正育児・介護休業法が企業や労働者にどの程度浸透しているか把握することを目的のひとつとしている。企業規模別に「30-99人」「100-299人」「300人以上」の3層に分け、各層について日本標準産業分類に基づく16大産業の構成比（2014年「経済センサス」に基づく産業構成比）となるように、各層5,000社ずつ抽出が行われている。設立年や業種、事業所の有無など、一般的な企業属性に関する質問項目のほか、雇用形態別の従業員数、従業員の平均年齢や勤続年数といった雇用に関する情報が充実している。それに加えて、両立支援策、ワーク・ライフ・バランスについても尋ねており、本稿の分析テーマである育児休業制度とともに介護休業制度についても詳細な質問項目が準備されている。企業調査に加えて、20・30代の男女の正規従業員・職員を対象とした従業員調査も実施されているが、本稿の分析対象である労働組合に関する質問項目がないため、分析には使用しなかった。

3-2-2. 変数と推定モデル

3-2-2-1. 育児休業制度の拡充に与える労働組合の影響分析

利用する変数について説明する。まず、被説明変数であるが、分析に利用するアンケート調査では、育児休業制度を導入済みかどうかについて問うた質問に対して、「あり」と回答した企業に対して追加で質問を行っている。具体的には、「有期契約労働者の取得要件の緩和」「子の看護休暇の柔軟化」「育児休

業等の対象となる子の範囲」「育児休業の再延長（この項目のみ2017年10月施行）」の4つの項目について、「2017年1月に施行された改正育児・介護休業法の改正内容を自社の制度、規則に反映させましたか」と尋ねている。回答の選択肢は「1. 以前から現行法と同等以上の内容だった」「2. 改正を機に、現行法と同等以上の内容にした」「3. まだ改正に対応していない」の3つである。労働組合が長期的視野に基づいて、同法改正以前から育児休業制度の拡充に注力しているかどうかを検証する目的で、1の場合に1、2あるいは3の場合に0をとるダミー変数を作成し、被説明変数として用いた。

次に説明変数である。最も重要なのは、労働組合のステイタスを代理する変数である。アンケート調査では、「貴社の労働組合に女性役員（委員長・書記長・執行委員等）はいますか」と尋ねており、まず、この質問に対して、「いる」を選択した場合に1を、「いない（労働組合は存在する）」「労働組合がない」のいずれかを選んだ場合に0をとる、女性の役員が存在する労働組合を表すダミー変数（労働組合1）とともに、女性の役員が存在しない労働組合を代理するダミー変数（労働組合2）も作成した。

労働組合を分析の対象とした場合に注意しなければならないのは組合ダミーの内生性である。例えば、個々の従業員の賃金水準を労働組合への加入の有無を表す組合ダミーに回帰する場合、「労働組合への加入が賃金水準に影響する」というのが想定される因果関係である。しかし、高い賃金水準への魅力から、労働者が組合企業あるいは非組合企業を選択するなら、想定とは逆の因果関係が生じていることがある。繰り返しになるが、本稿では、労働組合が育児休業制度にもたらす影響を検証するが、育児休業制度がない企業でそれを制度化する目的で労働組合が組織されるというケースは稀であろう。また、労務コストがかかる育児休業制度であっても、企業収益が高い場合に導入され、同時に、企業収益が高い場合に賃金の水準も高くなり、労働組合を組織する必要性が低下する可能性があるだろう。このような、説明変数と非説明変数の両方に影響を与える第3の要因が存在する場合、労働組合がある企業で育児休業制度が導

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

入・拡充されにくくなるという、あまり現実的ではない予想が得られることになる。本稿では、内生性の問題を念頭に置きつつも深刻度は低いと判断し、操作変数法や因果推定による対処は行わないことにした。

それ以外では、まず、企業属性に関するもので、本社以外の事業所（支社・支店、工場等）がないことを表すダミー変数と創立年に関するダミー変数を作成した。本社以外の事業所がある場合、事業所ごとで労働条件がかなり異なることが想定される。それにより、育児休業制度の拡充のスピードなどに異質性が生じることを考慮したものである。創立年については、先に述べたように、操業年数の長い企業ほど旧来的な日本的雇用慣行が定着しているかもしれない。その場合、経営者は女性をメインターゲットとなる育児休業法の拡充に消極的になることが考えられる。雇用に関するものでは、男女の正規従業員の平均勤続年数（ダミー変数）、男女別の非正規従業員比率、男女別の既存正規従業員に占める2017年春入社の新規社員の新規学卒者の比率、女性正規従業員に占める役員あるいは課長相当職数（ダミー変数）をそれぞれ導入した。平均勤続年数には従業員の長期的な定着度を代理させるといった目的がある。非正規労働者は育児休業制度の利用が可能となっていることが一般的であるにもかかわらず、利用が進まない傾向がみられる。ゆえに、非正規従業員比率が高い企業では、育児休業制度の拡充が進みづらい可能性が考えられ、各男女別の非正規従業員比率によって、そのような影響の制御を試みる。既存正規従業員に占める正規社員の新規学卒者の比率を用いるのは、新卒採用を重視している企業ほど両立支援制度の充実に腐心している可能性があるからである。正規女性従業員に占める役員あるいは課長相当職の従業員数は、女性従業員の発言力の強さを代理させるものである。これらの比率が高ければ、女性従業員の要望が実現されやすくなると予想される。産業の違いの影響を考慮するため産業ダミーを作成して導入した。さらに、労働組合の影響力の強さが、女性が大部分を占める非正規従業員の比率、女性役員や同課長職の数によって影響を受けるかどうか確かめるため、両者の交差項を作成して用いた。交差項のケースでは、女性役

員や同課長職の数の情報を複数のダミー変数を使って表す代わりに、1つのカテゴリ変数に集約して用いた。具体的には、女性役員や同課長職の数が多いほど大きな値をとる（女性役員の場合は5値、同課長職の場合は8値からなる変数「女性従業員における役員数（課長職数）ダミー2」）を用いた。

推計モデルには、見かけ上の相関を考慮した多項プロビットモデル（Seemingly Unrelated Multivariate probit model）を用いた。その理由は、先に説明した育児休業制度の拡充度を被説明変数とする4本の推計式の誤差項が互いに相関を持つ可能性があるからである。

3-2-2-2. 従業員による育児休業制度の利用に与える労働組合の影響の分析

被説明変数として、2017年中の育児休業制度の利用について、女性の利用について企業に尋ねた質問を利用して作成した。まず、分析対象を、「利用者あり」あるいは「利用者あり」と回答した企業に限定し、「該当者なし」を選択した企業を分析対象から除外した。「利用者あり」あるいは「利用者なし」と回答した企業から得た女性正社員の育児休業取得率⁽⁵⁾を用いた。説明変数は、先に説明した育児休業制度の拡充に与える労働組合の影響の分析の場合とほとんど同じものを使用した。被説明変数が0をとるケースが多数確認されたため、推計にはトービットモデル（Tobit model）を利用した。

3-3. 推定結果と解釈

まず、表1に掲載された育児休業制度の拡充に与える労働組合の影響に関する推計結果をみてみよう。推計式(1)–(4)は説明変数群が単独項のみで構成されているのに対して、同(5)–(8)は労働組合変数との交差項を含むものである。

(5) 女性の場合の育児休業取得率は、2017年1月1日から同年12月31日までの間に在職中に出産した女性の数を分母とし、分母のうち、2018年1月1日までに育児休業を開始した女性の数（休業を申し出た者を含む）を分子として定義される。

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

表 1. 育児休業制度の拡充に与える労働組合の影響に関する推計結果

推計式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
説明変数	有期契約労働者の取得要件の総相 タミー	子の看護休業の本数化 タミー	育児休業等の対象となる子の範囲 タミー	育児休業の再延長 タミー	有期契約労働者の取得要件の総相 タミー	子の看護休業の本数化 タミー	育児休業等の対象となる子の範囲 タミー	育児休業の再延長 タミー
労働組合タミー								
労働組合 1	0.150* (0.086)	0.263*** (0.082)	0.108 (0.088)	0.475*** (0.086)	0.257* (0.148)	0.286** (0.142)	0.083 (0.151)	0.598*** (0.145)
労働組合 2	0.092 (0.083)	0.004 (0.080)	0.092 (0.083)	0.274*** (0.085)	0.078 (0.110)	-0.125 (0.106)	0.083 (0.109)	0.268** (0.112)
設立年タミー (リファレンスは「1944年以前」)								
1945-1949年	0.205 (0.144)	0.257* (0.139)	0.115 (0.146)	0.394*** (0.145)	0.211 (0.143)	0.277** (0.139)	0.119 (0.145)	0.374*** (0.144)
1950年代	0.107 (0.126)	0.083 (0.122)	0.039 (0.127)	0.124 (0.128)	0.113 (0.127)	0.106 (0.123)	0.022 (0.127)	0.118 (0.129)
1960年代	0.116 (0.128)	0.303** (0.122)	0.160 (0.128)	0.322** (0.128)	0.119 (0.129)	0.324*** (0.122)	0.161 (0.127)	0.307** (0.128)
1970年代	0.169 (0.131)	0.222* (0.124)	0.161 (0.130)	0.176 (0.133)	0.174 (0.131)	0.243* (0.125)	0.146 (0.130)	0.169 (0.133)
1980年代	0.035 (0.136)	0.277** (0.128)	0.044 (0.136)	0.124 (0.138)	0.035 (0.136)	0.310** (0.128)	0.041 (0.136)	0.107 (0.138)
1990年代	0.417*** (0.144)	0.411*** (0.138)	0.438*** (0.144)	0.525*** (0.146)	0.438*** (0.145)	0.454*** (0.139)	0.444*** (0.144)	0.530*** (0.145)
2000年代	0.165 (0.143)	0.381*** (0.136)	0.009 (0.145)	0.433*** (0.142)	0.174 (0.143)	0.388*** (0.136)	0.014 (0.145)	0.422*** (0.141)
2010年代	0.123 (0.191)	0.363** (0.182)	0.140 (0.193)	0.572*** (0.184)	0.126 (0.191)	0.360** (0.182)	0.145 (0.192)	0.542*** (0.184)
本社のみタミー	-0.051 (0.082)	0.128* (0.076)	-0.062 (0.082)	0.075 (0.083)	-0.039 (0.082)	0.131* (0.075)	-0.062 (0.082)	0.081 (0.083)
女性正社員の平均勤続年数タミー (リファレンスは「0-4歳」)								
5-9年	0.015 (0.131)	-0.043 (0.125)	-0.190 (0.130)	-0.021 (0.135)	0.021 (0.130)	-0.053 (0.125)	-0.184 (0.130)	-0.034 (0.134)
10-14年	0.077 (0.145)	0.068 (0.138)	-0.082 (0.144)	0.106 (0.149)	0.079 (0.145)	0.060 (0.138)	-0.082 (0.143)	0.084 (0.149)
15-19年	0.298* (0.166)	0.024 (0.159)	-0.028 (0.166)	0.188 (0.171)	0.309* (0.171)	0.012 (0.159)	-0.025 (0.166)	0.177 (0.171)
20年以上	0.112 (0.212)	0.244 (0.195)	0.129 (0.205)	0.069 (0.219)	0.100 (0.212)	0.224 (0.195)	0.126 (0.204)	0.052 (0.218)
男性正社員の平均勤続年数 (リファレンスは「0-4年」)								
5-9年	-0.265 (0.168)	0.104 (0.165)	0.113 (0.176)	0.023 (0.176)	-0.270 (0.168)	0.084 (0.165)	0.115 (0.176)	0.025 (0.175)
10-14年	-0.336* (0.181)	0.218 (0.177)	0.038 (0.190)	-0.035 (0.190)	-0.341* (0.181)	0.193 (0.177)	0.047 (0.190)	-0.021 (0.189)
15-19年	-0.327* (0.192)	0.176 (0.187)	0.063 (0.200)	-0.128 (0.201)	-0.336* (0.191)	0.147 (0.187)	0.079 (0.200)	-0.126 (0.199)
20年以上	-0.435** (0.214)	0.104 (0.207)	-0.157 (0.224)	-0.064 (0.222)	-0.442** (0.214)	0.093 (0.207)	-0.141 (0.223)	-0.057 (0.221)
女性従業員における女性非正規従業員比率								
	0.119 (0.173)	0.316* (0.161)	-0.018 (0.172)	-0.008 (0.180)	0.136 (0.183)	0.324* (0.170)	-0.044 (0.182)	0.007 (0.192)
男性従業員における男性非正規従業員比率								
	-0.114 (0.253)	0.072 (0.234)	0.210 (0.248)	0.217 (0.259)	-0.122 (0.253)	0.172 (0.235)	0.215 (0.248)	0.212 (0.260)
既存女性従業員に占める正規社員の新規卒卒者比率								
	0.348*** (0.110)	0.019 (0.106)	0.121 (0.109)	0.167 (0.114)	0.324*** (0.110)	0.010 (0.106)	0.115 (0.109)	0.165 (0.114)
既存男性従業員に占める正規社員の新規卒卒者比率								
	-0.273** (0.126)	-0.035 (0.120)	-0.207* (0.126)	-0.019 (0.129)	-0.284** (0.125)	-0.050 (0.120)	-0.192 (0.125)	-0.036 (0.128)
女性正社員における役員数タミー 1 (リファレンスは「0人」)								
1-2人	0.042 (0.067)	0.165*** (0.063)	0.037 (0.066)	0.044 (0.068)				
3-4人	-0.047 (0.159)	-0.015 (0.151)	-0.127 (0.159)	-0.256 (0.174)				
5-9人	-0.694* (0.393)	-0.746** (0.353)	-0.294 (0.355)	-0.292 (0.360)				
10人以上	0.392 (0.816)	-0.377 (0.804)	0.102 (0.949)	-0.042 (0.779)				
女性正社員における課長職数タミー 1 (リファレンスは「0人」)								
1-2人	-0.022 (0.078)	0.113 (0.074)	0.154** (0.078)	0.096 (0.081)				
3-4人	0.276*** (0.105)	0.194* (0.101)	0.249** (0.105)	0.306*** (0.106)				
5-9人	0.184* (0.103)	0.349*** (0.099)	0.257** (0.105)	0.289*** (0.106)				
10-19人	0.129 (0.133)	0.275** (0.126)	0.069 (0.136)	0.535*** (0.131)				
20-49人	0.212 (0.173)	0.504*** (0.163)	0.284 (0.174)	0.312* (0.173)				

50人以上	0.778*** (0.244)	0.894*** (0.241)	0.729*** (0.252)	0.641** (0.251)				
女性正社員における役員数ダミー2					0.007 (0.063)	0.048 (0.059)	-0.022 (0.064)	-0.064 (0.068)
女性正社員における課長職数ダミー2					0.078** (0.030)	0.082*** (0.029)	0.070** (0.031)	0.129*** (0.031)
労働組合1*女性従業員における女性非正規従業員比率					-0.173 (0.483)	-0.158 (0.453)	0.350 (0.474)	-0.141 (0.469)
労働組合1*女性正社員における役員数ダミー2					-0.106 (0.119)	-0.054 (0.107)	-0.062 (0.117)	0.076 (0.116)
労働組合1*女性正社員における課長職数ダミー2					-0.017 (0.048)	0.020 (0.045)	0.005 (0.048)	-0.075 (0.047)
労働組合2*女性正社員における役員数ダミー2					0.092 (0.157)	0.013 (0.148)	0.194 (0.154)	0.030 (0.162)
労働組合2*女性正社員における課長職数ダミー2					-0.006 (0.157)	0.100* (0.148)	-0.044 (0.154)	-0.005 (0.162)
定数項	-0.651*** (0.210)	-1.136*** (0.201)	-0.902*** (0.212)	-1.415*** (0.214)	-0.673*** (0.210)	-1.050*** (0.202)	-0.866*** (0.213)	-1.389*** (0.215)
観測数	2,314	2,314	2,314	2,314	2,314	2,314	2,314	2,314

(注1) カッコ内は標準誤差である。

(注2) ***, **, * はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示す。

(注3) 産業ダミーの結果の記載は省略した。

まず、労働組合ダミーの結果をみてみよう。役員に女性が含まれる労働組合を表すダミー変数（労働組合1）は推計式（3）および（7）を除いて正に有意となっている。他方、役員に女性が含まれない労働組合を表すダミー変数（労働組合2）については、推定式（4）および（8）のみで正に有意となっている。この結果は、育児休業制度の拡充に与える労働組合の影響が観察され、且つ、女性の役員が存在する労働組合では、その影響力がより明確に発揮されていることを示すものであろう。設立年を表すダミー変数は、一定とはいえないものの、設立時点が最近であるほど、労働組合による育児休業制度の拡充が進んでいると見てよいだろう。正規女性従業員に占める女性役員あるいは課長相当職の従業員数に関する変数については、後者でほとんどの推計式において、高い有意度で正となる傾向がみられる。つまり、課長相当職の従業員数が増加するほど育児休業法の拡充が進むということを示している。推計式（5）-（8）の労働組合ダミーとの交差項の結果については、ほとんどが非有意であった。

以上をまとめると、役員に女性が含まれる労働組合を中心に、育児休業制度の拡充する安定的な効果が発揮されているといえる一方で、そのような効果は、女性の役員数や同課長職数、あるいは非正規雇用者比率には影響を受けない、ということになる。

次に、表2に掲載された従業員による育児休業制度の利用に与える労働組合

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

表 2. 従業員による育児休業制度の利用に与える労働組合の影響に関する推計結果

推計式	(9)	(10)
	被説明変数	
説明変数	女性正社員の育児休業取得率	
労働組合ダミー		
労働組合 1	-2.685 (2.066)	-7.770** (3.607)
労働組合 2	-2.199 (2.098)	-1.511 (2.890)
本社のみダミー	0.306 (2.161)	0.375 (2.160)
設立年ダミー (リファレンスは「1944年以前」)		
1945-1949年	-1.012 (3.512)	-1.135 (3.511)
1950年代	0.023 (3.003)	-0.556 (3.019)
1960年代	-3.547 (3.086)	-3.912 (3.098)
1970年代	-0.153 (3.095)	-0.504 (3.112)
1980年代	-0.821 (3.204)	-1.217 (3.221)
1990年代	-2.580 (3.411)	-2.971 (3.422)
2000年代	-1.474 (3.395)	-1.709 (3.395)
2010年代	4.982 (4.818)	4.852 (4.828)
	0.306 (2.161)	0.375 (2.160)
女性正社員の平均勤続年数ダミー (リファレンスは「0-4 歳」)		
5-9 年	1.423 (3.633)	1.396 (3.630)
10-14年	6.105 (4.032)	6.205 (4.028)
15-19年	1.203 (4.636)	1.103 (4.632)
20年以上	5.806 (6.211)	5.780 (6.207)
男性正社員の平均年齢勤続年数 (リファレンスは「0-4 年」)		
5-9 年	1.296 (4.518)	1.315 (4.515)
10-14年	3.165 (4.883)	3.166 (4.881)
15-19年	2.863 (5.117)	2.873 (5.112)
20年以上	3.417 (5.764)	3.527 (5.757)
女性従業員における女性非正規従業員比率	-32.136*** (4.692)	-36.005*** (5.010)
男性従業員における男性非正規従業員比率	9.132 (6.675)	9.582 (6.692)
既存女性従業員に占める正規社員の新規学卒者比率	-0.398 (2.753)	-0.158 (2.753)
既存男性従業員に占める正規社員の新規学卒者比率	5.869* (3.106)	5.690* (3.108)
女性正社員における役員数ダミー 2	2.520** (1.214)	2.634* (1.513)
女性正社員における課長職数ダミー 2	0.591 (0.550)	0.387 (0.722)
労働組合 1* 女性従業員における女性非正規従業員比率		28.304** (13.078)
労働組合 1* 女性正社員における役員数ダミー 2		-1.076 (2.694)
労働組合 1* 女性正社員における課長職数ダミー 2		1.214 (1.162)
労働組合 2* 女性正社員における役員数ダミー 2		0.468 (3.752)
労働組合 2* 女性正社員における課長職数ダミー 2		-0.548 (1.350)
定数項	84.869*** (5.322)	85.927*** (5.390)
観測数	1,604	1,604

(注 1) カッコ内は標準誤差である。

(注 2) ***, **, * はそれぞれ 1% 水準, 5% 水準, 10% 水準で有意であることを示す。

(注 3) 産業ダミーの結果の記載は省略した。

の影響に関する推計結果をみてみよう。単独項のみの推計式（9）では、2つの労働組合ダミーはいずれも非有意であった。一方、交差項を含んだ推計式（10）では、役員に女性が含まれない労働組合を表すダミー変数が負に有意となっている。この結果は想定とは異なるものであるが、交差項の結果とともに解釈する必要があるだろう。女性の役員数や同課長職数に関する変数との交差項は有意とはならなかったものの、女性の非正規従業員比率との交差項は正に有意となっている。このことは、限られた状況ではあるものの、役員に女性が含まれる労働組合が女性の要望に応じる形で育児休業制度の利用を促進している可能性を示すものであろう。それ以外では、まず、女性の非正規従業員比率の単独項が、推計式（9）（10）の両方で負に有意となっている。女性の非正規従業員比率が高まると育児休業制度の利用が抑制されると解釈されるが、背景には非正規従業員が正規従業員と比べて発言力が小さく、労働条件においても劣位している可能性がある。次に、女性の役員数を表す変数が推計式（9）（10）の両方で正に有意となっている。育児休業制度の拡充の場合の結果とは異なり、従業員の当該制度の利用促進に影響を及ぼしているのは女性役員ということになる。この結果からは、育児休業制度の拡充よりもその利用を促進するほうがより取り組みが難しい課題といえるのかもしれない。

4. まとめ

本稿では、労働組合が育児休業制度に及ぼす影響を検証した。まず、育児休業制度の拡充に労働組合が影響を及ぼしているかを確かめた。その結果、労働組合の影響力が確認されたが、女性の役員が存在する労働組合で当該制度の拡充をサポートする力がより強いことがわかった。

次に、労働組合に従業員による育児休業制度の利用を促進させる効果があるか検証した。得られた結果は想定とは異なり、女性の役員が存在する労働組合の場合に、育児休業制度の利用を抑制させている可能性が示された。ただし、女性の非正規従業員の比率が高い場合には、育児休業制度の利用を促進させる

育児休業制度の拡充および利用に与える労働組合の影響

効果も確かめられたことから、従業員による育児休業制度の利用を労働組合が妨げているとは必ずしもいえないだろう。

労働組合との補完的な効果は確認できなかったものの、女性の役員数が多くなると育児休業制度の利用が促進されるという結果も得られた。育児休業制度の利用促進など、両立支援策をサポートすることで得られるメリットは女性労働者の労務コスト増を大きく上回るとみられることから、労働組合の活動への理解や多面的なサポートが経営側に求められるだろう。

【謝辞】

本稿の作成にあたり、独立行政法人労働政策研究・研修機構から、「女性活躍と両立支援に関する調査」の個票データの提供を受けた。

参 考 文 献

- 今田幸子・池田心豪（2004）「仕事と育児の両立支援策の拡大に向けて」DPS-04-012、労働政策研究・研修機構
- 今野浩一郎（2016）「パート組合員 存在感増す 100万人超え 労使ともにメリット」、『日経産業新聞』、2016年1月22日（日経テレコン 閲覧日：2022年9月17日）
- 今野浩一郎・佐藤博樹（2009）『人事管理入門第2版』日本経済新聞出版社
- 大竹文雄（1999）「雇用政策に経済学的発想を」『労働統計調査月報』、601号
- 岡本弥（2022）「労働組合と女性の人的資源管理」『神戸学院経済学論集』第54巻、3号、pp. 1-19
- 川口章・西谷公孝（2011）「コーポレート・ガバナンスと女性の活躍」『日本経済研究』No. 65、pp. 65-93
- 川口大司・原ひろみ（2007）「日本の労働組合は役に立っているのか？－組合効果の計測－」JILPT Discussion Paper 07-02
- 首藤若菜（2009）「女性と労働組合－「男性稼ぎ主モデル」の視角から」久本憲夫編著『労使コミュニケーション』第5章、ミネルヴァ書房
- ゼンセン同盟（1996）『耀き－ゼンセン女性運動史』ゼンセン同盟
- 橋本俊詔・野田知彦（1993）「賃金、労働条件と労働組合」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学－期待と現実』東洋経済新報社
- 富田安信（1993）「離職率と労働組合の発言効果」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学』東洋経済新報社
- 永瀬伸子（2002）「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2)、pp. 22-35

- 仁田道夫・篠崎武久（2008）「労働組合の賃金効果の検証」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動－日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会
- 野田知彦（2005）「労働組合の効果」中村圭介・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か－労働組合活性化への道』勁草書房
- 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」『人口研究』53(4), pp. 49-66
- 本田一成（2007）『チェーンストアのパートタイマー－基幹化と新しい労使関係』白桃書房
- 村松久良光（1983）『日本の労働市場分析』白桃書房
- 森田陽子（2005）「育児休業法の規制側面－労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』No 536, pp. 123-136
- 森田陽子・金子能宏（1998）「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No 459, pp. 50-62
- 労働政策研究・研修機構（2006）『仕事と育児の両立支援－企業・家庭・地域の連携を』労働政策研究報告書（50）
- 労働政策研究・研修機構（2009）「出産・育児期の就業継続と育児休業－大企業と中小企業の比較を中心に－」No. 109
- 脇坂明（2002）「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』No. 503, pp. 4-14
- Freeman, R.B and Medoff, J.L.（1984）“What Do Unions Do?”, Basic Books