第10章

企業のWLB制度が女性の就業継続に与える影響 —日本家計パネル調査に基づく実証分析—

小栗 実紗

要約

男女の就業率の差は日本に特徴的な課題であり、その解決策の一つとして WLB 制度の導入が指摘されている。しかし、既存研究では WLB 制度が女性社員比率に対して正の相関があることが明らかになっている一方、企業データの性質上の限界によりその中間的なメカニズムが明らかになっていない。本稿では、2010 年度から 2022 年度まで全 13 回の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」から、WLB 制度の実施状況と、女性の前年度からの就業継続状況の変化を対照させたパネルデータを構築し、離散時間ロジットモデルによる競合リスクモデルを用いて、WLB 制度が女性就業者の離転職にどのような影響を与えるかを検証した。分析結果として、まず WLB 制度全体の充実と一日単位未満での休暇取得制度が女性の転職を有意に防ぐことが分かった。次に、在宅勤務制度と正社員への転換制度は離職を有意に防ぐことが分かった。転職と離職とに対してでは効果のある WLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けることが、女性の就業継続のために重要であると考えられる。

1. はじめに

男女の就業率の差は日本の特徴的な課題である。1985年に男女雇用機会均等法が制定されて以来、女性の就業参加の拡大は日本の重要政策の一つであり続けた。2015年には女性活躍推進法が制定され、女性の働き方改革が進められているものの、2020年現在、日本の女性の就業率はOECD38ヵ国中13位の70.6%に留まっている¹。

女性活躍が進んでいる国々では、WLB(ワーク・ライフ・バランス)制度が女性就業率を向上させており、同制度は女性に限らず従業員全体の働きやすさにもつながっていることが指摘されている。例えばオランダでは、パートタイム雇用により、柔軟な働き方が実現さ

 $^{^1}$ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r04/zentai/html/zuhyo/zuhyo02-02. html (2024 年 10 月 29 日)。

れたことで、女性就業率が 1985 年の 40.9%から 2023 年には 81.9% (15 歳から 64 歳)² へと上昇した。パートタイム雇用が進んだことで、女性就業率が上がっただけでなく、労働形態、労働時間、労働場所を自由度高く選択できるようになり、1 人当たりの労働時間が短くなった (権丈 2010; 権丈 2011; 善積 2019)。オランダでパートタイム雇用が進んだ背景として、パートタイム雇用とフルタイム労働の待遇均等化がある。 具体的には、1996 年に労働時間による差別が禁止されたことによって、パートタイム労働とフルタイム労働の待遇に差がなくなり、仕事と生活を天秤にかける必要がなくなった (権丈 2010; 善積 2019)。加えて、労働時間の変更に関して理由は問われないため、単身者や子育てを終えた者も柔軟に働き方を変更することができ、オランダでは生涯においてワーク・ライフ・バランスが取りやすい社会が形成されている³。

このような海外の動向を受け、日本でも WLB 制度の導入が進んだが、男女の就業率の格差を埋めきるには至っていない。2007 年に厚生労働省による「ワーク・ライフ・バランス憲章」の策定によって仕事と生活の調和に関して大まかな指針が示され、「仕事と生活の調和推進のための行動指針」で具体的な取り組みや施策が示された。その行動指針の中で多様な働き方についても触れられている。具体的には、「育児・介護休業、短時間勤務、短時間正社員制度、テレワーク、在宅就業など個人の置かれた状況に応じた柔軟な働き方を支える制度の整備、それらを利用しやすい職場風土づくりを進める」、「女性や高齢者等が再就職や継続就業できる機会を提供する」4ことが明記された。その後 2010 年代以降に働き方改革や新型コロナ感染症の影響により WLB 制度を導入する企業が増え、2022 年時点ではテレワーク導入率は51.7%、2021 年時点で短時間勤務制度の導入率は68.9%まで上昇した5。しかし、2021 年時点の男性就業率は83.9%に対し、女性就業率は71.3%6に留まっており、男女の就業率の格差は、WLB 施策によって完全に解消されたとは言えない。

現在までの WLB 制度に関する効果検証の多くは企業データを用いているため、企業ごとの女性社員割合や女性管理職割合に対してのみ WLB 制度の効果を測ってきた (阿部ほか2017; 齋藤 2017; 高村 2016; 山本 2014)。そのため、WLB 制度が個人の就業状態に対してどのような影響を与えているのかという点においては疑問が残る。具体的には、WLB 制度の存在が、女性の企業における就業継続を促進するのかという問題を、単に WLB 制度が

 $^{^2}$ OECD Employment Database, https://data-explorer.oecd.org/vis?df[ds]=DisseminateF inalDMZ&df[id]=DSD_LFS%40DF_LFS_INDIC&df[ag]=OECD.ELS.SAE&dq=NLD...F. .&pd=%2C&to[TIME_PERIOD]=false&vw=tb (2024 年 11 月 5 日)。

³ 権丈 (2011) は 1 人当たりの労働時間が短く、幼児をもつ母親も含めて、男女ともに就業率が高い社会を「参加型」の社会と呼んでいる。一方、日本のように限られた人が長時間働くモデルを「分業型」と呼んでいる。

 $^{^4}$ https://wwwa.cao.go.jp/wlb/government/20barrier_html/20html/indicator.html(2024 年 11 月 4 日)。

⁵ https://www.rodo.co.jp/series/136962/(2024年10月29日)。

⁶ https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r04/zentai/html/zuhyo/zuhyo02-02. html (2024年11月4日)。

充実した企業に女性が就業しやすいという自己選択を考慮に入れた上で検証する必要がある。

以上を踏まえて本稿では、WLB 制度が女性の就業継続に与える影響を検証する。具体的には、2010 年から 2022 年の全 13 回分の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、WLB 制度の実施状況と、女性の前年度からの就業継続状況を集約したパネルデータを構築した上で、WLB 制度が転職と離職それぞれにどのような影響を与えているのかを分析する。分析結果からは、WLB 制度の存在が女性の離転職確率を低下させて、その企業における就業継続を促すことが明らかになった。しかし、転職と離職とに対してでは効果のあるWLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けることが、女性の就業継続のために重要であると考えられる。

続く第 2 節では、女性の就業継続に影響を与える要因についての先行研究を取り上げた後、WLB 制度と女性社員比率の関係について整理する。第 3 節では WLB 制度と女性の離転職に関して本稿の理論仮説を導出する。第 4 節では仮説を検証するために必要なデータと分析方法について述べ、第 5 節では分析結果について説明する。第 6 節では、本稿のまとめとして、女性の離転職を防ぐための WLB 制度について提言を述べていく。

2. 先行研究

2-1. 女性の就業継続の諸要因

女性の就業継続に影響を与える要因は何か。まず、仕事に対する満足度と女性の就業継続には正の相関があることが認められている。Clark et al. (2012) はパネルデータを用いて同一個人の離転職に対して賃金が与える効果を検証し、個人が次の年に離職する確率に関しては、仕事への満足度が最も大きな要因となることを示した。3年分の日本家計パネル調査を使って変量効果プロビット分析を行った田中(2013)は、個体の異質性を考慮したとしてもなお、仕事満足度が女性の就業継続を促すことを明らかにした。なお、藤本(2009)は、女性に限らず、仕事の負荷が低く裁量が大きい仕事であるほど、仕事に対する満足感が高いことを指摘している。馬(2010)はその仕事満足度に関して、女性に限らず絶対所得および相対所得の両方に依存することを示した。

賃金が就業継続に与える影響に関しては見解が分かれている。家計経済研究所による6年分の消費生活に関するパネル調査を使って離散時間ロジット分析を行い、女性の出産離職要因を検証した坂本 (2012) は、出産離職に関しては就労所得が出産離職を防ぐ傾向があるとした上で、就業と収入の均等な機会を女性に提供することで、離職を減らす効果が期待できることを示唆している。 Kato and Kodama (2013) は企業データを用いて出産とキャリアの関係を実証した結果、出産は将来的に収入を20%から30%減らすという影響があるが、

育休からは早く復帰し、労働時間を短くせず働き続けることでそのペナルティを回避できることを明らかにした。

他にも、坂本ほか (2016) によって、夫の所得が高いほど、妻の就業継続率が低いことが明らかになっていたり、大津 (2013) によって、要介護 4・要介護 5 の要介護者が同居していると、就業している有配偶女性の翌年度の離職率は有意に高くなることが明らかになっていたりするため、家庭環境が女性の就業継続に影響を与えることも指摘できる。

2-2. WLB制度と女性社員比率

企業の WLB 制度が企業の女性社員比率に対して概ね正の効果を与えることが先行研究で明らかになっている。例えば、山本 (2014) が企業データを用いて職場環境と女性活用の関係を検証した結果、法律を上回る育児休業制度・介護休業制度、短時間勤務制度などの、長時間労働是正の取り組みが女性社員比率を高めることが分かった。また、阿部ほか (2017) が企業データを用いて WLB 制度と女性社員比率を検証した結果、事業所内託児施設、転勤免除、再雇用制度などの支援が女性社員比率と正の相関があることが分かった。出産と就業継続の関係について消費生活に関するパネル調査を用いて検証した駿河・張 (2003) は、育児休業制度が就業継続を促進することを示し、出産・育児の機会費用の低下が就業継続を促すことを示唆している。女性人材や外国人材の活躍の促進要因と阻害要因を、CSR 企業総覧を用いて検証した高村 (2016) も、WLB 制度が女性比率に対して概ね正の効果を与えることを示している。具体的にはフレックス制度・在宅勤務制度・半日休暇制度・育児休業取得率が促進要因、残業時間の長さ・有給取得率の低さが阻害要因であると指摘している。

しかし、その効果は女性社員の年代によって異なるという指摘もある。齋藤 (2017) は企業データを使用し、電器産業に属する企業において WLB 制度の効果を検証した。具体的には、WLB 制度や管理職女性比率、年代別女性社員比率などをまとめたパネルデータを構築し、固定効果モデルを使用した重回帰分析を行うことで、WLB 制度が女性活用に与える影響を検証した。その結果、柔軟な働き方は女性の管理職比率を高めること、キャリアアップ支援策は 40 代から 50 代の女性比率を高めること、短時間勤務は 30 代の女性比率を高めることが分かった。同じ女性であっても、子育て世代や中堅層など、年代によって必要とされる施策が異なるため、世代間で効果にばらつきがあることが分かる。

3. 理論仮説

先行研究では多くの場合、企業データを用いて WLB 制度と女性社員比率や女性管理職比率の関係を中心的に明らかにしてきた。仕事の満足度や家庭環境が女性の就業継続に影響を与え (大津 2013; 坂本ほか 2016; 田中 2013; Clark at al. 2012)、企業の WLB 制度は

年代と施策内容によってその効果は異なるものの概ね女性社員比率や女性管理職比率に効果を与えている (阿部ほか 2017; 齋藤 2017; 高村 2016; 山本 2014) ことが分かっている。

しかし、WLB制度がどのようなメカニズムで女性の社員比率を高めているのかは判然としない。とりわけ、企業がWLB施策を行うことで、入社した女性がその企業で働き続けるからこそ女性社員比率が高まるのか、企業がWLB施策を行うことで、働き続けたい女性がその企業に転職してくることで女性社員比率が高まるのかは実証上分離されていない。女性社員の流出を防ぎたい企業にとって、WLB制度と女性の就業継続の関係を明らかにすることは、効率的なWLB施策導入につながり、日本全体の女性の就業継続に寄与できるだろう。本稿では企業データではなく個人データを用いることで、WLB制度と転職・離職の関係を明らかにすることを目的とする。

WLB 制度が女性の就業継続につながるメカニズムとして、変化するライフステージへの対応が考えられる。長時間労働を前提とした日本的雇用慣行でにおいて、家庭的な役割を担うことの多い女性は、結婚、出産、育児、介護などのライフステージの変化が生じた場合、長時間労働を継続することが難しくなる。そのため、そのような変化に際して、女性は離職、または働きやすい企業への転職を選びやすい。したがって、短時間勤務制度などの長時間労働を是正する WLB 制度は、ライフステージの変化が生じた女性全体に対して、家庭での役割との両立を可能にすることで就業継続を促す効果があると考えられる。また、在宅勤務制度や半日・時間単位での休暇制度などの柔軟な働き方を可能にする WLB 制度は、特に出産や育児、介護と就業の両立をしやすくすることで、就業継続を促す効果があると考えられる。よって、以下の2つの仮説が導出できる。

仮説1 WLB 制度がある企業に勤めている女性ほど、転職する確率が低い。

仮説2 WLB 制度がある企業に勤めている女性ほど、離職する確率が低い。

4. データと方法

4-1. データ

上記の理論仮説を検証するために、2010年から2022年まで全13回の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、WLB制度の実施状況と前年度からの就業継続状況を集約

⁷ 山極 (2021) は女性活躍の阻害要因の 1 つとして、高度経済成長期に形成された長時間労働などの日本的雇用慣行を指摘している。

したパネルデータを構築し、そこから女性就業者のデータを抽出した8。

まず、本稿で用いる従属変数は、前年度からの就業継続状況のダミー変数である。仮説 1を検証する際は、転職を 1、就業継続を 0 とした転職ダミーを作成した上で、離職を打ち切りとみなし 0 を割り当て、そこで勤続年数のカウントをリセットする操作を行う。仮説 2 を検証する際は、同様に、離職を 1、就業継続を 0 とした離職ダミーを作成した上で、転職を打ち切りとみなし、そこで勤続年数のカウントをリセットする。

独立変数には、7つの WLB 制度の有無と WLB 制度の有無の合計数を用いる。具体的には、「短時間勤務制度」、「在宅勤務制度」、「半日・時間単位の休暇制度」、「長期リフレッシュ休暇制度」、「異動の社内公募制度」、「育児・介護等で退職した者の再雇用制度」、「非正社

表 1 変数説明

変数名	変数説明	出典
前年度からの就業継続状況 (転職)	のダミー変数。	(JHPS/KHPS) \perp 2010
前年度からの就業継続状 況 (離職)	前年度から離職した場合=1、そうでない場合は0 のダミー変数。	~2022年度
WLB制度合計(1年前)	7つのWLB制度の1年前の有無を合計したもの。	
在宅勤務制度(1年前)	1年前の在宅勤務制度の有無。ある/利用経験が ある=1、ない=0。	
短時間勤務制度(1年前)	1年前の在宅勤務制度の有無。ある/利用経験が ある=1、ない=0。	
半日・時間単位の休暇制 度(1年前)	1年前の半日. 時間単位の休暇制度の有無。ある/ 利用経験がある=1、ない=0。	
長期リフレッシュ休暇 (1 年前)	1年前の長期リフレッシュ休暇の有無。ある/利 用経験がある=1、ない=0。	
異動の社内公募制度(1年 前)	1年前の異動の社内公募制度の有無。ある/利用 経験がある=1、ない=0。	
育児・介護などで退職し た者の再雇用制度 (1年 前)	1年前の育児.介護などで退職いした者の再雇用 制度の有無。ある/利用経験がある=1、ない=0。	
正社員への転換制度 (1年 前) 勤続年数	1年前の正社員への転換制度の有無。ある/利用 経験がある=1、ない=0。 勤続年数。	
勤続年数 (2乗項)	勤続年数を二乗したもの。	
配偶者の有無	配偶者あり=1、配偶者なし=0のダミー変数。	
同居人数	同居している人数。	
最終学歴	最後に通学した学校。	
年齢	各女性の年齢。	
正規雇用ダミー (1年前)	正規雇用=1、その他=0のダミー変数。	
派遣社員ダミー (1年前)	派遣社員=1、その他=0のダミー変数。	

⁸ 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データを提供していただいた。

表 2 記述統計

	観測数	平均值	標準偏差	最小值	最大値
前年度からの就業継続状況 (転職)	2820	0.0628	0.2426	0	1
前年度からの就業継続状況(離職)	2820	0.0358	0.1859	0	1
WLB制度合計(1年前)	2820	1.1812	1.3006	0	5
在宅勤務制度(1年前)	2820	0.0528	0.2237	0	1
短時間勤務制度(1年前)	2820	0.4106	0.4920	0	1
半日・時間単位の休暇制度(1年前)	2820	0.4493	0.4975	0	1
長期リフレッシュ休暇(1年前)	2820	0.1599	0.3666	0	1
異動の社内公募制度(1年前)	2820	0.1752	0.3802	0	1
育児・介護などで退職した者の再雇用制度(1年前)	2820	0.2950	0.4561	0	1
正社員への転換制度(1年前)	2820	0.4372	0.4961	0	1
勤続年数	2820	14.8504	9.2110	3	54
勤続年数(2乗項)	2820	305.3454	402.0561	9	2916
配偶者の有無	2820	1.3443	0.4752	1	2
同居人数	2820	3.3394	5.2745	1	9
最終学歴	2820	3.0504	1.3512	1	6
年齢	2820	50.6135	12.5544	23	81
正規雇用ダミー(1年前)	2820	0.6440	0.4789	0	1
派遣社員ダミー (1年前)	2820	0.2287	0.4201	0	1

員から正社員への転換制度」について、「ない」と回答した場合は 0、「ある」、「利用経験あり」と回答した場合は 1 とした。また、WLB 制度全体の充実度と前年度からの就業継続状況の関係を検証するために、すべての制度を合計した「WLB 制度合計」という変数も作成した。加えて、離職した場合はその年の WLB 制度の有無に関しては無回答となり、また転職した場合はその年の WLB 制度の有無は転職後の会社の制度に対しての回答になるため、WLB 制度に関する変数は、すべて 1 年前のラグを取った変数を作成した。

勤続年数が就業継続状況に与えるハザード率を捉えるために、勤続年数とその 2 乗項を投入した。

統制変数については、個人レベルでの異質性を統制するために、「配偶者の有無」、「同居 人数」、「最終学歴」、「年齢」、「正規雇用ダミー」を用いた。

表1は上記の変数についてそれぞれ整理した変数一覧、表2は記述統計である。

4-2. 推定方法

上記の変数を用いて、WLB制度が女性の就業状態に与える影響を分析するために、離散時間ロジットモデルに基づく競合リスクモデルを推定する。離散時間ロジットモデルでは、独立変数として時間の経過とともに変化する変数を使用することが可能である。競合リスクモデルは、三つ以上のカテゴリの離散選択に対するイベントヒストリー分析の手法であり、転職と離職という複数のリスクを同時に分析することができる。イベントヒストリー分析に関しては、Allison (2014)を参照されたい。

5. 分析結果

5-1. WLB制度が転職に与える効果

表3ではWLB制度が転職に与える効果を検証した。Model1とModel2が1年前のWLB制度の合計が転職に与える影響を検証したものであり、Model2では統制変数を追加した。Model3とModel4が1年前のそれぞれのWLB制度が転職に与える影響を検証したものであり、Model4では統制変数を追加した。Model2を見ると、1年前のWLB制度の合計が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、WLB制度の全体的な充実が女性の転職を防ぐことが分かった。Model4を見ると、1年前の半日・時間単位の休暇制度が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、個別的には、一日単位未満での休暇取得制度が女性の転職を防ぐことが分かった。よって、仮説1と整合的な結果が得られた。

統制変数については、正規雇用が5%水準で有意に正の影響を与えていることから、正規雇用以外の女性就業者は、労働市場において転職に困難を抱えやすいことが示唆される。また、年齢が5%水準で有意に負の影響を与えていることから、年齢が高いほど転職しにくいと考えられる。

5-2. WLB制度が離職に与える効果

次に、表 4 では WLB 制度が転職に与える効果を検証した。Model 1 と Model 2 が 1 年前の WLB 制度の合計が転職に与える影響を検証したものであり、Model 2 では統制変数を追加した。Model 3 と Model 4 が 1 年前のそれぞれの WLB 制度が転職に与える影響を検証したものであり、Model 4 では統制変数を追加した。Model 2 では、1 年前の WLB 制度の合計と統制変数を追加したが、離職に対して有意な効果は得られなかったため、WLB 制度の全体的な充実は女性の離職に影響を与えないことが分かった。Model 4 を見ると、1 年前の在宅勤務制度と 1 年前の正社員への転換制度が 10%水準で有意に負の影響を与えていた。よって、在宅勤務制度と正社員への転換制度が女性の離職を防ぐことが分かり、仮説 2 と整合的な結果が得られた。

ハザード率に関して、勤続年数の一次項が5%水準で負の影響を与えていて、二次項が5%水準で正の影響を与えていることから、勤続年数が長くなるほど離職する確率が低下するが、一定の勤続年数を超えるとそのような効果が反転することが分かる。

統制変数については、配偶者の有無と学歴が 5%水準で有意に負の影響を与えていること から、配偶者がいるほど、また学歴が高いほど、離職しにくいことが分かった。また、派遣 社員が 5%水準で負の影響を与えていることから、正社員よりも派遣社員の方が自由度の高

表3 転職に対するWLB制度の効果

			î		数						
	前年度からの就業継続状況 (転職)										
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4				
WLB制度合計(1年前)	-0.1251	*	-0.1431	*							
	(0.0563)		(0.0701)								
在宅勤務制度(1年前)					-0.1615		0.1701				
					(0.3392)		(0.3701)				
短時間勤務制度(1年前)					0.1364		0.0383				
					(0.1475)		(0.1642)				
半日・時間単位の休暇制度 (1年前)					-0.3846	**	-0.4592	**			
					(0.1490)		(0.1678)				
長期リフレッシュ休暇(1年前)					-0.315		-0.069				
					(0.2142)		(0.2409)				
異動の社内公募制度(1年前)					-0.0124		0.1548				
					(0.2053)		(0.2193)				
育児・介護などで退職した者の再雇用制度 (1年前)					-0.0177		-0.1324				
					(0.1641)		(0.1832)				
正社員への転換制度 (1年前)					0.1772		0.1007				
					(0.1403)		(0.1551)				
勤続年数	-0.0582		0.0134		-0.0788	**	-0.0392				
	(0.0341)		(0.0427)		(0.0262)		(0.0313)				
勤続年数 (2乗項)	-0.0007		-0.0013		0		0				
	(0.0010)		(0.0012)		(0.0008)		(0.0009)				
配偶者の有無			0.2239				0.1011				
			(0.1751)				(0.1552)				
同居人数			0.0003				0				
			(0.0122)				(0.0137)				
最終学歴			0.0849				0.0367				
			(0.0592)				(0.0530)				
年齢			-0.0368	***			-0.0227	**			
			(0.0083)				(0.0070)				
正規雇用ダミー (1年前)			1.447	***			1.0109	***			
			(0.2364)				(0.1991)				
派遣社員ダミー (1年前)			0.0350				-0.2203				
· · · · · · · · · · · · · · · ·			(0.1930)				(0.1782)				
$ m McFadden~R^2$	0.0508		0.0752		0.053		0.0595				
N	4351		2899		5104		3510				

 $^{(1)^{***}:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_{o}$

い働き方が可能であるため、むしろ離職という選択肢に対しては就業を継続しやすいことが示唆される。

6. 結論

⁽²⁾⁽⁾内は個人ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

表4 離職に対するWLB制度の効果

	従属変数							
_	前年度からの就業継続状況(離職)							
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
WLB制度合計(1年前)	-0.0312		0.0642					
	(0.0631)		(0.0758)					
在宅勤務制度(1年前)					-0.3432		-1.291	†
					(0.4300)		(0.7302)	
短時間勤務制度(1年前)					0.3335		0.2423	
					(0.1826)		(0.1969)	
半日・時間単位の休暇制度 (1年前)					-0.1615	†	-0.0947	
					(0.1849)		(-0.2043)	
長期リフレッシュ休暇(1年前)					-0.1105		0.1874	
					(0.2575)		(0.2798)	
異動の社内公募制度 (1年前)					-0.6606	*	-0.3604	
					(0.2998)		(0.3047)	
育児・介護などで退職した者の再雇用制度 (1年前)					0.0754		0.1011	
					(0.2054)		(0.2172)	
正社員への転換制度 (1年前)					-0.2047		-0.3251	†
					(0.1825)		(0.1955)	
勤続年数	-0.0688	*	-0.0959	**	-0.0522	*	-0.0718	*
	(0.0274)		(0.0353)		(0.0246)		(0.0303)	
勤続年数 (2乗項)	0.0011		0.0018	*	0.0008		0.0015	*
	(0.0006)		(0.0007)		(0.0005)		(0.0007)	
配偶者の有無			-0.6051	**			-0.4466	*
			(0.2274)				(0.2051)	
同居人数			0.0109				0.0113	
			(0.0128)				(0.0126)	
最終学歴			-0.252	**			-0.2331	**
			(0.0848)				(0.0778)	
年齢			0.0088				0.0056	
			(0.0094)				(0.0085)	
正規雇用ダミー (1年前)			0.0298				0.0462	
			(0.2356)				(0.2216)	
派遣社員ダミー (1年前)			-3.6793	***			-3.8938	***
			(1.0059)				(1.0054)	
$ m McFadden~R^2$	0.0071		0.0813		0.0139		0.0865	
N	4351		2899		5104		3510	

^{(1)***:}p < 0.001, **:p < 0.01, *:p < 0.05, †:p < 0.1°

本稿では、企業の WLB 制度が女性の就業継続に与える影響を検証した。具体的には、2010年度から 2022年度の「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて、WLB 制度全体の充実や各 WLB 制度と、女性の転職・離職の関係を明らかにした。

分析の結果からは、第一に、WLB 制度全体の充実と一日未満単位での休暇取得制度が女性の転職を防ぐこと、第二に、WLB 制度全体の充実は女性の離職に影響を与えず、在宅勤

⁽²⁾⁽⁾内は個人ごとにクラスター化したロバスト標準誤差。

務制度と正社員への転換制度は離職を防ぐことが示唆された。既存研究では、WLB制度が整っている企業ほど女性社員比率が高いことが明らかにされているが、そのような企業レベルの相関は、WLB制度の存在による女性社員の就業継続によってもたらされていることが示唆される。加えて、第三に、雇用形態について、非正社員は労働市場で転職行動を取ることが難しい一方で、むしろ派遣社員は柔軟な働き方を実現しやすいために、離職との比較では就業継続の傾向があることが示唆された。

上記の知見から、3 つの提言を行うことができる。1 つ目は、女性社員の転職を防ぐために、企業は一日未満単位での休暇制度の設置と WLB 制度全体の充実を図るべきだということである。

2つ目は、女性社員の離職を防ぐために、企業は在宅勤務制度と正社員への転換制度を設置すべきだということである。

3つ目は、女性社員の流出を防ぐという目的であっても、転職と離職とに対してでは、効果のある WLB 制度が異なるため、企業は目的や必要性に応じて WLB 制度を使い分けるべきだということである。なぜなら、女性の転職理由としては「労働条件(賃金以外)がよくなかったから」が最も多く9、よりよい労働環境を求めて転職が行われており、離職理由としては、個人的理由10が最も多く11、ライフステージの変化によって離職が行われていることが窺えるためである。したがって、転職を防ぐためには、働き方への全体的な満足感の上昇やどんなライフステージの女性でも利用しやすい制度の充実に注力すべきであり、離職を防ぐためには、働く場所に関しての柔軟性向上や正社員への転換などキャリア継続のための制度の設置に注力すべきである。

本稿の課題としては、投入した WLB 制度の少なさがあげられる。例えば、CSR 企業総覧などの企業データを用いた先行研究では、サテライトオフィスの有無や事業所内または提携託児施設の有無、特別休暇の有無などの制度の効果についても検証されている。これらについてはデータの蓄積が求められる。

7. 参考文献

阿部正浩・児玉直美・齋藤隆志. 2017. 「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」『経済研究』68(4): pp.303-323.

大津唯. 2013. 「在宅介護が離職に与える影響についての分析」樋口美雄・赤林英夫・大野由 香子・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分

⁹ https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/6-18c-h27-2-02.pdf (2024年11月17日)。

^{10「}結婚」、「出産・育児」、「介護・看護」及び「その他の個人的理由」の合計。

 $^{^{11}}$ https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/21-2/dl/kekka_gaiyo-05.p df (2024 年 11 月 17 日)。

- 析 4』慶應義塾大学出版会, pp.139-151.
- 権丈英子. 2010.「オランダにおけるワーク・ライフ・バランス: オランダのアプローチとは何か」『亜細亜大学経濟學紀要』 34(1): pp.31-53.
- 権丈英子. 2011. 「オランダにおけるワーク・ライフ・バランス: 労働時間と就業場所の柔軟性が高い社会」『RIETI Discussion Paper Series』11-J-030.
- 齋藤隆志. 2017. 「企業の WLB 施策が女性活用に及ぼす影響―電機産業企業のパネルデータによる実証分析―」『明治学院大学産業経済研究所研究所年報』34: pp.127-136.
- 坂本有芳. 2012. 「出産離職のイベントヒストリ分析―均等施策とワーク・ライフ・バランス施策への示唆」『社会科学研究』 64(1): pp.90-113.
- 坂本和靖・萩原里紗・樋口美雄. 2016.「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果 検証: 家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析」『三田商学研究』 58(6): pp.29-57.
- 駿河輝和・張建華.2003.「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について一パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』59: pp.56-63.
- 高村静. 2016.「企業における多様な人材の活用: 女性人材・外国人材に着目して」『RIETI Discussion Paper Series』16-J-047.
- 田中規子. 2013.「賃金と仕事満足の変化と離転職:日本家計パネル調査の結果から」『ジェンダー研究: お茶の水女子大学ジェンダー研究センター年報』16: pp.19-36.
- 馬欣欣. 2010. 「給与所得およびその変化が雇用者の仕事満足度に与える影響」『慶応義塾大学パネル調査共同研究拠点 Discussion Paper Series』 DP-2010-006.
- 藤本哲史. 2009.「従業者の仕事特性とワーク・ライフ・バランス」『日本労働研究雑誌』583: pp.14-29.
- 山極清子. 2021.「企業における女性活躍の阻害要因とその解決への道筋」『社会デザイン学会学会誌』12: pp.12-23.
- 山本勲. 2014. 「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』DP14-J-017.
- 善積京子. 2019. 「オランダにおけるワーク・ファミリー・バランス」 『追手門学院大学地域 創造学部紀要』 4: pp.101-133.
- Allison, Paul David. 2014. Event History and Survival Analysis. SAGE.
- Clark, Andrew, Georgellis, Yannis, and Peter Sanfey. 2012. "Job Satisfaction, Wage Changes, and Quits: Evidence from Germany." Polachek, S. W. and Konstantinos Tatsiramos. eds. 2012. *35th Anniversary Retrospective*. Emerald, pp.500-525.
- Kato, Takao and Naomi Kodama. 2015. "Work-life Balance Practices, Performance-Related Pay, and Gender Equality in the Workplace: Evidence from Japan." *IZA Discussion Paper* 9379.