

Working Paper Series (J)

No.47

小学生以下の子どもを持つ女性の就業に対する
保育等サービス、短時間勤務制度の影響

The effect of childcare service and short working hours
on employment of women
with children under elementary school age

藤間 公太
Kota Toma

2021年04月

http://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ47.pdf



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6階

<http://www.ipss.go.jp>

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

小学生以下の子どもを持つ女性の就業に対する保育等サービス、短時間勤務制度の影響

藤間公太

国立社会保障・人口問題研究所

1 問題の所在

1990年代以降、少子化の社会問題化に伴い、女性、特に子どもを持つ母親の就業についてはさまざまな制度が整備されてきた。たとえば1992年に施行された育児休業法（現在の育児・介護休業法）においては、子どもを持つ労働者の権利として、育児休業制度、就業時間の短縮・制限、子の看護休暇が保障された（平河 2020）。また2013年には、ひとり親世帯が相対的に苦しい経済状況にあることを受け、母子家庭等自立支援給付金事業（現在の母子家庭自立支援給付金及び父子家庭自立支援給付金事業）の実施が打ち出された。この事業は、対象となる教育訓練を受講し、修了した場合にその経費の60%を給付する「自立支援教育訓練給付金」と、「高等職業訓練促進給付金等事業」からなるものであり、職能開発を通じてひとり親の就業を支援することを目的としたものといえる。

第2節で示すように、育児期の女性の就業についての学術的研究も蓄積されているが、どういったサービスや制度の利用が、就業にどのように変化をもたらすのかについての議論はいまだ限定的である。第1に、保育所や育児休業制度が女性の就業に与える効果については議論がなされているものの、学童保育や延長保育といったサービスや、短時間勤務制度といった柔軟な働き方が、育児期の女性の就業継続に与える影響については、本稿で検討する一部の研究を除くと議論がなされていない。第2に、就業状況の内実についても、十分な検討はなされていない。

そこで本稿では、保育等サービスおよび短時間勤務制度の利用が、小学生以下の子どもをもつ女性の就業に与える効果について、就業状況のカテゴリを被説明変数とした分析によって検討する。詳細は第3節で述べるが、まず、「正規」「非正規」「自営」「失業」「非就労」「就業状況無回答」の6つのカテゴリと保育園・幼稚園、学童保育、延長保育、短時間勤務制度の関係をクロス集計で確認する。その上で、「正規」「非正規」「自営」（参照カテゴリは「失業」）を被説明変数とした多項ロジスティック回帰分析を行う。

2 先行研究

2.1 女性の就業を規定する要因

育児期の女性の就業を規定する要因についてはさまざまな議論がなされてきたが、西村・松井（2016）によると、その論点は大きく3つに整理される。第1に、女性自身の学歴の効果についての先行研究（大沢 1993；田中 1998；岩間 2008；白波瀬 2009）は、統一的な見解には至っていない。人的資本が高いとき、労働者は働くという選択をしやすくなると予想されるが、女性の学歴は、必ずしも就業を促す効果を示していない。第2に、夫の収入が多いことは、ほぼ一貫して女性の就業を抑制することが確認されている（大沢 1993；永瀬 1994；小島 1995）。これは、家計における女性の世帯収入への寄与が高い場合（もう一つの収入源である夫の収入が低い場合）、女性は働くという選択をしやすくなるという仮説と適合的な結果である。第3に、親との同居が女性の就業を促進する効果を持つことである（永

瀬 1994; 小島 1995). この結果は、日本においては同居親による家事や育児のサポートが女性の就業を支えてきたことを示唆する。ただし、親との同居の効果は近年ほど弱まっているとの指摘もある(大沢・鈴木 2000; 今田・池田 2006)。

これらの3つの知見について1999年、2004年、2009年の3時点での全国家族調査(NFRJ)データを用いて検証を行った西村・松井(2016)自身の分析からは、以下の3点が示されている。第1に、女性たちは近年になるほど、学歴にかかわらず就業する傾向を高めていることである。第2に、配偶者の収入は女性の就業を抑制する効果を示すが、1999年時点データにおいては正規のみ、2004年時点データでは、正規、非正規両方、2009年時点データで非正規のみと、効果のあらわれ方にはやや違いが見られることである。第3に、近年になるほど、女性自身の母親との同居や近居の有無が、女性の就業を左右する傾向が強まっていることである。

西村・松井(2016)においてもそれ以前の先行研究においても同居親からのサポートの重要性が示されている一方、それらは「誰でも利用可能な」サポートではない(西村・松井 2016: 177)、保育サービス等の整備が求められる。保育サービスの中でも、保育所と女性の就業に関しては研究の蓄積がある。1990年代には、保育所入所率や(駒村 1996)、保育所定員率(滋野・大日 1999)に着目した研究がなされ、保育所の整備が女性の就業を促進する効果が明らかにされてきた。その一方で、都道府県の固定効果を統制したより近年の研究においては、保育所の利用可能性は女性の就業促進に影響しないという結果も示されている(Asai et al 2015)。

2.2 先行研究の課題

このように保育所と女性の就業についてはさまざまな研究がなされている一方、その他の保育サービス、たとえば学童保育や延長保育が女性の就業に与える影響についての研究は少ない。学童保育に関する例外的な研究としては、平河・浅田(2018)が東京都の市町村村集計データを用いた分析を行っている。それによると、各市区町村の保育所の利用可能性をコントロールしてもなお、学童保育の定員比率の増加は、35~39歳、40~44歳の女性の就業率を有意に高める効果が確認されている。延長保育が女性の就業に与える影響については、筆者が確認した限り、先行する議論はみられない。

また、保育サービスの整備だけでは、支援としては不十分である。Leitner(2003)の概念を用いるならば、保育サービスは「育児の脱家族化(defamilialization)」を支援するオプション、言い換えれば、家族が育児から解放されるためのオプションといえる。日本は子どものケアに関する責任、負担を家族に集約する家族主義的福祉レジーム(Esping-Andersen 1999=2000)を特徴とする社会であり、そのことは女性の就労困難など、さまざまな問題を帰結してきた(落合 2015)。このことを踏まえれば、保育サービスをはじめとする脱家族化オプションの充実は重要である。しかし一方で、「ケアと教育を子どもが受ける機会は、親の就業の有無や労働時間によって左右されるべきものではない。親の労働時間によって、子どもの保育時間を決定しようとするしくみは、この発想を欠いているし、これは逆に「両立支援」の名のもとに、子どもの長時間保育を容認し、そこから派生しうる子どもの疲労や親子で過ごす時間へのしわ寄せといった問題を放置することにもなりかねない(西村 2014: 158)。それゆえ、「育児の家族化(familialization)」のためのオプション、言い換えれば、家

族が育児に関与するためのオプションも同時に充実する必要がある¹。

以上を踏まえると、家族が育児から解放されるための脱家族化オプションと、家族が育児に関与するための家族化オプションとの双方を充実し、人びとがニーズや選好に応じて両者のバランスを選択できるような「選択的家族主義」の達成が目指されるべきである（落合 2015; 藤間 2020）。

育児の家族化を支援するための施策の1つに、柔軟な労働環境の整備、たとえば、短時間勤務制度や勤務地限定制度などが挙げられる。これらの「限定正社員」に関する制度は、もともとは非正社員の雇用の安定化や正社員のワークライフ・バランスの実現といった労働問題に対する有効な施策として打ち出されたものである（西村 2013）。育児期の女性にとっても、必要に応じて勤務時間を短く出来ることは、仕事と育児を両立する上で有用であると考えられる。

しかしながら、短時間勤務制度が母親の就業に与える影響についての研究は少なく、それゆえ一貫した知見も得られていない。一方では、短時間勤務制度の導入により3歳未満の子をもつ女性の離職が減少したことを示すものや（深堀 2012）、改正育児・介護休業法が施行された2010年以降に第1子を出産した母親に関しては、出産1年後の就業確率が上昇していることを示すものがある（平河 2020）。他方で、短時間勤務制度は第1子出産後の女性の就業継続に有意な関連を持たないとするものもある（永瀬 2014）。

2.3 小括

本節で概観した先行研究の課題は、大きく以下の2点にまとめられる。第1に、保育所以外のサービスや制度が育児期の女性の就業に与える影響についての研究蓄積は限定的である。学童保育や延長保育については先行研究がほぼ存在しておらず、また、短時間勤務制度についても、一致した評価には至っていない。先述の通り、育児に対する支援オプションは幅広く展開される必要があると考えられるが、その展開のあり方を考える上で、それぞれのサービスや制度の影響を確認しておくことは重要である。第2に、「就業」の内実についての検討が十分でない。働いていない者が就業する場合にも、正規雇用か非正規雇用かでは大きな違いがある。また、被用者として働くのか自営業者として働くのかによっても、ワークライフ・バランスにかかるニーズは異なってくるはずである。そうした「就業」の内実によって、サービスや制度の効果が異なってくる可能性がある。西村・松井（2016）においては、「非就業」を参照カテゴリとした多項ロジスティック回帰分析を行い、親との同居、近居の効果に、「正規」「非正規」で違いが見られることを明らかにしている。類似した分析を、保育等サービスや制度の利用についても行うことが重要である。

3 データと使用する変数

3.1 データ

本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の詳細分析の一環として行った同調査データの課室内利用での集計分析（子育てをしている者の生活についての分析）にて作成された集計表等を活用して議論する。

¹ 「脱家族化」「家族化」という訳語は落合（2015）によるものである。

「第2回 生活と支え合いに関する調査」は、「人々の生活、家族関係と社会経済状態の実態、社会保障給付などの公的な給付と、社会的ネットワークなどの私的な支援が果たしている機能を精査し、年金、医療・介護などの社会保障制度の喫緊の課題のみならずその長期的なあり方、社会保障制度の利用と密接に関わる個人の社会参加のあり方を検討するための基礎的資料を得ること」を目的としたものである（国立社会保障・人口問題研究所 2018: 1）。調査対象は、「厚生労働省が実施する『平成 29 年国民生活基礎調査』で全国を対象に設定された調査地区（1,106 地区）内から無作為に選ばれた調査地区（300 地区）内に居住する世帯主および 18 歳以上の個人」であり、「平成 29 年 7 月 1 日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）」について調査された。「調査方法は配票自計、密封回収方式による。その結果、世帯票の配布数（世帯票の調査客体数）16,341 票に対して、回収票数は 10,959 票、有効票数は 10,369 票であった（回収率 67.1%、有効回収率 63.5%）。また、対象世帯の 18 歳以上の個人に配布した個人票の配布数（個人票の調査客体数）26,383 票に対して、回収票数は 22,800 票であった（回収率 86.4%）。ただし、回収票のうち重要な情報が抜けている 3,000 票は無効票として集計対象から除外したため、有効票数は 19,800 票、有効回収率は 75.0%となった」（国立社会保障・人口問題研究所 2018: 1）。

「第2回 生活と支え合いに関する調査」は、仕事についての情報を詳細に尋ねていること、18 歳未満の子どもを持つ個人のすべてに保育所・幼稚園、学童保育、延長保育、短時間勤務制度の利用状況を尋ねており、本稿の目的に適したデータといえる。

3.2 使用する変数

3.2.1 被説明変数——小学生以下の子どもを持つ女性の就業状況

本稿の分析に用いる被説明変数として、小学生の子どもを持つ女性の就業状況について、「正規」「非正規」「自営」「失業」「非就労」「就業状況無回答」の6つのカテゴリそれぞれに当てはまる場合に1、そうでない場合に0をとる二値変数を作成した。「第2回生活と支え合いに関する調査」では、現在仕事をしているか否かを「仕事をしている（求職中を含む。学生のアルバイトは除く）」「仕事をしていない（仕事を探している）」「仕事をしていない（仕事を探していない、または学生である）」の3つの選択肢で尋ねている。また、仕事をしていると回答した者に対しては、勤め先での呼称（正規の職員・従業員、パート、アルバイトなど）、および勤めか自営業かを尋ねている。「正規」には、勤め先での呼称に関する質問で「正規の職員・従業員」を選択し、かつ「自営」（後述）に当てはまらない者が該当する。「非正規」には、勤め先での呼称に関する質問で「正規の職員・従業員」以外を選択し、かつ「自営」（後述）に当てはまらない者が該当する。「自営」には、勤めか自営業かの別についての質問で、「自営業（雇人あり）」「自営業（雇人なし）」「家族従業者」「内職」のいずれかを選択した者が該当する。「失業」には、現在仕事をしているかについての質問で「仕事をしていない（仕事を探している）」を選択した者が該当する。非就労には、現在仕事をしているかについての質問で「仕事をしていない（仕事を探していない、または学生である）」が該当する。「就業状況無回答」には、現在仕事をしているかについての質問に回答していない者が該当する。

ただし、次節で行う多項ロジスティック回帰分析においては、「非就労」と「就業状況無回答」は除外している。「非就労」の者のなかには、サービスや制度の利用が困難であるゆ

え、就業をあきらめた者も含まれている可能性がある。本来であればそうした者が就業可能になるか否かについても考察すべきであるが、「第2回生活と支え合いに関する調査」の個票データにおいては、就業をあきらめた者と必要が無いから仕事を探していない者とを峻別することはできないため、除外することとした。「就業状況無回答」に関しては、無回答の理由を特定することが不可能であるため、クロス集計で分布を確認する以上の分析には用いないこととした。

3.2.2 説明変数——保育サービスおよび短時間勤務制度の利用

説明変数は、保育サービスおよび短時間勤務制度の利用の有無である。利用の有無では、小学生以下の子どもがいる者に対して、「保育所・幼稚園」「家事代行サービス」「短時間勤務制度」「勤務地限定制度」「学童保育」「延長保育」の6つについてたずねている。それぞれについて「すでに利用している」と回答した場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数を作成し、説明変数とする。ただし、「家事代行サービス」と「勤務地限定制度」については、「すでに利用している」と回答したケース数が非常に少ないため（前者が11ケース、後者が35ケース）、分析からは除外している。

3.3.3 統制変数

このほかに統制変数として、本人年齢、等価世帯所得（対数）、最終学歴（高等学校以下、短大・高専、大学・大学院、その他）、子どものことで頼れる人の有無（いる=1、いない=0）、子どもの数、末子年齢を用いる。本来であれば、女性本人の就業への意志も統制すべきであるが、「第2回生活と支え合いに関する調査」では、就業に対する意志は、サービスや制度を利用していない者にもみ尋ねているため、分析からは除外している。また、先行研究での議論を踏まえれば、対象者の親、すなわち子どもからみた祖父母との同居の有無も統制すべきであるが、同調査データにおいて三世帯同居世帯は18歳未満の子どもがある世帯全5,205世帯のうち、1,059世帯のみであり、ここからさらに小学生以下の子どもを持つ者に限定した場合、サンプル数の大幅な減少が免れない。それゆえ、対象者の親との同居の有無は、分析には含めていない。

4 結果と考察

4.1 クロス集計

まず、各サービス、制度の保育所・幼稚園利用と回答者の就業状況との関係をクロス集計表で確認する。表1が使用する変数の記述統計量、表2がクロス集計の結果である。

保育所・幼稚園の利用が「あり」の割合は、「正規」（78.1%）、「非正規」（65.0%）、「自営」（51.1%）、「就業状況無回答」（50.0%）、「失業」（40.2%）、「非就労」（39.1%）の順で高くなっている。「あり」の割合が正規で最も高く、非就労で最も低いという結果は、直観とも適格的なものである。とはいえ、保育所・幼稚園の利用については、失業の4割以上、非就労でも4割近くが「あり」と回答している。

短時間勤務制度の利用が「あり」の割合は、「正規」（21.8%）、「非正規」（15.4%）、「自営業」（4.4%）、「失業」（1.1%）、「非就労」（0.4%）、「就業状況無回答」（0.0%）の順に高くなっている。本来的には（調査時点）現在仕事をしていなければ短時間勤務制度の利用はできな

いため、この順番に割合が高くなったと考えられる²。

学童保育の利用が「あり」の割合については、「正規」(16.4%)、「非正規」(16.2%)、「就業状況無回答」(8.7%)、「自営」(6.7%)、「失業」(3.3%)、「非就労」(2.3%)の順で高くなっている。

最後に、延長保育の利用が「あり」の割合については、「正規」(25.0%)、「非正規」(18.4%)、「就業状況無回答」(16.7%)、「自営」(13.3%)、「失業」(7.6%)、「非就労」(3.8%)の順で高くなっている。順序自体は学童保育と変わりはないが、いずれの数値も学童保育のそれよりも高い。この違いは、単純に子どもの年齢分布によるものかもしれないし、学齢に達した子どもは1人で留守番することなどが可能になり、その結果サービスを利用しなくなるということかもしれない。

まとめると、いずれのサービス、制度についても、利用「あり」の割合は正規が最も高く、次いで非正規が高い。自営については、保育所・幼稚園以外の利用割合はあまり高くない。被雇用者に比べ、時間的な融通が利きやすいことの表れと考えられる。また、「失業」や「非就労」といった、調査時点で働いていなかった者がまったくサービスにアクセスできていないという結果も看取されなかった³。

表1 クロス集計に使用する変数の記述統計量

変数名	N=901			
	平均	標準偏差	最小値	最大値
就業状況ダミー				
正規	0.244	0.430	0	1
非正規	0.295	0.456	0	1
自営 (家族従業者、内職含む)	0.050	0.218	0	1
失業	0.102	0.303	0	1
非就労	0.295	0.456	0	1
就業状況無回答	0.013	0.115	0	1
保育所・幼稚園利用ダミー	0.556	0.497	0	1
短時間勤務制度利用ダミー	0.103	0.304	0	1
学童保育利用ダミー	0.102	0.303	0	1
延長保育利用ダミー	0.143	0.350	0	1
年齢	37.026	5.892	18	55
等価世帯所得 (対数)	4.750	2.535	-4.605	7.313
本人学歴				
高卒以下	0.265	0.442	0	1
短大・高専	0.257	0.437	0	1
大学・大学院	0.292	0.455	0	1
その他 (専門・専修学校)	0.185	0.389	0	1
子どものことで頼れる人の有無	0.945	0.229	0	1
子どもの数	1.922	0.889	1	8
末子年齢	4.547	3.341	0	12

² わずかながら「失業」「非就労」に該当ケースが存在する理由としては、「すでに利用している」という選択肢を、回答者が過去のものも含むものと解釈した可能性が考えられる。

³ 以上の結果のいずれも、カイ二乗検定の結果は0.1%水準で有意であった ($Pr = 0.000$) もの、セルの値が非常に小さいものも含まれていることに注意する必要がある。

表2 クロス集計の結果

	保育所・幼稚園の利用				学童保育の利用		
	なし	あり	計		なし	あり	計
	正規	28.2	71.8		100	正規	83.6
非正規	35.0	65.0	100	非正規	83.8	16.2	100
自営（家族従業者・内職含む）	48.9	51.1	100	自営（家族従業者・内職含む）	93.3	6.7	100
失業	59.8	40.2	100	失業	96.7	3.3	100
非就労	60.9	39.1	100	非就労	97.7	2.3	100
就業状況無回答	50.0	50.0	100	就業状況無回答	91.7	8.3	100
	短時間勤務制度の利用				延長保育の利用		
	なし	あり	計		なし	あり	計
	正規	78.2	21.8		100	正規	75.0
非正規	84.6	15.4	100	非正規	81.6	18.4	100
自営（家族従業者・内職含む）	95.6	4.4	100	自営（家族従業者・内職含む）	86.7	13.3	100
失業	98.9	1.1	100	失業	92.4	7.6	100
非就労	99.6	0.4	100	非就労	96.2	3.8	100
就業状況無回答	100	0.0	100	就業状況無回答	83.3	16.7	100

注) 各就業状況のケース数は「正規 (n=220)」「非正規 (n=266)」「自営 (n=45)」「失業 (n=92)」「非就労 (n=266)」「就業状況無回答 (n=12)」である。

4.2 多項ロジスティック回帰分析

次に、各サービス、制度の利用を説明変数、回答者の就業状況を被説明変数（参照カテゴリ：「失業」）とした多項ロジスティック回帰分析の結果をみてみよう。表3が分析において使用する変数の記述統計量である。

表3 使用する変数の記述統計量

変数名	N=623			
	平均	標準偏差	最小値	最大値
就業状況ダミー				
正規	0.353	0.478	0	1
非正規	0.427	0.495	0	1
自営（家族従業者、内職含む）	0.072	0.259	0	1
失業	0.148	0.355	0	1
保育所・幼稚園利用ダミー	0.628	0.484	0	1
短時間勤務制度利用ダミー	0.148	0.355	0	1
学童保育利用ダミー	0.136	0.344	0	1
延長保育利用ダミー	0.188	0.391	0	1
年齢	37.443	5.750	23	55
等価世帯所得（対数）	5.030	1.956	-4.605	7.060
本人学歴				
高卒以下	0.268	0.443	0	1
短大・高専	0.238	0.426	0	1
大学・大学院	0.295	0.457	0	1
その他（専門・専修学校）	0.199	0.400	0	1
子どものことで頼れる人の有無	0.949	0.221	0	1
子どもの数	1.966	0.853	1	5
末子年齢	5.014	3.391	0	12

4.2.1 保育所・幼稚園利用の効果

表4は保育所・幼稚園の利用の有無を説明変数とした分析の結果である。

「正規」に対し、保育所・幼稚園の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数、末子年齢は有意な効果を示していない。

「非正規」に対しても、保育所・幼稚園の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数は有意な効果を示していない。「正規」を被説明変数とした場合と異なり、末子年齢が有意な正の効果を示している。

「自営」に対しても、有意水準は下がるものの、保育所・幼稚園の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数は有意な効果を示していない。「非正規」に対してと同様、末子年齢が有意な正の効果を示している。

表4 多項ロジスティック回帰分析の結果（説明変数：保育所・幼稚園利用ダミー）

	正規(ref. 失業)		非正規(ref. 失業)		自営(ref. 失業)				
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.			
保育所・幼稚園利用ダミー	1.660	0.300	***	1.606	0.291	***	0.997	0.429	*
年齢	-0.003	0.032		-0.022	0.030		-0.022	0.044	
等価世帯所得（対数）	0.916	0.164	***	0.157	0.051	**	0.124	0.082	
本人学歴（ref. 高卒以下）									
短大・高専	0.196	0.339		0.196	0.339		0.208	0.486	
大学・大学院	0.213	0.346		0.213	0.346		0.205	0.506	
その他（専門・専修学校）	1.598	0.472	**	1.065	0.451	*	0.586	0.638	
子どものことで頼れる人の有無	0.044	0.611		0.285	0.553		0.465	0.861	
子どもの数	-0.034	0.173		0.213	0.156		0.217	0.222	
末子年齢	0.070	0.056		0.188	0.054	***	0.178	0.079	*
_cons	-5.652	1.463	***	-1.599	1.174		-2.917	1.750	
調整済みR2乗	0.103								

*<.05 **<.01 ***<.001

4.2.2 短時間勤務制度利用の効果

表5は、勤務時間制度の利用の有無を説明変数とした分析の結果である。

「正規」に対し、短時間勤務制度の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数、末子年齢は有意な効果を示していない。

「非正規」に対しても、短時間勤務制度の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人

学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数は有意な効果を示していない。「正規」を被説明変数とした場合と異なり、末子年齢が有意な正の効果を示している。

「自営」に対しては、短時間勤務制度の利用もいずれの統制変数も有意な効果を示していない。これは「自営」で短時間勤務制度を利用しているケースが非正規よりもさらに極端に少なく（n=2）、「利用無し」にケース数が偏っているためだと考えられる。

表5 多項ロジスティック回帰分析の結果（説明変数：短時間勤務制度利用ダミー）

	N=623							
	正規(ref. 失業)		非正規(ref. 失業)		自営(ref. 失業)			
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.		
短時間勤務制度利用ダミー	3.159	1.029	**	2.958	1.026	**	1.642	1.246
年齢	0.007	0.031		-0.013	0.029		-0.013	0.043
等価世帯所得（対数）	0.891	0.163	***	0.131	0.050	**	0.104	0.081
本人学歴（ref. 高卒以下）								
短大・高専	0.056	0.374		0.143	0.331		0.158	0.481
大学・大学院	0.667	0.356		0.099	0.334		0.092	0.498
その他（専門・専修学校）	1.483	0.465	**	0.985	0.444	*	0.529	0.634
子どものことで頼れる人の有無	0.022	0.599		0.228	0.526		0.506	0.851
子どもの数	0.068	0.169		0.289	0.153		0.258	0.221
末子年齢	-0.005	0.054		0.108	0.050	*	0.130	0.073
_cons	-4.936	1.429	**	-0.750	1.121		-2.530	1.701
調整済みR2乗	0.097							

*<.05 **<.01 ***<.001

4.2.3 学童保育利用の効果

表6は、学童保育の利用の有無を説明変数とした分析の結果である。

表6 多項ロジスティック回帰分析の結果（説明変数：学童保育利用ダミー）

	N=623							
	正規(ref. 失業)		非正規(ref. 失業)		自営(ref. 失業)			
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.		
学童保育利用ダミー	1.772	0.634	**	1.534	0.620	*	0.518	0.848
年齢	0.004	0.031		-0.015	0.029		-0.014	0.043
等価世帯所得（対数）	0.874	0.163	***	0.119	0.049	*	0.103	0.081
本人学歴（ref. 高卒以下）								
短大・高専	0.104	0.372		0.145	0.329		0.140	0.482
大学・大学院	0.671	0.355		0.072	0.331		0.075	0.499
その他（専門・専修学校）	1.574	0.464	**	1.044	0.443	*	0.587	0.635
子どものことで頼れる人の有無	0.194	0.589		0.441	0.529		0.562	0.851
子どもの数	-0.059	0.170		0.189	0.154		0.237	0.222
末子年齢	-0.043	0.054		0.077	0.050		0.120	0.072
_cons	-4.436	1.415	**	-0.442	1.115		-2.430	1.704
調整済みR2乗	0.087							

*<.05 **<.01 ***<.001

「正規」に対し、学童保育の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数、末子年齢は有意な効果を示していない。

「非正規」に対しても、有意水準は下がるものの、学童保育の利用は有意な正の効果を示している。統制変数の効果の傾向は、有意水準および係数の値は下がるものの、「正規」に対する効果と類似している。すなわち、等価世帯所得と本人学歴「その他」が有意な正の効果を示しており、その他の変数については有意な効果は示されていない。

「自営」に対しては、短時間勤務制度の利用もいずれの統制変数も有意な効果を示していない。短時間勤務制度よりは多いものの、これも「自営」で学童保育を利用しているケース数が 22 と少なくなっていることの影響と考えられる。

4.2.4 延長保育利用の効果

表 7 は、延長保育の利用の有無を説明変数とした分析の結果である。

「正規」に対し、保育所・幼稚園の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数、末子年齢は有意な効果を示していない。

「非正規」に対しても、保育所・幼稚園の利用は有意な正の効果を示している。回答者の年齢は、有意な効果を示していない。等価世帯所得は、有意な正の効果を示している。本人学歴は、「その他」のみが有意な正の効果を示している。子どものことで頼れる人の有無、子どもの数は有意な効果を示していない。末子年齢は有意な正の効果を示している。

「自営」に対しては、説明変数、およびいずれの統制変数も有意な効果は示していない。理由はやはり、該当ケース数の少なさ (n=31) にあると考えられる。

表 7 多項ロジスティック回帰分析の結果 (説明変数：延長保育利用ダミー)

	N=623							
	正規(ref. 失業)			非正規(ref. 失業)			自営(ref. 失業)	
	Coef.	Std. Err.		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	
延長保育利用ダミー	1.539	0.449	**	1.145	0.438	**	0.822	0.603
年齢	0.000	0.031		-0.018	0.029		-0.018	0.043
等価世帯所得 (対数)	0.890	0.161	***	0.142	0.050	**	0.111	0.081
本人学歴 (ref. 高卒以下)								
短大・高専	0.124	0.375		0.163	0.330		0.179	0.482
大学・大学院	0.673	0.357		0.056	0.332		0.079	0.499
その他 (専門・専修学校)	1.546	0.463	**	0.998	0.442	*	0.524	0.634
子どものことで頼れる人の有無	0.168	0.589		0.385	0.528		0.561	0.852
子どもの数	-0.004	0.169		0.230	0.153		0.239	0.220
末子年齢	-0.010	0.054		0.100	0.050	*	0.133	0.073
_cons	-4.656	1.413	**	-0.593	1.114		-2.474	1.700
調整済みR2乗	0.088							

*<.05 **<.01 ***<.001

5 結論

本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の詳細分析の一環として行った同調査データの課室内利用での集計分析にて作成された集計表を活用し、保育所・幼稚園、短時間勤務制度、学童保育、延長保育の利用が、小学生以下の子どもを持つ女性の就業状況に対して持つ効果について議論を行った。

結果は次のように要約できる。いずれの説明変数も、「正規」「非正規」に対しては有意な正の効果を示した。一方、「自営」に対しては、保育所・幼稚園の利用のみしか有意な効果を示さなかった。「正規」および「非正規」に対する統制変数の効果も概ね似通っており、等価世帯所得と学歴の「その他」の有意な正の効果が示していた。また、延長保育以外の分析においては、「非正規」に対する末子年齢の有意な正の効果が示された。「自営」に対する統制変数の効果は、保育所・幼稚園の利用を説明変数とした場合のみ、等価世帯所得、学歴の「その他」、末子年齢の有意な正の効果が確認された。

「正規」「非正規」の説明変数の効果については、相反する2通りの解釈が可能である。一方で、これらのサービスや制度を利用することが可能である結果、小学生以下の子どもを持つ女性が就業することができているという解釈である。他方で、これらの制度やサービスの利用が事実上就業している人に限定されており、働いていない人がアクセスできなくなっている結果、就業状況とそれぞれの説明変数の間に有意な関係が見いだされたという解釈である。4.1のクロス集計の結果と併せて考えると、保育所・幼稚園および延長保育に関しては、前者、すなわち利用することで就業が可能になっている可能性はある。だが、短時間勤務制度および学童保育に関しては、その可能性は低いだろう。そもそも就業していない者が短時間勤務制度を利用できる可能性は極めて低い。また、学童保育も、利用者が共働きの者とひとり親に事実上限定されていることから、職を探している専業主婦など、「失業」に含まれるケースのいくつかには利用できないものとなっている可能性がある。

次に、「正規」および「非正規」に対する統制変数の効果についても解釈を加えておきたい。等価世帯所得の正の効果については、働いているから所得が高いという単純な解釈もありえなくはないが、今回の分析対象となっているのが女性であることに鑑みると、当該ケースが共働き世帯に属していることの効果が析出されたものと考えられる。学歴の「その他」については、資格取得により就業が促進されたと解釈することは可能であるが、「短大・高専」に有意な効果がみられなかったことを踏まえると、これはあまり妥当な解釈ではないかもしれない。最後に、部分的に確認された「非正規」のみに対する末子年齢の正の効果は、子どもを持つ女性が正規職で復職することの難しさの裏返しである可能性がある。つまり、末子が大きくなった時、非正規職として復職、再就業することに比べ、正規職として復職、再就業することのハードルが高いことを、この結果は示していると考えられる。

最後に、ほとんどの分析において「自営」に対する説明変数、統制変数の有意な効果が看取されなかったことについては、保育所・幼稚園以外を利用している「自営」のケースが少数であったため、推定結果が安定しなかったことに起因していると考えられる。これは、そもそも自営業者がそれらの制度に対するニーズをあまり有していないことを示唆しているのかもしれない。すなわち、自営業者は被用者比べて時間的な融通が利きやすいため、短時間勤務、学童保育、延長保育を利用していないという可能性である。ただし、「時間に融通が利きやすい」と行政から判断される結果、これらの制度へのアクセスが難しくなっている

という可能性も、完全には否定できないだろう。

いずれにしても、本稿での議論はパネルデータを用いたものではなく、採用した分析手法も因果関係ではなく相関関係を推定するものであるため、ここで厳密な結論を導くことは出来ない。パネルデータを用いて同様の分析を行い、本稿での知見を再検証することが今後の課題になる。

文献

- Asai, Yukiko, Ryo Kanbayashi and Shintaro Yamaguchi, 2015, “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment”, *Journal of Japanese and International Economics*, 38: 172-92.
- Esping-Andersen, G., 1999, *Social Foundations of Postindustrial Economics*, London: Oxford University Press. (=2000, 渡辺雅男・渡辺景子訳『ポスト工業経済の社会的基礎——市場・福祉国家・家族の政治経済学』桜井書店.)
- 平河茉璃絵, 2020, 「短時間勤務制度が母親の就業に与える影響」『年金研究』12: 29-53.
- 平河茉璃絵・浅田義久, 2018, 「学童保育の拡大が女性の就業率に与える影響」『日本労働研究雑誌』692: 59-71.
- 深堀遼太郎, 2013, 「育児・介護休業法の改正効果——短時間勤務制度義務化と既婚女性の離職・仕事満足度」Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series.
- 今田幸子・池田心豪, 2006, 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』48(8): 34-44.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の職業と家族のゆくえ——格差社会の中の変容』東京大学出版会.
- 小島宏, 1995, 「結婚, 出産, 育児および就業」人口・世帯研究会監修, 大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』大蔵省印刷局, 61-87.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2018, 「2017年 社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査 結果の概要」.
- 駒村康平, 1996, 「保育需要の経済分析」『季刊社会保障研究』32(2): 210-23.
- Leitner, Sigrid, 2003, “Variety of Familialism: The Caring Function of the Family in Comparative Perspective”, *European Societies*, 5(4): 353-75.
- 永瀬伸子, 1994, 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析——パートと正社員」『日本労働研究雑誌』418: 31-42.
- , 2014, 「育児短時間の義務化が第1子出産と就業継続, 出産意欲に与える影響——法改正を自然実験とした実証実験」『人口学研究』50: 29-53.
- 西村純「調査研究の目的と概要」西村純・久本憲夫・高橋康二・藤間公太, 2013, 「「多様な正社員」の人事管理に関する研究(労働政策研究報告書 No.158)」独立行政法人労働政策研究・研修機構, pp.1-24.
- 西村純子, 2014, 『子育てと仕事の社会学——女性の働き方は変わったか』弘文堂.
- 西村純子・松井真一, 2016, 「育児期の女性の就業とサポート関係」, 稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 163-185.
- 落合恵美子, 2015, 「『日本型福祉レジーム』はなぜ家族主義のままなのか——4 報告へのコ

- メント」『家族社会学研究』27(1): 61-8.
- 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働——日米の比較研究』日本経済評論社.
- 大沢真知子・鈴木晴子, 2000, 「女性の結婚・出産及び人的資本の形成に関するパネルデータ分析——出産退職は若い世代で本当に増えているのか」『季刊家計経済研究』48: 45-53.
- 滋野由紀子・大日康史, 1999, 「保育政策が出産の意志決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35(2): 192-207.
- 白波瀬佐和子, 2009, 『日本の不平等を考える——少子高齢社会の国際比較』東京大学出版会.
- 田中重人, 1998, 「高学歴化と性別分業——女性のフルタイム継続就業に対する学校教育の効果」盛山和夫・今田幸子編『1995年SSM調査シリーズ12 女性のキャリア構造とそ
の変化』1995年SSM調査研究会, 1-16.
- 藤間公太, 2020, 「教育政策, 福祉政策における家族主義」『教育社会学研究』106: 35-54.