

育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響

—JGSS-2009LCS を用いた生存分析—

打越 文弥

東京大学大学院人文社会系研究科

Childcare Leave Use among Japanese Women and Its Long-term Effect on Occupational Careers
A Survival Analysis Using JGSS-2009LCS

Fumiya UCHIKOSHI

Graduate School of Humanities and Sociology, The University of Tokyo

Childcare leave policies have been developed to promote the combination of work and life in Japan where most of women face difficulties to continue their employment after their marriage or childbirth. Past studies mostly argued a positive effect of using childcare leave to continue their employment, while a recent study provides an alternative finding. These studies, however, only examined its short-term effect and considered a self-selection into marriage. Therefore, this study aims to investigate its long-term effect on women's employment and another self-selection which is related to the childcare leave use. Even after matching treated and non-treated samples by propensity score analysis, results of survival analysis show a positive effect of childcare leave use on women's employment. In particular, women who did not use childcare leave are more likely to quit from labor market after matching. This result suggests that personality traits or unobserved characteristics among women who do not take childcare leave negatively biased the observed difference between childcare leave takers and non-takers.

Key Words: Childcare leave, Selection bias, Survival analysis

結婚・出産後の就労継続が難しい日本でも仕事と生活の両立という観点から育児休業制度が整備されている。先行研究では、育児休業制度は女性の就業継続に対して正の効果を持つとされてきたが、育休制度だけでは就業継続に効果がないとする研究もある。ただし、これらの研究は出産後一年程度までの期間しか検討しておらず、結婚・出産を経た就業継続にかかる選択バイアスのみを考慮していた。これに対して本稿では、育児休業の取得がその後の就業継続に与える中長期的な影響を、取得における選択バイアスの影響を考慮に入れた上で検討する。生存分析の結果から、傾向スコアによる調整後でも育児休業の取得は就業期間に正の効果を持ち、特に調整後の育児休業非取得者の離職傾向が強まることが観察された。この結果は、観察データにおいて就業を継続しやすい特性を持つ個人が育休を取得しないことにより、非取得が離職に与える影響が過少に推定されていたことを示唆する。

キーワード：育児休業制度，選択バイアス，生存分析

1. はじめに

仕事と生活の調和・両立という観点から、育児休業制度（以下、育児休業あるいは育休制度と省略）などの政策が日本でも整備されている。日本では1992年に育児休業法が施行され、以後段階的に期間中の給付や対象者の範囲が拡大している。

本稿では、育児休業の取得が女性の就業継続に与える影響に着目する。既存研究によれば、女性の育児休暇取得はその後の就業継続に対して正の効果を持つとされる。しかし、既存研究は以下の二点を限界として抱える。第一に、既存研究では出産前後1年程度の期間しか着目しておらず、育児休業の中長期的効果を検討していない。第二に、既存研究でも育児休業の効果を検討する際に選択バイアスが考慮されてきたが、それらは就業の有無に関心を持つもので、育児休業の取得に関連するバイアスという理論的に想定可能な側面については検討されていない。

このような問題意識のもと、本研究ではJGSS-2009 ライフコース調査（以後、JGSS-2009 LCS と略記）を用いて、日本における女性の育児休業の取得がその後の就業継続に与える影響を、取得の有無に関連する選択バイアスの影響を考慮した上で検討する。

2. 育児休業に関する既存研究と本研究における課題

2.1 育休制度の変遷

はじめに、本研究が対象とする育児休業について、その定義と日本における制度の変遷を確認する。育休制度とは、一定の条件を満たす労働者に、育児を理由とした休業の権利を認め、これを労働者が申し出によって取得する際の企業の不当な扱いの禁止や、条件を満たしたものに給付を与えるものである。公的制度として施行される以前でも、一部の企業において休業制度は存在したが、法的根拠は1991年に制定された「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」に定められている。この法律では、子を養育する労働者に労働時間や転勤などへの配慮も定められている。施行当時は小企業については除外されていたが、1995年から小企業でも事業主に義務が生じるようになり、同時に休業中の国民保険料・年金保険料の本人負担が免除されるようになった。休業の期間は基本的に1年であり、雇用保険法による支給条件を満たした場合、日額賃金の一定割合が育児休業給付として休業中の労働者に与えられる。改正を通じて、徐々に所得補償割合が増加している⁽¹⁾。

2.2 育児休業の取得が女性の就業継続に与える影響

育休制度は文字通り育児を理由とした休業の権利および休業中の給付を認めるものである。育児休業は特定の性別に限定されるものではなくなってきたが（石井クンツ 2013）、制度成立当初は女性に限定しており、歴史的には女性の就業継続を目的としたものであると考えられる。そのため、育休制度に関する既存研究は育児休業の利用が女性の就業継続に対して与える影響に関心を持ってきた。育児休業の取得に関する理論に従えば、就業継続が目的の場合、育児休業を取得することは（1）取得中の賃金減少に伴う家計への影響、（2）昇給や育児休業期間の退職金算入からの除外への影響、そして（3）人的資本の喪失による昇進の延滞リスクから、取得者にとって機会費用の上昇を意味する。一方で、育休制度を取得せず就業継続する場合、何らかの保育サービス費用が必要となり、取得者は育児休業に伴う機会費用と取得しないことに伴う保育費用を考慮して意思決定をするとされる。多くの実証研究によれば、育休制度は女性の就業継続に正の効果を持つとされる（樋口 1994; 樋口 1996; 樋口・阿部・Waldfogel 1997; 滋野・大日 1998; 森田・金子 1998; 丸山 2001; 駿河・張 2003; 永瀬 2003）。しかし近年では今田・池田（2006）のように、育休制度は家族のサポートや保育所の存在があれば効果を持つとする研究も存在し、知見は一貫していない。

2.3 既存研究の課題と本研究の問い

育休制度が女性の就業継続に与える影響に関する既存研究の課題として、以下の二点が指摘できる。第一に、既存研究の多くが検討してきた育児休業が就業継続に対して与える影響は、妊娠時点から出

産時点、ないし出産1年後の就業継続に限定されており（樋口・阿部・Waldfogel 1997; 丸山 2001; 仙田 2002; 今田・池田 2006）、中長期的な効果を検討できていない⁽²⁾。育児休業の取得者が、出産一年後以降においても就業を継続しているかは検討に値する問いであると考えられる。

第二に、育休制度が普及するにつれて、制度の利用者にも異質性が増しており、この異質性が育休制度の就業継続に与える効果に対する正確な推定を阻害している可能性がある。計量経済学を中心とする既存研究では主として女性の就業行動と結婚の同時決定性に着目したサンプル・セレクションが考慮されてきた（滋野・松浦 2003; 駿河・張 2003; 阿部 2005）。しかし、就業継続をするかどうかに関連する選択バイアスと、育休制度を利用するかどうかに関連する選択バイアスは概念的には別のものであり、育休制度の効果を検討する際には前者だけではなく後者も考慮する必要がある。

そこで本研究では、これらの課題を解決した上で育休制度が就業継続に与える効果を検討するため、育休制度の中長期的（本稿では10年間）な影響を考慮し、さらに、制度の利用の有無に関連する選択バイアスを調整した上で、制度利用の効果を推定する。

3. データと方法

3.1 使用するデータ

本研究では、JGSS-2009 LCS を使用し、2008年12月31日時点で満28-42歳の男女のうち、育児休業法が施行される以前を含む1986-2009年の間に第一子を出産した有配偶女性に対象を限定して、制度利用に関連する選択バイアスを考慮した上で育休取得がその後の就業継続に与える影響を分析する。

本論文で主として注目する変数は育児休業の取得である。これまでの先行研究の多くは、対象者本人が育児休業を取得したかどうかではなく、働いている企業や組織に育休制度があるかどうかを、育休制度の効果としてきた（樋口・阿部・Waldfogel 1997; 滋野・大日 1998; 滋野・松浦 2003; 駿河・張 2003; 今田・池田 2006）。この指標を用いる問題点は、育休制度を施行している企業内部において、育児休業を取得せずに就業継続する人を、育休を取得した人と区別できない点にある。育休制度の有無は、取得の効果というより企業がワークライフバランス政策に対して寛容な環境を整備しているために就業が継続されやすいことの結果かもしれない。これに対して、本稿では育休制度の利用が就業継続に与える効果を検討する⁽³⁾。これに加えJGSS-2009 LCSでは親同居歴などライフコース上の変数が詳細に取られている。また、ランダムサンプリングで得られた調査のため、企業規模などにサンプルの偏りがなく、育児休業の効果を広範な対象で検討するには適切なデータであると考えられる。

分析に際しては、第一子出産時点から3ヶ月後をリスク期間の開始とするパーソン・マンズ・データを作成した。育児休業の取得がその後の就業継続に与える影響は、「育休制度を取得した勤務先における勤続月数」で定義される。調査時点までに離職を経験していれば、イベントが発生したとみなす。したがって、調査時点までに第一子出産時の企業に継続して就業していた場合には打ち切りとなる。男性の育児休業取得にも注目が集まっているが、本論文の主眼が女性の就業継続にあること、そして男性育児休業取得者は本論文が使用するデータでは圧倒的に少ないため、分析は女性に限定した。なお、リスク期間の開始については複数の選択肢がある。育児休業を取得したタイミングが調査データからは判別できないため、便宜的に出産タイミングを用いることが考えられるが、この場合には出産後3ヶ月以内に非取得者の15%、半年以内に約1/4が離職しており、こうした出産直後の離職は勤務先企業において育休制度が整備されていなかった可能性を示唆する。産後八週間を経過しない女性を就業させることは法律で禁じられていることも踏まえ、本分析ではリスク期間の開始を、出産月を含めて3ヶ月後に設定する。すなわち、分析対象はその時点で就業している女性に限定される⁽⁴⁾。

3.2 傾向スコア法による選択バイアスの考慮

育休制度に代表される就業支援プログラムの効果を検討する際には、その効果がバイアスされていないかを考慮に入れる必要がある。例えば、育児休業を取得する女性は取得しない女性に比べて、就業継続へのコミットメントが強いかもしれない。この場合、育児休業の取得が就業継続に対して正の

効果を持っていたとしても、それは育休制度の効果それ自体ではなく、制度の利用と関連する個人の異質性が制度の効果の推定に対してバイアスを与えているために生じているかもしれない。

あるいは、就業継続という従属変数が、すべてのサンプルに含まれていないかもしれない。すなわち、就業期間や賃金といった労働市場におけるアウトカムは、文字通り就労している者にしか観察されない。しかし、就業するかどうかに自己選択（セルフ・セレクション）が影響している場合には、これを考慮に入れる必要がある。代表的な例としては、男女の賃金格差を検討する際に就業している人のみを分析対象とすることで、説明変数の効果を過大に推定してしまう問題が知られている。個人が留保賃金を設定しており、現実提示される賃金が留保賃金を上回る場合に就業すると想定する。この時、留保賃金や提示される賃金が男女などのグループ間で異なる場合には、就業の有無によってセレクションが生じる（朝井 2014）。こうした問題は育児休業の効果を検討する際にも議論されており、先行研究では結婚選択と就業選択の同時決定性を考慮に入れたサンプル・セレクションモデルが用いられている（滋野・松浦 2003; 駿河・張 2003）。

育児休業を取得するためには、出産時点においても雇用されていることが条件となるが、結婚や出産前後で退職する慣行が強い日本社会では、就業者のみを対象とすることで推定にバイアスが生じる可能性は否定できない。しかし、理論的には就業や結婚選択に伴うサンプル・セレクションと、育児休業を選択するかどうかに伴うセレクションは別のものである。

本稿が想定する母集団を明確にするために、図1では出産後の就業継続をめぐる女性を取りうるパスを示した。ここでは出産一年前に雇用されており、出産を経験したものに限定する。既存研究では出産より一定期間前に就業している女性を対象に育休制度の利用の効果を検討してきた。この際、結婚・出産と就業継続は同時決定的な関係にあるために、選択バイアスの問題が生じる。そこで既存研究ではヘックマンの二段階推定などを用いて、出産直前の就業を条件つけた上で、育休制度利用の効果を測定する。このため既存研究で想定されている母集団は、出産前の時点で就業している者である。

これに対して、本稿で想定する母集団は、育児休業を取得する資格があると考えられる、すなわち出産時点で就業しているものである。本稿がこのような母集団に関心を持つのは、育休制度利用の有無に潜む選択バイアスを考慮に入れた上で就業継続への効果を測定することを目的とするためである。既存研究は出産と就業の同時決定における選択バイアスには着目していたが、理論的には育児休業を取得するかどうかに選択バイアスも存在する。本稿が関心を寄せるのは後者であるため、想定する母集団も出産時点で就業しているものとなる。

ここで想定する育休制度利用の有無と関連するセレクション要因とは、先述のような仕事へのコミットメントの違いの場合もあれば、勤務している企業が育児休業を取得しやすい職場環境であるかといった周囲の環境的要因の影響も含まれる。既存研究が就業の有無に伴う自己選択を考慮してきた点を踏まえ、本稿は取得の有無と関連するバイアスを傾向スコア法により調整するアプローチをとる。

傾向スコア法では、個人が任意の状態にいるときに、それをある状態に割り当てられているとみなす。実験データの場合には割り当てに交絡要因はないため、割り当て自体の効果が処置群と統制群との間の比較によって検討できる。しかし、観察データを用いた分析の場合、この割り当てにバイアスが含まれている。本稿に即して言えば、育児休業取得の効果を推定しようとしても、取得の有無と関連のある個人の異質性のために、正確な推定ができない状態を指す。傾向スコア法は、観察されている共変量を調整することで、処置群と統制群の環境を実験的なそれに近づける方法である。

傾向スコア法には複数のアプローチがあり、処置の有無（ここでは育児休業の取得）と関連する共変量を二項ロジスティック回帰の独立変数として投入し、各ケースに対して処置への傾向性を傾向スコアとして割り当てる点が共通である。本稿では傾向スコアマッチング、具体的には最近傍キャリパー・マッチング（nearest neighbor matching using caliper 0.1）を用いる（Guo and Fraser 2014）。ここでキャリパーとは、マッチングの際に許容される違いであり、本稿では傾向スコア 0.1 までの違いを許容している。傾向スコアによるマッチングはグループ間の特性を調整する最良の方法であるとされるが、その反面、マッチングされなかったサンプルを用いないため、一般化が限定的になる点が欠点と

される (Katz 2010=2013: 112)。本稿では紙幅の都合からマッチングのみの結果を提示するが、今後は複数の傾向スコア法で結果の頑健性を確かめることが必要であるとあらかじめ断っておく。

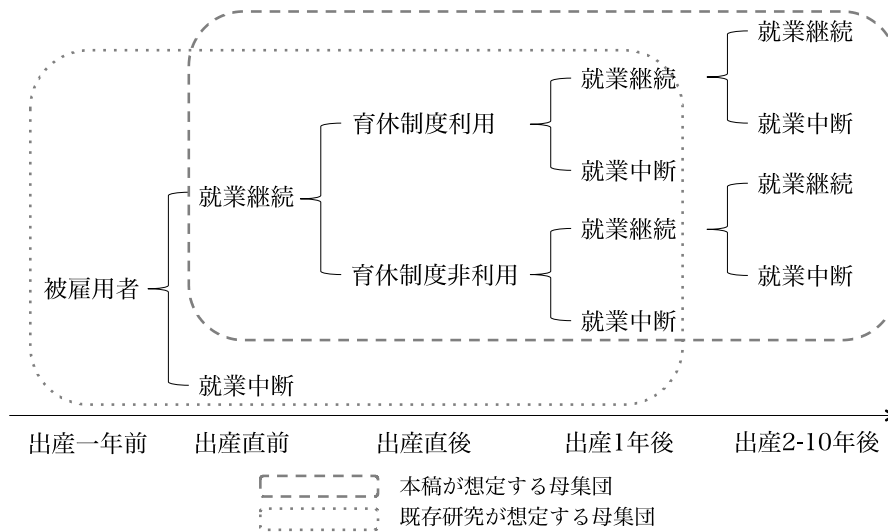


図1 既存研究と本稿が想定する母集団の対比

3.3 分析の手順

以下では、本分析の手順を確認する。まず傾向スコアマッチングを用いて、育休制度の利用の有無に関連する共変量を調整する。その上で、1対1でマッチされたサンプルを用いて育休制度の利用が取得勤務先での勤続月数に対して与える効果を推定する。分析に際して、傾向スコア法を用いないサンプルで推定した分析結果も提示する。なお、傾向スコア法で用いる共変量は出産時点の情報である。

共変量調整後に、本分析では取得の有無が就業継続（取得勤務先での勤続月数）に影響するかを離散時間ロジット回帰で推定する。出産時点から始まるリスクセットはパーソン・マンス型のデータであり、離職を以ってイベントの発生とみなす。したがって、推定式は以下ようになる。出産からの経過月数で定義されるリスク期間 $time(t)$ と育児休業の取得 $leave$ に着目して、個人 i の離職に至るハザード率を求める。本稿では育児休業取得の有無によりハザードの形状が異なると想定するため、モデルにはリスク期間と育児休業取得の交互作用 ($time(t) \times leave$) を投入した。 $Z(t)$ はその他の独立変数からなるベクトルである。

$$\log \left(\frac{p_{it}}{1 - p_{it}} \right) = \beta_1 time_i(t) + \beta_2 leave_i + \beta_3 time_i(t) \times leave_i + \beta_4 Z_i(t)$$

分析に用いる記述統計は表1に示した。記述統計にはリスク期間の開始の情報を提示しており、欠損値を除いたサンプルは293ケースとなっている。記述統計と並列して、傾向スコア算出に用いたロジットモデルの結果を載せている。ここで、傾向スコアの調整に用いた変数は先行研究によって育児休業の取得に影響するとされている変数である。育児休業取得に対して負の影響を与えるとされるのは、本人学歴（人的資本）(Jonnson and Mills 2001)、出産時雇用形態（阿部 2005）、勤続月数（Jonnson and Mills 2001）、夫の学歴（西本 2004）、本人親との同居（育児資源）（西本 2004）である。これに対して、育児休業取得を促進する要因としては、職種（専門スキル）（小島 1995; Jonnson and Mills 2001）、企業規模（Jonnson and Mills 2001; 阿部 2005）、出産時産業（公的セクター）（Jonnson and Mills 2001）である。これらは、本人親との同居を除き育休制度の利用の有無と関連を持つことがカイ二乗検定の結果から分かる。先行研究が指摘するように、大企業や官公庁、あるいは専門職であることは育休制度の利用と正の関連を持つ。出産コーホートについては育休制度の普及過程に沿って分類しているが、

制度の施行前（1986-1991年）でも、2割程度は育休制度を利用していることがわかる。これは、独自の育休制度を設けていた一部の私企業ないし公的セクターで働いていた人が含まれると考えられる。既存研究では分析対象が正規雇用の女性に限られることが多かったが（樋口 1994; 森田・金子 1998）、出産から3ヶ月時点で非正規雇用の女性の約2割が育休制度を利用していることがわかる。なお、育休制度という性格上、自営業に従事しているケースはサンプルから除外している。

表1 記述統計と傾向スコア算出のためのロジスティック回帰分析の結果

	パーセント	取得割合	カイ二乗検定	β
本人学歴			< 0.001	
中学・高校	32.76	37.50		(base)
短大・高専・専門	47.10	50.72		-0.109
四大以上	20.14	71.19		0.342
配偶者学歴			< 0.001	
中学・高校	39.59	43.97		(base)
短大・高専・専門	17.41	52.94		-0.456
四大以上	36.18	63.21		0.278
不明	6.83	15.00		-1.324 †
第1子出産コーホート			< 0.001	
1986-1991	6.48	21.05		(base)
1992-1994	9.56	28.57		-0.063
1995-2001	48.81	46.15		0.605
2002-2004	15.36	68.89		1.497 †
2005-2009	19.80	67.24		1.267
職業			< 0.001	
専門・管理	33.11	72.16		(base)
事務	33.79	48.48		-0.676 †
販売	16.04	23.40		-1.562**
熟練・半非熟練	17.06	38.00		-0.806 †
従業上の地位			< 0.001	
正規雇用	77.47	59.91		(base)
非正規雇用	22.53	18.18		-1.549***
企業規模			< 0.001	
1-29人	25.26	32.43		(base)
30-99人	11.60	55.88		0.961 †
100-299人	8.87	46.15		-0.149
300-1999人	19.80	55.17		0.870 †
2000人以上	9.90	51.72		0.869
官公庁	17.75	76.92		1.656**
わからない	6.83	30.00		1.070
親との同居			0.239	
非同居	91.13	49.44		(base)
同居	8.87	61.54		0.437
		処置群と統制群の平均差	t 検定	
当該企業勤続月数		34.38	< 0.001	0.011**
切片				-1.213
-2 log likelihood				284.614
N	293	50.51		293

† p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

データ: JGSS-2009 LCS

4. 分析結果

算出された傾向スコアをもとに育休制度の利用を処置群、非利用を統制群として傾向スコアに近いもの同士を1対1でマッチングさせた結果、サンプルは156ケース（処置群と統制群がそれぞれ78ケース）に絞られた。マッチされたサンプルを用いて表1の同じロジットモデルを検討したところ、共変量はバランス化され、どの共変量も従属変数（育児休業の取得）と関連をもたなくなった。

その上で、図2ではこの傾向スコアによる調整前（パネルA）と調整後（パネルB）のサンプルによる、出産後の同一企業での勤続月数をリスク期間とする生存関数をカプラン・マイヤー法（Allison 2014）によって示している。前述の通り、非取得者のグループには出産半年以内に退職するケースが多く、出産月を含めて3ヶ月後をリスク期間の開始としても、なお取得者との間に差が見られる。この差は、非取得者のグループには一部、育休制度が利用できないケースも含まれると考えられるが、この点についてはデータからは明らかではない。そのため解釈には注意を要するが、調整前と調整後とを比べても、育児休業を取得したものの方が、生存期間が長い、すなわち同一企業に長く勤めることが分かる。ただし、調整前後を比較すると調整後の方が育休制度を取得したグループの生存率が若干低く観察される。したがって、育児休業の取得は、選択バイアスを考慮に入れたとしても、女性の就業継続に対して正の効果を持つが、非取得グループとの差は小さくなっていることがわかる。

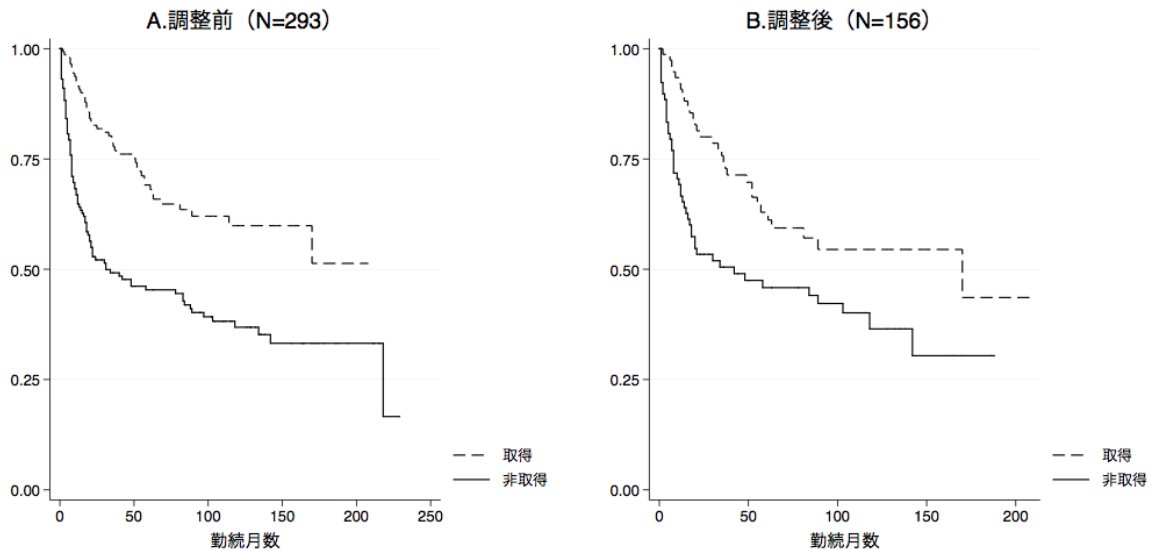


図2 調整前・調整後サンプルによる生存関数

本稿での問題関心は、選択バイアスを考慮に入れることで、育児休業取得（非取得）の効果はどれだけ変わるかにある。そこで、生存時間10-30パーセンタイルを調整前後のサンプル双方で示したものが表2となる。調整前後で、非取得者の生存時間に大きな変化はないことがわかる。これに対して、育児休業の利用者に関しては、調整前後において生存時間が異なり、調整前の方が調整後のサンプルに比べて生存時間が長い傾向にある。生存時間25パーセンタイルの付近では、およそ15ヶ月程度の差が取得者内部で観察される。この結果は、傾向スコアによる調整前の段階では、育児休業取得が就業継続に与える正の効果の一部が取得に関連する選択バイアスの影響によって過大評価されている可能性を示唆する。これに対して、取得の有無に関連する変数の影響を調整した後では、育児休業の取得は就業継続に対して正の効果を持つものの、それは調整前に比べては弱まっている。バイアスを完全に除去できたかは判断できないが、少なくとも調整後の生存時間の推移の方が、育児休業取得が就業継続に対して与える真の効果に近いと考えられる。

表2 調整前後のサンプルにおける育休取得の有無別にみた生存時間

A. 調整前				
	10 %ile	20 %ile	25 %ile	30 %ile
非取得	3	6	8	9
取得	16	35	51	57
B. 調整後				
	10 %ile	20 %ile	25 %ile	30 %ile
非取得	2	6	8	11
取得	13	23	36	49

出所: JGSS-2009 LCS

ここまで、育休制度利用の有無に関連する変数の影響を調整した上でも、取得者と非取得者の間には就業継続期間の間に差があることが確かめられ、観察データでは取得の効果が一部選択バイアスによるものであることが示唆された。ここまでは、傾向スコアによる調整を試みたものの、分析自体は記述的なものであった。そこで、就業継続に対して影響すると考えられる他の変数を投入した上で、育休制度が就業継続に効果をもつかを離散時間ロジットモデルによって検討する。

表3では、傾向スコアマッチング前後のサンプル双方に対して同じモデルを適用した分析結果を示している。分析に際しては、10年以上就業しているケースは15%程度とわずかであるため、推定の簡便さからリスク期間を120ヶ月までとした。したがって、リスク期間120ヶ月を過ぎて就業しているケースは打ち切りとなる。また、カプラン・マイヤーの推定結果から離散時間を一次と二次の項で表現している。ここでの主たる関心は、育児休業の取得が当該企業からの離職に与える影響にあるため、リスク期間と育児休業の取得、および両者の交互作用に着目して結果を確認する。まず、調整前のモデルではリスク期間、育児休業、そして両者の交互作用いずれも統計的に有意な結果となっている。リスク期間について一次項が正で二次項が負になっているのは、リスク期間の序盤で離職が起りやすく、その後徐々に離職が起りにくくなることを示している。育児休業の取得の係数は負となっており、ベースラインの効果としては、非取得者よりも約0.16倍(=exp(-1.841))離職が起りにくいことがわかる。ただし、一次項との交互作用が正、二次項との交互作用が負となっているため、育児休業取得者の離職しにくさは時間が経つにつれて弱まるが、終盤に入るとまた離職しにくくなることを示唆する。次に、調整後のモデルの結果を確認する。調整前の結果と異なるのは、育児休業の離職しにくさが強まっており、非取得者に比べておよそ0.12倍(=exp(-2.135))離職しにくい点である。また、交互作用については一次項の離職に対する正の効果が強まり(0.083→0.101)、二次項との交互作用は負の効果が強まっている(-0.068→-0.093)。したがって、離散時間ロジットの分析から、調整前よりも調整後の方が育児休業取得者はより離職しづらく(非取得者はより離職しやすく)、その効果は勤続月数の後半でさらに大きくなることが示唆される。

もっとも、調整前後でサンプルサイズが変わっており、育休取得に伴う離職しにくさの変化が、取得者の離職しにくさが大きくなったのか、それとも非取得者の離職しやすさが大きくなかったからなのかは判別し難い。そこで、この分析結果を図で確認するため、最後に二つのモデルから予測される育児休業取得の平均限界効果をもとに、取得者の予測される生存関数を示したものが図2である。ここでは傾向スコア調整前後で生存関数がどのように異なるかをリスク期間の開始から120ヶ月について確認する。図2から、調整前後で取得者の生存関数は大きく異なることがわかる。これに対して、非取得者は調整前よりも調整後の方がリスク期間の後半で生存率の減少が顕著である。リスク期間120ヶ月目でみると、調整前の非取得者の生存率が0.435であるのに対して、調整後の非取得者の生存率は0.363と減少している。したがって、傾向スコアの調整によって育児休業の取得の効果が拡大することがわかり、それは主として非取得者の離職しやすさが拡大することによって説明される。

表3 調整前後のサンプルによる離散時間ロジットモデルの分析結果

	(1) 調整前		(2) 調整後	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
リスク期間	-0.074***	(0.013)	-0.077***	(0.020)
リスク期間 (2乗) (×100)	0.051***	(0.013)	0.054**	(0.018)
育児休暇取得有無 (ref: 非取得)				
取得	-1.841***	(0.398)	-2.135***	(0.517)
取得 # リスク期間	0.083***	(0.022)	0.101**	(0.031)
取得 # リスク期間 (2乗)	-0.068**	(0.023)	-0.093**	(0.033)
本人学歴 (ref: 中学・高校)				
短大・高専・専門	-0.095	(0.223)	0.173	(0.329)
四大以上	0.084	(0.331)	-0.074	(0.509)
配偶者学歴 (ref: 中学・高校)				
短大・高専・専門	0.017	(0.297)	-0.553	(0.416)
四大以上	0.390 †	(0.234)	0.482	(0.323)
不明	0.308	(0.319)	-0.143	(0.613)
出産コーホート (ref: 1986-1991)				
1992-1994	0.362	(0.434)	1.054	(0.824)
1995-2001	0.458	(0.363)	0.619	(0.691)
2002-2004	0.317	(0.440)	0.323	(0.776)
2005-2009	0.503	(0.465)	0.453	(0.787)
出産時職業 (ref: 専門管理)				
事務	0.152	(0.254)	0.398	(0.345)
販売	0.136	(0.302)	0.681	(0.425)
熟練・半非熟練	-0.250	(0.312)	0.460	(0.439)
出産時従業上の地位 (ref: 正規雇用)				
非正規雇用	0.023	(0.242)	0.604	(0.379)
出産時企業規模 (ref: 1-29人)				
30-99人	0.311	(0.311)	0.879*	(0.405)
100-299人	0.373	(0.348)	0.606	(0.471)
300-1999人	0.016	(0.264)	-0.083	(0.396)
2000人以上	0.291	(0.333)	0.738 †	(0.418)
官公庁	-1.540***	(0.444)	-2.572*	(1.059)
わからない	0.186	(0.349)	-0.550	(0.579)
出産時親同居 (ref: 非同居)				
同居	-0.113	(0.366)	-0.023	(0.566)
出産時職勤続月数 (×12)	-0.050 †	(0.029)	-0.006	(0.035)
切片	-3.295***	(0.508)	-4.118***	(0.932)
スベル/ケース	16146/293		8489/156	
-2 log likelihood	-695.339		-379.377	
AIC	1444.679		812.754	
McFadden's Pseudo R2	0.098		0.116	

出所: JGSS-2009 LCS, † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

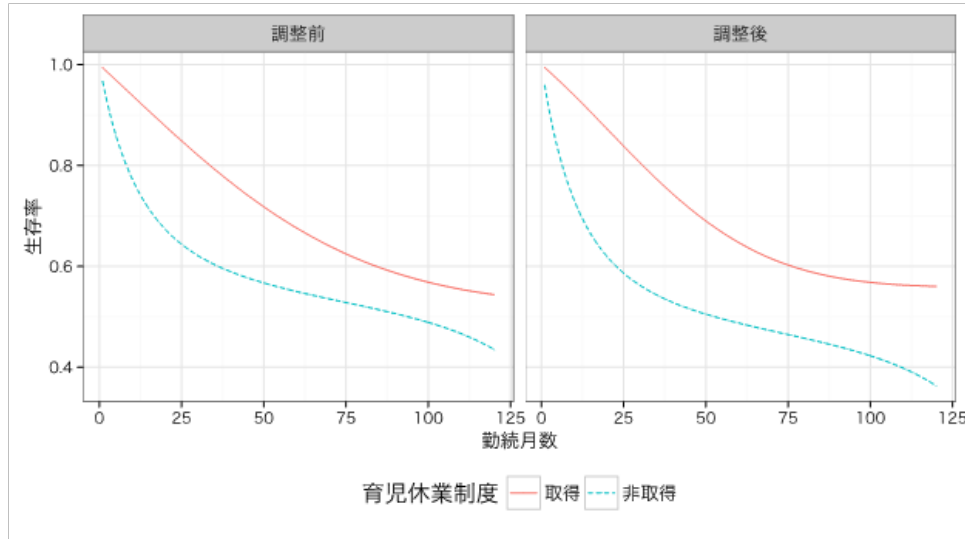


図3 離散時間ロジットモデルから予測される取得・非取得者の生存関数

5. 議論と今後の可能性

2015年9月、日本政府は少子高齢化に伴い働き手が構造的に減少する中で、性別や年齢にかかわらずに多様な働き方を実現する一億総活躍社会の実現を提唱した。2016年9月には、社会保障人口問題研究所による第15回出生動向基本調査の結果が公表され、これまでの調査から継続して、未婚の男女とも結婚後に女性があゆむライフコースとして結婚して子供も持ち、仕事も一生続けるという「両立コース」を希望する割合が増加している。このような状況を鑑みる時、育休制度に代表される性別に関係なく仕事と家庭の両立を支援する制度・政策の重要性は増している。

本稿のはじめに指摘したように、先行研究では育休制度は女性の就業継続に対して正の効果を持つことが指摘されてきた。しかし、育休制度が就業継続を促すといっても、分析の多くは出産後1年のような短期的な効果に着目していた。これに対し本稿では、出産後のライフコースを捉えられる全国調査データを用いて、育休制度の利用が短期的な効果のみならず、中長期的な効果を持つかを検討した。分析結果から、育休の取得は出産直後において就業継続を促進する効果が高いことがわかった。加えて、その効果は中長期的に見ても無視できないものであった。

また、これまでの先行研究では育休取得するかどうかに関連する選択バイアスについて検討がされてこなかった。たとえ育休取得と就業継続の間に正の関係があったとしても、制度利用の有無と相関する個人の異質性が考慮される場合、この関係は擬似的である可能性は否定できない。本分析では政策効果の因果推論において広く用いられる傾向スコアマッチングの適用により、選択バイアスを考慮に入れた上でも、育休取得は就業継続に正の効果を持つことを明らかにした。さらに言えば、育休取得しなかったものの離職しやすさの拡大に伴って、育休取得が就業継続にもたらす効果は傾向スコア調整後でむしろ大きくなっていることがわかった。これは観察データにおいては離職しにくい特性を持つ者が育休取得しない傾向にあるというバイアスが、傾向スコアの調整によって一部補正されたからだと考えられる。育休取得は就業継続を促進するが、その反面、取得しない場合と比べて昇給・昇進が遅れるというリスクを持つと考えられるため、観察データにおいて仕事へのコミットメントが強い者が育休取得をあえて取得しなかったということは十分考え得る。一方で、育休取得した場合の就業継続傾向は傾向スコアの調整前後で大きく変わらないという結果は、育休取得においては取得しない場合に比べればポジティブ、ネガティブいずれのセレクションも弱いということが示唆される。

最後に、本研究の限界と今後の展開について述べたい。本研究の限界点としては、以下の三点が挙げられる。第一に、本分析では制度を利用していない場合に、それが本当に制度を利用しなかったの

か、それとも育休制度が勤務先において利用できる状況になかったかを峻別できていない。制度が利用できない要因としては、雇用形態や企業規模、さらに第一子の出生コーホートが関連していると考えられるが、傾向スコアマッチングによって観察される変数に関しては、制度利用ができない状況と相関する要因を調整した。それでも制度を利用しなかったものはリスク期間の開始後すぐに離職する傾向にあったため、バイアスを除去できなかつた可能性が残る⁽⁵⁾。今後は育休制度の利用とともに、会社に制度が整備されていたかどうかを別途尋ねることが必要であると考えられる。

第二に、本分析では分析を出産後に雇用されているものに限定している。傾向スコアによって取得の有無と関連する要因については考慮に入れたが、出産後に就業選択するかどうかにおいて自己選択が含まれている可能性は大いに考えられる。これに対して本分析では、あくまで想定する母集団を出産後に就業を継続しているサンプルに限定している。今後の分析では、就業選択時に生じる自己選択と、育児休業の取得の有無に関連するバイアスの双方を考慮に入れた分析が必要であると考えられる。

第三に、本研究では、育休取得の有無に際して個人の異質性を仮定したものの、取得した育児休業それ自体の異質性についてはデータの限界から考慮に入れることができなかつた。実際には、育休制度は時代や勤務先によって期間や補償内容が異なる。この点についても、今後の課題としたい。

このような限界はあげられるものの、本分析によって育休制度が就業継続に対して持つ効果を、選択バイアスを考慮に入れた上で正確に推定することができた。もっとも、これらの分析結果自体は、従来の研究で支持されてきた知見の延長にあるものであり、その意味で大きな新規性があるわけではない。したがって今後は、出産後の就業継続に対して影響する他の要因（追加出生や配偶者の就業状況の変化など）を考慮に入れた上でも、育休制度の利用が就業継続に対して頑健な効果を持つことを検討することが必要であると考えられる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査(JGSS-2009LCS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が実施している研究プロジェクトである。

[付記]

本論文の暫定的な分析結果は第 26 回家族社会学会大会 (9 月 10 日、早稲田大学) にて報告し、部会参加者から示唆的なコメントをいただいた。論文執筆に際しては、JGSS 研究発表会 2016 でいただいたコメントに基づき加筆修正した。また、分析に際して麦山亮太氏、茂木良平氏、林川友貴氏、吉田俊文氏から有益なアドバイスをいただいた。ここに記して感謝する。

[注]

(1) 公務員に関しても別途法律（「国家公務員の育児休業等に関する法律」、「地方公務員の育児休業等に関する法律」）が設けられているが、公務員に対する育休制度が制定されたのは 1975 年にさかのぼる。当時、女性教員や社会福祉施設で働く看護婦、保母の人口が増えたことを背景に「義務教育諸学校等の女子教育職員及び医療施設、社会福祉施設等の看護婦、保母等の育児休業に関する法律」が成立し、義務教育段階の教員が育児による休業を申請した場合に、任命権者がそれを許可する義務を定めた（給付はなし）。

(2) 森田・金子 (1998) は勤続年数を従属変数としたハザード率の推定を行っている点で、出産直後までしか育休制度の効果を検討していなかつた既存研究とは一線を画するが、本稿のように育休制度の利用に係る選択バイアスを考慮に入れたものではない。

(3) ただし、この調査では育児休業を取得していない対象者が本当に育児休業を取得していないのか、それとも事業所に制度がなかつたかを区別できない。また、時短制度や企業内保育所など、企業内の育児支援策に関する変数がないため、企業のワークライフバランスに対する環境整備を検討できない。

(4) なお、紙幅の都合で詳細は省略しているが、リスク期間の開始を出産時点から半年以内のいずれ

かに設定した場合でも分析結果に大きな違いがなかったことをここに記しておく。

(5) これと関連して、本稿では出産 3 ヶ月後に就労している女性を対象としたが、それでも直後に仕事を辞める傾向がみられたことは、元々出産に伴う退職を予定していたが、なんらかの理由で 3 ヶ月後に退職した場合を十分に考慮できていない可能性が残り、本稿の限界であると言える。

[参考文献]

- 阿部正浩, 2005, 「誰が育児休業を取得するのか: 育児休業制度の普及の問題点」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』, 東京大学出版会, 243-264.
- Allison, Paul. D. 2014. *Event History and Survival Analysis*. SAGE Publications.
- 朝井友紀子, 2014, 「労働市場における男女差の 30 年: 就業のサンプル・セレクションと男女間賃金格差」『日本労働研究雑誌』 56(7): 6-16.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser, 2014, *Propensity Score Analysis* (2nd ed.), Sage.
- 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: 結婚・出生・育児』東京大学出版会, 181-204.
- 樋口美雄, 1996, 「就業移動分析: 動学的要因との関連」家計経済研究所編『第 3 年度消費生活に関するパネル調査』, 大蔵省印刷局.
- 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』 53(4): 49-66.
- 石井クンツ昌子, 2013, 「「育メン」現象の社会学: 育児・子育て参加への希望を叶えるために」, ミネルヴァ書房.
- 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』, 553: 34-44.
- Jonsson, Jan O. and Mills, Colin, 2001, “Giving birth without giving up: return to employment and return to work against women”, Jan O. Jonsson and Colin Mills (eds), *Cradle to Grave: Life-course change in modern Sweden*, Sociology Press, 70-96.
- Katz, Mitchell H., 2010, *Evaluating clinical and public health interventions*. Cambridge University Press. (= 2013, 木原雅子・木原正博訳, 『医学的介入の研究デザインと統計』, メディカル・サイエンス・インターナショナル.)
- 丸山桂, 2001, 「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」『人口問題研究』, 57(2): 3-18.
- 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』, 459: 50-62.
- 永瀬伸子, 2003, 「何が女性の就業継続をはばむのか」日本労働研究機構『育児休業制度に関する調査研究報告書-: 「女性の仕事と家庭生活に関する研究調査」結果を中心に』調査研究報告書(157).
- 西本真弓, 2004, 「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』527: 63-75.
- 小島宏, 1995, 「結婚, 出産, 育児および就業」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.
- 仙田幸子, 2002, 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係: 職種と出生コーホートを手がかりにして」『人口問題研究』 58(242): 2-21.
- 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』, 39(1): 43-54.
- 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』, 459: 33-49.
- 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: パネルデータによる実証分析」『季刊家計経済研究』, 59: 56-63.