

育児休業取得期間が復帰後の女性の仕事満足度に与える影響

奥井めぐみ

(金沢学院大学教授)

本研究では、現在の企業に入社後に出産した女性を対象として、育児休業取得月数の決定要因と、育児休業の取得期間が復帰後の仕事満足度に与える影響とを、独自のアンケート調査を用いて分析した。本研究で利用したデータはサンプルサイズが143と小さいことから、結果の解釈には一定の留保が必要であるが、分析結果より、仕事満足度決定要因については、1) 育児休業取得月数が長くなるほど仕事満足度が有意に低下すること、また、仕事満足度の高い女性が育児休業を取得するという逆の因果関係は観察されなかったこと、2) 育児休業取得月数が時給や昇進可能性、労働時間の変化を通して間接的に仕事満足度に影響を与えることは確認されなかったこと、3) 子どもが1歳になる頃までの育児休業の取得が仕事満足度を高めるとことが示された。以上の結果を踏まえると、育児休業を取得した女性の復帰後の仕事満足度を高めるためには、子どもが1歳になるまでの復帰を促す施策が求められるといえる。また、育児休業取得女性の復帰後の仕事の与え方によっては、仕事満足度を高めることが可能であることも示唆される。

【キーワード】 女性労働問題、労使関係法、仕事満足度

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 利用データ
- IV 分析結果
- V むすび

I はじめに

本研究では、出産後も同一企業で仕事を続けている女性について、育児休業¹⁾取得期間の決定要因は何か、そして育児休業取得期間が復帰後の女性の仕事満足度に影響を与えるのかを、独自のアンケート調査を用いて分析する。育児休業制度の存在が女性の継続就業の意欲を高めることや

(樋口 1994 ; Waldfoegel, Higuchi and Abe 1999 ; 周 2003 ; 今田・池田 2006)、育児休業以外の育児支援制度が就業継続確率を高めること(永瀬 2014 ; 川口 2008 : 第8章)は知られているものの、復帰した女性が仕事満足度の高い働き方ができているのか、という点に注目した研究は見られない。

本研究は、復帰後の仕事満足度という観点から、女性がよりよく働き続けるための育児休業の取得期間を探ることを目的とする。そして、「仕事のやりがいに対する満足度」を「仕事満足度」と名付け、育児休業取得月数が仕事満足度にどう影響するのかを直接分析する。その際、賃金が高い女性や、やりがいのある仕事をしている女性が、育児休業や両立支援制度を取得している(阿部 2005 ; 横山 2019 ; 小松 2019 ; 竹内・大谷 2008)

という逆の因果関係を考慮し、育児休業取得月数の内生性についての分析も行う。また、育児休業取得月数が、復帰後の所得や昇進可能性、労働時間に影響し、これらの要因が仕事満足度に影響するという、育児休業取得月数の間接的な効果の有無についても分析する。さらに、育児休業取得月数の決定要因分析も行うことで、同一データを使って、育児休業取得月数決定要因から仕事満足度決定要因までの分析を行う。

尚、本研究で利用したデータはサンプルサイズが143と小さいことから、必ずしも分析に適したものとはいえず、結果の解釈には一定の留保が必要である。

II 先行研究

1 育児休業取得決定要因に関する先行研究

育児休業の取得の有無に影響を与える要因については、坂口（2015）が、育児休業取得期間の決定要因については、西本（2004）、深堀（2017）が、分析を行っている。西本（2004）は、子どもが1歳になるまで育児休業を取得できるとする1992年の育児休業法実施後に、育児休業の取得促進や早期職場復帰の傾向が見られたことから、育児休業法が本来の目的にかなったものであるとし、深堀（2017）は、早生まれの子どもを持つ女性が意思に反して長期の育児休業を取得している問題を提起している。

阿部（2005）は、継続就業と育児休業取得の両方の決定要因を分析した上で、人的資本の蓄積が大きい女性が継続就業するために育児休業制度を取得していると指摘し、竹内・大谷（2008）も、賃金プレミアムを持つ女性が育児休業を取得しているという同様の結果を得ている。一方、横山（2019）は、「近年においては育児休業の利用はより一般的になってきており、今後は短時間勤務がかつての育児休業制度のように、恵まれた層の女性が利用する制度であるという位置づけに変化している可能性」を指摘している。

本研究では出産のタイミングが幅広いデータを利用し、先行研究では行われていない育児給付制

度の変更が育児休業取得月数に与える影響も分析する。また、育児休業取得月数決定要因分析の結果を利用し、育児休業取得月数の内生性を考慮した仕事満足度決定要因分析における操作変数の候補を探す。

2 女性の仕事満足度に関する先行研究

武石（2014）は、「仕事のやりがい」を明示的に扱った研究を行っており、企業の女性活躍推進策、両立支援策の取り組みや、職種、役職が、仕事のやりがいに影響を与えることを示すが、実際に育児休業を取得したことがその後の仕事のやりがいに与える影響についての先行研究はみられない。

育児休業取得月数が仕事満足度に影響を与えることが予想される一方で、仕事満足度が育児休業の取得に影響を与えるという逆の因果関係を示唆する研究もある。横山（2019）は、出産・育児期の女性が初職を継続するかどうかに関心が影響するかを分析し、「出産・育児期の女性の就業継続を促進するためには、初職において高度で専門的な経験を積ませ、仕事のやりがいを持たせることが重要」と結論付けている。前述した阿部（2005）、竹内・大谷（2008）も、人的資本や賃金プレミアムの高い女性が育児休業を長く取得していることを示唆している。

3 育児休業が復帰後の仕事に与える影響

育児休業取得月数が仕事満足度に影響を与える場合、復帰後の仕事内容の変化や賃金ペナルティ、昇進の遅れといった変化が直接の原因となって、仕事満足度が下がることが考えられる。

賃金ペナルティに関しては、川口（2008）が、継続就業者はもともと賃金が高い可能性があるというバイアスを取り除いて出産・結婚が賃金に与える効果を分析し、経験年数を調整すると出産による賃金ペナルティは無くなることを示している。海外でも、育児休業取得による賃金ペナルティは労働時間の減少やキャリアの中断で説明できるという研究がある（Lequien 2012; Bertrand, Goldin and Katz 2010）。また、Lalive, et al. (2014), Lalive and Zweimüller (2009) は、オ

ーストラリアでは育児休業の取得は中長期的に女性の所得を減少させないことを、Schönberg and Ludsteck (2014) は、ドイツでは育児休業の取得は長期的に女性の所得を増加させることを示す。

育児休業取得後の昇進に注目した研究としては、周 (2014, 2016) が、育児休業制度の取得が長いと昇進にマイナスの影響を与えていることを示している。Smith, Smith and Verner (2013) も、デンマークの女性の育児休業の取得が管理職昇進に大きなマイナスになるという同様の結果を得ている。

以上の研究より、育児休業取得が、労働時間の減少やキャリア中断を原因とする賃金の減少、昇進機会の低下を伴うことが示されており、これらの変化が仕事満足度に影響を与えるという可能性がある。

Ⅲ 利用データ

1 アンケート調査の概要とサンプルの限定

分析に利用したのは、株式会社インテージが行う「昇進経験と意識に関する調査」である。この調査は2015年11月20日から2015年11月24日にかけて行われたインターネット調査で、対象は、1都3県（東京都・埼玉県・神奈川県・千葉県）の30歳から59歳までの会社員の男女である。アンケートの有効回答者数は4901人であり、このうち女性は1834人である。尚、調査で対象とされているのは、すべて正社員であり、パートタイマー等は含まれない。

この調査の特徴として、仕事満足度についての情報が得られる他に、1) 昇進のタイミングなど、いくつかの項目について異なる時点の情報が得られること、2) 長子の年齢、現在の勤務先に入社した年がわかるので、長子の出産が入社前か後かわかること、3) 育児休業を取得したかどうか、取得月数の情報を得ることができることがあげられる。

分析には、現在の勤務先に入社後に出産した女性サンプルを用いた。女性サンプル1834のうち、子どもがおり、現在の勤務先に入社後に長子を出

産したサンプルは305である²⁾。このうち、子どもの数が2人以上の場合は、1人の子どもに対して育児休業をどれだけ取得したかは不明なので、子どもの数が1人のサンプル179を対象とする。育児休業を取得しており、子どもの年齢を月数に換算した値と育児休業が同じかそれ以上のサンプルは、合理的な回答をしていないか育児休業中と考え排除し、そこから、分析に利用した変数が得られるサンプルに絞ると150となる。

また、企業規模にかかわらず1歳になるまでの育児休業が法律で保証されたのは、1995年以降である³⁾。西本 (2004) の研究結果では、育児休業が法律で保証されているかどうかは育児休業取得の意思決定に大きな影響を与えることが示されており、今回は1995年以降に出産したサンプル、すなわち調査時点の2015年に子どもの年齢が20歳以下であったサンプルに限定した。その結果、最終的なサンプルサイズは143となった。

さらに今回、調査対象の居住する自治体の協力を得て、2008年以降については、現在住んでいる市区町村の待機児童比率を得た。そこで、待機児童比率が育児休業取得月数に与える影響を分析するために、2008年以降に出産した、調査時点で子どもの年齢が7歳以下の116サンプルに限った分析も行った。

2 変数の加工と推計モデル

育児休業取得月数決定要因分析

育児休業取得月数決定要因分析では、被説明変数を育児休業取得月数とする。育児休業取得月数は0以上の値をとるため、下限を0とするトービット・モデルにより分析する。

アンケート調査では、「育児休暇を利用した通算期間（およそ〇カ月）」を回答させており、その回答を本研究では「育児休業取得月数」としている。本来、「育児休業」は法律で定められた育児のための休業、「育児休暇」は「育児休業」以外に取得する育児のための休暇を指すが、一般的には区別されないため、ここでは「育児休業」と表現する。また、産後8週間は「産後休暇」となるので、法律で定められる育児休業取得月数は産後9週目から子が1歳に達するまでの10カ月、保

育所の入所ができないなどの場合は2017年10月1日の改正により、子が2歳に達するまでの1年10カ月となる。それ以前は1歳6カ月に達するまで延長可能であった。回答者が「産後休暇」と「育児休業」の違いを意識していれば、子どもが1歳に達した時に復帰すると、「育児休業」は10カ月と回答するはずである。しかし、今回の質問項目に対して、回答者は「育児休業」と「産後休暇」をひとくくりにして回答している可能性が高い。

そこで、143サンプルについて、育児休業取得月数分布を確認する。育児休業を取得しなかった者は全体の13.3% (19人)である。これらの回答者は、産後休暇を取得していると考えるのが自然であり、産後休暇と分けて育児休業を回答していると考えられる。一方、育児休業取得月数が0でない場合、12カ月の比率が最も高く全体の18.9% (27人)、次が18カ月で全体の9.0% (13人)である。この月数を単純に子どもの年齢であらわすと1歳、1歳6カ月となる。12カ月、18カ月と回答した人の比率が高いことから、多くの回答者は産後休暇も含めて育児休業取得月数として回答していると予想される。したがって「育児休業取得月数」については、「産後休暇」と「育児休業」とを分けて回答している者と、合わせて回答しているものが混在していると考えられ、本研究で結果を解釈する際には、2カ月程度の幅を考慮することとする。

説明変数には、出産時の勤続年数とその2乗項、学歴ダミー変数、出産時の役職ダミー変数、職種ダミー変数、企業規模ダミー変数、産業ダミー変数、両立支援に関する変数として育児休業給付ダミー変数、育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数、子どもが7歳以下に限った分析では、自治体の待機児童比率とその2乗項を加えた。先行研究より、賃金水準が育児休業取得に有意な影響を与えることから、出産前の時給対数も加えた。この算出方法は後述する。

育児休業給付ダミー変数は次のように求めている。育児休業時に支給される補助金は、育児休業給付金が、①1995年(平成7年)から2000年(平成12年)：育児休業前の所得の25%、その

うち5%は職場復帰後に給付される、②2001年(平成13年)1月以降：40%、そのうち10%は職場復帰後に給付される、③2007年(平成19年)10月以降：50%、そのうち20%は職場復帰後に給付される、④2010年(平成22年)4月以降：同じく50%だが、すべて休業期間に支給される、⑤2014年(平成26年)4月以降は、育児休業180日までは67%、それ以降は50%、と変化したことを考慮し、①②③④⑤の5つの期間について、①を基準とし4つのダミー変数を作成した。

西本(2004)は育児休業制度と育児のための短時間勤務制度とが補完的な関係にあるという結果を得ており、本研究も育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数を用いる⁴⁾。

自治体の待機児童比率とその2乗項は、自治体の両立支援を表す変数として利用した。待機児童比率が低い自治体ほど育児休業取得月数は短くなると予想される。調査からは現在の居住地の市区町村情報と出産年がわかるので、現在の居住地と出産前後の居住地が同じであるという仮定を置き、市区町村レベルでの出産時の待機児童比率を求めた。過去数年間の市区⁵⁾町村レベルの待機児童数の情報は、千葉県、埼玉県、東京都、神奈川県⁶⁾の各自治体の担当課より提供していただいた。市区町村別の2005年(平成17年)、2010年(平成22年)、2015年(平成27年)の0歳児から6歳児までの未就学児の児童数を利用し、『国勢調査』の実施されていない年の児童数は、その前後の『国勢調査』の数字を直線で結んで求めた。そして、待機児童数を未就学児総数で割って100をかけた値を待機児童比率(%)とした。自治体によって利用できる待機児童数の年数が異なるため、待機児童比率を説明変数に加える分析では、全ての自治体で待機児童比率を得ることが可能な2008年以降の出産、すなわち、長子が7歳児以下のサンプルが対象である。

出産前の時給対数は、被説明変数を時給対数⁶⁾として求めた賃金関数に、出産時の年齢や勤続年数、役職を代入して推計した。入社後出産した女性と入社後出産しない女性とでは異なる賃金関数に直面していると考え、賃金関数の推計は、入社

後に出産していない女性のみを対象としている。出産前の時給対数を求める際は、出産前と現在とで職種、企業規模、産業は変わらないという強い仮定を置く。

アンケート調査の個人年収の選択肢には「答えない」がある。賃金関数の対象で時給対数を得ることのできるサンプルは925であるのに対し、時給対数が欠損値となるサンプルは306であり、時給対数を得ることのできるサンプルにはセレクションバイアスが生じる可能性がある。内閣府経済社会研究所（2017）は、欠損データメカニズムに、MCAR（完全にランダムな欠測）、MAR（ランダムな欠測）、MNAR（ランダムでない欠測）の三つがあることをあげ、それぞれの対応策を示している。Acock（2016：第13章）は、欠損値（欠測値）がMARである場合の対応方法として、多重代入法を紹介している。そこで、年収データが欠損値でない場合に1、欠損値の場合に0とする変数を被説明変数とし、賃金関数の説明変数を説明変数として、ロジット・モデルによる分析を行った（表1の右側）。ロジット・モデルの結果より、有意な変数がみられることから、欠損値か否かは年収の高い低いそのものが影響しているのではなく年収を決定している要因が直接影響しており、欠損値はMARであると判断して、20回の多重代入による多重代入法を用いて賃金関数を推計した。MARと判断する他の根拠は、収入について回答しないのは、金額そのものより、回答者の個人情報の回答に対する慎重さといった性質の違いや、従事する仕事の内容に影響を受けると考えるためである。例えばロジット・モデルの分析結果より、販売・サービスの職種はマイナスに有意であるが、この職種は業績で月収が大きく変動する可能性があり、月収がほぼ固定されている職種と比べ、回答者が年収を回答するのが億劫だと感じて欠損値が多くなる可能性がある。尚、多重代入法は、欠損値が連続変数である場合に一般的に用いられる多変量正規分布代入法（Multivariate Normal Regression）を用いた。

表1に、通常の最小二乗法と、多重代入法を用いて欠損値を補った賃金関数の推計結果とを示す。

多重代入法による結果と通常の最小二乗法の結果とは、変数の有意性や符号がほぼ一致している。本研究では多重代入法で求めた賃金関数を利用して出産前の時給対数の推計値を求めた。また、説明変数に年齢2乗項、勤続年数2乗項を含めると、年齢とその2乗項のVIF値は140を超えた。そのため、多重共線性の問題があると判断し、年齢と勤続年数の2乗項を落として分析を行ったところ、VIF値の平均は1.43と改善し、VIF値が一番高い変数でも2.07と低くなった。

深堀（2017）、西本（2004）は家族についての情報や子どもの生まれ月を加えた分析を行っているが、本研究ではこれらの情報は入手できず説明変数に加えていない。入所・入園するタイミングが4月で決定されるならば、年度の早い時期での出産者は1歳になる前の4月での復帰を目指す、遅くなるほど復帰のタイミングとして次の4月は諦め、1年以上後の4月での復帰を目指すことが考えられる。深堀（2017）は、法改正により1歳6カ月になるまでの育児休業利用が可能になった後は、それ以前に比べて早生まれの場合に育児休業取得月数を延長しやすくなったことを示しており、出産のタイミングが育児休業取得月数決定の重要な要因としている。

今回の分析では出産月の情報が落とされることで、出産月と相関がある別の説明変数の係数が実際より過小ないしは過大に求められることが懸念される。例えば、育児のための短時間勤務制度は出産月の影響を受ける可能性があるため、この係数に出産月の影響が含まれる可能性がある。出産月が年度の前半では、次の4月に復帰するため育児休業取得月数が短くかつ育児のための短時間勤務制度を利用するとすれば、出産月が落とされることで、短時間勤務制度が育児休業取得月数に与える影響は実際よりマイナスにバイアスが生じる。一方で、出産月が均一に分布するとして、4月の入所・入園しか認められないのであれば、4月に出産した人は12カ月、5月に出産した人は11カ月、6月に出産した人は10カ月の育児休業取得月数を選択し、1月、2月、3月に出産した人は、次の4月の復帰を諦め、さらに1年後の4月に復帰するので15カ月、14カ月、13カ月の育

表1 賃金関数推計結果

被説明変数	時給対数				時給が得られる場合に1をとるダミー変数			
	最小二乗法		最小二乗法 (多重代入法)		ロジット・モデル		ロジット・モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.0088	0.0021 ***	0.0090	0.0022 ***	0.1406	0.1141	0.0113	0.0116
年齢2乗					-0.0016	0.0013		
勤続年数	0.0081	0.0018 ***	0.0079	0.0019 ***	-0.0561	0.0262 **	-0.0092	0.0101
勤続年数2乗					0.0016	0.0008 *		
学歴 (レファレンスグループ：大学卒)								
中学校卒	-0.2111	0.1201 *	-0.2186	0.1197 *	-0.2939	0.6363	-0.1972	0.6329
高等学校卒	-0.1605	0.0358 ***	-0.1618	0.0342 ***	-0.3200	0.2143	-0.2791	0.2130
専門学校・専修学校卒	-0.0808	0.0400 **	-0.0808	0.0376 **	0.2600	0.2070	0.2837	0.2062
短期大学・高等専門学校卒	-0.0693	0.0348 **	-0.0664	0.0356 *	0.0652	0.1913	0.0981	0.1900
大学院修士課程以上	0.1146	0.0602 *	0.1096	0.0590 *	-1.1357	0.4724 **	-1.1089	0.4734 **
役職 (レファレンスグループ：一般社員、係長クラス)								
課長	0.2416	0.0338 ***	0.2374	0.0320 ***	0.0031	0.1939	0.0147	0.1931
部長	0.2125	0.0560 ***	0.2023	0.0526 ***	-0.2858	0.3261	-0.3026	0.3260
職種 (レファレンスグループ：人事・総務・経理)								
企画・調査・広報	-0.0143	0.0550	-0.0139	0.0567	0.1308	0.3085	0.1424	0.3077
研究・開発・設計	-0.0228	0.0648	-0.0267	0.0681	-0.3560	0.4010	-0.3152	0.3986
情報処理	0.0134	0.0621	0.0116	0.0610	0.2703	0.3363	0.2549	0.3371
営業	-0.0553	0.0417	-0.0591	0.0413	-0.0472	0.2376	-0.0518	0.2373
販売・サービス	-0.1499	0.0436 ***	-0.1472	0.0429 ***	-0.5546	0.2782 **	-0.5337	0.2776 *
生産 (建設、運輸、流通部門含む)	-0.0807	0.0834	-0.0819	0.0841	-0.3418	0.4750	-0.3280	0.4744
その他の職種	-0.0817	0.0359 **	-0.0877	0.0342 **	0.1013	0.1926	0.1012	0.1922
企業規模 (レファレンスグループ：従業員数5000人以上)								
4人以下	-0.1994	0.0724 ***	-0.2138	0.0759 ***	0.2179	0.3956	0.1716	0.3931
5人～9人	-0.2448	0.0600 ***	-0.2502	0.0624 ***	-0.0506	0.3428	-0.0840	0.3419
10人～29人	-0.1973	0.0525 ***	-0.1910	0.0562 ***	0.2635	0.2815	0.2522	0.2803
30人～99人	-0.2063	0.0459 ***	-0.2088	0.0470 ***	0.1966	0.2575	0.1837	0.2564
100人～299人	-0.1308	0.0438 ***	-0.1306	0.0430 ***	-0.2995	0.2667	-0.3044	0.2656
300人～499人	-0.0715	0.0565	-0.0764	0.0590	0.3808	0.2990	0.3461	0.2978
500人～999人	-0.0490	0.0510	-0.0457	0.0504	-0.6406	0.3587	-0.6627	0.3575
1000人～2999人	-0.1004	0.0479 **	-0.1034	0.0465 **	0.3001	0.2670	0.2794	0.2654
3000人～4999人	0.0740	0.0600	0.0678	0.0599	0.2530	0.3301	0.2578	0.3289
産業 (レファレンスグループ：製造業)								
鉱業、採石業、砂利採取業	0.0000	(omitted)	26.2745	9.7656	0.0000	(omitted)	0.0000	(omitted)
建設業	-0.0670	0.0700	-0.0600	0.0731	0.6525	0.3289 **	0.6540	0.3275 **
電機・ガス・熱供給・水道業	0.1703	0.2184	0.2243	0.2386	1.5536	0.8404 *	1.6293	0.8317 *
情報通信業	0.0534	0.0594	0.0470	0.0633	-0.4519	0.3550	-0.4447	0.3547
運輸業、郵便業	-0.0507	0.0774	-0.0650	0.0797	0.1317	0.4418	0.1445	0.4404
卸売業	-0.0000	0.0645	-0.0015	0.0623	0.0471	0.3446	0.0164	0.3433
小売業	-0.0475	0.0621	-0.0533	0.0637	-0.0255	0.3638	-0.0268	0.3631
金融業、保険業	0.0728	0.0478	0.0698	0.0477	-0.3899	0.2798	-0.3759	0.2793
不動産業、物品賃貸業	0.0903	0.0654	0.0936	0.0661	-0.4632	0.4115	-0.4469	0.4097
宿泊業	-0.3617	0.1722 **	-0.3683	0.1723 **	0.0000	(omitted)	0.0000	(omitted)
飲食サービス業	-0.0003	0.1191	-0.0139	0.1175	0.4837	0.5987	0.4506	0.5955
教育、学習支援業	0.0105	0.1032	0.0147	0.1003	-0.5132	0.6794	-0.5476	0.6787
医療、福祉	-0.0329	0.0524	-0.0339	0.0487	0.1047	0.2824	0.1304	0.2802
その他サービス業	-0.0196	0.0465	-0.0190	0.0456	-0.1916	0.2638	-0.1915	0.2632
その他	-0.0159	0.0612	-0.0168	0.0623	0.4919	0.2965 *	0.4903	0.2953 *
定数項	7.2870	0.0922 ***	7.2894	0.0954 ***	-3.7852	2.3887	-1.4272	0.5156 ***
imputations								
n		925		1231		1225		1225
F値		11.11		7.48				
Prob>F		0		0				

***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

育児休業を取得することになる。そうすると、育児休業取得月数が12カ月や18カ月に極端に偏るということはないはずである。しかし、育児休業取得月数は12カ月や18カ月に偏りがあることから、4月入所・入園というしぼりはそれほど強くなく、上述した問題も小さいと考えられる。

育児休業取得月数決定要因分析は3種類のグループで分析する。一つ目は、分析に必要な情報が得られる143サンプル全体のグループ、二つ目は、そのうち子どもが7歳以下である116サンプルである。このグループは居住する自治体の待機児童比率の情報を得ることができ、出産時期も2008年以降と最近である。三つ目は、143サンプル中育児休業取得月数が12カ月以下である106サンプルである。これは、特別な事情がない場合に法で保証された子どもが1歳になるまでに職場復帰した女性のグループと仮定した。

仕事満足度決定要因分析

被説明変数の仕事満足度を表す変数としては、アンケート調査より、「あなたは、現在従事している仕事に満足していますか。各項目について当てはまるものを1つ選んでください」という質問に対し「仕事のやりがい」項目で、「どちらか」といって満足している」「満足している」と回答した場合は1、「不満」「どちらか」といって不満」「わからない」と回答した場合は0をとるダミー変数を用いた。被説明変数がダミー変数であるため、仕事満足度決定要因分析はプロビット・モデルを用いる。

説明変数には、育児休業取得月数とその2乗項を用いた。ここで、仕事満足度が高い人ほど、育児休業期間を短くして早く復帰する、あるいは、女性の育成をきちんと行っているため女性の仕事満足度が高い企業では女性が育児休業をしっかりと取得しているという育児休業取得月数の内生性が考えられる。そこで、育児休業取得月数とその2乗項を内生変数としたIVプロビット・モデルによる分析も行う。操作変数には、育児休業給付ダミー変数を用いる。子どもの年齢が7歳未満のサンプルに限った分析では、自治体の待機児童比率とその2乗項も操作変数に用いる。

その他の説明変数として、勤続年数とその2乗項、学歴、役職、職種、企業規模、産業の各ダミー変数、現在の平均的な週労働時間、子どもの年齢とその2乗項を用いた。勤続年数は、育児休業取得月数、介護休業取得月数を除いた値である。週労働時間は、回答者の平均的な週労働時間の階級値の中央値を用いた⁷⁾。勤続年数とその2乗項を用いた理由は、勤務先での人的資本蓄積が仕事満足度にプラスに影響すると考えられるためである。長時間労働は職場のストレスとなることから、週労働時間は仕事満足度にマイナスの影響を与えると予想される。子どもの年齢については、子どもの年齢が上がるほど、ワーク・ライフ・バランスを実現しやすくなり仕事満足度に対してプラスの影響を与えると予想される。

さらに、三谷(1995)、伊藤・照山(1995)は、キャリア・コンサーンの観点から、努力水準の決定要因として昇進可能性が有意にプラスであることを示している。本研究でも、「現在、1つ上の役職への昇進見込みはどれくらいありますか」という質問に対し、「平均より早く昇進できると思う」を1、「平均並みに昇進できると思う」を0、「平均より遅く昇進すると思う」「昇進できるとは思わない」「わからない」を選んだ場合は-1をとる変数を「昇進可能性」として説明変数に加えた。

仕事のやりがいを被説明変数とした武石(2014)の研究や、努力水準を被説明変数とした三谷(1995)、伊藤・照山(1995)の研究では、説明変数に所得に関する変数を加えていないが、労働供給の基本理論では時給が労働者の効用にプラスの影響を与えることから、時給対数を説明変数に加えた式も推計する。時給対数の欠損値は143サンプル中42となるため、時給対数を説明変数に含む式を分析する際は、表1の賃金関数を求めたときと同じく、20回の多重代入を利用してサンプルサイズを確保し、多重代入法による分析を行う。時給対数が欠損値でない場合に1、欠損値である場合に0をとるダミー変数を被説明変数としてロジット・モデルで分析を行った結果より、有意な変数は少ないが、勤続年数、学歴や職種ダミー変数で有意なものがあることから、時給対数

表2 基本統計量

変数	入社後出産サンプル (n=143)				賃金関数に使ったサンプル (n=925)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
育児休業取得月数	9.4685	6.1688	0	24				
出産時勤続年数	9.1888	4.8075	1	24				
出産時役職 (課長)	0.0699	0.2559	0	1				
出産時役職 (部長)	0.0280	0.1655	0	1				
育休給付 (-2000)	0.0559	0.2306	0	1				
育休給付 (2001-2006)	0.0839	0.2782	0	1				
育休給付 (2007-2013)	0.5385	0.5003	0	1				
育休給付 (2014-)	0.3217	0.4688	0	1				
育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数	0.5105	0.5016	0	1				
学歴 (中学校卒)	0.0140	0.1178	0	1	0.0108	0.1035	0	1
学歴 (高等学校卒)	0.1119	0.3163	0	1	0.2022	0.4018	0	1
学歴 (専門学校・専修学校卒)	0.1399	0.3481	0	1	0.1362	0.3432	0	1
学歴 (短期大学・高等専門学校卒)	0.1469	0.3552	0	1	0.1957	0.3969	0	1
学歴 (大学卒)	0.5455	0.4997	0	1	0.4043	0.4910	0	1
学歴 (大学院修士課程以上)	0.0420	0.2012	0	1	0.0508	0.2197	0	1
職種 (人事・総務・経理)	0.2797	0.4504	0	1	0.2659	0.4421	0	1
職種 (企画・調査・広報)	0.0420	0.2012	0	1	0.0638	0.2445	0	1
職種 (研究・開発・設計)	0.0699	0.2559	0	1	0.0486	0.2152	0	1
職種 (情報処理)	0.0559	0.2306	0	1	0.0595	0.2366	0	1
職種 (営業)	0.1608	0.3687	0	1	0.1395	0.3466	0	1
職種 (販売・サービス)	0.0769	0.2674	0	1	0.1405	0.3477	0	1
職種 (生産 (建設, 運輸, 流通部門含む))	0.0280	0.1655	0	1	0.0249	0.1558	0	1
職種 (その他の職種)	0.2867	0.4538	0	1	0.2573	0.4374	0	1
企業規模 (4人以下)	0.0140	0.1178	0	1	0.0378	0.1909	0	1
企業規模 (5人~9人)	0.0350	0.1843	0	1	0.0659	0.2483	0	1
企業規模 (10人~29人)	0.0699	0.2559	0	1	0.0919	0.2890	0	1
企業規模 (30人~99人)	0.1189	0.3248	0	1	0.1384	0.3455	0	1
企業規模 (100人~299人)	0.1119	0.3163	0	1	0.1535	0.3607	0	1
企業規模 (300人~499人)	0.0629	0.2437	0	1	0.0649	0.2464	0	1
企業規模 (500人~999人)	0.0979	0.2982	0	1	0.0832	0.2764	0	1
企業規模 (1000人~2999人)	0.1608	0.3687	0	1	0.0973	0.2965	0	1
企業規模 (3000人~4999人)	0.0490	0.2165	0	1	0.0530	0.2241	0	1
企業規模 (5000人以上)	0.2797	0.4504	0	1	0.2141	0.4104	0	1
産業 (鉱業, 採石業, 砂利採取業)	0.0000	0.0000	0	0	0.0000	0.0000	0	0
産業 (建設業)	0.0280	0.1655	0	1	0.0400	0.1961	0	1
産業 (製造業)	0.1888	0.3927	0	1	0.1459	0.3532	0	1
産業 (電気・ガス・熱供給・水道業)	0.0000	0.0000	0	0	0.0032	0.0569	0	1
産業 (情報通信業)	0.0909	0.2885	0	1	0.0800	0.2714	0	1
産業 (運輸業, 郵便業)	0.0280	0.1655	0	1	0.0314	0.1744	0	1
産業 (卸売業)	0.0490	0.2165	0	1	0.0519	0.2219	0	1
産業 (小売業)	0.0420	0.2012	0	1	0.0649	0.2464	0	1
産業 (金融業, 保険業)	0.1399	0.3481	0	1	0.1503	0.3575	0	1
産業 (不動産業, 物品賃貸業)	0.0559	0.2306	0	1	0.0508	0.2197	0	1
産業 (宿泊業)	0.0000	0.0000	0	0	0.0054	0.0734	0	1
産業 (飲食サービス業)	0.0140	0.1178	0	1	0.0119	0.1085	0	1
産業 (教育, 学習支援業)	0.0070	0.0836	0	1	0.0162	0.1264	0	1
産業 (医療, 福祉)	0.1538	0.3621	0	1	0.1200	0.3251	0	1
産業 (その他サービス業)	0.1469	0.3552	0	1	0.1676	0.3737	0	1
産業 (その他)	0.0559	0.2306	0	1	0.0605	0.2386	0	1
出産時時給対数推定値	7.5158	0.1789	7.1198	8.1221				

変数	入社後出産サンプル (n=143)				賃金関数に使ったサンプル (n=925)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
仕事満足度	0.6923	0.4632	0	1				
勤続年数	12.7593	6.7081	0.8333	31	12.8958	8.8177	0	41
年齢					41.9027	7.2416	30	59
役職 (一般社員)	0.7832	0.4135	0	1	0.6227	0.4850	0	1
役職 (係長クラス)	0.0979	0.2982	0	1	0.1362	0.3432	0	1
役職 (課長クラス)	0.0909	0.2885	0	1	0.1870	0.3901	0	1
役職 (部長クラス)	0.0280	0.1655	0	1	0.0541	0.2262	0	1
昇進可能性	-0.8112	0.4589		1				
週労働時間	41.0140	14.0271	24	100				
子どもの年齢	4.3636	4.7227	0	20				
時給対数 (※)	7.6237	0.4056	6.5091	8.8235	7.6096	0.4378	6.1726	9.0348

※入社後出産サンプルの時給対数のサンプルサイズは101。

はMARであると仮定する。

仕事満足度決定要因分析も、育児休業取得月数決定要因分析と同様、143サンプル全体、子どもが7歳以下である116サンプル、育児休業取得月数が12カ月以下である106サンプルの3つのグループについて分析を行う。

表2に分析に利用した変数の基本統計量を示す。

IV 分析結果

1 育児休業取得月数決定要因

育児休業取得月数決定要因の分析結果を表3に示す。各グループで、説明変数に①職種、企業規模、産業のダミー変数を加えたケース、②職種、企業規模のダミー変数を加えたケース、③これらのダミー変数を加えないケースの3種類の分析を行ったが、AIC (赤池情報量基準)、BIC (ベイズ情報量基準)⁸⁾を比較した結果、BICが最小であった③の結果のみを示す⁹⁾。

「全体」「子ども7歳以下」では、勤続年数とその2乗項はほとんど有意でなく、学歴も有意ではない。出産時の役職は有意であり、役職が高くなるほど育児休業取得月数が短くなる。「育児休業12カ月以下」では出産時勤続年数の1次の項、2次の項ともに有意となる。出産時の勤続年数が9年くらいまでは勤続年数が長くなるほど育児休業取得月数は上昇するが、その後減少することにな

る。勤続年数が長く生産性の高い女性は、企業から早い復帰を望まれている可能性がある。先行研究の勤続年数の影響は、西本(2004)はマイナス、深堀(2017)はプラスに有意であり、一致していないが、西本は勤続年数の階級値を、深堀は勤続年数1次の項のみを利用しているという点が異なる。

「全体」「12カ月以下」では育児休業給付ダミー変数は有意性が高く、「2000年以前」に比べて、「2001年から2006年」「2007年から2013年」と、育児休業中の補助金給付が高くなるにつれ、係数の値もプラスで絶対値が大きくなる。また、「2014年以降」は、「2007年から2013年」よりも係数の値が小さくなっている。2014年以降は、180日までの補助金給付額が以前より高くなるものの、それ以降は、2007年から2013年までの給付額と同じになってしまうことから、育児休業が長すぎると相対的に給付額が下がることが、女性の復帰を早めていると考えられる。Asai(2015)は、育児休業給付の金額の変化は女性の労働供給パターン(出産後の継続就業)に影響を与えないという実証分析結果を得ているが、出産後も継続就業している女性に限ると、支給額の変化が育児休業取得月数を変化させた可能性がある。一方で、育児休業給付ダミー変数は年次ダミー変数であることから、より最近になるほど企業が女性の早期職場復帰を望み、企業の施策がそれを支援する方向に転換した可能性や、2014年以降ダミー変数の係数値が減少したのは、景気回復による人

表3 育児休業取得月数決定要因分析

対象サンプル	被説明変数：育児休業取得月数					
	全体		子ども7歳以下		育児休業12カ月以下	
利用モデル	トービット・モデル		トービット・モデル		トービット・モデル	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
出産時勤続年数	0.5069	0.3680	0.4402	0.3943	0.5875	0.3205 *
出産時勤続年数2乗	-0.0311	0.0168 *	-0.0277	0.0175	-0.0339	0.0150 **
学歴（レファレンスグループ：大学卒）						
高等学校卒以下	0.0547	2.1486	-1.6156	2.3476	0.6184	1.8393
専門学校・専修学校卒	2.5977	1.6725	0.5730	1.8971	2.9468	1.4361 **
短期大学・高等専門学校卒	2.2277	1.5917	2.1016	1.6769	0.3945	1.4735
大学院修士課程以上	-0.4128	2.6085	0.1733	2.8502	0.7736	2.4274
出産時の役職（レファレンスグループ：一般社員，係長）						
課長	-4.3243	2.2779 *	-3.8444	2.5245	-0.2195	1.8517
部長	-7.7635	3.4373 **	-8.1022	3.4215 **	-3.0130	2.6963
育児給付（レファレンスグループ：-2000）						
2001-2006	6.7494	3.1634 **			5.3801	2.6003 **
2007-2013	7.4369	2.6615 ***			4.9731	2.0620 **
2014-	5.3485	2.7473 *	-1.8573	1.2317	4.8280	2.1447 **
自治体の待機児童比率			5.7327	3.1412 *		
自治体の待機児童比率2乗			-3.3394	1.7199 *		
育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数	3.6606	1.1078 ***	2.0747	1.2021 *	4.4748	1.0253 ***
出産時時給対数推定値	9.7336	4.3386 **	5.5587	4.7806	4.0794	4.0853
定数項	-73.8057	32.3625 **	-34.6324	35.5943	-33.2163	30.4504
職種ダミー変数	×		×		×	
企業規模ダミー変数	×		×		×	
産業ダミー変数	×		×		×	
n	143		116		106	
LR chi2	50.53		31.08		41.37	
Prob >chi2	0		0.0033		0.0001	
PseudoR2	0.0576		0.0435		0.0709	
AIC	857.22		713.42		572.39	
BIC	901.66		754.72		612.34	

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

注：BICが最小である職種ダミー変数，企業規模ダミー変数，産業ダミー変数を加えない結果のみを示す。

手不足が影響し，早い復帰が求められたという可能性も否定できない。

育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数は，有意にプラスである。短時間勤務制度は，職場への早い復帰を望む女性が育児休業と代替的に利用する場合と，家庭の事情で育児休業だけでは間に合わず併用する，あるいは育児休業を取得し

やすい職場では短時間勤務制度も取りやすいなどの事情で，両方の制度を活用するという，育児休業との補完的な利用とが考えられる。後者の場合は，育児休業取得月数が短時間勤務制度にプラスの影響を与えるという短時間勤務制度の内生性が生じる。分析結果より，短時間勤務制度利用ダミー変数がプラスに有意であったことから，育児

休業が長い女性は育児のための短時間勤務制度を補完的に利用するという逆の因果関係が生じている可能性がある。今回は適当な操作変数が見つからないため、内生性を考慮した分析は行っておらず、注意が必要である。また、前述したように、本研究では出産月を説明変数に加えていないことから、出産月が与える影響が育児のための短時間勤務制度の係数に含まれる可能性がある。そうであれば、もし出産月をコントロールできたならば、短時間勤務制度の係数はプラスのより大きい値になると予想される。

出産時時給対数推定値は、「全体」でプラスに有意である。平均的に時給が高い規模や産業の企業で働いている場合には、長く育児休業を取得することが可能であるといえる。

「子ども7歳以下」では、居住する自治体の出産時における待機児童比率とその2乗項を説明変数に加えており、両方とも10%水準で有意であった。係数の値より、待機児童比率が0.9%くらいまでは待機児童比率が高いと育児休業取得月数が増えるが、それを超えると育児休業取得月数は減るという結果になった。この結果より、待機児童比率が高い自治体に住んでいる母親は、早い復帰を理由に優先的に保育先を確保しようとしている可能性があるといえる。尚、待機児童比率の平均は0.64%で、最大値は2.38%である。育児のための短時間勤務制度利用ダミー変数は有意でなくなり、最近出産した女性では、横山(2019)が指摘するように、育児休業の取得が一般的となり、短時間勤務制度利用と育児休業の取得とは無関係となっているのかもしれない。

2 育児休業取得月数と仕事満足度

続いて、仕事満足度に育児休業取得月数が与える影響を分析した結果を示す。育児休業取得月数の内生性を考慮したIVプロビット・モデルによる分析は、Newey(1987)のTwo-step推定値を利用した。さらに、操作変数の妥当性の検定を行うために、過剰識別制約検定を行った。その結果、「全ての操作変数が誤差と無相関である」という帰無仮説は棄却されなかったことから、操作変数は外生変数であり操作変数として適当である

と判断できる。

分析結果を表4に示す。①説明変数に職種、企業規模、産業ダミー変数を加えた分析、②職種、企業規模ダミー変数を加えた分析、③これらのダミー変数を落とした分析を行ったが、いずれの分析結果もAIC、BICともに③が最小であったため、③の結果のみ掲載する。また、欠損値のある時給対数を説明変数に用いていることから、欠損値を補うために20回の多重代入を行って多重代入法のプロビット・モデルで分析した結果も示す。

育児休業取得月数とその2乗項の外生性のWald Testは5%水準で棄却されなかったことから、通常のプロビット・モデルの分析結果を中心にみていく。

表4の分析結果より、育児休業取得月数は「全体」で有意にプラス、その2乗項は有意にマイナス、「子ども7歳以下」では2乗項のみ有意にマイナスであった。「全体」の結果では育児休業取得月数が長くなるほど仕事満足度が高くなるが、その増え方は逡減し、いずれ減少に転じる。昇進可能性は多重代入法では10%水準で有意にプラスであること、週労働時間は有意でない場合もあるが符号はマイナスであることから、昇進可能性が高まると仕事満足度が高くなり、労働時間が長くなると仕事満足度が下がるという予想と整合的な結果となった。

多重代入法により、時給対数を説明変数に加えて分析した結果では、時給対数は仕事満足度に対して有意ではないものの、係数の符号はマイナスとなる場合もみられる。すなわち時給が高いと仕事満足度が下がることになり、予想に反する。考えられる理由として、時給が高い仕事は、責任を伴ったり、ハードな仕事も多くなったりすることから、仕事満足度を下げていることが予想される。尚、時給対数が得られるサンプルのみ¹⁰⁾で分析した結果でも、時給対数は仕事満足度に対して有意とはならず、符号はマイナスであった。

ここではIVプロビット・モデルとの比較のためプロビット・モデルでの分析を行ったが、調査では仕事満足度を5段階で尋ねている。そこで、頑健性を確認するために、被説明変数に5段階の

表4 仕事満足度決定要因分析

対象サンプル	被説明変数：仕事満足度												
	子ども7歳以下				育児休業12カ月以下				多重代入法				
全体	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	IVプロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数
利用モデル	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数	多重代入法 プロビット 係数
説明変数	0.1084 *	-0.4817	0.1106 *	0.1056 *	0.1634	0.1029	-0.0535	-0.8785	-0.0562	0.0076	0.0953	0.0076	0.0076
育児休業取得月数	-0.0056 *	0.0239	-0.0056 *	-0.0059 *	-0.0053	-0.0057 *	0.0076	0.0647	0.0448	0.0506	0.0647	0.0448	0.0448
育児休業取得月数2乗	0.0249	0.1989	0.0277	0.0121	0.0101	0.0171	0.0506	-0.0036	-0.0031	0.0032	-0.0036	-0.0031	-0.0031
勤続年数	-0.0015	-0.0071	-0.0017	-0.0008	-0.0003	-0.0011	-0.0032						
勤続年数2乗													
学歴 (レファレンスグループ：大学卒)													
高等学校卒	0.0725	0.0320	-0.0456	0.1706	0.2933	0.1470	0.0454	-0.4129	0.0371	0.0454	-0.4129	0.0371	0.0371
専門学校・専修学校卒	-0.3658	-0.1326	-0.4109	-0.5448	-0.5306	-0.5329	-0.1505	-0.5677	-0.1579	-0.5329	-0.5677	-0.1579	-0.1579
短期大学・高等専門学校卒	0.2338	0.0078	0.1814	0.1886	0.0042	0.2110	0.2994	0.1009	0.3067	0.2994	0.1009	0.3067	0.3067
大学院修士課程以上	0.3397	1.2168	0.3729	-0.0778	-0.1515	-0.0650							
時給対数			-0.5361			-0.0986							0.0019
役職 (レファレンスグループ：一般社員)													
係長	1.0173 *	1.0636	1.1644				0.6528	-0.1315	0.6514	0.6528	-0.1315	0.6514	0.6514
課長	-0.1750	0.1304	-0.1474	-0.4220	-0.2761	-0.5053	-0.3562	-0.6584	-0.3813	-0.3562	-0.6584	-0.3813	-0.3813
部長													
昇進可能性	0.4897	0.1990	0.5945 *	0.6262 *	0.5343	0.6388 *	0.6867	0.2441	0.6884 *	0.6388 *	0.6867	0.2441	0.6884 *
週労働時間	-0.0115	-0.0149	-0.0203 *	-0.0167 *	-0.0144	-0.0182	-0.0153	-0.0072	-0.0149	-0.0182	-0.0153	-0.0072	-0.0149
子どもの年齢	-0.0236	-0.0813	-0.0147	-0.0460	-0.2312	-0.0481	-0.0953	-0.2383	-0.0941	-0.0481	-0.0953	-0.2383	-0.0941
子どもの年齢2乗	0.0029	0.0040	0.0028	0.0172	0.0414	0.0181	0.0081	0.0171	0.0081	0.0181	0.0081	0.0171	0.0081
定数項	1.0217	1.8286	5.5167	1.5222 *	0.8774	2.3285	1.6762 **	1.0826	1.7015	2.3285	1.6762 **	1.0826	1.7015
職種ダミー変数	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
企業規模ダミー変数	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
産業ダミー変数	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
n	143	143	143	116	116	116	106	106	106	116	106	106	106
外生性のWald Test	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択
識別性のテスト	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択	採択
操作変数	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2014-), 自治 体待機児童比 率, 自治体待 機児童比率2 乗	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)	育体給付 (2001-2006, 2007-2013, 2014-)
AIC	188.91			151.64			141.83					141.83	
BIC	233.35			190.19			179.12					179.12	

***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。
注: AIC, BICが最小である職種ダミー変数, 企業規模ダミー変数, 産業ダミー変数を加えない結果のみを示す。

回答を利用し順序プロビット・モデルによる分析も行ったところ、順序プロビット・モデルでは育児休業取得月数とその2乗項の有意性が高くなる傾向にあるが、変数の符号に変化は無く、結果は整合的であった。

3 育児休業取得月数の間接的な影響

育児休業取得月数が仕事満足度に影響を与えるとする、育児休業の取得の長短が、復帰後の所得、昇進、労働時間、あるいは「観察されないその他の要因」に影響し、その結果、仕事満足度に影響を与えるという間接的な影響が考えられる。そこで、育児休業取得月数が時給対数、昇進可能性、労働時間に与える影響を分析することで、この間接的な影響について調べる。時給対数を被説明変数とする場合は、20回の多重代入を行う多重代入法による最小二乗法での分析を行った。昇進可能性決定要因は順序プロビット・モデル、週労働時間決定要因は最小二乗法により分析を行った。ここでの「観察されないその他の要因」とは、例えば復帰後の職場での仕事の与えられ方が挙げられる。また、育児休業の取得でリフレッシュできたことで仕事満足度が高まることや、育児休業中に育児に携わる中で仕事のやりがいを強く認識し、仕事に復帰できたことで仕事満足度が高まるなど、育児休業取得月数が直接仕事満足度を高めることも考えられる。

分析結果を表5に示す。

昇進可能性、週労働時間決定要因分析のAIC、BICは職種、企業規模、産業ダミー変数を加えないケースで最も低かったため、これらのダミー変数を加えない結果のみ示す。賃金関数でも、これらのダミー変数を加えたケースと加えないケースとで変数の符号は変わらずいずれも有意な変数が少ないことから、ここではダミー変数を加えない結果を示す。育児休業取得月数とその2乗項は、「子ども7歳以下」の昇進可能性に対して2次の項がプラスに有意であるがそれ以外では有意でなく、育児休業取得月数の間接的な効果は観察されなかった。

賃金関数では勤続年数とその2乗項が有意になることが期待されたが有意ではない¹¹⁾。これは、

男性より賃金プロファイルの傾きが小さい女性でなおかつ出産経験者のみでの分析であること、サンプルサイズが非常に小さいことによると考えられる。さらに、利用した143サンプル中、30代だけで60.1%、30代と40代を併せて97.9%となり、年齢が30代40代に集中していることも影響しているだろう。

昇進可能性に対しては、勤続年数とその2乗項が安定して有意であり、勤続年数が長くなるほど昇進可能性が高くなるという結果となる。勤続年数は育児休業取得月数を除いた値なので、入社後の年数が同じであっても育児休業の取得が長くなると、昇進可能性を低下させる可能性がある。

週労働時間決定要因分析では有意な変数はほとんど存在しない。子どもの年齢が低い場合は、残業が難しいため労働時間が短くなると予想されたが、子どもの年齢とその2乗項は有意ではなかった。

昇進可能性は勤続年数の影響を受けるという結果から、育児休業取得月数が長くなると実質的な勤続年数が減少することで昇進可能性が下がり、その結果、仕事満足度が下がるという間接的な影響の可能性について検討する。まず、育児休業取得期間は多くが1年以内と短期間であるが、このような短期間のロスも人的資本形成に長期的に影響を与えるのだろうか。周(2014, 2016)は、日本の個票データで13カ月以上の育児休業の取得は昇進確率を下げるが12カ月以内では下げないという結果を得ており、短期的な育児休業の取得は昇進にマイナスとなっているとはいえない。今回の分析で利用している勤続年数は、育児休業取得月数を年に換算して差し引いているが、単位は年であり月ではないので、育児休業取得期間が実質勤続年数を下げることで昇進可能性を下げるとしても、それは1年以上の長期的な育児休業の取得の場合になると考えられる。

次に、本研究で用いた昇進可能性は主観的な変数である。もともとは、「育児休業の取得により昇進が遅れることで、仕事満足度が下がる」のかを検証するものであり、育児休業の取得により企業が昇進を遅らせるのかどうかを調べるには、客観的な指標を用いるのが望ましい。一方で、昇進

表5 育児休業取得月数が時給対数、昇進可能性、週労働時間に与える影響

被説明変数	時給対数		昇進可能性				週労働時間			
	全体	子ども7歳以下	育児休業12カ月以下	全体	子ども7歳以下	育児休業12カ月以下	全体	子ども7歳以下	育児休業12カ月以下	
多重代入法	係数	係数	多重代入法	係数	係数	多重代入法	係数	係数	係数	
最小二乗法	係数	係数	最小二乗法	係数	係数	最小二乗法	係数	係数	係数	
育休休業取得月数	-0.0788	0.0471	0.0290	-0.0579	-0.1286	-0.0841	-0.4316	-0.5865	0.1313	
育休休業取得月数2乗	0.0038	-0.0013	-0.0018	0.0037	0.0063	0.0078	0.0144	0.0191	-0.0321	
勤続年数	-0.0673	0.0109	0.0190	0.3218 **	0.5104 **	0.3221 *	0.2499	0.0574	0.5038	
勤続年数2乗	0.0036	0.0001	-0.0008	-0.0140 **	-0.0225 **	-0.0133 *	-0.0148	-0.0064	-0.0228	
学歴 (レファレンスグループ：大学卒)										
高等学校卒以下	-0.3384	-0.3925	-0.1416	0.2245	-0.4318	0.2924	2.4317	1.6994	2.3861	
専門学校・専修学校卒	0.2123	-0.1372	-0.1796	-4.6307	-4.6365	-4.7378	-0.6833	0.4439	-0.7808	
短期大学・高等専門学校卒	0.4313	-1.1148	-0.2274	0.3758	0.3863	0.4251	-0.7351	0.4465	-0.2887	
大学院修士課程以上	0.9302	-0.0103	0.0969	1.3054 **	1.6244 **	1.8838 **	0.3879	-1.4355	-1.5300	
役職 (レファレンスグループ：一般社員)										
係長	0.2119	0.3637	0.1922	-0.0213	-0.0496	-4.7954	-2.2585	-5.5323	-3.8135	
課長	-3.1389 *	2.8238	0.7775	0.2297	-0.0623	0.2432	5.7387	2.2101	3.8144	
部長	-0.0829	0.1227	0.0483	1.0204	1.2215	0.9125	-1.2170	-2.5604	-0.4378	
子どもの年齢							-0.4128	-0.7974	-0.8046	
子どもの年齢2乗							0.0430	0.1175	0.0657	
職種ダミー変数	×	×	×	×	×	×	×	×	×	
企業規模ダミー変数	×	×	×	×	×	×	×	×	×	
産業ダミー変数	×	×	×	×	×	×	×	×	×	
サンプルサイズ	143	116	106	143	116	106	143	116	106	
AIC				148.31	135.20	110.61	1181.53	978.51	899.78	
BIC				186.83	171.00	145.24	1223.01	1017.06	937.07	

***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

可能性が仕事満足度に影響するとすれば、それは主観的な昇進可能性である。労働者が企業の対応に敏感であれば、客観的な指標と主観的な指標とは相関が高いはずである。そうであれば、育児休業取得月数が伸びることで実質的な勤続年数が減少し、その結果、客観的な昇進可能性が下がり、それを労働者本人が感じ取ることで仕事満足度が下がる、という流れが説明できる。ただし、表4より、昇進可能性が仕事満足度に与える影響は有意性が低く、それほど強い影響を与えているわけではない。あくまで可能性の一つである。

尚、育児休業取得月数の間接的な効果を厳密に知るには、出産前後の時給対数、昇進可能性、労働時間の変化を用いた分析が必要である。

4 育児休業取得月数と仕事満足度のシミュレーション

最後に表4の「全体」の結果を利用し、他の説明変数を一定とした場合¹²⁾に、育児休業取得月数のみを変化させると、被説明変数である仕事満足度の値がどう変化するかシミュレーションを行った。シミュレーションでは有意でない係数の値もそのまま利用した。

結果より、仕事満足度が最も高くなる育児休業取得月数は10カ月となる。上述したように、回答者は育児休業に産後休暇を含めている可能性もあるため、2カ月の誤差を考えると、子どもが10カ月（産後休暇を含めて回答している場合）から1歳（産後休暇を含めずに回答している場合）になる頃まで育児休業を取得している場合、復帰後の仕事満足度が高くなるといえる。

V むすび

本研究では、独自のアンケート調査を用いて、現在の企業に入社後出産した女性について、育児休業取得月数の決定要因と、育児休業取得月数が仕事満足度に与える影響とを分析した。主な結果として、育児休業取得月数決定要因については、1) 育児休業給付制度の変化が有意に影響を与えること、2) 育児のための短時間勤務制度利用者は育児休業取得月数が長く、育児休業と育児のた

めの短時間勤務制度は補完的に利用されている可能性があること、3) 育児休業取得月数が12カ月以下のサンプルに限ると勤続年数が9年くらいまでは勤続年数が長くなるほど育児休業取得月数も長くなり、その後減少することが示された。仕事満足度決定要因については、1) 育児休業取得月数が長くなるほど仕事満足度は有意に低下するが、仕事満足度の高い女性が育児休業を取得するという逆の因果関係は観察されなかったこと、2) 育児休業取得月数が時給や昇進可能性、労働時間の変化を通して間接的に仕事満足度に影響を与えることは確認されなかったこと、3) 子どもが1歳になる頃までの育児休業の取得が仕事満足度を高めるとということが示された。

本研究の貢献として、同一データを用いて①育児休業取得月数の決定要因分析、②育児休業取得月数と現在の昇進可能性や給与、労働時間との関係、③仕事満足度決定要因分析、の3つを行っている点がある。①、②については個別に分析を行った研究はあるが、この3つについて同一データで分析を行った先行研究はなく、また、育児休業取得月数と仕事満足度との関係について、直接仕事満足度を尋ねた変数を利用して分析した研究は、著者の知る限りない。

本研究の問題意識は、女性の仕事満足度を高めることができる望ましい育児休業取得月数を探ることにあつた。分析結果より、子どもが1歳になる頃までの育児休業を取得した場合に仕事満足度が最も高くなり、これを超えると仕事満足度が下がることが示された。一方、育児休業取得月数が12カ月以下のサンプルに限った分析では、育児休業取得月数は仕事満足度に対して有意ではなかった。そのため、子どもが1歳になる頃までに復帰できるかどうかが復帰後の仕事満足度の観点からは重要であるといえる。これらの結果を踏まえると、企業や国、自治体により、子どもが1歳になるまでの職場復帰を促すことができるような両立支援策を充実させることが求められる。

ここで改めて、仕事満足度を高める育児休業取得月数から何がわかるのかを考える。一つ目の解釈としては、育児休業取得月数と時給、昇進可能性、労働時間との有意な関係は見られなかったこ

とから、育児休業取得月数はそれら以外の要因、例えば「仕事の与えられ方の変化」などにより、仕事満足度に影響している可能性があることである。そうであれば、長期育児休業取得者に対して、復帰後の仕事満足度を高めるためにどのような仕事の与え方をすべきかについての研究が進むことが期待される。もう一つの解釈としては、育児休業の取得が、直接、仕事満足度を高めているということである。すなわち、一定の育児休業を取得することでリフレッシュしたり、仕事の大切さを再認識したりすることが仕事満足度を高めている可能性である。そして、1年を超える育児休業の取得がこのような効果を減じてしまうことから、1年以内の復帰を実現するような施策が必要になるといえる。

本研究で注意が必要なのは、育児休業取得月数には、産後休暇も含めて回答している可能性が高い一方で、育児休業のみを回答している回答者の存在も否定できない点である。そのため、今回の分析結果を解釈する際には、育児休業取得月数に産後休暇の2カ月分が含まれている可能性を考慮した。子どもの出産月についての情報も得られないために、出産月を含む分析を行うことも課題として残される。その他に、対象となる入社後出産サンプルが少ない、調査項目の関係で家庭環境に関する変数が得られなかった、時給について回答されていないサンプルが多かったというデータの制約が課題として挙げられる。また、本研究の分析対象は、出産のタイミングを明らかにする必要があるのであるため、子どもの数が1人のサンプルに限られている。少子化が進む中、子どもの数が複数になった場合の育児休業取得と仕事満足度との関係についての分析も必要であろう。

*本研究はJSPS科研費15K03477の助成を受けたものです。
*謝辞 本研究は2017年度日本経済学会春季大会にて報告したものを大幅に加筆訂正したものです。コメンテーターの阿部正浩教授、座長の野口晴子教授より、論文の改訂に関わる大変有意義なコメントをいただきました。また、川口章教授からは論文のヒントとなる貴重なご意見をいただきました。市区町村の待機児童数については、東京都福祉保健局保育支援課、神奈川県次世代育成課、埼玉県少子政策課、千葉県子育て支援課の各自治体担当課より、ご提供いただきました。2名の本誌匿名レフェリー並びに事務局からも、有益なコメントをいただき、論文をよりよいものにすることができました。以上の方々、諸団体に深く感謝いたします。

- 1) 育児休業は、法律で保障されている育児のための休業であり、現在、産前産後休業が明けてから子どもが1歳に達するまでの間、保障されている。一定の条件のもと、子が1歳6カ月に達するまで延長でき、さらに2017年10月1日の改正により、1歳6カ月に達した時点で保育所に入れない等の場合に再度申出することにより最長2歳まで延長できることになった。
- 2) 長子出産のタイミングは、勤続年数よりも長子年齢のほうが低い場合に「入社後」、勤続年数と長子年齢が同じか、勤続年数より長子年齢が高い場合には「入社前」とした。
- 3) ただし、期間を決めて雇用される者は対象外であった。今回利用したサンプルは、正社員であるので、育児休業の対象になると判断した。
- 4) 利用データでは、育児のための短時間勤務制度利用月数の情報も得られるが、子どもの年齢が低い場合は、利用途中である可能性が高く、最終的に何カ月利用するかまでは明らかでない。そのため、ダミー変数の利用にとどめた。
- 5) 東京23区のみ。
- 6) 時給は、階級値で尋ねられた昨年1年間の個人年収(税金・賞与を含む総額)を同じく階級値で尋ねられた現在の1週間の平均労働時間を年間の労働時間に換算して除した値を用いている。「個人年収」とだけ尋ねているために、資産所得など就業とは直接関係のない所得が含まれている可能性はあるが、区別できないので、ここでは、個人年収を就業による所得と仮定している。個人年収の階級値は、1万円～199万円、200万円～299万円、300万円～399万円、400万円～499万円、500万円～599万円、600万円～699万円、700万円～799万円、800万円～899万円、900万円～999万円、1000万円～1099万円、1100万円～1299万円、1300万円～1499万円、1500万円以上の14階級、週労働時間の階級値は、30時間未満、30～34時間、35～39時間、40～44時間、45～49時間、50～54時間、55～59時間、60～64時間、65～69時間、70～74時間、75～79時間、80～84時間、85～89時間、90～94時間、95～99時間、100時間以上の16階級となっている。階級値を数値に換算する際は中央値を用いている。労働時間は一番低い階級の30時間未満は24時間(30時間の8割)、一番高い階級の100時間以上は100時間とした。また、年収が0から199万円までと1500万円以上のサンプルは除いた。
- 7) 週労働時間の階級値と換算は注6)と同じ。
- 8) 各基準量は、 $AIC = -2 \times \ln(\text{likelihood}) + 2 \times k$ 、 $BIC = -2 \times \ln(\text{likelihood}) + \ln(N) \times k$ で求められる。kは求めるパラメータの数、Nはサンプルサイズである。基準量が小さいほどモデルの適合度がよいと判断される。
- 9) AICは、「子どもの年齢7歳以下」のみケース②が、それ以外はケース③が最小となった。
- 10) サンプルサイズは、全体で101、子どもの年齢7歳以下で82、育児休業取得月数12カ月以下で76に減少した。
- 11) 表1の賃金関数の推計では、VIF値から多重共線性があると判断して年齢1次の項、勤続年数1次の項を加えて分析を行っている。表5の「時給対数」決定要因分析でも、勤続年数とその2次の項のかわりに、年齢1次の項、勤続年数1次の項を加えた分析も行った。その結果、年齢や勤続年数は有意とはならなかった。他の説明変数については、育児休業取得月数12カ月以下の106サンプルで、職種、企業規模、産業ダミー変数を加えたケースは、育児休業取得月数がプラス、その2乗項がマイナスに有意となったが、それ以外に符号や有意性に大きな変化は見られなかった。
- 12) 具体的には、勤続年数13年、大学卒、時給対数7.6237(平

均値)、一般社員、昇進可能性0、週労働時間40時間、子どもの年齢7歳と設定した。

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』第9章, pp. 243-264, 東京大学出版会。

伊藤秀史・照山博司 (1995) 「ホワイトカラーの努力インセンティブ」 橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『「昇進」の経済学——なにが「出世」を決めるのか』第6章, pp. 127-152, 東洋経済新報社。

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』No.553, pp. 34-44。

川口章 (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房。

小松恭子 (2019) 「職種と雇用形態が出産・育児期女性の初職継続に与える影響——改正均等法前後の世代間比較分析」『日本労働研究雑誌』No.703, pp. 77-91。

坂口尚文 (2015) 「子育て期の母親に求められている支援策」労働政策研究・研修機構資料シリーズNo.146『子育て世代のウェルビーイング——母親と子どもを中心に』第6章, pp. 120-135。

周燕飛 (2003) 「子育て支援制度と育児期女性の就業継続行動」橋本俊詔・金子能宏編『企業福祉の制度改革——多様な働き方へ向けて』第5章, pp. 109-130, 東洋経済新報社。

—— (2014) 「育児休業が女性の管理職登用に与える影響」労働政策研究・研修機構『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果 (2) ——分析編』第6章, pp. 167-184。

—— (2016) 「育休取得は管理職登用の妨げとなっているか」『季刊家計経済研究』No.111, pp. 53-62。

武石恵美子 (2014) 「女性の仕事への意欲を高める職場の要因——女性の昇進意欲と仕事のやりがいに関する分析」労働政策研究・研修機構調査シリーズNo.119『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果 (2) ——分析編』第4章, pp. 107-139。

竹内真美子・大谷順子 (2008) 「両立支援制度と女性の就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』No.578, pp. 67-87。

永瀬伸子 (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分析」『人口学研究』第50号, 第37巻第1号, pp. 29-53。

内閣府経済社会総合研究所 (2017) 「欠測値補完に関する調査研究報告書」。

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』No.527, pp. 63-75。

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』第9章, pp.181-204, 東京大学出版会。

深堀遼太郎 (2017) 「正規就業女性の育児休業期間に関する要因分析」『生活経済学研究』Vol.46, pp. 39-54。

三谷直紀 (1995) 「ホワイトカラーの賃金・昇進制度と労働インセンティブ」橋本俊詔・連合総合生活開発研究所編『「昇

進」の経済学——なにが「出世」を決めるのか』第5章, pp. 101-125, 東洋経済新報社。

横山真紀 (2019) 「両立支援策の利用が女性の賃金に及ぼす影響」『日本労働研究雑誌』No.703, pp. 93-103。

Acocck, Alan C. (2016) “A Gentle Introduction to Stata, 5th Edition” (株式会社ライトストーン訳『Stataで始める統計解析 第5版』)。

Asai, Yukiko (2015) “Parental Leave Reforms and the Employment of New Mothers: Quasi-experimental Evidence from Japan,” *Labour Economics*, 36, pp. 72-83.

Bertrand, Marriane, Claudia Goldin and Lawrence F. Katz (2010) “Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors,” *American Economic Journal: Applied Economics* 2, pp. 228-255.

Lalive, Rafael, Analia Schlosser, Andreas Steinhauer and Josef Zweimüller (2014) “Parental Leave and Mothers’ Careers: The Relative Importance of Job Protection and Cash Benefits,” *Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 1 (286), pp. 219-265.

Lalive, Rafael and Josef Zweimüller (2009) “How does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work?,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, No.3, 1363-1402.

Lequien, Laurent (2012) “The Impact of Parental Leave Duration on Later Wages,” *Annals of Economics and Statistics*, No. 107/108, pp. 267-285.

Newey, W. K. (1987) “Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables,” *Journal of Econometrics* 36, pp. 231-250.

Schönberg, Uta and Johannes Ludsteck (2014) “Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers’ Labor Market Outcomes after Childbirth,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 469-505.

Smith, Nina, Valdemar Smith and Mette Verner (2013) “Why are so Few Females Promoted into CEO and Vice President Positions? Danish Empirical Evidence, 1997-2007,” *ILR Review*, Vol. 66, no.2, pp. 380-408.

Waldfogel, Jane, Yoshio Higuchi and Masahiro Abe (1999) “Family Leave Policies and Women’s Retention after Childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan,” *Journal of Population Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 523-545.

〈投稿受付 2018 年 4 月 19 日, 採択決定 2020 年 9 月 9 日〉

おくい・めぐみ 金沢学院大学経済学部教授。主な論文に「女性の出産希望年齢の決定要因」『日本労働研究雑誌』No.620 (2012) pp.78-92。労働経済学専攻。