

## 夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響

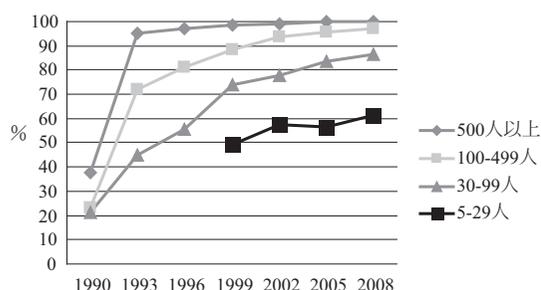
水 落 正 明

### I はじめに

1979年に国連で女性差別撤廃条約が採択されて以降、わが国においても家庭での男性の役割の見直しが政策的に進められてきた。そして1991年に成立した育児休業法で、初めて男性も含めた育児休業制度が法制化された。その後、1997年に育児介護休業法として改正され、2009年まで数度の改正により内容の充実が図られている。その結果、図1に示したように、育児休業制度の規定のある事業所割合は増加してきた。2008年時点で、29人以下の事業所では約60%にとどまるが、100人以上の事業所ではほぼ100%規定がある。また、法制化されているものではないが、出産時の父親のための休暇制度（配偶者出産休暇制度）を導入している事業所もある。図2に示したように、2008年時点で29人以下の事

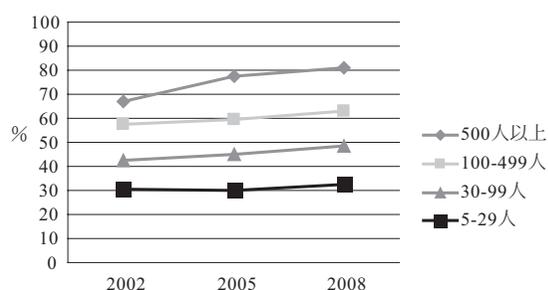
業所では約30%しか導入していないが、500人以上の事業所では約80%が導入している。また、わずかではあるが導入率は増加傾向にある。

このように、男性の家庭役割を向上させる制度は整いつつある。こうした制度充実には、女性に偏りがちな出産・育児責任を夫婦で分かち合うことで、女性の負担を減少させるという目的が含まれている。図3は、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由に関する、49歳以下有配偶女性の回答（複数回答）を示したものである。2005年時点で心身の負担に耐えられないからとする割合が20%強、夫の家事・育児への協力が不足からとする割合が15%弱となっている。これを20歳、30歳代だけに限ると、5%前後、数値は上昇する。したがって、少なくとも家庭で育児負担が少子化の要因となっていることがわかる。男性の育児サポートは、そうした女性の負担を減少させることで、出生にも影響すると考



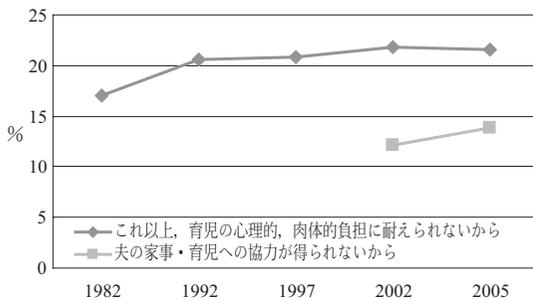
資料：女性雇用管理基本調査，雇用均等基本調査（厚生労働省）。

図1 事業所規模別にみた育児休業制度の規定のある事業所割合



資料：女性雇用管理基本調査，雇用均等基本調査（厚生労働省）。

図2 事業所規模別にみた配偶者出産休暇制度のある事業所割合



資料：出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所）。

図3 予定子ども数が理想子ども数を下回る理由

えられ、少子化対策の1つとしても有効であると考えられる。また、実際にそうした効果があるとすれば、男性の低い育児休業取得率を増加させるための政策推進の根拠となるであろう。

さて、こうした出生に対する育児休業の効果を調べた研究は多くあるが、現状では女性側の制度有無・利用の効果を調べたものだけである<sup>1)</sup>。それに対して、男性の制度利用の効果を調べたものはない。ただし、男性が育児に協力的であると出生力が高まる可能性があることはいくつかの研究で示唆されている。例えば山口（2005）、藤野（2006）、小葉・安岡・浦川（2009）、西岡・星（2009）、水落（2010）がある。ただし、これらの研究では、希望出生数など出産意欲に関して影響があることが明らかになっているが、実際の出生については分析されていない。

このように、男性側の出産・育児休暇の取得の効果を調べたものは国内には見当たらないが、国外の研究ではOláh（2003）がある。Oláhはスウェーデンのパネルデータを使って、父親が第1子の出産時に育児休暇をとったかどうか、その後の実際の出生に与える影響を調べている。分析では、育児休暇を取得した場合、その後の出産確率が高まることが明らかになっている。

そこで本稿では、わが国において、第1子が1歳になるまでに夫が出産・育児に関する休暇を取得した場合、その後の出生にどのような影響があるのかを明らかにする。

以下、IIでは分析の枠組みを提示する。IIIで

は本稿で使用するデータを紹介する。IVでは使用する変数について説明するとともに、推定方法について述べる。Vでは推定結果について解説し、限界効果について言及する。VIでは、本稿の分析結果のまとめと政策提言を行う。

## II 分析の枠組み

ここでは、Becker（1965）の家計生産モデルをベースに考える。すなわち、家計は市場財と家計の時間投入によって生産される家計生産物から効用を得るものとする。子どもはこの家計生産物の1つとしてとらえられる。したがって、子どものコストは、教育費など直接的にかかる費用のほか、主に妻の出産・育児による非就業のために生じる間接的な費用があると考えられる。

ここで、夫の休暇取得は、今後の積極的な育児参加へのシグナルになると考えられる。したがって、夫が休暇を取得した場合、出産後の就業を考えている女性にとっては、労働市場への復帰までの期間が短縮されたり、より多くの時間、労働できる可能性が高まる。そのことによって、子どものコストが減少し、出生を促進すると考えられる。ただし、夫が休暇を取得した場合、現時点で夫の所得が減少するほか、わが国の雇用慣行では取得しなかった場合に比べて人事評価が悪くなる可能性があり、将来的に所得が減少すると家計は想定するかもしれない。このように予算制約が縮小することで、出生には負の影響があるとも考えられる。したがって、夫の休暇取得によって、子どものコストの減少効果が、夫の所得減少効果を上回れば、出生にプラスの影響をもたらすと考えられる。

一方、出産後の就業を考えていない女性にとっては、夫の休暇取得による子どものコスト減少効果はない。夫の所得減少効果があるだけである。したがって、夫が休暇を取得することで予算制約が縮小し、出生に負の影響を及ぼす可能性がある。ただし、図3で見たように、低出生率の要因として、妻側の負担感の高さがあった。

夫の休暇取得によって、こうした負担感が緩和されれば、出生への正の影響として観察されるとも考えられる。もちろん、こうした負担感緩和効果は、出産後の就業を考えている女性に対しても同様に及ぶと想定される。

したがって、女性が出産後に就業を考えていない家計で、夫の休暇取得が出生に正の影響を与えることが分かった場合、それは育児負担感軽減の効果が大きく出たことになる。一方、女性が出産後に就業を考えている家計では、子どものコスト減少の効果と育児負担感緩和の効果の合計が、夫の所得減の効果を上回れば、出生に正に影響することが観察されると考えられる。

### III データ

本稿では、公益財団法人家計経済研究所が2008年6月に実施した「現代核家族調査2008」の個票を用いる。この調査は首都30km圏内（東京駅から半径30km圏内の市区町村）在住の、妻が35～49歳の核家族世帯を対象としており、同一世帯の妻、夫、その子ども1人からそれぞれ回答を得ている<sup>2)</sup>。

本稿では、このデータから妻と夫の回答がともに得られている世帯について分析する。ただし、育児休業法の施行は1992年からであるため、その前後で男性の直面する休暇の選択肢が大きく異なってしまう。そこで、第1子が調査時点で16歳以下（つまり1992年生まれ以降）の世帯を分析対象とすることで直面する選択肢を等しくする<sup>3)</sup>。その結果、分析に使用するサンプル数は482になった。

本データは、首都圏の核家族という限られたデータであるが、地域性および家族類型をコントロールした上で、一定のサンプルを確保できているとも言える。さらに第1子出産時の休暇の取得の有無、休暇の日数、休暇の形態など細かい情報が得られており、本稿の分析目的を遂行するうえで有用なデータである。

## IV 変数と推定方法

### 1 被説明変数

調査時点の子ども数を用いる。ただし、子どもが4人以上の世帯が約1%しかいないため、3人の世帯と合わせて「3人以上」とする。分析対象は子どもがいる世帯であるため、被説明変数は3値（1, 2, 3）となる。

### 2 説明変数

夫の休暇取得変数には、①休暇の取得の有無、②休暇の日数、③休暇の形態、の3種類を用いる。質問票では夫に対し、第1子の誕生から1歳までの間に、出産・育児、看護のために仕事を休んだことがあるかどうか質問している。「休んだ」を選択した回答者は、その日数と形態についてさらに選択している。そこで、①については休みを取得した場合を1とし、取得しなかった場合を0とする。②については、休暇取得日数の選択肢は「3日以内」、「1週間以内」、「2週間以内」、「1ヶ月以内」、「2ヶ月以内」、「3ヶ月以内」、「6ヶ月以内」、「1年以内」となっている。分析対象では、「1週間以内」より長い日数を選択している回答者は1割に満たないため、日数は「3日以内」とそれ以上を「4日～1年」として統合する。日数の長さの影響をみるために、「3日以内」をベースとして「4日～1年」と比較するほか、休みを取得しなかったケースとも比較する<sup>4)</sup>。③については、5つの休暇形態について、あてはまるものすべてを選択する質問になっている。具体的には「有給、病気（有給）、夏期（有給）」、「出産（有給）」、「育児（有給）」、「欠勤・育児（無給）」、「自営などで自分で調整」である<sup>5)</sup>。各形態について休みを取得した場合を1とした。休みを取得した回答者で、上記のうち1つだけを選択したのが約9割、2つ選択したのが約1割であった。

その他、子どもの期待コストにかかわる変数として夫の年収、妻の最終学歴、夫婦の母親の近居（近居している=1、それ以外=0）を用いる。夫の年収は、家計の予算制約の変数であり、

符号は正が予想される。妻の最終学歴は、出産・育児の機会費用であり、出産後の就業を考えている場合は負に影響するが、就業を考えていない場合は影響しないと考えられる。夫婦の母親の近居は、夫婦のいずれかの母親が近居している場合に1としている。妻の機会費用、負担の軽減効果を持ち、正の符号が予想される。

また、コントロール変数として、結婚後経過年数と妻の第1子出産時年齢を用いる。一般に結婚後経過年数が長いほど子どもが多いことをコントロールするための変数であり、符号は正が予想される。また、第1子出産時年齢が高いほど、子ども数は減少すると考えられる。

### 3 推定方法

本稿では、第1子出産後の妻の就業の有無でサンプルを分けて推定を行う。これは分析の枠組みで述べたように、出産後に就業を考えているケースとそうでないケースで、夫の休暇取得の効果が異なるかを検証するためである。本データでは、第1子出産時点の妻の就業に関する考え方はわからないが、その後の就業の有無にその考えが顕示されているものと想定している<sup>6)</sup>。

以下では、妻が就業した世帯を妻就業世帯、就業しなかった世帯を専業主婦世帯と呼び分ける。ただし、夫の休暇取得によって第1子出産後の就業に差があった場合、サンプルを分けた推定には偏りが生じる。そこで、夫の休暇取得と妻の就業について独立性の検定を行ったところ  $\chi^2(1)=0.1911$  ( $p=0.662$ ) となり、夫の休暇取得による妻の就業の有無に違いはないことが確認された。

また、本稿で用いる被説明変数は3値データであり、推定には順序プロビットモデルを用いることとする。

## V 推定

### 1 推定結果

推定に用いる基本統計量は表1のとおりである。夫の休暇取得率は44.8%であり、それは「3日以

内」の26.6%、「4日～1年」の18.3%で構成されていることがわかる。休暇の形態は「有給、病気（有給）、夏期（有給）」が31.1%と最も多く、次いで「出産（有給）」が7.9%となっている。「育児（有給）」は1.5%であり、直近の政府統計が示す男性の育児休業取得率1.23%（『平成20年度雇用均等基本調査』（厚生労働省）より）と近い数値であるが、本稿のデータは第1子出産時の数値で、同調査よりも過去の時点のものである。同調査で全国平均が平成8年から平成17年まで0.12～0.56%であったのに比べると、本稿のデータは高めの数値となっているが、極端に大きくずれているわけではないことが確認できた。

最初に休暇取得の有無の影響を推定した表2の結果を見る。休暇取得の有無はいずれのサン

表1 基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
子ども数				
1人	0.336	0.473	0	1
2人	0.544	0.499	0	1
3人以上	0.120	0.326	0	1
夫の第1子出産後の休暇取得	0.448	0.498	0	1
夫の第1子出産後の休暇日数				
3日以内	0.266	0.442	0	1
4日～1年	0.183	0.387	0	1
休まなかった	0.552	0.498	0	1
夫の第1子出産後の休暇形態				
有給、病気（有給）、夏期（有給）	0.311	0.463	0	1
出産（有給）	0.079	0.270	0	1
育児（有給）	0.015	0.120	0	1
欠勤、育児（無給）	0.041	0.200	0	1
自営などで自分で調整	0.041	0.200	0	1
夫の年収				
500万未満	0.266	0.442	0	1
500-700万	0.259	0.439	0	1
700-1,000万	0.288	0.453	0	1
1,000万以上	0.160	0.367	0	1
不詳	0.027	0.162	0	1
妻の最終学歴				
高校以下	0.270	0.444	0	1
短大・高専・専門学校	0.465	0.499	0	1
大学・大学院	0.266	0.442	0	1
夫婦の母親の近居	0.369	0.483	0	1
結婚後経過年数	12.0	4.6	1	24
妻の第1子出産時年齢	30.8	4.0	21	43
妻の第1子出産後就業	0.286	0.453	0	1

注) N=482

表2 推定結果（休暇取得の有無）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇取得	0.068 (0.115)	0.276 (0.233)	-0.038 (0.136)
夫の年収（ベース：500万未満）			
500-700万	0.129 (0.158)	0.164 (0.295)	0.094 (0.194)
700-1,000万	0.167 (0.159)	-0.042 (0.301)	0.160 (0.197)
1,000万以上	-0.094 (0.189)	-0.788 † (0.444)	0.029 (0.222)
不詳	0.339 (0.345)	0.238 (0.544)	0.515 (0.448)
妻の最終学歴（ベース：高校以下）			
短大・高専・専門学校	0.064 (0.138)	0.268 (0.293)	0.026 (0.160)
大学・大学院	0.087 (0.160)	0.723 * (0.358)	-0.158 (0.188)
夫婦の母親の近居	0.121 (0.115)	0.150 (0.231)	0.054 (0.137)
結婚後経過年数	0.216 *** (0.060)	0.314 * (0.125)	0.179 * (0.070)
結婚後経過年数2乗	-0.008 ** (0.002)	-0.011 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢	-0.144 *** (0.017)	-0.159 *** (0.037)	-0.150 *** (0.020)
妻の第1子出産後就業	-0.130 (0.128)		
閾値1	-3.457	-2.749	-4.080
閾値2	-1.540	-1.052	-2.038
擬似決定係数	0.165	0.199	0.163
対数尤度	-383.5	-107.4	-268.0
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, \*\*\*:  $p < 0.001$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*:  $p < 0.05$ , †:  $p < 0.1$   
( ) 内は標準誤差。

ルでも有意になっていない。この結果は、夫が第1子出産後に休暇を取得しても、その後の子ども数には違いが生じていないことを示している。そのほかの変数を見ると、いずれのサンプルでも有意な変数は、結婚後経過年数、妻の第1子出産時年齢である。結婚後の経過年数は2乗項が負であり、子ども数は結婚後経過年数について逓減的であることがわかる。また、妻の第1子出産年齢が高いほど、子ども数が少なくなることも確認された。そのほかについては、妻就業世帯で、夫の年収が1,000万以上で負の効果を持ち、妻の最終学歴が大学・大学院で正の効果を持っていることがわかる。夫の年収については、

Becker (1960) の質・量モデルで考えれば、子ども数の抑制に働いたと考えられる。一方、妻の高学歴が子ども数の多さと関係していることについては、予測と逆であり解釈は難しいが、いくつかの先行研究でも同様の結果が得られており、今後の検討課題である<sup>7)</sup>。

さて、表2の推定結果が示すように、夫の出産・育児のための休暇取得は子ども数に影響するとは言えないのだろうか。そこで、休暇日数の違いの影響を推定した結果を表3に示した。全サンプルでは有意にはなっていないが、妻就業世帯で「4日～1年」の係数が5%水準で正で有意になっている。すなわち、「3日以内」に比べて、それ

表3 推定結果（休暇日数）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇日数（ベース：3日以内）			
4日～1年	0.188 (0.169)	0.777 * (0.328)	-0.137 (0.207)
休まなかった	0.007 (0.134)	0.122 (0.290)	-0.012 (0.155)
夫の年収（ベース：500万未満）			
500-700万	0.125 (0.158)	0.099 (0.299)	0.092 (0.194)
700-1,000万	0.166 (0.159)	0.058 (0.305)	0.163 (0.197)
1,000万以上	-0.104 (0.190)	-0.841 † (0.446)	0.035 (0.222)
不詳	0.341 (0.345)	0.054 (0.553)	0.493 (0.449)
妻の最終学歴（ベース：高校以下）			
短大・高専・専門学校	0.063 (0.138)	0.241 (0.294)	0.026 (0.160)
大学・大学院	0.076 (0.161)	0.630 † (0.362)	-0.152 (0.188)
夫婦の母親の近居			
	0.128 (0.115)	0.139 (0.233)	0.045 (0.137)
結婚後経過年数			
	0.217 *** (0.060)	0.317 * (0.125)	0.178 * (0.070)
結婚後経過年数2乗			
	-0.008 ** (0.002)	-0.011 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢			
	-0.144 *** (0.017)	-0.159 *** (0.037)	-0.151 *** (0.020)
妻の第1子出産後就業			
	-0.141 (0.129)		
閾値1	-3.438	-2.687	-4.127
閾値2	-1.517	-0.916	-2.082
擬似決定係数	0.166	0.220	0.164
対数尤度	-382.9	-104.6	-267.8
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, \*\*\*:  $p < 0.001$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*:  $p < 0.05$ , †:  $p < 0.1$

( ) 内は標準誤差。

以上の日数である「4日～1年」の場合、子ども数が多くなっていることになる。また、「休まなかった」は有意ではなく、短い日数の休暇取得は出生に対して効果的ではないこともわかる。専業主婦世帯においてはいずれのカテゴリーも有意になっておらず、効果があるとはいえないという結果になっている。そのほかの変数については、表2の結果と一致している。

表3の推定では、どのような形態で取得した休暇の影響なのかわからなかった。そこで最後

に、休暇の形態の影響を推定した結果を表4に示す。全サンプルでは、「出産（有給）」が10%水準ではあるが正で有意となっている。妻就業世帯で有意になった休暇形態はない。専業主婦世帯では、「出産（有給）」が5%水準で正で有意になっている<sup>8)</sup>。すなわち、専業主婦世帯では休暇日数の長さではなく、休暇形態の影響を受けていることがわかった。そのほかの変数については、これまでとほぼ同じ推定結果となっている。

以上から、出生に対する影響について、妻就

表4 推定結果（休暇形態）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇形態			
有給, 病気 (有給), 夏期 (有給)	0.004 (0.125)	0.372 (0.273)	-0.153 (0.145)
出産 (有給)	0.346 † (0.209)	-0.209 (0.446)	0.570 * (0.244)
育児 (有給)	-0.419 (0.480)	0.069 (0.714)	-0.521 (0.642)
欠勤, 育児 (無給)	0.338 (0.277)	0.239 (0.405)	0.453 (0.393)
自営などで自分で調整	-0.081 (0.293)	0.218 (0.446)	-0.258 (0.406)
夫の年収 (ベース: 500万未満)			
500-700万	0.115 (0.161)	0.161 (0.300)	0.076 (0.199)
700-1,000万	0.136 (0.164)	-0.001 (0.317)	0.110 (0.203)
1,000万以上	-0.099 (0.192)	-0.755 † (0.453)	0.023 (0.226)
不詳	0.275 (0.348)	0.156 (0.554)	0.400 (0.453)
妻の最終学歴 (ベース: 高校以下)			
短大・高専・専門学校	0.066 (0.138)	0.292 (0.296)	0.005 (0.161)
大学・大学院	0.100 (0.161)	0.749 * (0.361)	-0.145 (0.190)
夫婦の母親の近居			
	0.122 (0.116)	0.122 (0.235)	0.058 (0.138)
結婚後経過年数			
	0.225 *** (0.061)	0.288 * (0.127)	0.192 ** (0.071)
結婚後経過年数2乗			
	-0.008 ** (0.002)	-0.010 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢			
	-0.144 *** (0.017)	-0.166 *** (0.038)	-0.151 *** (0.021)
妻の第1子出産後就業			
	-0.135 (0.129)		
閾値1	-3.395	-3.121	-4.031
閾値2	-1.466	-1.403	-1.952
擬似決定係数	0.170	0.203	0.177
対数尤度	-381.2	-106.9	-263.6
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, \*\*\*:  $p < 0.001$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*:  $p < 0.05$ , †:  $p < 0.1$

( ) 内は標準誤差。

業世帯では休暇日数の長さが要因であり, 妻専業主婦世帯では, 休暇形態が要因であることがわかった。前者は実質的コスト, 後者は負担感の影響が出ていると考えられる。つまり, 休暇日数が長いほど, 今後もそれだけの育児をするシグナルであり, 妻就業世帯においては妻の機

会費用はより減少することになる。一方, 妻専業主婦世帯では, 分析の枠組みで述べたように, そうした効果はないと考えられ, 実際のデータからもそれが確かめられた。ただし, 今回のデータでは, 専業主婦世帯で, 有給の出産休暇を取得したことの出生に対する正の効果が確認され

た。そうした休暇を取る夫の姿勢、また取れる職場環境にあることは、妻の負担感を軽減する効果があり、妻専業主婦世帯で影響力を持ったと考えられる。もちろん、こうした効果は妻就業世帯で観察される可能性もあったが、実質的なコストが重視されるため、形態の効果は出にくかったと考えられる。

## 2 限界効果

順序プロビットモデルの推定係数はそのまま解釈することはできないため、効果の大きさがわかりにくい。そこで、表3、4の妻就業世帯と専業主婦世帯の推定結果から、その限界効果をそれぞれ表5、6に示した。ここでは、有意であった休暇に関する変数（網掛けした部分）について

表5 休暇日数の限界効果

	妻就業			専業主婦		
	1人	2人	3人以上	1人	2人	3人以上
夫の第1子出産後の休暇日数（ベース：3日以内）						
4日～1年	-0.284	0.168	0.117	0.046	-0.027	-0.019
休まなかった	-0.048	0.035	0.013	0.004	-0.002	-0.002
夫の年収（ベース：500万未満）						
500-700万	-0.039	0.028	0.011	-0.030	0.016	0.014
700-1,000万	-0.023	0.016	0.006	-0.052	0.027	0.025
1,000万以上	0.320	-0.268	-0.052	-0.011	0.006	0.005
不詳	-0.021	0.015	0.006	-0.134	0.035	0.099
妻の最終学歴（ベース：高校以下）						
短大・高専・専門学校	-0.095	0.069	0.026	-0.009	0.005	0.004
大学・大学院	-0.240	0.159	0.081	0.051	-0.029	-0.021
夫婦の母親の近居	-0.055	0.039	0.015	-0.015	0.008	0.007
結婚後経過年数	-0.125	0.092	0.034	-0.058	0.031	0.026
結婚後経過年数2乗	0.004	-0.003	-0.001	0.002	-0.001	-0.001
妻の第1子出産時年齢	0.063	-0.046	-0.017	0.049	-0.027	-0.022

表6 休暇形態の限界効果

	妻就業			専業主婦		
	1人	2人	3人以上	1人	2人	3人以上
夫の第1子出産後の休暇形態						
有給, 病気 (有給), 夏期 (有給)	-0.144	0.095	0.049	0.050	-0.029	-0.021
出産 (有給)	0.083	-0.062	-0.021	-0.153	0.041	0.112
育児 (有給)	-0.027	0.019	0.008	0.191	-0.140	-0.051
欠勤, 育児 (無給)	-0.092	0.060	0.032	-0.125	0.038	0.086
自営などで自分で調整	-0.084	0.056	0.029	0.089	-0.058	-0.031
夫の年収（ベース：500万未満）						
500-700万	-0.063	0.043	0.020	-0.024	0.013	0.011
700-1,000万	0.000	0.000	0.000	-0.035	0.019	0.016
1,000万以上	0.290	-0.236	-0.054	-0.007	0.004	0.003
不詳	-0.061	0.041	0.020	-0.112	0.038	0.074
妻の最終学歴（ベース：高校以下）						
短大・高専・専門学校	-0.115	0.080	0.035	-0.002	0.001	0.001
大学・大学院	-0.282	0.175	0.107	0.048	-0.028	-0.020
夫婦の母親の近居	-0.048	0.034	0.014	-0.019	0.010	0.008
結婚後経過年数	-0.114	0.081	0.033	-0.062	0.035	0.028
結婚後経過年数2乗	0.004	-0.003	-0.001	0.002	-0.001	-0.001
妻の第1子出産時年齢	0.066	-0.047	-0.019	0.049	-0.027	-0.022

て述べる。

妻就業世帯においては、休暇日数が有意となっていたが、表5を見ると、休暇日数が長い場合(4日～1年)、短い場合(3日以内)に比べて、子ども数が1人とどまる確率は28.4%低くなることが示されている。また、子ども数が2人になる確率は16.8%高まり、3人以上になる確率は11.7%高くなることがわかる。

一方、専業主婦世帯においては、休暇の形態として「出産(有給)」が有意になっていた。有給の出産休暇をとった場合の出生力に与える影響を表6で見ると、1人とどまる確率は15.3%低くなり、2人になる確率は4.1%高まり、3人以上になる確率は11.2%高くなることが明らかになった。

これらの数値を見ると、妻の第1子出産時年齢が数歳上昇した場合の2人、3人以上の確率減少を十分に相殺するだけの効果があることもわかる。今後ともわが国では晩婚化、晩産化が進むと考えられるため、より多くの休暇取得や、出産休暇取得を促進することが少子化対策として重要であると考えられる。

## VI おわりに

本稿では、夫の出産・育児サポートとして、第1子出産に関する夫の休暇取得が出生力に与える影響について分析した。

その結果、夫の休暇取得が出生に対して正の影響をもたらすことが明らかになった。具体的には、妻が第1子出産後も就業した世帯では、休暇の日数が重要であり、休暇日数が多いほうが、出生に正に影響することが確認された。それに対して、休暇の形態間で差はなかった。したがって政策的には、より多くの休暇日数取得の促進が有効と考えられる。

また、妻が第1子出産後に家事・育児に専念した世帯では、休暇の日数による出生への影響の差はなかったが、休暇形態が影響することがわかった。具体的には、有給の出産休暇の取得が出生力に対してプラスに影響することが観察さ

れた。出産休暇は国内で統一的な制度として法制化されているわけではなく、各企業で個別に用意されている制度である。図2で見たように、配偶者出産休暇制度を導入している事業所の割合は緩やかに増加しているが、100人未満の事業所では未だ半数に満たない。本稿の分析によれば、こうした制度の広がりが出生を促進する可能性があり、政策的に支援することも有効と考えられる。

なお、以上の知見は、核家族および首都圏に限ったデータで得られた結果であり、若干の留保は必要であるが、一考の価値はあると考える。したがって、今後の課題は、多様な家族類型を含んだ全国規模での調査によって、本稿の知見を確認することであろう。

(平成22年1月投稿受理)

(平成22年9月採用決定)

## 謝辞

「現代核家族調査2008」の個票データは、著者が参加した公益財団法人家計経済研究所のプロジェクト「核家族の意識と実態に関する研究」の一環として使用した。本稿は生活経済学会関西西部会2009年度第2回研究大会での報告を加筆・修正したものである。また、本誌3名のレフェリーから適切なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。なお、残された誤りはすべて筆者の責任である。

## 注

- 1) 例えば樋口(1994)、駿河・西本(2002)、駿河・張(2003)、滋野・松浦(2003)、坂爪・川口(2007)がある。ほとんどの研究で出生を促進する効果があることが確認されている。
- 2) 調査範囲は東京都のほか、神奈川県、埼玉県、千葉県の一部も入っており、対象は層化二段階無作為抽出法で抽出している。調査方法は訪問留置法であり、回答者各自が質問票を入れた袋に封をした上で回収している。回収世帯は1,021世帯であり、回収率は26.3%であった。そのうち、1世帯が核家族の定義にあてはまらなと判断されたため、有効回答は妻票1,020、夫票885、子ども票466となった。

回収率の低さから、世帯属性の偏りの可能性

があるが、家計経済研究所（2009）によれば、夫妻の学歴を2000年「国勢調査」の埼玉・千葉・東京・神奈川計と比べたところ、おおむね似た分布となっていることがわかっている。また夫妻の就業状態についても2007年「就業構造基本調査」の埼玉・千葉・東京・神奈川計と比べた結果、大きな違いはないことがわかった。

- 3) もちろん、第1子出産の時点で、育児休業が努力目標であった小規模事業所に勤めていた場合や、出産休暇が就業規則にない企業に勤めていたケースもあり、厳密には同じ選択肢に直面しているわけではない。データの制約上、第1子出産時の夫の仕事の状況は不明で、そうした点をコントロールできていないのが本稿の限界であり、今後の課題である。
- 4) 休暇の日数については、連続して取得したかどうかは質問票では区別していない。
- 5) 実際の質問票の表記は「有給休暇、病気休暇（給与または給付あり）、夏期休暇（給与または給付あり）などをとった」、「出産休暇（給与または給付あり）をとった」、「育児休暇（給与または給付あり）をとった」、「欠勤または育児休暇（無給）などで休んだ」、「自由業・自営業のため、自分で仕事日を調整した」となっているが、ここでは略称を用いる。「その他」も選択肢にあったが、ここでは分析に用いないこととする。
- 6) ここでは、妻の第1子出産前の就業の有無や休業取得の有無を問わず、第1子出産後の就業の有無のみでサンプルを分けている。したがって、妻就業世帯には、出産前の仕事を辞めずに続けた妻や育児休業を取得した妻、別の仕事に移った妻などが混在している。妻就業世帯においては、こうした出産前の状態によって夫の休暇取得の影響に違いがある可能性がある。そうした点を明らかにするためにはさらなるサンプル分けが考えられるが、本稿ではサンプル数がそれほど多くなく、不安定な結果になるため行っていない。念のため、第1子出産前の就業状態ダミー（正社員、パートタイム、無業）を説明変数に加えた推定を行ったが、就業変数の影響はなく休暇変数の効果にもほとんど変化がなかった。したがって、この点については推定上、考慮する必要は低いと考えられ、ここでのサンプル分けも妥当であると考えられる。また、第1子出産後に就業した妻のうち、約9割が調査回答時点でも就業している。
- 7) 例えば、Del Boca（2002）、吉田・水落（2005）でも、こうした女性の高学歴の影響が観察されており、Del Bocaの指摘するように恒常所得の高さが出産促進的に働いたとも考え

られる。

- 8) 休暇形態を個別に用いた推定も行ったが、有意水準、係数の大きさにほとんど変化はなかった。

#### 参考文献

- 家計経済研究所（2009）『現代核家族のすがた：首都圏の夫婦・親子・家計』家計経済研究所。
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫（2009）「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』Vol.44, No.4, pp.447-459.
- 坂爪聡子・川口 章（2007）「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』No.40, pp.1-15.
- 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』Vol.39, No.1, pp.43-54.
- 駿河輝和・張建華（2003）「育児休業制度が女性の出産と就業継続に与える影響について：パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, pp.56-63.
- 駿河輝和・西本真弓（2002）「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.37, No.4, pp.371-379.
- 西岡八郎・星 敦士（2009）「夫のワークライフバランスが妻の出産意欲に与える影響」『人口問題研究』Vol.65, No.3, pp.58-72.
- 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。
- 藤野（柿並）敦子（2006）「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子ども数へ及ぼす影響：マイクロデータによる検証」『人口学研究』No.38, pp.21-41.
- 水落正明（2010）「夫の育児と追加出生に関する国際比較分析」『人口学研究』No.46, pp.1-13.
- 山口一男（2005）「少子化の決定要因と対策について：夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』No.66, pp.57-67.
- 吉田 浩・水落正明（2005）「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』No.51, pp.76-95.
- Becker, G. S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," In Coale, A. ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: Princeton University Press.
- (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol.75, pp.493-517.
- Del Boca, D. (2002) "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation

and Fertility Decisions in Italy," *Journal of Population Economics*, Vol.15, pp.549-573.  
Oláh, L. S. (2003) "Gendering Fertility: Second

Births in Sweden and Hungary", *Population Research and Policy Review*, 22, pp.171-200.  
(みずおち・まさあき 三重大学准教授)