

## 子ども数を規定するミクロ要因

—JGSS2006の分析から—

岡村 利恵\*

### Micro Factors Affecting Number of Children-Analysis of Japanese General Social Survey in 2006

OKAMURA Rie

#### abstract

This study explores what micro factors such as the characteristics of original family, familial social networks, gender ideology, marital satisfaction, household financial satisfaction and the value of a university education affects the number of children within a family. The sample data analyzed in this study are married men and women under the age of 49 from the Japanese General Social Survey in 2006. The results show that both men and women who have a more traditional gender ideology tend to have more than two children. Additionally, it is implied that the income level of the original family affects the probability of the birth of a third child for men. On the other hand, marital satisfaction and financial satisfaction affect probability of the birth of a third child birth for women. Those results indicate that the factors impacting the number of children differ depending on the current gender system.

Key Words : number of children, micro factors, original family, gender ideology, marital satisfaction

#### I. はじめに

1980年代以降、わが国においては夫婦と子どもから成るいわゆる戦後の「標準世帯」の割合が減少し、その一方で単身世帯及び子どものいない夫婦のみの世帯の割合が増加している。例えば、1970年では30代を世帯主とする83.2%に子どもがいたが2000年においてその割合は58.1%にまで減少している（内閣府、2005）。また平均初婚年齢は男女ともに上昇し続けており、2002年の段階で20代から30代の若い世代の女性が「先行世代と同様の子ども数を持つとは考えにくい」とされている（内閣府、2005）。

わが国では若い世代ほど子どもと仕事の両方を望む女性が増えており、2002年の「第12回出生動向調査」に回答した18歳から34歳の未婚女性のおよそ7割が、結婚して出産後も仕事をし続ける、あるいは結婚して子育て後に再び仕事を持つことを希望している（内閣府、2005）。また男性は、若い世代ほど積極的に育児に参加したいと考える人が増加しており、2009年に行われた時事通信社「父親の育児参加に関する世論調査」（中央調査社）によれば、子どものいる30代の約6割が、夫が育児参加に「積極的」あるいは「どちらかという積極的」と回答している。このように夫の育児参加を肯定的に捉える文化の醸成（石井クンツ、2009）により、従来は男性が与える影響は小さいと考えられてきた子どもの出生（Westoff et al, 1961; Freedman and Thornton, 1980）に

---

キーワード：子ども数、ミクロ要因、定住家族、性別役割意識、結婚満足度

\*平成22年度生 ジェンダー学際研究専攻

についても、男性側の要因の寄与が高まっていると推測できる。

次項でレビューするように夫婦の出生行動に関する研究は、合計特殊出生率、出生意欲、予定子ども数、出生順位、出生のタイミングを取り上げたものなど、実に様々なバリエーションでの分析が存在している。そうした中、個人の家庭生活という部分を中心にそえて、質的変数を従属変数とする二項ロジスティック回帰モデルの分析から、その規定要因がどの程度確認できるかを本稿において示す。また、これまであまり重要視されてこなかった出生行動の男性側の寄与についても注目する。

## Ⅱ. 先行研究と仮説の提示

### 1. 定位家族の属性

2006年に行われた「第13回出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所)によれば、わが国の18歳から34歳の未婚者の希望する子ども数の平均には、本人のきょうだい数による差が見られる。また本人に3人以上のきょうだいがいる場合、希望する子どもの数は多い傾向にあり、さらに近年ほど本人のきょうだい数によって希望する子どもの数の差が大きくなっているとされる。但し、これは分布を概観したのみで統計的に有意な差であるかどうかは示されていない。

きょうだい構成など定位家族に出生力の規定要因を見出そうとする研究は国内ではあまり蓄積がないものの、米国においては階層研究とともに発展している。例えば、Duncan, Freedman, Coble and Slesinger (1965)は定位家族の大きさと生殖家族の大きさに正の相関関係があるとしている。また、Johnson and Stokes (1976)は、米国ペンシルベニア州の女子高校生をサンプルとした24年間のパネルデータを用いて、16歳の時に家族へ対して高い満足度を持つものほど、後に定位家族と同じ大きさの生殖家族を持つ傾向にあるとしている。

### 2. 家族ネットワーク

共働き夫婦の増加を背景に、最近では祖父母が子育てを支えるという意味で「孫育て」という言葉が使われるようになった。一般的に祖父母による育児支援は夫婦の子育ての負担を軽減すると考えられるが、こうした世代間での育児支援は夫婦の子ども数にどのような影響を与えているのだろうか。国立社会保障・人口問題研究所(2002)「第12回出生動向調査」では、結婚持続期間が15~19年の初婚同士の夫婦が夫もしくは妻の両親と同居している割合は約4割で、また両親と同居する夫婦の平均子ども数は2.37人で、同居をしていない夫婦の平均子ども数(2.16人)よりも多いことが示されている。山重(2002)は、1995年の国勢調査のデータを用いて、都道府県別の3世代同居率と合計特殊出生率には正の相関が見られるとしている。さらに別のミクロデータ(平成10年度厚生科学研究[子ども家庭総合研究事業]「女性の就労と子育てに関する調査」)の分析では、保育所の利用と両親との同居が平均子ども数に与える影響の比較を行い、両親との同居の要因のほうが保育所を利用していることよりも平均子ども数の増加に与える影響が大きいことを示している。ただし、祖父母世代からの育児支援は、夫婦が両親と同居という形態をとらずとも可能であり、例えば、目黒(2007)は1970年代の東京都の核家族のデータを用いて、結婚持続期間が短く、また夫婦の年齢が若いほど、親族による育児サポートの頻度が高いとする結果を示している。以上の先行研究を概観すると、結婚して間もなく子どもが出生した夫婦は育児支援に対して高いニーズを有しており、そのニーズが例えば両親によって充足された場合、夫婦の出生意欲は維持されると考えられる。

### 3. 性別役割意識と夫婦関係

男女雇用機会均等法の施行などにより女性の社会的地位についての議論が進んだ80年代、同時期に社会問題化した低出生率を背景にして、少子化の原因は女性の社会進出や高学歴化にあるとするレトリックは主流なものであった。しかし、ダグラス有沢の法則として知られるように(例えば、真鍋, 2004)、高学歴の女性は初婚年齢が高い傾向にあるものの、その配偶者の所得は相対的に高く、また年金や所得税など扶養されていることによる利得も高いため、就業へのインセンティブが働きにくい。よって高学歴の女性ほど結婚後の労働力率が低い為、学歴による子ども数の差を縮小しているとする議論もある(Retheford, Ogawa and Sakamoto, 1996)。

発展途上国においてジェンダーの不平等は高い出生率の背景であることが広く知られているが、McDonald (2000) は、先進国においてはジェンダー不平等が出生率を低い水準で維持させる要因であると指摘している。特に、法律によって男女の平等な権利が明文化されていることの多い先進国の場合、ジェンダーの不平等は家族を中心とした個々人の生活に近い領域に存在しており、こうした私的領域・公的領域におけるジェンダー平等性のギャップが低出生率の要因に成り得る (McDonald, 2000)。しかし、日本においては、夫婦間のジェンダーの平等性の低さは、第1子の出産のタイミングは早めるが、第2子では有意な効果が見られないとの報告 (福田, 2004) もあり、子どもの数という点ではさらなる検討が必要である。

また、夫婦の結婚満足度と子ども数の関連について山口 (2005) は、パネルデータを用いて、妻の夫婦関係満足度は第一子が誕生とすると大きく下がるという分析結果を示し、このことが第二子の出生を阻害する要因であることを示唆している。

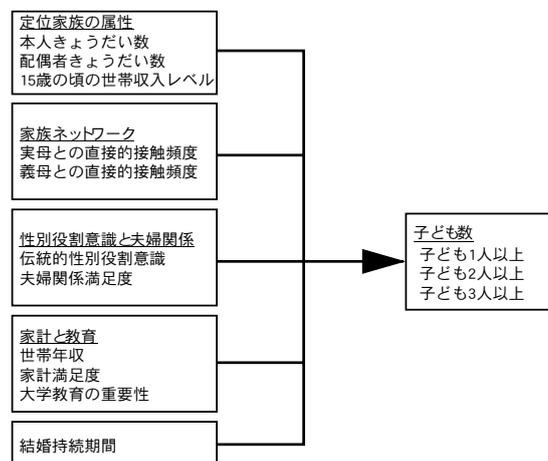
#### 4. 家計と教育

国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 「第12回出生動向調査」によれば、理想とする子ども数よりも予定子ども数のほうが少ない理由として、35歳未満では77.6%、35歳以上では56.8%の初婚同士の妻が「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」とする回答を選択している。たしかに「平成21年度文部科学白書」(文部科学省, 2010) によれば、我が国の教育費は家計支出からの持ち出しが多く、公的教育支出の低さはOECDで最下位となっている。しかし、その一方で別の調査である「家計調査」(総務省, 2003) においては、子ども数と世帯年収には正の相関関係が見られないとされており、むしろ世帯年収1000万円以上のグループでは、子どものいない世帯、また子ども1人の世帯の割合が、年収400万円以上のグループに比べて高くなる (内閣府, 2005)。山口 (2005) は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のデータを用いて、出生順位別の出生率の決定要因を分析しており、夫の収入の増大は第一子の出生率を高め、反対に第三子の出生意向を低めるとする結果を示している。一方で、経済的制約は第一子、第二子ではあまり問題とされず、第三子以降の出生で問題視される傾向にあるとの報告もある (守泉, 2005)。

#### 5. 概念モデルと仮説の提示

子ども数を規定する要因に先行研究を踏まえた概念モデルを図1に示す。本研究では子どもの数を従属変数とし、そしてその規定要因として、夫婦の定位家族の属性、家族ネットワーク、性別役割意識と夫婦関係、家計と教育を取り扱う。なお、先に挙げた独立変数のほかに、コントロール変数として結婚持続期間 (阿藤, 1981) を分析に含む。そして、独立変数間の相関が高いと予測されるものについては、結婚持続期間と年齢は高い相関関係にあったので<sup>1</sup>、多重共線性を避ける為に年齢を分析から除外した。また世帯年収と家計満足度については弱い相関関係<sup>2</sup>が見られたものの、VIF値から多重共線性が認められなかった為、両方を分析に含めた。

図1 概念モデル



分析は2006年時点での49歳以下の有配偶男女別に行った。対象者を49歳以下とした理由としては、御船(2007)が示すように、2006年の時点でその世代が先行世代と異なる性別役割意識を有し、以降より平等な性別役割志向へと収斂している可能性が挙げられる。

本研究では分析に使用する独立変数が多数であるため、男女別に全ての仮説をここでは確認しないが、次に示すものが本研究の主な仮説である。(1)定位家族が大きいほど第2子、第3子を持つ傾向が高い、(2)実母と直接的な接触頻度が多いほど第2子、第3子をもつ傾向が高い、(3)夫婦関係満足度が高いほど第2子、第3子を持つ傾向が高い、(4)性別役割意識が伝統的であるほど第2子、第3子をもつ傾向が高い、(5)子どもの大学教育を重要視するほど第2子、第3子をもつ傾向が低い。

### Ⅲ. 方法

#### 1. データ

本研究では、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「日本版General Social Survey 2006」(大阪商業大学)の個票データの提供を受けた。この調査は層化二段無作為抽出法によって、全国の満20歳以上89歳以下(2006年9月1日時点)の男女個人を調査対象としている。調査は面接法と留置法を組み合わせ、本研究での分析対象は49歳以下の既婚(別居、死別は含まない)男女であり、この条件を満たす標本数は男性390人、女性533人の合計923人であった。さらに、分析においては変数の欠損値を除外し、また調査で使用された2種類のA・B調査票のうち、B票に属する質問項目を分析に用いた為、B票に回答のなかったケースは全て欠損値となった。最終的なサンプルサイズは男性172人、女性139人の合計311人である。

#### 2. 分析に用いた変数

子どもの人数：子どもの人数をそれぞれ「子ども1人以上」、「子ども2人以上」、「子ども3人以上」とする質的変数に変換して使用した。回答者(配偶者)きょうだい数：「あなた(配偶者)の兄弟姉妹」として兄、姉、弟、妹とそれぞれ回答のあった人数を足して算出した。15歳の頃の世帯収入レベル：「あなたが15歳の頃のあなたの世帯収入は、当時の平均的な世帯と比べて、どうでしたか」という質問項目を用いた。「1. 平均よりかなり少ない」、「2. 平均より少ない」、「3. ほぼ平均」、「4. 平均より多い」、「5. 平均よりかなり多い」で回答を求めた。実母(義母)との直接的な接触頻度：実母(義母)と「直接会うことは、どのくらいありますか」という質問項目を用いた。「1. ほぼ毎日」、「2. 週に数回」、「3. 週に1回程度」、「4. 月に1回程度」、「5. 年に数回」、「6. 年に1回程度」、「7. 年に一回もない」で回答を求めたものを逆転して使用した。伝統的性別役割意識：男女ともに3つの質問項目を用いて合成変数とした。使用した変数は、①「妻にとっては、自分自身の仕事よりも、夫の仕事の手助けをするほうが大切である」、②「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、③「景気が悪い時には、男性よりも女性を先に解雇してよい」である。それぞれ「1. 強く賛成」「2. 賛成」「3. どちらかといえば賛成」「4. どちらともいえない」「5. どちらかといえば反対」「6. 反対」「7. 強く反対」で回答を求めたものを逆転して使用した。男女ともに因子分析で次元構造が確認され、クロンバック $\alpha$ 信頼性係数は男性.71、女性.70と、0.8以下でやや低い値であるが、尺度として耐えうる0.7以上であることが確認されたので合成変数として使用した。夫婦関係満足度：「配偶者(夫や妻)との関係」について「あなたはどのくらい満足していますか」という質問項目を用いた。「1」ほど「満足」であり「5」ほど「不満」とする尺度で「1」から「5」の間で回答を求めたものを逆転して使用した。世帯年収：「昨年1年間のあなたの家の世帯収入はどれにあたりますか」という質問項目を用いて、「1. なし」、「2. 70万円未満」、「3. 70~100万円未満」、「4. 100~130万円未満」(中略)「17. 1,600~1,850万円未満」「18. 1,850~2,300万円未満」、「19. 2,300万円以上」で回答を求めた。家計満足度：「現在の家計の状態」について「あなたはどのくらい満足していますか」という質問項目を用いた。「1」ほど「満足」であり「5」ほど「不満」とする尺度で、これについても逆転して使用した。大学教育の重要性：「一般的に、子どもにとって、以下のことはどの程度重要だと思いますか」という質問のうち「大学に入ること」という項目を用いた。「1. 非常に重要である」、「2. 重要である」、「3. 少しは重要で

ある]、「4. 重要でない」で回答を求めたものを逆転して使用した。結婚持続期間：回答者の現在の年齢と初婚年齢の差を求めた。

#### IV. 結果

##### 1. 記述統計量

表1に有配偶の男女別の各変数の平均値、標準偏差を示す。まず子ども数<sup>3</sup>は、男性側の回答で平均値1.69、女性側の回答で1.73である。2002年に行われた第12回出生動向調査（国立社会保障・人口問題研究所）と比較すると、結婚持続期間10～14年の夫婦の平均出生子ども数が2.04、15～19年のそれが2.23であるので、本分析に用いる夫婦の子ども数の平均は少ない値であると言える。但し、本分析に使用したサンプルのなかに結婚持続期間10年以下の夫婦が含まれており将来的な出生数が潜在している。また回答者きょうだい数は男性側の回答で平均値1.54、標準偏差0.97、女性側の回答で1.63、標準偏差1.04を示しており、また配偶者のきょうだい数は男性側の回答で平均値1.45、標準偏差0.94、女性側の回答で平均値1.55、標準偏差1.03である。これらの値からは男女ともにそれぞれが2人きょうだいもしくは3人きょうだいで育っているケースが多いと考える。また15歳の頃の世帯収入レベルについては、男女差はほとんどなく、男性側の回答の平均値が2.90、標準偏差1.08、女性側の回答の平均値2.86、標準偏差0.86で、男女ともに「ほぼ平均」をピークに正規分布をしていることを確認した。また実母及び義母との直接的な接触の頻度については、「月に1回程度」もしくは「年に数回程度」が平均的であり、男性の場合は実母よりも義母との接触頻度が僅かに多い傾向にあり、女性の場合は義母よりも実母との接触頻度が僅かに多い傾向にあることが伺われる。また伝統的性別役割意識については男性側の回答の平均値10.85、標準偏差3.01、女性側の平均値10.27、標準偏差2.97と、男女ともに回答にばらつきがあることが見受けられる。また夫婦関係満足度については男性側の回答の平均値4.17、標準偏差0.87、女性側の回答の平均値3.81、標準偏差1.10で、男性よりも女性側の回答のほうが「不満足」に近い値をとっている。一方、家計満足度について男女差はあまりなく、回答の平均は「1. 満足」と「5. 不満足」の中間をとっている。また世帯年収については、男性側の回答の平均値10.65、標準偏差2.57、女性側の回答の平均値9.86、標準偏差2.51と、「10. 550万円～650万円未満」、「11. 650万円～750万円未満」が平均であり、2004年の家計調査（総務省）の年間収入の平均は730万円（1000円以下切り捨て）であるから、本データに大きな偏りは認められないと言える。大学教育の重要性については平均値、標準偏差ともに大きな男女差がなく、「少しは重要である」、「重要である」、が平均的である。結婚持続期間については、男性の平均値11.84、標準偏差6.45、女性の平均値11.57、標準偏差6.58であった。

表1 分析に使用した変数の記述統計量

変数	男性 (n=172)			女性 (n=139)		
	平均値	標準偏差	範囲	平均値	標準偏差	範囲
子どもの人数	1.69	0.94	0-4	1.73	0.87	0-4
本人きょうだい数	1.54	0.97	0-7	1.63	1.04	0-7
配偶者きょうだい数	1.45	0.94	0-5	1.55	1.03	0-7
15歳の頃の世帯収入レベル	2.90	1.08	1-9	2.86	0.86	1-5
実母との直接的な接触頻度	3.28	1.76	1-7	4.32	1.61	1-7
義母との直接的な接触頻度	2.96	1.66	1-7	3.70	1.51	1-7
性別役割意識	10.85	3.01	3-18	10.27	2.97	3-20
夫婦関係満足度	4.17	0.87	2-5	3.81	1.10	1-5
世帯年収	10.65	2.57	5-19	9.86	2.51	1-18
家計満足度	2.81	1.08	1-5	2.91	1.11	1-5
大学教育の重要性	2.23	0.85	1-4	2.06	0.84	1-4
結婚持続期間	11.84	6.45	0-28	11.57	6.58	1-28

## 2. 二項ロジスティック回帰分析

表2に回答者の持つ子どもの人数をそれぞれ従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示す。男女別に子どもの人数ごとの比較を試みるが、コントロール変数である結婚持続期間は男女ともにすべての分析モデルにおいて有意な値が得られたことを確認したい。

まず、従属変数を子ども1人以上としたモデルにおいて、男性では統計的に有意な結果が得られなかった。一方で女性では、伝統的性別役割意識が1単位強まると1人以上子どもをもつ傾向は約1.41倍に高まり、また家計満足度が1単位高まると1人以上子どもをもつ傾向は約0.34倍に弱まる。

次に、従属変数を子ども2人以上としたモデルにおいて、男性では伝統的性別役割意識が1単位強まると、子どもを2人以上持つ傾向が約1.16倍高まる。また、子どもの大学教育の重要性が1単位高くなると、子どもを2人以上持つ傾向は約0.62倍に弱まる。女性では、本人のきょうだいが1人増えると子どもを2人以上持つ傾向は約1.78倍高まり、また伝統的性別役割意識が1単位強まると子どもを2人以上持つ傾向は約1.24倍高まる。

そして、従属変数を子ども3人以上としたモデルにおいて、男性は15歳の頃の世帯収入のレベルが1単位高くなると、子どもを3人以上持つ傾向は約1.49倍に高まる。女性では、夫婦関係満足度が1単位高まると子どもを3人以上持つ傾向は約1.89倍高まり、家計満足度が1単位高まると子どもを3人以上持つ傾向は約0.34倍弱まる。

コントロール変数である結婚持続期間を除き、伝統的性別役割意識が高いほど子どもを2人以上もつ傾向が高まるという結果は男女で共通している。またそれぞれのモデルの適合度を示すNagelkerke R Squareは、子ども1人以上を従属変数としたモデルにおいて男性は.321女性は.192、子ども2人以上を従属変数としたモデルにおいて男性は.308女性は.368、子ども3人以上を従属変数としたモデルにおいて男性は.192女性は.314であった。また主な仮説の検証は、先に挙げた仮説全てが支持された訳ではなく、次のように支持された。(1) 女性は定住家族が大きいほど第2子を持つ傾向が高い、(3) 女性は夫婦関係満足度が高いほど第3子を持つ傾向が高い、(4) 男性、女性ともに性別役割意識が伝統的であるほど第2子をもつ傾向が高い、(5) 男性は子どもの大学教育を重要視するほど第2子をもつ傾向が低い。

表2 二項ロジスティック回帰分析の結果

変数	子ども1人以上				子ども2人以上				子ども3人以上			
	男性		女性		男性		女性		男性		女性	
	$\beta$	exp ( $\beta$ )	$\beta$	exp ( $\beta$ )	$\beta$	exp ( $\beta$ )	$\beta$	exp ( $\beta$ )	$\beta$	exp ( $\beta$ )	$\beta$	exp ( $\beta$ )
本人きょうだいが数	0.255	1.291	0.251	1.286	0.145	1.156	0.578 *	1.783	0.119	1.126	0.258	1.295
配偶者きょうだいが数	-0.32	0.726	0.694	2.003	-0.109	0.897	0.157	1.171	0.039	1.040	0.393	1.481
15歳の頃の世帯収入レベル	0.128	1.137	0.011	1.011	0.254	1.289	-0.205	0.814	0.401 *	1.493	0.205	1.227
実母との直接的な接触頻度	-0.042	0.959	0.287	1.332	0.096	1.101	-0.178	0.837	-0.156	0.856	-0.419	0.658
義母との直接的な接触頻度	0.219	1.245	0.246	1.278	0.064	1.066	0.197	1.218	-0.043	0.958	0.319	1.375
伝統的性別役割意識	0.051	1.053	0.365 *	1.441	0.151 *	1.163	0.215 *	1.240	0.119	1.126	0.067	1.070
夫婦関係満足度	-0.515	0.597	0.039	1.039	0.209	1.232	0.262	1.299	0.329	1.389	0.641 *	1.899
世帯年収	-0.171	0.843	0.189	1.208	-0.100	0.904	0.051	1.052	-0.106	0.900	-0.065	0.937
家計満足度	0.045	1.046	-1.062 *	0.346	0.032	1.032	-0.358	0.699	-0.177	0.838	-1.062 **	0.346
大学教育の重要性	-0.498	0.607	0.256	1.292	-0.466 *	0.627	-0.317	0.728	-0.463	0.629	-0.334	0.716
結婚持続期間	0.240 **	1.271	0.232 **	1.261	0.173 ***	1.189	0.159 ***	1.173	0.097 *	1.102	0.104 *	1.109
-2 対数尤度	102.256		61.109		182.033		134.95		138.024		90.541	
Nagelkerke R Square	0.321		0.192		0.308		0.368		0.192		0.314	

\* $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

## V. 考察

本研究では、定位家族の属性、家族ネットワーク、伝統的性別役割意識と夫婦関係、そして家計と教育に着目し、現代の夫婦の子ども数を規定する要因について検討を行った。その結果、世帯年収といった経済的な指標は男女ともに有意な影響を与えておらず、伝統的性別役割意識といった個々人の観念を表わす変数が、子どもを1人以上、もしくは2人以上もつ傾向に有意な影響を与えていた。また女性においては、家計満足度が子どもを1人以上もしくは3人以上もつ傾向に有意な影響を与えているものの、子どもを2人以上もつ傾向については有意な影響を与えていなかった。つまり、子どもの数が増えるほどに家計満足度が下がるという線形の関係にはないことが示され、第1子の出生によって生じる女性の家計満足度の低下によって第2子の出生が阻害されるわけではないことが示唆される。但し、男性は子どもの大学教育を重要視するほど、子どもを2人以上もつ傾向が弱まっている。この理由として、男性が子どもの大学教育を重要視した際、低迷する経済状況にも関わらず子どもの大学進学までの長期的な稼得役割を期待された結果、男性によって子どもの数が調整されていることが考えられる。

また、男性と女性の伝統的性別役割意識が高いほど、そして女性のきょうだい数が多いほど、子どもを2人以上もつ傾向が高まる。これらの規定要因（伝統的性別役割及びきょうだいの存在）は戦後の標準モデル世帯の要素ともいえ、分析対象者である男女の定位家族が戦後の標準モデル世帯と近しく、生殖家族を形成する過程においてそれらが模倣・再生産され、結果として子どもの数が2人以上に維持されている可能性が考えられる。また男性は15歳の頃の世帯収入レベルが高いほど、子どもを3人以上もつ傾向が高まる。これについては裕福な親から有形・無形の財産、様々な社会的資本を引き継ぐことによって男性の結婚時期が早まり、また安定した経済基盤を若い時期に築くことが可能となり、相対的に出産のタイミングが早まった結果と考えられる。

男性についての結果をまとめると男性の出生行動はより機能主義的影響を受けていると言えるだろう。また女性においては、先行研究から得られた知見に反して、実母もしくは義母との直接的な接触頻度は子どもの数と有意な関係を示していなかった。その理由としては、家族による育児支援は単に補完的な手段でしかなく、それは次子の出生を促す、もしくは可能にするほどの効果を持っていない可能性が考えられる。また女性では夫婦関係満足度が3人以上子どもをもつ傾向に有意な影響を与えており、男性の結果と比較すると女性はより家庭中心の社会体系に出生行動が規定されているように思われる。

研究の限界について述べると、本研究では近年の大きな課題である女性の就労についてコントロールしていない。これについては今後の課題としたい。しかし、本研究においては、家族ネットワークや定位家族の属性、生活満足度といった、これまでの家族社会学の蓄積が大きく反映されており、その結果もたらされた知見は今後、少子化という政策課題の射程をさらに拡大するという意義を持つと考える。

### 【謝辞】

日本版General Social Surveys (JGSS) 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、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

### 【註】

1. 男女ともに年齢と結婚持続期間に有意水準1%でPearsonの相関係数0.8以上の強い相関関係が見られた。
2. 男女ともに世帯年収と家計満足度に有意水準1%でPearsonの相関係数0.2以上の弱い相関関係が見られた。
3. 子ども数の記述統計量は順序変数であるものを示しているが、二項ロジスティック回帰分析では質的変数に変換したものを従属変数として使用した。

## 【参考文献】

- Buss M. D., 1988, "The Evolution of Human Intersexual Competition: Tactics of Mate Attraction," *Journal of Personality and Social Psychology*, 54:616-628.
- Duncan D. O., Freedman R., Coble M. J, and Slesinger P. D., 1965, "Marital Fertility and Size of Family of Orientation," *Demography*, 2: 508-515.
- Freedman, R., D.S. Freedman, and A. D. Thornton. 1980, "Changes in Fertility Expectations and Preferences Between 1962 and 1977: Their Relation to Final Parity," *Demography*, 17:365-78.
- Johnson E. N. and Stoke S. C., 1976, "Family Size in Successive Generations: The Effect of Birth Order, Intergenerational Change in Lifestyle, and Familial Satisfaction," *Demography*, 13:175-187.
- McDonald P., 2000, "Gender Equity in Theories of Fertility Transition," *Population and Development Review*, 26:427-439.
- Retherford D. R., Ogawa N. and Sakamoto S., 1996, "Values and Fertility Change in Japan," *Population Studies*, 50:5-25.
- Westoff, C. F., R. G. Potter, Jr., P. C. Sagi, and E. G. Mishler. 1961. *Family Growth in Metropolitan America*. Princeton: Princeton University Press.
- 阿藤誠、1981、「多変量解析法による夫婦出生力の分析」『人口学研究』：4:29-36.
- 石井クンツ昌子、2009、「父親の役割と子育て参加：その現状と規定要因、家族への影響について」『季刊家計経済研究』 81:16-33.
- 国立社会保障・人口問題研究所、2002、「第12回出生動向調査」
- 国立社会保障・人口問題研究所、2006、「第13回出生動向調査」
- 佐々井司、2004、「近年の夫婦出生力低下の動向とその背景」『人口問題研究』 60:36-49.
- 総務省、2003、「家計調査」
- 中央調査社、2009、「父親の育児参加に関する世論調査」中央調査社ホームページ、(2011年11月30日取得、<http://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/286733/www.crs.or.jp/backno/No622/6222.htm>)
- 内閣府、2005、「平成17年版国民生活白書 子育て世帯の意識と生活」
- 福田亘孝、2004、「出生行動の特徴と決定要因：学歴・ジェンダー・価値意識」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容：全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会、77-97.
- 真鍋倫子、2004、「女性の就労行動の学歴差—夫の収入と妻の就労—」『東京学芸大学紀要1 部門』 29-36.
- 御船美智子、2007、「家庭と職場のありかたとワーク・ライフ・バランス：その前提と道筋」山口一男・樋口美雄編『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞出版社、79-140.
- 目黒依子、2007、『家族社会学のパラダイム』勁草書房
- 守泉理恵、2005、「少子化と教育政策」大淵寛・阿藤誠編『少子化の政策学』原書房、133-156.
- 森田陽子、2004、「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』 48：1-24
- 文部科学省、2010、『平成21年度文部科学白書』
- 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』 66：57-67.
- 山重慎二、2002、「保育所充実政策の効果と費用—家族・政府・市場による保育サービス供給の分析—」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』、241-264.
- 山田昌弘、2010、「「婚活」現象の裏側」、山田昌弘編『「婚活」現象の社会学』東洋経済新報社、17-42.