

順序ロジット分析による一般家庭における

理想子ども数の決定要因の特定

内田智之^a、大場友貴^b、熊田雄斗^c

^{abc} 慶應義塾大学経済学部

2015年11月

要約

日本における少子化は、労働人口の減少や国内市場の縮小、過疎化および子どもの社会性形成の阻害など経済的、社会的に負の影響を与えると考えられている。そのため、少子化の要因を特定することには大きな意義があるといえる。本稿では、少子化の原因となる価値観形成の要因を推定することを目的として、本人に関わる基礎的項目、就労状態や賃金に関わる労働項目、親や居住地など子育て環境に関わる環境項目の3種類の観点から分析を行った。また、男女を区別しないデータで全体の傾向を、男女で分割したデータを比較して男女差の観測を試みた。分析には順序ロジットモデルを用い、一般家庭における理想子ども数について、それぞれの人数が選択される確率を求めている。分析の結果、基礎的項目については婚姻による価値観の変化は男性にのみ正の効果が認められ、女性には認められなかった。就労項目では男性が就労している場合、就労していない場合と比べて負の影響を受けることが分かった。一方、女性は就労していても非就労状態との差は自営業主以外では有意に生じなかった。環境項目について、女性は父親との同居で正の効果を、母親との同居で負の効果を受けることが明らかになった。対して、男性は環境項目に影響を受けることはなかった。

目次

要約	1
1.はじめに	3
2.現状分析	3
2.1.日本の少子化の現状	3
2.2 他国との比較	6
3.先行研究	9
4.実証分析	11
4.1.データおよび分析手法について	11
4.2.分析結果	16
4.3.考察	20
5.おわりに	21
参考文献	22

1.はじめに

本稿では少子化問題について分析をする。現在、少子化は日本において国力低下の要因といわれる深刻な社会問題であるが、少子化問題を考える意義はどういったものなのであろうか。ここで、厚生労働省（2002）では、少子化問題によって引き起こされる影響として経済的影響、社会的影響、プラスの影響の三つを示している。経済的影響として、労働人口の減少による将来的な GDP の減少や、一人あたりの年金などの負担の増大があげられ、また社会的影響としては子どもの数の減少によって、子ども同士の交流の機会が減り子どもの社会性が育まれないのではないかとということが示唆されている。これらに対して、プラスの影響としては、人口減少により大都市での人口過密問題が解消されるなどがあげられている。このように、少子化問題の解決について取り組むことは、経済的、社会的に意義のあることだといえる。

また、近年において合計特殊出生率が2を切り、将来的な人口の減少及び、経済的、社会的悪影響が拡大することが懸念されている。少子化の要因としては未婚率の上昇及び、平均初婚年齢の上昇が考えられているが、本稿では世帯あたりの児童数の減少に注目していく。また、諸外国と比較したところ、政府による支援の少なさや労働時間の長さなどが少子化を促進させているのではないかと思われる。

これらを踏まえたうえで、本稿では理想の子ども数に関する価値観に焦点をあて、環境や労働などがどのような影響を与えるかを分析していく。これにより、児童数減少に対してはどのようなものが有効なのかを提言することが、本稿の目的である。本稿ではJGSS-2010の個票データに対して、統計的な手法を用いて、その要因について定量的に分析を行う¹。

2.現状分析

2.1.日本の少子化の現状

本稿では社会問題として少子化問題に着目し、これを考える際の指標として、世帯ごとの児童数と合計特殊出生率を用いる。厚生労働省（2012a）では、「合計特殊出生率は一人の女性がその年齢別出生率で一生の間に産むとしたときの子どもの数に相当する。」としている。夫婦二人で子どもを産むことを考慮すると、合計特殊出生率

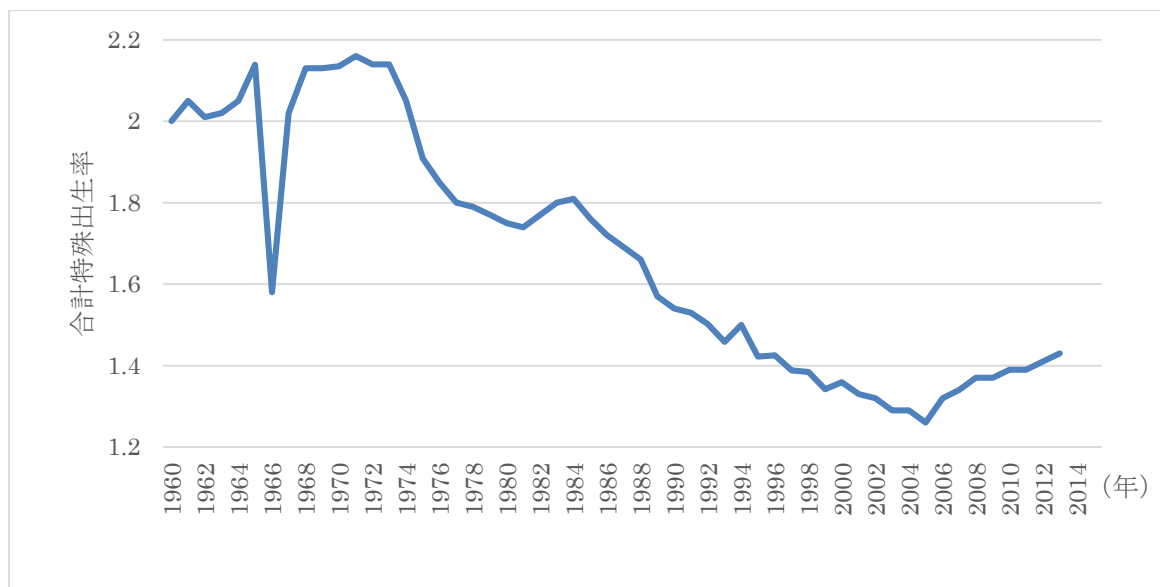
¹ 本稿で行う二次分析にあたり、ICPSR および ICPSR 国内利用機関 (ICPSR Japanese National Membership) から「Japanese Social Survey (JGSS), 2010」の個票データの提供を受けた。個票データの出典を明記するために次の文章を付する。

Tanioka, Ichiro, Yukio Maeda, and Noriko Iwai. Japanese General Social Survey (JGSS), 2010. ICPSR34623-v3. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2015-07-22. <http://doi.org/10.3886/ICPSR34623.v3>。

また、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。

が 2 を下回った状態では人口減少が起きてしまうといえる。図 1 によると日本の合計特殊出生率の変化は、2006 年ごろから徐々に上昇しつつあるが、それでも 2 は大きく下回っている。また、日本の合計特殊出生率は、2013 年時点で 1.43 となっている。

図 1 日本の合計特殊出生率の推移



出所: world bank (2013) 「Fertility rate, total (births per woman)」より筆者作成

次に、日本の世帯における児童数の変化を見ていく。図 2 を見ると子どものいない世帯が増加し、子どもを持つ世帯が減少傾向にあることが分かる。一方、子どもの数が 1 人と 2 人の場合の世帯割合がほぼ同じ割合になっていることも読み取れる。最低二人の子どもを出生しないと人口の維持は困難であると考えられるが、二人以上の児童を持つ世帯は全体の 1 割強のみとなっている。

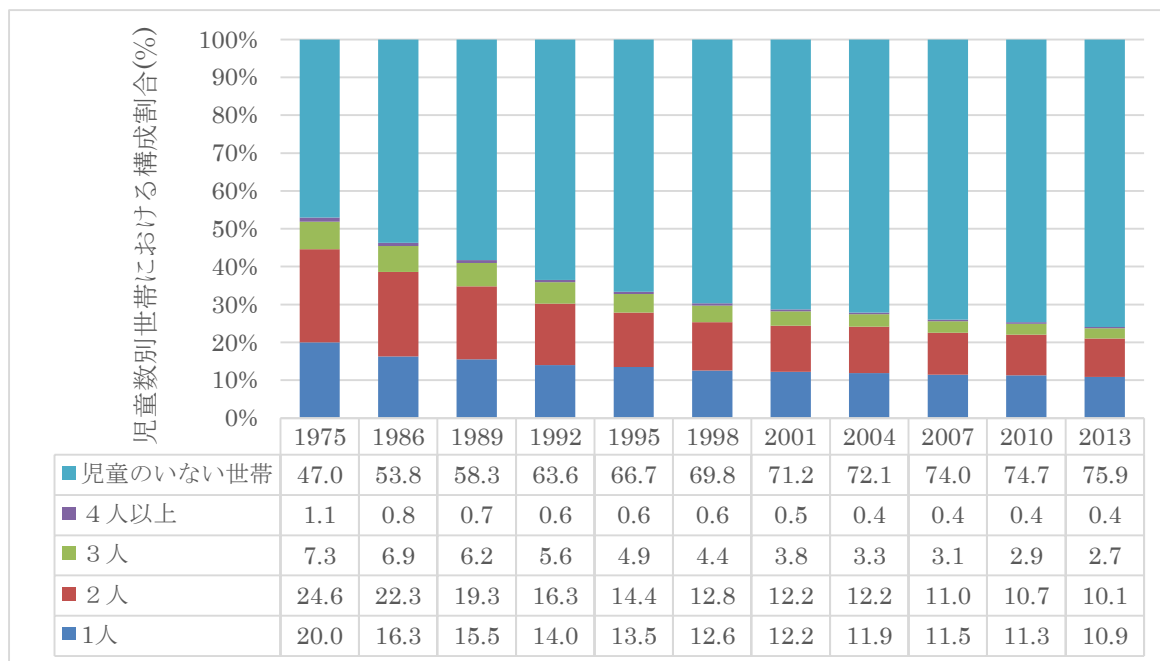
また、同図「合計特殊出生率」、「世帯あたり児童数」を見ると出生率自体は微弱ながら上昇しているが、それでも世帯あたり子ども数は伸び悩むなどの事実が見て取れる。人口増加という着眼点から今後は少子化の定義として、合計特殊出生率が 2 以下の状態とすることにする。

少子化の要因として、内閣府 (2014) によれば、(1) 結婚する時期が遅くなってきていること、(2) 結婚しないあるいは結婚できない若者の割合が上昇していること、(3) 夫婦が持つ子どもの数が少なくなっていることの三点であるという。三点目の夫婦の持つ子どもの数が少なくなっていることについてはすでに述べたので、ほかの二点について若干考察してみる。

まず、平均初婚年齢について見ていく。厚生労働省 (2012b) によると、1993 年度には男性の平均初婚年齢は 28.4 歳であったのに対して、2011 年度には 30.7 歳となっ

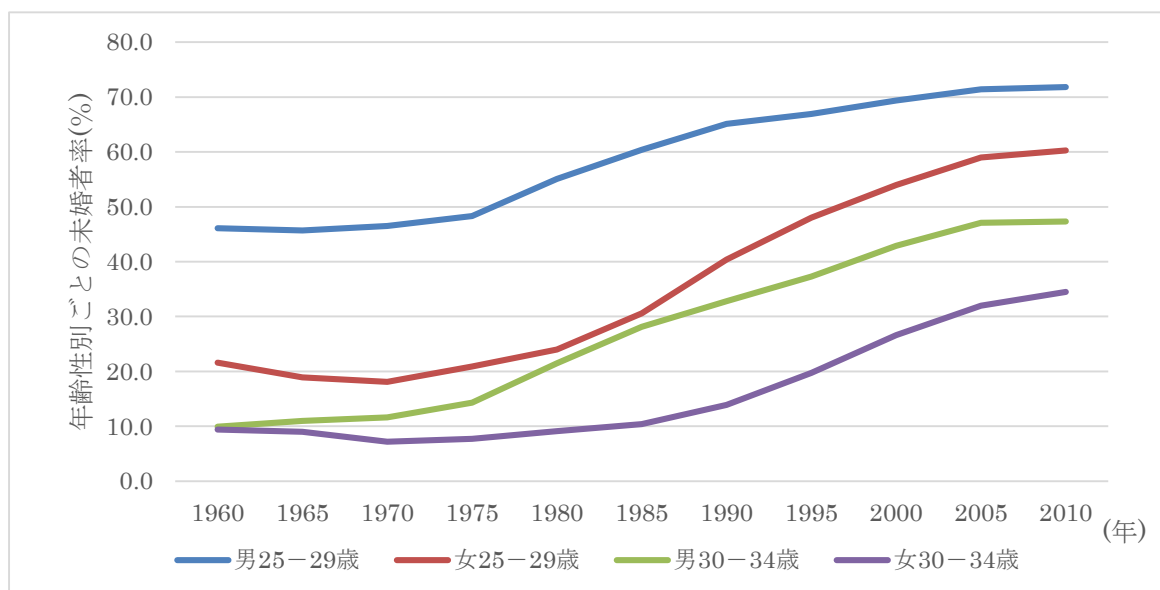
ている。同様に、女性の場合は 1993 年度には平均 26.1 歳であったが、2011 年度には 29.0 歳になっている。ここから、約 20 年で男女ともに平均初婚年齢が 2 歳ほど上昇していたことが読み取れる。

図 2 児童の有無及び児童数別に見た世帯数の構成割合の推移



出所 厚生労働省（2014）「国民生活基礎調査（平成25年）」より筆者作成

図 3 年齢性別ごとの未婚者率の推移



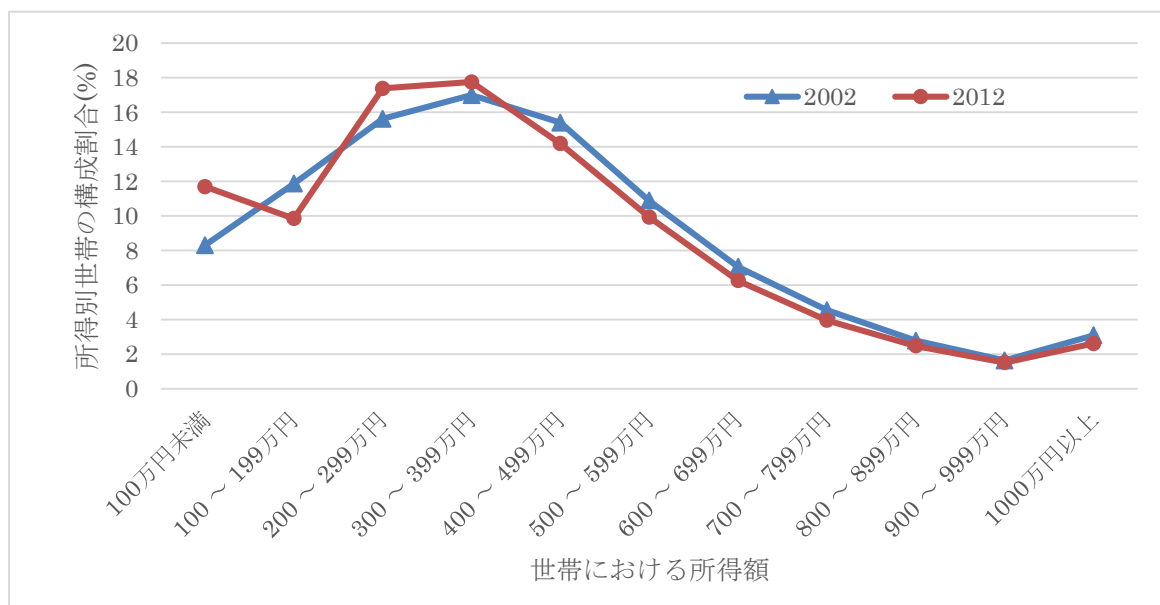
出所 総務省統計局（2011）「平成22年国勢調査」より筆者作成

次に、結婚できない若者の割合についてであるが、図 3 によると近年の未婚率は 2010 年時点で、25 歳から 29 歳の男性は 71.8%、同女性は 60.3%、30 歳から 34 歳の男性は 47.3%、同女性は 34.5%となっている。傾向としては女性よりも男性は未婚率が高く、全体的に時間とともに上昇していることが見て取れる。しかし、近年はその上昇率が緩やかになっていることが読み取れる。

これらの統計を見ると、少子化の要因として先に述べた三点が現実的にも起きていることが分かった。

また、近年の子育て世帯の所得分布がどうなっているのかを見るために、総務省統計局（2003,2013）を用いて、2002 年と 2012 年における 20~39 歳の世帯主収入額の構成割合の比較を行った。図 4 より、2002 年から 2012 年の 10 年間で 400 万以上の所得がある世帯の割合が減少し、400 万未満の世帯の割合は上昇している。ここから、高所得者が減少し低所得者が増加しているということは、全体として所得額の中央値が低下しているといえる。よって、所得の減少が少子化の要因になるのではないかという仮説も考えられる。

図 4 10 年間ににおける 20~39 歳の世帯所得別世帯数の割合の変化



出所 総務省統計局（2003,2013）「平成 14 年就業構造基本調査結果」および「平成 24 年就業構造基本調査結果」より筆者作成

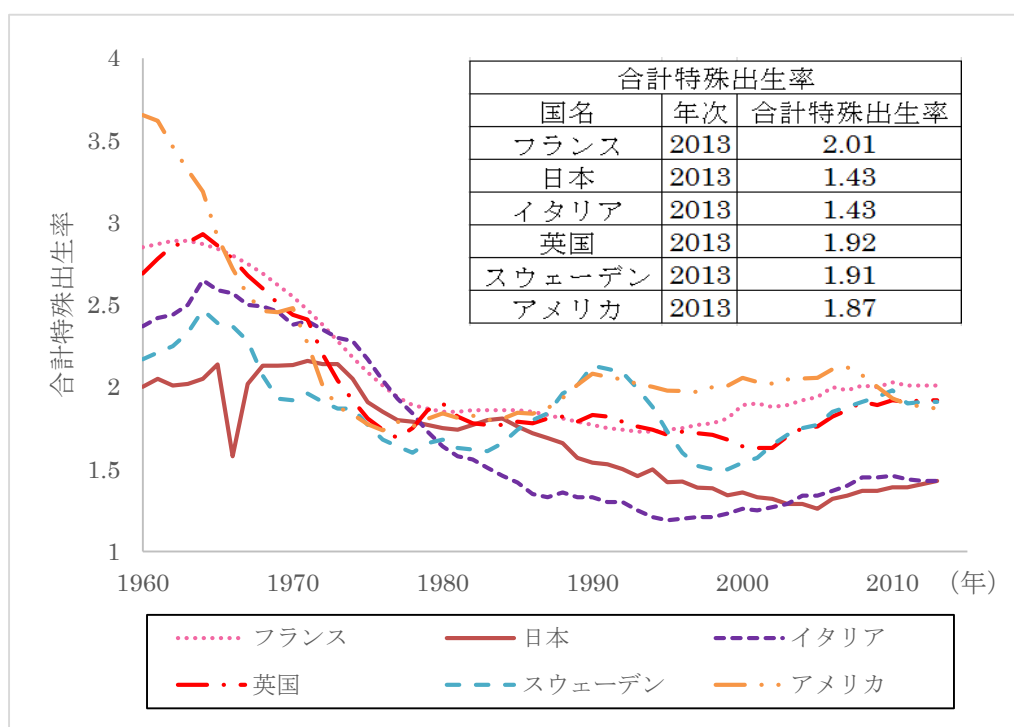
2.2 他国との比較

さて、ここまで日本のデータを見てきたが、他国では少子化はどうなっているのだろうか。ここで、参考のために各国のデータを示していく。ここでは、日本との比較として、アメリカ、フランス、イギリス、イタリア、スウェーデンの 5 つの国の合計

特殊出生率の推移を確認していく。

図 5 によればどの国も時間とともに大きく合計特殊出生率が変化しているが、今回は 2000 年代以降に着目していく。日本とイタリアの二カ国は低い数字を示している。一方、他の四カ国は高い数字を示しているものの、アメリカのみ減少傾向がみられる。スウェーデン、フランス、英国の合計特殊出生率は高い数値を保ちながら上昇傾向にある。これら三カ国の特徴としては、育児に対して国を挙げて取り組んでいるという点があげられる。

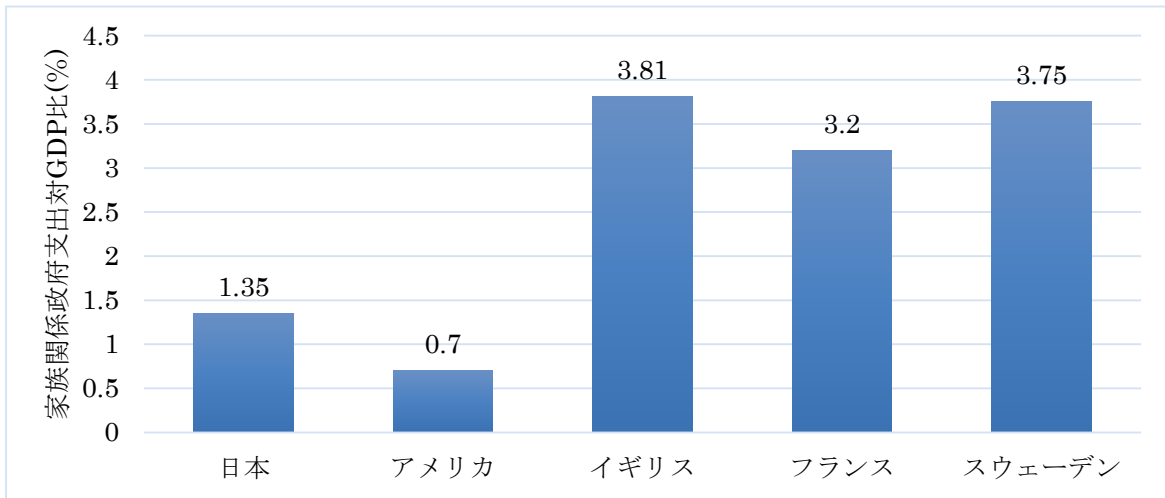
図 5 日本と諸外国の合計特殊出生率の推移



出所: world bank (2013) 「Fertility rate, total (births per woman)」より筆者作成

育児に対する国の支出割合の違いについては厚生労働省 (2013) の政府支出の家族関係の割合のデータから見ていく。図 6 は各国の政府支出の家族関係の対 GDP 比を示したものである。各国の GDP 比を比較するとイギリス、フランス、スウェーデンは 3% を上回っているが、日本とアメリカは下回っている。このことから、政府による子育て支援の影響で少子化が決まるのではないかという仮説が浮上する。

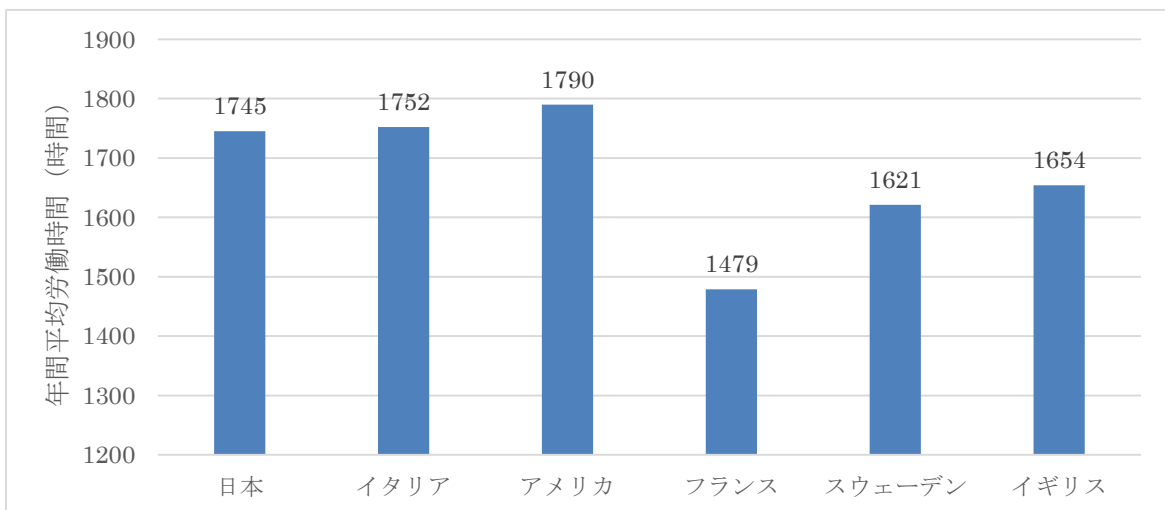
図 6 各国の家族関係対 GDP 比



出所: 厚生労働省 (2013) 「平成 23 年度社会費用統計」より筆者作成

次に、各国の長時間労働者の割合を見ていく。図 7 によると、年間の平均労働時間は、日本、イタリア、アメリカの三カ国は 1700 時間を上回っている。一方、フランス、スウェーデン、イギリスの三カ国は 1700 時間を下回っている。少子化が改善していない三カ国と少子化が改善しつつある三国を見ると、平均年間労働時間は 100 時間ほどの差があることが分かる。このことから、労働時間が長くなると子育てをすする時間が削られ、少子化が促進するのではないかという仮説が考えられる。

図 7 各国の年平均労働時間



OECDlibrary (2013) 「年間平均労働時間 (Average annual working time)」より筆者作成

本節の考察は以下の三点に要約できる。

1. 日本において少子化が問題視される中、フランス、スウェーデン、イギリスで

は少子化が改善しつつある。この差から日本の少子化問題の原因を考察していった。

2. 日本は家族関係対 GDP 比が上記の三国に比べ低いことから、金銭や社会保障の不足の理由から少子化が起きているのではないかと考えられる。
3. 日本は長時間労働者の割合が上記の三国に比べ高いことから、育児にかけられる時間のなさから少子化が起きているのではないかと考えられる。

3.先行研究

表 1 先行研究の概要

	吉田・水落 (2003)	武藤 (1992)	森田 (2004)	中井 (2005)	坂爪・川口 (2007)	福田・久本 (2012)
概要	世帯における育児サービスの生産と出生力に関する統計的手法を用いた分析	日本における子育てコストと子供需要の関係についての統計的分析	子育て費用と出生行動の関係についての統計的分析	日本における教育費と出生率に関する統計的分析	育児休業制度が出生率に与える効果の統計的分析	母親の近居や同居が女性の就労にどう影響与えるかの統計的分析
結果	保育所の利用は正だが有意でない。祖父母からの育児援助が正で有意。	子供数の増加と高学歴化は家計の子育てコストに少なからぬ影響を及ぼす。子供一人当たりのコストは消費支出の10～15%程度。	養育費、通塾費が高いほど予定子供数が少ない。経済水準、親の教育水準が高いほど、予定子供数、費用が高い。	教育バウチャーなどによる教育費減政策は有効。所得減税、扶養手当といった所得への直接補助的な政策は効果がない。同居率近居率を高めることは有	育児休業制度は出産確立を上昇させる。通常労働時間が長い場合はその効果が薄い。そのため、育児休業後の労働時間を短縮すべきである。	男女のカップルが、特に女性の親から離れて結婚し、子どもを育てる場合、女性は正規就労を継続することは困難であると想定される。

表 1 は先行研究の概要とその結果を表にしたものである。これらについて順に述べておこう。吉田・水落（2003）では、出生率を従属変数とし夫年収、資産、妻賃金率「代替：学歴」、妻就業、保育所の利用、祖父母からの育児支援、子供性別選好、妻の年齢、結婚持続期間を回帰分析の説明変数として扱った分析を行い、保育所の利用は有意でなく、祖父母からの育児援助は正で有意という結果を得た。この結果より、世帯における育児サービスの生産を改善させることが少子化対策として有効としている。これを先行研究の対象とした理由は、祖父母など親戚の資金援助や地域の保育施設の有無や大小などによって、出生率がどう変化するか検討するためである。

武藤（1992）では、主に子育て需要と子育てコストの関係について分析し、そこでは子育てコストとして、育児及び世話に費やす時間と就労を放棄したことに伴う機会

損失として定義している。分析の結果、子供数の増加と高学歴化は家計の子育てコストに少なからぬ影響を及ぼし、子供一人あたりのコストは消費支出の10～15%程度という結論を得ている。これは次の点から本稿の参考になると考えられる。それは、親の学歴によって、子供の数や、子供一人あたりにかける養育費の割合が変化するという点である。

森田（2004）では、子育てや習い事の費用などが家庭の出生行動にどのような影響を与えるかを分析し、養育費、通塾費が高いほど予定子供数が少なく、経済水準、親の教育水準が高いほど、予定子供数、費用が高くなるという結果を得ている。ここから、少子化抑制のためには費用削減、扶助、公教育の質の向上が有効である可能性が高いと主張している。これは以下の視点が本稿の参考になると思われたため、先行研究の対象とした。それは、学歴ではなく、経済水準によって予定子供数、養育費の割合がどのような変化をみせるのかという学歴とは違った視点である。

中井（2005）は、先行研究のサーベイを行い、女性の賃金上昇は結婚率および出生率を低下させ、学歴の影響は年齢により異なり、離婚率と出生率には正の相関、平均初婚年齢と出生率には負の相関、就業率と初婚年齢には正の相関があるとの結果を示している。分析結果より、教育バウチャーなどによる教育費逓減政策は有効であり、所得減税、扶養手当といった所得への直接補助的な政策は効果がない、同居率・近居率を高めることは有効だという結論を得ている。これを先行研究の対象とした理由は、教育援助、政策によって、どれほど少子化に影響を与えるのかを検討するためである。

坂爪・川口（2007）では、育児休業制度の効果について分析を行い、育児休業制度は出産確率を上昇させる一方、通常労働時間が長い場合はその効果が薄いことを発見し、よって育児休業後の労働時間を短縮すべきだと主張している。これは次の点で本稿の参考になると考えられたため、先行研究の対象とした。それは、近年どこの企業でも見られるようになった育児休業制度について、その制度がどれほど少子化に影響を及ぼすのかという点である。これを、労働時間との関係も視野に入れ、分析の対象とする。

福田・久本（2012）は、女性の就労に与える母親の近居・同居の影響を統計的分析し、従来の研究では親世代の同居が着目されていたが、より重要なのは近くでの居住であり、男女のカップルが、親から離れて結婚し、子どもを育てる場合、女性は正規就労を継続することは困難であるとの結論を得ている。これを先行研究の対象とした理由は以下の通りである。端的にまとめれば、男女のカップル、もしくは親世代との同居が出生率にどのような影響を及ぼしているのかを検討するためである。また、男女のカップルの中で、結婚、出産という順に行われるケースが一般的だが、近年は出産、結婚の順に行われることも稀なことではない。そのため、同居という観点からの出生率の検討は本稿での分析にあたって必要な観点となった。

4.実証分析

4.1.データおよび分析手法について

本稿で用いるデータはJGSS-2010である。この調査では回答者の考える一般の家庭における理想の子ども数について尋ねる項目がある。この項目は具体的な人数を尋ねるものであり、これに回答した者だけを分析に使用する。

また、分析に使用するデータは回答者が40歳未満のサンプルに限定する。理由は、子育て世帯ではない年上の世代を除外するためである。この処理を行わず以降の手法で分析を行った場合、現在の子育てに関する価値観とは異なる考え方が分析に含まれてしまう可能性があるためである。

そのうえで、回答者の性別によって分割したものと分割していないものの3種類を分析するデータとして扱う。すなわち、男女全体のデータ、女性みのデータ、男性みのデータのである。これは、次章での分析に際して説明変数ごとの男女差の比較および全体の傾向の考察を効率よく行うためである。

説明変数として用いるのは、性別に関するダミー、回答者の年齢及びその二乗、婚姻状態に関するダミー、回答者の兄弟姉妹数の合計、回答者の就労形態に関するダミー、回答者の週あたりの通常労働時間、回答者の年収に関するダミー、回答者の学歴に関するダミー、親との同居に関するダミー、居住地に関するダミー、両親の学歴に関するダミーである。性別に関するダミーは回答者が女性である場合に1をとる。このダミーは性別による分割を行っていないデータでのみ使用する。回答者の年齢及びその二乗を含めるのは、まず年齢の影響を分析したいことに加えて、被説明変数への影響がピークになる年齢があるかも分析したいためである。また、結婚によって理想の子ども人数に対する価値観が変化するかどうかを検討するため、回答者が婚姻状態の場合1をとる「婚姻ダミー」を回帰式に追加する。

幼少期の家庭環境が回答者の価値観を決定する可能性を考慮するため、回答者の兄弟姉妹数の合計を回帰式に投入する。なお、この兄弟姉妹数は回答者本人を含まない。就業形態が家庭に与える効果は福田・久本(2012)で検討されている。この調査では回答者に就業しているか否か、就業している場合どのような就業形態かを尋ねる項目がある。就業形態の選択肢は「経営者・役員」、「常時雇用の一般従業者」、「臨時雇用(パート・アルバイト)」、「派遣社員」、「自営業主・自由業主」、「家族従事者」、「わからない」である。就業していない状態をベンチマークとし、就業形態の選択肢で「経営者・役員」、「常時雇用の一般従業者」を選んだ場合1をとる「正規労働者ダミー」と、「臨時雇用(パート・アルバイト)」、「派遣社員」、「家族従事者」を選んだ場合1をとる「非正規労働者ダミー」、および「自営業主・自由業主」を選んだ場合1をとる「自営業主ダミー」を回帰式に投入している。

回答者の週あたりの労働時間は理想の子ども数に対して、負の効果を与えると考えられるので、効果の大きさをはかるために回帰式に追加する。これは現状分析における、合計特殊主成立が回復している国との比較で示唆した。

世帯年収の増加は森田（2014）によって理想子ども数を増加させるという正の相関が示されていた。今回の分析では未婚者のサンプルも扱うため、回答者の年収を用いて年収 350 万円以下をベンチマークとし、「350 万円以上 550 万円未満」、「550 万円以上 750 万円未満」、「750 万円以上」のダミー変数を投入している²。

賃金率は、直接観測できないので代理変数として回答者の学歴に関するダミーを用いる。回答者の学歴については、分析に使用した設問では回答者が最後に通っていた学校について尋ねており、選択肢として「新制中学校」、「新制高校」、「新制高専」、「新制短大」、「新制大学」、「新制大学院」、「わからない」がある。分析では最後に通った学校が「新制中学校」ないし「新制高校」の場合をベンチマークとした。そして最後に通った学校が「新制大学」または「新制大学院」の場合は 1 をとる「本人学歴ダミー（大学・大学院）」を回帰式に加えた。

親との同居に関しては福田・久本（2012）で検証されていて、男女のカップルが、特に女性の親から離れて結婚し、子どもを育てる場合、女性は正規就労を継続することは困難であるとされている。今回の分析では未婚者のサンプルも扱うため、回答者の親との同居について「母親同居ダミー」と「父親同居ダミー」のダミー変数を回帰式に追加した。

都市部とそれ以外では育児サービスの充実度や近隣住民との関係、病院へのアクセスなどが大きく異なり、子育てへの意欲に違いが生じる可能性がある。この調査では回答者の居住地について「大都市」、「人口 20 万以上の市」、「人口 20 万未満の市」、「町村」の 4 段階で記載されている。この項目を用いて、回答者の居住地が「大都市」の場合 1 をとる「大都市居住ダミー」と、回答者の居住地が「人口 20 万以上の市」の場合 1 をとる「20 万人以上の市居住ダミー」を回帰式へ投入した。

回答者の育った家庭環境は価値観の根底になる可能性があるため、親の学歴に関するダミーを用いる。なお、親の学歴については、分析に使用した設問では両親が最後に通っていた学校についてそれぞれ尋ねており、選択肢として「新制中学校」、「新制高校」、「新制高専」、「新制短大」、「新制大学」、「新制大学院」、「わからない」がある³。分析では最後に通った学校が「新制中学校」ないし「新制高校」の場合をベンチ

² 調査においては本人の全体での年収について質問している。調査における設問の選択肢は「70 万円未満」、「70~100 万円未満」、「100~130 万円未満」、「130~150 万円未満」、「150~250 万円未満」、「250~350 万円未満」、「350~450 万円未満」、「450~550 万円未満」、「550~650 万円未満」、「650~750 万円未満」、「750~850 万円未満」、「850~1000 万円未満」、「1000~1200 万円未満」、「1200~1400 万円未満」、「1400~1600 万円未満」、「1600~1850 万円未満」、「1850~2300 万円未満」、「2300 万円以上」、「回答したくない」、「わからない」である。

³ なお、親が旧制学校に通っていたサンプルについては扱いが難しいためデータからは除外している。

マークとした。まず、父親について最後に通った学校が「新制高専」または「新制短大」の場合は1をとる「父親学歴ダミー（高専・短大）」と、「新制大学」もしくは「新制大学院」の場合は1をとる「父親学歴ダミー（大学・大学院）」を回帰式に加え、母親についても同様の手順を踏み「母親学歴ダミー（高専・短大）」と、「母親学歴ダミー（大学・大学院）」を回帰式に加えた。

これらの説明変数を用いて、本稿では順序ロジットモデルによる分析を行う。順序ロジットモデルは、順序のある3つ以上の選択肢を同じ説明変数で説明したい場合に使用できる。以下に順序ロジットモデルについて簡単に説明する。説明の簡略化のために説明変数は1種類とする。

順序のある選択肢がM個あるとしよう。観測されない潜在変数 z_i は次のように決定されるとする。

$$z_i = \mathbf{b}x_i + e_i$$

ここで、 x_i は観測可能な変数で、潜在変数 z_i の変動を説明する変数、 e_i は観測されない変数で x_i で説明される部分以外を表したものである。個人 i について観察される従属変数 y_i は未知のしきい値 $a_1, a_2, a_3, \dots, a_{M-1}$ に対して、

$$y_i = 1 \text{ if } z_i \leq a_1$$

$$y_i = k \text{ if } a_{k-1} < z_i \leq a_k, \quad k=1, \dots, M-1$$

$$y_i = M \text{ if } a_{M-1} < z_i$$

によって定義されるとする。推定では係数 \mathbf{b} としきい値 a_i を同時に推計する。 e_i は分布関数

$$\Delta(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)}$$

を持つロジスティック分布に従う場合、

$$P_{i1} = \Pr(y_i = 1) = \Delta(a_1 - \mathbf{b}x_i)$$

$$P_{i2} = \Pr(y_i = 2) = \Delta(a_2 - \mathbf{b}x_i) - \Delta(a_1 - \mathbf{b}x_i)$$

$$P_{ik} = \Pr(y_i = k) = \Delta(a_k - \mathbf{b}x_i) - \Delta(a_{k-1} - \mathbf{b}x_i)$$

⋮

$$P_{iM} = \Pr(y_i = M) = 1 - \Delta(a_1 - \mathbf{b}x_i)$$

が導かれる[松浦克見・マッケンジー, コリン (2009)]。 \mathbf{b} は通常の重回帰の係数とほぼ同じように解釈できる。すなわち、 \mathbf{b} の符号が正であれば x_i が大きいほど従属変数 y_i は大きな値となる(確率が高まり)、 \mathbf{b} の符号が負であれば x_i が大きいほど従属変数 y_i は小さな値となる(確率が高まる)。

本稿の分析では従属変数として、回答者が一般の家庭における理想の子ども数とし

て選択する人数を用いる。なお、これは回答者の個々の家庭における理想の子ども数ではない。本稿では、この従属変数を家庭における子どもへの価値観の代理変数であると捉える。

分析に用いる変数の記述統計量は表 2、表 3、表 4 に記した。表 2 に性別を区別しないデータ、表 3 に女性のみのデータ、表 4 に男性のみのデータの基本統計量を示している。まず、理想的な子どもの人数であるが、全体および男女別ともに平均が 2.5 程度であり標準偏差が 0.5 強であるため多くの回答者が 2 人ないし 3 人を選択していると分かる。労働に関する項目についても述べると、正規労働者の割合は全体では 52.7% で、女性は 37.1%、男性は 72.2%、非正規労働者の割合は全体では 21.6% で、女性は 30.3%、男性は 10.7% であり、女性の就労割合総合は男性より低く、非正規労働者の割合が高いことが分かる。また、本人年収については、全ての場合で 350 万円未満の割合が最も高く、年収が上昇するに従い割合は減少しており、とくに女性では 750 万円以上が存在しない。これは回答者の年齢を 40 歳未満としたことに原因があるだろう。本人学歴についてみると、女性は大学卒以上の割合が 26.2% であるのに対し、男性は 41.7% と大きく上回っていることが分かる。親との同居は全体的に、父親との同居は少なく、母親との同居割合が高いことが見て取れる。また、両親の学歴について、高卒以下である割合は父親が約 7 割、母親は約 8 割であると読み取れる。

表 2 基本統計量 (1)

基本統計量(男女すべて)					
変数概要	サンプル数	平均	標準偏差	最低値	最大値
理想的な子どもの人数	634	2.443	0.571	0	5
性別ダミー	634	0.557	0.497	0	1
年齢(歳)	634	31.126	5.714	20	39
年齢の2乗(歳×歳)	634	1001.435	343.985	400	1521
婚姻ダミー	634	0.549	0.498	0	1
兄弟姉妹数	630	1.443	0.803	0	5
正規労働者ダミー	634	0.527	0.500	0	1
非正規労働者ダミー	634	0.216	0.412	0	1
自営業主ダミー	634	0.021	0.142	0	1
通常労働時間/週	619	29.215	18.971	0	90
年収350万円以上550万円未満	536	0.216	0.412	0	1
年収550万円以上750万円未満	536	0.067	0.251	0	1
年収750万以上円ダミー	536	0.011	0.105	0	1
本人学歴ダミー(大学・大学院)	629	0.331	0.471	0	1
父親同居ダミー	632	0.351	0.478	0	1
母親同居ダミー	632	0.418	0.494	0	1
大都市居住ダミー	634	0.241	0.428	0	1
20万人以上の市居住ダミー	634	0.263	0.441	0	1
父親学歴ダミー(高専・短大)	535	0.043	0.203	0	1
父親学歴ダミー(大学・大学院)	535	0.262	0.440	0	1
母親学歴ダミー(高専・短大)	550	0.142	0.349	0	1
母親学歴ダミー(大学・大学院)	550	0.071	0.257	0	1

表 3 基本統計量 (2)

基本統計量(女性のみ)					
変数概要	サンプル数	平均	標準偏差	最低値	最大値
理想的な子どもの人数	353	2.479	0.569	1	5
性別ダミー	353	1.000	0.000	1	1
年齢(歳)	353	31.059	5.616	20	39
年齢の2乗(歳×歳)	353	996.147	338.492	400	1521
婚姻ダミー	353	0.561	0.497	0	1
兄弟姉妹数	350	1.443	0.805	0	5
正規労働者ダミー	353	0.371	0.484	0	1
非正規労働者ダミー	353	0.303	0.460	0	1
自営業主ダミー	353	0.006	0.075	0	1
通常労働時間/週	346	23.197	18.299	0	64
年収350万円以上550万円未満	301	0.126	0.333	0	1
年収550万円以上750万円未満	301	0.010	0.100	0	1
年収750万以上円ダミー	301	0.000	0.000	0	0
本人学歴ダミー(大学・大学院)	351	0.262	0.440	0	1
父親同居ダミー	351	0.316	0.466	0	1
母親同居ダミー	352	0.392	0.489	0	1
大都市居住ダミー	353	0.235	0.425	0	1
20万人以上の市居住ダミー	353	0.263	0.441	0	1
父親学歴ダミー(高専・短大)	293	0.044	0.206	0	1
父親学歴ダミー(大学・大学院)	293	0.270	0.445	0	1
母親学歴ダミー(高専・短大)	306	0.186	0.390	0	1
母親学歴ダミー(大学・大学院)	306	0.049	0.216	0	1

表 4 基本統計量 (3)

基本統計量(男性のみ)					
変数概要	サンプル数	平均	標準偏差	最低値	最大値
理想的な子どもの人数	281	2.399	0.571	0	4
性別ダミー	281	0.000	0.000	0	0
年齢(歳)	281	31.210	5.843	20	39
年齢の2乗(歳×歳)	281	1008.078	351.257	400	1521
婚姻ダミー	281	0.534	0.500	0	1
兄弟姉妹数	280	1.443	0.801	0	5
正規労働者ダミー	281	0.722	0.449	0	1
非正規労働者ダミー	281	0.107	0.309	0	1
自営業主ダミー	281	0.039	0.194	0	1
通常労働時間/週	273	36.842	16.986	0	90
年収350万円以上550万円未満	235	0.332	0.472	0	1
年収550万円以上750万円未満	235	0.140	0.348	0	1
年収750万以上円ダミー	235	0.026	0.158	0	1
本人学歴ダミー(大学・大学院)	278	0.417	0.494	0	1
父親同居ダミー	281	0.395	0.490	0	1
母親同居ダミー	280	0.450	0.498	0	1
大都市居住ダミー	281	0.249	0.433	0	1
20万人以上の市居住ダミー	281	0.263	0.441	0	1
父親学歴ダミー(高専・短大)	242	0.041	0.199	0	1
父親学歴ダミー(大学・大学院)	242	0.252	0.435	0	1
母親学歴ダミー(高専・短大)	244	0.086	0.281	0	1
母親学歴ダミー(大学・大学院)	244	0.098	0.298	0	1

4.2.分析結果

順序ロジットモデルの推定結果は表 5、表 6、表 7 に示した。なお分析には統計ソフト R (version 3.2.2) を用いた。モデル 1,4,7 は全体を対象としたもの、モデル 2,5,8 は女性のみを対象としたもの、モデル 3,6,9 は男性のみを対象としたものである。これは、男女差及び子育て世帯全体での傾向を捉えるために行う。なお、モデル 1,2,3 は回答者の基礎的項目のみを説明変数とし、モデル 4,5,6 では基礎的項目に労働に関する項目を追加したものを説明変数とし、モデル 7,8,9 では回答者の基礎的項目に両親や居住地についての項目を加えたものを説明変数としている。これは、労働や子育ての環境など分野ごとでどの変数が影響力を持っているかを特定するためである。

表 5 順序ロジット回帰の結果 (1)

	基礎的項目モデル					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
性別ダミー	0.2945 (1.7564)	*				
年齢	0.2648 (6.2629)	***	0.3621 (5.7624)	***	0.1867 (1.9985)	**
年齢の2乗	-0.0042 (-4.3934)	***	-0.0062 (-4.4082)	***	-0.0026 (-1.3172)	
婚姻ダミー	0.3480 (1.8298)	*	0.1216 (.4779)		0.6061 (2.0639)	**
兄弟姉妹数	0.7239 (6.4576)	***	0.7765 (5.0207)	***	0.7199 (4.2849)	***
	しきい値	有意性	しきい値	有意性	しきい値	有意性
011	-1.2480 (-128.2625)	***			-1.2569 (-7.8216)	***
112	0.5599 (12.8687)	***	1.3611 (93.7305)	***	-0.1427 (-.1962)	
213	5.6955 (12.6856)	***	6.4410 (9.2286)	***	5.1271 (4.6506)	***
314	9.5145 (18.8058)	***	10.5906 (13.9653)	***	8.5784 (7.9823)	***
415	11.4199 (13.7725)	***	11.7031 (12.2787)	***		
Residual Deviance	979.7355		539.8091		427.0142	
AIC	999.7355		555.8091		443.0142	
n	630		350		280	
推定パラメータ数	10		8		8	

(注) 上段は係数(あるいはしきい値)、下段括弧内はt値

有意性について:[***]1%水準で有意、[**]5%水準で有意、[*]10%水準で有意。

表 6 順序ロジット回帰の結果 (2)

基礎的項目+労働項目モデル						
	モデル4		モデル5		モデル6	
	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
性別ダミー	0.3971 (1.8365)	*				
年齢	-0.0267 (-.2704)		-0.0311 (-.4557)		0.0815 (.8273)	
年齢の2乗	0.0005 (.2604)		0.0000 (.029)		-0.0007 (-.3516)	
婚姻ダミー	0.3945 (1.8398)	*	0.3320 (1.1323)		0.5508 (1.4945)	
兄弟姉妹数	0.8116 (6.2347)	***	0.8311 (4.6985)	***	0.73949 (3.7059)	***
正規労働者ダミー	-0.7436 (-2.1063)	**	0.6876 (.8533)		-1.9407 (-4.9852)	***
非正規労働者ダミー	-0.6360 (-2.0629)	**	0.2959 (.5038)		-1.6093 (-3.3651)	***
自営業主ダミー	-1.1767 (-4.2454)	***	-2.0899 (-18.2306)	***	-2.0321 (-4.5194)	***
通常労働時間/週	0.0245 (2.7841)	***	-0.0109 (-.5794)		0.0474 (4.2322)	***
年収350万円以上 550万円未満	0.0604 (.2364)		0.3541 (.9029)		-0.2305 (-.6011)	
年収550万円以上 750万円未満	-0.1928 (-.4608)		0.5324 (5.5343)	***	-0.6296 (-1.1739)	
年収750万円以上	-0.6177 (-6.1355)	***			-1.0668 (-1.1146)	
本人学歴ダミー (大学・大学院)	0.0877 (.4304)		-0.3851 (-1.3111)		0.5491 (1.8349)	*
	しきい値	有意性	しきい値	有意性	しきい値	有意性
011	-5.0281 (-28.5126)	***			-2.4082 (-16.7794)	***
112	-3.2150 (-3.5996)	***	-4.3817 (-73.9513)	***	-1.2924 (-1.6824)	*
213	1.7200 (1.4658)		0.6093 (.8957)		3.7467 (3.3622)	***
314	5.4812 (4.9804)	***	4.8304 (6.2904)	***	7.1163 (6.4585)	***
415	8.0364 (5.5429)	***	6.4547 (5.4753)	***		
Residual Deviance		816.2239		443.2953		353.3939
AIC		852.2239		473.2953		385.3939
n		518		291		227
推定パラメータ数		18		15		16

(注)表5と同様

表 7 順序ロジット回帰の結果 (3)

結果表(基礎的項目+環境項目)						
	モデル7		モデル8		モデル9	
	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
性別ダミー	0.3154 (1.6722)	*				
年齢	0.0728 (.7386)		0.1172 (1.4306)		0.1834 (1.6953)	*
年齢の2乗	-0.0009 (-.4764)		-0.0020 (-1.1306)		-0.0024 (-1.0446)	
婚姻ダミー	0.5899 (2.1511)	**	-0.0828 (-.2071)		1.1695 (2.8886)	***
兄弟姉妹数	0.7497 (5.9212)	***	0.8715 (4.9567)	***	0.66574 (3.4077)	***
父親同居ダミー	0.5297 (1.5224)		0.8912 (1.6956)	*	0.1289 (.2599)	
母親同居ダミー	-0.2628 (-.759)		-1.2139 (-2.2847)	**	0.6196 (1.2638)	
大都市居住ダミー	-0.1799 (-.7767)		0.0760 (.239)		-0.3887 (-1.0728)	
20万人以上の市居住ダミー	-0.0495 (-.2251)		0.1316 (.4338)		-0.1309 (-.3911)	
父親学歴ダミー (高専・短大)	0.3507 (.7383)		0.6359 (1.0088)		0.0381 (.0482)	
父親学歴ダミー (大学・大学院)	0.1247 (.4936)		-0.0967 (-.2697)		0.4845 (1.2924)	
母親学歴ダミー (高専・短大)	-0.2091 (-.6979)		-0.4464 (-1.1479)		0.5903 (1.1228)	
母親学歴ダミー (大学・大学院)	-0.0513 (-.1276)		-0.0012 (-.0019)		-0.1475 (-.2684)	
	切片	有意性	切片	有意性	切片	有意性
011	-3.5311 (-13.2206)	***			-0.5335 (-3.4722)	***
112	-1.9066 (-2.3948)	**	-2.6277 (-76.1746)	***	0.6478 (.8384)	
213	3.2023 (2.8603)	***	2.7731 (3.2591)	***	5.7519 (5.0784)	***
314	7.2669 (6.949)	***	7.2842 (7.8767)	***	9.4366 (8.5221)	***
415	9.4867 (6.7399)	***	8.6840 (6.8538)	***		
Residual Deviance		800.2430		419.1998		358.4341
AIC		836.2430		451.1998		390.4341
n		523		287		236
推定パラメータ数		18		16		16

(注)表5と同様

説明変数の結果を基礎的項目に関する変数から見ていく。性別ダミーはモデル1,4,7において10%水準で有意となっており、回答者が女性の場合子どもを多く評価する場合が多いことが分かる。年齢および年齢の二乗についてはモデル1,2で二つの変数が同時に1%水準で有意になっている。全体および女性のみモデルでは係数の大きさから年齢による効果は30歳前後にピークがあり、その後減少に転ずることが計算によって導ける。これは、女性が若年では収入的負担を、高齢になると身体的負担を考慮するためだと思われる。一方、モデル3,9において、年齢の項のみ10%水準で有意となっており、符号が正になっていることから男性の年齢の上昇は理想子ども数を増加させるように働くと考えられる。しかし、その他のモデルにおいては年齢および年齢の二乗は有意になっていないことから、他の変数よりも与える影響が小さいと考えることができる。婚姻ダミーはモデル1,3,4,7,9で有意となっており、特に男性に正の影響を与えると分かる。対して、モデル2,5,8と女性のみモデルでは有意ではないことから、結婚は女性の子どもに対する価値観を変更しないと考えられる。兄弟姉妹数は全てのモデルにおいて有意であり正の影響を与えることが読み取れるが、係数の大きさから女性の場合は男性よりも大きな影響を受けることが読み取れる。これは幼少期における自分の兄弟数が自分の中での理想として強く定着されるからだと考えられる。

次に、労働項目に関する変数について確認する。就労状況ダミーについて、正規労働者ダミーおよび非正規労働者ダミーはモデル4,6で、自営業主ダミーについてはモデル4,5,6で有意となった。有意となった項では全て負の効果を示している。係数の大きさから、自営業主である場合、その他の就労形態である場合よりも理想子ども数を少なく見積もることが読み取れる。また、女性の場合は自営業主以外の就労状況は就労していない場合との差を有意に示さなかった。通常労働時間はモデル4,6において有意であり、労働時間の長時間化は理想子ども数の増加につながると示されている。これは憶測の域を出ないが、労働による拘束時間が延びることによって子育てに関わる時間が減少して、回答者が子育てで被る負担が減少するからだと考えられる。モデル5の女性のみモデルで有意でないのは、女性の場合、出産や授乳期間があり、結果的に子育てでかかる負担が減少しないからだと考えられる。年収に関するダミーについては、まず、モデル4において750万円以上ダミーが有意に負の効果を示している。これは森田(2004)で示されていた経済水準の上昇が理想子ども数を減少させる、という結果と合致する。また、モデル5において年収550万円以上750万円以上ダミーが有意となっている。正の効果を示していることから、女性の子どもに対する価値観は一定水準以上の年収がないと働いていない場合から変化しないと考えることができる。本人の学歴ダミーについてはモデル6において正に有意である。

最後に、両親や居住地に関する変数について述べる。父親同居ダミー及び母親同居

ダミーはモデル 8 において有意である。父親との同居は正の効果を、母親との同居は負の効果を与えている。父親との同居は収入の面から子育てに貢献すると考えられる。母親との同居は子どもの面倒を見てくれるため、正の効果になりそうだが、結果は負の効果を示している。これについては推測でしかないが、女性は男性に比べ寿命が長いいため、回答者の母親の介護を必要する可能性が高くなり、子育て意欲を減衰させ得る。そのため、係数の符号が負になっているのかもしれない。もし、これを確かめるなら、親の健康状態に関する調査も行う必要があるだろう。残りの変数は全て有意ではなかったため、居住地や親の学歴は理想子ども数の決定に直接の影響はないと考えられる。

4.3. 考察

理想の子ども数を増加させるにはどのようなものが有効なのかを考察していく。まず、年齢についてだが、分析結果からは 30 歳で最も多く評価し、30 歳から離れると低く評価することが分かった。結婚している年齢で子どもは多くいたほうが良いと評価していれば、実際に子どもを多く持とうとするのではないかと考えられる。現状分析の章より日本の平均初婚年齢は 30 歳ほどであった。よって、30 歳より前に結婚していたほうが良いのではないのだろうか。このことから日本の平均初婚年齢を下げるような政策をすべきではないかといえる。もちろんこの年齢ピークが、平均初婚年齢の影響を受けている可能性もある。

次に、どのモデルでも優位を示した兄弟姉妹数から考えていく。兄弟姉妹は幼少期に自分に密接に関わってくることになり、その後の考え方に大きく影響を与えるものと考えられる。兄弟姉妹が多いことで理想の子ども数への評価が増えるという結果は、今の子どもが増やすことが、将来の子どもを増やす解決法であるといっているのと同じで、少子化問題への解決の手助けにはならなそうである。しかし、実際に血のつながった兄弟姉妹でなくとも、それに類似した人間関係を経験すれば、将来的に理想の子ども数を多く評価するのではないだろうか。例えば、実際には兄弟がいないとしても、友達やその兄弟と交流することで、同様の効果が得られるのではないか。これについては、幼少期に友人や年の離れた近所の子どもと遊んだかどうかの項目をつかって分析してもいいかもしれない。その結果が有意であれば、地域間の子どもの交流を促進させることが、少子化対策として有効だといえる。

最後に、労働の面からみると、女性の年収 550 万円以上が正に有意であったことから、年収 550 万以上を稼げる女性が多くなることが理想といえる。現状分析の章から 550 万円以上世帯が 10 年ほどで減っていることから、就職支援の面を強化すると同時に稼ぎやすい経済体制を整えるべきだろう。

5.おわりに

本稿では少子化問題の改善を探る観点から出発した。そのために JGSS-2010 の個票データを用いて、個人の理想の子ども数に関する価値観を決定する要因は何であるかを調べていった。結果としては、基礎的項目では年齢が 30 歳ほどで正の効果を最も発揮すること、男性について結婚していると正の影響を与えること、そして本人の兄弟姉妹数が正の影響を与えることが分かった。次いで就労項目においては男性にのみ非正規労働、正規労働、自営業の順で負の影響が大きくなっていった。女性については年収の金額が上がっていくと正の影響を与える傾向がみられた。最後に環境項目については、女性についてその両親が同居していた場合、父か母かで逆の影響があることが分かった。

以上の分析結果から、少子化問題への解決のためには、平均初婚率を下げ女性の所得を上げるような政策をすべきであるといえるだろう。また兄弟姉妹数が大きく影響していた点から子ども時代に地域における友人との交流が大事なのではないかとの仮説も考えられた。一方、これらのためには、平均初婚年齢や女性の所得を変化させる要因の分析を行っていく必要がある。またモデルについても、子育て環境に関する変数で有意水準が満たされないものが多かったことから、変数の選定が課題としてあげられる。特に、変数として、待機児童率などの育児サービスに関わるものを加えるべきだろう。

参考文献

[書籍・論文]

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』40,pp.1-15,日本人口学会。

中井順一（2005）「日本における教育費と出生率に関する考察 ～ A Study of Relation between Education Cost and Fertility Rate in Japan ～」,『CUC Policy Studies Review』8,pp.19-30,千葉商科大学大学院政策研究科。

福田順・久本憲夫（2012）「女性の就労に与える母親の近居・同居の影響」,『社会政策』4（1）,pp.111-122,社会政策学会本部。

松浦克見・マッケンジー,コリン（2009）『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社 pp.168-171。

武藤博道（1992）「日本における子育てコストと子供需要」,『日本経済研究』22,pp.119-136,日本経済研究センター。

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,pp.34-57,日本経済研究センター。

[Web上の資料]

厚生労働省（2002）「少子化社会を考える懇談会（第3回）」

〈<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2002/06/s0614-3.html>〉（2015/11/8 アクセス）。

———（2012a）「平成23年人口動態統計月報年系（概数）の状況」

〈<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai11/sankou01.html>〉

（2015/11/8 アクセス）。

———（2012b）「平成23年人口動態統計月報年系（概数）の概況：結果の概要」

〈<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai11/kekka04.html>〉（2015/11/8 アクセス）。

———（2013）「平成23年度社会費用統計」

〈http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/fsss-h23/fsss_h23.asp〉（2015/11/8 アクセス）。

———（2014）「平成25年国民生活基礎調査」

〈<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/pdf02.pdf>〉（2015/11/8 アクセス）。

総務省統計局（2003）「平成14年就業構造基本調査」

〈<http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2002/index.htm#kekka>〉（2015/11/8 アクセス）。

———（2011）「平成22年国勢調査」

〈<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/index.htm#kekkgai>〉（2015/11/8 アクセス）。

—— (2013) 「平成 24 年就業構造基本調査」

〈<http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2012/index2.htm#kekka>〉 (2015/11/8 アクセス)。

内閣府 (2014) 「資料 3 少子化問題について (内閣府事務局資料)」 (第 3 回「選択する未来」委員会資料)

〈<http://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/0224/agenda.html>〉 (2015/11/8 アクセス)。

吉田浩・水落正明 (2003) 「世帯における育児サービスの生産と出生力に関する実証研究 -少子化対策としての育児資源の役割- The Effect of Resources for Childcare on Fertility in Japan」 〈<http://cis.ier.hit-u.ac.jp/Common/pdf/dp/2003/dp165.pdf>〉 (2015/11/1 アクセス)。

OECDlibrary (2013) 「年間平均労働時間 (Average annual working time)」

〈http://www.oecd-ilibrary.org/employment/average-annual-working-time_20752342-table8〉 (2015/11/8 アクセス)。

The world bank (2013) 「Fertility rate, total (births per woman)」

〈<http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN>〉 (2015/11/8 アクセス)。