

松 山 大 学 論 集  
第 28 卷 第 1 号 抜 刷  
2 0 1 6 年 4 月 発 行

# 大学生が結婚相手に求める要素

—— 2010 年と 2014 年の比較 ——

熊 谷 太 郎

# 大学生が結婚相手に求める要素\*

—— 2010 年と 2014 年の比較 ——

熊 谷 太 郎<sup>†</sup>

## 概 要

近年、日本では少子化の進行が加速している。その要因はさまざまであるが、特に未婚化が少子化の要因として強いと考えられ、さまざまな少子化対策が展開されてきた。しかしながら、その効果は未だ顕著には現れていないのが現状であるが、中長期的に考慮しなければならないため、結果を早急に求め、判断するのもまた困難である。本稿では、少子化対策の評価の前に若者、特に将来的に結婚するであろう大学生を対象にアンケート調査を行い、結婚相手に対して何を求めているのか、相手に求めるものについて、性差があるのかを明らかにし、2010 年と 2014 年の要素の違いを比較検討する。

## 1 は じ め に

近年、日本では少子化が大きな社会問題となっている。少子化問題はこの 10 年来、より注目を集めているが、少子化の歴史は意外にも古く、実際に少子化元年と言われている年は 1973 年である。この年を境に、合計特殊出生率はほぼ低下し続けている<sup>1)</sup>。1989 年には 1966 年の丙午の合計特殊出生率 1.58 を下回る 1.57 を記録し、1.57 ショックとよばれた。また、2005 年には記録をとり始めて以降、最低の合計特殊出生率 1.26 を記録し、社会全体に衝撃を与

---

\* 本論文は 2014 年度松山大学特別研究助成制度の成果論文である。なお、あり得べき誤謬はすべて筆者の責任である。

† 松山大学経済学部教授

1) 合計特殊出生率とはその年次の 15～49 歳までの女性の年齢別出生率を合計したもので、一人の女性が、仮にその年次の年齢別出生率で一生の間に子どもを生むと仮定したときの子どもの数に相当する。1973 年の合計特殊出生率は 2.14 であった。1974 年は 2.06 であり、以降合計特殊出生率は一度も 2 を超えていない。

えた。1.57 ショック後、政府は本格的に少子化対策を展開していくが、まずは少子化の影響を概観する。

少子化の影響は、大きく分けて経済への影響と社会への影響に分類することができる。経済への影響として、(1)労働力不足、(2)貯蓄の低下、(3)消費の低下、(4)経済規模の低下、(5)社会保障への影響が挙げられる。また、社会への影響としては、(1)親の過保護化や(2)同一価値観の慢性化が挙げられる。

少子化による生産年齢（15歳～64歳）人口の低下は、単純に生産力が落ちることを意味する。経済学では、生産力は資本量、労働量と技術進歩からなっている<sup>2)</sup>。労働力の減少を補うためには生産性の向上が必要である。しかし、経済のサービス化が進んで以降生産性の向上は非常に困難になってきており、労働力の低下は経済力の低下に直結しかねない。

貯蓄の低下は上述の資本量の低下を意味する。少子化により人口が減るということは、個人の貯蓄量がよほど増えないかぎり自然と低下する。貯蓄が減るということは、銀行からの貸出が低下したり、株や国債の購入資金が全体として低下することを意味する。また、一人あたりの資本量の低下に繋がるため、一人あたりの生産力は低下する。そのため、少子化による貯蓄の低下は経済学的には大きな問題となる。

人口の減少は、国内市場の縮小、すなわち消費が低下することを意味する。海外市場が縮小しないのであれば、それほど大きな問題ではないかもしれないが、国内向けの商品開発が停滞し、国内市場がおろそかにされる可能性があることを考慮すると、小さな問題ではないだろう。また、海外の景気や為替の動きなどの影響が大きく、海外依存度の過度の増大はリスクを伴う。

さらに、経済規模の低下は規模の経済が働きにくくなり、生産面に大きな影響が出る可能性がある。すると、企業の視点が国内ではなく、海外に向くことになり、日本国内の雇用環境に悪影響が生じる可能性がある。

---

2) マクロ経済学における単純な生産関数は $Y=AF(K, L)$ である。すなわち、生産量は、資本 $K$ 、労働 $L$ 、そして技術進歩 $A$ によって決まる。

最後に、社会保障への影響である。これは新聞やニュースで盛んに取り上げられており、少子化の影響で多くの人に最も認識されている問題かもしれない<sup>3)</sup>。社会保障は大きく、年金・医療・介護の3つに分類することができる。いずれも少子化によって、支える側である現役世代が少なくなることで、アンバランスになり、いずれ崩壊の道に進みかねない<sup>4)</sup>。

社会への影響はさらに深刻となるかもしれない。親が自分の子どもばかりを見て、社会全体で子どもを育てようとしなければ、自分勝手な子どもが増える可能性がある。また、それが社会で認識される価値観となってしまうと、日本の支え合う文化は崩壊し、それがまた経済面に影響することになるだろう。

こうした観点から、少子化による影響は多岐にわたり、解決しなければならない最重要課題の1つである。ただし、悩ましいのは少子化対策に即効性のある対策は少なく、長期的な観点から問題解決を果たさなければならない。このことを理解しないと、視野の狭い少子化対策になりかねないため、注意が必要である。

これまでの先進国の少子化への道筋は次のようなものであった。経済の中心が農業であった時代、栄養面や衛生環境が悪いことから自然と多産多死の時代だった。経済の発展とともに工業化、ポスト工業化、サービス化へと進むことにより、労働者に要求される知識や技能が次第に高くなっていく。これは、教育に対する費用が上昇する、すなわち子ども一人あたりの費用が高まることを意味するため、少産少子の時代に向かうことになる。現在の先進国の少子化問題は、実際の子どもの数が希望する子どもの数を下回っていることに起因する。実際、日本の2014年における合計特殊出生率は1.42であるが、希望出生率は1.8程度である。

---

3) 平成27年版厚生労働白書によると、少子化が与えるマイナスの影響で特に重要だと思うことでは、社会保障に対する影響が最も多く、その割合は72.0%だった。

4) 少子化によって必ずしも崩壊するとはいえないことに注意しなければならない。現役世代が減るということは、現役世代の負担を増やす、もしくは高齢者への社会保障関連の支給を減らすことで崩壊を防ぐことは可能である。

通常、出生力の変化は有配偶率、有配偶出生力、婚外出生力に分類できるが、日本では婚外子はかなり少ないので、前2指標が変化の主な指標となる。日本における少子化に焦点を当てると、2000年までは7割程度が有配偶率の低下で少子化を説明することができる。つまり、少子化の主な要因は未婚化だったということになる（廣嶋（2000）、岩澤（2002）、岩澤（2008）、堤（2011））。それ以降については、有配偶者の出生力の低下が相対的に強くなるが、日本ではやはり未婚化の影響が大きいと言えるだろう。

では、何が未婚化の主な要因なのであろうか。阿藤（1997）によると、既存研究は未婚化の要因として経済要因と価値観の変化に分類できると指摘している。さらに、経済要因としては（1）女性の経済的自立を重視（大橋（2000））か、（2）経済成長の鈍化による男性の所得上昇見込みの下落（山田（2007）、加藤（2011）、趙・水ノ上（2014））に分類できる。価値観の変化は、「結婚しなくても充実した生活ができる」や「結婚しない人への偏見や周囲からのプレッシャーが減ってき」たことに起因する（筒井（2015））。

筒井（2015）は、これまでの既存研究を整理し、未婚化の要因をわかりやすく詳細にまとめている。筒井（2015）によると、近年の未婚化のプロセスは、従来主張されてきた、女性の高学歴化によるキャリア志向への意識変化や経済成長の鈍化による男性の雇用不安定が主要因ではなくなっている。近年の未婚化のプロセスは、以下の3つに分類できると主張している。

1. 女性の高学歴化により独身でも経済的に余裕があり、かつ経済成長の鈍化が男性の所得見込を低下させているため、希望所得と現実所得のギャップが大きくなり未婚化を促進している。つまり、理想の相手に会うまでは焦って結婚をしない。理想の相手に出会ってから仕事をやめ、子育てに専念したり、余裕のある生活を送りたい。
2. 経済成長の鈍化が男性の所得見込を下落させる。共働きができればよいが、両立は困難なため、結婚しない。

3. 女性の高学歴化により独身でも経済的に余裕がある。これが、結婚相手に対する経済的希望水準を引き上げているのだが、実際にはそんな男性はなかなかいない。そうすると、共働きが視野に入るが、両立が困難であるため、結婚しない。

1992年から2010年までの出生動向基本調査の独身調査（1992～2010）によると、25歳から34歳独身女性が結婚しない理由について、圧倒的に「適当な相手に巡り合わない」が多く、半数を超える。一方、「仕事に打ち込みたい」は年々少しずつ上昇しているものの2割に満たない。すなわち、女性が社会進出しキャリア志向が強まったからというよりも、筒井（2015）が指摘するような、共働きが困難であったり、経済的に余裕があるので急いで結婚するインセンティブがないなどの要因のほうがむしろ大きいということがわかる。そうであるとすれば、少子化対策、特に未婚化対策として共働きできる環境を整えたり、雇用の安定化を図ったりすることが重要となる<sup>5)</sup>。これらに対する対策を実行することで、若者が結婚に対して肯定的に、そして何より希望を持つことができるようになるのではないだろうか。

ただし、上述のように結婚しない理由の半数以上は適当な相手に巡り合わないことが原因である。適当な相手に巡り合わないにも種類があり、現状を知らずに高望みをしているのか、現状を理解したうえで巡り合わないかである。したがって、若者が異性は結婚相手に何を求めているのか、現在の経済状況はどうなっているのか、また結婚・出産に対してどのくらいの費用がかかるのかなどの情報を知ることは非常に大切である。

遠藤など（1990a, 1990b）や今井・森田（1996）は、大学生を対象に結婚に関する意識調査を行っている。遠藤など（1990a）では、大学生の相性特性を

---

5) 実際、育児休業制度の整備や保育サービスの充実、経済的支援の強化、夫の家事・育児参加の積極性が出生率を引き上げるという多くの研究が存在する。姉崎など（2011）は研究サーベイをまとめており、詳細はそちらを参照せよ。

分析している。分析の中で、男子学生の実態が女子学生の理想像と差があり、その項目は多岐にわたっていることを明らかにしている。遠藤など(1990b)では、『夫は仕事をし収入を得て、妻は家庭を守る』という旧来の役割分担意識は男性のほうが強いことを明らかにした。また、夫婦間のコミュニケーションについても男性のほうが『夫を上位に立たせたい』が女性よりも強いことがわかった。しかし、1990年時点では、収入と家事の完全な共同分担を男女ともに求めておらず、大学生の結婚観に新しい傾向は求められていないことが明らかとなった。今井・森田(1996)は女子学生については男性に経済力を求めていることを明らかにした。佐野ほか(2007)では、大学生を対象にアンケート調査を行い、性役割志向と理想の結婚の間にどのような関係があるかを調べた。男性は育児は積極的に行おうと考えているが、家事はしたくないと考えており、結婚相手に家庭的な面を求める傾向があることを明らかにした。中井(2007)では、立命館大学産業社会学部的女子学生を対象に結婚観を規定しているメカニズムを構造方程式モデルを用いて検証し、結婚観にはライフコース観が結婚観と性役割観を繋ぐ媒介的な役割を果たしていることを明らかにした。また、望ましい結婚相手に関する分布として、エリート志向よりも家事育児に協力的で、仕事の継続を認める人を重視していることを明らかにした。加藤・柏木(2000)は、成人前期男性25人に結婚観に関するインタビューを行い、KJ法を用いて結果を整理した。結果として、結婚観に関しては多様な考えがあるものの、家事労働や育児を担ってくれる女性が理想であるという伝統的な結婚観が残っていることが明らかとなった。これらの結果は、男性と女性の間には結婚観に差があることを明らかにしている。

これらの先行研究から明らかなことは、男性の結婚相手に対する要望は従来からそれほど大きな変化はないが、女性については、旧来型の考えから経済力をより求めるようになったり、家事・育児に協力的な男性を求めるようになったり要望が多様化してきたことである。このギャップが埋まらないかぎり、未婚率上昇の歯止めは利かないことになりうる。

本稿では、これから結婚する可能性がある松山大学の学生を対象に行ったアンケート調査 2010 年版と 2014 年版を比較し、結婚相手にどのようなことを求めるのかに関する比較検討を行う。2010 年版アンケートでは、属性を容姿、性格、学歴、家事（料理）、そして所得に分類した。また、2014 年版では、属性を容姿、共通の趣味、仕事に対する理解度、家事全般、そして所得に分類した。属性や所得が異なる設定となっているため、直接比較検討を行うことは難しいが、結婚相手に求める重要度の順位付けや限界効用の大きさなどを用いて可能なかぎり比較する。いずれのアンケート調査も結婚相手に何を求めるかを、コンジョイント分析のうち選択型実験の質問形式を採用し分析した。

最初に、アンケート回答者のデータを混合ロジット（Mixed Logit）モデルで分析する。混合ロジットモデルを採用することで、効用パラメータが連続確率分布に沿って個人間で確率的に変動するため、選好の多様性を捉えることができる。全体的な分析の後、性差を確認し、2010 年と 2014 年の間に結婚相手に求める属性に変化があったかどうかを可能なかぎり確認する。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節で、四国の人口動態を確認し、全国平均からのギャップを確認する。第 3 節では、本研究で採用している混合ロジットモデルを紹介し、第 4 節では推定結果を概観した後に 2010 年と 2014 年の比較検討を行う。ここでは、2014 年版においても結婚相手に求める条件の性差が存在し、また 2010 年と変化が生じてきていることを明らかにする。最後に、第 5 節でまとめと今後の課題を記す。

## 2 四国の現状

日本では、1973 年が少子化元年であると言われており、1989 年の 1.57 ショック以降、本格的に少子化対策が展開されてきた<sup>6)</sup>。近年、合計特殊出生率が上昇しているが、これら少子化対策の効果が現れたというよりも、団塊ジュ

---

6) 詳細は平成 27 年版少子化対策白書や守泉（2014）を参照せよ。



ニア世代の多くが出産したことが上昇に寄与していると言われており、少子化対策の明白な効果が現れているとは言いがたい。

表1は四国4県と全国の合計特殊出生率をまとめたものである。合計特殊出生率の低下は全国平均よりもやや緩やかであり、少子化の進捗は全国と比較すると緩やかに見えるかもしれない。しかし、四国は人口流出が人口流入を大幅に上回っており、少子化のみならず人口流出による人手不足の問題を抱えているのが現状である。そのため、少子化対策と定着化の両方の問題を抱えている。

表2と表3は四国各県と全国の、2010年と2014年における年齢階層別合計特殊出生率を表している。全国的に、この4年間でさえ、合計特殊出生率は年齢がより高い階層へシフトしていることがわかる。これは、四国においても同

表1 四国各県と全国の合計特殊出生率の推移

	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2014年
徳島県	2.02	1.97	1.76	1.61	1.45	1.42	1.46
香川県	1.84	1.97	1.82	1.60	1.53	1.57	1.57
愛媛県	2.10	2.02	1.79	1.60	1.45	1.50	1.50
高知県	1.94	1.97	1.64	1.54	1.45	1.42	1.45
全 国	2.00	2.13	1.75	1.54	1.36	1.39	1.42

出所：厚生労働省「人口動態調査」

(注) 沖縄県については、1975年から全国に含まれている。

表2 四国各県と全国の合計特殊出生率の年齢階層別内訳 (2010年)

	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳
徳島県	0.0241	0.2015	0.4633	0.4491	0.2038	0.0330	0.0013
香川県	0.0350	0.2495	0.5212	0.4853	0.2136	0.0325	0.0002
愛媛県	0.0306	0.2397	0.4924	0.4679	0.2028	0.0310	0.0011
高知県	0.0229	0.2207	0.4508	0.4455	0.2202	0.0405	0.0007
全 国	0.0219	0.1354	0.3683	0.4331	0.2323	0.0568	0.0015

出所：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「人口推計」より筆者作成

表3 四国各県と全国の合計特殊出生率の年齢階層別内訳（2014年）

	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳
徳島県	0.0229	0.1741	0.5072	0.4713	0.2373	0.0461	0.0015
香川県	0.0293	0.1960	0.5310	0.5304	0.2405	0.0498	0.0011
愛媛県	0.0297	0.2107	0.4965	0.4975	0.2291	0.0440	0.0012
高知県	0.0238	0.1931	0.4600	0.4758	0.2518	0.0523	0.0002
全 国	0.0221	0.1473	0.4103	0.4885	0.2641	0.0513	0.0014

出所：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「人口推計」より筆者作成

様である。四国の各県における合計特殊出生率の推移と年齢階層別の合計特殊出生率の推移と合わせると、全国平均よりも緩やかであるものの、四国でも確実に未婚化・晩婚化の傾向は現れていると考えられる。先に指摘した、四国における人口流出と合わせると、少子化対策は喫緊の課題といえるだろう。

合計特殊出生率は15歳から49歳までの女性の年齢別出生率を合計したものであり、おおよそ女性が一生のうちに生む子どもの数と考えてもよい。この合計特殊出生率の動向と出生数の動向にはどのような関係があるのだろうか。出生数は『女性人口（15～49歳）（以下、女性人口と表記する。）』と『合計特殊出生率』、『（15～49歳女性人口の）年齢構成（以下、年齢構成と表記する。）』の違いの3つの要素に分解できる。その関係は、(1)式のように表現されることがすでに知られている<sup>7)</sup>

$$\text{出生数} = \text{女性人口} \times \frac{\text{合計特殊出生率}}{35} \times \text{年齢構成の違い} \quad (1)$$

合計特殊出生率は15歳から49歳までの35の年齢別出生率を合計しているため、女性人口（15～49歳）を乗じて出生数となるように35で除している。(1)式の最初の2項は「15～49歳のどの年齢の女性の人数も同じとした場合に当該合計特殊出生率で見込まれる出生数」を表している。したがって、「実際の

7) 詳細は厚生労働省「平成26年（2014）人口動態統計（確定数）の概況」を参照せよ。

年齢構成がどの年齢の女性の人数も同じという年齢構成とどのくらい違うかを表すもの」である。出生率の高い年齢層に女性の人数が相対的に多くなっている場合には、「年齢構成の違い」はおおむね1よりも大きくなるようになっている。

表4と表5は四国各県と全国の出生数、女性人口、合計特殊出生率、年齢構成の違いを表している。四国は確かに、全国と比較して合計特殊出生率は高くなっている。しかし、合計特殊出生率のみに注目することは危険である。合計特殊出生率が少々上向いたとしても、人口減少の問題は解決しないからである。実際に、年齢構成の違いを見ると、2010年時点ですでに1を下回っている。年齢構成の違いの解釈からすると、全国に先駆けて四国では出生率の高い年齢層の女性人口が減少していることがわかる。

表4 四国各県と全国の出生数、女性人口、合計特殊出生率、年齢構成の違い（2010年）

	出生数（人）	女性人口（千人）	合計特殊出生率	年齢構成の違い
徳島県	5,904	150	1.42	0.970
香川県	8,397	191	1.57	0.980
愛媛県	11,427	278	1.50	0.959
高知県	5,516	141	1.42	0.964
全 国	1,071,304	26,535	1.39	1.017

出所：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「人口推計」より筆者作成

表5 四国各県と全国の出生数、女性人口、合計特殊出生率、年齢構成の違い（2014年）

	出生数（人）	女性人口（千人）	合計特殊出生率	年齢構成の違い
徳島県	5,501	139	1.46	0.949
香川県	7,745	179	1.57	0.965
愛媛県	10,397	257	1.50	0.944
高知県	5,015	130	1.45	0.931
全 国	1,003,539	25,677	1.42	0.964

出所：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「人口推計」より筆者作成

また、表6は各項目の2014年における対2010年増減率を表している。日本はすでに人口減少社会に突入している。しかし、2010年比で合計特殊出生率は2.2%ほど改善している。香川県と愛媛県は2010年比で変化はないが、徳島県と高知県については合計特殊出生率は改善している。しかし、出生数は全国平均以上に大きく落ち込んでいる。これは、合計特殊出生率の回復と、人口減少の歯止めが必ずしも同義でないことを意味している。むしろ大幅な改善が必要となる。

全国的には、1997年から女性人口は減り続けている。四国については自治体によって事情は異なる。国勢調査によると、徳島県の女性人口は1980年代からすでに減少傾向にある。また、その他の県でも、1995年前後から減少傾向にあり、全国平均よりも早く女性人口の減少という状況に直面している。

これまで見てきたとおり、出生数減少の主要因は、女性人口の減少や年齢構成の違いである。合計特殊出生率が多少改善しても人口減少に歯止めはまったくかからない。将来的にこの2つの指標は減少し続けると予想されることから、人口回復のためにも合計特殊出生率の大幅な改善は必ず成し遂げられなければならない。

表6 四国各県と全国の各項目における対2010年増減率(%)

	出生数	女性人口	合計特殊出生率	年齢構成の違い
徳島県	△6.8	△7.3	2.8	△2.2
香川県	△7.8	△6.3	0.0	△1.6
愛媛県	△9.0	△7.6	0.0	△1.6
高知県	△9.1	△7.8	2.1	△3.4
全 国	△6.3	△3.3	2.2	△5.2

出所：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「人口推計」より筆者作成

### 3 選択型実験とモデル

本研究では、コンジョイント分析と呼ばれる手法を用いて分析を行っている。コンジョイント分析は計量心理学の分野に端を発し、マーケティングリサーチや交通工学、環境経済学において発展し、応用されてきた手法である。コンジョイント分析では、回答者に対して複数の選択肢（プロファイル）を提示し、それらに対する回答者の評価を観察することで、選択肢を構成するさまざまな特徴（属性）の相対的な重要性を明らかにする<sup>8)</sup>。このプロファイルを組み合わせを回答者に提示し、最も望ましいものを選んでもらうという形式を取る。

コンジョイント分析ではさまざまな質問形式が開発されている。代表的な質問形式には、完全プロファイル評定型、ペアワイズ評定型、選択型実験、仮想ランキングがある。本研究では選択型実験を採用するが、その理由は以下のとおりである。完全プロファイル評定型は、回答者が回答しづらいという欠点がある。ペアワイズ評定型は、出されたプロファイルに対して、どちらも望ましくないという意見を表明できないという欠点がある。また、仮想ランキングは選択型実験よりも多くの情報が得られるメリットはあるが、回答者が順位付けに慣れていなかったり、負担が大きくなるため、回答の精度が低下することが指摘されている。

選択型実験はランダム効用モデルという概念に基づいて分析を行う。回答者  $k$  が選択肢  $i$  を選んだときに(2)式のようなランダム効用関数を持つとする。

---

8) 例えば、スマートフォンを例に考えてみよう。画面が大きく、綺麗でデザインが良く、動作もスムーズで、容量が大きく、軽量であるスマートフォンは誰もが欲しいと思うだろう。しかし、これでは価格があまりにも高くならざるをえず、誰も購入しないかもしれない。そこで消費者は機能やデザインのうち、何をどのくらい重要にするのかを知ること、消費者が求めるスマートフォンを製造・販売することができるだろう。それらを明らかにできる分析手法の1つがコンジョイント分析である。

$$U_{ki} = V_{ki} + \varepsilon_{ki} = \sum_{n=1}^N \beta^n x_{ki}^n + \varepsilon_{ki} \quad (2)$$

$U_{ki}$  は個人  $k$  が選択肢  $i$  を選んだときに得られる効用を表している。また、 $V_{ki}$  は  $U_{ki}$  のうち、観察可能な部分を表し、代表的効用とよばれる。 $\varepsilon_{ki}$  は効用の観察不可能な部分を表しており、誤差項となっている。

通常、 $V_{ki}$  は(2)式のように線形関数を想定することが多く、本稿でも  $V_{ki}$  は線形を仮定している。 $x_{ki}^n$  ( $n = 1, \dots, N$ ) は選択肢を構成する  $N$  種類の属性を表している。また、 $V_{ki}$  は線形性を仮定しているため、属性の限界効用  $\beta^n$  との積で表現される。

各個人は選択可能な選択肢の集合からランダム効用関数を最大化していると仮定する。個人  $k$  が選択可能なセット  $n = \{1, \dots, N\}$  から選択肢  $i$  を選択するとき、 $U_{ki}$  は  $N$  個の選択肢の中から最大の効用を与えている。したがって、個人  $k$  が選択肢  $i$  を選択する確率は(3)式で与えられる。

$$\begin{aligned} P_{ki|N} &\equiv P_{ki} = \Pr[U_{ki} > U_{kj}, \forall j \in N, j \neq i] \\ &= \Pr[V_{ki} - V_{kj} > \varepsilon_{kj} - \varepsilon_{ki}, \forall j \in N, j \neq i] \end{aligned} \quad (3)$$

McFadden (1974) は、この誤差項に第一種極値分布を仮定することで、回答者が  $J$  個の選択肢から  $i$  を選ぶ確率が、(4)式で示されるような条件付きロジット (Conditional Logit : CL) モデルに従うことを示した。

$$P_i = \frac{\exp(V_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(V_j)} \quad (4)$$

(4)式は、選択確率が0と1の間に収まり、また間接効用関数や選択確率の計算が容易になるといった望ましい性質を持っている。しかしながら、CLモデルは(i)選好の同質性 (Homogeneous Preference) と(ii)無関係な選択肢からの独立性 (Independence from Irrelevant Alternatives : IIA) の制約的な仮定が必要であることが知られている。<sup>9)</sup> Revelt and Train (1998) はこの2つの制約的な仮定を

緩和する混合ロジット (Mixed Logit: ML) モデルを提案した。ML モデルでは、回答者  $k$  が選択肢  $i$  を選択したときのランダム効用関数を

$$U_{ki} = V_{ki}(\beta_k) + \varepsilon_{ki} = \sum_{n=1}^N \beta_k^n x_{ki}^n + \varepsilon_{ki} \quad (5)$$

と表す。ただし、 $\varepsilon_{ki}$  は独立同一に第一種極値分布に従うと仮定する。(5)式は(4)式と異なり、効用パラメータに添字  $k$  が付いている。これは、ML モデルでは異なる個人は異なる選好を持つということがモデルに組み込まれていることを意味している。

また ML では、回答者  $k$  の選択確率を

$$P_{ki} = \int \prod_{i_1}^T \frac{\exp(V_{i_1})}{\sum_{j=1}^J \exp(V_{j_1})} f(\beta|\Omega) d\beta \quad (6)$$

と定式化する。(6)式で、 $T$  は選択型実験の反復回数を表している。通常の実験では、同じ回答者に数回の反復質問を行う。また、 $f$  は  $\beta$  の確率密度関数、 $\Omega$  は  $\beta$  の平均や分散などの母パラメータを表している。

選択肢はプロフィールと呼ばれており、適切な実験計画法によって、属性の相関を完全に削除することができる。本研究では、主効果直交デザインを用いている。主効果直交デザインは、多重共線性を完全に回避することができるという長所がある。属性の種類とレベルは通常、複数設定される。2014 年のアンケートでは、以下の表 7 で示すような属性の設定を行っている。なお、選択型実験では通常、価格属性を設定するが、本研究では、価格を仮想的な相手の

---

9) IIA の問題点として、ある 2 つの選択肢の選択確率の比は、その一方の選択肢と完全に代替的な新たな選択肢が加わった後でも一定であることを意味している。代表的な例として、赤バス青バス問題を引き起こすことが知られている。また、選好の同質性を仮定している CL モデルは、推定される効用パラメータは、すべての人で同一の定数となる。すなわち、各属性のある水準から得られる部分効用が個人間やグループ間を通して同一であることを意味する。通常、結婚相手に望む条件は個人間で異なると予想される。そのため、選好の同質性はかなり制約的な仮定と考えることができる。

表7 属性の種類とレベル (2014 年版)

属 性	水準1	水準2	水準3
容 姿	普 通	まあ好み	好 み
共通の趣味	な い	あ る	－
仕事への理解度	理解度ゼロ	ある程度理解あり (ある程度理解)	かなり理解あり (かなり理解)
家 事	相手にまかせっきり	一部かかわる (一部)	積極的にかかわる (積極的)
年 収	300万円	400万円	500万円

所得（年収）として設定した<sup>10)</sup> ただし、（ ）内の用語は、推定結果を表す際に用いる省略形を意味している。

主効果直交デザインにしたがって、25 プロファイルを作成し、そこからランダムに選ばれた2つのプロファイルと、どちらも結婚相手として選択しないを意味する、「選択しない」を組み合わせた選択セットを作成した。作成にあたっては、SPSS Conjointを用いた。以下の表8に、選択セットの例を示す。

回答者には表8のような選択セットを合計8つ提示するという反復質問を行っている<sup>11)</sup>。そして、それぞれのセットにおいて、最も望ましい仮想的な相

表8 選択セットの例

属 性	人物A	人物B	
容 姿	普 通	好 み	
共通の趣味	な い	あ る	どちらも
仕事への理解度	かなり理解あり	ある程度理解あり	
家 事	相手にまかせきり	一部かかわる	選択しない
年 収	500万円	500万円	

10) 愛媛県の一人あたり県内雇用者報酬はおおよそ 350 万円から 420 万円の間に分布することが多いことから、年収は表7のような3種類を設定した。

11) 今回のアンケートでは回答者は8回の回答をしているとみなされ、(6)式において  $T=8$  となる。



手を選択してもらうこととした。もちろん、どちらの仮想的な人物像とも望ましくないのであれば、どちらも選択しないという選択をすることができる。

## 4 調査概要と推定結果

### 4.1 記述統計

本研究におけるデータは、2010年7月と2014年4月に松山大学における講義中に収集した<sup>12)</sup> サンプル数は、2010年が240人、2014年が397人である。表9に2010年と2014年のそれぞれの記述統計量を示す。

表9 記述統計

		2010年	2014年			2010年	2014年
学年	1年次生	—	171	学年	4年次生以上	25	26
	2年次生	107	141	性別	男 性	168	246
	3年次生	108	59		女 性	75	151

2010年のアンケートで構成されていた属性は、顔、性格、体型、学歴、家事(料理)、そして所得だった(表10)。一方、2014年のアンケートにおける属性は、容姿、共通の趣味、仕事への理解度、家事、年収だった。2010年版と2014年版では、顔や料理についてはおおむね比較検討が可能であるが、その他の項目について、単純な限界効用の比較はできない。具体的には、2010年版では性格や学歴、体型などの見た目や性格を含めた、どちらかと言うと外生(外面)的な条件が多くなっている項目が多いことがアンケートの特徴となっている。2014年版では、学歴や見た目というよりも家事全般や共働きが増えてきた現

12) 松山大学における講義とは、2010年については1年次生対象のミクロ経済学入門、2年次生以上対象の経済政策論Ⅰと2年次生対象の経済基礎演習、3年次生以上対象の公共経済学、そしてそれぞれ3年次生と4年次生対象の演習Ⅱと演習Ⅲ、経営学部必修の経済学Ⅰである。2014年については、1年次生対象のミクロ経済学入門、2年次生以上対象の経済政策論Ⅰ、経営学部必修科目の経済学Ⅰである。

表 10 属性の種類とレベル (2010 年版)

属 性	水準 1	水準 2	水準 3	水準 4
顔	Level 1	Level 2 (LV2)	Level 3 (LV3)	－
性格	明るく優しい (TC)	自分勝手だが 明るい (SC)	優しいが暗い (TG)	自分勝手に暗い
体型	細め (SLIM)	普通 (NOR)	太め	－
学歴	大卒(一流大学) (LU)	大卒(普通の大学) (NU)	高卒	－
料理	上手 (GC)	下手	－	－
年収	1,000万円	600万円	300万円	

状を踏まえて、仕事への理解度など、アンケート項目をどちらかと言うと内面的なものになるように全面的に見直し、修正した。そこで、所得の限界効用を各属性の限界効用で割った限界支払意思額を導出し、2010 年と 2014 年で結婚相手の何を重視していたのかを可能な範囲で比較検討する。

2010 年版アンケートの結果について、紙幅の関係で属性をアルファベットで表現することにするが、その表記方法は表 10 の ( ) 内で記されている通りである。

## 4.2 推定結果

今回の推定を行うに当たり、NLOGIT4.0 を用いた。表 11 に 2014 年版アンケートの分析結果、表 12 に 2010 年版アンケートの分析結果を示す。表 11 と表 12 について、標準偏差が記載されている属性と空欄になっている属性が混在している。これは、標準偏差に数値が記載されている属性についてはランダムパラメータ、空欄になっている属性についてはノンランダムパラメータであることを意味する。例えば、表 11 の『好み』や『まあ好み』という係数は、『普通』と比較して、効用がどのくらい大きくなっているかを表す限界効用である。『好み』、『まあ好み』のいずれの属性も係数については 1 % 有意であり、

表 11 分析結果 (2014 年版：全体)

属 性	係 数	標準偏差	MWTP
ASC3	3.8031**	1.3741**	744.8
好 み	.6915**	.8452**	135.4
まあ好み	.5272**		103.2
あ り	.7549**		147.8
かなり理解	2.4743**		484.6
ある程度理解	2.2631**		443.2
積極的	2.8657**	.5739**	561.2
一部	1.9298**		377.9
年取	.0051**	.0006**	
選択セットの数		3059	
対数尤度 (最大)		-2033.86	
対数尤度 (係数すべてが 0)		-3360.66	
LRI		.395	

\*\* :  $p < .01$ 

表 12 分析結果 (2010 年版：全体)

属 性	係 数	標準偏差	MWTP
ASC3	5.1660**	1.1261*	2384.8
LV3	2.1666**	.9618**	1000.2
LV2	1.5621**		702.3
TC	3.6617**	.6413	1690.4
SC	1.7834**	1.1027**	823.3
TG	2.0287**	1.2797**	936.5
SLIM	1.2559**		579.8
NOR	1.2986**		599.5
LU	.3617**		167.0
NU	.4748**		269.2
GC	.8471**		391.1
年取	.0022**	.0012*	
選択セットの数		5683	
対数尤度 (最大)		-3891.48	
対数尤度 (係数すべてが 0)		-6243.41	
LRI		.376	

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

その値は0ではない(『普通』と同じ効用水準ではない)と推定されている。一方、『好み』については標準偏差に数値が書かれており、その結果は1%有意であるが、『まあ好み』については空欄となっている。『好み』については、人々の評価は多様であり、係数の0.6915を中心にその評価は散らばっている、すなわち、より顔の『好み』を重視する人もいれば、それほど重視しない人もいと解釈できる。『まあ好み』については、人々の評価は一様であり、限界効用は0.5272であることを意味する。この解釈の方法については、表11以下でも同様である。

#### 4.2.1 全体の比較

比較の方法として、限界支払意思額 (Marginal Willingness to Pay: 以下、

MWTP と表記する。) を直接比較材料として使用することは、今回の分析では避ける。MWTP は年収の係数と属性の係数の比 ( $= \beta_i / \beta_{\text{年収}}$ ) で表される。金額表記なので単純比較できる可能性があるが、2010 年版と 2014 年版の年収に関する属性の水準は異なり、またそのときの景気に左右されて、年収に対する重要度も変化する可能性がある。そこで、今回は全体としての位置づけを測るために MWTP を比較材料として使用することにする。

まず ASC3 の比較を行う。ASC は選択肢特有定数項 (Alternative Specific Constant) であり、この回の分析では選択肢 3 に導入されている。ASC が負で有意に推定された場合、選択肢 1 もしくは選択肢 2 を好む、すなわち現時点で結婚に対して肯定的 (すぐにも結婚したい) であることを意味する。今回のアンケートでは、大学生が対象であるため、ASC3 は正で有意に推定されており、今すぐの結婚を肯定的に考えていないという結果となっている。

次に、容姿 (顔) の比較分析を行う。容姿について、2010 年版の『Level 3 (以下、LV3 と表記する。)] は 2014 年版の『好み』に、『Level 2 (以下、LV2 と表記する。)] は『まあ好み』に対応している。2010 年版については、容姿は重要度が高いことが WTP から読み取れる。LV3 は性格の明るく優しいについて、その重要度は 2 番目である。また、LV2 は性格の次に重要視されている。一方、2014 年版では、容姿よりもむしろ結婚生活をする上で、必要と思われる仕事理解に重心が移っている。2010 年と 2014 年のアンケート項目が異なるとはいえ、2011 年 3 月 11 日に発生した東日本大震災の影響は多少なりとも出ていると予想される。家族や友人などとの絆の大切さが盛んに叫ばれていたことから、見た目の重要度は下がったのではないかと考えられる。また、近年女性活躍が推進されている。必然的に共働き家庭が増える傾向にあり、現在の学生の多くは両親が共働きの可能性があったり、結婚後も社会とのつながりを継続したいと思う人も増えていたりするだろう。そのため、仕事に対する理解や家事に積極的かどうかをより重視する傾向になったと推測される。

2010 年版の詳細な分析を行った熊谷・曾我 (2011) からも明らかのように、

結婚相手に対して何を重視するかについて、性差が大きいことがわかっている。以下では、各調査年における性差を明らかにし、比較検討を進める。

#### 4.2.2 性差の比較

性差に関する分析結果が表13と表14にまとめられている。また、MWTPについては、表15と表16にまとめられている。表13と表14には男性のときに1をとるダミー変数（以下、男性ダミーと表記する。）と属性変数のクロス項を追加しており、「属性の水準×M」と表記されている。男性ダミーを追加することで、男子学生と女子学生との間に、結婚相手に求める属性に差があるかについての検証を行うことができる。

まず容姿について比較する。2010年版では、LV3とLV2のいずれも正の値で有意に推定されており、LV3だけがランダムパラメータである。クロス項に焦点を当てると、いずれも正の値で有意に推定されているノンランダムパラメータである。これは、男性の方が女性に比べて容姿を重視していることを意味している。具体的には、男性の方が『LV3』については1.1617、『LV2』については0.4074だけ女性よりも限界効用が高い。一方、2014年版では『好み』と『まあ好み』は有意ではないと推定された。すなわち、女性については『普通』とは差異がなく容姿に関する係数は0である。クロス項は正の値で有意に推定されていることから、男性については容姿を重視する傾向にある。2010年版と2014年版では、男性の方が女性と比較するといずれも容姿を重視することでは変わらないが、2014年版では女性は容姿よりも他の要素を結婚相手に求める傾向が強まったといえよう。また、2010年版では男性の容姿はノンランダムパラメータであり、多様性は確認されない。しかし、2014年版ではまあ好みについてはノンランダムパラメータであるが、好みについてはランダムパラメータである。2014年版では好みについて、それほど重視しない男性も中にはいるという点では2010年版と異なる傾向が観察される。

2010年版では『GC』は料理に限定、2014年版では『積極的』や『一部』は

表 13 分析結果 (2014 年版：性差)

属 性	係 数	標準偏差
ASC3	3.9564**	1.3564**
好み	-.1812	
まあ好み	.0500	
好み×M	1.3606**	1.0649**
まあ好み×M	.7910**	
あ り	.8937**	.3207*
かなり理解	2.3819**	
ある程度理解	1.9762**	
積極的	2.8657**	
積極的×M	.5687**	.6957**
一 部	1.8364**	
年 収	.0072**	.0035**
年収×M	-.0030**	
選択セットの数		3043
対数尤度 (最大)		-1984.95
対数尤度 (係数すべてが 0)		-3343.08
LRI		.406

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

表 14 分析結果 (2010 年版：性差)

属 性	係 数	標準偏差
ASC3	5.6808**	1.2780**
LV3	1.6667**	1.0323**
LV2	1.4393**	
LV3×M	1.1617**	
LV2×M	.4074*	
TC	4.0759**	
SC	2.2417**	1.1862**
TG	1.8838**	1.3812**
TG×M	.5355*	1.3812**
SLIM	1.1621**	
NOR	1.2213**	
LU	.8226**	
NU	.9061**	
LU×M	-.7005**	
NU×M	-.7085**	
GC	.4401**	
GC×M	.8326**	
年収	.0029**	.0012**
年収×M	-.0010**	

選択セットの数	5683
対数尤度 (最大)	-3810.45
対数尤度 (係数すべてが 0)	-6243.41
LRI	.390

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

家事全般についての属性であるものの、部分的には重なりがあるため、比較検討の対象とする。2010 年版において、GC は正の値で有意に推定されている。クロス項についても同様に正の値で有意に推定されている。このことから、男性も女性も料理上手の相手を好む傾向にあるが、男性の方がより重視していることがわかる。また、ノンランダムパラメータであることから選好に多様性はなく、すべての人が同様に料理上手の相手を望んでいることがわかる。2014

表 15 MWTP (2014 年版：性差)

属 性	女 性	男 性
ASC3	547.88	940.78
好 み	—	323.54
まあ好み	—	188.09
あ り	123.76	212.51
かなり理解	329.84	566.38
ある程度理解	273.66	469.91
積極的	356.40	747.22
一 部	254.31	436.68

表 16 MWTP (2010 年版：性差)

属 性	女 性	男 性
ASC3	1,990.94	3,003.82
LV3	584.24	1,495.75
LV2	504.42	976.48
TC	1,428.46	2,115.18
SC	785.63	1,185.32
TG	660.20	1,279.23
SLIM	407.29	614.50
NOR	428.01	645.77
LU	288.28	64.53
NU	317.56	104.46
GC	154.25	673.01

年版について、積極的と一部のいずれもノンランダムパラメータとして有意に推定されている。一部については性差はないため、いずれも一部でも家事に関わってもらえることを望んでいることがわかる。当然ながら、一部よりも積極的のほうが限界効用が高いが、女性に比べて男性はより高くなっている。ただし、女性についてはノンランダムパラメータとなっているため、すべての女性が結婚相手について積極的に関わって欲しいと考えているが、男性について（クロス項）はランダムパラメータで推定されている。これは、男性については積極的にに関して多様性があることを意味している。女性にばかり家事を任せることにそれほど高い効用を感じない男性がいることを意味し、二人で協力して家事（料理）を行っていききたい男性が2010年よりも増えてきている可能性がある。

最後に年収についての比較検討を行う。年収については、2010年と2014年のいずれも同様の傾向にある。女性については、ランダムパラメータとして有意に推定されている。男性については、ノンランダムパラメータとして、負の値で有意に推定されている。年収については、男性よりも女性のほうが限界効用が高い。この結果は、男性が主な稼ぎ手であり、女性はこちらかという家

庭内の作業を中心に行う意識が強く出ている可能性があり、共働きとはいえ女性はフルタイムではなくパートタイマーとして働けば良いと考えていることを表しているのかもしれない。

次に、MWTP の視点から比較を行う。2010 年版と 2014 版のいずれも、男性は外見、女性は性格や家事、自身への理解を重視している点で共通している。また、いずれも男性の MWTP の方が大きく出る傾向にあるが、これは年収の限界効用が女性のほうが高いためである。上述したように、女性は結婚後も変わらずフルタイムで働き続けるというよりも、結婚後は退職、もしくはパートタイムとして働くことをイメージしていると予想される。そうになると、年収に対する結婚相手に求める年収の重要度が男性よりも高くなり、その他の要素について相対的に低くなる傾向にある。

ASC3 は結婚にどの程度前向きなのかを表す属性である。負の値であれば選択肢 1 もしくは 2 を積極的に選択し、正の値であれば結婚に対して否定的であることを意味していた。大学生を対象としたアンケートであるため、予想通り ASC3 は正の値で有意に推定されている。ただし、ランダムパラメータであるため、現時点でどの程度結婚に対して否定的かは多様性があるといえる。2010 年と 2014 年のいずれも、女性の方が男性よりも MWTP が高くなっている。これは女性の方がどちらかと言うと男性よりも結婚には前向きであることを意味している。年収の限界効用と合わせて解釈をすると、男性は結婚後も当然のようにフルタイムを続け、自らが稼ぎ手になることを考えていると予想できる。おそらく、専業主夫になると考えている男性はほとんどいないだろう。また、女性は結婚・出産後退職するか、パートタイマーとして働くことを考えているのかもしれない。そのように考えると、家族を養える程度収入が増えないと、結婚を考えることは難しく、男性の方が現時点では否定的であるのかもしれない。さらに、近年男性の未婚率・生涯未婚率は上昇しており、結婚しなくても良いという考えが広まってきている可能性がある<sup>13)</sup>。これは女性についても同様であるが、生涯未婚率は男性の方が高いため、男性の方が結婚に対する意識



は低い可能性がある。

## 5 お わ り に

本稿では、松山大学生を対象に結婚相手に求める条件についてのアンケート調査を行い、混合ロジットモデルを用いて、選好の多様性を含めて分析を行った。そして、2010年と2014年において、可能な限り比較を行い、4年間で求める条件について変化があったかどうかを検討した。

その結果、全体としては家事に対する意識に多少の変化が見られた。2010年では、多様性が観察されず、家事に対する評価は一律であったが、2014年では多様性が観察される。これは、協力的に家事を行えば良いという考えにシフトしつつあると予想される。男性は女性と比較するとどちらかと言うと外見を重視していることが明らかとなったが、2010年と比較すると、容姿にも多様性が観察された。必ずしも外見のみを重視する男性ばかりではなくなってきたようである。また、女性については容姿は有意に推定されなかった。容姿よりも他の属性の重要度が相対的に高まってきたのであることが窺える。また、家事については男性の方がいずれも高い限界効用となっているが、特に男性については多様性が観察された。男は外で働き、女性は家庭を守るといった日本の戦後から定着していた考えが、徐々に薄れつつあるのかもしれない。

今回の分析では、2010年との比較を主に行った。そのため、2014年版アンケートの詳細な分析は行っていない。また、政策含意に言及するまでには至っていない。今後はこの2点について、より詳細な分析・考察をすることが課題となる。

---

13) 生涯未婚率とは、50歳時点で一度も結婚をしたことのない人の割合である。平成27年版厚生労働白書によると、2010年時点で生涯未婚率は男性で20.1%、女性で10.6%であった。また、各年代の未婚率については、男性は1970年代から、女性は1980年代半ばから上昇傾向にある。

## 参 考 文 献

- McFadden, D. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," In P. Aarembka (ed.) *Frontiers in Econometrics*, 105-142.
- Revelt, D., and K. Train (1998) "Mixed Logit with Repeated Choice: Households' Choices of Appliance Efficiency Level," *Review of Economics and Statistics*, 80, 647-657.
- 阿藤誠 (1997) "日本の超少産化現象と価値観変動仮説," 人口問題研究, No. 53, 3-20.
- 今井靖親・森田健宏 (1996) "大学生の恋愛観・結婚観," 教育実践研究指導センター研究紀要 Vol. 5, 15-22.
- 岩澤美帆 (2002) "近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について," 人口問題研究, No. 58, 15-44.
- 岩澤美帆 (2008) "初婚・離婚の動向と出生率への影響," 人口問題研究, No. 64, 19-34.
- 遠藤公久・山根一郎・堀洋道 (1990a) "大学生の結婚に対する意識(1)-性格特性の相性観について-, " 筑波大学心理学研究, No. 12, 85-91.
- 遠藤公久・山根一郎・堀洋道 (1990b) "大学生の結婚に対する意識(2)-結婚観について-, " 筑波大学心理学研究, No. 12, 93-100.
- 大橋照枝 (2000) 「未婚化・晩婚化・シングル化の背景」善積京子編『結婚とパートナー関係: 問い直される夫婦』, ミネルヴァ書房, 27-55.
- 加藤彰彦 (2011) "未婚化を推し進めてきた2つの力-経済成長の低下と個人主義のイデオロギー-, " 人口問題研究, No. 68, 3-39.
- 加藤千恵子・柏木恵子 (2000) "成人前期の日本男性の結婚観・仕事観-インタビューおよびKJ法・最適尺度法による-, " 発達研究, Vol. 15, 51-78.
- 熊谷太郎・曾我亘由 (2011) "県内大学生の結婚に対する意識-性差と地域差の研究-, " 松山大学論集, No. 23, 171-196.
- 佐野まゆ・高田谷久美子・近藤洋子 (2007) "大学生における性役割思考によるライフコース観の比較," 山梨大学看護学会誌, Vol. 6, 45-52.
- 趙彤・水ノ上智邦 (2014) "雇用形態が男性の結婚に与える影響," 人口学研究, No. 37, 75-89.
- 筒井淳也 (2015) 『仕事と家族-日本はなぜ働きづらく、産みにくいのか-』, 中公新書。
- 内閣府 (2015) 平成27年版少子化対策白書。
- 中井美樹 (2000) "若者の性役割観の構造とライフコース観および結婚観," 立命館産業社会論集, No. 36, 117-127.
- 廣嶋清志 (2000) "近年の合計出生率低下の要因分解: 夫婦出生率は寄与していないか?" 人口学研究, No. 26, 1-20.
- 守泉理恵 (2014) "1990年以降の日本における少子化対策の展開と今後の課題," IPSS Working Paper Series, No. 10.
- 山田昌弘 (2007) 『少子化日本: もうひとつの格差のゆくえ』, 岩波書店。

厚生労働省「平成26年（2014）人口動態統計（確定数）の概況」（閲覧日：2016年3月26日，<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei14/index.html>）

総務省統計局「人口推計」（閲覧日2016年3月25日，<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm#annual>）