

女性における幸福度の世代間格差

～新しい世代ほど女性の幸福度はなぜ低くなるのか～

経済産業委員会調査室 藤城 奈緒

1. はじめに

我が国において、「すべての女性が輝く社会」の実現が政府の最重要課題の一つとして位置付けられ、第二次安倍内閣における経済政策、いわゆるアベノミクスの成長戦略に盛り込まれるとともに¹、引き続きアベノミクス新三本の矢においても「一億総活躍」社会を目指し、女性の活躍が期待されている²。この「すべての女性が輝く社会」とは、「各々の希望に応じ、女性が、職場においても、家庭や地域においても、個性と能力を十分に発揮し、輝くことができる社会」のことを指す³。近年、女性の社会進出に対する機運が高まっており、女性が社会において求められる役割は世代を通じて変化している。その中で、今回挙げられた女性が輝くための政策⁴は、これまでの仕事と子育ての両立を支援するなどの様々な取組を踏まえ、更なる社会変革が必要であるとし、我が国最大の潜在力として「女性の力」を最大限発揮することを目標として打ち出されている。しかしながら、この政策は女性の幸せという視点から見て幸福度を高めることにつながっていくのだろうか。そこで、本稿では当事者たる女性自身の幸福度は世代によってどのように変化しているのかを分析し、その変化をもたらした背景について考察するとともに、「すべての女性が輝く社会」の実現に向けた今後の政策の方向性を検討してみたい。

2. 女性を取り巻く状況

まず、女性の就業率はどのように推移しているのか現状を確認する。女性の就業率は25-29歳と30-34歳の年齢層において昭和50年の「国際婦人年」以降、顕著に上昇している（図表1）。また、昭和61年男女雇用機会均等法、平成11年男女共同参画社会基本法の施行によって更に女性の就業率が高められたと考えられる。

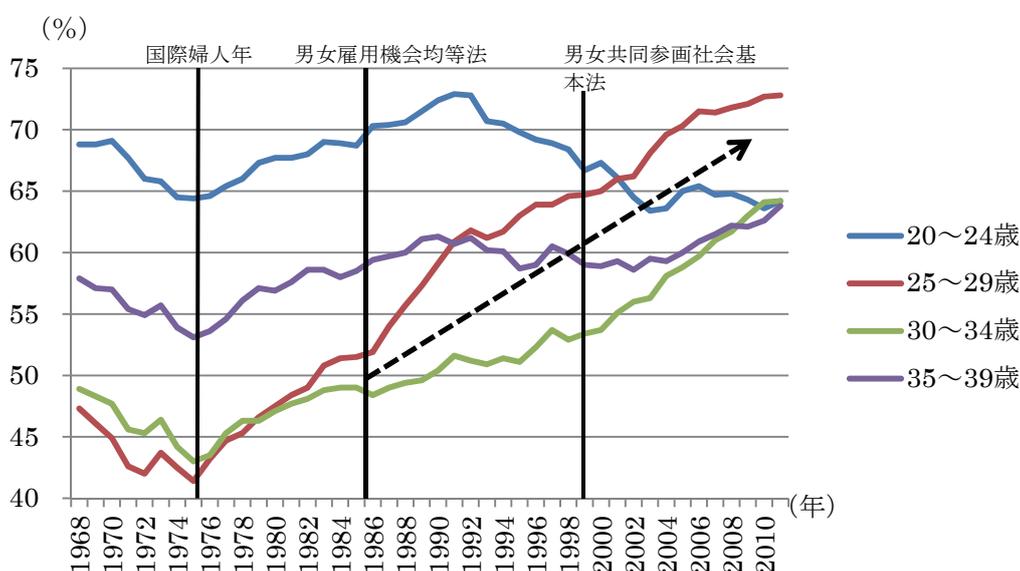
¹ 『日本再興戦略』（平成25年6月14日閣議決定）

² 『第1回一億総活躍国民会議』（平成27年10月29日）

³ 内閣官房すべての女性が輝く社会づくり本部『すべての女性が輝く政策パッケージ』（平成26年10月10日）

⁴ 内閣官房すべての女性が輝く社会づくり本部『すべての女性が輝く政策パッケージ』（平成26年10月10日）、同『女性活躍加速のための重点方針2015』（平成27年6月26日）

図表1 年齢階級別女性の就業率の推移



(注) 1968年-1973年までは沖縄県分の数値が含まれない。また、東日本大震災の影響により、岩手県、宮城県及び福島県は補完的な推計値である。

(出所) 総務省「労働力調査」より作成。

このように、25-29歳と30-34歳の出産や幼い子供の子育てを経験する年齢層において就業率が近年上昇している中で、女性を支援する政策はこれまで仕事と子育ての両立支援を中心として、多くの取組が行われてきた。最近の事例を挙げれば(図表2)、保育等の子育て支援の面では、少子化対策や労働人口確保の必要性から、平成20年に児童福祉法が改正され、地域子育て支援拠点事業や、一時預かり事業、家庭的保育事業等の多様な子育て支援事業が法律上位置付けられ、普及促進が図られることになった。また、待機児童の解消や、地域での子育て支援、保育の質的向上のために、平成24年に子ども・子育て関連3法が成立し、認定こども園の施設型給付や、地域型保育給付、地域子育て支援拠点の増設、幼保一体化の改善が行われた。

仕事と家庭の両立の面では、平成20年の次世代育成支援対策推進法改正によって女性の労働参加を促すため事業主による行動計画策定・届出義務の対象が拡大し、平成21年に育児・介護休業法が改正され、短時間勤務制度の義務化や父親の育児休業取得の推進、子の看護休暇の拡充、介護休暇の創設が行われた。

所得支援の面では、昭和47年に児童手当制度が創設され、児童を養育している者に対して手当が給付されてきた。その金額や対象年齢は数年ごとに改正されたが、少子化が進展する中で、平成18年に対象年齢が小学校修了前までに拡大し、所得制限が緩和され、平成19年には3歳未満の支給額が月額1万円に引き上げられた。さらに、平成22年に児童手当に上乘せする形で子ども手当制度

が創設され、対象年齢が中学校修了前までに引き上げられた。支給額も一律1万3千円に引き上げられ、所得制限が撤廃された。ただし、子ども手当が1年限りの時限立法であったため、国会の議論を経て、平成23年10月からは、0歳から3歳未満と3歳から小学生までの第3子以降の子どもは1万5千円に増額、他方3歳から小学生までの第1子・2子と中学生は1万円に減額され、平成24年6月からは所得制限が導入された。また、高校授業料の支援として、平成22年に公立高校授業料無償化と私立高校就学支援金が創設され、平成25年には同法が改正されて高校就学支援金に一本化、所得制限が導入された。所得制限により捻出した財源は低所得世帯の生徒に対する支援の拡充に充てられている⁵。このように、女性を支援するために子育て、仕事、所得面から様々な政策が行われ、拡充されてきたと言える。

一方、今回の女性が輝くための政策では、出産・子育て・介護の支援、就業支援、地域での起業支援、防犯対策等が「すべての女性が輝く政策パッケージ」（平成26年10月）に組み込まれ、政策・方針決定過程への女性登用の促進や、科学分野や国際社会での女性人材の育成、男女共に育児・家事に参画できる労働環境の整備、トイレ環境をはじめとした暮らしの質の向上等が「女性活躍加速のための重点方針2015」（平成27年6月）に挙げられている。女性が輝くための政策は、従来の家庭生活と仕事の両立支援に加え、更なる社会変革として重要分野における女性の参画や職業生活における活躍を推進し、社会の様々な課題の解決を主導する人材を厚くする⁶ことに重点が置かれている。今年には女性の職業生活での更なる活躍を目指して女性の活躍推進法が成立し、女性の採用比率や管理職比率の改善のための行動計画が事業主に義務付けられ、国は職業訓練や職業紹介等を行うこととなった。

女性の社会進出が進み、女性を支援する政策が拡充されてきた中で、今回「すべての女性が輝く社会」を目指して女性の活躍を支援する機運が更に高まっており、女性を取り巻く状況は時代とともに変化している。この時代による変化とともに当事者である女性は自らの生活にどの程度満足を感じていて、昔の世代と比べて満足度はどのように変化しているのかを3章の世代ごとの幸福度の分析の中で見ていくことにする。さらに、4、5章では3章の分析結果の背景を考察した後に、「すべての女性が輝く社会」に向けて挙げられた政策は、女性を取り巻く状況や女性の考えを十分に反映し、課題を解決するのに効果的なものとなっているのかを見ていくことにする。

⁵ なお、子ども手当と高校無償化制度の財源として、所得税は平成23年1月から、住民税は平成24年6月から年少扶養控除の廃止と18歳までの特定扶養控除の縮減が行われたことで増税となっている点に注意が必要である。

⁶ 内閣官房すべての女性が輝く社会づくり本部『女性活躍加速のための重点方針2015』（平成27年6月26日）

図表2 女性支援の政策の経緯

	仕事と子育ての両立		所得支援	
	子育て支援	職業生活の支援	児童手当・子ども手当	授業料支援
H19年			0～3歳未満 5千円→1万円 3歳～小学生 5千円(*) 所得制限あり —児童手当法改正 (平成19年3月28日)	
H20年	「仕事と生活の調和の実現」と「包括的な次世代育成支援の枠組みの構築」 ・乳児家庭全戸訪問事業、一時預かり事業、地域子育て支援拠点事業 ・家庭的保育等多様なサービスの法制化 —児童福祉法等改正(平成20年11月26日)			
H21年		男女共に家庭と両立する雇用環境整備 ・事業主への短時間勤務制度の義務化 ・父親の育休取得促進 ・看護休暇拡充、介護休暇制度創設 —育児・介護休業法改正 (平成21年6月24日)		
H22年			中学生まで対象拡大 一律1万3千円 所得制限撤廃 —平成22年度子ども手当法 (平成22年3月26日)	公立高校授業料無償化と 私立高校就学支援金創設 (月額9千9百円) —高校授業料無償化法 (平成22年3月31日)
H23年			0～3歳未満 1万5千円 3歳～中学生 1万円(*) —平成23年度子ども手当法 (平成23年8月26日)	
H24年	待機児童解消 ・こども園等多様な保育拡充 地域の子育て支援の充実 ・施設型給付、地域型保育給付、放課後児童クラブ拡充 ・保育の質的向上、認定こども園の改善 —子ども・子育て関連3法 (平成24年8月10日)		所得制限導入 —児童手当法改正 (平成24年3月30日)	
H25年	少子化対策 ・既存の子育て施策の着実な実施 社会保障改革プログラム法 (平成25年12月5日)			高校就学支援金に一本化 加算給付、所得制限導入 (月額9千9百円) —高校授業料無償化法改正 (平成25年11月27日)
H26年	子育て・介護支援 ・子ども・子育て関連3法に基づく支援 (平成27年施行) ・家事や子育てサービスの質の向上 ・地域包括ケアシステムの構築推進 —すべての女性が輝く政策パッケージ (平成26年10月10日)	安心な暮らしの確保 ・犯罪やセクハラ対策強化 職業生活での活躍 ・女性雇用促進、起業支援、管理職登用促進、男性の家事・子育て参画促進、働き方に中立的な税・社会保障		
H27年		女性の職業生活における活躍 ・事業主行動計画の策定 (採用、管理職比率改善等) ・職業訓練、紹介、助言の実施 —女性活躍推進法 (平成27年8月28日) 社会の課題解決のリーダー育成 ・理工系人材育成、国際機関の職員増強 働きやすい環境整備 ・マタハラ防止、長時間労働削減 暮らしの質の向上 ・トイレ環境の向上 —女性活躍加速のための重点方針2015 (平成27年6月26日)		

(注1) 仕事と子育ての両立について、子供に対する政策を子育て支援、労働者に対する政策を職業生活の支援と区分けた。

(注2) 児童手当・子ども手当における3歳～小学生の第3子以降の給付額(*)は3歳未満と同額。

(注3) 「女性活躍加速のための重点方針2015」に女性活躍推進法に基づく政策が含まれる。

(注4) 括弧内の年月日は法律の成立年月日を示す。

(出所) 筆者作成

3. 世代によって幸福度はどの程度変化するのか

3-1. 分析の手法

3章では世代ごとに女性の幸福度はどのように変化してきたかを見ていくことにする。本稿での分析は、大阪商業大学・東京大学社会科学研究所⁷が共同で実施しているJGSS(Japanese General Social Surveys)プロジェクトのデータを用いて行ったものである⁸。分析手法は、幸福度の年齢効果や世代効果に注目したBlanchflower and Oswald(2008)や、A. Deaton and C. Paxson(1994)、黒川・大竹(2013)の先行研究の分析手法を参考にしている。分析対象は回答者の主観的幸福度とした。これは、「全体的に見て、あなたは幸せですか。」という質問に対し、「5:非常に幸せ」から「1:非常に不幸せ」までの5段階の数値で回答したものである。

本分析では生まれ年を5年刻みで区切り、「1910-1914 年生まれ」から「1985-1989 年生まれ」までの16個の世代に分けた。これら16個の世代と主観的幸福度が特定の値になる確率との関係を導き出すことで、世代によって主観的幸福度がどれだけ異なるかを見ることが出来る。なお、推計においては、性別、居住地域、配偶関係、定年退職、専業主婦(夫)、学生、失業、世帯収入、子供の有無、健康状態、調査年、年齢という基本的な属性も考慮している⁹。これらの基本的な属性を基に、性別と子供の有無の二つの基準から回答者を分けて、分析した。

3-2. 男性と女性における幸福度の違い

本稿の分析では世代による女性の幸福度の変化を中心に見ていくが、その前に、そもそも女性の幸福度の変化の仕方は男性と比べて異なるのかを見ることにする。

基本的な属性を基に、回答者を男性と女性のグループに分け、幸福度の違いを見る。図表3は男女別に各世代において、基準とする1910-1929年生まれの世代と比べて、それぞれの世代で主観的幸福度5(非常に幸せ)を選ぶ確率がどれだけ異なるのかを見たものである。例えば、男性の中では、1940-1944年生まれの世代が主観的幸福度5を選ぶ確率は基準世代と比べて0.056ポイント低

⁷ 本稿は小林拓也氏、田中孝直氏及び筆者の共同研究「幸福度の世代間格差の考察」における分析結果を利用している。

なお、本分析では、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 Surveys(大阪商業大学JGSS研究センター、東京大学社会科学研究所)」の個票データの提供を受けている。

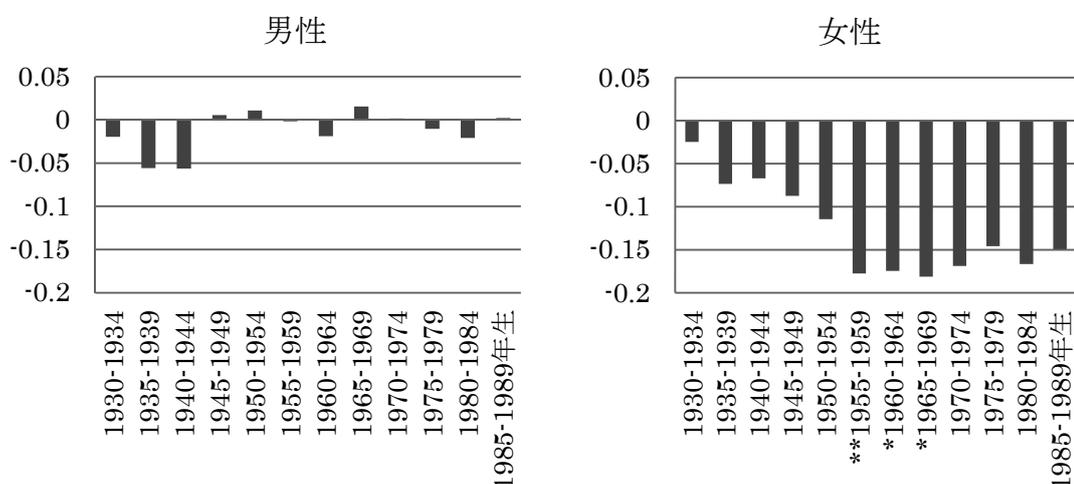
⁸ 調査は2000年、2001年、2002年、2003年、2005年、2006年、2008年、2010年の8回実施。調査対象は全国の満20-89歳の男女である。分析のモデルは順序プロビットモデル(補論参照)を用いた。

⁹ 分析で使用する質問項目に全て回答した人数は12,330人。説明変数の詳細は補論参照。

く(-0.056)、この世代は相対的に幸福度が低いことを示唆している。図表を見ると、男性はほとんどの世代で0に近い値であり、いずれの世代も統計的に有意な結果を得られていない。この結果から男性は世代を通じて主観的幸福度はあまり変化していないと考えられる。

一方、女性全体を見ると、世代が新しくなるにつれて主観的幸福度5を選ぶ確率が低下傾向にある。ただし、統計的に有意であった世代は、1955-1959年、1960-1964年、1965-1969年生まれであり、基準とする1910-1929年生まれの世代と比べて、それぞれ0.177、0.175、0.181ポイント低くなっている。

図表3 男女別世代別の主観的幸福度5（非常に幸せ）を選ぶ確率の差



(注1) 回答者全体を男女ごとのグループに分けて分析。男性は6,100人、女性は6,230人。
 (注2) 1910-1929年生まれと比べて主観的幸福度が5となる確率がどれだけ異なるかを表す。
 (注3) **は5%有意、*は10%有意を示す。
 (出所) 筆者作成

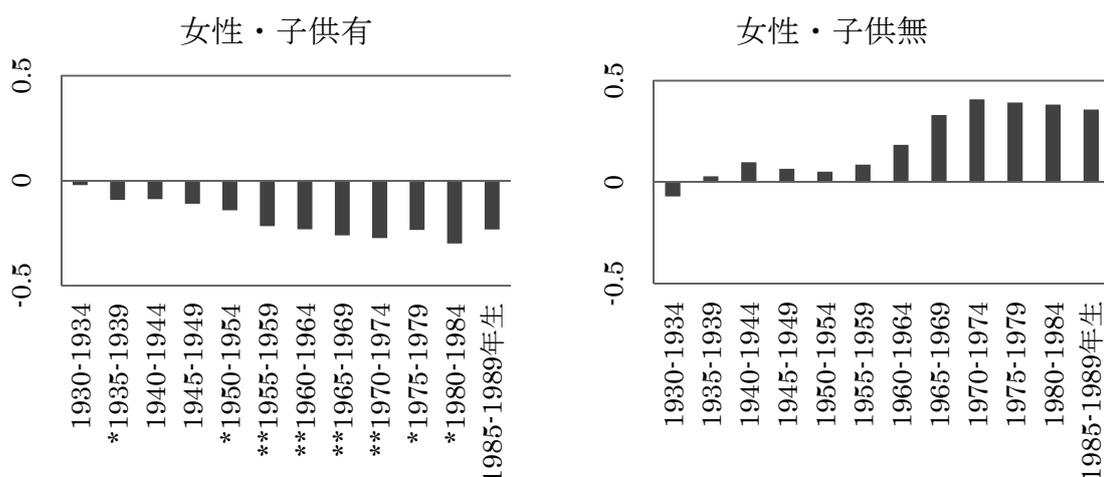
3-3. 子供がいる女性といない女性における幸福度の違い

女性全体では統計的な有意性があまり見られなかったが、更に女性について子供の有無に分けて分析した。その結果は図表4である。子供がいる女性を見ると、主観的幸福度が5になる確率は世代が新しくなるにつれて低下傾向にある。この傾向は1950年から1984年生まれまでの幅広い世代において有意に出ており、世代が主観的幸福度に影響を与えていると言える。一方、子供がいない女性に関しては有意な結果は得られていないが、世代が新しくなるにつれて主観的幸福度5を選ぶ確率は逆に上昇傾向にある。

さらに、世代以外の基本的属性として、世帯収入と専業主婦に着目して分析した。世帯収入の高低については、子供がいない女性と比べて、子供がいる女性の主観的幸福度により大きな影響を与えることが分かった。世帯収入が1%

上昇すると主観的幸福度5を選ぶ確率は、子供がいない女性は0.049ポイントしか上昇しないのに対して、子供がいる女性においては確率が2倍の0.102ポイント上昇する。また、専業主婦であることは、子供がいる女性においてのみ主観的幸福度を有意に高めることが分かった（世帯収入と専業主婦に関する分析結果の詳細は補論に記載）。

図表4 子供の有無による主観的幸福度5（非常に幸せ）を選ぶ確率の差



(注1) 女性の回答者全体を子供がいる人といない人のグループに分けて分析。子供がいる女性は5,235人、子供がいない女性は995人。
(注2) 1910-1929年生まれと比べて主観的幸福度が5となる確率がどれだけ異なるかを表す。
(注3) **は5%有意、*は10%有意を示す。
(出所) 筆者作成

3-4. 子供がいる女性の幸福度は新しい世代ほど低くなる

以上の2つの分析結果をまとめると、男性と女性に分けた場合、男性は世代によって主観的幸福度に違いが見られなかったのに対して、女性の一部の世代において主観的幸福度5を選ぶ確率が低下する。特に、注目すべき結果としては、子供がいる女性の主観的幸福度5を選ぶ確率は世代が新しくなるにつれて低下しており、幸福を感じにくくなっていることである。また、子供がいる女性では基本的属性を表す変数のなかで、世帯収入が高いことと、専業主婦であるという2つの属性が有意に主観的幸福度を高めているということが分かった。

なお、本稿の分析と同様の結果は先行研究でも示されている。例えば、白石・白石(2007)¹⁰では、子供がいる女性の中では就業していない人（専業主婦）が就業している人よりも幸福度が高いと論じている。また、世代による幸福度の違

¹⁰ 20-40歳代の女性を対象とした家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のデータを用いて分析。幸福度は「不幸」、「どちらでもない」、「まあまあ幸せ」、「とても幸せ」の4段階で表している。

いについては、黒川・大竹(2012)が、男女全体を対象としながらも世代が新しくなるにつれて幸福度が低下していると論じている。

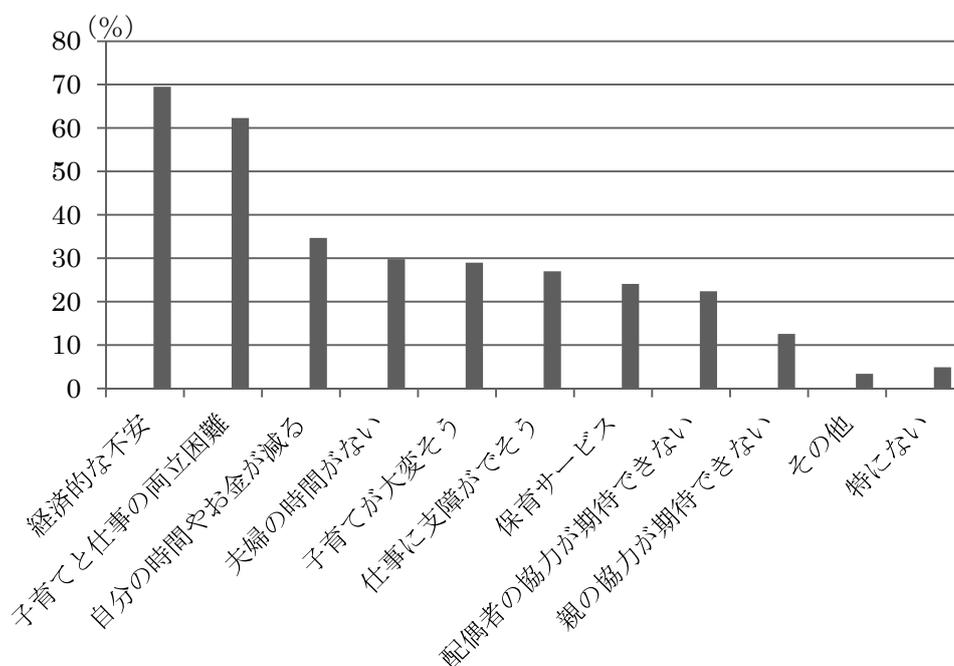
4. なぜ子供がいる女性は新しい世代ほど幸福を感じにくいのか

前章での分析から、子供がいる女性において、世代が新しくなるにつれて主観的幸福度が低下していることが分かった。この結果をもたらした背景を探るため、ここでは、内閣府の「平成 22 年度結婚・家族形成に関する意識調査」やその他の統計資料を基に、子供がいる女性の幸福度の変化について考える。

4-1. 子育てに対する意識

内閣府「平成 22 年度結婚・家族形成に関する調査」によると、子育てで不安に思っていることとして、子供を持つ女性の中では、「経済的にやっていけるか」が 69.5%と最も高く、次に「子育てしながら仕事をすることが難しそう」が 62.3%であった。さらに、「自分のために使える時間やお金が減る」、「夫婦二人のための時間がとれない」、「子育てするのが大変そう」という項目が続いている。そこで、調査結果を基に、上位 2 つである「経済的にやっていけるか」と「子育てしながら仕事をすることが難しそう」という項目に注目して、子供がいる女性の幸福度は世代が新しいほど低くなっている背景を考察する。

図表 5 子供を持つ女性が子育てで不安に思っていること



(注) 回答した子どもを持つ女性は 478 人で、20-30 代の結婚 3 年以内の女性。複数回答可。
 (出所) 内閣府「平成 22 年度結婚・家族形成に関する意識調査」より作成。

4-2. 子育ての経済的な負担

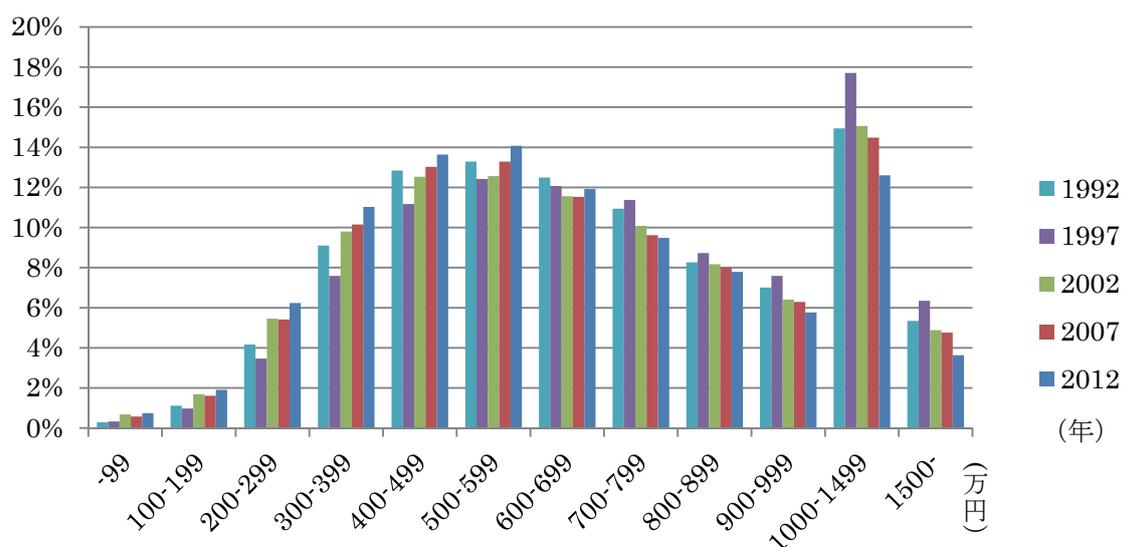
まず、「経済的にやっていけるか」の項目について見る。ここでは、子育ての経済的な負担について、世帯の①収入面と、②子育てに要する支出面の両面を取り上げることとする。

① 収入面

総務省「就業構造基本調査」から子供を持つ夫婦の世帯所得の分布の推移（図表6）を見ることにする。この図表は1992年から2012年までの20年間、5年ごとの所得分布を示している。所得分布は、世帯の年間所得を基本的に100万円ごとに12区分の所得階層に分けて、それぞれの階層が全世帯においてどの程度占めているのかを示している。例えば、2012年調査の500-599万円階層の世帯は、全世帯のうち14%を占めている。1,000万円から1,499万円までの層の割合が高くなっているのは、この階層の所得幅が他の層と比べて広いためであることに注意が必要である。

1992年から2012年にかけて所得分布の動きを見ると、所得階層の下半分である、99万円以下から500-599万円までの各所得階層に占める割合は増加傾向にある。一方、所得階層の上半分である600-699万円から1,500万円以上の各階層においては、1992年以降2012年にかけて割合は減少している。このことから、子育て世帯の所得は伸び悩み、将来の所得に対して良い展望が見られないことが分かる。

図表6 子育て世帯の所得階層別分布の推移



(注) 対象は、夫婦と子供からなる世帯の年間世帯所得。割合を表した数字は（各所得層に属する世帯数）/（全世帯数）を示す。

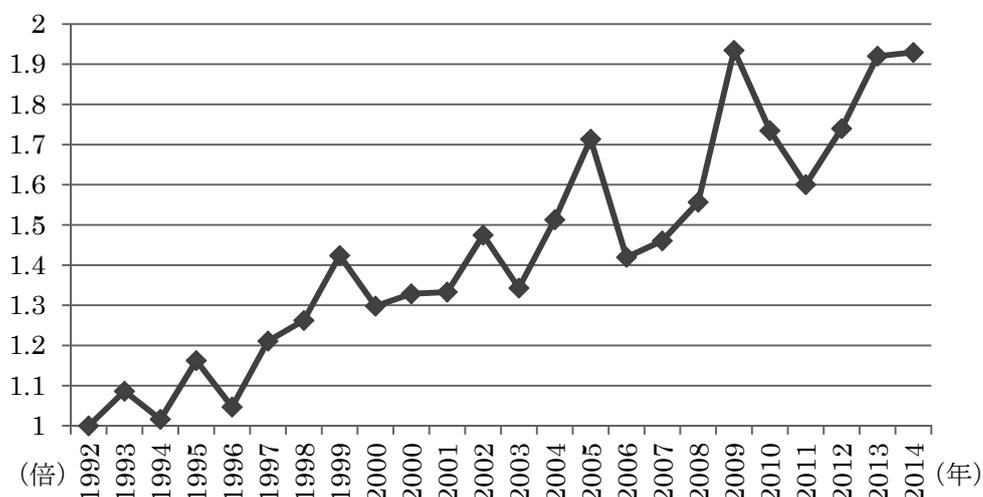
(出所) 総務省「就業構造基本調査」より作成。

② 支出面

子育てに要する支出の内容は様々なものがあるが、ここでは、子育てにかかる経済的負担として大きいものとされる、保育所・幼稚園にかかる費用、学校教育費、学習塾など学校以外の教育費¹¹に着目し、それらの費用の推移を見ることにする。

まず、総務省「家計調査」から、2人以上の世帯における年間保育所費用の推移を見る(図表7)。

図表7 2人以上の世帯における保育所費用の年間支出金額の推移
(1992年を1としたとき)



(注)「家計調査」における保育所費用には3歳未満の保育園・保育所での保育料、3歳未満のこども園費用、幼稚園・保育園における二重保育料、延長保育料、学童クラブ費が含まれる。調査対象は2人以上の世帯における年間支出金額。

(出所)総務省「家計調査」より作成。

このグラフは、1992年の保育所費用を1としたときの保育所費用の変化を示している。この保育所費用は、3歳未満の保育園・保育所での保育料、3歳未満のこども園費用、幼稚園・保育園における二重保育料(通常の幼稚園や保育園の時間が終わった後に提供される追加的な保育サービスなど)、延長保育料、学童クラブ費など保育所に関わる費用を含んだものであるが、1992年から2014年にかけて保育所費用は増加傾向にある¹²。2014年の保育所費用は1992年に比べ

¹¹ 内閣府「平成21年度インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査」によると、子供がいる人に対して、子育てにかかる経済的負担として大きいものを聞いたところ、上位3つが保育所・幼稚園にかかる費用、学校教育費、学習塾など学校以外の教育費であった。

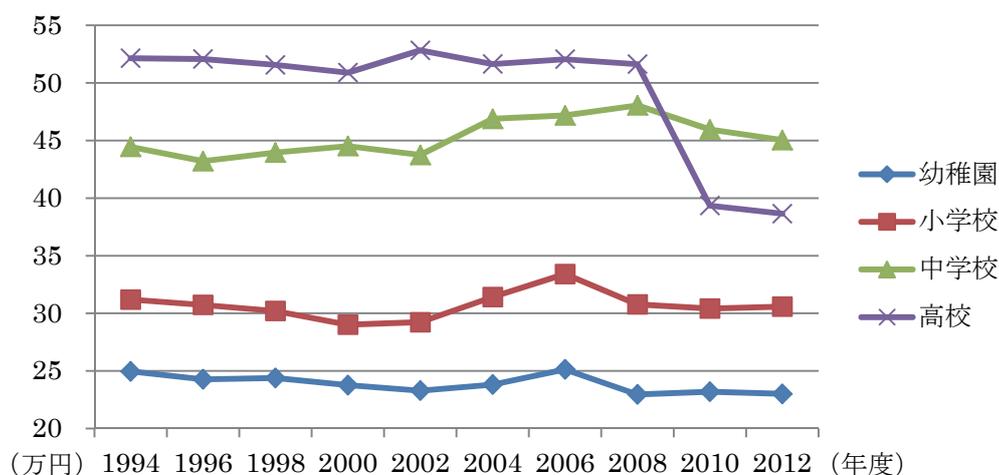
¹² ただし、ここでの保育所費用には、3歳以上の未就学児を対象にした保育料等が含まれてお

概ね2倍弱となっていることが分かる。この増加の背景として、仕事のために子供を預けざるを得ない人が増えたことが全体の保育所費用の支出額を引き上げているという可能性も考えられる。

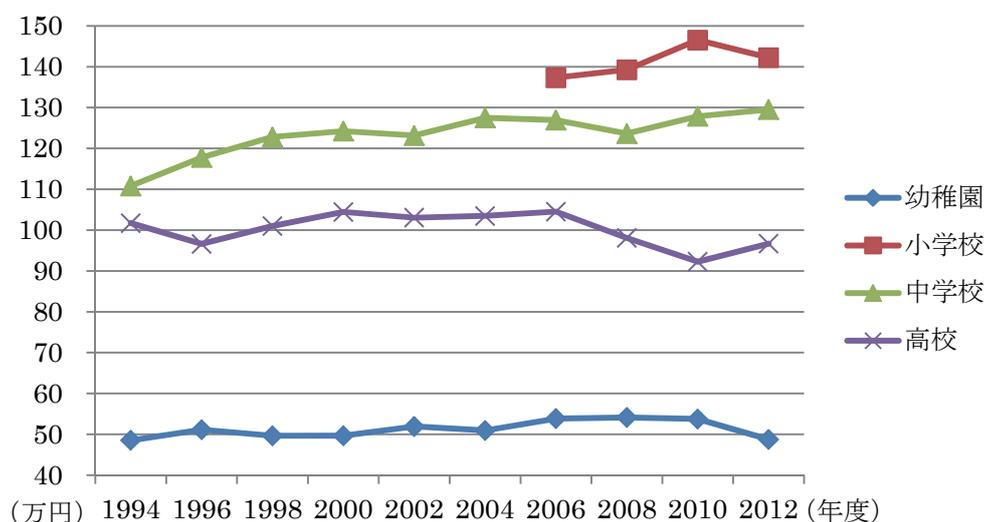
次に、文部科学省「子供の学習費調査」の結果から、子供の学習費の推移を見ていくことにする（図表8）。

図表8 子供の年間学習費の推移

公立



私立



（出所）文部科学省「子供の学習費調査」より作成。

らず、これらの保育料を加えると保育料は図表7よりも大きくなる。なお、家計調査における保育所費用は、子供がいない世帯も含めて計算された加重平均値となっているため、実際に子育て世帯が払う金額よりも低い数値として表れていることが推察される。

上の図表が公立の幼稚園、小学校、中学校、高校の年間の学習費総額¹³の推移を表し、下が私立の学習費総額を表している。両図表を見ると、公立に関しては、幼稚園から高校にかけて学習費はあまり変化していない。2010年度の高校の学習費が減少しているのは、公立高等学校授業料無償制・高等学校等就学支援金制度の導入による。一方で、私立においては、小学校と中学校の学習費は元々学習費が年間100万円を超える高い金額にも関わらず、さらに近年増加傾向にある。

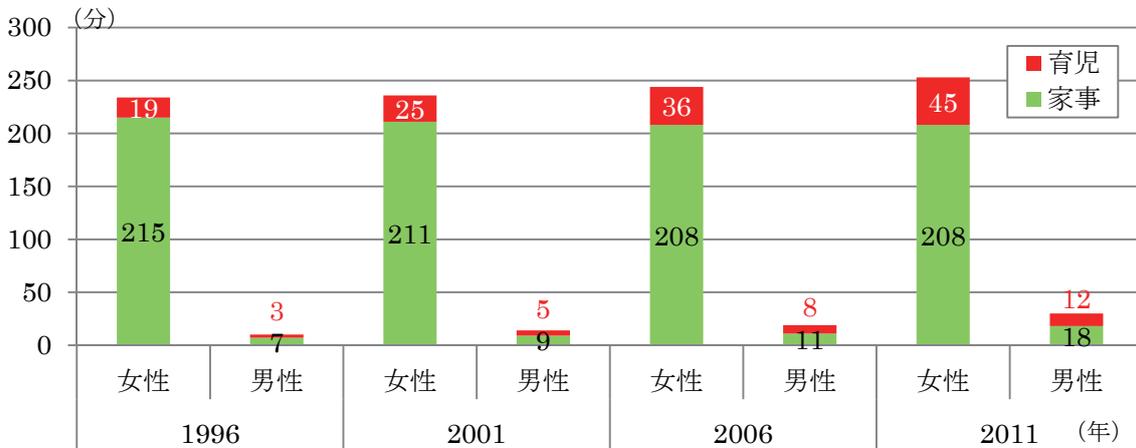
子育ての経済的負担について、所得と子育てに要す支出の2つの側面から見た。所得に関しては、比較的所得の低い階層に属する世帯の割合が増加しており、所得に伸び悩みが見られ、経済的に余裕の少ない世帯が増えてきていることが考えられる。支出に関しては、3歳未満の保育サービスや学童クラブ費等を含む保育所費用は、1992年以降増加傾向にあり、幼稚園から高校までの学習費においては、私立の小中学校の学習費が緩やかな増加傾向にある。所得と支出の両面から総合的に勘案すれば、子育て世帯の所得の伸び悩みが見られる中で、保育所費用は拡大しており、私立の小中学校では学習費の増加傾向が見られることから、子育ての経済的負担や負担感が増加している可能性がある。

4-3. 育児等と就業の両立

「子育てしながら仕事することが難しそう」の項目について、家事・育児にかかる時間や子供がいる女性の就業率の変化から見ていくことにする。子供を持つ共働き夫婦の育児にかかる時間を見ると、女性については年々増加しており、2011年には45分となっている一方、男性は12分と以前より伸びているものの、絶対的な時間はまだ少ない(図表9)。その上、家事に費やす時間は女性が圧倒的に多く、この傾向は過去から変わらない。こうした家事と育児の時間がほとんど女性の負担となっていることが読み取れる。

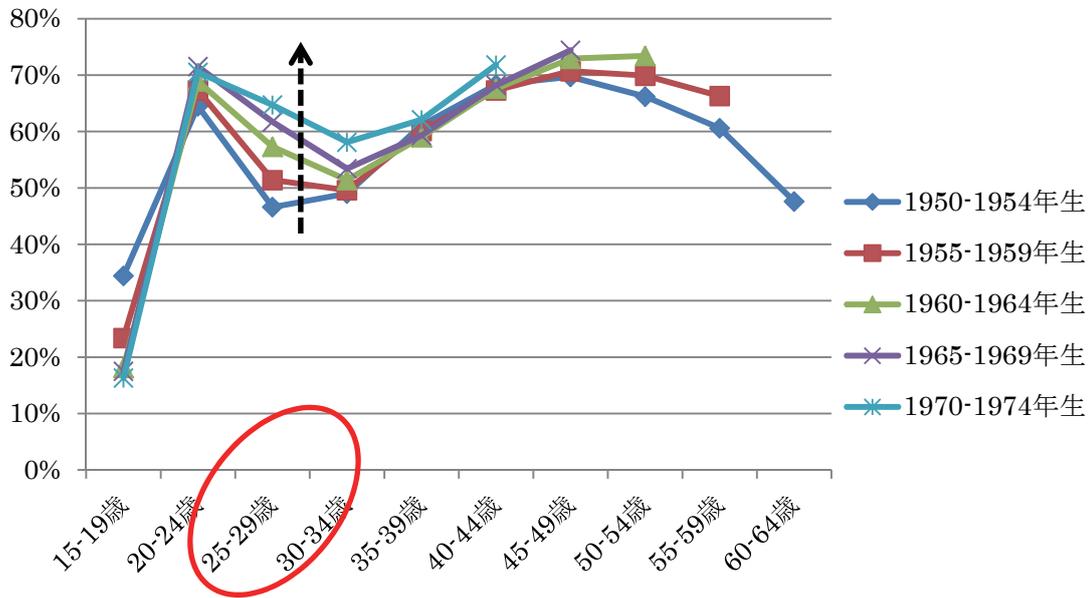
¹³ 学習費総額は学校教育費(授業料、修学旅行・遠足・見学費、学級・児童会・生徒会費、PTA会費、教科書費、学用品、教科外活動費、通学費、制服、通学用品費等)と、学校給食費、学校外活動費(家庭教師・学習塾等の補助学習費、芸術文化活動やスポーツの月謝等のその他の学校外活動費)の合計額を指す。

図表9 子持ち共働き夫婦の男女別一日の家事・育児にかかる時間（週平均）



(注1) 平成8年から平成23年までの時系列データ。社会生活基本調査は5年毎に実施。平成23年社会生活基本調査は、全国の指定する調査区内に居住する世帯のうちから選定した約8万3千世帯の10歳以上の世帯員約20万人を対象とした。
 (注2) 共働きとは夫婦とも有業であることを意味する。子供の年齢は0歳以上の全ての年齢。
 (出所) 総務省「平成23年社会生活基本調査」より作成。

図表10 子供を持つ女性の世代別就業率



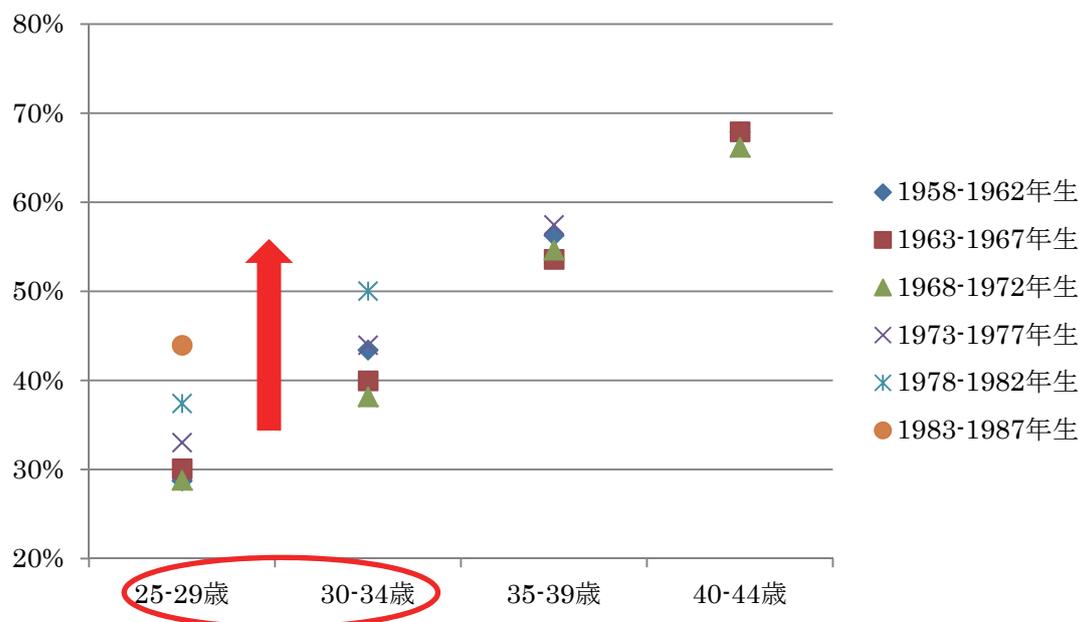
(注) 「労働力調査」のデータは1968年から2014年まで。近年生まれた世代ほど高齢期の就業率のデータが少ないため、世代ごとのグラフの長さにはばらつきがある。
 (出所) 総務省「労働力調査」より作成。

一方で、女性の就業率は近年上昇傾向にある。世代ごとの女性の就業率を見ると（図表10）、結婚・出産の年齢において就業率が落ち込むことによるM字カーブは緩やかになってきている。

実際、夫が有業で子供がいる妻の世代別有業率は特に 25-29 歳、30-34 歳の年齢階級において世代が新しくなるにつれて上昇している（図表 11）。新しい世代ほど、子供が幼く子育ての負担が大きいであろう 30 歳前後の時期に就業している女性の割合が高いことが分かる。

このように、子育てにかける時間は依然として男性より長く、家事・育児全体に費やす時間は年々増加している中で、子供を持ちながら就業する女性は増えている。このことによって、女性の生活における負担が増え、自分の自由な時間や夫婦で過ごす時間が少なくなり、こうしたことを背景として辛さを感じる女性が多くなっていることが、女性は新しい世代ほど主観的幸福度が低くなっている要因の一つとして考えられるだろう。

図表 11 妻（子供有）の年齢階級別有業率



（注）子供を持つ夫が有業の妻を対象。調査年は 1987 年、1992 年、1997 年、2002 年、2007 年、2012 年。1983-1987 年生まれの人は直近の 2012 年次に 25-29 歳であるため、1983-1987 年生まれの人の就業率は 25-29 歳のデータのみである。近年生まれた世代ほど高齢期の就業率のデータが少ないため、世代ごとのグラフの形にばらつきがある。

（出所）総務省「就業構造基本調査」より作成。

5. まとめ

分析結果では、子供がいる女性は新しい世代ほど主観的幸福度が低く、世帯収入は主観的幸福度に大きな影響を与えることが示された。また、子供がいる女性においては、専業主婦である方が主観的幸福度を高くすることも分かった。言い換えれば、子供がいる女性は新しい世代ほど幸福を感じにくいことに加え

て、世帯収入が少なく、仕事をしている子持ち女性は特に幸福を感じにくいということが言えるであろう。

その背景について内閣府の「結婚・家族形成に関する意識調査」を基に、子育ての経済的負担と、女性の育児等と就業の両立について検証した。

子育ての経済的負担に関しては、低い世帯所得の階層に属する世帯が増加し、所得が伸び悩んでいることに加えて、学習費は一部の学校で緩やかに増加し、保育所費用は増加傾向にあることから、総じて子育ての経済的負担は近年拡大していることが推察される。子育ての経済的負担の拡大が、子供がいる女性の幸福度を下げた背景の一つとして考えられるだろう。

女性の育児等と就業の両立に関しては、育児と家事の時間は依然として男性よりも女性が圧倒的に長く、その時間自体も長くなっている。一方で、子供がいる女性の就業率は新しい世代ほど高く、女性の年齢ごとの就業率を表したM字カーブも新しい世代ほど緩やかになっている。これらのことより、就業しているにもかかわらず女性の育児と家事の負担は男性と比べて圧倒的に重く、自分の自由な時間が十分に確保できずに苦勞する女性が増えたことが、主観的幸福度を下げたもう一つの背景と考えられるだろう。

政府においては、すべての女性が暮らしに生き甲斐や充実感をもって家庭・地域・職場で輝くことができる社会を目指して政策パッケージや重点方針が打ち出されている。女性が生活の中で不安を感じている子育ての経済的負担や就業と育児の両立に対しては、従来から対策が講じられてきた。実際、仕事と家庭を両立し、社会で活躍する女性は近年多く見受けられるようになり、育児休暇や短時間勤務の制度を利用しながら仕事を継続する働き方は特に大企業や公的機関においては珍しいことではなくなっている。

しかしながら、今回取り上げた家庭における家事・育児の負担が女性に重くのしかかっていることを考えると、より多くの方が子育てと仕事を両立し、女性がより生活に満足を得られるよう、現状を検証した上で更なる対策を進めていく余地があると考えられる。

例えば、男性の育児休暇取得促進をはじめとした男性への政策的アプローチはこれまで行われてきたところではあるが、男性が家事・育児に参画できるような雇用環境の更なる整備や、育児・介護休業制度の周知徹底等を進めることによって、育児と家事における女性の負担を今まで以上に軽減することが期待できるだろう。また、近年、保育所費用が増加しているが、これは保育サービスの価格自体が上昇しているだけでなく、保育サービスを利用する女性自体が増えている可能性も考えられる。子育ての費用について、これまで世帯所得等に応じた保育の利用者負担の制度や、児童手当、高校就学支援金等による支援が行われてきたが、子育てに要する様々な費用の実態把握を更に進めた上で、

財政との兼ね合いを見ながら、子育てにおける経済的負担の軽減策を今後とも継続して検討していく必要があるだろう。

女性が家庭・地域・職場をはじめとした様々な場で輝くことを目指す中で、今回の政策に加えて、子育ての経済的負担や就業との両立負担を軽減する従来の政策をより重点的に行い、男女共に協力して家庭生活を営む環境整備を官民共に進め、女性の幸福度を高めることによって、真の「すべての女性が輝く社会」の実現に近づくことができるのではないだろうか。

【参考文献】

大竹文雄・白石小百合・筒井義郎(2010)『日本の幸福度 格差・労働・家族』日本評論社

黒川博文・大竹文雄(2013)「幸福度・満足度・ストレス度の年齢効果と世代効果」、『行動経済学』,6(0), 1-36.

厚生労働省(2014)「平成26年版厚生労働白書」.

首相官邸「第1回一億総活躍国民会議」

<<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/ichiokusoukatsuyaku/dai1/gijisidai.html>>(2015/10/30アクセス).

首相官邸「平成26年12月24日 基本方針」

<<http://www.kantei.go.jp/jp/kakugikettei/2014/1224kihonhousin.html>>(2015/10/19アクセス).

白石浩介・鈴木亘・増島稔・森重彰浩(2012)「社会保障を通じた世代別の受益と負担」ESRI Discussion Paper Series No.281.

白石小百合・白石賢(2007)「少子化社会におけるワーク・ライフ・バランスと幸福感—非線形パネルによる推定—」ESRI Discussion Paper Series No.181.

独立行政法人労働政策研究・研修機構(2014)「ユースフル労働統計—労働統計加工指標集—2014」.

<http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/kako/documents/13_p176-199.pdf>(2015/2/3アクセス).

内閣官房すべての女性が輝く社会づくり本部 「すべての女性が輝く政策パッケージ」

<http://www.kantei.go.jp/jp/headline/brilliant_women/pdf/20141010package.pdf>(2015/10/19 アクセス).

内閣官房すべての女性が輝く社会づくり本部 「女性活躍加速のための重点方針2015」

<http://www.kantei.go.jp/jp/headline/brilliant_women/pdf/20150626honbun.pdf>(2015/10/19 アクセス).

内閣府「平成21年度インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査」

<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa21/net_riyousha/html/2_5_2.html>(2015/10/19 アクセス).

内閣府政策統括官（共生社会政策担当）「平成 22 年度結婚・家族形成に関する意識調査報告書」

<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa22/marriage_family/mokuji_pdf.html>(2015/10/19 アクセス).

日本経済新聞（2014/7/13）「若い世代「幸福度」低め女性より男性さらに低く」

<http://www.nikkei.com/article/DGXNASDG13000_T10C14A7CR8000/>（2015/2/3 アクセス）.

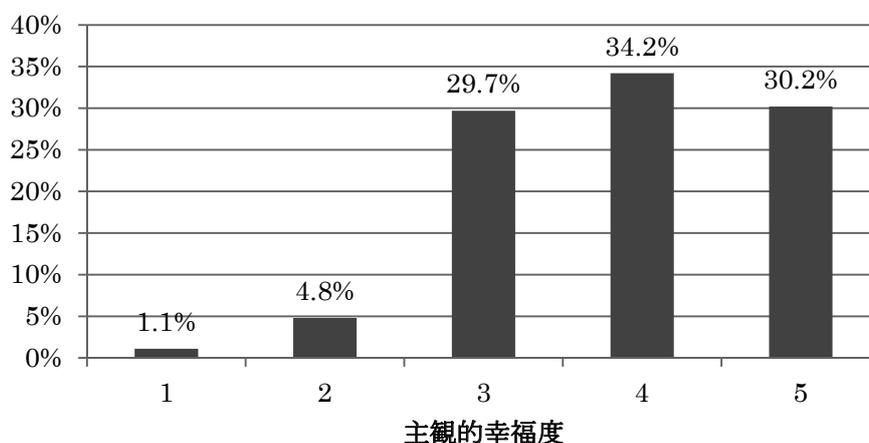
Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. (2008) “Is well-being U-shaped over the life cycle?” *Social Science & Medicine*, 66(8), 1733-1749.

Deaton, A., Paxson, C. (1994) “Intertemporal Choice and Inequality” *The Journal of Political Economy*, 102(3), 437-467.

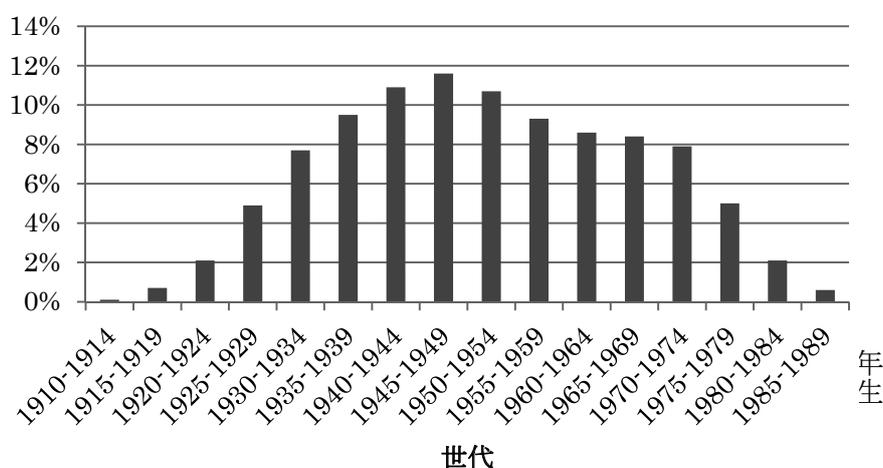
【補論】各変数の分布と用いた変数の説明

3章の分析で用いたデータの詳細は次のとおりである。

1. 全回答数に占める各主観的幸福度の割合



2. 全回答者に占める各世代の割合



3. その他のコントロール変数

変数	定義
男性ダミー	男性=1、女性=0
市郡規模	大都市=1、中規模の都市=2、小規模の都市及び町村=3
有配偶ダミー	配偶者有り or 同居中=1、配偶者なし or 離婚前提の別居=0
定年退職ダミー	定年退職=1
専業主婦ダミー	専業主婦 (夫) =1
学生ダミー	学生=1
失業ダミー	失業中=1
世帯収入	世帯収入の各階層の平均値 ¹⁴ (自然対数値)
子どもダミー	子ども有り=1
健康状態	幸福度と同様、5段階評価の主観的健康状態
年ダミー	各年のダミー (ベースグループは2010年)
年齢ダミー	5歳刻みの年齢ダミー (20~24歳から85~89歳まで、ベースグループは80~89歳)

¹⁴ 世帯収入については、回答項目が70万円未満、70~100万円未満というように階層ごとに分けられており、回答者は自分の世帯収入が属する所得階層を回答している。そのため、回答者の世帯収入は具体的な数値がわからないので、世帯収入の値は各所得階層の平均値と仮定した。

4. 順序プロビットモデルの説明

順序プロビットモデルは、被説明変数が客観的な順序を持つ複数の離散値からなる場合に有用なモデルである順序選択モデルの 1 つである。順序選択モデルでは、被説明変数 y が J 個の順序変数からなると想定する。

$$y_i = 1, 2, \dots, J \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

被説明変数は、観察されない潜在変数 y^* の値に対応して決まるという仮定を置く。さらに、潜在変数は以下のような各説明変数及び誤差項の線形関数であると仮定する。

$$y_i^* = \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + u_i = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + u_i \quad (2)$$

被説明変数と潜在変数の間には以下の関係を仮定する。

$$y_i = j \Leftrightarrow \alpha_{j-1} < y_i^* < \alpha_j \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (3)$$

即ち、潜在変数がある範囲にある時に、それに対応して被説明変数の値が一つに決まるという仮定をおいていることになり、潜在変数が一定以上増加すると被説明変数が増加する。

次に、誤差項の従う分布関数を $F(u)$ とすると、被説明変数がある値をとる確率は以下のように表せる。

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(\mathbf{x}_i) &= P(y_i = j | \mathbf{x}_i) = P(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} < u_i < \alpha_j - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i) \\ &= F(\alpha_j - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}) - F(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、誤差項の分布関数として標準正規分布関数 $\Phi(u)$ を仮定したものを特に順序プロビットモデルと呼ぶ。上記の確率から、最尤推定法を用いて各 α, β の最尤推定量を推定する。

順序プロビットモデルは各説明変数について非線形なモデルであるため、推定結果の解釈について様々な方法が存在する。本稿で用いた方法は以下の通りである。まず、各説明変数は全て標本平均値をとると仮定し、仮想的ではあるが、平均的な個人を想定する。そうした上で、被説明変数がある値を取る確率への限界効果（ある説明変数が微小に増加する時の確率の増分）を評価する。 $y = j$ となる確率への、説明変数 x_l の限界効果は以下のように表される。

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial x_l}(\bar{\mathbf{x}}) = -\hat{\beta}_l (\phi(\hat{\alpha}_j - \bar{\mathbf{x}}' \hat{\boldsymbol{\beta}}) - \phi(\hat{\alpha}_{j-1} - \bar{\mathbf{x}}' \hat{\boldsymbol{\beta}})) \quad (5)$$

(ϕ は標準正規分布の密度関数。ハット(^)は最尤推定値であることを表す。)

5. 順序プロビットモデルによる回帰結果¹⁵

子供がいる女性では、専業主婦の項目を見ると、主観的幸福度が 5 ($y=5$) となる確率は専業主婦であれば 0.0698 ポイント高くなる。また、世帯収入の項目を見ると、世帯収入が 1% 上昇すると、主観的幸福度が 5 ($y=5$) になる確率が

¹⁵ 分析に直接関係のないコントロール変数の回帰結果は割愛した。

0.1020 ポイント上昇する。

子供のいない女性においては、専業主婦の項目を見ると、専業主婦であることは有意に主観的幸福度が5になる確率を高めていない。世帯収入の項目を見ると、主観的幸福度が5になる確率は世帯収入が1%増えることで0.0487上昇するが、その確率の上昇幅は子供がいる女性と比べると小さい。

子供のいる女性

変数	coefficient	y=5	y=4	y=3	y=2	y=1
市郡規模	0.00824 (0.0221)	0.0029	0	-0.0023	-0.0005	-0.0001
有配偶	0.111** (0.0475)	0.0392**	0.0004	-0.0313**	-0.0071**	-0.0013**
定年退職	0.189* (0.111)	0.0669*	0.0007	-0.0533*	-0.012*	-0.0022*
専業主婦(夫)	0.197*** (0.0352)	0.0698***	0.0007	-0.0557***	-0.0126***	-0.0023***
失業	-0.177 (0.217)	-0.0627	-0.0006	0.05	0.0113	0.0021
世帯収入	0.288*** (0.0248)	0.1020***	0.001	-0.0813***	-0.0183***	-0.0034***
健康状態	0.342*** (0.0142)	0.1212***	0.0012	-0.0966***	-0.0218***	-0.004***
1930-1934年生	-0.0595 (0.102)	-0.0211	-0.0002	0.0168	0.0038	0.0007
1935-1939年生	-0.259* (0.133)	-0.0917*	-0.0009	0.0731*	0.0165*	0.0030*
1940-1944年生	-0.248 (0.163)	-0.0877	-0.0009	0.0699	0.0158	0.0029
1945-1949年生	-0.311 (0.192)	-0.1099	-0.0011	0.0876	0.0198	0.0036
1950-1954年生	-0.398* (0.22)	-0.1409*	-0.0014	0.1123*	0.0253*	0.0046*
1955-1959年生	-0.611** (0.252)	-0.2164**	-0.0021	0.1725**	0.0389**	0.0071**
1960-1964年生	-0.654** (0.285)	-0.2314**	-0.0023	0.1845**	0.0416**	0.0076**
1965-1969年生	-0.736** (0.317)	-0.2605**	-0.0026	0.2076**	0.0468**	0.0086**
1970-1974年生	-0.772** (0.35)	-0.2734**	-0.0027	0.2180**	0.0492**	0.0090**
1975-1979年生	-0.663* (0.388)	-0.2347*	-0.0023	0.1871*	0.0422*	0.0077*
1980-1984年生	-0.845* (0.453)	-0.2992*	-0.003	0.2385*	0.0538*	0.0099*
1985-1989年生	-0.657 (0.653)	-0.2326	-0.0023	0.1854	0.0418	0.0077
分析対象者数	5,235					

子供のいない女性

変数	coefficient	y=5	y=4	y=3	y=2	y=1
市郡規模	-0.118** (0.0503)	-0.0382**	-0.0057**	0.0336**	0.0088**	0.0015*
有配偶	0.613*** (0.0848)	0.1988***	0.0295***	-0.1749***	-0.0458***	-0.0075***
定年退職	0.25 (0.271)	0.081	0.012	-0.0713	-0.0187	-0.0031
専業主婦(夫)	0.0938 (0.107)	0.0304	0.0045	-0.0268	-0.007	-0.0012
失業	-0.435** (0.201)	-0.1411**	-0.0209*	0.1241**	0.0325**	0.0054*
世帯収入	0.150*** (0.0471)	0.0487***	0.0072**	-0.0429***	-0.0112***	-0.0019**
健康状態	0.374*** (0.0329)	0.1214***	0.0180***	-0.1068***	-0.028***	-0.0046***
1930-1934年生	-0.216 (0.317)	-0.0699	-0.0104	0.0615	0.0161	0.0027
1935-1939年生	0.0884 (0.37)	0.0287	0.0043	-0.0252	-0.0066	-0.0011
1940-1944年生	0.302 (0.458)	0.098	0.0145	-0.0863	-0.0226	-0.0037
1945-1949年生	0.202 (0.527)	0.0656	0.0097	-0.0577	-0.0151	-0.0025
1950-1954年生	0.161 (0.601)	0.0521	0.0077	-0.0459	-0.012	-0.002
1955-1959年生	0.267 (0.683)	0.0865	0.0128	-0.0761	-0.0199	-0.0033
1960-1964年生	0.568 (0.749)	0.1842	0.0273	-0.1621	-0.0424	-0.007
1965-1969年生	1.021 (0.819)	0.3309	0.0491	-0.2912	-0.0763	-0.0126
1970-1974年生	1.26 (0.879)	0.4083	0.0606	-0.3593	-0.0941	-0.0155
1975-1979年生	1.211 (0.945)	0.3927	0.0582	-0.3456	-0.0905	-0.0149
1980-1984年生	1.178 (1.016)	0.3818	0.0566	-0.336	-0.088	-0.0145
1985-1989年生	1.103 (1.113)	0.3577	0.0531	-0.3147	-0.0824	-0.0136
分析対象者数	995					

(注) coefficient は順序プロビットモデルのパラメータの推定値を表す。y=5~1 はそれぞれ被説明変数が5~1となる確率への限界効果を表す。coefficientについては、下段に標準誤差を示した。***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

(内線 75268)