

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

Children and happiness: does having children increase the happiness of married women in Japan?

Kazuma Sato

25 April, 2021

DP2021-002

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/7096/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
25 April, 2021

Children and happiness: does having children increase the happiness of married women in Japan?

Kazuma Sato

PDRC Keio DP2021-002

25 April, 2021

JEL Classification: J12; J13

Keywords: Children; Happiness

Abstract

This study aims to answer whether the happiness of women having children is higher than that of women with no children using the Japanese panel data. The following four points are found as a result of the analysis for married women using life satisfaction to measure subjective well-being (SWB). First, having children is negatively associated with the life satisfaction of women. The greater the number of children, especially the larger the number of children aged 13-17, the stronger the negative impact. Second, the negative impact of children on life satisfaction does not disappear even when the household expenditure is considered. Third, the negative impact of children declines largely when marital satisfaction is considered. This result indicates that having children is likely to affect life satisfaction by decreasing marital satisfaction negatively. Fourth, the negative effect of having children disappears in the case of non-working married women when considering household expenditure and marital satisfaction. However, it remains in working married women even when considering the household expenditure and marital satisfaction.

Kazuma Sato

Faculty of Political Science, Takushoku University

Kohinata 3-4-14, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8585

skazuma@ner.takushoku-u.ac.jp

Acknowledgement: Data from the Japanese Panel Survey of Consumers was provided by the Panel Data Research Center at Keio University. This work was supported by JSPS Grants-in-Aid for Scientific Research (KAKENHI) in Japan (17KT0037).

子どもと幸福度

—子どもを持つことによって、幸福度は高まるのか—[†]

佐藤一磨*

要約

子どもを持つことによって幸せになるのか。これは多くの人々が疑問に思うものであると同時に、主観的厚生(Subjective well-being: SWB)を扱う経済学や心理学でも興味・分析の対象となってきた。本論文の目的は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの『消費生活に関するパネル調査』を用いて、この疑問を改めて検証することにある。生活満足度を主観的厚生の指標として用い、既婚女性を対象とした分析の結果、次の4点が明らかとなった。1点目は、先行研究と同じく、日本でも子どもの存在が既婚女性の生活満足度を低下させていた。子どもの数が多くなるほど、特に13–17歳の子どもの人数が多いほど、子どもによる負の影響が強くなっていた。2点目は、世帯の支出状況を考慮しても、子どもの負の影響は消失しなかった。この結果は先行研究と異なっており、日本では子どもによる金銭的負担が生活満足度を低下させる主な原因とはなっていないと考えられる。3点目は、夫婦関係満足度を考慮した場合、子どもの負の影響が低下したが、その低下幅は金銭的負担を考慮した場合よりも大きかった。この結果から、子どもの存在は、主に夫婦関係満足度の低下を通じて、生活満足度を減少させていたと考えられる。4点目は、既婚女性の就業状態別の分析を行った結果、無業の場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮すると、子どもの負の影響は消失した。しかし、就業している場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮しても、子どもの負の影響が依然として残っていた。この結果から、働いており、家庭と仕事の両方の負担を担っている既婚女性では、世帯の支出状況や夫婦関係満足度以外の要因も子どもの負の影響の原因となっている可能性がある。

[†] 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。なお、本研究はJSPS 科研費(17KT0037)の助成を受けたものである。

* 拓殖大学政経学部准教授

1 問題意識

子どもを持つことによって幸せになるのか。この問は多くの人々が疑問に思うと同時に、主観的厚生(Subjective well-being: SWB)を扱う経済学や心理学でも興味・分析の対象となってきた。本論文の目的は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの『消費生活に関するパネル調査』を用いて、この疑問を改めて検証することにある。本論文では、子どもを持つことによって主観的厚生が改善するのか、それとも悪化するのかといった点やその背景にはどのような要因が介在しているのかを検証する。

子どもと主観的厚生の関係に関する先行研究は、国内外で数多く存在する。これらの研究成果を整理すると、子どもを持つことが主観的厚生を低下させると指摘する研究が多い(Blanchflower and Clark 2021; Stanca 2012)。例えば、世界の多くの国を調査対象とする World Values Surveys (WVS)を用いた Margolis and Myrskylä (2011)は、子どもの存在によって幸福度が低下し、その影響は特に 40 歳以下で顕著であることを明らかにした。また、同じく WVS を用いた Stanca (2012)は、子どもの存在によって幸福度と生活満足度の両方が低下し、低下の規模は男性よりも女性でやや大きいことを指摘している。これ以外でも、アメリカの General Social Survey(GSS)やヨーロッパ 12 か国を調査した Euro-Barometer を用いた Di Tella et al. (2003)は、両方のデータにおいて子どもの存在が主観的厚生を低下させることを明らかにした。

これらの研究成果が示すように、子どもの存在は親の主観的厚生を低下させる。しかし、これは子どもを持つことによる精神的な充足や満足といった日常での感覚と相反する結果となっている。また、ヨーロッパやオーストラリアのデータを用いた研究では、子どもを持つことによってむしろ、主観的厚生が改善することを示す結果も出てきている(Aassve et al. 2012; Frijters et al. 2011; Radó 2019; Ugur 2020)。これらを受け、近年改めて子どもを持つことによって本当に主観的厚生が低下するのか、また、もし低下するのであればどのような要因が影響しているのか、といった点が検証されてきている。

この流れにおいて重要な研究は、Stanca (2012)と Blanchflower and Clark (2021)である。Stanca (2012)は、子どもの存在によって確かに主観的厚生は低下するものの、主観的厚生を経済的な満足度と非経済的な満足度に分けた場合、前者は子どもによって低下するが、後者はむしろ向上することを示している。Stanca (2012)の結果は、子どもを持つことによって金銭的な負担が増加し、それが原因で主観的厚生が低下する可能性があることを示唆している。また、Blanchflower and Clark (2021)は、Stanca (2012)と同じく、子どもによる金銭的負担が主観的厚生低下の主要な原因なのかといった点をより直接的に検証している。彼らの分析では、「日々の生活費の支払いに困っているかどうか」を変数として考慮した場合、子どもの存在による負の影響がどのように変化をするのかを検証した。分析の結果、日々の生活費の支払い状況を考慮すると、子どもの影響がマイナスからプラスへと変化することが明らかとなった。この結果は、金銭的負担を考慮すると、子どもの存在によって主

観的厚生が向上することを意味している。以上の結果からも明らかとおり、主観的厚生が低下するのは、子どもの存在によってではなく、子どもに伴う金銭的負担が原因となっている可能性がある。

Stanca (2012)と Blanchflower and Clark (2021)は、子どもと主観的厚生の関係の新たな側面を明らかにした非常に重要な研究であるものの、いくつかの課題を残している。1つ目は、使用しているのがクロスカントリーデータであるが、アジア地域のサンプルの比率は小さく、その実態が十分に検証されていない可能性がある点だ。特に日本の場合、少子化が深刻な社会問題となっており、子どもを持つことによる主観的厚生への影響が注目されている。もし日本でも Blanchflower and Clark (2021)と同じく、金銭的負担が子どもによる負の影響の原因となっていた場合、政府による子育て世帯への金銭的支援が出生率向上に寄与する可能性も出てくる。このように日本では、子どもの主観的厚生への影響は、政策とも関連した注目度の高いトピックであるため、その実態の検証が重要となる。2つ目の課題は、金銭的負担以外の要因が十分に考慮されていないといった点である。Blanchflower and Clark (2021)では金銭的負担に注目しているが、子どもを持つことによって、夫婦関係満足度といった金銭的負担以外の要因も変化すると考えられる。いくつかの研究では、子どもを持つことによって夫婦関係満足度が悪化することを指摘しており、これが子どもの主観的厚生への負の影響の原因となっている可能性がある(Grossbard and Mukhopadhyay 2013; Lavee et al. 1996; MacDermid et al. 1990; Menaghan 1982)。3つ目の課題は、観察できない個人効果の影響である。Stanca (2012)と Blanchflower and Clark (2021)はクロスカントリーデータを用い、多くの国における子どもの主観的厚生への影響を検証しているが、観察できない個人効果の影響を考慮できていない。観察できない個人効果が主観的厚生と子どもを持つことの両方に影響を及ぼしていた場合、欠落変数バイアスによって、推計結果が正しく計測されていない恐れがある。

本論文では、これらの課題に対処したうえで、子どもを持つことが主観的厚生に及ぼす影響を検証する。先行研究と比較した際、本論文の特徴は次の3点である。1つ目は、日本の代表的なパネルデータである『消費生活に関するパネル調査』(以下、JPSC)を用い、子どもを持つことが主観的厚生に及ぼす影響を検証している点である。JPSCは主に女性を調査対象としているため、男性のデータを得られないといった課題はあるものの、調査開始の1993年から主観的厚生に関する質問が存在する貴重なデータである。また、JPSCは子どもの数、年齢、同居の有無を調査しているため、子どもの及ぼす影響をより適切に検証できるといったメリットもある。分析では、Blanchflower and Clark (2021)と同じく、金銭的負担が子どもによる負の影響の原因となっているのかを検証する。金銭的負担については、世帯収入だけでなく、世帯の支出状況も考慮した。世帯の支出状況については、「ご家庭の現在の消費(生活費支出)額に満足していますか。」や「ご家庭の現在の消費(生活費支出)の内容に満足していますか。」といった質問の回答を使用した。2つ目の特徴は、世帯の支出状況だけでなく、夫婦関係満足度も考慮した分析を実施した。JPSCでは夫婦関係満足度を

「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか。」といった質問で計測しており、その回答結果を変数として使用した。先行研究で指摘されるように、子どもの存在は、夫婦関係満足度を低下させ、それが子どもによる生活満足度低下の主な原因となっている可能性がある(佐藤 2021; 永井 2005; 山口 2007; Grossbard and Mukhopadhyay 2013; Lavee et al. 1996; MacDermid et al. 1990; Menaghan 1982)。3つ目の特徴は、JPSCのパネルデータの特徴を生かし、個人効果を考慮できる Fixed Effect (FE) OLS を用いて子どもの影響を検証した。

被説明変数に5段階の生活満足度を用いた分析結果、次の4点が明らかになった。1点目は、先行研究と同じく、日本でも子どもの存在が既婚女性の生活満足度を低下させていた。子どもの数が多くなるほど、特に13-17歳の子どもの人数が多いほど、子どもによる負の影響が強くなっていた。2点目は、世帯の支出状況を考慮しても、子どもの負の影響は消失しなかった。この結果は Blanchflower and Clark (2021)とは異なっており、日本では子どもによる金銭的負担が生活満足度を低下させる主な原因とはなっていない可能性がある。3点目は、夫婦関係満足度を考慮した場合、子どもの負の影響が低下したが、その低下幅は金銭的負担を考慮した場合よりも大きかった。この結果から、子どもの存在は、主に夫婦関係満足度の低下を通じて、生活満足度を減少させていたと考えられる。4点目は、既婚女性の就業状態別の分析を行った結果、無業の場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮すると、子どもの負の影響は消失した。しかし、就業している場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮しても、子どもの負の影響が依然として残っていた。この結果から、働いており、家庭と仕事の両方の負担を担っている既婚女性では、世帯の支出状況や夫婦関係満足度以外の要因も子どもの負の影響の原因となっている可能性がある。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第3節では使用データについて説明し、第4節では分析結果について述べ、最後の第5節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2 先行研究

2.1 子どもの主観的厚生に及ぼす影響に関する理論的、実証的研究

子どもが主観的厚生に及ぼす影響に関する先行研究については、Hansen (2012)で整理されている。Hansen (2012)はその論文の中で、子どもは主観的厚生を向上させる効果と低下させる両方の効果を持ち、その相対的な大きさによって主観的厚生への影響が決定すると指摘している。子どもによる主観的厚生へのプラスの影響には、いくつかの原因がある。例えば、子どもを持つことが人生における精神的な充足や幸福につながるメリットがあることを支持する研究がある(Stanley et al. 2003; Toulemon 1996)。また、National Survey of Families and Households (NSFH)や International Social Survey Programme (ISSP)といったクロスカントリーデータを用いた研究では、各国の80-90%の回答者が「子供の成長を見る

ことが人生の大きな喜びである」といった質問に同意している (Halle 2002; ISSP 2002; Koropecj-Cox and Pendell 2007; NSD 2002)。さらに、アメリカやヨーロッパの研究では、子どもの存在が夫婦の関係をより近づけ、夫婦関係満足度を高めると指摘している (Bernhardt and Fraczak 2005; Hoffman and Manis 1979; Kerkhofs 1999; Stanley et al. 2003)。これ以外でも、子どもの価値について検討した研究では、人々が子どもを持つのは、高齢期になった際の孤独や気分の落ち込みを回避するためだと指摘されている (Friedman et al. 1994; Hoffman et al. 1987; Schoen et al. 1997)。これらの研究成果が示すように、子どもを持つことは、精神面の充足や夫婦関係満足度の向上を通じて、人々の主観的厚生を改善すると考えられる。

一方、子どもを持つことが理論的に主観的厚生にマイナスの影響を及ぼすと指摘する研究もある。これらの研究では、主に子ども持つことによって発生するさまざまなコストの影響を強調している。例えば、Twenge et al. (2003)は、子育てにはさまざまな心配事や行動の自由の制限を伴い、心理的な負荷が大きいと指摘している。この影響は特に子育てを担う女性において大きいと考えられ、出産後の女性の主観的厚生低下の原因の1つだと考えられる。また、Stanca (2012)は、子育てによって夫婦関係が悪化し、結婚生活から得られる満足度が低下すると指摘している。さらに、Stanca (2012)は、子育てに伴う金銭的負担が世帯の経済状況を悪化させ、それが主観的厚生を低下させる可能性があることを示唆する。これら以外でも、子育てには機会費用を伴う場合がある。特に女性において、出産を機に就業や就学を断念せざるを得ない場合があり、これが子どもを持つことの負担になると考えられる (Hansen 2012)。

以上から明らかなとおり、子どもを持つことには、主観的厚生にプラスの影響とマイナスの影響があり、その相対的な大きさによって子どもの影響が決定される。実際の分析結果を見ると、子どもを持つことによって主観的厚生が低下すると指摘する研究が多い (Alesina et al. 2004; Clark 2006; Clark et al. 2008a, b; Di Tella et al. 2003; Lee and Ono 2008; Margolis and Myrskylä 2011; Stanca 2012)。これらの研究を整理すると、WVS、Euro-barometer、そしてアメリカの GSS といったクロスセクションデータを用いた研究において、子どもの影響がマイナスであることを示す結果が多い。Blanchflower and Clark (2021) も Euro-barometer を使用しているが、金銭的負担を考慮しない場合、子どもを持つことが主観的厚生を低下させていた。また、アメリカの GSS を用いた Herbst and Ifcher (2016) は経年変化では子どもを持つことの負の影響が縮小しているものの、全期間をプールして分析すると、依然として子どもによって主観的厚生が低下することを明らかにしている。日本のデータを用いた分析を見ても、子どもが主観的厚生を低下させていた (佐藤 2021; 永井 2005; 山口 2007; Lee and Ono 2008; Oshio et al. 2011)。佐藤 (2021)、永井 (2005)、山口 (2007)、そして Lee and Ono (2008) はいずれも夫婦関係満足度との関係を検証しているが、子どもを持つことが負の影響を及ぼすことを明らかにしている。中でも Lee and Ono (2008) は既婚女性の就業状態別の分析を行い、働く既婚女性ほど、子どもの負の影響が大きいことを示した。

これら以外に、子どもの数や年齢によって主観的厚生に及ぼす影響が異なることを指摘する研究がある。例えば、いくつかの研究は、子どもの数が多くなるほど、主観的厚生への負の影響が大きくなることを指摘している (Alesina et al. 2004; Angeles 2009; Ball and Chernova 2008; Di Tella et al. 2003; Margolis and Myrskylä 2011; Shields and Wooden 2003; Stutzer and Frey 2006)。また、出産前後の主観的厚生の変化を検証した Clark et al. (2018) は、出産直後は主観的厚生が上昇するものの、子どもが 2 歳になると主観的厚生が低下することを明らかにした。これ以外には、子どもの年齢が 12-15 歳だと主観的厚生への負の影響が強くなることを指摘する研究もある。(Oswald and Powdthavee 2008; Savolainen et al. 2001)。Blanchflower and Clark (2021) も 10-14 歳の子ども数が増えるほど、主観的厚生が低下することを明らかにしている。これらの研究結果が示すように、子どもの負の影響は、子どもが小さい時点よりも、10 歳以上の思春期の時点で顕著になる傾向がある。

近年、いくつかの研究が子どもを持つことによって主観的厚生が向上することを示している。例えば、Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) を用いた Frijters et al. (2011) は、FE OLS による分析の結果、子どもの出産 2 年前から 4 年後にかけて生活満足度が増加することを明らかにしている。Aassve et al. (2012) は、European Social Survey (ESS) を用い、子どもが少なくとも一人いる場合、女性の幸福度が増加し、子どもが一人以上いる場合だと、男性の幸福度が増加することを示した。また、Turning Points of Life Course survey (Hungarian GGS) を用いた Radó (2019) は、1 人目の子どもだけでなく、2 人目の子どもでも生活満足度が向上することを明らかにしている。さらに、European Values Survey (EVS) を用いた Ugur (2020) は、操作変数法を用い、子どもを持つことによって生活満足度が向上することを示した。以上の結果から、データや推計手法の違いによって、子どもの主観的厚生への影響がプラスになる場合もあると言える。

2.2 日本の状況

日本では合計特殊出生率が持続的に低下しているため、出生率低下への対策が社会的・政策的に重要な課題として認識されてきた。日本の合計特殊出生率の推移を見ると、1980 年代以降低下し続け、2000 年代半ばからいったん上昇したが、2016 年以降再び低下し始め、2019 年には 1.36 となっている。出生数の推移を見ると、1975 年に 200 万人を割り込み、それから約 40 年後の 2016 年には 100 万人を下回った。2019 年の出生数は 86 万 5,234 人となり、90 万人を下回っている。

このような少子化の進行に対処するためにも、日本ではさまざまな政策が実施されてきた。1994 年には、最初の総合的な少子化対策となるエンゼルプランが策定され、保育サービスの充実が図られた。しかし、この政策によっても少子化の進行を止めることができなかったため、1999 年に新エンゼルプランを策定し、固定的な性別役割分業を前提とした職場優先の企業風土の改善を目指した。その後、2003 年には国だけでなく、地方自治体や事業

主の少子化対策への責務を定めた少子化対策基本法が制定された。また、この少子化対策基本法と同時に、次世代育成支援対策推進法も制定された。この法律は、地方自治体や企業に対して、次世代育成支援のための取組を促すよう、行動計画の策定を義務付けている。さらに、2012年には地域の実情に応じた子ども・子育て支援を充実させることを定めた子ども・子育て支援法が制定され、少子化対策の量的拡充や多様化を推進した。これ以外にも、1991年に制定され、その後の改正によって利便性を高めている育児・介護休業法が存在する。この法律によって、現在では原則として子どもが1歳になるまで労働者が休業することが可能となっている。このように日本ではさまざまな政策が実施されているものの、合計特殊出生率は依然として低下傾向にあるため、現在においてもさらなる政策が検討されている。

少子化は日本における重要な課題であるため、経済学の視点からさまざまな分析が行われてきたものの、主観的厚生観点からの分析は、その数が限られている。例えば、萩原(2012)は、第1子出産前後における幸福度の変化を分析し、出産時点に向かって幸福度が上昇し、出産後に低下する傾向があることを明らかにした。また、夫婦関係満足度と子どもの関係を分析した一連の研究を見ると、ほとんど場合において、子どもの存在が夫婦関係満足度を低下させることを示している(佐藤 2021; 永井 2005; 山口 2007; Lee and Ono 2008)。中でも佐藤(2021)は出産後に夫婦関係満足度が持続的に低下することを明らかにしており、出産を機に夫婦関係が大きく変化することを指摘した。これらの分析において、Blanchflower and Clark (2021)と同じく世帯の支出状況が子どもの負の影響の原因となっているのかを検証した研究はなく、日本における実態は明らかになっていない。

3 データ

今回の分析で使用する JPSC は、第1回目の1993年時点における24歳～34歳の若年女性1500名を調査対象としており、毎年調査を実施している。本稿で利用できるのは第25回目調査の2017年までとなっており、分析では全期間のデータを使用する。なお、1997年、2003年、2008年及び2013年の調査において、新規調査サンプルが追加されている。JPSCでは、調査対象者の就学・就業、世帯構成、資産、住居、健康など幅広いトピックをカバーしている。

他のデータと比較して、JPSCには3つのメリットがある。1つ目は、主観的厚生に関する指標を長期にわたって調査している点である。JPSCでは第1回目から生活満足度を調査している。この生活満足度は「あなたは生活全般に満足していますか。」といった質問を用いており、回答は「1 満足」から「5 不満」の5段階となっている。これ以外でも夫婦関係満足度を1994年、1995年、1997年、1999年、2001～2017年で調査している。夫婦関係満足度は、「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか。」といった質問を用いており、回答は「1 非常に満足している」から「5 まったく満足していない」の5段階となっている。分析では生活満足度を被説明変数として、夫婦関係満足度を説明変数として使用する。

なお、主観的指標の夫婦関係満足度を説明変数として使用した分析に Chapman and Guven (2016)と Grossbard and Mukhopadhyay (2013)がある。Chapman and Guven (2016)は、British Household Panel Survey (BHPS)、German Socio-Economic Panel (GSOEP)、そしてアメリカの GSS を用い、夫婦関係の満足度と幸福度の関係を分析し、夫婦関係に満足している場合ほど幸福度が高くなることを明らかにしている。また、Grossbard and Mukhopadhyay (2013)は、National Longitudinal Study of Youth's 1997(NLSY1997)を使用し、夫婦仲が良好であるほど、男女それぞれの幸福度が高まることを示した。これらの分析結果が示すように、夫婦関係満足度が主観的厚生に及ぼす影響は、予想されるとおりの結果となっており、変数として信頼できる。これらの研究に倣い、本論文でも夫婦関係満足度を説明変数に使用していく。

JPSC の 2 つ目の利点は、世帯の支出状況に関する質問項目が存在する点である。JPSC は、1996 年以降、「ご家庭の現在の消費（生活費支出）額に満足していますか。」と「ご家庭の現在の消費（生活費支出）の内容に満足していますか。」の 2 つの質問を調査している。前者の回答は「1 使いすぎていることに不満」、「2 ほぼ満足」、「3 少なすぎることに不満」といった 3 つから選択する形になっており、後者の回答は「1 とても満足」から「4 とても不満」の 4 つの選択肢となっている。分析ではこの世帯の支出状況に関する満足度を説明変数として用い、生活満足度に及ぼす影響を検証する。

JPSC の 3 つ目の利点は、子どもの数、年齢、同居の有無を識別できる点である。子どもの数や年齢によって主観的厚生に及ぼす影響が異なることが先行研究で指摘されているため、この点を考慮することが重要となる (Alesina et al. 2004; Angeles 2009; Ball and Chernova 2008; Di Tella et al. 2003; Margolis 2010; Oswald and Powdthavee 2008a; Savolainen et al. 2001; Shields and Wooden 2003; Stutzer and Frey 2006)。また、Herbst and Ifcher (2016)で議論されているように、子どもの同居の有無が子どもの及ぼす影響に違いをもたらすと考えられる。子どもが同居している場合、就学しており、年齢が 10 代である場合が多く、子どもによる時間的・金銭的成本が大きいと考えられる。このため、別居している場合よりも、同居の方が子どもの負の影響が顕著になると予想される。実際、Evenson and Simon (2005)は子供が同居している場合(full-nest parents)と子どもが別居する場合(empty-nest parents)では、子どもの主観的厚生に及ぼす影響が異なると指摘している。本論文では、主に同居する子どもに分析対象を絞り、その影響を検証する。

以上の利点に対して、JPSC を利用する上での限界は、男性の主観的厚生を調査していないという点である。JPSC は調査対象となっている女性が結婚している場合、夫のさまざまな個人属性を調査しているが、夫の主観的厚生に関する項目は存在していない。このため、本論文では女性における子どもの主観的厚生への影響のみを分析する。

今回の分析では、既婚女性に対象を限定する。欧米諸国と違い、日本では婚外子の比率が

非常に低く、2018 年では全体の 2.3%となっていた¹。これは子供を出産するのが主に既婚女性であることを意味する。このため、本論文では既婚女性を分析対象とした²。分析では被説明変数として生活満足度、説明変数として世帯の支出状況に関する満足度、夫婦関係満足度、そして、夫婦の個人属性を使用する。これら使用する変数の欠損値を除外した結果、分析対象は 1,957 人の既婚女性となり、全期間で 21,665 の観測数となった。

4 推計手法

本論文の目的は、子どもの主観的厚生への影響が世帯の支出状況や夫婦関係満足度を考慮した場合にどう変化するのかを定量的に明らかにすることである。分析では以下の誘導型モデルを FE OLS で推計する。

$$L_{it} = \beta_1 Child_{it} + \beta_2 CE_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i は観察された個人、 t は観察時点を示す。 L_{it} は t 期の有配偶女性の生活満足度である。生活満足度は「5=満足」から「1=不満」で計測し、値が大きいほど生活満足度が高いように定義した。

$Child_{it}$ は子ども関連の変数であり、3種類の変数を使用する。1つ目は、子どもありダミーである。同居している子供がいる場合に 1 となり、同居している子供がいない場合に 0 となるダミー変数である。この変数の係数が正に有意な値を示した場合、子どもがいる方の生活満足度が子どものいない場合よりも高いことを意味する。これに対して、係数が負に有意であった場合、子どもがいる方の生活満足度が子どものいない場合よりも低いことを意味する。2つ目の変数は、子どもの数ダミーである。子どもが 0 人である場合をレファレンスグループとし、子どもが 1 人、2 人、そして 3 人以上の場合のダミー変数を作成し、説明変数として使用する。3つ目の変数は、年齢別の子どもの数である。3 歳以下、4-6 歳、7-12 歳、18 歳以上の子どもの人数を説明変数として使用する³。この変数を用いて、どの年齢層の子どもの存在が生活満足度に大きく影響を及ぼすのかを検証する。

CE_{it} は世帯の支出状況に関する不満を計測したダミー変数である。 CE_{it} には 2 種類のダミー変数を使用する。1つ目は「ご家庭の現在の消費（生活費支出）額に満足していますか。」の質問への回答から作成しており、「1 使いすぎていることに不満」または「3 少なすぎることに不満」と回答した場合にそれぞれ 1 となるダミー変数を作成した。レファレン

¹ OECD. Stat(<http://www.oecd.org/>)の「Share of births outside of marriage (% of all births)」を参照されたい。

² 既婚女性にサンプルを限定しない場合の分析も行ったが、得られた結果は既婚女性に限定した場合とほぼ同じであった。

³ 該当年齢の子どもがいない場合、これらのダミー変数の値は 0 となっている。

スグループは、「2 ほぼ満足」と回答した場合である。2つ目は「ご家庭の現在の消費（生活費支出）の内容に満足していますか。」の質問への回答から作成しており、「3 やや不満」または「4 とても不満」と回答した場合に1となるダミー変数を作成した。これらのダミー変数は世帯の支出に関する不満の度合いを示すため、負の係数を示すと予想される。もし子どもの存在によって世帯の支出が制限された場合、その影響が子どもの変数に反映されている可能性がある。このため、これらの世帯の支出に関する不満をコントロールすると、子どもの生活満足度への影響が変化する可能性があり、実際にどのように変化するかを確認する。

MS_{it} は夫婦関係満足度に関するダミー変数である。夫婦関係満足度は「1 非常に満足している」から「5 まったく満足していない」の5段階で計測されており、これを用いて夫婦関係に「満足」、「普通」、「不満」の3つのダミー変数を作成した⁴。分析では夫婦関係に「満足」と「不満」を説明変数として使用する。レファレンスグループは「普通」を選択した場合である。

X_{it} は夫婦の個人属性を示す。夫婦の個人属性には、妻の年齢、妻の年齢の2乗項、世帯所得の4分位ダミー、夫の就業形態ダミー、妻の就業形態ダミーを含む。 T_t は年次ダミーを示しており、各時点におけるマクロ経済の影響をコントロールするために使用する。また、 μ_i は観察できない個人効果であり、 ε_{it} は誤差項である。

表1は、推計に使用した変数の基本統計量である。子どもの有無について見ると、全体の約85%が子どもをもっていた。子どもの有無別に基本統計量の違いを見ると、子どもがいない場合ほど、消費額に関して「使いすぎていることに不満」や「少なすぎることに不満」の比率が小さく、消費内容に対して不満を持つ比率が小さくなっていた。また、子どもがいない場合ほど、夫婦関係満足度に満足している比率が高くなっていた。これらの値が示すように、子どもの存在が消費や夫婦関係の不満の原因となっていると考えられる。

図1、2、3は子どもと生活満足度の関係を示している。図1は子どもの有無別の既婚女性の生活満足度を示しているが、子どもがいない方の生活満足度が高くなっていた。また、図2は子どもの数別の既婚女性の生活満足度であるが、子どもの数が増えるほど、生活満足度が低下していた。さらに、図3は子どもの年齢と数別の既婚女性の生活満足度を示しているが、子どもの年齢が高くなるほど、生活満足度が低下する傾向にあった。子どもの数については、3歳以下、13-17歳、そして18歳以上において、子どもの数が増えるほど、生活満足度が低下する傾向が見られた。以上の結果から、既婚女性の生活満足度は、子どもがおり、その数が増えるほど低下すると言える。特に、子どもの年齢が13歳以上だと生活満足度が低くなる傾向にある。

⁴ 夫婦関係満足度の満足ダミーは、回答者が「非常に満足している」または「まあまあ満足している」を選択した場合に1となっている。普通ダミーは回答者が「ふつう」を選択した場合に1となっている。また、不満ダミーは回答者が「あまり満足していない」、「まったく満足していない」を選択した場合に1となっている。

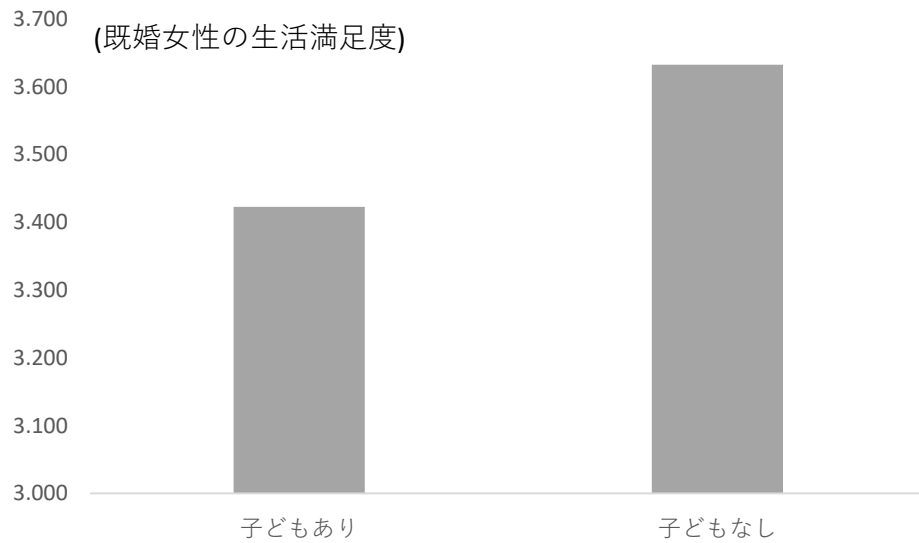
表 1 基本統計量

		全体 平均値	子どもあり 平均値	子どもなし 平均値
生活満足度 (1-5)		3.455	3.423	3.633
子どもの有無	子どもありダミー	0.847	1.000	0.000
子どもの数ダミー	子ども0人(=Ref)	0.153	0.000	1.000
	子ども1人	0.252	0.298	
	子ども2人	0.424	0.501	
	子ども3人	0.170	0.201	
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数	0.499	0.590	
	4-6歳の子どもの人数	0.524	0.618	
	7-12歳の子どもの人数	0.836	0.988	
	13-17歳の子どもの人数	0.574	0.677	
	18歳以上の子どもの数	0.334	0.394	
消費額に関する不満	使いすぎていることに不満	0.512	0.522	0.457
	少なすぎることに不満	0.095	0.103	0.051
	ほぼ満足(=Ref)	0.393	0.375	0.492
消費内容に関する不満	不満	0.640	0.662	0.520
	満足(=Ref)	0.360	0.338	0.480
夫婦関係満足度	満足	0.492	0.467	0.626
	普通(=Ref)	0.351	0.366	0.271
	不満	0.157	0.167	0.103
個人属性				
妻の年齢		38.398	38.427	38.238
妻の年齢の2乗項		1529.219	1526.338	1545.119
世帯所得の4分位ダミー	第1分位(=Ref)	0.244	0.250	0.213
	第2分位	0.246	0.251	0.223
	第3分位	0.248	0.249	0.240
	第4分位	0.262	0.251	0.323
夫の就業形態ダミー	正規雇用(=Ref)	0.798	0.798	0.795
	非正規雇用	0.027	0.025	0.038
	自営業他	0.148	0.153	0.120
	無業	0.016	0.014	0.029
妻の就業形態ダミー	正規雇用(=Ref)	0.187	0.166	0.299
	非正規雇用	0.344	0.340	0.370
	自営業他	0.084	0.086	0.071
	無業	0.383	0.406	0.258
サンプルサイズ		21,665	18,342	3,323

注 1：分析対象は有配偶女性である。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

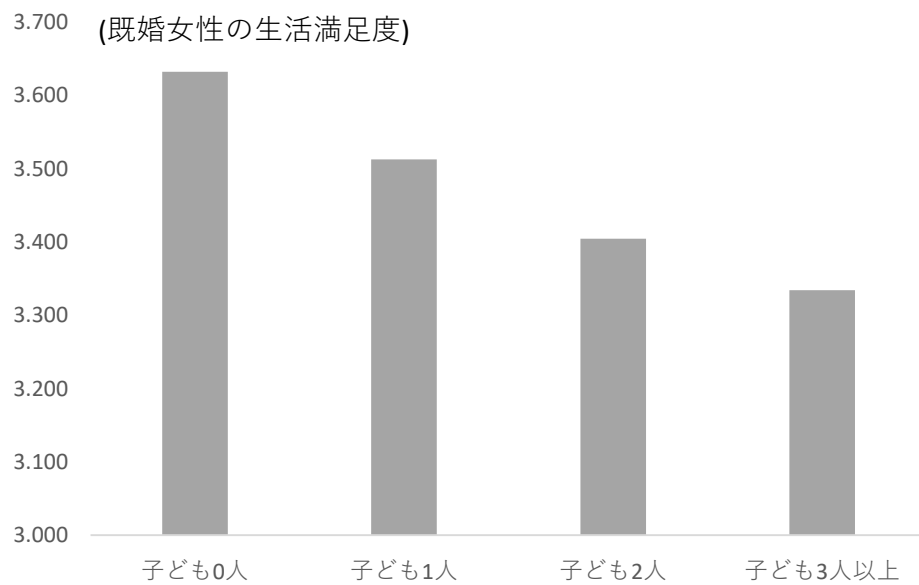
図1 子どもの有無別の既婚女性の生活満足度



注1：分析対象は有配偶女性である。

出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

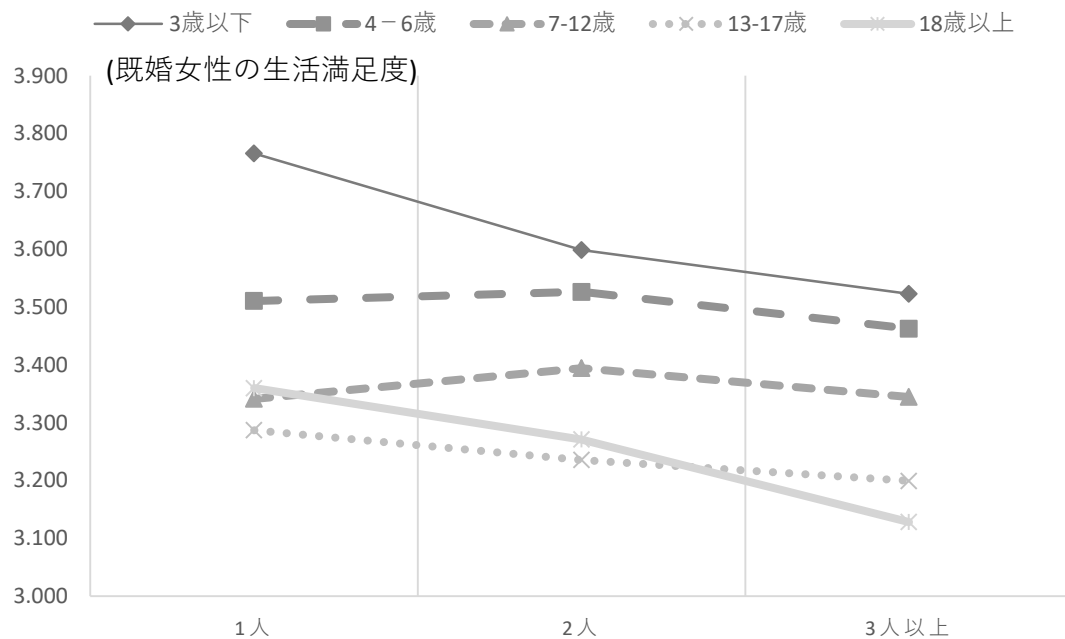
図2 子どもの数別の既婚女性の生活満足度



注1：分析対象は有配偶女性である。

出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

図3 子どもの年齢と数別の既婚女性の生活満足度



注1：分析対象は有配偶女性である。

出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

5 分析結果

5.1 子ども、消費に関する不満、夫婦関係満足度が生活満足度に及ぼす影響

表2は子どもの有無、消費に関する不満、夫婦関係満足度が既婚女性の生活満足度に及ぼす影響の推計結果である。第1列目は子どもの有無と個人属性を説明変数として使用した場合であり、第2列目はそれに消費額と消費内容に関する不満を加えた場合の結果である。第3列目は第1列目の変数に夫婦関係満足度を加えた結果であり、第4列目はすべての変数を同時に使用した場合の結果である。

第1列目の結果が示すように、子どもダミーは負に有意な値を示していた。この結果は、子どもがいる既婚女性ほど、生活満足度が低いことを意味している。この結果は先行研究の結果と一致している(Alesina et al. 2004; Clark 2006; Clark et al. 2008a, b; Di Tella et al. 2003; Lee and Ono 2008; Margolis and Myrskylä 2011; Stanca 2012)。続いて第2列目の結果を見ると、消費額及び消費内容に関する不満のダミー変数は、いずれも負に有意な値を示していた。これは、消費額及び消費内容に関して不満がある場合ほど、生活満足度が低下することを意味する。また、子どもダミーは有意水準や係数の大きさが小さくなるものの、依然として負に有意であった。

表2 子ども、消費に関する不満、夫婦関係満足度が生活満足度に及ぼす影響

		(1)	(2)	(3)	(4)
子どもありダミー		-0.072** (0.029)	-0.047* (0.028)	-0.014 (0.026)	0.004 (0.026)
消費額に関する不満	使いすぎていることに不満		-0.080*** (0.016)		-0.075*** (0.015)
	少なすぎることに不満		-0.363*** (0.027)		-0.325*** (0.026)
消費内容に関する不満	不満		-0.210*** (0.015)		-0.159*** (0.014)
(Ref=満足)					
夫婦関係満足度	満足			0.355*** (0.015)	0.335*** (0.015)
(Ref=普通)					
	不満			-0.482*** (0.021)	-0.459*** (0.021)
年齢		-0.051** (0.020)	-0.040** (0.020)	-0.029 (0.019)	-0.022 (0.018)
年齢の2乗項		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
世帯所得の4分位ダミー	第2分位	0.082*** (0.023)	0.079*** (0.022)	0.067*** (0.021)	0.065*** (0.021)
	第3分位	0.161*** (0.028)	0.150*** (0.027)	0.140*** (0.025)	0.132*** (0.025)
	第4分位	0.280*** (0.036)	0.257*** (0.034)	0.246*** (0.033)	0.228*** (0.032)
夫の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.077* (0.045)	-0.067 (0.044)	-0.054 (0.041)	-0.047 (0.040)
	自営業他	0.083* (0.048)	0.079* (0.045)	0.065 (0.043)	0.063 (0.042)
	無業	-0.310*** (0.060)	-0.301*** (0.057)	-0.266*** (0.055)	-0.260*** (0.053)
妻の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.031 (0.031)	-0.016 (0.030)	-0.016 (0.028)	-0.005 (0.027)
	自営業他	-0.006 (0.047)	0.003 (0.045)	-0.012 (0.042)	-0.004 (0.041)
	無業	0.063* (0.033)	0.071** (0.031)	0.044 (0.029)	0.052* (0.028)
定数項		4.342*** (0.512)	4.308*** (0.501)	3.696*** (0.479)	3.703*** (0.470)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.032	0.065	0.126	0.149
サンプルサイズ		21,665	21,665	21,665	21,665

注 1) : ***, **, *はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2) : ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

この結果から、子どもの生活満足度への負の影響の背景には、世帯の支出状況に関する不満はあるものの、子どもダミーが負に有意である続ける点を考慮すると、他の要因も影響すると考えられる。これは、世帯の支出状況を考慮すると子どもの負の影響が消失した Blanchflower and Clark (2021) とはやや異なる結果と言える⁵。次に第 3 列目の結果を見ると、夫婦関係満足度の満足ダミーは正に、不満ダミーは負に有意であった。この結果は、夫婦関係満に満足している場合ほど生活満足度が向上し、逆に夫婦関係に不満がある場合ほど生活満足度が低下することを意味する。この結果は、Chapman and Guven (2016) や Grossbard and Mukhopadhyay (2013) と一致している。続いて子どもありダミーの係数を見ると、統計的に有意ではなかった。この結果は、夫婦関係満足度をコントロールすると、子どもの負の影響が消失することを意味する。つまり、子どもによって生活満足度が低下する背景には、子どもによる夫婦関係満足度の低下が主な原因となっていると考えられる。日本の先行研究でも指摘されるように、子どもによって夫婦関係満が大きく変化し、その変化に対応できないために生活満足度が低下する(山口 2007)。日本では、この影響が子どもの世帯の支出状況への影響よりも強い可能性がある。最後の第 4 列目の結果を見ると、子どもありダミーは有意ではないものの、正の係数を示していた。この結果から、子どもを持つことに伴う消費に関する不満や夫婦関係満足度の変化が子どもの負の影響の原因となっており、子どもの存在自体は生活満足度を低下させていないと考えられる。

表 3 は子どもの数、消費に関する不満、夫婦関係満足度が既婚女性の生活満足度に及ぼす影響の推計結果である。表 3 は表 2 の変数のうち、子どもありダミーを子どもの数ダミーに変更した分析結果となっている。

まず第 1 列目の子どもの数ダミーを見ると、いずれも負に有意であり、子どもの人数が多くなるほど、係数の絶対値が大きくなっていた。この結果は、子どもの数が多くなるほど、既婚女性の生活満足度が低下することを意味する。次に第 2 列を見ると、消費額及び消費内容に関する不満ダミーはいずれも負に有意な値を示していた。この結果は、消費に関する不満が生活満足度を低下させていることを意味する。子どもの数ダミーを見ると、係数の有意水準や大きさは小さくなるものの、第 2 子、第 3 子以上ダミーが依然として負に有意な値を示していた。この結果から、消費に関する不満は、子どもの負の影響を部分的に説明する要因だと考えられる。次に第 3 列目の結果を見ると、夫婦関係満足度の満足ダミーは正に、不満ダミーは負に有意であった。また、子どもの数ダミーは、第 3 子以上の場合のみ 10%水準で負に有意となっていた。係数の大きさについて見ると、いずれの場合も第 1 列目の約半分以下となっていた。これらの結果から、表 2 の結果と同じように、子どもの負の影響の背景には、夫婦関係満足度が影響を及ぼしていると考えられる。

⁵ 本論文の分析と Blanchflower and Clark (2021) では推計手法に違いがある。同じ Pooled OLS を使用した場合の結果については、脚注 6 を参照されたい。

表3 子どもの数、消費に関する不満、夫婦関係満足度が生活満足度に及ぼす影響

		(1)	(2)	(3)	(4)
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)	子ども1人	-0.055* (0.029)	-0.033 (0.028)	-0.006 (0.027)	0.010 (0.026)
	子ども2人	-0.129*** (0.034)	-0.095*** (0.033)	-0.046 (0.031)	-0.022 (0.030)
	子ども3人	-0.154*** (0.050)	-0.119** (0.048)	-0.080* (0.046)	-0.054 (0.044)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.078*** (0.016)		-0.075*** (0.015)
	少なすぎることに不満		-0.362*** (0.027)		-0.324*** (0.026)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.209*** (0.015)		-0.159*** (0.014)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			0.354*** (0.015)	0.335*** (0.015)
	不満			-0.482*** (0.021)	-0.458*** (0.021)
年齢		-0.034 (0.021)	-0.026 (0.020)	-0.018 (0.019)	-0.012 (0.019)
年齢の2乗項		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
世帯所得の4分位ダミー	第2分位	0.082*** (0.023)	0.079*** (0.022)	0.067*** (0.021)	0.066*** (0.021)
	第3分位	0.163*** (0.028)	0.152*** (0.027)	0.141*** (0.025)	0.133*** (0.025)
	第4分位	0.283*** (0.036)	0.259*** (0.034)	0.248*** (0.033)	0.230*** (0.032)
夫の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.078* (0.045)	-0.068 (0.044)	-0.055 (0.041)	-0.048 (0.040)
	自営業他	0.084* (0.048)	0.080* (0.046)	0.066 (0.043)	0.064 (0.042)
	無業	-0.308*** (0.059)	-0.299*** (0.057)	-0.265*** (0.055)	-0.259*** (0.053)
妻の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.026 (0.032)	-0.012 (0.030)	-0.013 (0.028)	-0.002 (0.027)
	自営業他	0.002 (0.046)	0.010 (0.044)	-0.006 (0.042)	0.000 (0.040)
	無業	0.070** (0.033)	0.077** (0.031)	0.049* (0.029)	0.056** (0.028)
定数項		4.054*** (0.523)	4.061*** (0.512)	3.501*** (0.489)	3.537*** (0.479)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.033	0.066	0.126	0.149
サンプルサイズ		21,665	21,665	21,665	21,665

注1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2)：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

最後の第 4 列目の結果を見ると、子どもの数ダミーはいずれも有意な値となっていなかった。この結果から、消費に関する不満と夫婦関係満足度によって、子どもの数の違いによる負の影響をほぼ説明できると考えられる。

表 4 は年齢別の子どもの数、消費に関する不満、夫婦関係満足度が既婚女性の生活満足度に及ぼす影響の推計結果を示している。表 4 は表 2 の変数のうち、子どもありダミーを年齢別の子どもの数に変更した分析結果となっている。

第 1 列目の年齢別の子どもの数の結果を見ると、4-6 歳と 13-17 歳の子どもの数の係数が負に有意となっていた。この結果は、4-6 歳と 13-17 歳の子ども数が増えるほど、既婚女性の生活満足度が低下することを意味する。また、係数の絶対値を見ると、4-6 歳の子ども数よりも、13-17 歳の子ども数の値の方が大きかった。これは、13-17 歳といった思春期に当たる子どもが多いほど、既婚女性の生活満足度の低下幅が大きいことを意味する。この結果は Blanchflower and Clark (2021)、Oswald and Powdthavee (2008a)、Savolainen et al. (2001) といった欧米の先行研究と一致している。次に消費に関する不満を説明変数に加えた第 2 列目の結果を見ると、4-6 歳の子ども数の有意水準が 10% へと低下するものの、13-17 歳の子ども数の係数は 1% 水準で有意なままであった。これに対して、夫婦関係満足度を追加した第 3 列目の結果を見ると、4-6 歳の子ども数の係数は有意な値を示していなかった。この結果から、小学校入学前の子どもの負の影響の背景には、夫婦関係満足度が影響を及ぼしていると考えられる。また、13-17 歳の子ども数の係数は、夫婦関係満足度を考慮しても 1% 水準で負に有意であった。消費に関する不満と夫婦関係満足度の両方を追加した最後の第 4 列目の結果を見ると、13-17 歳の子ども数の係数のみが 1% 水準で負に有意であった。この結果から、13-17 歳といった思春期に当たる子どもの負の影響の背景には、消費に関する不満や夫婦関係満足度以外の要因が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の結果を整理すると、次の 3 点となる。1 点目は、欧米の先行研究と同じく、子どもの存在は既婚女性の生活満足度を低下させていた。この負の影響は、子ども数が増えるほど、子どもが思春期であるほど、大きくなっていた。2 点目は、消費に関する不満を考慮しても、子どもの負の影響は消失しなかった。この結果は Blanchflower and Clark (2021) と異なっており、日本では消費に関する不満以外の要因が子どもの負の影響の背景に存在すると考えられる⁶。

⁶ Blanchflower and Clark (2021) と本論文では推計手法に違いがある。Blanchflower and Clark (2021) ではクロスカントリーデータを使用しているため、Pooled OLS を使用していたが、本分析では FE OLS を使用している。この推計手法の違いが分析結果の違いを生んだ可能性がある。この点を確認するためにも、Pooled OLS を用いて子どもの影響を分析した。分析結果は Appendix1 に掲載してある。この結果を見ると、消費への不満を考慮した場合、子どもの有無や子どもの数の係数は依然として負に有意であった。しかし、消費への不満を考慮しても、3 歳以下の子ども数の係数が正に有意となり、FE OLS とは異なる結果となった。この結果から、Blanchflower and Clark (2021) と本論文の結果の違いの背景には、推計手

表 4 年齢別の子ども数、消費に関する不満、夫婦関係満足度が生活満足度に及ぼす影響

		(1)	(2)	(3)	(4)
年齢別の子ども数	3歳以下の子どもの人数	0.007 (0.009)	0.008 (0.009)	0.009 (0.008)	0.010 (0.008)
	4-6歳の子どもの人数	-0.017** (0.007)	-0.014* (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.008 (0.007)
	7-12歳の子どもの人数	-0.002 (0.008)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)
	13-17歳の子どもの人数	-0.039*** (0.009)	-0.035*** (0.008)	-0.031*** (0.008)	-0.028*** (0.008)
	18歳以上の子どもの数	-0.006 (0.011)	-0.006 (0.010)	-0.003 (0.010)	-0.003 (0.010)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.079*** (0.016)		-0.074*** (0.015)
	少なすぎることに不満		-0.365*** (0.027)		-0.325*** (0.026)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.208*** (0.015)		-0.157*** (0.014)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			0.355*** (0.015)	0.335*** (0.015)
	不満			-0.480*** (0.021)	-0.456*** (0.021)
年齢		-0.036* (0.021)	-0.026 (0.021)	-0.013 (0.020)	-0.005 (0.019)
年齢の2乗項		0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)
世帯所得の4分位ダミー	第2分位	0.082*** (0.023)	0.079*** (0.022)	0.066*** (0.021)	0.064*** (0.021)
	第3分位	0.166*** (0.028)	0.155*** (0.027)	0.143*** (0.025)	0.134*** (0.025)
	第4分位	0.290*** (0.036)	0.265*** (0.034)	0.253*** (0.033)	0.233*** (0.032)
夫の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.079* (0.045)	-0.069 (0.044)	-0.057 (0.040)	-0.050 (0.040)
	自営業他	0.085* (0.048)	0.081* (0.046)	0.066 (0.044)	0.064 (0.042)
	無業	-0.309*** (0.059)	-0.300*** (0.056)	-0.266*** (0.055)	-0.261*** (0.053)
妻の就業形態ダミー	非正規雇用	-0.034 (0.031)	-0.018 (0.029)	-0.017 (0.028)	-0.004 (0.027)
	自営業他	-0.018 (0.046)	-0.007 (0.044)	-0.019 (0.042)	-0.010 (0.040)
	無業	0.048 (0.033)	0.057* (0.031)	0.035 (0.029)	0.044 (0.028)
定数項		4.020*** (0.528)	3.993*** (0.516)	3.365*** (0.492)	3.377*** (0.482)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.033	0.067	0.127	0.150
サンプルサイズ		21,665	21,665	21,665	21,665

法の違いも影響を及ぼしていると考えられる。

注 1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2)：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

3 点目は、夫婦関係満足度を考慮すると、消費に関する不満をコントロールした場合よりも、子どもの負の影響が低下した。また、消費に関する不満や夫婦関係満足度を同時に考慮すると、ほとんどの場合において、子どもによる負の影響が消失していた。これらの結果から、子どもを持つことに伴う消費への不満や夫婦関係満足度の悪化が生活満足度を低下させる主な原因だと考えられる。

5.2 追加分析

これまで得られてきた推計結果の頑健性を確認するためにも、3つの追加分析を行う。1 つ目は、FE Ordered Logit を使用した分析である。FE OLS 以外の推計手法でも同じ結果が得られるかどうかを確認する。2 つ目は、消費に関する満足度の代わりに、実際に消費額を使用した分析を行う。今回の分析では消費内容と消費額に関する不満を変数として使用してきたが、実際の消費額の方が世帯の支出状況を適切に把握できる可能性がある。そこで、JPSC で毎年調査されている 9 月の月間世帯消費額（万円）を消費の満足度の代わりに使用する。JPSC では 9 月の月間世帯貯蓄額（万円）も調査しており、この貯蓄額も変数として使用した。さらに、世帯の資産状況をより考慮するために、持ち家有りダミーを変数に追加する。3 つ目は、既婚女性の就業状態別の分析である。日本において女性が就業する場合、仕事と家庭の 2 つの負担を担うことが多い。このため、無業の場合と比較して、働く女性における子どもの生活満足度の負の影響がより大きくなっている可能性がある。この点を検証するためにも、就業する女性と無業女性にサンプルを分割し、子どもの影響を分析する。

表 5 は FE Ordered Logit モデルを使用した分析結果である。第 1 列目から第 4 列目は子どもの有無の影響を検証し、第 5 列目から第 8 列目は子どもの数の影響を分析している。第 9 列目から第 12 列目は年齢別の子どもの数の影響を検証した。表 5 の結果を見ると、表 2 から表 4 までの結果とほぼ同じ傾向を示していた。具体的には、子どもありダミーや子どもの数ダミーの係数はいずれも負に有意であったが、消費に関する不満や夫婦関係満足度を考慮すると、いずれも有意ではなくなった。また、4-6 歳や 13-17 歳の子どもの数の係数は負に有意であり、消費に関する不満や夫婦関係満足度をコントロールしても、13-17 歳の子どもの数は負に有意なままであった。以上の結果から、これまで得られてきた分析結果は、推計手法が異なっても変わらないと言える。

表 6 は、消費に関する不満ダミーの代わりに月間世帯消費額、月間世帯貯蓄額、そして、持ち家有りダミーを説明変数に追加した分析結果である。第 1 列目と第 2 列目の結果を見ると、月間世帯消費額等を考慮しても子どもありダミーは依然として負に有意であったが、

夫婦関係満足度も追加でコントロールすると、子どもありダミーの係数は有意ではなくなった。また、第3列目と第4列目の結果を見ると、月間世帯消費額等を考慮しても子どもの数ダミーはいずれも負に有意であったが、夫婦関係満足度を追加すると、すべての子どもの数ダミーの有意水準が大きく低下していた。最後に第5列目と第6列目の結果を見ると、月間世帯消費額等を考慮しても4-6歳や13-17歳の子どもの数の係数は負で有意であり続けていたが、夫婦関係満足度を追加すると、13-17歳の子どもの数のみが負に有意となっていた。以上の結果は、表2から表5までの結果とほぼ同じであるため、消費に関する不満ダミーは実際の月間世帯消費額とほぼ同じ機能を有していたと考えられる。

表7は無業の既婚女性にサンプルを限定した場合の分析結果である。表7を見ると、概ねこれまで得られた結果と同じ傾向を示していた。特に、消費に関する不満と夫婦関係満足度の両方を用いた第4列目、第8列目、第12列目の結果を見ると、子どもの変数はいずれも有意ではなかった。この結果は、生活満足度への子どもの負の影響には、消費に関する不満と夫婦関係満足度の両方が大きく影響することを意味している。次に、働く既婚女性にサンプルを限定した表8の結果を見ると、表7の結果とは異なる点があった。具体的には、消費に関する不満と夫婦関係満足度の両方を用いた第8列目と第12列目の子どもの係数が負に有意な場合があった。第8列目では、子どもの数が3人以上ダミーで負に有意であり、第12列目では、13-17歳の子どもの人数が負に有意であった。この結果は、働く女性の場合、消費に関する不満や夫婦関係満足度をコントロールしても、子どもの負の影響が存続することを意味する。この結果から、就業している既婚女性では、世帯の支出状況や夫婦関係満足度以外の要因も子どもの負の影響の原因となっている可能性がある。この原因の1つとして考えられるのが働く女性が担う家庭と仕事の両立負担である。日本ではたとえ女性が就業していても、家事・育児の負担が女性に偏る傾向があり、これが子どもの負の影響の原因となっている可能性がある。

以上の結果をまとめると、次の3点となる。1点目は、子ども、消費に関する不満、そして夫婦関係満足度が既婚女性の生活満足度へ及ぼす影響は、FE Ordered Logit モデルを用いても、FE OLS の結果とほぼ同じ傾向を示していた。2点目は、消費に関する不満の代わりに月間世帯消費額、月間世帯貯蓄額、そして、持ち家の有無を使用しても、子どもの変数の結果に大きな変化をもたらさなかった⁷。3点目は、既婚女性の就業状態別の分析を行った結果、無業の場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮すると、子どもの負の影響は消失した。しかし、就業している場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮しても、子どもの負の影響が依然として残っていた。

⁷ 夫婦関係満足度を使用せず、消費に関する不満と月間世帯消費額、月間世帯貯蓄額、そして、持ち家の有無を同時に使用した分析も実施した。分析結果はAppendix2に掲載してある。この結果を見ると、いずれの場合でも子どもの変数が負に有意である場合が多かった。このため、消費に関する変数が子どもによる負の影響の主な原因ではない可能性が高いと考えられる。

表 5 Fixed Effect Ordered Logit モデルを使用した分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
子どもありダミー		-0.273*** (0.097)	-0.197** (0.097)	-0.075 (0.095)	-0.011 (0.095)								
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)	子ども1人					-0.216** (0.098)	-0.152 (0.098)	-0.045 (0.097)	0.007 (0.096)				
	子ども2人					-0.448*** (0.113)	-0.339*** (0.112)	-0.183* (0.110)	-0.090 (0.109)				
	子ども3人					-0.502*** (0.157)	-0.402*** (0.154)	-0.303** (0.153)	-0.219 (0.150)				
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数									0.021 (0.027)	0.024 (0.027)	0.030 (0.027)	0.033 (0.028)
	4～6歳の子どもの人数									-0.049** (0.022)	-0.044** (0.022)	-0.036* (0.022)	-0.032 (0.022)
	7～12歳の子どもの人数									-0.004 (0.023)	-0.000 (0.023)	-0.009 (0.023)	-0.006 (0.022)
	13～17歳の子どもの人数									-0.114*** (0.026)	-0.104*** (0.026)	-0.099*** (0.025)	-0.092*** (0.025)
	18歳以上の子どもの数									-0.015 (0.032)	-0.010 (0.031)	-0.008 (0.032)	-0.003 (0.031)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.280*** (0.052)		-0.289*** (0.053)		-0.276*** (0.052)		-0.287*** (0.053)		-0.280*** (0.052)		-0.285*** (0.054)
	少なすぎることに不満		-1.002*** (0.076)		-0.951*** (0.077)		-0.998*** (0.076)		-0.950*** (0.077)		-1.010*** (0.077)		-0.955*** (0.077)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.691*** (0.050)		-0.573*** (0.050)		-0.689*** (0.050)		-0.571*** (0.050)		-0.687*** (0.050)		-0.568*** (0.050)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			1.175*** (0.052)	1.133*** (0.051)			1.173*** (0.052)	1.132*** (0.052)			1.179*** (0.052)	1.137*** (0.052)
	不満			-1.313*** (0.063)	-1.261*** (0.062)			-1.312*** (0.063)	-1.260*** (0.062)			-1.307*** (0.063)	-1.254*** (0.062)
推計方法		FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
Log conditional likelihood		-15245.189	-14768.378	-13990.896	-13646.03	-15231.862	-14759.645	-13984.455	-13641.626	-15225.969	-14749.604	-13970.731	-13628.225
サンプルサイズ		21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665

注 1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2)：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

表 6 月間世帯消費額、月間世帯貯蓄額、持ち家の有無を使用した分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子どもありダミー	-0.076*** (0.029)	-0.019 (0.027)				
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)						
子ども1人			-0.060** (0.030)	-0.011 (0.027)		
子ども2人			-0.135*** (0.035)	-0.054* (0.032)		
子ども3人			-0.158*** (0.052)	-0.084* (0.047)		
年齢別の子どもの数						
3歳以下の子どもの人数					0.006 (0.009)	0.009 (0.008)
4-6歳の子どもの人数					-0.015** (0.007)	-0.009 (0.007)
7-12歳の子どもの人数					-0.002 (0.008)	-0.002 (0.007)
13-17歳の子どもの人数					-0.040*** (0.009)	-0.032*** (0.008)
18歳以上の子どもの数					-0.003 (0.011)	0.000 (0.010)
月間世帯消費額	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)
月間世帯貯蓄額	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)
持ち家ありダミー	0.052* (0.029)	0.051* (0.026)	0.060** (0.029)	0.056** (0.026)	0.045 (0.029)	0.048* (0.026)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)						
満足		0.355*** (0.016)		0.354*** (0.016)		0.355*** (0.016)
不満		-0.482*** (0.022)		-0.481*** (0.022)		-0.479*** (0.022)
推計方法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.035	0.129	0.036	0.130	0.037	0.131
サンプルサイズ	20,888	20,888	20,888	20,888	20,888	20,888

注 1) : ***, **, *はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2) : ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 3) : 月間世帯消費額と月間世帯貯蓄額の単位は万円である。

出典 : 1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

表 7 無業女性にサンプルを限定した場合の分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
子どもありダミー		-0.181*** (0.062)	-0.146** (0.060)	-0.110* (0.059)	-0.083 (0.058)								
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)	子ども1人					-0.167*** (0.063)	-0.133** (0.061)	-0.103* (0.059)	-0.076 (0.058)				
	子ども2人					-0.216*** (0.068)	-0.180*** (0.066)	-0.130** (0.065)	-0.102 (0.064)				
	子ども3人					-0.164* (0.091)	-0.132 (0.087)	-0.099 (0.088)	-0.074 (0.085)				
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数									0.003 (0.013)	0.002 (0.012)	0.004 (0.012)	0.003 (0.011)
	4－6歳の子どもの人数									-0.016* (0.010)	-0.016 (0.010)	-0.011 (0.009)	-0.011 (0.009)
	7－12歳の子どもの人数									0.022* (0.012)	0.020* (0.012)	0.013 (0.011)	0.012 (0.011)
	13－17歳の子どもの人数									-0.009 (0.014)	-0.009 (0.014)	-0.008 (0.013)	-0.008 (0.013)
	18歳以上の子どもの数									-0.001 (0.021)	-0.005 (0.020)	-0.002 (0.020)	-0.005 (0.019)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.048* (0.025)		-0.055** (0.024)		-0.047* (0.025)		-0.054** (0.024)		-0.051** (0.025)		-0.057** (0.024)
	少なすぎることに不満		-0.333*** (0.047)		-0.311*** (0.045)		-0.332*** (0.047)		-0.311*** (0.046)		-0.339*** (0.047)		-0.315*** (0.045)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.181*** (0.024)		-0.139*** (0.023)		-0.181*** (0.024)		-0.140*** (0.023)		-0.181*** (0.024)		-0.139*** (0.023)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			0.309*** (0.025)	0.296*** (0.024)		0.308*** (0.025)	0.294*** (0.024)			0.312*** (0.024)	0.297*** (0.024)	
	不満			-0.402*** (0.036)	-0.380*** (0.035)		-0.402*** (0.036)	-0.380*** (0.035)			-0.401*** (0.036)	-0.379*** (0.034)	
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.040	0.068	0.108	0.128	0.040	0.068	0.108	0.129	0.039	0.067	0.107	0.128
サンプルサイズ		8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017

注 1) : ***, **, *はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2) : ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典 : 1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

表 8 就業女性にサンプルを限定した場合の分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
子どもありダミー		-0.077** (0.038)	-0.052 (0.036)	-0.032 (0.034)	-0.014 (0.033)								
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)	子ども1人					-0.064* (0.038)	-0.043 (0.037)	-0.028 (0.035)	-0.012 (0.034)				
	子ども2人					-0.125*** (0.045)	-0.089** (0.044)	-0.057 (0.041)	-0.031 (0.039)				
	子ども3人					-0.221*** (0.067)	-0.180*** (0.065)	-0.153** (0.061)	-0.124** (0.059)				
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数									-0.014 (0.013)	-0.009 (0.013)	-0.008 (0.013)	-0.004 (0.013)
	4－6歳の子どもの人数									-0.019* (0.011)	-0.015 (0.011)	-0.013 (0.010)	-0.010 (0.010)
	7－12歳の子どもの人数									-0.011 (0.011)	-0.009 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.009)
	13－17歳の子どもの人数									-0.048*** (0.010)	-0.042*** (0.010)	-0.038*** (0.009)	-0.035*** (0.009)
	18歳以上の子どもの数									-0.013 (0.013)	-0.012 (0.012)	-0.010 (0.012)	-0.010 (0.012)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.072*** (0.022)		-0.069*** (0.021)		-0.071*** (0.022)		-0.068*** (0.021)		-0.069*** (0.022)		-0.066*** (0.021)
	少なすぎることに不満		-0.355*** (0.035)		-0.315*** (0.033)		-0.354*** (0.035)		-0.315*** (0.033)		-0.355*** (0.035)		-0.316*** (0.033)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.218*** (0.020)		-0.165*** (0.019)		-0.217*** (0.020)		-0.164*** (0.019)		-0.216*** (0.020)		-0.163*** (0.019)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			0.365*** (0.020)	0.343*** (0.020)		0.364*** (0.020)	0.342*** (0.020)			0.364*** (0.020)	0.343*** (0.020)	
	不満			-0.486*** (0.028)	-0.463*** (0.027)		-0.485*** (0.028)	-0.463*** (0.027)			-0.483*** (0.028)	-0.460*** (0.027)	
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.026	0.060	0.123	0.146	0.027	0.061	0.124	0.146	0.029	0.062	0.125	0.147
サンプルサイズ		12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706	12,706

注 1) : ***, **, *はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2) : ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典 : 1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

6 結論

本論文の目的は、JPSC を用い、子どもの生活満足度への影響が世帯の支出状況や夫婦関係満足度を考慮した際、どのように変化するかを検証することにあった。既婚女性を対象とした分析の結果、次の4点が明らかとなった。1点目は、先行研究と同じく、日本でも子どもの存在が既婚女性の生活満足度を低下させていた。子どもの数が多くなるほど、特に13–17歳の子どもの人数が多いほど、子どもによる負の影響が強くなっていた。2点目は、世帯の支出状況を考慮しても、子どもの負の影響は消失しなかった。この結果は先行研究と異なっており、日本では子どもに伴う金銭的負担が生活満足度を低下させる主な原因とはなっていないと考えられる。3点目は、夫婦関係満足度を考慮した場合、子どもの負の影響が低下したが、その低下幅は金銭的負担を考慮した場合よりも大きかった。この結果から、子どもの存在は、主に夫婦関係満足度の低下を通じて、生活満足度を減少させていたと考えられる。4点目は、既婚女性の就業状態別の分析を行った結果、無業の場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮すると、子どもの負の影響は消失した。しかし、就業している場合、世帯の支出状況と夫婦関係満足度を考慮しても、子どもの負の影響が依然として残っていた。この結果から、働いており、家庭と仕事の両方の負担を担っている既婚女性では、世帯の支出状況や夫婦関係満足度以外の要因も子どもの負の影響の原因となっている可能性がある。

以上の分析結果の中で重要なポイントは、消費への不満や夫婦関係満足度をコントロールすると、子どもの変数が負に有意ではなくなるという点である。この結果は、子どもの存在が消費への不満や夫婦関係満足度の低下を通じて既婚女性の生活満足度を低下させるが、子ども自体が生活満足度を低下させているわけではないことを示唆する。

本論文の貢献は、これまで研究の少ない日本のデータを用い、Blanchflower and Clark (2021)と同じく、子どもの生活満足度への負の影響の原因を検証した点にある。特に、Blanchflower and Clark (2021)とは違い、日本における子どもの負の影響の背景には、世帯の支出状況よりも夫婦関係満足度の及ぼす影響の方が大きいことを明らかにした。さらに、働く既婚女性に限って言えば、世帯の支出状況や夫婦関係満足度以外の要因も存在する可能性を指摘した。本論文の分析結果は、子どもの負の影響における金銭的要因以外の重要性を示しており、他の国でも同じ傾向が見られる可能性がある。この点については今後の研究課題だと言える。

本論文にはいくつかの課題が残っている。まず、分析対象が女性のみであり、男性の主観的厚生に対する子どもの影響が検証できなかった。Stanca (2012)で指摘されるように、男性の方が女性よりも子どもの負の影響が小さい傾向があり、日本でも同じ傾向が見られるかどうか注目される。もし男性への負の影響が小さい場合、女性における子どもの負の影響の原因を明確にすることが今後の出生率向上の政策に重要となってくるだろう。また、本

論文の分析の結果、夫婦関係満足度が子どもの影響の背景にある重要な要因であることがわかったが、その夫婦関係満足度がどのような要因から影響を受けるのかをさらに分析する必要がある。夫婦関係満足度の決定要因が明らかになれば、夫婦関係満足度の向上策も検討することが可能となり、日本の出生率低下への対策につながる可能性がある。最後に、消費への不満や夫婦関係満足度以外の要因の検討である。子どもの主観的厚生への影響の背景には、消費への不満や夫婦関係満足度以外の要因も存在すると考えられる。具体的な候補として挙げられるのは、夫婦それぞれの家庭内における時間配分であり、夫婦間における家事・育児時間の格差が子どもによる生活満足度への影響と強い関連を持っている可能性がある。今後の研究では、夫婦それぞれの家庭内における時間配分等も考慮した分析を行い、子どもの生活満足度への影響のメカニズムをさらに明らかにすることが求められる。

Appendix 1 Pooled OLS による分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
子どもありダミー		-0.169*** (0.018)	-0.069*** (0.016)	-0.045*** (0.016)	0.016 (0.015)								
子どもの数ダミー (Ref=子ども0人)	子ども1人					-0.108*** (0.020)	-0.032* (0.019)	-0.000 (0.018)	0.044*** (0.017)				
	子ども2人					-0.195*** (0.019)	-0.092*** (0.018)	-0.059*** (0.017)	0.003 (0.016)				
	子ども3人					-0.224*** (0.023)	-0.082*** (0.022)	-0.100*** (0.021)	-0.006 (0.020)				
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数									0.027*** (0.008)	0.029*** (0.007)	0.024*** (0.007)	0.026*** (0.007)
	4-6歳の子どもの人数									-0.021*** (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.009 (0.006)	-0.000 (0.006)
	7-12歳の子どもの人数									-0.022*** (0.006)	-0.011* (0.006)	-0.014** (0.006)	-0.006 (0.005)
	13-17歳の子どもの人数									-0.060*** (0.007)	-0.039*** (0.007)	-0.042*** (0.006)	-0.028*** (0.006)
	18歳以上の子どもの数									-0.020** (0.010)	-0.006 (0.009)	-0.011 (0.008)	-0.001 (0.008)
消費額に関する不満 (Ref=ほぼ満足)	使いすぎていることに不満		-0.134*** (0.015)		-0.118*** (0.014)		-0.133*** (0.015)		-0.117*** (0.014)		-0.133*** (0.015)		-0.116*** (0.014)
	少なすぎることに不満		-0.586*** (0.026)		-0.490*** (0.023)		-0.584*** (0.026)		-0.488*** (0.023)		-0.587*** (0.026)		-0.489*** (0.023)
消費内容に関する不満 (Ref=満足)	不満		-0.510*** (0.015)		-0.370*** (0.014)		-0.509*** (0.015)		-0.369*** (0.014)		-0.508*** (0.015)		-0.366*** (0.014)
夫婦関係満足度 (Ref=普通)	満足			0.550*** (0.013)	0.473*** (0.012)			0.550*** (0.013)	0.473*** (0.012)			0.550*** (0.012)	0.471*** (0.012)
	不満			-0.715*** (0.019)	-0.643*** (0.018)			-0.714*** (0.019)	-0.643*** (0.018)			-0.711*** (0.019)	-0.641*** (0.018)
推計方法		Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS
R2		0.096	0.216	0.296	0.364	0.098	0.216	0.297	0.364	0.099	0.218	0.299	0.365
サンプルサイズ		21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665	21,665

注 1) : **、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2) : ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典 : 1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

Appendix 2 消費に関する不満と月間世帯消費額を同時に使用した場合の分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子どもありダミー		-0.052*			-0.215**		
		(0.028)			(0.099)		
子どもの数ダミー	子ども1人		-0.039			-0.171*	
(Ref=子ども0人)			(0.029)			(0.100)	
	子ども2人		-0.103***			-0.362***	
			(0.034)			(0.115)	
	子ども3人		-0.122**			-0.411***	
			(0.049)			(0.158)	
年齢別の子どもの数	3歳以下の子どもの人数			0.007			0.022
				(0.009)			(0.027)
	4-6歳の子どもの人数			-0.012			-0.037*
				(0.007)			(0.022)
	7-12歳の子どもの人数			-0.001			0.002
				(0.007)			(0.024)
	13-17歳の子どもの人数			-0.036***			-0.107***
				(0.008)			(0.026)
	18歳以上の子どもの数			-0.003			-0.001
				(0.010)			(0.031)
消費額に関する不満	使いすぎていることに不満	-0.081***	-0.080***	-0.080***	-0.283***	-0.279***	-0.283***
(Ref=ほぼ満足)		(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.054)	(0.054)	(0.054)
	少なすぎることに不満	-0.355***	-0.354***	-0.357***	-0.978***	-0.974***	-0.986***
		(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.079)	(0.079)	(0.079)
消費内容に関する不満	不満	-0.206***	-0.206***	-0.205***	-0.687***	-0.685***	-0.682***
(Ref=満足)		(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.051)	(0.051)	(0.051)
月間世帯消費額		0.002***	0.002***	0.003***	0.008***	0.008***	0.008***
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
月間世帯貯蓄額		0.005***	0.005***	0.005***	0.017***	0.017***	0.017***
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
持ち家ありダミー		0.048*	0.055**	0.042	0.140	0.160*	0.121
		(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.088)	(0.088)	(0.088)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
R2		0.068	0.069	0.070			
					-13995.849	-13987.521	-13978.181
サンプルサイズ		20,822	20,822	20,822	20,822	20,822	20,822

注 1)：***、**、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 2)：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

参考文献

- Aassve, A., Goisis, A., & Sironi, M. (2012). Happiness and childbearing across Europe. *Social Indicators Research*, 108(1), 65–86. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9866-x>.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: Are Europeans and Americans different? *Journal of Public Economics*, 88, 2009–2042.
- Angeles, L. (2009). Children and life satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, 11(4), 523–538.
- Ball, R., & Chernova, K. (2008). Absolute income, relative income, and happiness. *Social Indicators Research*, 88(3), 497–529.
- Bernhardt, E., & Fraczak, E. (2005). Family status and subjective well-being: Comparing Poland and Sweden, IUSSP conference. France: Tours.
- Blanchflower, D. G., & Clark, A. E. (2021). Children, unhappiness and family finances. *Journal of Population Economics*, <https://doi.org/10.1007/s00148-020-00798-y>.
- Clark, A. (2006). Born to be mild? Cohort effects don't explain why well-being is U-shaped in age. Working paper 2006-35, Paris-Jourdan Sciences Economiques.
- Clark, A., Diener, E., Georgellis, Y., & Lucas, R. (2008a). Lags and leads in life satisfaction: A test of the baseline hypothesis. *The Economic Journal*, 118, F222–F243.
- Clark, A., Frijters, P., & Shields, M. (2008b). Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles. *Journal of Economic Literature*, 46, 95–144.
- Di Tella, R., MacCulloch, R., & Oswald, A. J. (2003). The macroeconomics of happiness. *Review of Economics and Statistics*, 85, 809–827.
- Friedman, D., Hechter, M., & Kanazawa, S. (1994). A theory of the value of children. *Demography*, 31(3), 375–401.
- Frijters, P., Johnston, D. W., & Shields, M. A. (2011). Life satisfaction dynamics with quarterly life event data. *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(1), 190–211. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01638.x>.
- Grossbard, S., & Mukhopadhyay, S. (2013). Children, spousal love, and happiness: An economic analysis. *Review of Economics of the Household*, 11, 447–467.
- Halle, T. (2002). *Charting parenthood: A statistical portrait of fathers and mothers in America*. Washington, DC: Child Trends.
- Hansen, T. (2012). Parenthood and happiness: A review of folk theories versus empirical evidence. *Social Indicators Research*, 123, 1–36.
- Herbst, C. M., & Ifcher, J. (2016). The increasing happiness of U.S. parents. *Review of Economics of the Household*, 14(3), 529–551.

- Hoffman, L. W., & Manis, J. D. (1979). The value of children in the United States: A new approach to the study of fertility. *Journal of Marriage and the Family*, 41(3), 583–596.
- ISSP. (2002). Family and changing gender roles. http://www.pineforge.com/mssw3/resources/issp/issp_Codebook.pdf. Accessed 25 May 2010.
- Kerkhofs, J. (1999). Values in Russia: An introduction. In K. Malfliet (Ed.), *Russia and Europe in a changing environment* (pp. 49–70). Leuven, Belgium: University Press.
- Koropecj-Cox, T., & Pendell, G. (2007). Attitudes about childlessness in the United States: Correlates of positive, neutral, and negative responses. *Journal of Family Issues*, 28(8), 1054–1082.
- Lavee, Y., Sharlin, S., & Katz, R. (1996). The effect of parenting stress on marital quality: An integrated mother–father model. *Journal of Family Issues*, 17, 114–135.
- Lee, K. S., & Ono, H. (2008). Specialization and happiness in marriage: A U.S.–Japan comparison. *Social Science Research*, 37(4), 1216–1234.
- MacDermid, S. M., Huston, T. L., & McHale, S. M. (1990). Changes in marriage associated with the transition to parenthood: Individual differences as a function of sex-role attitudes and changes in the division of household labor. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 475–486.
- Margolis, R., & Myrskylä, M. (2011). A global perspective on happiness and fertility. *Population and Development Review*, 37, 29–56.
- Menaghan, E. (1982). Assessing the impact of family transitions on marital experience. In H. I. McCubbin, A. E. Cauble, & J. M. Patterson (Eds.), *Family stress, coping, and social support* (pp. 90–108). Springfield, IL: Charles C. Thomas.
- NSD. (2002). Spørreundersøkelse om familie og kjønnsroller [ISSP survey on family and gender roles]. <http://tinyurl.com/ydadt4h>. Accessed 2 May 2010.
- Oshio, T., Nozaki, K. & Kobayashi, M. (2011). Relative income and happiness in Asia: Evidence from nationwide surveys in China, Japan, and Korea. *Social Indicators Research*, 104, 351–367.
- Oswald, A., & Powdthavee, N. (2008). Death, happiness, and the calculation of compensatory damages. *Journal of Legal Studies*, 37, 217–251.
- Radó, M. K. (2020). Tracking the Effects of Parenthood on Subjective Well-Being: Evidence from Hungary. *Journal of Happiness Studies*, 21, 2069–2094.
- Savolainen, J., Lahelma, E., Silventonen, K., & Gauthier, A. H. (2001). Parenthood and psychological wellbeing in Finland: Does public policy make a difference? *Journal of Comparative Family Studies*, 32(1), 61–75.
- Schoen, R., Kim, Y. J., Nathanson, C. A., Fields, J., & Astone, N. M. (1997). Why do

- Americans want children? *Population and Development Review*, 23(2), 333.
- Shields, M., & Wooden, M. (2003). Marriage, children and subjective well-being. <http://melbourneinstitute.com/hilda/Biblio/cp/conf-p01.pdf>.
- Stanca, L. (2012). Suffer the little children: measuring the effects of parenthood on well-being worldwide. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 81, 742–750
- Stanley, K., Edwards, L., & Hatch, B. (2003). *The family report 2003: Choosing happiness?*. London: Institute for Public Policy Research.
- Stutzer, A., & Frey, A. (2006). Does marriage make people happy or do happy people get married? *Journal of Socio-Economics*, 35(2), 326–347.
- Toulemon, L. (1996). Very few couples remain voluntarily childless. *Population*, 8, 1–27.
- Twenge, J. M., Campbell, W. K., & Foster, C. A. (2003). Parenthood and marital satisfaction: A metaanalytic review. *Journal of Marriage and the Family*, 65(3), 574–583.
- Ugur, Z. B. (2020). Does Having Children Bring Life Satisfaction in Europe? *Journal of Happiness Studies*, 21, 1385–1406.
- 佐藤一磨 (2021) 夫婦仲が悪い結婚でも女性は幸せになれるのか, 未公開論文.
- 永井暁子 (2005) 結婚生活の経過による夫の夫婦関係満足度の変化, 季刊家計経済研究, 66, 76-81.
- 萩原里紗 (2012) 結婚・出産前後の女性の生活満足度・幸福度の変化 : 「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析, 三田商学研究 55(3), 19-35.
- 山口一男 (2007) 夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス, 季刊家計経済研究, 73, 50-60.