

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

高齢期における子どもの存在は幸せをもたらすのか

佐藤 一磨

2021 年 10 月 24 日

DP2021-008

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7447/>



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

高齢期における子どもの存在は幸せをもたらすのか

佐藤 一磨

PDRC Keio DP2021-008

2021 年 10 月 24 日

JEL Classification: I31; J13; J14

キーワード: 高齢の親; 子ども; 生活満足度; 世帯所得満足度

【要旨】

多くの先進国で高齢化が進展しており、高齢者の主観的厚生に影響を及ぼす要因について研究が進められている。本研究では、高齢の親に対して子どもの存在が及ぼす影響について注目する。これまでの研究結果を見ると、子どもの影響は、使用する主観的厚生の指標や国によって異なる結果を示しており、必ずしも統一的な見解が得られていない。また、先行研究の大半はヨーロッパのデータを用いており、その他の地域での子どもの影響についてはあまり分析されていない。そこで、本研究では『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』を用い、日本の 60 歳以上の高齢の親の主観的厚生に対して、子どもの及ぼす影響を検証した。OLS、Propensity Score Matching、Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment、Entropy Balancing を用いた分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、有配偶の男女の場合、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。また、子どもの存在は世帯貯蓄額を低下させ、世帯負債額を増加させる傾向があった。これらの結果から、日本では子どもを持つことの経済的負担が大きく、その影響が生活満足度を低下させる原因の 1 つになっていると考えられる。2 点目は、有配偶者と無配偶者の両方を分析対象とした場合でも、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。ただし、有配偶者のみの場合と比較して、子どもの及ぼすマイナスの影響は、特に女性において小さくなっていた。3 点目は、無配偶者のみの場合、子どもの生活満足度へのマイナスの影響は消失していた。また、子どもの存在は世帯所得満足度を向上させていた。これらの結果から、高齢の親に配偶者がいない場合、子どもが生活面や経済面での支援を行い、親の主観的厚生を高めている可能性が考えられる。

佐藤 一磨

拓殖大学政経学部

〒112-8585

東京都文京区小日向3-4-14

ksqwt864@gmail.com

謝辞: 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『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』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。

高齢期における子どもの存在は幸せをもたらすのか[†]

佐藤一磨^{*}

要約

多くの先進国で高齢化が進展しており、高齢者の主観的厚生に影響を及ぼす要因について研究が進められている。本研究では、高齢の親に対して子どもの存在が及ぼす影響について注目する。これまでの研究結果を見ると、子どもの影響は、使用する主観的厚生の指標や国によって異なる結果を示しており、必ずしも統一的な見解が得られていない。また、先行研究の大半はヨーロッパのデータを用いており、その他の地域での子どもの影響についてはあまり分析されていない。そこで、本研究では『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』を用い、日本の 60 歳以上の高齢の親の主観的厚生に対して、子どもの及ぼす影響を検証した。OLS、Propensity Score Matching、Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment、Entropy Balancing を用いた分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、有配偶の男女の場合、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。また、子どもの存在は世帯貯蓄額を低下させ、世帯負債額を増加させる傾向があった。これらの結果から、日本では子どもを持つことの経済的負担が大きく、その影響が生活満足度を低下させる原因の 1 つになっていると考えられる。2 点目は、有配偶者と無配偶者の両方を分析対象とした場合でも、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。ただし、有配偶者のみの場合と比較して、子どもの及ぼすマイナスの影響は、特に女性において小さくなっていた。3 点目は、無配偶者のみの場合、子どもの生活満足度へのマイナスの影響は消失していた。また、子どもの存在は世帯所得満足度を向上させていた。これらの結果から、高齢の親に配偶者がいない場合、子どもが生活面や経済面での支援を行い、親の主観的厚生を高めている可能性が考えられる。

キーワード：高齢者、子ども、生活満足度、世帯所得満足度

[†] 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『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』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

子どもを持つことは、多くの国で人生を豊かにする価値あるものだと認識されている (Neuberger and Preisner 2018)。実際、いくつかの先行研究では、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と指摘している (Stanley et al. 2003; Toulemon 1996)。このため、直感的には、子どもと主観的厚生 (Subjective well-being: SWB) の関係が正だと予想される。しかし、これまでの実証分析の研究結果を見ると、子どもを持つことが必ずしも主観的厚生を高めておらず、むしろ低下させる場合が多いと指摘されている (Blanchflower and Clark 2021; Di Tella et al. 2003; Margolis and Myrskylä 2011; Sato 2021; Stanca 2012)。

子どもの主観的厚生への影響は、子どもを持つことのプラスの影響とマイナスの影響の相対的な大きさによって決まると考えられる。そして、その大小関係は親の個人属性によって変化する。中でも本研究で注目するのは、親の年齢である。一般的に、親が壮年から中年層の場合、子どもも就学しており、経済的、非経済的な面における支援が必須となる。これに対して、親が高齢期になった場合、子どもも独立し、親からの支援の必要性は大きく低下する。これは、子どもを持つことのマイナスの影響が低下することを意味する。また、高齢の親にとって子どもの存在はいくつかのメリットがある。その 1 つが子から親への経済的、非経済的な面での支援である (Motel-Klingebiel et al. 2003; Margolis and Myrskylä 2011)。特に高齢によって親の健康状態が悪化した場合、子から親への生活面での支援は大きな手助けとなる。2 つ目のメリットは、年老いた親にとって子どもの存在が孤立を防ぎ、社会の人々と交流するためのリソースになるという点である (Huijts et al. 2013; Dykstra 2009)。高齢期における子どもの存在は、親の情緒面に対してプラスの影響をもたらすと言える。上記の議論が示すように、高齢期における子どもの存在は、マイナスの影響が減少する半面、プラスの影響が増えるため、主観的厚生の改善に寄与する可能性がある。

実際の実証分析を見ると、子どもの影響は、使用する主観的厚生の指標や国によって異なる結果を示しており、必ずしも統一的な見解が得られていない (Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hank and Wanger 2013; Hansen et al. 2009; Neuberger and Preisner 2018)。また、これらの先行研究の大半は Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) 等のヨーロッパのデータを使用しており、その他の地域の実態については検証されていない。このため、高齢の親に対する子どもの影響について、ヨーロッパ以外の地域のデータを用い、実証分析することの学術的な意義は大きいと言える。

そこで、本研究では日本の代表的なパネルデータの 1 つである『日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)』の JHPS データを用い、子どもの存在が高齢の親の主観的厚生に及ぼす影響を分析する。本研究では、60 歳以上の有配偶男女を分析対象として、子どもを持つことが生活満足度に及ぼす影響を OLS やマッチング法を用いて検証する。

ヨーロッパのデータを用いた先行研究と比較した際、日本ではいくつかの理由から子ど

もを持つことのマイナスの影響が強く観察される可能性がある。1つ目の理由は、性別役割分業意識の存在である。日本では依然として性別役割分業意識が強く、女性に家事・育児の負担が偏っている。このため、女性は出産後に労働市場から退出する傾向が強く、子育て後に再就職したとしても、所得の低い非正規雇用で働く場合が依然として多い。この結果、子どものいる女性ほど仕事や所得の満足度が長期にわたって低くなり、高齢期における女性の主観的厚生にもマイナスの影響を及ぼす可能性がある。

2つ目の理由は、日本における重い教育費の負担である。OECD(2019)は、2016年の初等教育から高等教育の公的支出が国内総生産(GDP)に占める割合をOECD加盟国別に計測している。この結果によれば、ノルウェーが6.3%と最も高く、日本は2.9%と比較可能な35か国中で最も低くなっていた。この結果が示すように、日本における教育費の負担は大きく、子どもを持つことによって経済的な満足度が低下すると考えられる。また、日本では中学生の90%以上が高校へ進学し、高卒者の50%以上が大学へ進学するため(文部科学省『学校基本調査』)、教育費による経済的な負担は長期にわたる。この結果、子どもがいる世帯ほど、高齢期における金融資産額も低下する可能性がある。このような資産の低下が原因となり、子どものいる場合ほど、高齢期の主観的厚生が低下する可能性がある。

3つ目の理由は、世代間における経済環境の違いである。日本では1990年代の前半にバブル経済が崩壊し、その後長期にわたって不況が続いた。この結果、若年層を中心に非正規雇用で働く割合が増え、所得水準も低下している。このような状況を受け、学卒後も親と同居し、経済的に依存する子の割合が増加した。『厚生行政基礎調査報告』および『国民生活基礎調査』によれば、65歳以上の親と未婚の子どもだけの世帯の割合は1975年には9.6%であったが、2019年には20%にまで増加している¹。このような経済的な理由で親と同居する傾向はヨーロッパでも確認されており、日本も例外ではない(Tosi and Grundy 2018)。このような子どもは日本でパラサイト・シングルと言われており(山田 1999)、親世代の経済的負担を上昇させ、主観的厚生も低下させている可能性がある。なお、日本のデータを用い、高齢の親と子どもの同居について分析した Maruyama(2012)は、子どもとの同居が肉体的な健康度を悪化させると指摘している²。

以上の3つの理由から、ヨーロッパ諸国とは違い、日本では高齢期でも子どもの存在が主観的厚生にマイナスの影響を及ぼしている可能性がある。特に子どもを持つことの経済的な負担感が高齢期でも持続している可能性があるため、生活満足度に加えて、所得満足度への子どもの影響も検証する。

¹ 国立社会保障・人口問題研究所の人口統計資料集(2021)の「表7-15 世帯構造別 65歳以上の者のいる世帯数：1975～2019年」(http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2021.asp?fname=T07-15.htm)を参照された。

² インドネシアのデータを用いた Johar and Maruyama(2014)は、子どもとの同居が高齢の親の主観的厚生を低下させると指摘している。

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

Hansen (2012)は、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。子どもを持つことのプラスの効果として、人生における精神的な充足や幸福につながるといった点がある (Stanley et al. 2003; Toulemon 1996)。また、高齢期になった際の孤独や気分の落ち込みを回避する効果もあると指摘されている (Friedman et al. 1994; Hoffman et al. 1987; Schoen et al. 1997)。さらに、高齢期において、子どもが親への経済的、非経済的な面での支援を行ったり、孤立を防ぎ、社会の人々と交流を促進するためのリソースになるといったメリットもある (Huijts et al. 2013; Dykstra 2009; Motel-Klingebiel et al. 2003; Margolis and Myrskylä 2011)。以上から明らかなとおり、高齢期における子どもの存在は、親のさまざまな生活面での支えになる可能性があるため、主観的厚生 of 改善に寄与すると考えられる。

これに対して、子どもを持つことのマイナスの効果として、心理的負担や金銭的負担がある。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 (Twenge et al. 2003)。また、子どもの養育には食事、衣服、住居、教育とさまざまな面における金銭的負担が大きく、消費や資産形成に負の影響をもたらす。これが主観的厚生を押し下げると考えられる (Stanca 2012)。以上、子どもを持つことにはさまざまな面においてマイナスの影響があるものの、高齢期になった場合、子どもも成人し、独立するため、これらの負担が低下すると考えられる。

以上の議論から明らかなとおり、子どもを持つことにはプラスとマイナスの影響があるものの、高齢になった場合、プラスの影響が増加し、マイナスの影響が低下すると考えられる。このため、高齢期における子どもの存在は、主観的厚生にプラスの影響をもたらしやすくなると予想される。

先行研究を見ると、子どもの影響は、使用する主観的厚生 of 指標や国によって異なる結果を示していた (Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hank and Wanger 2013; Hansen et al. 2009; Neuberger and Preisner 2018)。これらの研究のうち、Dykstra and Wagner (2007)、Gibney et al. (2017) 及び Hansen et al. (2009)は、ヨーロッパにおいて増加する子どものいない高齢者の主観的厚生に注目している。オランダとドイツのデータを用いた Dykstra and Wagner (2007)は、両国において、生涯子どものいない女性とすべての子どもが存命の女性では、生活満足度に差がないことを明らかにした。これに対して男性の場

合、オランダでは子どもがいない方が生活満足度が低くなるが、ドイツでは子どもの有無によって生活満足度に差が見られないことがわかった。ノルウェーのデータを用いた Hansen et al. (2009)は、子どものいる女性の方が生涯子どものいない女性よりも生活満足度や自尊心が高い傾向にあることを示した。一方、彼らの研究は、男性では子どもの有無によって生活満足度や自尊心に差が見られないことや、女性でも子どもの有無によって affective well being(positive affect, negative affect, depression, and loneliness)に差が生じないことを明らかにしている。また、SHARE を用いた Gibney et al. (2017)は、分析対象の全地域や南ヨーロッパにおいて、子どもがいない高齢者の抑うつ症状が軽減する傾向があることを明らかにした。これに対して、多くの地域で子どもの有無によって Quality of Life (QOL)に明確な差が生じていないことを示した。なお、Gibney et al. (2017)は現在の健康状態に加えて、過去の健康状態が子どもの有無に影響を及ぼす可能性を示しており、健康について考慮する重要性を指摘している。これら以外の研究には、SHARE を用いた Hank and Wanger (2013)があり、男女の両方において、子どもの有無によって経済的、心理的、社会的な主観的厚生に差が生じないことを示した。また、彼らの研究は、社会活動への参加についても子どもの有無が影響していないことを明らかにしている。

SHARE と English Longitudinal Study of Health, Ageing (ELSHA)を用いた Neuberger and Preisner (2018)は、子どもの有無による主観的厚生に及ぼす影響が回答者の経済状況や国の経済規模、社会福祉の支出規模によって変化するかどうかを検証している。分析の結果、CASP 指標(Higgs et al. 2003)によって計測される QOL は、子どもの存在によって改善することがわかった。また、分析対象となる高齢者が普段の生活で経済的に困窮している場合、国の経済規模が小さいほど、そして、国の社会福祉への支出規模が大きいほど、子どもの存在によって QOL が改善していた。これに対して、回答した高齢者が経済的に豊かである場合、国の経済規模や社会福祉の支出規模が違っていても、子どもの存在は QOL に影響していなかった。以上の結果は、高齢者の経済状況や国の経済規模、社会福祉の状況によって子どもの及ぼす影響が変化しうることを示している。また、European Social Surveys を用いた Huijts et al. (2013)は、女性の場合、子どもの有無が主観的厚生に及ぼす影響が国によって異なることを指摘している。子どもがいないことに寛容な国の場合、子どもがいない場合でも、女性の主観的厚生が低下しない傾向があった。Neuberger and Preisner (2018)や Huijts et al. (2013)の分析結果が示すように、子どもの有無が主観的厚生に及ぼす影響は、すべての国において同じではなく、その国の直面する経済・福祉状況や社会規範から影響を受け、異なった結果になる場合があると考えられる。

2.2 日本の状況

日本は先進国の中でも高齢化が最も進んでおり、2019 年には 65 歳以上が総人口に占める比率が 28.4%になっている(総務省『人口推計』)。アメリカ、イギリス、フランス、ドイ

ツといった先進国と比較してみても、日本の高齢化率は2005年以降最も高い水準となっており、今後も高水準を維持していくと予想される。高齢化と同時に、日本では未婚率の上昇と出生率の低下も発生している。2000年時点において、50歳時点での未婚率は男性で12.57%、女性で5.82%であったが、2015年にはそれぞれの値が23.37%、14.06%へと増加した(総務省統計局『国勢調査報告』)。50歳時点での未婚率は今後さらに増加すると予想されており、2040年には男性で29.5%、女性で18.7%まで上昇すると考えられている³。このような未婚率の上昇と出生率の低下を受け、今後、子どものいない高齢者が増加すると予想される。この状況はヨーロッパと同じであり(Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hansen et al. 2009)、高齢者と子どもの関係について注目が集まる1つの原因になっていると考えられる。子どものいない高齢者の増加といった新たな人口動態上の変化を受け、子どもの有無によって主観的厚生を含んだ様々な面でどのような違いが生じるのかといった点が新たな分析課題として注目される。

日本において、高齢期における子どもの存在が親の主観的厚生に及ぼす影響については、先行研究の数が限られている。Kobayashi et al. (2015)は1987年、1999年、2012年の3時点の高齢者へのインタビュー調査を使用し、同居の子どもが親の生活満足度に及ぼす影響を親の出生コホート別に分析している。出生コホートが1901年～1924年の女性の場合、同居の子どもが存在が生活満足度を向上させていたが、出生コホートが1925年～1949年だと、同居の子どもの影響が消失していた。この背景には、直近の出生コホートの女性ほど、国民皆年金等の社会保障制度が整備されたため、子どもとの同居のメリットが低下したことが影響すると考えられる。なお、男性の場合、ほとんどの出生コホートにおいて同居の子どもの生活満足度への影響は確認できなかった。宍戸(2007)はJapanese General Social Surveys (JGSS)を用い、高齢者の幸福度の決定要因を分析している。分析の結果、高齢男性の幸福度は既婚の同居の子どもがいると上昇し、未婚の同居の子どもがいると低下することがわかった。これに対して高齢女性の場合、未婚の同居の子どもがいる場合にのみ幸福度が低下していた。宍戸(2007)の分析結果が示すように、同居している子どもの婚姻状態は、親の主観的厚生に影響している。日本の場合、『厚生行政基礎調査報告』および『国民生活基礎調査』が示すように、65歳以上の親と未婚の子どものみの世帯の割合は持続的に増加しているため、子どものマイナスの影響が強くなっている可能性がある。Kobayashi et al. (2015)と宍戸(2007)が子どもとの同居の影響を検証しているのに対して、林ほか(2008)は日本の大阪市に居住する65歳以上の独居高齢者526名のデータを用い、子どもとの関係が主観的厚生に及ぼす影響を検証している。分析の結果、子どものいない独居高齢者と比較して、子どものいる独居高齢者は対人関係、居住環境、食事における満足度が高くなる傾向があった。また、全体的生活満足度への影響を見ると、子どもの有無だけでは影響はなかったが、子どもとの関係が良好であるほど、全体的生活満足度が向上することが

³ <https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/english/w-2018/index.html>

わかった。これらの結果から、独居高齢者にとって子どもの存在は重要であると言える。また、子どもがいる場合、居住環境、食事における満足度が向上している点を考慮すると、独居高齢者に対して子どもが何らかの支援を行っている可能性が高いと考えられる。

3 データ

本研究で使用する JHPS/KHPS は、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 KHPS データと JHPS データを統合したデータである。KHPS データは 2004 年から調査を開始し、20 歳～69 歳の男女 4,000 人を調査対象としている。JHPS データは 2009 年から調査を開始し、20 歳以上の男女 4,000 人を調査対象としている。両データとも毎年調査を実施しており、本研究では 2018 年まで利用可能となっている。2014 年に、これまで別個の調査として実施・管理してきた JHPS データと KHPS データが統合され、JHPS/KHPS と名称を変更した⁴。KHPS と JHPS の調査対象者は、層化 2 段無作為抽出法により選定しており、経済状況や就業状況のほかに、教育や健康・医療などを調査している。なお、両データとも調査対象者が有配偶の場合、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されている。今回の分析で使用する生活満足度や世帯所得満足度は、JHPS データでしか使用できないため、今回の分析では 2009 年から 2018 年までの JHPS データのみを使用する。なお、本研究では、JHPS データの配偶者の情報も分析対象サンプルとして活用する。

本研究では、60 歳以上の有配偶男性と有配偶女性に分析対象を限定する。分析対象を既婚の男女に限定したのは、日本では欧米諸国と違い、婚外子の比率が非常に低く、子供を出産するのが主に既婚の男女であるためである⁵。また、分析対象を 60 歳以降に限定したのは、日本の 90%以上の企業で定年退職年齢が 60 歳であり、労働市場から退出する時点となっているためである(厚生労働省の 2017 年度『賃金事情等総合調査』)。さらに、本研究では、男女別に分析を行っていくが、その理由は子どもの影響が男女間で異なる可能性があるためである。欧米諸国と比較して、日本では依然として性別役割分業意識が強く、家事・育児負担が女性に偏っている。また、出産を機に離職する女性も多く、子どもを持つことの機会費用が大きい。これらの理由から、男性よりも女性で子どもを持つことのマイナスの影響が大きく、その影響が高齢女性でも観察される可能性がある。この点を確認するためにも男女別に推計を行っていく。分析で使用する変数の欠損値を除外した結果、有配偶男性のサンプルサイズは 5,346(個人数は 1,149 人)であり、有配偶女性のサンプルサイズは 4,587(個人数は 1,006 人)であった。

⁴ データの詳細については、<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/paneldata/datasets/jhpskhps/>を参照されたい。

⁵ OECD. Stat(<http://www.oecd.org/>)の「Share of births outside of marriage (% of all births)」が示すように、日本の婚外子の比率は 1990 年から 2018 年まで 2.5%未満となっている。

4 推計手法

本研究の目的は、子どもの存在が高齢の親の主観的厚生に及ぼす影響を定量的に明らかにすることである。分析を行う上で注意が必要となるのは、高齢期の場合、子どもの有無がほとんど変動しないという点だ。親が若年層から中年層の場合、子どもの出産によって子どもの有無に変化が生じる。しかし、親が高齢層の場合、新たに出産する場合はほとんどなく、子どもと死別する件数も少ないため、子どもの有無はほぼ一定となる。このため、高齢期における子どもの有無と主観的厚生との関係を検証する際、個人間の変動に注目した Fixed Effect model 等のパネル推計を使用することは難しい。そこで、本研究では Pooled OLS を使用するが、推計結果の頑健性を確認するためにも、マッチング法もあわせて使用する。まず、以下の基本モデルを Pooled OLS で推計する。

$$LS_i = \beta_1 C_i + \beta_2 X_i + T_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

i は観察された個人を示す。 LS_i は有配偶女性または有配偶男性の生活満足度である。生活満足度の計測には「あなたは、ご自身の生活についてどのように感じていますか。あなたの現在の状況について、下の項目ごとに「全く満足していない」を0、「満足でも不満でもない」を5、「完全に満足している」を10、として0から10の数字をひとつ選んでください」といった質問を用いており、回答は「10=完全に満足している」から「0=まったく満足していない」の11段階となっている。なお、この質問は JHPS の2011年以降しか存在していないため、本研究の分析対象期間は2011年から2018年までとなる。

C_i は子どもありダミーであり、存命する子どもがいる場合に1、子どもがいない場合に0となる。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。子どもの有無は、JHPSの家族票から作成しているが、高齢になるほど欠損値が多いという課題がある。そこで、2017年調査と2018年調査で改定され、より明確に子どもの有無を調査した家族票の情報をを用い、その欠損値を補完した。具体的には、60歳以上の有配偶男女が2017年または2018年に子どもがいた場合、遡って子どもが存在していたと定義している。60歳以上の有配偶男女の場合、すでに子どもの出産は完了していると考えられるため、この処理によって子どもの存在が過大に計測されることはないと考えられる。なお、この子どもの有無の補完を実施しない場合でも、推計結果の結論は基本的に変わらない。

X_i は夫婦の個人属性であり、本人の年齢とその二乗項、夫婦それぞれの学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、夫婦それぞれの就業状態を使用している。 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、 ε_i は誤差項である。

OLS で得られた推計結果の頑健性を確認するためにも、Propensity Score Matching(PSM)(Heckman et al. 1997)、Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment (IPWRA) (Imbens and Wooldridge 2009; Wooldridge 2007, 2010)、Entropy Balancing(Hainmueller 2011,2012; Hainmueller and Xu 2013)といった3種類の推計も行う。以下で各推計方法について簡単に説明する。

マッチング法では ATET(Average Treatment Effect on the Treated)を次式で推計する。

$$ATET = E[LS_{1i} - LS_{0i}|C_i = 1] = E[LS_{1i}|C_i = 1] - E[LS_{0i}|C_i = 1] \quad (2)$$

(1)式のうち、 LS_i は生活満足度を示す。 LS_{1i} は子どもがいる場合の値を示し、 LS_{0i} は子どもがいない場合の値を示している。 C_i は子どもの有無を示し、子どもがいる場合に 1(トリートメント・グループ)、子どもがいない場合に 0(コントロール・グループ)となる。(2)式の問題は、右辺第 2 項の値が子どもがいない人々の子どもがいる場合の生活満足度となっており、実際には観測できないという点にある。マッチング法はこの課題に対して、右辺第 2 項をウェイトを付与したコントロール・グループで代理可能であることを示している。PSM ではトリートメント・グループになる確率 $Pr[D = 1|X]$ (Propensity Score)をウェイトとして活用する。これに対して Entropy Balancing では、トリートメント・グループとコントロール・グループの間の共変量分布の 1 次または 2 次のモーメントを等しくするウェイトを使用する。1 次または 2 次のモーメントが等しいという条件は、トリートメント・グループとウェイト付けされたコントロール・グループの間の共変量の平均値と分散が等しくなることを意味しており、高い精度でグループ間の差異を調整できる。これに対して IPWRA では、Propensity Score の逆数である Inverse Probability Weights を算出し、それをウェイトとして用いた OLS を実施している。このような Inverse Probability Weights を用い、かつ説明変数を使用した OLS 等による推計は Doubly Robust と言われており、一貫性を持ちやすい望ましい手法となっている。

以上、Pooled OLS、PSM、IPWRA、Entropy Balancing を用い、60 歳以上の高齢有配偶者における子どもの存在が生活満足度に及ぼす影響を検証する。ヨーロッパのデータを用いた先行研究では、高齢期における子どもの存在はプラスまたは影響がないという結果になっていたが(Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hank and Wanger 2013; Hansen et al. 2009; Neuberger and Preisner 2018)、日本では次の 3 の理由からマイナスの影響が強い可能性がある。1 つ目は性別役割分業意識が強く、女性に家事・育児負担が偏っているため、子どもを持つことの機会費用が特に女性で大きいという点である。子どもの出産によって労働市場から退出する女性は依然として多く、年功賃金の傾向が強い日本では、生涯にわたる所得の低下につながる恐れがある。2 つ目の理由は、重い教育費の負担である。日本では私費による教育費の負担が OECD 諸国の中でも相対的に大きく、老齢期に向けての資産形成にマイナスの影響をもたらす可能性がある。3 つ目の理由は、バブル経済崩壊以

降の経済環境の悪化によって、経済的に親に依存するパラサイト・シングルが増加しているという点である。これらが原因となり、高齢期でも子どもの存在が主観的厚生を低下させる可能性がある。なお、いずれの理由でも子どもに伴う経済的負担が大きい可能性を示唆するため、分析では生活満足度に加えて、世帯所得満足度も被説明変数として使用し、子どもの影響を検証する⁶。

表1 基本統計量

		有配偶女性		有配偶男性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
主観的厚生					
生活満足度		6.236	1.949	6.208	1.922
世帯所得満足度		5.281	2.365	4.998	2.392
子どもの有無					
子ども関連の変数	子どもなし	0.201	0.401	0.189	0.391
	子どもあり	0.799	0.401	0.811	0.391
夫婦の個人属性					
年齢		68.140	5.535	69.634	6.317
年齢の2乗項		4,673.713	774.268	4888.805	898.957
妻の学歴	中高卒	0.760	0.427	0.725	0.447
	専門・短大卒	0.141	0.348	0.160	0.367
	大卒以上	0.099	0.299	0.115	0.319
夫の学歴	中高卒	0.625	0.484	0.605	0.489
	専門・短大卒	0.034	0.181	0.034	0.182
	大卒以上	0.342	0.474	0.361	0.480
世帯内に介護者あり		0.144	0.351	0.152	0.359
主観的健康度		3.253	0.934	3.241	0.980
対数世帯所得		6.168	0.588	6.211	0.614
妻の就業形態	就業	0.319	0.466	0.371	0.483
	無業	0.681	0.466	0.629	0.483
夫の就業形態	就業	0.420	0.494	0.476	0.499
	無業	0.580	0.494	0.524	0.499
N		4,587		5,346	

注1：分析対象は60歳以上の有配偶男女である。

注2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のJHPSデータ(2009-2018)を使用。

⁶ 世帯所得満足度は、生活満足度と同じ質問で回答されており、0から10の11段階で計測されている。

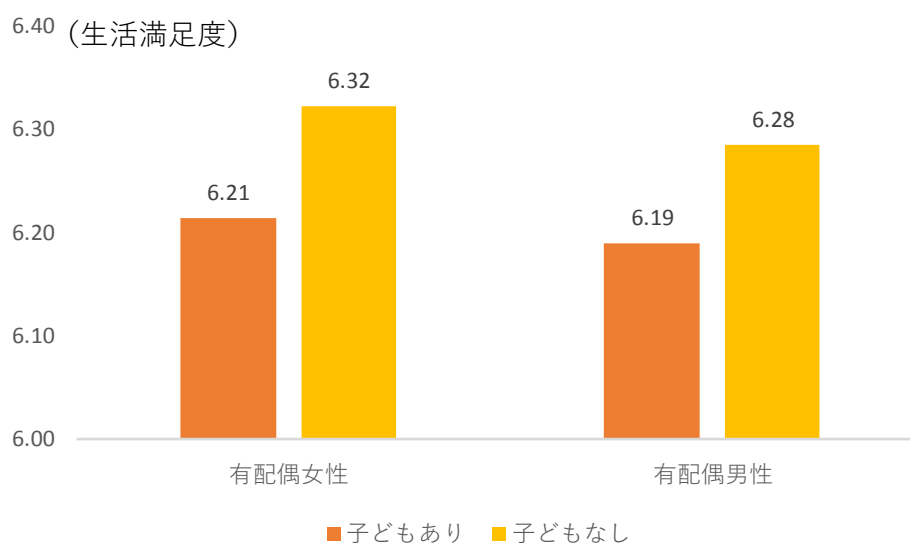
表 1 は、有配偶女性と有配偶男性の推計に使用した変数の基本統計量である⁷。表 1 が示すように、約 8 割の男女に子どもがおり、有配偶女性の平均年齢は約 68 歳で、有配偶男性の平均年齢は約 70 歳となっている。有配偶女性と有配偶男性の両方とも、中高卒の比率が最も高く、就業者よりも無業者の割合が高くなっている。

5 推計結果

5.1 基本推計

図 1 と図 2 は、それぞれ子どもの有無別に見た生活満足度と世帯所得満足度の平均値を示している。図 1 の結果が示すように、男女の両方において、子どものいる場合の生活満足度が低くなっていた。また、図 2 の結果が示すように、男女の両方において、子どものいる場合の世帯所得満足度が低くなっていた。これらの結果から、高齢期における子どもの存在は、生活満足度や世帯所得満足度といった主観的厚生を低下させると考えられる。

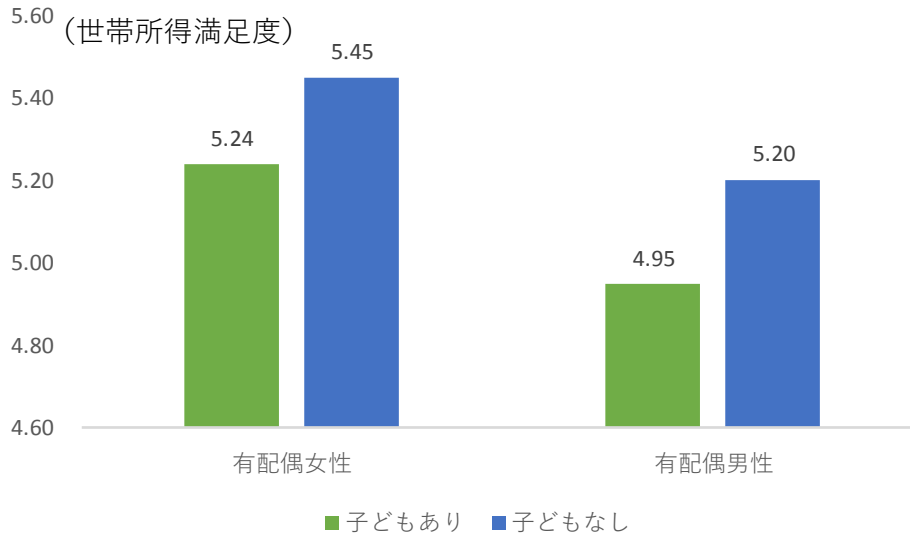
図 1 子どもの有無別に見た生活満足度の平均値



注 1：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。

⁷ PSM、IPWRA、Entropy Balancing を用いた場合、トリートメント・グループとコントロール・グループの各変数の差が消失するはずである。この点を Standardized differences によって検証した結果を Appendix の表 A1 と表 A2 に掲載した。表 A1 と表 A2 はウェイトを使用する前後で Standardized differences がどのように変化したのかを示している。なお、Normand et al. (2001)で指摘されるように、明確な基準はないものの、Standardized differences が 0.1 以下となる場合にトリートメント・グループとコントロール・グループの差が無視できるものと判断されることが多い。この基準で判断すると、すべての変数においてグループ間の差が消失していると判断できる。

図2 子どもの有無別に見た世帯所得満足度の平均値



注1：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のJHPSデータ(2009-2018)を使用。

表2は、OLS及びマッチング法で推計した子どもの存在が親の生活満足度と世帯所得満足度に及ぼす影響を示している。表中のPanel Aは有配偶女性の推計結果を示し、Panel Bは有配偶男性の推計結果を示している。なお、PSMではKernel matchingを使用している。まず、生活満足度と子どもの関係を見ると、有配偶男性と有配偶女性の両方において、子どもありダミーの係数が有意に負の値を示していた。この結果は、子どもがいる場合ほど生活満足度が低下することを意味する。係数の大きさに注目すると、女性の値が男性よりもやや高くなっていた。次に世帯所得満足度と子どもの関係を見ると、有配偶男性と有配偶女性の両方において、子どもありダミーの係数が有意に負の値を示していた。この結果は、子どもがいる場合ほど世帯所得満足度が低下することを意味する。

表2 子どもの存在が生活満足度と世帯所得満足度に及ぼす影響

	生活満足度					世帯所得満足度				
	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N
(Panel A: 有配偶女性)										
子どもありダミー	-0.181*** (0.069)	-0.167* (0.087)	-0.216*** (0.075)	-0.216*** (0.076)	4,587	-0.209** (0.090)	-0.353*** (0.103)	-0.189* (0.105)	-0.435*** (0.107)	4,587
(Panel B: 有配偶男性)										
子どもありダミー	-0.170*** (0.062)	-0.084 (0.081)	-0.149** (0.064)	-0.149** (0.064)	5,364	-0.236*** (0.083)	-0.359*** (0.102)	-0.169* (0.092)	-0.470*** (0.099)	5,364

注1：PSM以外の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。PSMではブートストラップ法

によって標準誤差を算出しており、その試行回数は 200 回である。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：いずれの推計でも説明変数として、本人の年齢とその二乗項、夫婦それぞれの学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、夫婦それぞれの就業状態、そして、年次ダミーを使用している。

注 4：PSM では Kernel Matching を使用している。

注 5：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用して筆者推計。

表 2 の推計結果と先行研究の結果を比較すると、明確な違いがある。ヨーロッパのデータを用いた先行研究では、子どもと高齢の親の主観的厚生との関係は、プラスまたは影響していないという結果であった。これに対して日本では、子どもの存在が主観的厚生にマイナスの影響を及ぼしていた。この原因の 1 つとして、日本における子どもの高齢期にもわたる経済的負担が影響している可能性がある。日本では 1990 年代初めのバブル崩壊以降、長期的な不況が発生し、非正規雇用の増加とともに経済的に不安定な若年層が増えてきた。このような若年層の増加は、未婚者比率の上昇の原因の 1 つになったとも考えられる。この若年層を取り巻く環境の変化が親子関係にも影響し、子が親に経済的に依存する期間を延ばしたため、子どもの及ぼす影響がマイナスになった可能性が考えられる。また、もう 1 つの可能性として、未婚同居子の影響が考えられる。穴戸(2007)が示すように、未婚同居子の存在は親の主観的厚生を低下させる。公表統計が示すように、未婚同居子の割合は持続的に増加しているため、子どもの存在が親の主観的厚生を低下させるようになった可能性がある。

5.2 ロバストネスチェック

表 2 で得られた結果の頑健性を確認するためにも、いくつかの分析を行っていく。1 つ目は分析対象を 65 歳以上に限定した推計である。これまでの分析では、労働市場から退出するタイミングとなる 60 歳に分析対象を限定したが、国連の世界保健機関(WHO)では、65 歳以上を高齢者と定義している。そこで、分析対象を 65 歳以上に限定した場合、推計結果が変化するのかを検証した。

表3 子どもの存在が生活満足度と世帯所得満足度に及ぼす影響(65歳以上の有配偶男女)

	生活満足度					世帯所得満足度				
	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N
(Panel A: 有配偶女性)										
子どもありダミー	-0.215*** (0.077)	-0.266*** (0.097)	-0.252*** (0.086)	-0.254*** (0.087)	3,203	-0.170* (0.102)	-0.406*** (0.123)	-0.207* (0.114)	-0.407*** (0.118)	3,203
(Panel B: 有配偶男性)										
子どもありダミー	-0.176** (0.069)	-0.084 (0.094)	-0.163** (0.075)	-0.161** (0.076)	4,006	-0.241** (0.092)	-0.387*** (0.107)	-0.196* (0.107)	-0.473*** (0.116)	4,006

注1: PSM 以外の ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。PSM ではブートストラップ法によって標準誤差を算出しており、その試行回数は200回である。

注2: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3: いずれの推計でも説明変数として、本人の年齢とその二乗項、夫婦それぞれの学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、夫婦それぞれの就業状態、そして、年次ダミーを使用している。

注4: PSM では Kernel Matching を使用している。

注5: 『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用して筆者推計。

表3は65歳以上の有配偶男女に分析対象を限定した場合の推計結果である。生活満足度と世帯所得満足度において、ほとんどの場合において子どもありダミーは負に有意な値を示していた。この結果は、65歳以上に限定しても子どもの存在が親の生活満足度や所得満足度を低下させることを意味する。また、生活満足度に対する子どもありダミーの係数は女性の方が男性よりもやや大きい傾向にあった。以上の結果から、年齢層を変更させても推計結果に大きな変化が見られないと言える。

2つ目の頑健性の確認として、子どもの存在が世帯の貯蓄額や負債額に及ぼす影響を検証する。これまでの分析結果から明らかなように、子どもの存在は、高齢の親の世帯所得満足度を低下させる。この背景には OECD 諸国の中でも相対的に高い教育費負担が影響していると考えられる。子どもの教育費負担が大きい場合、高齢期の金融資産がその分だけ減少している可能性がある。この点を確認するためにも、子どもの存在が世帯貯蓄額や世帯負債額に及ぼす影響を検証する。

表 4 子どもの存在が世帯貯蓄額と世帯負債額に及ぼす影響

	貯蓄額(万円)					負債額(万円)				
	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N
60歳以上										
(Panel A: 有配偶女性)										
子どもありダミー	-283.627*** (102.767)	-359.224** (147.754)	-578.266* (324.346)	-588.407** (287.404)	4,392	0.451 (40.562)	-4.376 (49.304)	11.306 (49.582)	17.397 (49.951)	4,392
(Panel B: 有配偶男性)										
子どもありダミー	-226.207** (89.310)	-240.825* (140.755)	-223.863 (171.107)	-342.253* (0.064)	5,126	0.866 (35.058)	51.508 (51.888)	46.872 (46.630)	38.925 (48.805)	5,126
65歳以上										
(Panel C: 有配偶女性)										
子どもありダミー	-144.420* (86.570)	-152.432 (92.753)	-147.260 (97.022)	-169.226* (99.516)	3,060	67.087** (28.539)	98.077*** (34.092)	110.932*** (35.720)	106.356*** (37.049)	3,060
(Panel D: 有配偶男性)										
子どもありダミー	-279.247** (89.310)	-343.883* (188.406)	-323.465 (253.134)	-435.279* (233.700)	3,835	43.480 (30.059)	101.049*** (35.069)	113.454*** (34.999)	110.408*** (36.213)	3,835

注 1：PSM 以外の () 内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。PSM ではブートストラップ法によって標準誤差を算出しており、その試行回数は 200 回である。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：いずれの推計でも説明変数として、本人の年齢とその二乗項、夫婦それぞれの学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、夫婦それぞれの就業状態、そして、年次ダミーを使用している。

注 4：世帯貯蓄額と世帯負債額の単位は万円であり、消費者物価指数を用いて実質化している。

注 5：PSM では Kernel Matching を使用している。

注 6：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用して筆者推計。

表 4 は子どもの存在が世帯貯蓄額と世帯負債額に及ぼす影響を示している⁸。世帯貯蓄額と世帯負債額の単位は万円であり、OLS、PSM、IPWRA、Entropy balancing の 4 つの手法で推計している。なお、推計結果の頑健性の確認のために、60 歳以上の有配偶男女だけでなく、65 歳以上の有配偶男女の推計結果も示している。まず、貯蓄額の推計結果を見ると、子どもありダミーが負に有意となる場合が多く、子どもがいる世帯ほど、貯蓄額が低くなる傾向があった。この傾向は 60 歳以上と 65 歳以上の両方の推計で共通している。これに対して世帯負債額の結果を見ると、60 歳以上の有配偶男女では子どもありダミーの係数は正になるものの、統計的に有意になっていなかった。しかし、65 歳以上の有配偶男女では、ほとんどの場合において子どもありダミーの係数が正に有意となっており、子どもがいる世

⁸子どもの有無別の世帯貯蓄額と世帯負債額の平均値は Appendix の図 B1 と図 B2 に掲載してある。これらの図は、子どもがいる場合ほど世帯貯蓄額が低く、世帯負債額が大きくなる傾向を示していた。

帯ほど負債額が大きくなる傾向があった。以上の結果から、子どもの存在は高齢期における世帯貯蓄額の低下と世帯負債額の増加につながっており、これが世帯所得満足度を低下させる原因の1つになっていると考えられる。

5.3 追加分析

これまでの分析では、日本における非常に低い婚外子の状況を考慮し、60歳以上の有配偶男女を分析対象としてきた。しかし、60歳以上の場合、配偶者との死別といった形で無配偶者になる場合も増加する。また、過去の離婚や未婚のままで出産を経験した場合、60歳以上の無配偶者でも子どもがいる場合がある。これらの場合、配偶者からのさまざまな支援が得られないぶん、子どもの存在がより重要となっている可能性がある。そこで、この点を考慮するためにも60歳以上の無配偶者⁹も分析対象に追加し、改めて子どもの及ぼす影響を検証した。

表5は無配偶者を追加した場合における生活満足度や世帯所得満足度への子どもの影響を示している¹⁰。表5の生活満足度の結果を見ると、男女とも子どもありダミーの係数が依然として負で有意である場合が多かった。しかし、表2や表3の結果と比較すると、表5の係数の大きさや有意水準は低くなっていた。具体的には、表5のPanel Aの女性の結果と表2の結果を比較すると、表5ではOLSとPSMの係数は有意でなくなり、IPWRA、Entropy balancingの係数も半分程度にまで低下していた。おおむね同じ傾向がPanel Cの65歳以上の女性でも観察されている。これに対して男性の場合、係数の有意水準は低下していたが、係数の大きさはわずかな減少にとどまっていた。以上の結果から、無配偶者をサンプルに追加すると推計結果に変化が生じており、子どものもたらすマイナスの影響が緩和されると言える。この影響は特に女性で大きく、配偶者のいない高齢女性にとって子どもの存在は、生活満足度の低下を抑制する可能性がある。

次に表5の世帯所得満足度の結果を見ると、男女とも子どもありダミーの係数が依然として負に有意である場合が多かった。しかし、Panel AとPanel Cの女性の場合、表2や表3の結果と比較して、係数の大きさが低下する場合が多かった。これに対してPanel BとPanel Dの男性の場合、表2や表3の結果と比較して、子どもありダミーの係数は必ずしも

⁹ 今回の分析で追加された無配偶者は、60歳以上の年齢で配偶者がいない男女を指している。これらの男女には①結婚を経験したことがない、②過去に離婚を経験、③過去に死別を経験といった3種類の可能性がある。しかし、JHPSデータでは2009年の調査開始前の結婚歴については調べていないため、調査開始時点で無配偶者である場合、未婚の原因が明確にわからないといった課題がある。この点はデータの課題であり、今後の改善が望まれる。なお、パネル調査開始以降の離婚や死別の経験については離婚ダミー及び死別ダミーを説明変数に追加してコントロールしている。また、説明変数には有配偶ダミーも新たに追加し、有配偶者と無配偶者の違いをコントロールしている。

¹⁰ 表5で使用した変数の基本統計量はAppendixの表A3に掲載してある。

低下していなかった。以上の結果から、世帯所得満足度でも無配偶者をサンプルに追加すると推計結果に変化が生じており、その影響は女性でやや大きいと言える。配偶者がいない女性にとって子どもは、経済面において頼れる存在となっており、世帯所得満足度の低下に寄与している可能性がある。

表 5 の推計結果とヨーロッパにおける先行研究を比較すると、興味深い違いがある。ヨーロッパでは婚外子の比率が日本よりも相対的に高いため、大半の研究で無配偶者と有配偶者の両方を含んだサンプルで分析を行っていた(Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hank and Wanger 2013; Hansen et al. 2009)。これらの研究では、高齢の親の主観的厚生に対する子どもの影響が観察されないことが多いことを明らかにしている。これに対して、表 5 の推計結果は先行研究と同じく無配偶者と有配偶者の両方を含んだサンプルで推計を行ったが、依然として子どもの影響はマイナスを示していた。この結果から、主観的厚生に対する子どものマイナスの影響は日本でより強いと言える。この背景として、子どもの係数が世帯所得満足でマイナスを示している点を考慮すると、子どもを持つことの経済的負担が影響していると考えられる。

表 5 子どもの存在が生活満足度と世帯所得満足度に及ぼす影響(無配偶者を追加)

	生活満足度					世帯所得満足度				
	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N
60歳以上										
(Panel A: 有配偶女性＋無配偶女性)										
子どもありダミー	-0.065 (0.063)	-0.067 (0.085)	-0.118* (0.068)	-0.118* (0.068)	5,675	-0.007 (0.080)	-0.218** (0.098)	-0.001 (0.085)	-0.314*** (0.094)	5,675
(Panel B: 有配偶男性＋無配偶男性)										
子どもありダミー	-0.134** (0.058)	-0.095 (0.069)	-0.142** (0.062)	-0.142** (0.062)	5,823	-0.142* (0.077)	-0.394*** (0.081)	-0.159* (0.088)	-0.478*** (0.094)	5,823
65歳以上										
(Panel C: 有配偶女性＋無配偶女性)										
子どもありダミー	-0.089 (0.071)	-0.144 (0.089)	-0.158* (0.085)	-0.156* (0.086)	4,113	0.007 (0.091)	-0.228** (0.113)	0.020 (0.096)	-0.321*** (0.109)	4,113
(Panel D: 有配偶男性＋無配偶男性)										
子どもありダミー	-0.150** (0.065)	-0.081 (0.078)	-0.131* (0.070)	-0.131* (0.070)	4,337	-0.169* (0.087)	-0.387*** (0.103)	-0.157 (0.103)	-0.482*** (0.114)	4,337

注 1：PSM 以外の ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。PSM ではブートストラップ法によって標準誤差を算出しており、その試行回数は 200 回である。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：いずれの推計でも説明変数として、本人の年齢とその二乗項、有配偶ダミー、離婚ダミー、死別ダミー、学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、就業状態、そして、年次ダミーを使用している。

注 4：PSM では Kernel Matching を使用している。

注 5：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用して筆者推計。

表 5 の推計結果から明らかなとおり、無配偶者をサンプルに追加すると子どもの及ぼす影響が変化する。この結果は、無配偶者における子どもの存在が有配偶者とは異なる可能性があることを示す。そこで、無配偶者にサンプルを限定した場合における子どもの影響を検証した。なお、無配偶者のサンプルサイズが小さいため、60 歳以上のみを分析対象としている¹¹。

表 6 の推計結果を見ると、男女ともほとんどの場合、生活満足度に対する子どもありダミーは統計的に有意な値を示していなかった。例外は男性の PSM の係数であり、正に有意な値を示していた。この結果は、子どもの存在が無配偶男性の生活満足度を増加させることを意味する。ただし、サンプルサイズが小さく、他の推計では有意な値を得られていないため、その解釈には注意が必要となる。次に世帯所得満足度の結果を見ると、男女ともすべての係数が正であり、OLS と IPWR で統計的に有意な値を示していた。これらの結果は、無配偶高齢男女にとって、子どもの存在が世帯所得満足度を高めていることを意味する。この結果から、配偶者のいない高齢の親に対して、子どもが何らかの経済的な支援を行い、所得満足度の向上に寄与している可能性がある。

表 6 子どもの存在が生活満足度と世帯所得満足度に及ぼす影響(無配偶者のみの推計)

	生活満足度					世帯所得満足度				
	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N	OLS	PSM	IPWR	Ebalance	N
(Panel A: 無配偶女性)										
子どもありダミー	0.194 (0.159)	0.097 (0.219)	-0.081 (0.191)	-0.085 (0.197)	982	0.440** (0.194)	0.142 (0.225)	0.493** (0.193)	0.014 (0.237)	982
(Panel B: 無配偶男性)										
子どもありダミー	0.220 (0.167)	0.378** (0.189)	0.205 (0.176)	0.217 (0.182)	395	0.584** (0.231)	0.186 (0.230)	0.539** (0.242)	-0.008 (0.268)	395

注 1：PSM 以外の ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。PSM ではブートストラップ法によって標準誤差を算出しており、その試行回数は 200 回である。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：いずれの推計でも説明変数として、本人の年齢とその二乗項、離婚ダミー、死別ダミー、学歴、世帯内の要介護者の有無、主観的健康度、対数世帯所得、就業状態、そして、年次ダミーを使用している。

注 4：PSM では Kernel Matching を使用している。

¹¹ 無配偶女性の平均年齢は 71.86 歳であり、子どもがいる割合は 74.1%であった。また、無配偶男性の平均年齢は 68.86 歳であり、子どもがいる割合は 47.6%であった。無配偶者に限定した場合の変数の基本統計量は Appendix の表 A4 に掲載してある。

注5：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のJHPS データ(2009-2018)を使用して筆者推計。

以上、表6の推計結果が示すように、無配偶者にサンプルを限定すると子どもの及ぼす影響が変化する。有配偶者のみの場合、子どもの生活満足度への影響はマイナスであったが、無配偶者のみではその影響が消失した。また、無配偶者のみの場合、子どもの所得満足度への影響はプラスへと転じていた。これらの背景として、配偶者がいないぶん、無配偶者における子どもの重要度が高くなっていることが考えられる。無配偶者の場合、子どもが配偶者のもたらす機能を代替し、高齢の親に対して何らかの支援を行っている可能性がある。その結果として、子どもの主観的厚生への改善効果がより強くなっていると考えられる。この結果は、子どものいる独居高齢者の方が対人関係、居住環境、食事における満足度が高いことを示した林ほか(2008)と整合的だと言える。

6 結論

これまでさまざまなデータを用い、親の主観的厚生への子どもの影響が検証されてきた(Blanchflower and Clark 2021; Di Tella et al. 2003; Margolis and Myrskylä 2011; Sato 2021; Stanca 2012)。この中で、高齢の親に対する子どもの影響を分析した研究結果を見ると、子どもの影響は、使用する主観的厚生の指標や国によって異なる結果を示しており、必ずしも統一的な見解が得られていない(Dykstra and Wagner 2007; Gibney et al. 2017; Hank and Wanger 2013; Hansen et al. 2009; Neuberger and Preisner 2018)。また、先行研究の大半はヨーロッパのデータを用いており、その他の地域での子どもの影響についてはあまり分析されていない。そこで、本研究では日本のパネルデータを用い、60歳以上の高齢の親の主観的厚生に対して、子どもの及ぼす影響を検証した。本稿の分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、有配偶の男女の場合、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。また、子どもの存在は世帯貯蓄額を低下させ、世帯負債額を増加させる傾向があった。これらの結果から、日本では子どもを持つことの経済的負担が大きく、その影響が生活満足度を低下させる原因の1つになっていると考えられる。2点目は、有配偶者と無配偶者の両方を分析対象とした場合でも、子どもの存在は生活満足度と世帯所得満足度を低下させていた。ただし、有配偶者のみの場合と比較して、子どもの及ぼすマイナスの影響は、特に女性において小さくなっていた。3点目は、無配偶者のみの場合、子どもの生活満足度へのマイナスの影響は消失していた。また、子どもの存在は世帯所得満足度を向上させていた。これらの結果から、高齢の親に配偶者がいない場合、子どもが生活面や経済面での支援を行い、親の主観的厚生を高めている可能性が考えられる。

以上の分析結果の中でも特に注目されるのが親の配偶状態によって子どもの及ぼす影響が変化している点である。親が有配偶の場合だと子どもの生活満足度への影響はマイナスであったが、親が無配偶だと子どもの影響が見られなくなっていた。この背景には、親が無

配偶だと子どもの果たす役割に変化が生じ、親の生活面等の支援を行うようになっている可能性がある。配偶状態によって子どもの及ぼす影響が変化するという点は、先行研究では明らかにされておらず、本研究の貢献の 1 つだと言える。これまでのヨーロッパのデータを用いた研究でも、配偶状態別の子どもの影響に差が生じている可能性があり、この点は今後の研究で分析される必要があるだろう。

本稿の分析結果のうち、子どもの生活満足度へのマイナスの影響は、先行研究の結果とは異なっていた。この違いの背景には、依然として残る性別役割分業意識、高い教育費負担、そして未婚同居子の増加といった日本の状況が影響していると考えられる。Neuberger and Preisner (2018)や Huijts et al. (2013)が指摘するように、分析対象国の直面する経済・福祉状況や社会規範によって子どもの及ぼす影響が変化すると考えられ、今後他の地域のデータを用いた研究でもまた異なった結果が得られる可能性がある。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本研究では子どもの有無と親の主観的厚生の関係について検証してきたが、子どもの同居、就業、配偶状態まで考慮していなかった。宍戸(2007)の分析結果が示唆するように、同居していても、その子どもが有配偶か無配偶かによって子どもの及ぼす影響が変化する可能性がある。また、子どもの就業状態によっても同じく子どもの影響が変化する可能性がある。これら子どもの及ぼす影響の異質性についての検証は、今後の研究課題である。また、本研究では日本のデータを用いた分析を行ったが、韓国、中国、台湾といった他のアジア地域における子どもの影響について検証した研究は多くなく、実証分析の蓄積が望まれる。中国では子どもと同居する親の抑うつ症状が低下することが分かっているのに対して(Yuan et al. 2021)、韓国や台湾に関する研究は少なく、その実態の解明が望まれる。

Appendix

表 A1 PSM、IPWRA、Entropy Balancing を用いた前後の
Standardized differences の変化(有配偶女性)

		PSM		IPWRA		Ebalance	
		Raw	Weighted	Raw	Weighted	Raw	Weighted
夫婦の個人属性							
年齢		-0.250	0.037	-0.250	0.093	-0.250	0.000
年齢の2乗項		-0.250	0.039	-0.250	0.092	-0.250	0.000
妻の学歴	専門・短大卒	-0.047	-0.012	-0.047	0.005	-0.047	0.000
	大卒以上	0.157	0.045	0.157	-0.042	0.157	0.000
夫の学歴	専門・短大卒	0.056	0.025	0.056	0.025	0.056	0.000
	大卒以上	0.077	-0.009	0.077	-0.051	0.077	0.000
世帯内に介護者あり		0.025	0.009	0.025	-0.072	0.025	0.000
主観的健康度		0.010	-0.021	0.010	-0.024	0.010	0.000
対数世帯所得		0.353	0.061	0.353	-0.035	0.353	0.000
妻の就業形態	就業	0.177	-0.016	0.177	-0.069	0.177	0.000
夫の就業形態	就業	0.272	0.039	0.272	-0.024	0.272	0.000
N		4,587		4,587		4,587	

注 1：分析対象は 60 歳以上の有配偶男女である。

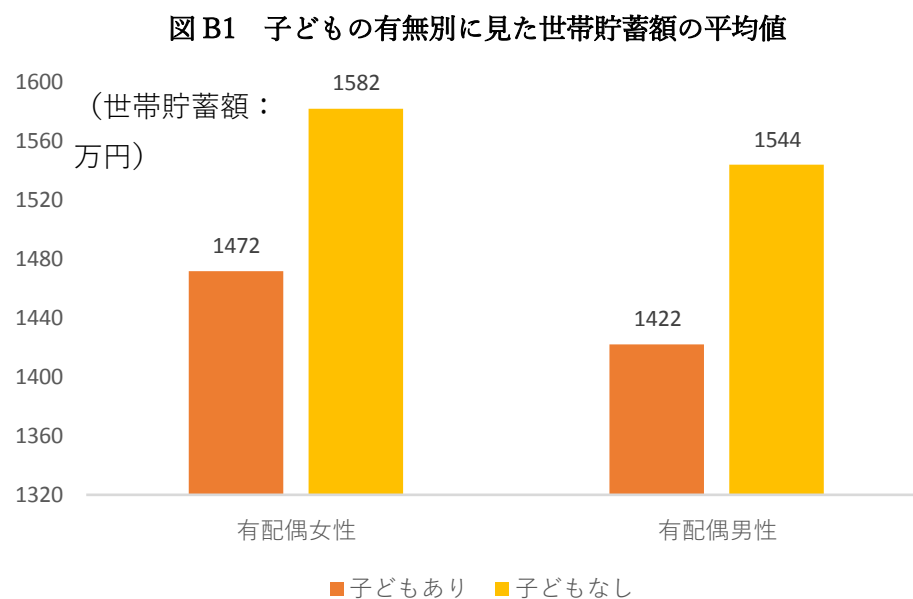
注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。

表 A2 PSM、IPWRA、Entropy Balancing を用いた前後の
Standardized differences の変化(有配偶男性)

		PSM		IPWRA		Ebalance	
		Raw	Weighted	Raw	Weighted	Raw	Weighted
夫婦の個人属性							
年齢		-0.207	0.024	-0.207	0.067	-0.207	0.000
年齢の2乗項		-0.206	0.026	-0.206	0.067	-0.206	0.000
妻の学歴	専門・短大卒	0.026	0.006	0.026	0.008	0.026	0.000
	大卒以上	0.145	0.035	0.145	-0.021	0.145	0.000
夫の学歴	専門・短大卒	0.061	0.018	0.061	0.000	0.061	0.000
	大卒以上	0.087	0.008	0.087	-0.016	0.087	0.000
世帯内に介護者あり		0.074	0.036	0.074	0.015	0.074	0.000
主観的健康度		0.025	0.009	0.025	-0.001	0.025	0.000
対数世帯所得		0.38	0.067	0.38	0.035	0.38	0.000
妻の就業形態	就業	0.194	-0.011	0.194	-0.036	0.194	0.000
夫の就業形態	就業	0.34	0.038	0.34	-0.008	0.34	0.000
N		5,346		5,346		5,346	

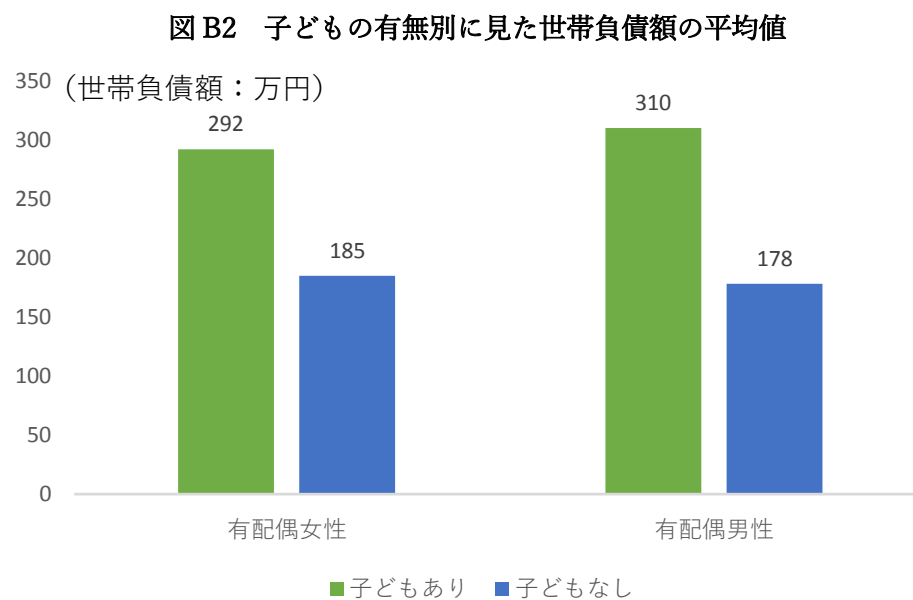
注 1：分析対象は 60 歳以上の有配偶男女である。

注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。



注 1：分析対象は 60 歳以上の有配偶男女である。

注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。



注 1：分析対象は 60 歳以上の有配偶男女である。

注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。

表 A3 基本統計量(有配偶者＋無配偶者)

		有配偶女性＋無配偶女性 (60歳以上)			有配偶男性＋無配偶男性 (60歳以上)			有配偶女性＋無配偶女性 (65歳以上)			有配偶男性＋無配偶男性 (65歳以上)		
		合計 平均値	子どもあり 平均値	子どもなし 平均値	合計 平均値	子どもあり 平均値	子どもなし 平均値	合計 平均値	子どもあり 平均値	子どもなし 平均値	合計 平均値	子どもあり 平均値	子どもなし 平均値
主観的厚生													
生活満足度	生活満足度	6.218	6.220	6.209	6.177	6.186	6.144	6.273	6.267	6.292	6.271	6.267	6.284
世帯所得満足度	世帯所得満足度	5.190	5.186	5.204	4.992	4.968	5.077	5.235	5.224	5.275	5.181	5.141	5.322
子どもの有無													
子ども関連の変数	子どもあり	0.786	1	0	0.785	1	0	0.775	1	0	0.776	1	0
個人属性													
年齢		68.808	68.645	69.404	69.611	69.410	70.345	71.330	71.232	71.669	72.178	72.024	72.714
年齢の2乗項		4769.753	4746.690	4854.237	4886.131	4857.119	4991.840	5112.785	5098.062	5163.529	5237.500	5214.311	5317.886
配偶状態	有配偶	0.827	0.837	0.791	0.932	0.959	0.835	0.798	0.800	0.791	0.940	0.959	0.873
	死別	0.006	0.006	0.006	0.001	0.001	0.001	0.007	0.007	0.006	0.001	0.001	0.001
	離婚	0.001	0.000	0.002				0.001	0.000	0.002			
本人の学歴	中高卒	0.772	0.768	0.785	0.606	0.597	0.637	0.814	0.815	0.811	0.640	0.633	0.663
	専門・短大卒	0.131	0.127	0.145	0.035	0.036	0.033	0.107	0.100	0.133	0.036	0.035	0.036
	大卒以上	0.097	0.105	0.070	0.359	0.367	0.329	0.079	0.085	0.056	0.324	0.331	0.301
世帯内に介護者あり		0.139	0.141	0.133	0.153	0.157	0.136	0.114	0.114	0.111	0.131	0.134	0.123
主観的健康度		3.251	3.248	3.264	3.232	3.246	3.182	3.210	3.201	3.242	3.212	3.216	3.199
対数世帯所得		6.067	6.123	5.864	6.177	6.241	5.943	5.986	6.038	5.807	6.097	6.154	5.898
本人の就業状態	就業	0.332	0.343	0.293	0.477	0.508	0.362	0.258	0.265	0.234	0.358	0.389	0.252
N		5,675	4,458	1,217	5,823	4,569	1,254	4,113	3,188	925	4,337	3,366	971

注 1：分析対象は 60 歳以上の男女である。

注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。

表 A4 基本統計量(無配偶者のみ)

		無配偶女性			無配偶男性		
		合計	子どもあり	子どもなし	合計	子どもあり	子どもなし
		平均値	平均値	平均値	平均値	平均値	平均値
主観的厚生							
生活満足度	生活満足度	6.210	6.306	5.933	5.765	6.144	5.420
世帯所得満足度	世帯所得満足度	4.796	4.944	4.374	4.830	5.388	4.324
子どもの有無							
子ども関連の変数	子どもあり	0.741	1	0	0.476	1	0
個人属性							
年齢		71.860	72.467	70.122	68.863	69.734	68.072
年齢の2乗項		5210.080	5295.536	4965.154	4788.281	4911.638	4676.246
配偶状態	死別	0.035	0.037	0.028	0.010	0.016	0.005
	離婚	0.003	0.001	0.008			
本人の学歴	中高卒	0.837	0.843	0.819	0.600	0.622	0.580
	専門・短大卒	0.077	0.066	0.110	0.053	0.027	0.077
	大卒以上	0.086	0.091	0.071	0.347	0.351	0.343
世帯内に介護者あり		0.116	0.113	0.126	0.149	0.154	0.145
主観的健康度		3.253	3.228	3.323	3.142	3.282	3.014
対数世帯所得		5.613	5.710	5.334	5.697	5.935	5.480
本人の就業状態	就業	0.398	0.386	0.433	0.516	0.543	0.493
N		982	728	254	395	188	207

注 1：分析対象は 60 歳以上の無配偶の男女である。

注 2：『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の JHPS データ(2009-2018)を使用。

参考文献

- 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>.
- 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.
- Dykstra, P. A. (2009). Older adult loneliness: Myths and realities. *European Journal of Ageing*, 6(2), 90–101.
- Dykstra, P. A., & Wagner, M. (2007). Pathways to childlessness and late-life outcomes. *Journal of Family Issues*, 28(11), 1487–1517.
- Gibney, S., Delaney, L., Codd, M., & Fahey, T. (2017). Lifetime childlessness, depressive mood and quality of life among older Europeans. *Social Indicators Research*, 130(1), 305–323.
- Hainmueller, J., (2011). Ebalance: a Stata package for entropy balancing. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., (2012). Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25–46.
- Hainmueller, J., Xu, Y., (2013). ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing. *Journal of Statistical Software*, 54(7), 1-18.
- Hank, K., & Wagner, M. (2013). Parenthood, marital status, and well-being in later life: Evidence from SHARE. *Social Indicators Research*, 114(2), 639–653.
- Hansen, T. (2012). Parenthood and happiness: A review of folk theories versus empirical evidence. *Social Indicators Research*, 108(1), 29–64.
- Hansen, T., Slagsvold, B., & Moum, T. (2009). Childlessness and psychological well-being in midlife and old age: An examination of parental status effects across a range of outcomes. *Social Indicators Research*, 94(2), 343–362.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme," *Review of Economics and Statistics*, 64, 605–654.
- Higgs, P., Hyde, M., Wiggins, R., & Blane, D. (2003). Researching quality of life in early old age: The importance of the sociological dimension. *Social Policy and Administration*, 37(3), 239–252.
- 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.

- Huijts, T., Kraaykamp, G., & Subramanian, S. V. (2013). Childlessness and psychological well-being in context: A multilevel study on 24 European countries. *European Sociological Review*, 29(1), 32–47.
- Imbens, G. W., Wooldridge, J. M., (2009). Recent developments of the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47, 5-86.
- Johar, M., and Maruyama, S. (2014), DOES CORESIDENCE IMPROVE AN ELDERLY PARENT'S HEALTH?, *J. Appl. Econ.*, 29, 965– 983, doi: 10.1002/jae.2339
- Kobayashi, E., Liang, J., Sugawara, I., Fukaya, T., Shinkai, S., & Akiyama, H. (2015). Associations between social networks and life satisfaction among older Japanese: Does birth cohort make a difference? *Psychology and Aging*, 30(4), 952-966.
- Margolis, R., & Myrskylä, M. (2011). A global perspective on happiness and fertility. *Population and Development Review*, 37, 29–56.
- Maruyama, S., 2012. *Inter Vivos Health Transfers: Final Days of Japanese Elderly Parents*. UNSW Australian School of Business Research Paper No. 2012ECON20. Available at: SSRN: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2028711>.
- Motel-Klingebiel, A., Tesch-Roemer, C., & Kondratowitz, H.-J. (2003). The role of family for quality of life in old age: A comparative perspective. In V. L. Bengtson & A. Lowenstein (Eds.), *Global aging and challenges to families* (pp. 327–355). New York: Aldine de Gruyter.
- Neuberger, F.S., & Preisner, (2018). K. Parenthood and Quality of Life in Old Age: The Role of Individual Resources, the Welfare State and the Economy. *Social Indicators Research*, 138(1), 353–372.
- Normand, S. L. T., Landrum, M. B., Guadagnoli, E., Ayanian, J. Z., Ryan, T. J., Cleary, P. D., & McNeil, B. J. (2001) Validating recommendations for coronary angiography following an acute myocardial infarction in the elderly: A matched analysis using propensity scores. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54, 387–398.
- OECD(2019). *Education at a Glance 2019*, https://www.oecd-ilibrary.org/education/total-expenditure-on-educational-institutions-as-a-percentage-of-gdp-by-final-source-of-funds-2016_1a9c3d86-en.
- Sato, K. (2021). Who is Happier in Japan, a Housewife or Working Wife?. *Journal of Happiness Studies*. <https://doi.org/10.1007/s10902-021-00411-3>.
- 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.
- 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.

- Tosi, M., & Grundy, E. (2018). Returns home by children and changes in parents' well-being in Europe. *Social Science and Medicine*, 200, 99–106.
- Toulemon, L. (1996). Very few couples remain voluntarily childless. *Population*, 8, 1–27.
- Wooldridge, J. M., (2007). Inverse probability weighted estimation for general missing data problems. *Journal of Econometrics* 141, 1281-1301.
- Wooldridge, J. M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.
- Yuan, Zq., Zheng, X. & Hui, E.C.M. (2021). Happiness Under One Roof? The Intergenerational Co-residence and Subjective Well-Being of Elders in China. *Journal of Happiness Studies*, 22, 727–765.
- 穴戸邦章(2007)「高齢期における幸福感規定要因の男女差について — JGSS-2000/2001 統合データに基づく検討」日本版 General Social Surveys 研究論文集[6] JGSS で見た日本人の意識と行動 JGSS Research Series No.3.
- 林暁淵・岡田進一・白澤政和(2008)「大都市独居高齢者における子どもの有無、子どもとの関係が日常生活満足度および全体的生活満足度に及ぼす影響」『厚生指標』,55(3), 16-22.
- 山田昌弘(1999)『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房