

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

Are housewives really happiest?

Kazuma Sato

31 March, 2018

DP2017-010

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/4395/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2018

Are housewives really happiest?

Kazuma Sato

PDRC Keio DP2017-010

31 March, 2018

JEL Classification: J12,J13

Keywords: housewife;happiness

Abstract

This study compares the happiness of housewife and working mother by considering the existence of children. The result show that the housewife without children is the happiest. After that, happiness was high in the order of working wife without children, working housewife with children, working wife with children. Similar results are gained in the analysis using marital satisfaction.

Kazuma Sato

Faculty of Political Science and Economics, Takushoku University

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

ksqwt864@gmail.com

Acknowledgement: Acknowledgement : This work was supported by Grant-in-Aid for Scientific Research (B) 17KT0037 2017～2020.

専業主婦が本当に一番幸せなのか[†]

佐藤一磨*

要約

専業主婦は働く妻よりも幸せなのか。我が国の女性を取り巻く社会環境を考えた場合、この疑問の答えは明確だ。日本では性別役割分業意識が色濃く残っているため、妻に家事・育児負担が偏る傾向が強い。この結果、働く妻は仕事と家庭の両方の負担を背負うこととなり、専業主婦よりも幸福度が低くなると予想される。しかし、子どもの存在を考慮した場合、この関係はそのまま維持されるのだろうか。子どもの養育には多くの時間が必要となるだけでなく、精神的・肉体的な負担も大きい。この子どもの有無を明示的に考慮し、専業主婦と働く妻を分類した場合、幸福度の大小関係に変化が生じる可能性がある。具体的には、子どものいる専業主婦と子どものいない働く妻を比較した場合、どちらの幸福度が大きいのだろうか。また、子どものいない専業主婦と子どものいない働く妻を比較した場合、どちらの幸福度が大きいのだろうか。本稿ではこの点を家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を用いて検証した。分析の結果、次の5点が明らかになった。

1点目は、子どもの有無を考慮した結果、最も幸福度が高かったのは、子どものいない専業主婦であった。次いで子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順に幸福度が高かった。この結果は、必ずしもすべての専業主婦の幸福度が高いわけではなく、子どもがいる場合、専業主婦の幸福度は子どものいない働く妻よりも低いことを示している。この背景には、子どもを養育する際の女性の負担が大きいことが影響していると考えられる。

2点目は、働く妻の就業形態の違いを考慮した結果、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦であったが、2番目に幸福度が高かったのは子どものいない正規雇用で働く妻であった。この結果は、正規雇用で働く際の高い所得や仕事からの満足度が幸福度の向上に寄与した可能性があることを示している。次いで子どものいない非正規雇用で働く妻、子どものいる専業主婦の順に幸福度が高かった。

3点目は、子どもの数の違いを考慮した場合、子どものいない専業主婦、子どものいない働く妻、子ども1人の専業主婦、子ども1人の働く妻、子ども2人の専業主婦の順に幸福

[†] 本稿の作成にあたり公益財団法人家計経済研究所が実施した『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。本稿の作成にあたり、影山純二教授(明海大学)、寺村絵里子准教授(明海大学)、萩原里紗講師(明海大学)から貴重なコメントをいただいた。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

度が高かった。また、子どもが3人以上いる場合、専業主婦と働く妻の幸福度に差は見られなかった。これらの結果から、子どもの数が多いほど妻の幸福度が低下する傾向にあることがわかった。

4点目は、夫婦関係満足度を用いて同じ分析を行った場合、いずれの場合でも幸福度とほぼ同様の結果を得た。

5点目は、バブル崩壊前の学卒と後の学卒で妻の幸福度の大きさを比較した結果、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度の方が高かった。この原因の1つとして、バブル崩壊後の学卒グループほど、子どものいない働く妻の増加が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の分析結果の中でも特に重要なのは、女性の子育て負担が大きく、幸福度が低下してしまうという点である。このような幸福度の低下が新たな出産の抑制につながっている可能性もあるため、女性の負担を緩和するサポートが必要だと言える。

1 問題意識

専業主婦は働く妻よりも幸せなのか。我が国の女性を取り巻く社会環境を考えた場合、この疑問の答えは明確だ。日本では性別役割分業意識が色濃く残っており、夫は外で働き、妻が家事・育児を主に行うといった傾向が強い(Lee and Ono 2008)。この役割分担は、たとえ妻が働く場合でも変わらないことが多く、妻の家事・育児時間が夫よりも圧倒的に多いことが指摘されている(平成 18 年度 厚生労働白書; 松田 2000)。このため、働く妻は仕事と家事・育児の両方の負担を背負うこととなる。この結果、働く妻と専業主婦の幸福度を比較すると、専業主婦の方が働く妻よりも高いことが予想される。

しかし、本当にすべての専業主婦が働く妻よりも幸せなのだろうか。ここで注意が必要となるのは、子どもの存在だ。子どもの養育には多くの時間が必要となるだけでなく、その安全と健康の管理には精神的・金銭的な負担も大きい。特に子どもが就学前だと親のサポートは必要不可欠となる。このように子どもが家庭にいるかどうかによって、家事・育児時間が大きく異なり、精神的、肉体的な負担も違ってくる。この負担は幸福度にも影響すると考えられ、実際にいくつかの研究では子どもの存在によって女性の幸福度が低下することが指摘されている(萩原 2012; Lee and Ono 2008)。

このような子どもの有無を考慮した場合、専業主婦と働く妻の相対的な幸福度の大きさに変化が生じる可能性がある。具体的には、子どものいる専業主婦と子どものいない専業主婦を比較した場合、家事・育児の負担から、後者の幸福度の方が大きいと予想される。また、子どものいる働く妻と子どものいない働く妻を比較した場合、同じく家事・育児の負担から、後者の幸福度の方が大きいと予想される。それでは、子どものいる専業主婦と子どものいない働く妻を比較した場合、どちらの幸福度が大きいのだろうか。子どもの存在は妻の家事・育児負担を増加させるため、幸福度を低下させる。これに対して就業によって得られる所得は妻の経済的自由を向上させるため、幸福度を増加させる。これらの相対的な大きさによってどちらの幸福度が大きいのかが決定されるが、その大小関係は明確ではない。また、子どものいない専業主婦と子どものいない働く妻を比較した場合、どちらの幸福度が大きいのだろうか。子どもがいない場合、家事による負担は小さい。ここでもし所得による経済的自由が妻の幸福度を大きく上昇させる場合、働く妻の方が専業主婦よりも幸福度が高くなる可能性がある。しかし、所得による上昇効果よりも仕事と家事の両立の負担が大きい場合、専業主婦の方が働く妻よりも幸福度が高くなる可能性がある。これらについてもその大小関係は明確ではない。

以上から明らかなように、子どもの有無を考慮すると、専業主婦の方が働く妻よりも幸福だとは必ずしも言えない可能性がある。専業主婦の幸福度に関する研究は徐々に増えているものの(Nye 1963; Ferree 1976a, b, 1984; Clark 1997; Argyle 2001; Treas et al 2011; Başlevant and Kirmanoğlu 2017)、子どもの有無を明示的な形で考慮した研究はまだない。そこで、本稿では子どもの有無を考慮したうえで、専業主婦と働く妻の幸福度について分析

する。使用データは家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』である。

先行研究と比較した場合の本稿の特徴は、次の2点である。1点目は、同一の対象者を複数年にわたって追跡調査したパネルデータを活用し、各個人固有の効果をコントロールしている点である。幸福度といった主観的厚生指標を使用する場合、各個人の幸福の感じ方に違いが存在する可能性がある(富岡 2010)。調査対象者の中にはもともと楽天的で幸福度の高い人もいれば、悲観的で幸福度の低い人もいる。もし、もともと楽天的な人ほど専業主婦になっている場合、専業主婦であることが幸福度に及ぼす影響を過大に計測する恐れがある。また、もし逆にもともと悲観的な人ほど働く妻になっている場合、働く妻であることが幸福度に及ぼす影響を過少に計測する恐れがある。このように、もともとの幸福度の水準の違いを考慮しないと、専業主婦や働く妻であることが幸福度に及ぼす影響を適切に検証できない。そこで、この課題に対処するためにも、もともとの幸福度の水準を考慮できる Fixed Effect (FE) モデルを使用する。2点目は、子どもの有無だけでなく、その数や働く妻の就業形態も考慮して分析している点である。子どもの数が一人の場合と二人、三人以上では家事・育児負担に大きな差が生じる。また、妻の就業形態が正規雇用なのか、非正規雇用なのか、それとも自営業なのかといった点は、所得の大きさや家庭と仕事の両立に必要となる負担の大きさに差をもたらすと考えられる。これらの違いも考慮したうえで分析する。

予め本稿の分析によって得られた結果をまとめると、次の5点となる。1点目は、子どもの有無を考慮した結果、最も幸福度が高かったのは、子どものいない専業主婦であった。次いで子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順に幸福度が高かった。この結果は、必ずしもすべての専業主婦の幸福度が高いわけではなく、子どもがいる場合、専業主婦の幸福度は子どものいない働く妻よりも低いことを示している。この背景には、子どもを養育する際の女性の負担が大きいことが影響していると考えられる。2点目は、働く妻の就業形態の違いを考慮した結果、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦であったが、2番目に幸福度が高かったのは子どものいない正規雇用で働く妻であった。この結果は、正規雇用で働く際の高い所得や仕事からの満足度が幸福度の向上に寄与した可能性があることを示している。次いで子どものいない非正規雇用で働く妻、子どものいる専業主婦の順に幸福度が高かった。3点目は、子どもの数の違いを考慮した場合、子どものいない専業主婦、子どものいない働く妻、子ども1人の専業主婦、子ども1人の働く妻、子ども2人の専業主婦の順に幸福度が高かった。また、子どもが3人以上いる場合、専業主婦と働く妻の幸福度に差は見られなかった。これらの結果から、子どもの数が多いほど妻の幸福度が低下する傾向にあることがわかった。4点目は、夫婦関係満足度を用いて同じ分析を行った場合、いずれの場合でも幸福度とほぼ同様の結果を得た。5点目は、バブル崩壊前の学卒と後の学卒で妻の幸福度の大きさを比較した結果、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度の方が高かった。この原因の1つとして、バブル崩壊後の学卒グループほど、子どものいない働く妻の増加が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の分析結果が示すように、子どもの有無は専業主婦と働く妻の幸福度に見え

い影響をもたらしている。子どもの存在による幸福度や夫婦関係満足度の低下の背景には、妻の大きな家事・育児負担があるため、これを解消する社会環境の醸成が必要不可欠だと考えられる。

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節では推計手法について述べる。第5節では推計結果について述べ、最後の第6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

専業主婦と働く妻の幸福度について、社会学や経済学の観点から、理論と実証に関するさまざまな分析が行われてきた。理論面では専業主婦の幸福度の方が高いことを支持する仮説と働く妻の幸福度の方が高いことを支持する仮説がある。前者の仮説では、仕事と家庭の両立の際に生じる葛藤と社会規範の観点から、専業主婦の幸福度が高くなると考えている。専業主婦の場合、仕事と家事・育児の両方を行う必要がなく、時間的な制約が少ない。これがストレスの低下につながり、専業主婦の主観的厚生を向上させる。このような仕事と家庭の両立の際に生じる葛藤がないことが働く妻よりも専業主婦の主観的厚生が高い背景にあると考える研究は多い(Allen et al. 2000; Clark 2005; Reynolds and Aletraris 2006; Grözinger et al. 2008; Wooden et al. 2009; Holly and Mohnen 2012; Wunder and Heineck 2013)。また、性別役割分業意識が強い社会の中では、妻が家事・育児に専念することが多い。この場合、社会に出て働く妻は多くの人々が考える社会規範と対立することになるため、さまざまな困難に直面する¹。これが働く妻の主観的厚生を低下させるが、専業主婦はそのような困難に直面しないため、働く妻よりも主観的厚生が高くなると考えられる(Crompton and Lyonette 2005)。

働く妻の幸福度の方が高いことを支持する仮説では、就業による経済的自立や社会的ネットワークの拡大が主な原因だと考えている。所得が高いほど、消費が拡大し、生活満足度が向上する。また、所得が高いほど経済的に自立することが可能となるだけでなく、家庭内における妻の交渉力の向上につながる(Lundberg et al 1997)。交渉力が向上すると、自分の意向が家計内の意思決定に反映されやすくなるため、家庭生活における満足度が上昇すると考えられる。実際、妻の所得の増加が結婚満足度や妻の主観的厚生を向上させることがわかっている(Rogers and DeBoer 2001; Lee and Ono 2008)。また、女性の場合、就業によって形成される人的なネットワークからさまざまな支援を得ることが可能となり、ストレスの低下につながる場合があると指摘されている(Morrison 2009)。

以上から明らかなおおり、専業主婦と働く妻のそれぞれがより高い主観的厚生を持つと考える仮説が存在する。実際の実証分析の結果を見ると、これらの理論を反映してか、専業

¹ 女性が直面する困難としては、組織内においてある一定以上の昇進が困難となる「ガラスの天井」や低い地位や所得から抜け出しにくくなる「床への張り付き」がある(Hara 2016)。

主婦の方が高い主観的厚生を持つとする研究もあれば、逆の結果となる研究もあり、その大小関係は明確ではない(Nye 1963; Ferree 1976a, b, 1984; Wright 1978; Clark 1997; Argyle 2001)。この背景には、使用される主観的厚生指標の違い(Treas et al. 2011)や分析対象国の違いといった点が影響を及ぼしている可能性が考えられる。

近年の研究を見ると、クロスカントリーデータを用いた分析が徐々に増加している。これらの研究成果を見ると、その国が直面する社会環境によって分析結果が異なる。例えば、アメリカと日本のデータを用いた Lee and Ono (2008)は、日本の女性だと専業主婦の結婚満足度が高いものの、アメリカの女性だと専業主婦と働く妻に統計的に有意な差が存在しないことを明らかにしている。また、28 カ国のデータを用いた Treas et al. (2011)は専業主婦の幸福度は正規雇用で働く妻よりは高いものの、非正規雇用で働く妻と有意な差がないことを明らかにした。さらに、European Social Survey を使用した Başlevent and Kirmanoğlu (2017)は、World Economic Forum によって作成された Global Gender Gap Index を用いて女性の活躍度を考慮すると、女性が社会で活躍する場合ほど働く妻の生活満足度が専業主婦よりも高いことを明らかにした。なお、この研究では女性の活躍度を考慮しないと、専業主婦と働く妻の生活満足度には有意な差が存在しないことも指摘している。

クロスカントリーデータを用いた分析結果が示すように、各国の社会環境、特に女性の社会進出の度合いによって専業主婦と働く妻の主観的厚生の大小関係が異なってくる。我が国の場合、以前と比較して女性の社会進出は進んでいる。専業主婦がいる世帯と共働き世帯の数を見ると、1980 年代では圧倒的に専業主婦がいる世帯が多かったが、徐々に共働き世帯が増加し、1993 年以降は共働き世帯の方が多くなっている。また、女性の大学進学率を見ると、50%近くなっており、男性との差は縮小している。このように我が国では女性の社会進出が進んでいるものの、他国と比較すると十分に女性が活躍しているとは言えない。2017 年の World Economic Forum の Global Gender Gap Index²を見ると、日本は 144 カ国中、114 位であり、先進国の中でも低い順位となっている。また、日本では性別役割分業意識が依然として強く、妻に家事・育児の負担が集中する傾向がある。これらの状況を考えると、日本では専業主婦の主観的厚生の方が働く妻よりも高いと考えられる³。この点に関しては、Lee and Ono (2008)と筒井他(2010)で確認されている。しかし、これらの研究では子どもの有無を明示的に考慮しておらず、専業主婦と働く妻の主観的厚生について再度検討する余地が残っている。そこで本稿では、子どもの有無によって専業主婦と働く妻を再分類し、主観的厚生に違いがあるかどうかを検証する。

² <https://www.weforum.org/reports/the-global-gender-gap-report-2017>

³ 総務省『就業構造基本調査』から、夫の所得が高いほど妻の有業率が低くなることが確認できる。この結果は専業主婦のいる世帯ほど、経済的に裕福であることを示している。このような経済的余裕が専業主婦の主観的厚生の向上に寄与している可能性がある。なお、推計では夫の勤労所得を説明変数に使用することでこの点を考慮した分析も行っている。

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 22 回目調査の 2014 年までとなっており、分析では全期間のデータを使用している。以下では 1993 年から 2014 年までのデータを JPSC1993-JPSC2014 と呼ぶこととする。なお、JPSC1997、JPSC2003、JPSC2008 及び JPSC2013 で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。

今回は夫が就業している有配偶女性にサンプルを限定している。主観的厚生指標として幸福度を使用するが、幸福度は JPSC1995 以降からしか存在しないため、分析対象期間を JPSC1995-JPSC2014 に限定する。使用する変数の欠損値を除外した結果、分析対象は 2,505 人の有配偶女性となり、全期間で 21,493 の観測数となった。

4 推計手法

本稿の目的は専業主婦と働く妻の幸福度の違いを定量的に明らかにすることである。今回は(1) 専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析、(2)子どもの有無を考慮した場合の専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析、(3) 子どもの有無及び働く妻の就業形態を考慮した場合の専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析、(4)子どもの有無及び子どもの人数を考慮した場合の専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析の 4 種類の推計を行う。

(1)の推計を行う場合、次の誘導型モデルを FE OLS で推計する。

$$Y_{it} = \beta_1 H_{it} + \beta_2 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i は観察された個人、 t は観察時点を示す。 Y_{it} は t 期の有配偶女性の幸福度である。この幸福度は「あなたは幸せだと思っていますか。それとも、不幸だと思っていますか。」といった質問を用いており、回答は「1 とても幸せ」から「5 とても不幸」の 5 段階となっている。分析では数値を逆にとり、値が大きいほど幸福度が高いように定義した⁴。

H_{it} は専業主婦ダミーである。JPSC では調査対象者の就業状態について毎年質問しており、回答の選択肢には「1 仕事についている」、「2 求職中」、「3 学生」、「4 専業主婦」、「5 その他の無職」がある。専業主婦ダミーは「4 専業主婦」を選んだ場合に 1、「1 仕事についている」を選んだ場合に 0 とする。この変数の係数が正に有意な値を示した場合、専業主婦の方が働く妻よりも幸福度が高いことを意味する。これに対して、係数が負に有意

⁴ JPSC では幸福度以外だと生活満足度も使用できるが、今回使用した変数や推計手法を用いた結果、幸福度とほぼ同じ結果を得ることができている。

であった場合、働く妻の方が専業主婦よりも幸福度が高いことを意味する。

X_{it} は個人属性であり、妻の年齢、妻の勤労所得(万円)、夫の勤労所得(万円)、親と同居・近居ダミー、夫の平日の家事・育児時間(分)、夫の休日の家事・育児時間(分)、妻の平日の家事・育児時間(分)、妻の休日の家事・育児時間(分)を使用している。これらの変数はコントロール変数として使用している。なお、妻が専業主婦である場合、勤労所得は0となっている。

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、 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。なお、推計結果の頑健性を確認するために、Random Effect (RE) Ordered Logit でも推計する。RE Ordered Logit の場合、 X_{it} に夫と妻の学歴も変数に追加して推計している⁵。

(2)の推計を行う場合、次の誘導型モデルをFE OLS と RE Ordered Logit で推計する。

$$Y_{it} = \beta_1 H_nochi_{it} + \beta_2 W_nochi_{it} + \beta_3 H_chi_{it} + \beta_4 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式と(1)式との違いは、 H_{it} の代わりに使用されている H_nochi_{it} 、 W_nochi_{it} 、 H_chi_{it} の3つの変数である。 H_nochi_{it} は専業主婦で子どもがいないことを示すダミー変数であり、 W_nochi_{it} は働く妻で子どもがいないことを示すダミー変数である。 H_chi_{it} は専業主婦で子どもがいることを示すダミー変数である。これら3つの変数のレファレンスグループとして、働く妻で子どもがいる場合を使用する⁶。

(2)式の分析では、子どもがいる働く妻と比較して、どの場合に幸福度が高くなっているのかを検証する。もし子どもの養育の負担が仕事と家庭の両立による負担よりも大きかった場合、幸福度の大きさは子どものいない専業主婦、子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順になると予想される⁷。しかし、逆に仕事と家庭の両立による負担が子どもの養育の負担よりも大きかった場合、幸福度の大きさは子どものいない専業主婦、子どものいる専業主婦、子どものいない働く妻、子どものいる働く妻の順になると予想される。

(3)の推計を行う場合、次の誘導型モデルをFE OLS と RE Ordered Logit で推計する。

$$Y_{it} = \beta_1 H_nochi_{it} + \beta_2 W_nochi_f_{it} + \beta_3 W_nochi_p_{it} + \beta_4 W_nochi_s_{it}$$

⁵ 夫と妻の学歴は分析期間中に変動しないため、FE OLS では説明変数として使用できない。

⁶ 子どもをもつことを強く望む女性の場合、子育てを重視し、専業主婦を選択する可能性がある。また、子どもを持つことを望まない女性の場合、働くことを選択する可能性が考えられる。このように子どもをもつことへの考えが就業選択に影響し、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。子どもをもつことへの考えは分析期間中に変動が少ないと予想されるため、この影響については、FE OLS を活用することによってある程度コントロールできると考えられる。

⁷ 子どものいる働く妻は子育ての負担と仕事と家庭の両立のための負担を背負うため、最も幸福度が低いと考えられる。

$$+\beta_5 H_chi_{it} + \beta_6 W_chi_f_{it} + \beta_7 W_chi_s_{it} + \beta_8 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式と(1)式との違いは、 H_{it} の代わりに使用されている $W_nochi_f_{it}$ 、 $W_nochi_p_{it}$ 、 $W_nochi_s_{it}$ 、 $W_chi_f_{it}$ 、 $W_chi_s_{it}$ の5つの変数である。 $W_nochi_f_{it}$ は子どもがいない正規雇用で働く妻を示すダミー変数であり、 $W_nochi_p_{it}$ は子どもがいない非正規雇用で働く妻を示すダミー変数である。 $W_nochi_s_{it}$ は子どもがいない自営業等で働く妻を示すダミー変数である。また、 $W_chi_f_{it}$ は子どものいる正規雇用で働く妻を示すダミー変数であり、 $W_chi_s_{it}$ は子どものいる自営業等で働く妻を示すダミー変数である。これら5つの変数のレファレンスグループとして、子どもがいる非正規雇用で働く場合を使用する。

(3)式の分析では、働く妻の就業形態を考慮した場合、幸福度の大きさがどのように異なるのかといった点に注目する。もし所得による幸福度上昇効果が仕事と家庭の両立負担よりも大きかった場合、正規雇用で働く妻の幸福度が働く妻の中でも最も高くなると予想される。しかし、仕事と家庭の両立負担が所得による幸福度上昇効果よりも大きかった場合、自営業や非正規雇用の方が正規雇用よりも幸福度が高くなると予想される。どちらの傾向が見られるのかを分析で確認する。

(4)の推計を行う場合、次の誘導型モデルをFE OLS と RE Ordered Logit で推計する。

$$Y_{it} = \beta_1 H_nochi_{it} + \beta_2 W_nochi_{it} + \beta_3 H_chi1_{it} + \beta_4 H_chi2_{it} + \beta_5 H_chi3over_{it} + \beta_6 W_chi1_{it} + \beta_7 W_chi2_{it} + \beta_8 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式と(1)式との違いは、 H_{it} の代わりに使用されている H_chi1_{it} 、 H_chi2_{it} 、 $H_chi3over_{it}$ 、 W_chi1_{it} 、 W_chi2_{it} の5つの変数である。 H_chi1_{it} は子どもが1人の専業主婦を示すダミー変数であり、 H_chi2_{it} は子どもが2人の専業主婦を示すダミー変数である。 $H_chi3over_{it}$ は子どもが3人以上の専業主婦を示すダミー変数である。また、 W_chi1_{it} は子どもが1人の働く妻を示すダミー変数であり、 W_chi2_{it} は子どもが2人の働く妻を示すダミー変数である。これら5つの変数のレファレンスグループとして、子どもが3人以上の働く妻の場合を使用する。

(4)式の分析では、子どもの数の違いを考慮した場合、幸福度の大きさがどのように異なるのかといった点に注目する。子どもの数が多いほど育児負担が増加すると考えられるため、子どもの数が多いほど幸福度が低下すると予想される。このため、子どもが1人の専業主婦や働く妻だと幸福度がその他の場合よりも高くなると考えられ、実際にその傾向が見られるかどうかを検証する。

以上の4つの推計を行っていく。推計に使用した変数の基本統計量は表1に掲載してある。表1では全サンプルだけでなく、子どもの有無で分類した専業主婦と働く妻の基本統計量も掲載してある。これらの変数について見ると、夫と妻の大卒割合は子どものいない働く妻で最も高く、子どものいる働く妻で最も低い傾向にあった。次に妻の勤労収入について

見ると、子どものいない働く妻の方が子どものいる働く妻よりも 89 万円ほど高かった。また、夫の勤労所得について見ると、専業主婦世帯の方が働く妻の世帯よりも高かった。親との同居・近居状況については、子どもがいる働く妻で親と同居・近居の割合が最も高かった。おそらく、家事・育児のサポートを得るためだと考えられる。

表 1 基本統計量

変数	全サンプル 平均値	子どもなし専業主婦 平均値	子どもなし働く妻 平均値	子どもあり専業主婦 平均値	子どもあり働く妻 平均値
幸福度	3.92				
専業主婦ダミー	0.43				
子どもなし専業主婦ダミー	0.04				
子どもなし働く妻ダミー	0.10				
子どもあり専業主婦ダミー	0.39				
子どもあり働く妻ダミー	0.47				
子どもなし正規雇用で働く妻ダミー	0.05				
子どもなし非正規雇用で働く妻ダミー	0.04				
子どもなし自営業等で働く妻ダミー	0.01				
子どもあり正規雇用で働く妻ダミー	0.13				
子どもあり非正規雇用で働く妻ダミー	0.27				
子どもあり自営業等で働く妻ダミー	0.07				
子ども1人専業主婦ダミー	0.11				
子ども2人専業主婦ダミー	0.19				
子ども3人以上専業主婦ダミー	0.09				
子ども1人働く妻ダミー	0.10				
子ども2人働く妻ダミー	0.26				
子ども3人以上働く妻ダミー	0.12				
妻の年齢	36.69	33.88	33.49	35.22	38.78
妻の学歴：中高卒	0.46	0.39	0.34	0.46	0.50
妻の学歴：専門・短大卒	0.40	0.39	0.35	0.41	0.40
妻の学歴：大卒・大学院卒	0.14	0.22	0.31	0.14	0.10
夫の学歴：中高卒	0.49	0.41	0.37	0.45	0.56
夫の学歴：専門・短大卒	0.16	0.15	0.18	0.16	0.15
夫の学歴：大卒・大学院卒	0.35	0.45	0.45	0.40	0.29
妻の勤労所得(万円)	98.26	0.00	245.05	0.00	156.45
夫の勤労所得(万円)	485.26	501.38	437.25	530.62	456.51
親と同居・近居ダミー	0.50	0.27	0.35	0.43	0.61
夫の平日の家事・育児時間(分)	37.67	9.36	20.00	39.17	42.21
夫の休日の家事・育児時間(分)	162.43	39.44	59.47	209.32	154.22
妻の平日の家事・育児時間(分)	402.92	289.03	147.58	616.64	287.70
妻の休日の家事・育児時間(分)	452.80	232.67	227.88	553.34	432.77
サンプルサイズ	21,493	765	2,109	8,424	10,195

注 1：分析対象は夫が就業している有配偶女性である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

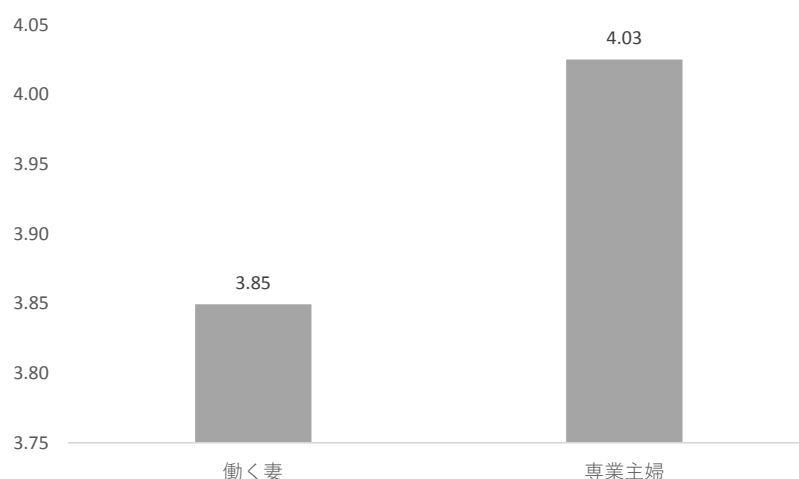
最後に夫と妻の家事・育児時間について見ると、次の3つの特徴が確認できる。1点目は、妻の家事・育児時間の方が夫の家事・育児時間よりも圧倒的に多かった。平日における夫婦間の差(妻の家事・育児時間÷夫の家事・育児時間)は、7～31倍であり、休日では3～6倍となっていた。やはり妻に家事・育児が偏っていると言える。2点目は、子どもがいると家事・育児時間が大きく増加していた。子どもがいる場合といない場合では、同じ専業主婦であっても家事・育児時間に2.1～2.4倍の差が生まれていた。また、働く妻の場合、家事・育児時間の差は約1.9倍であった。3点目は、子どもがいる場合、夫の休日の家事・育児時間が増加していた。子どもがいない場合、夫の休日と平日の家事時間の差は3.0～4.2倍であったが、子どもがいる場合、その差は3.7～5.3倍へと上昇していた。子どもの有無によって休日の夫の家事・育児時間の絶対量に大きな差が存在している。

5 推計結果

5.1 専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析

図1は専業主婦と働く妻の幸福度の平均値を示している。この結果は、専業主婦の方が働く妻よりも幸福度が高いことを示している。その差は0.18であり、平均値の差の検定の結果、1%水準で統計的に有意な差があることが確認された。この結果はさまざまな個人属性や観察できない個人効果をコントロールしていないため、解釈には注意が必要であるが、やはり専業主婦の方が幸せであることを示している。

図1 専業主婦と働く妻の幸福度の平均値



出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表2はFE OLS 及び RE Ordered Logit による推計結果を示している。表2のうち、(1)か

ら(3)まではFE OLSによる推計結果であり、(4)から(6)はRE Ordered Logitによる推計結果である。(1)及び(4)は年次ダミーのみを説明変数に使用した結果であり、(2)及び(5)は妻の年齢、夫・妻の学歴、夫・妻の勤労所得を説明変数に追加している。(3)及び(6)はさらに親と同居・近居ダミー、夫・妻の平日の家事・育児時間、夫・妻の休日の家事・育児時間を説明変数に追加している。なお、表3、表4、表5でも表2と同じ変数の使用方法をとっている。

表2の推計結果を見ると、(1)から(6)のすべてにおいて、専業主婦ダミーが1%水準で正に有意となっていた。この結果は、働く妻と比較して、専業主婦の幸福度の方が高いことを意味しており、Lee and Ono (2008)や筒井他(2010)といった先行研究と整合的である。なお、これら先行研究では主にクロスセクションデータを使用していたため、観察できない個人効果を考慮できていない。表2の結果は、観察できない個人効果をコントロールしても依然として専業主婦の幸福度の方が高いことを示しており、専業主婦の幸福度の高さを示すと言える。

表2 専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
専業主婦ダミー	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.34*** (0.06)	0.32*** (0.07)	0.24*** (0.08)
妻の年齢	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
妻の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
夫の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
親と同居・近居ダミー	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLOGIT	RE OLOGIT	RE OLOGIT
決定係数	0.07	0.07	0.08			
対数尤度				-18917.64	-18667.14	-18613.45
個人数	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505
サンプルサイズ	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493

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。

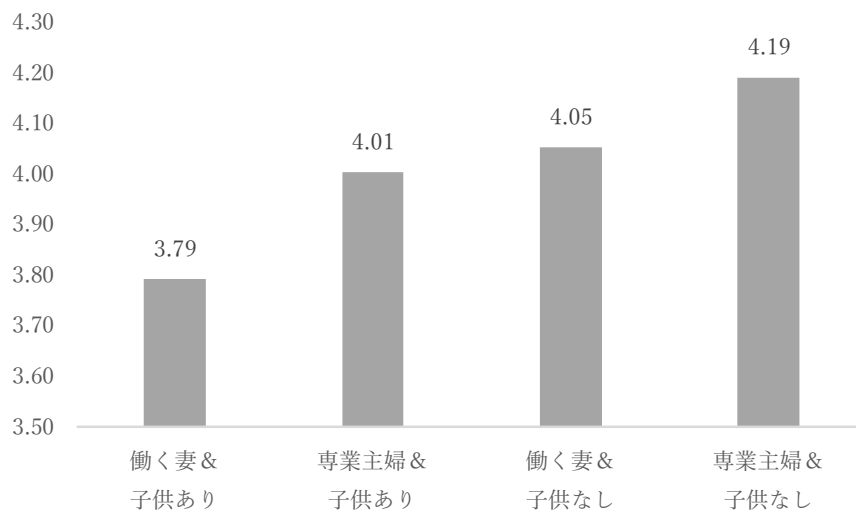
注3)：ハウスマン検定の結果、(1)から(3)のすべての場合において、RE OLSよりもFE OLSが採択されている。

注4)：JPSC1993-JPSC2014から、筆者推計。

5.2 子どもの有無を考慮した幸福度に関する分析

図2は子どもの有無によって再分類した専業主婦と働く妻の幸福度の平均値を示している。この結果を見ると、最も幸福度が高かったのは、子どものいない専業主婦であった。次いで子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順に幸福度が高かった。この結果は、必ずしもすべての専業主婦の幸福度が高いわけではなく、子どもがいる場合、専業主婦の幸福度は子どものいない働く妻よりも低いことを示している。この背景には、子どもを養育する際の女性への過大な負担が影響していると考えられる。なお、4つの分類の中でも子どものいる働く妻は、子育てだけでなく、仕事の負担が重くのしかかるため、幸福度が最も低くなっていると考えられる。

図2 子どもの有無を考慮した場合の専業主婦と働く妻の幸福度の平均値



出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表3の推計結果を見ると、(1)から(6)のすべてにおいて、子どもなし専業主婦ダミー、子どもなし働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーが正に有意となっていた。この結果は、子どもがいる働く妻と比較して、それ以外の専業主婦や働く妻の幸福度が高いことを示している。係数の大きさに注目すると、最も大きいのは子どもなし専業主婦ダミーであり、次いで子どもなし働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーの順になっていた。この結果は図2と整合的であり、必ずしもすべての専業主婦が働く妻よりも幸せだとは言えないことを示している。

以上の結果の中でも特に注目されるのは、子どもがいない働く妻の方が子どものいる専業主婦よりも幸福度が高い点だ。この結果は、専業主婦の子どもの養育による負担が子どものいない働く妻の仕事と家庭の両立による負担よりも大きいことを示唆する。それだけ

子育てに付随する負担が大きいことを示しているが、この負担の具体的な内容として、保育の責任からくる心理的負荷、保育・家事時間による個人の自由時間の減少、夫婦間の家事・育児の分担比率に起因した不満等が考えられる。これらはいずれも他者が原因となっており、自分でコントロールできない部分も多い。これが子どものいる専業主婦の幸福度を低下させている可能性がある⁸。

表3 子どもの有無を考慮した場合の専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子どもなし専業主婦ダミー	0.23*** (0.04)	0.24*** (0.04)	0.26*** (0.05)	1.41*** (0.15)	1.11*** (0.15)	1.18*** (0.16)
子どもなし働く妻ダミー	0.11*** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.95*** (0.13)	0.56*** (0.13)	0.69*** (0.14)
子どもあり専業主婦ダミー	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.04** (0.02)	0.43*** (0.07)	0.33*** (0.07)	0.18** (0.08)
(ref: 子どもあり働く妻ダミー)						
妻の年齢	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
妻の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
夫の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
親と同居・近居ダミー	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLOGIT	RE OLOGIT	RE OLOGIT
決定係数	0.07	0.07	0.08			
対数尤度				-18848.66	-18636.52	-18574.79
個人数	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505
サンプルサイズ	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493

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)：ハウスマン検定の結果、(1)から(3)のすべての場合において、RE OLS よりも FE OLS が採択されている。

注4)：JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

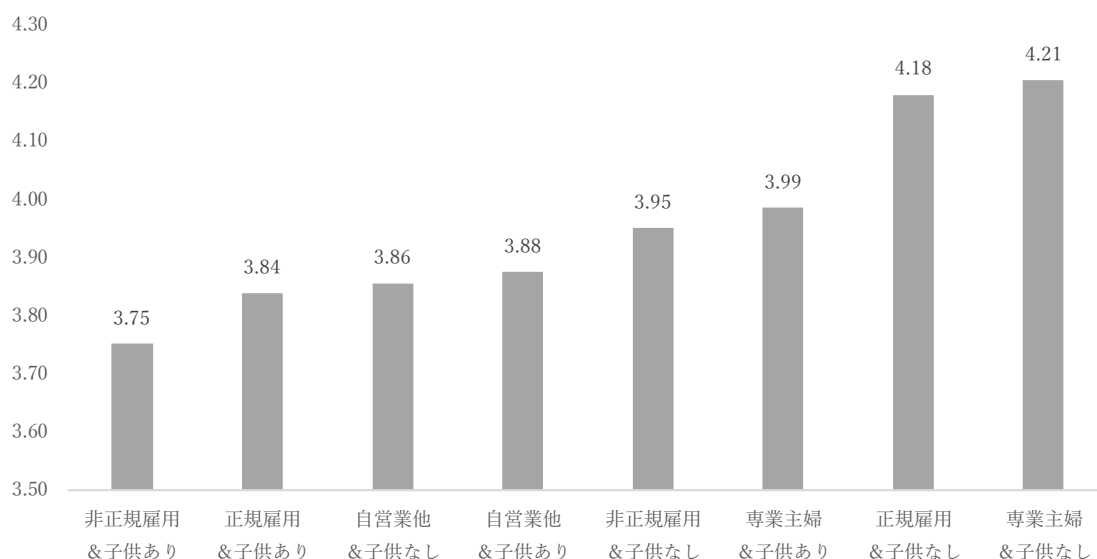
5.3 子どもの有無及び働く妻の就業形態を考慮した幸福度に関する分析

図3 は子どもの有無と働く妻の就業形態によって再分類した専業主婦と働く妻の幸福度

⁸ Kageyama & Matsuura(2016)は子どもの存在が金銭面に関する満足度を低下させることを指摘しており、金銭面における負担が幸福度を低下させている可能性も考えられる。

の平均値を示している。この結果を見ると、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦であったが、2番目に幸福度が高かったのは子どものいない正規雇用で働く妻であった。次いで子どものいる専業主婦、子どものいない非正規雇用で働く妻、子どもがいる自営業等で働く妻、子どもがいない自営業等で働く妻、子どもがいる正規雇用で働く妻、そして、子どもがいる非正規雇用で働く妻の順に幸福度が高かった。以上の結果の中でも、子どものいない正規雇用で働く妻の幸福度が2番目に高いのは注目に値する。この背景には、正規雇用で働く際の高い所得や仕事からの満足度が幸福度の向上に寄与している可能性がある。また、子どもがいる非正規雇用で働く妻の幸福度が最も低くなっている点も興味深い。この背景には、非正規雇用のため正規雇用ほど所得が高くなく、家事・育児の負担もあると言った点が影響を及ぼしていると考えられる。

図3 子どもの有無と働く妻の就業形態を考慮した場合の
専業主婦と働く妻の幸福度の平均値



出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表4の推計結果を見ると、(1)から(6)のすべての場合において、子どもなし専業主婦ダミー、子どもなし正規雇用で働く妻ダミー、子どもなし非正規雇用で働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーが正に有意な値を示していた。この結果は、これらの変数が子どものいる非正規雇用で働く妻と比較して幸福度が高いことを示している。係数の大きさに注目すると、子どもなし専業主婦ダミーが最も大きく、次いで子どもなし正規雇用で働く妻ダミー、子どもなし非正規雇用で働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーの順となっていた。この結果の中でも、子どもがいない正規雇用で働く妻の方が子どものいる専業主婦の幸福度よりも高いという点が注目に値する。正規雇用で働く場合、仕事と家庭の両立負担がのしかか

り、幸福度が低くなると予想されるが、子どもがいないためにその負担も小さく、非正規雇用よりも高い所得が幸福度の向上に寄与したと考えられる。

推計結果のうち、子どもなし自営業等で働く妻ダミー、子どもあり正規雇用で働く妻ダミー、子どもあり自営業等で働く妻ダミーはいずれも有意な値となっていなかった。この結果は、これらの変数が子どものいる非正規雇用で働く妻と幸福度に有意な差がないことを示す。中でも自営業等の場合、子どもの有無にかかわらず、幸福度が低くなっていた。自営業の場合、今回の推計で考慮した変数以外の要因が幸福度を低下させていると考えられる。

表4 子どもの有無と働く妻の就業形態を考慮した場合の
専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子どもなし専業主婦ダミー	0.23*** (0.04)	0.23*** (0.04)	0.26*** (0.05)	1.40*** (0.16)	1.09*** (0.16)	1.17*** (0.16)
子どもなし正規雇用で働く妻ダミー	0.16*** (0.05)	0.17*** (0.06)	0.22*** (0.06)	1.23*** (0.19)	0.80*** (0.21)	0.95*** (0.22)
子どもなし非正規雇用で働く妻ダミー	0.09* (0.05)	0.10** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.80*** (0.16)	0.49*** (0.16)	0.62*** (0.17)
子どもなし自営業等で働く妻ダミー	-0.03 (0.11)	-0.01 (0.11)	0.02 (0.11)	0.23 (0.36)	0.05 (0.38)	0.14 (0.38)
子どもあり専業主婦ダミー	0.08*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.04* (0.02)	0.45*** (0.07)	0.33*** (0.08)	0.17** (0.08)
子どもあり正規雇用で働く妻ダミー	0.03 (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.10 (0.11)	0.08 (0.12)	0.11 (0.12)
子どもあり自営業等で働く妻ダミー	0.00 (0.04)	0.00 (0.04)	-0.00 (0.04)	0.01 (0.13)	0.08 (0.13)	0.05 (0.13)
(ref: 子どもあり非正規雇用で働く妻ダミー)						
妻の年齢	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
妻の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
夫の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
親と同居・近居ダミー	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLOGIT	RE OLOGIT	RE OLOGIT
決定係数	0.07	0.07	0.08			
対数尤度				-18840.70	-18632.22	-18569.96
個人数	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505
サンプルサイズ	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493

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。

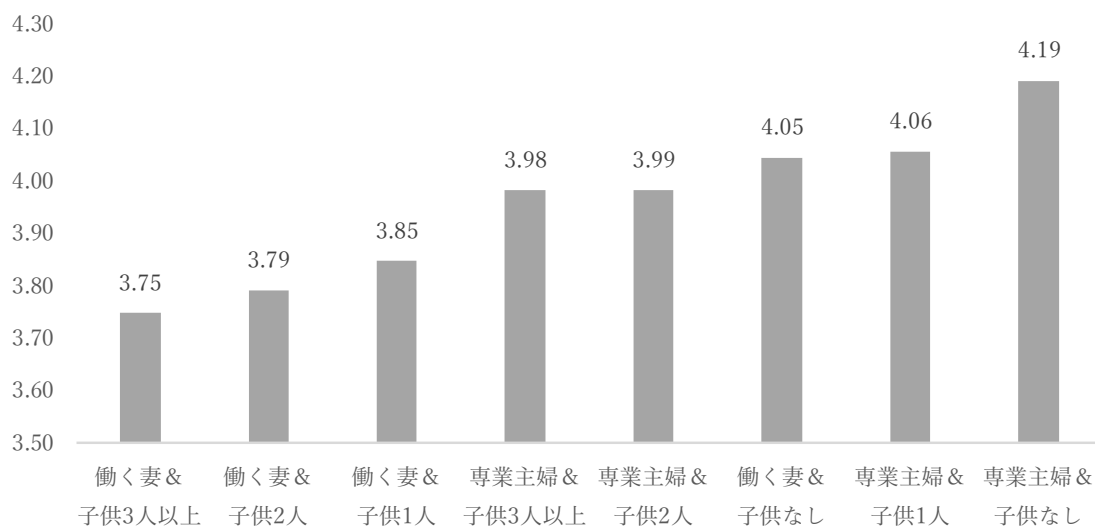
注 3) : ハウスマン検定の結果、(1)から(3)のすべての場合において、RE OLS よりも FE OLS が採択されている。

注 4) : JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

5.4 子どもの有無及び子どもの人数を考慮した幸福度に関する分析

図4は子どもの有無と子どもの数によって再分類した専業主婦と働く妻の幸福度の平均値を示している。この結果を見ると、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦であった。次いで、子ども1人の専業主婦、子どもがいない働く妻、子どもが2人の専業主婦、子どもが3人以上の専業主婦、子どもが1人の働く妻、子どもが2人の働く妻、子どもが3人以上の働く妻の順になっていた。これらの結果から、専業主婦と働く妻の両方において、子どもの数が少ないほど、妻の幸福度が高い傾向にある。背景には子どもの数が増えるほど、育児負担が増大するためだと考えられる。

図4 子どもの有無と子どもの数を考慮した場合の
専業主婦と働く妻の幸福度の平均値



出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表5の推計結果を見ると、(1)から(6)のすべての場合において、子どもなし専業主婦ダミー、子どもなし働く妻ダミー、子ども1人専業主婦ダミー、子ども2人専業主婦ダミー、子ども1人働く妻ダミーが正に有意な値を示していた。この結果は、これらの変数が子ども3人以上の働く妻と比較して幸福度が高いことを示している。係数の大きさに注目すると、子どもなし専業主婦ダミーが最も大きく、次いで子どもなし働く妻ダミー、子ども1人専業主婦ダミー、子ども1人働く妻ダミー、そして、子ども2人専業主婦ダミーの順となっていた。これらの結果から、子どもがいない場合の妻の幸福度が高いと言える。また、子どもが2人、3人以上の場合よりも、子どもが1人の幸福度の方が高くなっていた。これらの結果は、子どもの数に比例して子育て負担が増加することを反映していると考えられる。

なお、推計結果のうち、(3)または(6)で子ども3人以上専業主婦ダミーが有意ではなかった。この結果は、さまざまな個人属性を考慮すると、3人以上の子どもを持つ働く妻と専業主婦の幸福度に差が見られなくなることを意味する。おそらく、子どもが3人以上となると専業主婦でもその負担は大きく、生活上のさまざまな制約が多くなり、幸福度が低下するためだと考えられる。

表5 子どもの有無と子どもの数を考慮した場合の
専業主婦と働く妻の幸福度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子どもなし専業主婦ダミー	0.32*** (0.06)	0.33*** (0.06)	0.36*** (0.06)	1.91*** (0.19)	1.35*** (0.20)	1.43*** (0.21)
子どもなし働く妻ダミー	0.20*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.25*** (0.06)	1.45*** (0.17)	0.81*** (0.18)	0.94*** (0.19)
子ども1人専業主婦ダミー	0.18*** (0.05)	0.19*** (0.05)	0.16*** (0.05)	1.16*** (0.15)	0.71*** (0.16)	0.54*** (0.16)
子ども2人専業主婦ダミー	0.11*** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.08* (0.04)	0.70*** (0.14)	0.41*** (0.15)	0.26* (0.15)
子ども3人以上専業主婦ダミー	0.07* (0.04)	0.07* (0.04)	0.04 (0.04)	0.40*** (0.14)	0.31** (0.14)	0.17 (0.15)
子ども1人働く妻ダミー	0.11** (0.05)	0.12** (0.05)	0.12** (0.05)	0.74*** (0.16)	0.36** (0.17)	0.35** (0.17)
子ども2人働く妻ダミー	0.04 (0.04)	0.04 (0.04)	0.04 (0.04)	0.28** (0.14)	0.10 (0.14)	0.10 (0.14)
(ref: 子ども3人以上働く妻ダミー)						
妻の年齢	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
妻の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の学歴	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
夫の勤労所得(万円)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
親と同居・近居ダミー	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	Yes	No	No	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLOGIT	RE OLOGIT	RE OLOGIT
決定係数	0.07	0.08	0.08			
対数尤度				-18812.55	-18625.34	-18564.98
個人数	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505	2,505
サンプルサイズ	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493	21,493

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) : ハウスマン検定の結果、(1)から(3)のすべての場合において、RE OLS よりも FE OLS が採択されている。

注 4) : JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

5.5 追加検討事項：推計結果の頑健性の検討

これまでの分析の結果、子どもの有無を考慮すると、専業主婦と働く妻の幸福度の大小関係に違いが見られることがわかった。本項では 2 つの要因を新たに考慮しても推計結果に大きな変化が見られないかといった頑健性について検証する。1 つ目の要因は、結婚期間である。子どもがいない専業主婦や働く妻といった状態は結婚直後の数年間に見られる場合が多い。この期間だと結婚によって幸福度が向上しており(萩原 2012)、その効果に変数に取り込まれ、推計結果が過大に計測されている可能性がある。この影響をコントロールしても推計結果が同じ傾向を示すかどうかを確認する。推計では結婚期間を新たに説明変数に追加することでこの影響をコントロールする⁹。もし結婚直後ほど幸福度が高いといった点が大きな影響を及ぼしている場合、子どものいない専業主婦や働く妻の係数が統計的に有意ではなくなる可能性がある。逆に結婚期間の影響が小さかった場合、子どものいない専業主婦や働く妻の係数は有意な値をとり続けると考えられる。2 つ目に追加で考慮する要因は、資産である。表 1 で確認したように、専業主婦世帯ほど夫の勤労収入が高い。この勤労収入が資産の蓄積に寄与し、専業主婦の幸福度を向上させている可能性がある¹⁰。この影響をコントロールしても、専業主婦の幸福度が働く妻よりも依然として高いかどうかを検証する。資産変数として貯蓄額(万円)と持ち家の有無を使用する。

推計結果は表 6 に掲載してある。表 6 の(1)と(2)は、表 3 の(3)と(6)の結果を再掲載したのとなっている。これは結婚期間や資産変数を追加した結果との比較対象として使用する。まず、結婚期間に関する変数を追加した表 6 の(3)と(4)を見ると、子どもなし専業主婦ダミー、子どもなし働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーのいずれも正に有意な値を示していた。この結果は、結婚期間の違いをコントロールしても、子どもがいない専業主婦や働く妻、そして、子どもがいる専業主婦の幸福度が子どものいる働く妻よりも高いことを意味する。ただし、いずれの変数でも係数の大きさが(1)や(2)よりも小さくなっていたため、結婚して何年目であったのかといった点が幸福度の向上に寄与していると考えられる。

次に資産変数を追加した表 6 の(5)と(6)を見ると、子どもなし専業主婦ダミー、子どもなし働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーのいずれも正に有意な値を示していた。係数の大きさは(1)や(2)とほぼ同じか、若干大きかったため、資産変数が幸福度の向上に大きな影響を及ぼしているとは言えない。

最後に、結婚期間と資産変数の両方を追加した表 6 の(7)と(8)を見ると、子どもなし専業

⁹ 結婚期間は、4 年未満ダミー、5-9 年ダミー、10-14 年ダミー、15 年以上ダミー(レファレンスグループ)の変数を用いてコントロールしている。

¹⁰ 平均貯蓄額を見ると、子どもがいない専業主婦は 510 万円、子どもがいない働く妻は 441 万円、子どものいる専業主婦は 409 万円、子どものいる働く妻は 405 万円であった。子どものいる専業主婦世帯で貯蓄額がやや低くなっているが、これは子どもへの家計支出が影響を及ぼしていると考えられる。

主婦ダミー、子どもなし働く妻ダミー、子どもあり専業主婦ダミーのいずれも正に有意な値を示していた。ただし、(3)、(4)と同じく係数の大きさが(1)や(2)よりも小さくなっていた。これは結婚期間をコントロールしたためだと考えられる。

以上の分析結果が示すように、結婚期間や資産を考慮しても推計結果に大きな変化は見られなかった。この結果から、表3で得られた結果の頑健性は高いと判断できる。

表6 結婚期間や資産変数を考慮した場合の幸福度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
子どもなし専業主婦ダミー	0.26*** (0.05)	1.18*** (0.16)	0.20*** (0.05)	0.92*** (0.17)	0.26*** (0.05)	1.27*** (0.17)	0.19*** (0.05)	0.91*** (0.17)
子どもなし働く妻ダミー	0.15*** (0.04)	0.69*** (0.14)	0.08* (0.04)	0.43*** (0.15)	0.15*** (0.05)	0.78*** (0.15)	0.08* (0.05)	0.43*** (0.15)
子どもあり専業主婦ダミー	0.04** (0.02)	0.18** (0.08)	0.04* (0.02)	0.17** (0.08)	0.05** (0.02)	0.22*** (0.08)	0.04** (0.02)	0.19** (0.08)
(ref: 子どもあり働く妻ダミー)								
結婚期間ダミー	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
資産変数(貯蓄額,持ち家ダミー)	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
妻の年齢	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
妻の学歴	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
夫の学歴	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
妻の勤労所得(万円)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の勤労所得(万円)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
親と同居・近居ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT
決定係数	0.07		0.08		0.08		0.08	
対数尤度		-18848.66		-18192.65		-17771.44		-17373.38
個人数	2,505	2,505	2,397	2,397	2,477	2,477	2,372	2,372
サンプルサイズ	21,493	21,493	21,118	21,118	20,521	20,521	20,171	20,171

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)：ハウスマン検定の結果、(1)、(3)、(5)、(7)のすべての場合において、RE OLSよりもFE OLSが採択されている。

注4)：(1)と(2)の推計結果は、表3の(3)と(6)の結果を再掲載したものである。

注5)：JPSC1993-JPSC2014から、筆者推計。

5.6 追加検討事項：子どもの有無等を考慮した夫婦関係満足度に関する分析

これまでの分析では主に幸福度を主観的厚生として使用してきたが、ほかの指標でも同

じ結果を確認できるのだろうか。ここで注目されるのが夫婦関係に対する満足度である。夫婦関係満足度は有配偶世帯の幸福度だけでなく¹¹、その安定性にも大きな影響を及ぼす。夫婦関係満足度と子どもや妻の就業との関係が明らかになれば、幸福度がどのようなメカニズムで決定されているのかといった点を理解することにもつながるため、その意義は大きい。そこで、本項では夫婦関係満足度と専業主婦や働く妻について分析する。

分析に使用する被説明変数は JPSC の「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか」であり、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。分析では数値を逆にとり、値が大きいほど満足度が高いように定義した。なお、夫婦関係満足度は JPSC2003 以降でしか連続して使用できないため、サンプルサイズがこれまでの分析より減少する。説明変数はこれまでと同じであり、第 4 節で示した 4 つの推計式を使用する。推計手法は FE OLS と RE Ordered Logit である。

推計結果は表 7 に掲載してある。これを見ると、専業主婦や働く妻に関する変数は、表 2 ～表 5 までの結果とほぼ同じ傾向を示していた。具体的には、次の 3 点にまとめることができる。1 点目は、専業主婦の方が働く妻よりも夫婦関係満足度が高く、子どもの有無を考慮すると、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦となっていた。次いで子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順となっていた（表 7 の(1)～(4)）。

2 点目は、働く妻の就業形態の違いを考慮した結果、最も夫婦関係満足度が高かったのは子どものいない専業主婦であったが、2 番目に夫婦関係満足度が高かったのは子どものいない正規雇用で働く妻であった。次いで子どものいない非正規雇用で働く妻、子どものいる専業主婦の順となっていた（表 7 の(5)～(6)）。

3 点目は、子どもの数の違いを考慮した場合、子どものいない専業主婦、子どものいない働く妻、子ども 1 人の専業主婦、子ども 1 人の働く妻、子ども 2 人の専業主婦の順に夫婦関係満足度が高かった（表 7 の(7)～(8)）。

以上の分析結果から明らかなおりと、子どもの有無によって分類すると、必ずしもすべての専業主婦の夫婦関係満足度が働く妻よりも高いというわけではない。この傾向は幸福度と同じであると言える。

¹¹ 妻の幸福度と夫婦関係満足度のピアソンの積率相関係数は 0.70 であり、1%で統計的に有意となっていた。

表7 子どもの有無等を考慮した場合の専業主婦と働く妻の夫婦関係満足度に関する分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
専業主婦ダミー	0.10*** (0.03)	0.39*** (0.09)						
子どもなし専業主婦ダミー			0.62*** (0.06)	2.32*** (0.19)	0.62*** (0.07)	2.32*** (0.19)	0.79*** (0.09)	2.54*** (0.24)
子どもなし働く妻ダミー			0.43*** (0.06)	1.66*** (0.17)			0.60*** (0.09)	1.88*** (0.23)
子どもあり専業主婦ダミー			0.08*** (0.03)	0.29*** (0.09)	0.08** (0.03)	0.30*** (0.09)		
子どもなし正規雇用で働く妻ダミー					0.47*** (0.07)	1.88*** (0.22)		
子どもなし非正規雇用で働く妻ダミー					0.42*** (0.08)	1.65*** (0.22)		
子どもなし自営業等で働く妻ダミー					0.21 (0.14)	0.99*** (0.36)		
子どもあり正規雇用で働く妻ダミー					0.01 (0.04)	0.06 (0.12)		
子どもあり自営業等で働く妻ダミー					0.01 (0.05)	0.13 (0.14)		
子ども1人専業主婦ダミー							0.30*** (0.07)	0.75*** (0.19)
子ども2人専業主婦ダミー							0.08 (0.07)	0.14 (0.17)
子ども3人以上専業主婦ダミー							0.08 (0.05)	0.32* (0.16)
子ども1人働く妻ダミー							0.21*** (0.08)	0.33* (0.19)
子ども2人働く妻ダミー							0.01 (0.07)	-0.08 (0.17)
推計手法	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT	FE OLS	RE OLOGIT
決定係数	0.04		0.05		0.05		0.05	
対数尤度		-15094.70		-14973.41		-14969.62		-14952.26
個人数	2,107	2,107	2,107	2,107	2,107	2,107	2,107	2,107
サンプルサイズ	14,171	14,171	14,171	14,171	14,171	14,171	14,171	14,171

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)：ハウスマン検定の結果、(1)、(3)、(5)、(7)のすべての場合において、RE OLS よりも FE OLS が採択されている。

注 4)：JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

5.7 追加検討事項：世代別の専業主婦と働く妻の構成比の変化と幸福度の関係

これまでの分析結果から明らかとなっており、子どもの有無を考慮すると専業主婦と働く妻の幸福度の大小関係に変化が生じる。ここで疑問となるのは、世代によって専業主婦と働く妻の構成比に変化が生じているのではないかといった点だ。専業主婦と働く妻の構成比の変化は、妻の幸福度の水準にも影響を及ぼす。もし少子化の影響によって子どものいない世帯の割合が増えた場合、妻の家事・育児負担が減少するため、妻の幸福度が向上している可能性がある。逆に共働き世帯の増加によって働く妻の割合が増えた場合、仕事と家庭の両立

負担を強いられる妻が増加するため、妻の幸福度が低下している可能性がある。これらの実態を確認するためにも、世代別に専業主婦と働く妻の構成比の変化や幸福度の違いを検証する。

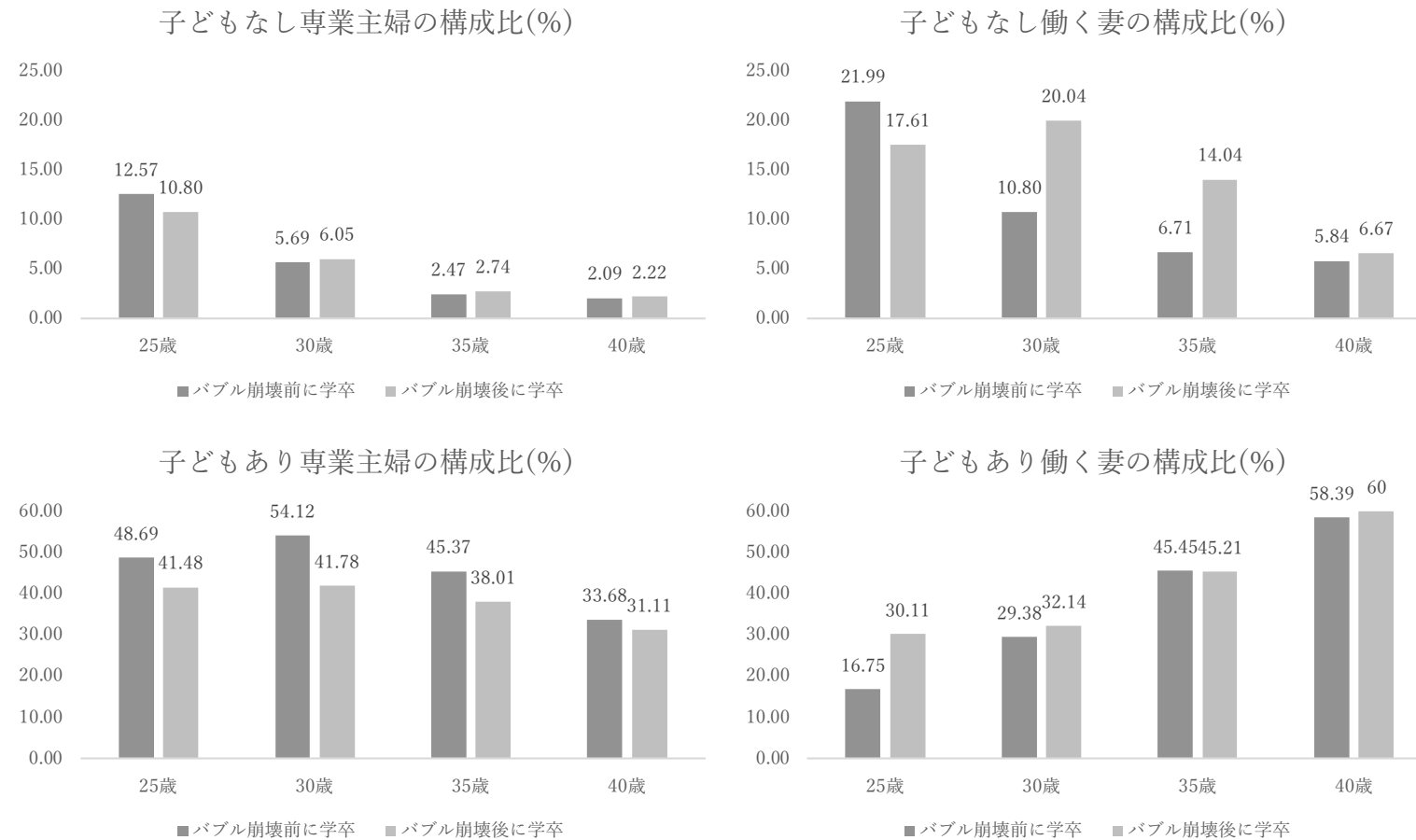
分析ではバブル崩壊前後(1993 年前後)で学卒を経験したかどうかによって有配偶女性を2つのグループに分割する。バブル崩壊前では好景気の場合が多く、専業主婦の割合も高い。しかし、バブル崩壊以降、長期不況の影響によって少子化が進展しただけでなく、夫の所得低下を補填するためにも働く妻が増加した。このように直面する社会経済環境が大きく異なる2つの世代において、専業主婦と働く妻の構成比や幸福度の水準がどのように違っているのかを検証する。なお、バブル崩壊前後の両グループとも同一年齢層で比較可能となる25-40歳を分析対象とする。

図5は専業主婦と働く妻の年齢別の構成比をバブル崩壊前に学卒を経験したグループとバブル崩壊後に学卒を経験したグループで分けて掲載してある¹²。これらの図のうち、子どもがいない専業主婦の値を見ると、加齢につれて値が小さくなっていった。これは、加齢とともに出産、または就業を経験する機会が増加するためだと考えられる。また、各年齢においてバブル崩壊前後のグループ間で大きな差が見られなかった。この結果から、バブル崩壊前後において、子どもがいない専業主婦の構成比は大きく変化していないと言える。次に子どもがいない働く妻の構成比を見ると、バブル崩壊前の学卒グループだと加齢とともに値が小さくなっていった。これに対して、バブル崩壊後の学卒グループでは加齢による減少が緩やかであり、30歳以上の各年齢においてバブル崩壊前のグループより高い値を示していた。これらの結果は、バブル崩壊以降の有配偶女性ほど、子どもがいない働く妻を選択する傾向にあると言える。次に子どもがいる専業主婦の構成比を見ると、バブル崩壊後の学卒グループの値がバブル崩壊前のグループよりもやや低い傾向にあった。この結果から、バブル崩壊後の学卒グループほど、子どもがいる専業主婦を選択していないと言える。最後に、子どもがいる働く妻の構成比を見ると、25歳、30歳、40歳の各時点でバブル崩壊後の学卒グループの値が大きかった。35歳時点ではバブル崩壊前の学卒グループの値が大きいが、その差は小さい。これらの結果から、バブル崩壊後の学卒グループほど子どもがいても働くことを選択するようになったと言える。

以上の分析結果をまとめると、バブル崩壊前後では、子どもがいない働く妻と子どもがいる専業主婦の構成比で主に変化が見られた。子どもがいる専業主婦の構成比が減少し、子どもがいない働く妻の構成比がその分増加している。

¹² ここでの構成比は各年齢の子どもなしの専業主婦、子どもなしの働く妻、子どもありの専業主婦、子どもありの働く妻の合計が100%になるように設定されている。例えば、25歳のバブル崩壊前の学卒グループの場合、12.57%(子どもなしの働く妻)+21.99%(子どもなしの働く妻)+48.69%(子どもありの専業主婦)+16.75%(子どもありの働く妻)=100%となっている。

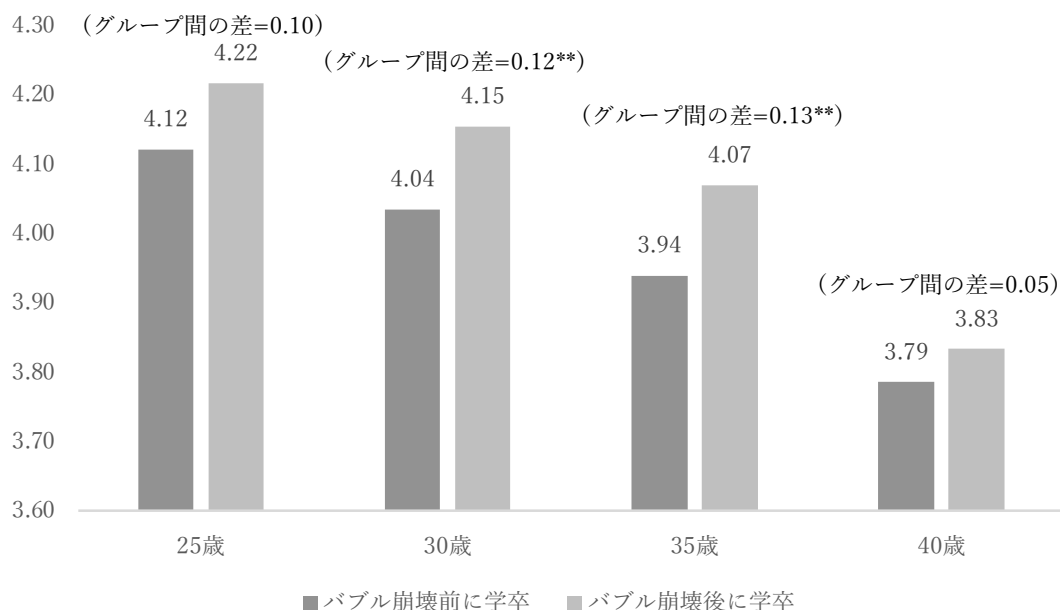
図5 専業主婦と働く妻の年齢別の構成比の推移



注1：分析対象は25-40歳までの有配偶女性であり、バブル崩壊前後で学卒を経験したかどうかによってサンプルを分割している。

出所：JPSC1993-JPSC2014を用い、筆者作成。

図6 専業主婦と働く妻の年齢別、学卒グループ別の幸福度の平均値



注1：分析対象は25-40歳までの有配偶女性であり、バブル崩壊前後で学卒を経験したかどうかによってサンプルを分割している。

注2：図中の値は、25歳、30歳、35歳、40歳の各時点における幸福度の平均値をバブル崩壊前後の学卒別に掲載している。

注3：***、**、*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。

出所：JPSC1993-JPSC2014を用い、筆者作成。

このような専業主婦と働く妻の構成比の変化は、世代間の幸福度の水準の違いにも影響を及ぼしている可能性がある。子どもがいない働く妻と子どもがいる専業主婦では、前者の幸福度が後者よりも高いため、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度が向上している可能性がある。そこで、実際にバブル崩壊前後の学卒グループ間における幸福度の平均値の違いを検証したのが図6である。この結果を見ると、いずれの年齢でもバブル崩壊後の学卒グループの幸福度の方が高い。また、平均値の差の検定の結果、30歳、35歳において統計的に有意な差があることが確認できた。

以上の分析結果から、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度がバブル崩壊前のグループよりも高く、この背景には子どもがいない働く妻の増加が寄与している可能性が示唆された。しかし、図6は年齢、学歴、所得等の個人属性をコントロールしていない場合の結果であるため、本当に子どものいない働く妻の増加が幸福度の向上に寄与しているかは明確ではない。そこで、この点をより厳密に検証するためにも、Oaxaca (1973)とBlinder (1973)によるBlinder-Oaxaca分解を用いて、バブル崩壊前後の学卒グループ間の幸福度の差の原因を検証した。Blinder-Oaxaca分解を使用することで、2つのグループ間の幸福度の差を個

人属性の平均値の差と回帰分析の係数の差に分解できる。この分解を行い、子どものいない働く妻が幸福度の差を拡大させているのかといった点を検証する。なお、分析対象は 25-40 歳の有配偶女性である。

Blinder-Oaxaca 分解による推計結果は表 8 に掲載してある。まず、表 8 のパネル A の結果を見ると、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度の方がバブル崩壊前の学卒グループよりも高かった。この結果から、学卒時期によって 25-40 歳の有配偶女性の幸福度に差が存在していると言える。

次に表 8 のパネル B の結果を見ると、学卒グループ間において幸福度に 0.196 の差が存在していた。この差は 1%水準で統計的に有意であった。このうち、個人属性の平均値の差(以下、属性格差)によって説明できるのは 0.137 であり、全体の 70% $((0.137 \div 0.196) \times 100)$ を占めていた。これに対して、回帰分析の係数の差(以下、係数格差)によって説明できるのは 0.058 であり、全体の 30% $((0.058 \div 0.196) \times 100)$ を占めていた。これらの結果が示すように、属性格差によって学卒グループ間の幸福度の差の大半を説明できる。

次に表 9 の結果を見ていく。表 9 では Blinder-Oaxaca 分解に用いた各説明変数の平均値とこれらの変数が属性格差と係数格差に及ぼす影響を示している。Blinder-Oaxaca 分解による係数が正であれば、その変数がグループ間の幸福度の差の拡大に寄与することを意味し、逆に係数が負であれば、その変数がグループ間の幸福度の差の縮小に寄与することを意味する。なお、表 9 では、各説明変数が属性格差と係数格差のそれぞれの何%を説明できるのかを寄与度として表示している。

表 8 Blinder-Oaxaca 分解による幸福度の要因分解①

(パネルA)		
バブル崩壊後の学卒グループの幸福度の予測値		4.138
バブル崩壊前の学卒グループの幸福度の予測値		3.942
(パネルB)		
	グループ間の幸福度の差	構成比(%)
グループ間格差	0.196*** (0.014)	100
うち、属性格差	0.137*** (0.008)	70
うち、係数格差	0.058*** (0.015)	30

注 1：分析対象は 25-40 歳までの有配偶女性である。

注 2)：***、**、*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。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表9 Blinder-Oaxaca 分解による幸福度の要因分解②

	基本統計量			Blinder-Oaxaca分解			
	バブル崩壊後の 学卒グループ	バブル崩壊前の 学卒グループ	平均値の差	属性格差		係数格差	
	平均値	平均値		係数	寄与度(%)	係数	寄与度(%)
子どもなし専業主婦ダミー	0.049	0.036	0.013	0.002*** (0.001)	2	-0.002 (0.003)	-4
子どもなし働く妻ダミー	0.189	0.086	0.103	0.008*** (0.003)	6	0.001 (0.009)	1
子どもあり専業主婦ダミー	0.403	0.462	-0.059	-0.005*** (0.001)	-3	0.039* (0.020)	66
妻の年齢	31.377	34.335	-2.958	0.074*** (0.006)	54	-0.303** (0.143)	-518
妻の初婚年齢ダミー：20-24歳	0.391	0.456	-0.065	-0.004 (0.002)	-3	0.081** (0.034)	139
妻の初婚年齢ダミー：25-29歳	0.436	0.408	0.028	0.003** (0.001)	2	0.178*** (0.036)	304
妻の初婚年齢ダミー：30歳以上	0.137	0.092	0.046	0.008*** (0.002)	6	0.055*** (0.012)	93
妻の学歴ダミー：専門・短大卒	0.443	0.375	0.069	0.005*** (0.001)	3	-0.036** (0.015)	-61
妻の学歴ダミー：大卒以上	0.266	0.095	0.170	0.013*** (0.004)	9	-0.063*** (0.009)	-107
夫の学歴ダミー：専門・短大卒	0.188	0.148	0.040	0.003*** (0.001)	2	0.007 (0.007)	12
夫の学歴ダミー：大卒以上	0.436	0.315	0.121	0.020*** (0.002)	14	0.001 (0.014)	1
妻の勤労所得(万円)	99.268	78.028	21.240	0.001 (0.001)	1	0.014 (0.012)	23
夫の勤労所得(万円)	434.570	473.788	-39.217	-0.006*** (0.001)	-5	0.090*** (0.029)	153
親と同居・近居ダミー	0.415	0.510	-0.095	0.001 (0.001)	1	0.010 (0.013)	17
夫の平日の家事・育児時間(分)	52.273	38.571	13.702	0.008*** (0.002)	6	0.012 (0.012)	20
夫の休日の家事・育児時間(分)	228.349	172.718	55.631	0.017*** (0.003)	13	-0.005 (0.018)	-8
妻の平日の家事・育児時間(分)	446.013	437.166	8.846	0.002 (0.001)	1	-0.038 (0.052)	-65
妻の休日の家事・育児時間(分)	507.403	471.533	35.870	-0.013*** (0.002)	-9	0.037 (0.051)	64
定数項						-0.017 (0.172)	-30
合計				0.137*** (0.008)	100	0.058*** (0.015)	100
サンプルサイズ	4,439	10,675					15,114

注1：分析対象は25-40歳までの有配偶女性である。

注2)：***、**、*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。

出所：JPSC1993-JPSC2014を用い、筆者作成。

表9の結果のうち、属性格差の各変数を見ると、妻の年齢、夫の大卒ダミー、夫の休日の家事・育児時間が特に大きな影響を及ぼしていた。これらの変数はいずれも正の値を示していたため、幸福度の格差拡大に寄与していると言える。また、各変数の平均値の差の結果を

見る限り、バブル崩壊後の学卒グループほど、妻の年齢が若く、夫の大学割合や休日の家事・育児時間が多いといった点が幸福度の格差拡大の原因となっていると考えられる。子どもと妻の就業に関する変数を見ると、子どもなし専業主婦ダミーと子どもなし働く妻ダミーは正の係数であり、格差拡大に寄与していた。ただし、寄与度を見ると、両者とも値は小さく、格差拡大に及ぼす影響はわずかであった。これに対して、子どもあり専業主婦ダミーは負の係数となっており、格差の縮小に寄与していたが、寄与度は小さく、その影響は大きくない。

次に係数格差の各変数を見ると、妻の年齢、妻の初婚年齢ダミー(25-29 歳)、夫の勤労所得、妻の初婚年齢ダミー(20-24 歳) が特に大きな影響を及ぼしていた。中でも属性格差の場合と同じく、妻の年齢が及ぼす影響が大きい傾向があった。子どもと妻の就業に関する変数を見ると、子どもなし専業主婦ダミーと子どもなし働く妻ダミーはともに有意な値をとっておらず、寄与度も小さかった。これに対して、子どもあり専業主婦ダミーは正に有意となっており、寄与度も 66%と大きかった。

以上の Blinder-Oaxaca 分解の分析結果から、確かに子どものいない働く妻の増加が幸福度の差を拡大させていた。しかし、その影響は小さく、2つのグループ間の幸福度の差は他の要因から受ける影響が大きいと考えられる。

6 結論

専業主婦は働く妻よりも幸せなのか。本稿ではこの疑問を子どもの有無を明示的に考慮したうえで再度検証した。この分析の結果、次の 5 点が明らかになった。

1 点目は、子どもの有無を考慮した結果、最も幸福度が高かったのは、子どものいない専業主婦であった。次いで子どものいない働く妻、子どものいる専業主婦、子どものいる働く妻の順に幸福度が高かった。この結果は、必ずしもすべての専業主婦の幸福度が高いわけではなく、子どもがいる場合、専業主婦の幸福度は子どものいない働く妻よりも低いことを示している。この背景には、子どもを養育する際の女性の負担が大きいことが影響していると考えられる。

2 点目は、働く妻の就業形態の違いを考慮した結果、最も幸福度が高かったのは子どものいない専業主婦であったが、2 番目に幸福度が高かったのは子どものいない正規雇用で働く妻であった。この結果は、正規雇用で働く際の高い所得や仕事からの満足度が幸福度の向上に寄与した可能性があることを示している。次いで子どものいない非正規雇用で働く妻、子どものいる専業主婦の順に幸福度が高かった。

3 点目は、子どもの数の違いを考慮した場合、子どものいない専業主婦、子どものいない働く妻、子ども 1 人の専業主婦、子ども 1 人の働く妻、子ども 2 人の専業主婦の順に幸福度が高かった。また、子どもが 3 人以上いる場合、専業主婦と働く妻の幸福度に差は見られなかった。これらの結果から、子どもの数が多いほど妻の幸福度が低下する傾向にあること

がわかった。

4 点目は、夫婦関係満足度を用いて同じ分析を行った場合、いずれの場合でも幸福度とほぼ同様の結果を得た。

5 点目は、バブル崩壊前の学卒と後の学卒で妻の幸福度の大きさを比較した結果、バブル崩壊後の学卒グループの幸福度の方が高かった。この原因の 1 つとして、バブル崩壊後の学卒グループほど、子どものいない働く妻の増加が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の分析結果の中でも特に重要なのは、女性の子育て負担が大きく、幸福度が低下してしまうという点だ。このような幸福度の低下が新たな出産の抑制につながっている可能性もあるため(Margolis & Myrskylä 2015)、女性の負担を緩和するサポートが必要だと言える。現在でも政策的にさまざまな支援策が行われているが、より踏み込んだサポートの実施が求められる。

最後に本稿に残された 2 つの課題について述べておきたい。1 つ目は、他国のデータを用いた分析結果との比較である。性別分業役割意識が強い日本では専業主婦の方が働く妻よりも幸福度が高いという結果になったが、性別分業役割意識が強い他国ではそもそも専業主婦と働く妻の幸福度に差がない可能性がある。これらの国において、子どもの存在を明示的に考慮するとどのように分析結果が変わるのかといった点は興味深い。また、我が国と同じく性別分業役割意識が強い韓国等でも今回得られた結果と類似した傾向が見られるかどうかという点も検証する価値があるだろう。2 つ目の課題は、Blinder-Oaxaca 分解における個人固有の効果のコントロールである。今回使用した幸福度は主観的厚生指標であるため、個人固有の効果のコントロールが必要であった。しかし、Blinder-Oaxaca 分解はプールドデータにおいて使用する手法であるため、個人固有の効果を検討することができなかった。この点は本稿の課題であり、今後さらに別な手法を用いた分析を実施する必要がある。

参考文献

- Allen, T. D., David E.L. Herst, Carly S. Bruck & Martha Sutton. (2000). Consequences Associated with Work-to-Family Conflict: A Review and Agenda for Future Research. *Journal of Occupational Health Psychology* 5(2), 278-308.
- Argyle, M. (2001). *The psychology of happiness*. New York: Routledge.
- Başlevant, C., & Kirmanoğlu, H. (2017). Gender Inequality in Europe and the Life Satisfaction of Working and Non-working Women. *Journal of Happiness Studies*, 18, 107–124.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources* 8(4), 436–455.
- Clark, A. E. (1997). Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work? *Labor Economics*, 4(4), 341–372.
- Clark, A. E. (2005). What makes a good job?—Evidence from OECD countries. In S. Bazen, C. Lucifora, & W. Salverda (Eds.), *Job quality and employer behaviour* (pp. 11–30). Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Crompton, R., & Lyonette, C. (2006). Work-life ‘balance’ in Europe. *Acta Sociologica*, 49(4), 379–393.
- Ferree, M. M. (1976a). The confused American housewife. *Psychology Today*, 10(4), 76–80.
- Ferree, M. M. (1976b). Working class jobs: Housework and paidwork as sources of satisfaction. *Social Problems*, 2m3(April), 431–441.
- Ferree, M. M. (1984). Class, housework and happiness: Women’s work and life satisfaction. *Sex Roles*, 11(11–12), 1057–1074.
- Grözing, G., Matiaske, W., & Tobsch, V. (2008). *Arbeitszeitwünsche, Arbeitslosigkeit und Arbeitszeitpolitik*, SOEP Papers, No. 103, DIW Berlin.
- Hara, H., (2016) Glass Ceilings or Sticky Floors? An analysis of the gender wage gap across the wage distribution in Japan. RIETI Discussion Paper Series 16-E-099
- Holly, S., & Mohnen, A. (2012). Impact of working hours on work–life balance. SOEP Papers, No. 465, DIW Berlin.
- Kageyama, J., & Matsuura, T. (2016) The Financial Burden of Having Children and Fertility Differentials Across Development and Life Stages: Evidence from Satisfaction Data. *Journal of Happiness Studies*, Published online: 01 October 2016.
- Lee, K. S., & Ono, H. (2008). Specialization and happiness in marriage: A U.S.–Japan comparison. *Social Science Research*, 37(4), 1216-1234.
- Lundberg, S. J., Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1997). Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit. *Journal of Human Resources*

32(3), 463-480.

- Margolis, R., & Myrskylä, M. (2015) Parental Well-being Surrounding First Birth as a Determinant of Further Parity Progression. *Demography* 52, 1147–1166.
- Morrison, R. L. (2009). Are Women Tending and Befriending in the Workplace? Gender Differences in the Relationship between Workplace Friendships and Organizational Outcomes. *Sex Roles* 60(1-2), 1-13.
- Nye, F. I. (1963). Personal satisfactions. In F. I. Nye & L. Hoffman (Eds.), *The employed mother in America* (pp. 320–330). Chicago: Rand McNally.
- Treas, J., Lippe, V.D., & ChoeTai, T. (2011). The Happy Homemaker? Married Women's Well-Being in Cross-National Perspective. *Social Forces*, 90(1), 111-132.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3), 693-709.
- Reynolds, J., & Aletraris, L. (2006). Pursuing preferences: The creation and resolution of work hour mismatches. *American Sociological Review*, 71(4), 618–638.
- Rogers, S. J., & DeBoer, D. D. (2001). Changes in Wives' Income: Effects on Marital Happiness, Psychological Well-Being, and the Risk of Divorce. *Journal of Marriage and the Family* 63(2), 458-472.
- Wooden, M., Warren, D., & Drago, R. (2009). Working time mismatch and subjective well-being. *British Journal of Industrial Relations*, 47(1), 147–179.
- Wright, J. D. (1978). Are working women really more satisfied? Evidence from several national surveys. *Journal of Marriage and Family*, 40(2), 301–313.
- Wunder, C., & Heineck, G. (2013). Working time preferences, hours mismatch and well-being of couples: Are there spillovers? *Labour Economics*, 24, 244–252.
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介 (2010)「なぜあなたは不幸なのか」大竹文雄，白石小百合，筒井義郎『日本の幸福度 格差・労働・家族』日本評論社, 33-74.
- 富岡淳 (2010)「経済学における主観的データの意義と問題点」大竹文雄，白石小百合，筒井義郎『日本の幸福度 格差・労働・家族』日本評論社, 75-102.
- 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.
- 松田智子(2000)「性別役割分業からみた夫婦関係」,善積京子編『結婚とパートナー関係一問い直される夫婦』ミネルヴァ書房,125-146.