

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

**夫婦関係満足度と幸福度
—夫婦仲が悪い結婚と離婚、幸福度をより下げるのはどちらなのか—**

佐藤 一磨

2021 年 4 月 25 日

DP2021-001

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7085/>



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

夫婦関係満足度と幸福度—夫婦仲が悪い結婚と離婚、幸福度をより下げるのはどちらなのか—

佐藤 一磨

PDRG Keio DP2021-001

2021 年 4 月 25 日

JEL Classification: J12

キーワード: 結婚; 幸福度

【要旨】

欧米の先行研究は、未婚者と比較して既婚者ほど主観的厚生が高いことを明らかにしている。しかし、結婚の影響は、夫婦関係の良し悪しによって変化すると考えられる。ここで疑問となるのは、たとえば夫婦関係が悪い結婚でも、主観的厚生を高めているのかといった点だ。また、仮に夫婦関係の悪い結婚が主観的厚生を低下させていた場合、その大きさは離婚の影響よりも大きいのだろうか、それとも小さいのだろうか。本論文では『消費生活に関するパネル調査』を用い、これらの疑問を検証した。被説明変数に 5 段階の幸福度を用い、女性を対象とした分析の結果、次の 4 点が明らかになった。1 点目は、欧米の先行研究と同じく、未婚女性と比較して既婚女性ほど幸福度が高くなっていた。2 点目は、未婚者と比較して、夫婦関係に満足する既婚女性ほど幸福度が高く、夫婦関係に不満がある既婚女性ほど幸福度が低くなっていた。この結果から、すべての結婚が女性の幸福度を高めているわけではなく、夫婦関係に満足している場合にのみ結婚によるプラスの影響が観察されと言える。3 点目は、離婚によって女性の幸福度は低下するが、その低下幅は夫婦関係に不満がある場合よりも小さかった。この結果から、夫婦関係に不満がある女性の幸福度は、未婚者や離婚者よりも低くなっていると考えられる。4 点目は、女性の年齢別に分析した結果、20 代、30 代、40 代と年齢が上がるにつれて、夫婦関係の良し悪しによる影響が緩やかに減少することがわかった。学歴別の分析もおこなったが、学歴間による明確な違いは確認されなかった。

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

skazuma@ner.takushoku-u.ac.jp

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『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。

夫婦関係満足度と幸福度

—夫婦仲が悪い結婚と離婚、幸福度をより下げるのはどちらなのか—[†]

佐藤一磨*

要約

欧米の先行研究は、未婚者と比較して既婚者ほど主観的厚生が高いことを明らかにしている。しかし、結婚の影響は、夫婦関係の良し悪しによって変化すると考えられる。ここで疑問となるのは、たとえば夫婦関係が悪い結婚でも、主観的厚生を高めているのかといった点だ。また、仮に夫婦関係の悪い結婚が主観的厚生を低下させていた場合、その大きさは離婚の影響よりも大きいのだろうか、それとも小さいのだろうか。本論文では『消費生活に関するパネル調査』を用い、これらの疑問を検証した。被説明変数に5段階の幸福度を用い、女性を対象とした分析の結果、次の4点が明らかになった。1点目は、欧米の先行研究と同じく、未婚女性と比較して既婚女性ほど幸福度が高くなっていた。2点目は、未婚者と比較して、夫婦関係に満足する既婚女性ほど幸福度が高く、夫婦関係に不満がある既婚女性ほど幸福度が低くなっていた。この結果から、すべての結婚が女性の幸福度を高めているわけではなく、夫婦関係に満足している場合にのみ結婚によるプラスの影響が観察されると言える。3点目は、離婚によって女性の幸福度は低下するが、その低下幅は夫婦関係に不満がある場合よりも小さかった。この結果から、夫婦関係に不満がある女性の幸福度は、未婚者や離婚者よりも低くなっていると考えられる。4点目は、女性の年齢別に分析した結果、20代、30代、40代と年齢が上がるにつれて、夫婦関係の良し悪しによる影響が緩やかに減少することがわかった。学歴別の分析もおこなったが、学歴間による明確な違いは確認されなかった。

[†] 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

これまで経済学の視点から、結婚についてさまざまな分析が行われてきた。この嚆矢となったのは Becker (1973; 1974; 1991)であり、経済学のフレームワークの中で結婚の意思決定をコストと便益の観点から分析できるよう理論的に整理している。この結婚の経済学において、各個人の結婚の決断は、結婚した場合の経済的・非経済的な便益がそのコストを上回る場合においてなされると考えられている。このため、各個人が未婚から結婚へと移行する際、何らかの経済的・非経済的な便益を得ていると予想される。

近年、このような結婚の便益を各個人の主観的厚生を用いて検証する実証研究が増えている。この研究成果を見ると、未婚者、離婚経験者、そして死別者と比較して、既婚者ほど主観的厚生が高いことが明らかとなっている (Chapman and Guven 2016 ;Di Tella et al. 2003; Frey and Stutzer 2002; Gove et al. 1983; Grover and Helliwell 2019; Layard 2005; Mikucka 2016; Peiro ´ 2006; Stack and Eshleman 1998; Waite 1995; Waite and Gallagher 2000; Waite and Lehrer 2003; 筒井ほか 2009)。これらの研究成果はアメリカ、イギリス、ドイツ、日本といった先進国のデータを用いている場合が多く、必ずしも全世界における結果に基づいているわけではないが、社会環境や社会制度が異なる場合でも結婚によって主観的厚生が向上する傾向にあると言える。

ここで次に疑問となるのが「結婚したすべての人々が本当に幸せになっているのか」といった点だ。結婚の主観的厚生への影響を考察するうえで重要となるのが夫婦関係の良し悪しである。結婚生活を行っていくうえで、夫婦関係が良好な場合もあれば、相手との関係に不満を持ち、夫婦関係が悪い場合も存在する。夫婦関係が良好である場合、結婚の主観的厚生に及ぼす影響はプラスになると予想される。それでは、夫婦関係が悪い場合でもはたして結婚の影響はプラスになるのだろうか。もし夫婦関係が悪くても結婚の影響がプラスである場合、結婚を促進することが人々の主観的厚生を高める方策となる。しかし、もし夫婦関係が悪い場合において結婚の影響がマイナスになるのであれば、結婚を促進することが必ずしも人々の主観的厚生を高める方策とはならない。このように、夫婦関係の良し悪しによって結婚の及ぼす影響が異なっているのであれば、必ずしも結婚したすべての人々が幸せになっているわけではないと考えられる。この実態を探ることは学術的、政策的な観点からも重要となる。

そこで、本論文では Chapman and Guven (2016)の手法に倣い、夫婦関係の良し悪しによって結婚の主観的厚生に及ぼす影響がどのように異なるのかを明らかにする。先行研究と比較した際、本論文には2つの特徴がある。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、夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を分析している点である。JPSC は女性のみを調査対象とする限界はあるものの、幸福度といった主観的厚生だけでなく、夫婦関係満足度を長期にわたって調査している貴重なデータである。夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を分析した先行研究を見ると、その

ほとんどが欧米のデータを用いており、アジア地域のデータを用いた研究は少ない。特に日本のデータを用いた研究はほとんどなく、その実態は明らかになっていない。日本の場合、出生率の低下が持続しており、その主要な原因の1つとして婚姻率の低下が指摘されている(岩澤 2002)。このため、婚姻率を向上させることが政策的に重要な課題となる。ここで、もし結婚しても主観的厚生が改善しない場合があることが明らかになれば、その原因への対処が少子化対策として効果がある可能性が出てくる。なぜならば、Cetre et al. (2016)で指摘されるように、主観的厚生の高さと出産行動には関連があり、夫婦の主観的厚生の改善がその後の出産を促進する可能性があるためである。このような現状を考慮すると、日本のデータを用いて夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を検証することは意義深いと言える。

2つ目の特徴は、2つの観察できない個人効果を考慮した推計手法を用い、夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を分析している点である。Chapman and Guven (2016)では主に Pooled OLS を用いて夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を分析しているが、この手法だと観察できない個人効果が夫婦関係の良し悪しや主観的厚生と相関を持つ場合に、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。本論文ではこの課題に対処するためにも、Fixed Effect (FE) OLS を用いて分析する。また、推計結果の頑健性を確認するためにも、Baetschmann et al. (2020)による Fixed Effect (FE) Ordered Logit でも推計を行う。

3つ目の特徴は、逆の因果関係への対処である。夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を分析する際、主観的厚生が夫婦関係の良し悪しに影響を及ぼすといった逆の因果関係が存在する恐れがある。この課題に対して、本論文では被説明変数の主観的厚生のラグ項を説明変数に加えた Generalized Method of Moments (GMM)を用いることで対処する(Arellano and Bond 1991)。今回の分析では、幸福度を被説明変数として使用するが、GMM による推計では、1期前と2期前の幸福度を説明変数に加える形で推計を行った。この手法を用いことによって、過去の幸福度の影響を考慮したうえで、夫婦関係の良し悪しを検証することが可能となる。また、パネルデータの特徴を生かし、結婚以前の幸福度をコントロールしたうえで、夫婦関係の良し悪しと幸福度の関係も分析した。結婚の意思決定や夫婦関係の良し悪しは、もともとの主観的厚生の水準によって影響を受けている可能性がある(Chapman and Guven 2016; Stutzer and Frey 2006)。この点を考慮するためにも、分析期間の始めの時点において未婚のサンプルに限定し、その初期時点の幸福度を説明変数に加えた Propensity Score Weighting (PSW) による推計も実施した。実際の分析では Inverse-Probability Weighting (IPW) と Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment (IPWRA)を用いて推計を実施している(Imbens and Wooldridge 2009; Wooldridge 2007, 2010)。

被説明変数に5段階の幸福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、欧米の先行研究と同じく、未婚女性と比較して既婚女性ほど幸福度が高くなっていた。2点目は、いずれの推計手法でも、未婚者と比較して、夫婦関係に満足する既婚女性ほど幸福度が高く、夫婦関係に不満がある既婚女性ほど幸福度が低くなっていた。この結果から、すべ

での結婚が女性の幸福度を高めているわけではなく、夫婦関係に満足している場合にのみ結婚によるプラスの影響が観察されとも言える。3点目は、離婚によって女性の幸福度は低下するが、その低下幅は夫婦関係に不満がある場合よりも小さかった。この結果から、夫婦関係に不満がある女性の幸福度は、未婚者や離婚者よりも低くなっていると考えられる。4点目は、女性の年齢別に分析した結果、20代、30代、40代と年齢が上がるにつれて、夫婦関係の良し悪しによる影響が緩やかに減少することがわかった。学歴別の分析もおこなったが、学歴間による明確な違いは確認されなかった。

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 結婚及び夫婦関係満足度が主観的厚生に及ぼす影響

結婚と主観的厚生の関係については数多くの研究があり、それらの研究結果は、未婚者よりも有配偶者の主観的厚生が高くなるとを指摘している (Chapman and Guven 2016 ; Di Tella et al. 2003; Frey and Stutzer 2002; Gove et al. 1983; Grover and Helliwell 2019; Layard 2005; Mikucka 2016; Peiro ´ 2006; Stack and Eshleman 1998; Waite 1995; Waite and Gallagher 2000; Waite and Lehrer 2003; 筒井ほか 2009)。有配偶者ほど主観的厚生が高くなるのは、結婚が経済的・非経済的な面において便益をもたらすためだと考えられる。経済的な面における便益としては、夫婦間の分業による家計内生産物の増加、結婚することによる世帯所得の増加、そして、生計を共にすることによる規模の経済性があげられる (Becker 1991; Perelli-Harris et al. 2019)。非経済的な面における便益としては、パートナーを持つことによって得られる性的・情緒的な満足感や人生を共に歩む友人としての心理的サポート、そして、パートナーの友人や家族ネットワークからの得られるサポートがあげられる (Kamp Dush and Amato 2005; Ross and Mirowsky 2013; Umberson and Montez 2010; Umberson et al. 2010)。これらの結婚に伴う経済的・非経済的な便益が主観的厚生の向上に寄与すると考えられる。

結婚と主観的厚生関係を検証した研究は数多く存在するものの、夫婦関係の良し悪しによって主観的厚生への影響がどのように変化するのかを検証した研究は限られている。Chapman and Guven (2016)は、アメリカの General Social Survey (GSS)、イギリスの British Household Panel Survey (BHPS)、そして、ドイツの German Socio-Economic Panel (GSOEP)を用い、夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を検証している。彼らの研究では、夫婦関係の良し悪しを主に夫婦関係満足度を用いて計測した。GSSでは「Taking things all together, how would you describe your marriage—would you say that your marriage is very

happy, pretty happy, or not too happy?」という質問に対して「not too happy」、「pretty happy」、「very happy」の3段階で回答した変数を使用している。BHPSではパートナーに対する満足度を7段階で回答した変数を使用しており、回答の値が1-3の場合を「not too happy」、4-5の場合を「pretty happy」、そして6-7の場合を「very happy」と定義している。また、GSOEPでは10段階で回答した家族満足度を使用しており、回答の値が0-6の場合を「not too happy」、7-8の場合を「pretty happy」、そして9-10の場合を「very happy」と定義した。GSSでは幸福度、BHPSとGSOEPでは生活満足度を被説明変数として用いた分析の結果、いずれの場合でも夫婦関係に満足している既婚者ほど、未婚者よりも幸福度が高くなっていた。また、夫婦関係に不満がある既婚者ほど、未婚者よりも幸福度が低くなっていた。この結果は、夫婦関係の良し悪しによって主観的厚生に及ぼす影響が大きく変化することを示している。この論文では夫婦関係の良し悪しと主観的健康度の関係も分析しており、いずれの場合でも夫婦関係に満足しているほど、主観的健康度が高く、逆に夫婦関係に不満があるほど、主観的健康度が低くなっていた。

Grossbard and Mukhopadhyay (2013)は、National Longitudinal Study of Youth's 1997 (NLSY 1997)を用い、家庭における子どもが主観的厚生に及ぼす影響を検証する際、夫婦関係の良し悪しを重要な説明変数として使用している。NLSY 1997には「How much do you feel that [your current spouse/partner] cares about you?」といった質問があり、調査対象者は4段階でその質問に回答している。この変数を夫婦関係満足度と定義し、主観的厚生に及ぼす影響を分析した結果、夫婦関係満足度が高いほど、幸福度が高くなることを明らかにした。

Perelli-Harris et al. (2019)はUK Household Longitudinal Study (UKHLS)、Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA)、GSOEP、Norwegian Generations and Gender Survey (GGS)の4つのデータを使用し、結婚と同棲が主観的厚生に及ぼす影響を検証している。この分析の中で、パートナーの関係に対する満足度を説明変数として使用している。Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustmentを用いた分析の結果、結婚しているイギリスとノルウェーの女性は、同棲している女性よりも生活満足度が高いことがわかった。しかし、パートナーの関係に対する満足度をコントロールすると、結婚のプラスの影響がすべて消失することが明らかになった。この結果は、結婚や同棲といった配偶状態よりも、パートナーとの満足度が主観的厚生にはより重要な影響を及ぼすことを意味する。

これら以外では、夫婦関係の良し悪しと健康指標との関係を検証した論文にLawrence et al. (2019)がある。この論文ではアメリカのGSSを用い、配偶状態を非常に幸せな結婚、幸せな結婚、不幸な結婚、未婚、離婚・別居、死別のカテゴリーに分け、それぞれの状態が主観的健康度や寿命に及ぼす影響を検証している。分析の結果、非常に幸せな結婚の場合と比較して、不幸な結婚の状態にある人ほど、主観的健康度が悪くなる確率が2倍以上高くなるだけでなく、その後の死亡率も40%以上高くなることがわかった。また、不幸な結婚の状態にある人の主観的健康度の悪化や死亡率の上昇は、未婚、離婚・別居、死別といった状態

よりも深刻である場合があった。これらの結果から、不幸な結婚は、主観的厚生だけでなく、健康状態も悪化させると言える。なお、Lawrence et al. (2019)以外でも夫婦関係の良し悪しと健康の関係を検証しており、良好な夫婦関係は、肉体面での健康の向上や慢性的なストレスの低下と関連があることがわかっている (Bookwala 2005; Miller et al. 2013)。

以上の研究結果を整理すると、パートナーとの関係に満足しているほど、主観的厚生は高く、逆にパートナーとの関係に不満があるほど、主観的厚生が未婚者よりも低下すると言える。ただし、これらの分析結果は主に欧米諸国のデータを用いた研究に基づいており、その他の地域でも同じ傾向が見られるかどうかはまだ検証されていない。

2.2 日本の状況

日本の婚姻の状況を見ると、1970 年から 1974 年の期間にかけて、婚姻件数が年間 100 万組を超え、人口対千人あたりの婚姻件数も 10.0 以上となっていた。しかし、その後、婚姻件数、婚姻率ともに低下傾向となり、2018 年には婚姻件数が 59 万組、そして婚姻率が 4.6 とピークの半分程度にまで減少している。同棲や未配偶者による出産が非常に低い日本において、このような婚姻件数の減少は、出生率の低下に大きな影響を及ぼしており、いかに婚姻件数を維持・上昇させるのかが政策的に重要な課題となっている。このような政策課題と関連して、結婚の決定要因やその影響を検証する学術的な研究が増えている(佐藤ほか 2010; 筒井 2016; 山田 2019)。

この中において、結婚や夫婦関係の良し悪しと主観的厚生との関係は重要な研究テーマの 1 つであるものの、研究の数は限られている。貴重な研究に萩原(2012)があり、この研究では、結婚前後における幸福度や生活満足度の変化を検証している。分析の結果、結婚時点に向かって幸福度や生活満足度が増加し、その後、低下する傾向があることがわかった。また、Sato (2020)は、結婚が健康に及ぼす影響を検証している。この分析の結果、結婚によって主観的健康度が改善することがわかった。この背景には、結婚後に喫煙本数の減少といった生活習慣の改善が影響を及ぼしていた。また、男性の方が女性よりも多くの健康指標で改善することがわかっている。馬場ほか(2003)は、結婚とメンタルヘルスの関係を検証し、既婚者ほどメンタルヘルスが良好であることを明らかにした。以上の研究結果から、日本においても結婚によって主観的厚生や健康が改善すると考えられるが、夫婦関係の良し悪しまで考慮した分析はほとんどないと言える。

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 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。

JPSC を利用する最大の利点は、他の日本のデータと比較して、長期にわたって主観的厚生に関する指標を調査している点にある。JPSC では 1995 年から幸福度を調査している。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。分析では幸福度の値を逆転させ、値が大きいほど幸福度が高くなるよう定義している。

JPSC は夫婦関係満足度も 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、既婚者に対して「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。今回の分析では、Chapman and Guven (2016)と同じく、夫婦関係満足度から 3 つのダミー変数を作成した。夫婦関係満足度が「1=非常に満足」、「2=まあまあ満足」となる場合に 1 となる夫婦関係に「満足」ダミー、夫婦関係満足度が「3=ふつう」の場合に 1 となる夫婦関係は「普通」ダミー、そして、夫婦関係満足度が「4=あまり満足していない」、「5=まったく満足していない」の場合に 1 となる夫婦関係に「不満」ダミーを作成し、分析に使用する。これら夫婦関係満足度ダミーは既婚者のみに観察される変数であり、有配偶ダミーを 3 つの変数に分割したものとなっている。夫婦関係満足度ダミーのレファレンスグループは、未婚者である。なお、配偶状態に関しては離婚ダミーも活用し、夫婦関係満足度ダミーとの相対的な大きさの違いを検証する。

長期にわたって主観的厚生を調査している利点に対して、JPSC の限界は、女性のみを調査対象としており、男性を分析できないという点である。ただし、日本において幸福度といった主観的厚生と夫婦関係満足度を同時に調査しているパネルデータはほとんど存在しないため、今回の分析では JPSC を使用する。なお、男性のサンプルも用いて分析している Chapman and Guven (2016)や Grossbard and Mukhopadhyay (2013)の結果を見ると、夫婦関係の満足度が主観的厚生に及ぼす影響は男女間で大きな差が観察されていなかった。

今回の分析では、既婚及び未婚の女性を分析対象とする。分析では被説明変数として幸福度、説明変数として既婚女性が回答する夫婦関係満足度、離婚ダミー、そして、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 2,283 人の女性となり、全期間で 22,102 の観測数となった。

4 推計手法

本論文の目的は、夫婦関係満足度が女性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。分析では以下の誘導型モデルを FE OLS で推計する。

$$H_{it} = \beta_1 MQ_{it} + \beta_2 D_{it} + \beta_3 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i は観察された個人、 t は観察時点を示す。 H_{it} は t 期の女性の幸福度である。幸福度は「5=とても幸せ」から「1=とても不幸」で計測し、値が大きいほど幸福度が高いように定義した。

MQ_{it} は、夫婦関係満足度ダミーであり、夫婦関係に「満足」、「普通」、「不満」の3つのダミー変数で構成されている。これらの変数のレファレンスグループは未婚者である。分析では、未婚者と比較して、夫婦関係に満足している女性ほど、幸福度が高いのか、また、夫婦関係に不満を持つ女性ほど、幸福度が低いのかを検証する。この分析で特に注目するのは、夫婦関係に不満を持つ場合の幸福度への影響であり、もしこの係数が負の値を示すのであれば、すべての結婚が幸福度を高めているわけではなく、重要なのは結婚の質であるということになる。

D_{it} は、離婚ダミーであり、分析期間中に離婚を経験した場合に1となるダミー変数である。この変数も夫婦関係満足度ダミーと同じく、レファレンスグループは未婚者となっている。Clark et al. (2008)の分析結果でも示されるように、離婚は精神的なストレスを伴うため、幸福度を低下させると考えられる。この変数で特に注目するのは、夫婦関係満足度ダミーと比較した際の離婚ダミーの相対的な大きさである。もし離婚ダミーよりも夫婦関係に「不満」ありダミーの負の係数が大きかった場合、夫婦関係に不満を持つ結婚を継続するよりも、離婚を選択した方が幸福度への影響が小さいことになる。このような傾向が確認されるかどうかを検証する。

X_{it} は個人属性であり、年齢、年齢の2乗項、主観的健康度、同居する子どもの数、対数世帯年収、就業形態、同居人数、市郡規模、居住地域ブロックを含む。これらの変数の選択には、Chapman and Guven (2016)を参考にしている。なお、これらの変数のうち、主観的健康度は2002年以降しか調査していないため、今回の分析期間は2002年から2017年となる。 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。今回の分析では(1)式をFE OLSによって推計するが、その頑健性を確認するためにも、Baetschmann et al. (2020)のFixed Effect (FE) Ordered Logitでも推計する。

(1)式の推計には個人間の変動に注目するFE OLSやFE Ordered Logitを使用するため、分析期間中に変動しない個人効果をコントロールできる。しかし、夫婦関係の満足度と幸福度の関係を検証する際、個人効果以外に、幸福度から夫婦関係満足度への逆の因果関係の存在が懸念される。もともと幸福度が高い女性ほど、良好な夫婦関係を築け、満足度も高いといった可能性が考えられ、これが推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。このような逆の因果関係に対処するために、被説明変数の幸福度のラグ項を説明変数に追加するといった方法が考えられる。しかし、この方法の場合、被説明変数の幸福度のラグ項が誤差項と相

関してしまい、推計結果にバイアスをもたらしてしまう。このバイアスに対処するためにも、本論文では Arellano and Bond (1991) の GMM を使用する。具体的には、説明変数に幸福度の 1 期及び 2 期前のラグ項を追加し、式全体の差分をとることで分析期間中に変動しない個人効果を除去し、操作変数を用いた Arellano and Bond (1991) の GMM で推計した。

被説明変数の幸福度のラグ項を用いた GMM 以外でも、パネルデータの特徴を生かし、夫婦関係満足度と幸福度の逆の因果関係に対処した推計を実施した。具体的には、分析期間の始めの時点において未婚のサンプルに限定し、その初期時点の幸福度を説明変数に加えた Propensity Score Weighting (PSW) による推計を実施する¹。この手法を用いることで、未婚時点における幸福度が等しいサンプルにおいて、夫婦関係満足度が幸福度に及ぼす影響を検証できる。Imbens (2015) で指摘されるように、マッチング法を使用する際、アウトカムとなる変数とトリートメントグループの両方に影響を及ぼす変数を使用することは重要であり、アウトカム変数のラグ項を説明変数として使用することが有効となる。今回の分析では Inverse-Probability Weighting (IPW) と Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment (IPWRA) を用いて推計するが、トリートメントグループが夫婦関係に「満足」、「普通」、「不満」といった 3 つであり、コントロールグループは未婚の状態である²。このような Multivalued Treatments を分析する場合、Propensity Score Matching (PSM) は使用できないものの (Abadie and Imbens 2006; 2012)、PSW では推計が可能となっている (Cattaneo 2010; Imbens 2000; Wooldridge 2010)。IPW では、各時点における個人属性と未婚時点における幸福度を説明変数とした Multinomial Logit を推計し、その推計値から逆確率重みづけを算出し、それを用いて夫婦関係満足度が女性の幸福度に及ぼす影響を検証する。IPWRA では、IPW と同じく Multinomial Logit を推計し、逆確率重みづけを算出するが、さらにその値を用いた Weighted least squares (WLS) を推計する。IPWRA の利点は、逆確率重みづけによって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差が十分に調整できていない場合において、その差を OLS によって追加で調整できる点にある (Morgan and Todd 2008)。この IPW や IPWRA を使用する際、(1) 式の個人属性 X_{it} 、年次ダミー、そして、調査初期時点における未婚サンプルの幸福度を変数として使用するが、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逆確率重みづけによって消失するように、連続変数をダミー変数に変換した³。また、各サンプルがどの時点から調査されてい

¹ JPSC には 1993 年、1997 年、2003 年、2008 年、そして、2013 年の各時点から調査されているコーホートが存在する。説明変数の主観的健康度が 2002 年以降からしか存在しないため、分析期間は 2002-2017 年となる。このため、調査初期時点における未婚サンプルは、1993 年と 1997 年から調査されているコーホートは、2002 年時点において未婚のサンプルとなり、これ以降のコーホートは、その調査開始時点において未婚のサンプルとなる。

² 分析期間の始めの時点において未婚のサンプルに限定したため、離婚サンプルの数が 32 件と非常に少なくなった。このため、PSW を用いた分析では離婚を除外して分析している。

³ 年齢とその 2 乗項は、年齢ダミー (29 歳以下、30-34 歳、35-39 歳、40 歳以上) へと変換し、対数世帯年収は世帯年収の第 6 分位ダミーに、そして、同居人数は同居人数ダミー (0 人、1-3 人、4 人以上) へと変換

るのかを示すコーホートダミーも説明変数に追加した。

表 1 基本統計量

		平均値	標準偏差
幸福度		3.747	0.880
既婚		0.671	0.470
夫婦関係満足度	満足	0.308	0.462
	普通	0.244	0.430
	不満	0.118	0.323
離婚		0.007	0.086
未婚		0.322	0.467
年齢		37.525	7.822
年齢の2乗項		1469.345	613.105
主観的健康度	良い	0.474	0.499
	普通	0.377	0.485
	悪い	0.149	0.356
子どもの数		1.381	0.945
対数世帯年収		6.399	0.604
就業形態	正規雇用	0.300	0.458
	非正規雇用	0.344	0.475
	自営業他	0.072	0.259
	無業	0.284	0.451
同居人数		2.717	1.464
市郡規模	都区および政令指定都市	0.286	0.452
	その他の市	0.621	0.485
	町村	0.093	0.290
サンプルサイズ		22,102	

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

表 1 は、推計に使用した変数の基本統計量である。表 1 の結果から、サンプルに占める有配偶者の比率は約 67%であり、このうち、夫婦関係に満足している比率は約 31%、夫婦関係が普通である比率は約 24%、そして、夫婦関係に不満を持つ比率は約 12%となっていた⁴。これに対して離婚者の比率は小さく、約 0.7%であった。また、未婚者の割合は約 32%

した。

⁴夫婦関係満足は結婚期間中に応じて変化する可能性が高く、その変化を実際に検証した結果を Appendix 1 に掲載した。この Appendix 1 の図では、結婚期間に応じて夫婦関係の「満足」、「普通」、「不満」の構成比の変化を見ているが、結婚期間が長くなるにつれて、「満足」の比率が低下し、「普通」の比率が増加

となっている。

表2はIPW及びIPWRAの逆確率重みづけによって、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したかどうかをStandardized differencesによって検証したものである。表2では、夫婦関係に「満足」、「普通」、「不満」といった3つのトリートメントグループごとに、逆確率重みづけの前後で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だと判断されることが多い。この基準で判断すると、ほとんど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。

していた。「不満」の比率も増加するが、大きく増えるわけではなく、約20%台で推移していた。これらの結果から、新婚当初は夫婦関係に満足しているが、その後徐々に夫婦関係を普通と評価するように変化していくと考えられる。Appendix 2の表では10年間継続して回答する既婚女性のうち、継続して夫婦関係に満足している割合を示している。これを見ると、10年間連続して夫婦関係に満足している女性の比率は約13%であり、持続的に夫婦関係に満足することの難しさを示している。また、夫婦関係満足の決定要因について分析した永井(2005)や山口(2007)は、子どもを持つことによって夫婦関係満足度が低下することを指摘している。実際にこの点を検証したのがAppendix 3の図である。この図では第1子出産前後の夫婦関係に満足している比率を示している。この図を見ると、第1子出産後に持続的に夫婦関係に満足している比率が低下しており、出産を機に夫婦関係が悪化する可能性があることを示している。

Appendix 3が示すように、出産を機に夫婦関係が悪化するため、その影響により子どもの有無で幸福度に差が生じる可能性が高い。実際にAppendix 4で子どもの有無別に幸福度の平均値を見ると、やはり子どものいない場合よりも、子どものいる既婚女性の幸福度が低かった。しかし、Appendix 5で子どもの有無と夫婦関係満足度別に幸福度の平均値を見ると、必ずしも子どものいる場合の幸福度が低くなっているわけではなかった。夫婦関係満足度が「普通」や「不満」の場合、子どもがいる女性の幸福度の方が高くなっていた。また、Appendix 5の結果は、夫婦関係満足度の水準によって幸福度に大きな差が生まれることを示しており、子どもの有無よりも夫婦関係満足度が幸福度に大きな影響を及ぼす可能性を示唆している。ただし、夫婦関係満足度と子どもの有無は相互に関連しあうため、Appendix 5の結果は慎重に解釈する必要がある。

表2 IPW 及び IPWRA による Standardized differences の変化

夫婦関係満足度：不満(サンプルサイズ=294)		Standardized differences							
		IPW				IPWRS			
		ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり
調査初年度の幸福度				0.251	-0.003			0.251	-0.003
年齢	30-34歳	-0.026	1.133	0.128	-0.012	0.128	-0.026	0.128	-0.012
	35-39歳	0.432	0.024	0.432	0.015	0.432	0.024	0.432	0.015
	40歳以上	0.132	-0.002	0.132	-0.008	0.132	-0.002	0.132	-0.008
主観的健康度	良い	-0.111	0.040	-0.111	0.041	-0.111	0.040	-0.111	0.041
	悪い	-0.006	0.006	-0.006	0.001	-0.006	0.006	-0.006	0.001
世帯年収	第2分位	0.194	-0.021	0.194	-0.015	0.194	-0.021	0.194	-0.015
	第3分位	0.250	0.022	0.250	0.018	0.250	0.022	0.250	0.018
	第4分位	0.232	0.027	0.232	0.019	0.232	0.027	0.232	0.019
	第5分位	0.101	-0.003	0.101	0.008	0.101	-0.003	0.101	0.008
	第6分位	-0.452	0.003	-0.452	0.002	-0.452	0.003	-0.452	0.002
就業形態	非正規雇用	0.107	0.038	0.107	0.041	0.107	0.038	0.107	0.041
	自営業他	0.035	-0.027	0.035	-0.035	0.035	-0.027	0.035	-0.035
	無業	0.478	0.005	0.478	0.001	0.478	0.005	0.478	0.001
同居人数	0人	-0.603	-0.001	-0.603	-0.001	-0.603	-0.001	-0.603	-0.001
	4人以上	0.057	0.054	0.057	0.056	0.057	0.054	0.057	0.056
市郡規模	都区および政令指定都市	0.090	0.023	0.090	0.012	0.090	0.023	0.090	0.012
	町村	-0.112	0.013	-0.112	0.022	-0.112	0.013	-0.112	0.022
コーホート	コーホートA(93年から調査)	-0.471	0.009	-0.471	0.004	-0.471	0.009	-0.471	0.004
	コーホートB(97年から調査)	0.197	-0.026	0.197	-0.033	0.197	-0.026	0.197	-0.033
	コーホートD(08年から調査)	-0.026	-0.027	-0.026	-0.011	-0.026	-0.027	-0.026	-0.011
	コーホートE(13年から調査)	-0.365	0.000	-0.365	0.002	-0.365	0.000	-0.365	0.002

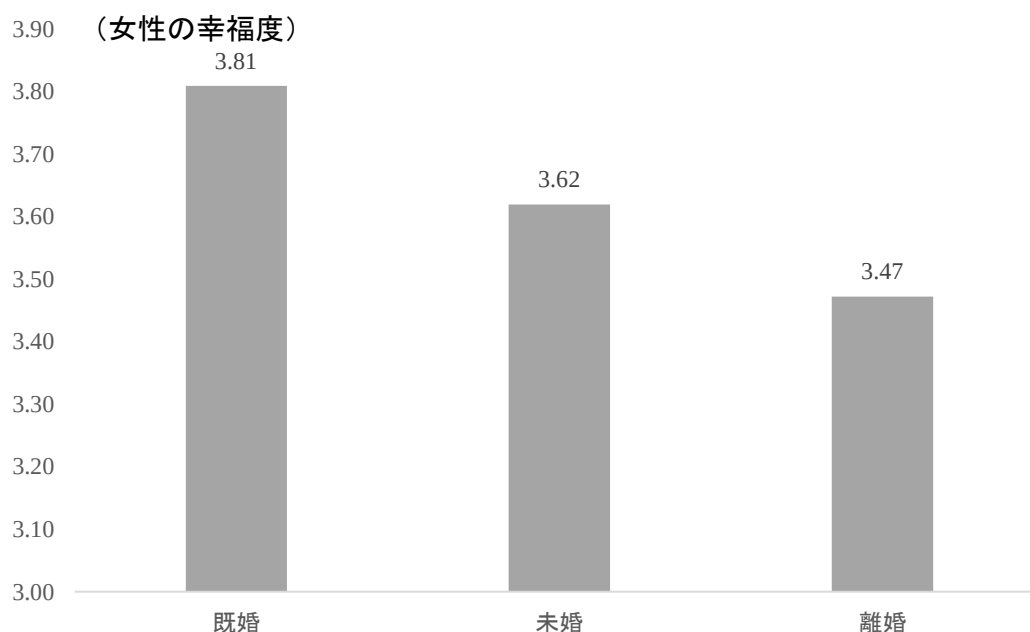
夫婦関係満足度：普通(サンプルサイズ=649)		Standardized differences							
		IPW				IPWRS			
		ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり
調査初年度の幸福度				0.204	0.049			0.204	0.049
年齢	30-34歳	0.184	0.003	0.184	0.021	0.184	0.003	0.184	0.021
	35-39歳	0.522	0.038	0.522	0.027	0.522	0.038	0.522	0.027
	40歳以上	-0.056	-0.038	-0.056	-0.047	-0.056	-0.038	-0.056	-0.047
主観的健康度	良い	-0.012	0.042	-0.012	0.041	-0.012	0.042	-0.012	0.041
	悪い	-0.107	0.022	-0.107	0.015	-0.107	0.022	-0.107	0.015
世帯年収	第2分位	0.211	0.007	0.211	0.010	0.211	0.007	0.211	0.010
	第3分位	0.186	0.033	0.186	0.029	0.186	0.033	0.186	0.029
	第4分位	0.058	0.037	0.058	0.026	0.058	0.037	0.058	0.026
	第5分位	0.102	-0.009	0.102	0.008	0.102	-0.009	0.102	0.008
	第6分位	-0.244	0.032	-0.244	0.030	-0.244	0.032	-0.244	0.030
就業形態	非正規雇用	0.071	0.019	0.071	0.020	0.071	0.019	0.071	0.020
	自営業他	0.038	-0.071	0.038	-0.090	0.038	-0.071	0.038	-0.090
	無業	0.586	0.025	0.586	0.018	0.586	0.025	0.586	0.018
同居人数	0人	-0.625	-0.052	-0.625	-0.055	-0.625	-0.052	-0.625	-0.055
	4人以上	0.035	0.019	0.035	0.018	0.035	0.019	0.035	0.018
市郡規模	都区および政令指定都市	0.096	0.028	0.096	0.013	0.096	0.028	0.096	0.013
	町村	-0.202	0.032	-0.202	0.050	-0.202	0.032	-0.202	0.050
コーホート	コーホートA(93年から調査)	-0.436	-0.027	-0.436	-0.039	-0.436	-0.027	-0.436	-0.039
	コーホートB(97年から調査)	0.142	-0.018	0.142	-0.028	0.142	-0.018	0.142	-0.028
	コーホートD(08年から調査)	-0.059	-0.007	-0.059	0.014	-0.059	-0.007	-0.059	0.014
	コーホートE(13年から調査)	-0.378	-0.010	-0.378	-0.004	-0.378	-0.010	-0.378	-0.004

夫婦関係満足度：満足(サンプルサイズ=1,537)		Standardized differences							
		IPW				IPWRS			
		ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり	ウェイトなし	ウェイトあり
調査初年度の幸福度				0.489	0.034			0.489	0.034
年齢	30-34歳	0.267	-0.039	0.267	-0.020	0.267	-0.039	0.267	-0.020
	35-39歳	0.396	0.033	0.396	0.024	0.396	0.033	0.396	0.024
	40歳以上	-0.218	0.001	-0.218	-0.011	-0.218	0.001	-0.218	-0.011
主観的健康度	良い	0.433	0.064	0.433	0.069	0.433	0.064	0.433	0.069
	悪い	-0.340	-0.015	-0.340	-0.016	-0.340	-0.015	-0.340	-0.016
世帯年収	第2分位	0.156	-0.057	0.156	-0.055	0.156	-0.057	0.156	-0.055
	第3分位	0.295	0.030	0.295	0.025	0.295	0.030	0.295	0.025
	第4分位	0.263	0.034	0.263	0.042	0.263	0.034	0.263	0.042
	第5分位	0.061	0.051	0.061	0.049	0.061	0.051	0.061	0.049
	第6分位	-0.296	0.087	-0.296	0.079	-0.296	0.087	-0.296	0.079
就業形態	非正規雇用	-0.030	0.027	-0.030	0.017	-0.030	0.027	-0.030	0.017
	自営業他	-0.002	-0.051	-0.002	-0.044	-0.002	-0.051	-0.002	-0.044
	無業	0.518	0.008	0.518	0.007	0.518	0.008	0.518	0.007
同居人数	0人	-0.623	-0.047	-0.623	-0.044	-0.623	-0.047	-0.623	-0.044
	4人以上	-0.106	0.091	-0.106	0.089	-0.106	0.091	-0.106	0.089
市郡規模	都区および政令指定都市	0.011	0.041	0.011	0.038	0.011	0.041	0.011	0.038
	町村	-0.037	0.022	-0.037	0.026	-0.037	0.022	-0.037	0.026
コーホート	コーホートA(93年から調査)	-0.478	0.047	-0.478	0.038	-0.478	0.047	-0.478	0.038
	コーホートB(97年から調査)	0.018	-0.065	0.018	-0.087	0.018	-0.065	0.018	-0.087
	コーホートD(08年から調査)	0.001	-0.055	0.001	-0.036	0.001	-0.055	0.001	-0.036
	コーホートE(13年から調査)	-0.216	-0.012	-0.216	0.007	-0.216	-0.012	-0.216	0.007

注 1:分析対象サンプルの合計は、8,691 であり、コントロールグループである未婚サンプルの数は 6,211、トリートメントグループの夫婦関係に「満足」の数は 1,537、「普通」の数は 649、「不満」の数は 294 となっている。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

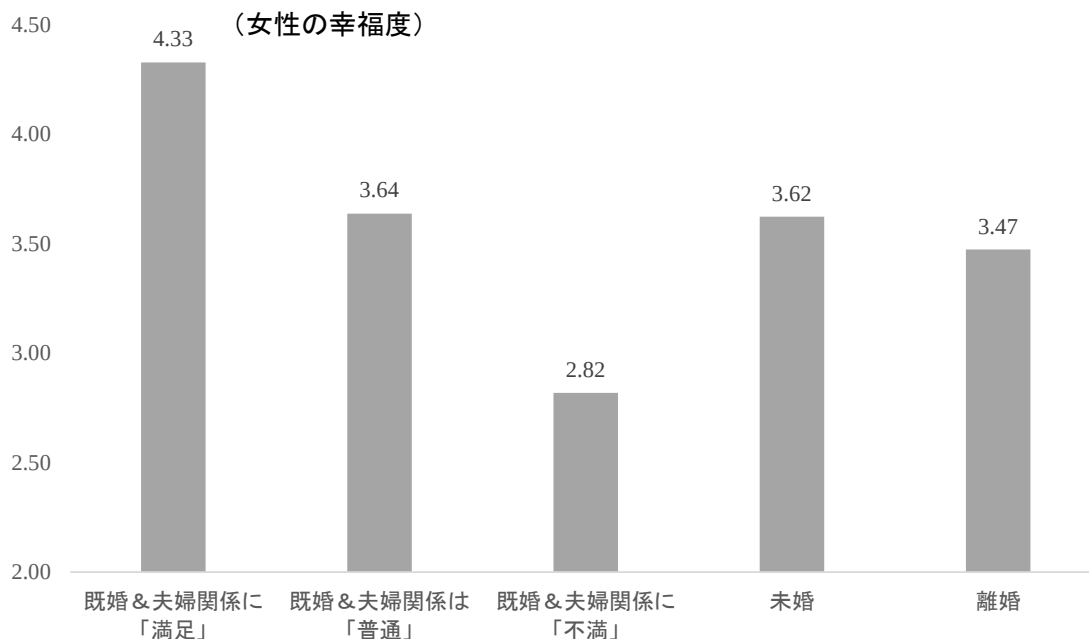
図 1 既婚女性、未婚女性、離婚を経験した女性の幸福度の平均値



出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

図 1 は配偶状態別の女性の幸福度の平均値を示している。これを見ると、既婚女性の幸福度が最も高く、次いで未婚女性、離婚を経験した女性となっていた。この結果から、結婚している女性ほど幸福度が高く、離婚を経験した女性ほど幸福度が低くなると言える。次に、図 2 は既婚女性を夫婦関係満足度別に分割した場合の幸福度の平均値を示している。これを見ると、夫婦関係に「満足」している既婚女性の幸福度が最も高く、夫婦関係に「不満」を持つ既婚女性の幸福度が大きく低下していた。特に注目されるのは、夫婦関係に「不満」を持つ既婚女性の幸福度が未婚女性や離婚を経験した女性よりも低くなっている点である。この結果は、結婚しているすべての女性の幸福度が高いというわけではなく、不満のある結婚生活をおくっている女性は、未婚女性や離婚を経験した女性よりも幸福度が低くなっていることを意味する。なお、夫婦関係が「普通」の既婚女性の幸福度を見ると、未婚女性とほぼ同じ水準となっていた。

図2 夫婦関係満足度別の既婚女性、未婚女性、離婚を経験した女性の幸福度の平均値



出典：1993年から2017年までのJPSCを用い、筆者作成。

5 推計結果

5.1 FE OLS と FE ordered Logit による推計結果

表3はFE OLSによる推計結果を示している。第1列目と第2列目は、既婚ダミーと離婚ダミーを用いた分析であり、第3列目と第4列目は、夫婦関係満足度ダミーと離婚ダミーを用いた分析となっている。まず、第1列目と第2列目の結果を見ると、既婚ダミーは有意に正の係数を示していた。この結果は、既婚女性ほど幸福度が未婚女性よりも高いことを意味しており、先行研究と一致している。これに対して、離婚ダミーは負の係数を示すものの、有意な値となっていなかった。

次に第3列目と第4列目の結果を見ると、夫婦関係に「満足」ダミーは有意に正に、そして、夫婦関係に「不満」ダミーは有意に負の値を示していた。この結果は、夫婦関係に満足している既婚女性ほど、未婚女性よりも幸福度が高いことを意味する。また、夫婦関係に不満がある既婚女性の場合、未婚女性よりも幸福度が低いことを意味している。これに対して、夫婦関係が「普通」ダミーは有意な値を示しておらず、未婚女性と幸福度に差が生じていないという結果となっていた。これらの結果は、おおむねChapman and Guven (2016)と整合的であり、日本においても夫婦関係の良し悪しが重要であることを示している。

表3 FE OLS による推計結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
既婚ダミー		0.100*** (0.034)	0.104*** (0.034)		
夫婦関係満足度ダミー	満足			0.425*** (0.027)	0.412*** (0.028)
	普通			-0.006 (0.029)	0.004 (0.029)
	不満			-0.653*** (0.036)	-0.624*** (0.036)
離婚ダミー		-0.065 (0.067)	-0.062 (0.065)	-0.157** (0.066)	-0.131** (0.064)
年齢			-0.047 (0.030)		-0.040 (0.028)
年齢の2乗項			0.000*** (0.000)		0.000*** (0.000)
主観的健康度 (ref=普通)	良い		0.216*** (0.013)		0.175*** (0.012)
	悪い		-0.226*** (0.021)		-0.183*** (0.019)
子どもの数			-0.016 (0.018)		0.030* (0.015)
対数世帯年収			0.044** (0.017)		0.060*** (0.016)
就業形態ダミー (ref=正規雇用)	非正規雇用		-0.009 (0.024)		-0.002 (0.022)
	自営業他		-0.053 (0.043)		-0.062* (0.037)
	無業		0.074*** (0.028)		0.036 (0.024)
同居人数			-0.030*** (0.011)		-0.029*** (0.010)
市郡規模 (ref=その他の市)	都区および政令指定都市		-0.030 (0.038)		-0.012 (0.035)
	町村		-0.066* (0.037)		-0.081** (0.032)
定数項		3.824*** (0.056)	4.609*** (0.875)	3.819*** (0.049)	4.223*** (0.836)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.018	0.059	0.170	0.196
サンプルサイズ		22,102	22,102	22,102	22,102

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4 女性の年齢別、学歴別にサンプルを分割した場合のFE OLS による推計結果

		(1) 29歳以下	(2) 30-39歳	(3) 40歳以上	(4) 高卒以下	(5) 専門・短大以上
夫婦関係満足度ダミー	満足	0.425*** (0.075)	0.361*** (0.042)	0.343*** (0.087)	0.459*** (0.048)	0.377*** (0.035)
	普通	-0.047 (0.084)	-0.034 (0.043)	-0.004 (0.085)	0.028 (0.048)	-0.015 (0.038)
	不満	-0.738*** (0.103)	-0.638*** (0.052)	-0.581*** (0.089)	-0.633*** (0.056)	-0.613*** (0.047)
離婚ダミー		0.060 (0.273)	-0.204** (0.082)	-0.076 (0.099)	-0.148* (0.083)	-0.106 (0.101)
年齢		0.281 (0.293)	-0.048 (0.071)	-0.006 (0.064)	-0.042 (0.041)	-0.031 (0.040)
年齢の2乗項		-0.006 (0.005)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)
主観的健康度 (ref=普通)	良い	0.207*** (0.031)	0.161*** (0.017)	0.143*** (0.019)	0.169*** (0.017)	0.179*** (0.016)
	悪い	-0.242*** (0.053)	-0.193*** (0.031)	-0.113*** (0.027)	-0.152*** (0.027)	-0.211*** (0.026)
子どもの数		-0.006 (0.051)	0.001 (0.025)	0.041 (0.028)	0.030 (0.022)	0.028 (0.021)
対数世帯年収		0.004 (0.035)	0.019 (0.025)	0.086*** (0.026)	0.053** (0.021)	0.066*** (0.024)
就業形態ダミー (ref=正規雇用)	非正規雇用	0.031 (0.052)	-0.012 (0.034)	-0.041 (0.045)	-0.018 (0.037)	0.009 (0.027)
	自営業他	0.087 (0.118)	-0.027 (0.048)	-0.113* (0.069)	-0.099* (0.055)	-0.029 (0.050)
	無業	0.102* (0.059)	0.026 (0.036)	-0.008 (0.050)	0.018 (0.041)	0.049* (0.029)
同居人数		-0.021 (0.022)	-0.014 (0.015)	-0.041** (0.020)	-0.019 (0.013)	-0.038*** (0.014)
市郡規模 (ref=その他の市)	都区および政令指定都市	-0.016 (0.089)	-0.038 (0.056)	0.013 (0.086)	-0.087 (0.071)	0.003 (0.040)
	町村	-0.121 (0.088)	-0.147*** (0.051)	-0.017 (0.060)	-0.050 (0.047)	-0.101** (0.044)
定数項		0.529 (3.974)	5.141*** (1.451)	3.437* (2.069)	4.012*** (1.236)	4.167*** (1.148)
推計方法		FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2		0.140	0.196	0.156	0.206	0.192
サンプルサイズ		3,973	9,533	8,596	9,455	12,647

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。

また、離婚ダミーを見ると、負に有意な値となっており、未婚女性よりも離婚を経験した女性の幸福度が低くなることを示していた。各係数の大きさに注目すると、夫婦関係に「満足」ダミーは既婚ダミーの約4倍となっており、幸福度を大きく引き上げる結果となっている。また、夫婦関係に「不満」ダミーと離婚ダミーを比較すると、係数の絶対値は夫婦関係に「不満」ダミーの方が約4倍以上大きかった。これは、夫婦関係に不満のある女性の場合、離婚を経験した女性よりも大きな幸福度の低下に直面することを意味する。この結果は、夫婦関係満足度と健康の関係を分析したLawrence et al. (2019)と整合的であり、夫婦関係に不満がある結婚の負の影響の深刻さを示している。

個人属性の推計結果を見ると、おおむね先行研究と同じ結果を示していた。年齢の2乗項は正の係数であり、幸福度と年齢の関係がU字型になっていることを示していた。また、

主観的健康度が良好であるほど幸福度が高く、逆に主観的健康度が悪いほど幸福度は低くなっていた。さらに、対数世帯年収が高いほど、同居人の数が多いほど、幸福度が低下していた。

表4は女性の年齢別、学歴別にサンプルを分割した場合のFE OLSによる推計結果である。表4の第1列目は29歳以下の女性、第2列目は30-39歳の女性、そして、第3列目は40歳以上の女性の結果を示している。また、表4の第4列目は高卒以下の学歴の女性の結果であり、第5列目は専門・短大卒以上の女性の結果となっている。

表4の第1列目から第3列目までの結果を見ると、いずれの場合でも夫婦関係に「満足」ダミーは正に有意に、そして、夫婦関係に「不満」ダミーは負に有意な値を示していた。係数の大きさに注目すると、年齢が上がるごとにやや小さくなる傾向が見られた。これらの結果から、夫婦関係満足度の影響は年齢が異なっても依然として存在し続けるが、その大きさはやや小さくなる傾向にあると言える。表4の第4列目と第5列目の結果を見ると、いずれの場合でも夫婦関係に「満足」ダミーは正に有意に、そして、夫婦関係に「不満」ダミーは負に有意であるが、係数の大きさに明確な違いは見られなかった。この結果から、女性の学歴によって、夫婦関係満足度の及ぼす影響は大きく変化しないと言える。

表5は、表3の推計結果の頑健性を確認するために実施したFE Ordered Logitの推計結果である。表中の値はオッズ比を示しており、値が1よりも大きければ幸福度が増加し、値が1よりも小さければ幸福度が低下することを示す。表5の第1列目と第2列目の結果を見ると、既婚ダミーは正に有意であり、離婚ダミーはオッズ比が1よりも小さいものの、有意ではなかった。この結果は既婚女性ほど幸福度が高いことを示し、表3の結果と整合的だと言える。次に表5の第3列目と第4列目の結果を見ると、夫婦関係に「満足」ダミーは有意であり、オッズ比も1より大きかった。また、夫婦関係に「不満」ダミーや離婚ダミーも有意であり、オッズ比は1より小さかった。これらの結果は、夫婦関係に満足している既婚女性ほど幸福度が高く、逆に夫婦関係に不満のある既婚女性や離婚を経験した女性ほど幸福度が低くなることを意味する。夫婦関係に「不満」ダミーと離婚ダミーのオッズ比を比較すると、夫婦関係に「不満」ダミーの方が小さくなっているため、離婚よりも夫婦関係への不満がより幸福度を低下させると考えられる。これらの結果は表3と整合的である。以上の結果から、FE Ordered Logitを用いてもFE OLSと整合的な結果が得られており、表3の結果が信頼できるものだと考えられる。

以上の結果を整理すると、次の3点が明らかになった。1点目は、欧米のデータを用いた先行研究と同じく、既婚女性の幸福度の方が未婚女性よりも高かった。2点目は、夫婦関係に満足している既婚女性ほど、未婚女性よりも幸福度が高くなっていた。また、夫婦関係に不満がある既婚女性の幸福度は、未婚女性や離婚を経験した女性よりも低くなっていた。これらの結果は、すべての既婚女性が未婚女性よりも幸せであるというわけではなく、夫婦関係によっては未婚の方が幸せな場合もあることを示している。3点目は、女性の年齢別の分析の結果、20代、30代、40代と年齢が上がるにつれて、夫婦関係満足度の影響が緩やかに減

少していた。学歴別の分析もおこなったが、学歴間による明確な違いは確認されなかった。

表 5 FE Ordered Logit による推計結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
既婚ダミー		1.358*** (0.159)	1.388*** (0.165)		
夫婦関係満足度ダミー	満足			7.838*** (0.872)	7.663*** (0.896)
	普通			0.919 (0.103)	0.933 (0.108)
	不満			0.095*** (0.012)	0.099*** (0.013)
離婚ダミー		0.866 (0.165)	0.824 (0.158)	0.558*** (0.117)	0.577*** (0.120)
年齢			0.860 (0.101)		0.840 (0.108)
年齢の2乗項			1.001** (0.001)		1.002*** (0.001)
主観的健康度 (ref=普通)	良い		2.301*** (0.113)		2.178*** (0.109)
	悪い		0.496*** (0.034)		0.553*** (0.038)
子どもの数			0.889* (0.062)		1.082 (0.069)
対数世帯年収			1.155** (0.066)		1.256*** (0.072)
就業形態ダミー (ref=正規雇用)	非正規雇用		0.971 (0.085)		1.009 (0.087)
	自営業他		0.834 (0.128)		0.798 (0.120)
	無業		1.398*** (0.142)		1.264** (0.122)
同居人数			0.902*** (0.036)		0.883*** (0.034)
市郡規模 (ref=その他の市)	都区および政令指定都市		0.887 (0.127)		0.947 (0.144)
	町村		0.790* (0.110)		0.722** (0.099)
推計方法		FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
対数尤度		-12673.515	-12134.153	-10647.095	-10286.370
サンプルサイズ		22,102	22,102	22,102	22,102

注 1)：***、**、*はそれぞれ推定された値が 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)：表中の値はオッズ比を示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

表6 GMM による推計結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
1期前の幸福度		0.236*** (0.019)	0.228*** (0.018)	0.190*** (0.018)	0.186*** (0.016)
2期前の幸福度		0.083*** (0.013)	0.079*** (0.013)	0.066*** (0.012)	0.064*** (0.012)
既婚ダミー		0.015 (0.050)	0.002 (0.052)		
夫婦関係満足度ダミー	満足			0.225*** (0.048)	0.219*** (0.049)
	普通			-0.110** (0.049)	-0.102** (0.050)
	不満			-0.642*** (0.052)	-0.629*** (0.053)
離婚ダミー		0.131* (0.075)	0.104 (0.075)	-0.046 (0.070)	-0.049 (0.071)
年齢			-0.027 (0.023)		-0.027 (0.022)
年齢の2乗項			0.000* (0.000)		0.000** (0.000)
主観的健康度 (ref=普通)	良い		0.139*** (0.017)		0.118*** (0.016)
	悪い		-0.174*** (0.024)		-0.151*** (0.023)
子どもの数			-0.027 (0.029)		0.010 (0.027)
対数世帯年収			0.002 (0.023)		0.002 (0.022)
就業形態ダミー (ref=正規雇用)	非正規雇用		0.050 (0.035)		0.062* (0.033)
	自営業他		0.043 (0.058)		0.027 (0.055)
	無業		0.072* (0.038)		0.061* (0.035)
同居人数			-0.003 (0.017)		-0.003 (0.016)
市郡規模 (ref=その他の市)	都区および政令指定都市		0.011 (0.064)		0.028 (0.061)
	町村		-0.175** (0.072)		-0.153** (0.068)
推計方法		GMM	GMM	GMM	GMM
Sargan test		0.310	0.198	0.378	0.287
Arellano-Bond test: AR(2)		0.096	0.161	0.244	0.322
サンプルサイズ		12,295	12,295	12,295	12,295

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

注 2) : ()内の値は標準誤差を示す。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

5.2 GMM による推計結果

表 6 は Arellano and Bond (1991) の GMM による推計結果を示している。いずれの場合でも 1 期及び 2 期前の幸福度を説明変数に追加している。GMM による推計の場合、過剰識別制約テスト (Sargan test) と系列相関に関する検定を行う必要がある。前者の Sargan test の結果であるが、第 1 列目は 5%水準で、第 2、3、4 列目は 10%水準で過剰識別制約が満たされていた。また、2 階の系列相関に関する検定の結果、系列相関がないという帰無仮説が支持される結果となっている。

表 6 の推計結果のうち、第 1 列目と第 2 列目の結果を見ると、1 期及び 2 期前の幸福度はいずれも正に有意であり、過去の幸福度と現在の幸福度が正の相関を持つことを示していた。既婚ダミーを見ると、係数は正であるものの、有意な値を示していなかった。この結果は表 3 や表 5 と異なっており、背景には 1 期及び 2 期前の幸福度を説明変数に追加したことが影響を及ぼしていると考えられる。幸福度のラグ項を追加することによって、幸福度から結婚への逆の因果関係がコントロールされ、その結果、係数が有意でなくなった可能性がある。この結果は、もともと幸福度が高い人ほど結婚し、その影響を既婚ダミーが捉えていた可能性があることを示唆する。これに対して、離婚ダミーを見ると、第 1 列目では正に有意であったが、個人属性を説明変数に追加した第 2 列目では、有意な値を示していなかった。

表 6 の第 3 列目と第 4 列目の結果を見ると、1 期及び 2 期前の幸福度はいずれも正に有意な値を示していた。夫婦関係満足度ダミーを見ると、「満足」ダミーは正に有意な値を示し、「普通」及び「不満」ダミーは負に有意な値を示していた。「満足」ダミーと「不満」ダミーの係数はこれまでの推計結果と同じ傾向を示していたが、GMM の推計では新たに「普通」ダミーも負に有意となっていた。この結果は、GMM によって幸福度と夫婦関係満足度の逆の因果関係を考慮すると、夫婦関係満足度が普通であったとしても、未婚者より幸福度が低くなることを意味する。おそらく、もともと幸福度が高い女性ほど夫婦関係満足度も普通となりやすく、この関係が推計結果にバイアスをもたらしていたためだと考えられる。また、夫婦関係満足度の「満足」ダミーと「不満」ダミーの係数の大きさを見ると、表 3 の結果と比較して、「不満」ダミーはほぼ変わらないものの、「満足」ダミーは約半分程度まで小さくなっていた。この結果は、幸福度と夫婦関係満足度の逆の因果関係によって、推計結果に上方バイアスが発生した可能性があることを示している。最後に離婚ダミーの係数を見ると、有意な値を示していなかった⁵。

⁵ 離婚ダミーが有意な値を示さなくなった背景には、2つの原因が考えられる。1つ目は GMM による幸福度のラグ項を追加したことによって影響を受け、有意水準が低下した可能性である。2つ目は、幸福度のラグ項を使用することによるサンプルサイズの減少である。これら2つの可能性を検証するために、GMM と同じサンプルで FE OLS を推計し、離婚ダミーの係数がどのように変化するかを確認した。もし幸福度のラグ項を使用しない FE OLS で離婚ダミーが負に有意な値を示した場合、GMM による推計が

以上の結果をまとめると、夫婦関係に満足している女性ほど幸福度が高く、夫婦関係が普通である女性や不満のある女性ほど幸福度が低くなっていた。GMM による推計で特に注目されるのは、係数の変化であり、夫婦関係に「満足」ダミーの係数が小さくなり、「普通」ダミーの係数が負に有意となっていた。この結果は、夫婦関係満足度ダミーに上方バイアスが発生していた可能性を示している⁶。これら変数の上方バイアスを考慮しても、夫婦関係満足度、特に夫婦関係への不満は幸福度に大きな負の影響を及ぼしているため、すべての結婚が幸福度の向上につながるわけではないと言える。また、Chapman and Guven (2016)は夫婦関係満足度と幸福度の関係を検証する際、主に Pooled OLS を使用しているため、本稿の結果と同じく上方バイアスが発生している可能性がある。

5.3 IPW 及び IPWRA による推計結果

表 7 は IPW と IPWRA といったマッチング法による推計結果を示している。第 1 列目と第 2 列目は IPW による推計結果であり、第 2 列目では逆確率重みづけを算出する際に調査初年度の未婚者の幸福度も追加している。また、第 3 列目と第 4 列目は IPWRA による推計結果であり、第 4 列目では逆確率重みづけを算出する際に調査初年度の未婚者の幸福度も追加している。

表 7 の第 1 列目の結果を見ると、夫婦関係に「満足」ダミーと「普通」ダミーは正に有意であり、夫婦関係に「不満」ダミーは負に有意となっていた。しかし、調査初年度の未婚者の幸福度を使用した第 2 列目の結果を見ると、夫婦関係の「普通」ダミーは有意ではなくなり、夫婦関係に「満足」ダミーの係数はやや小さくなっていた。これらの結果から、結婚前の時点における幸福度は、結婚後の夫婦関係満足度に影響を及ぼしており、上方バイアスをもたらす原因となっている可能性がある。以上の点を考慮しても、夫婦関係に満足している女性ほど幸福度が高く、逆に夫婦関係に不満のある女性ほど幸福度が低くなる傾向は依然として存在しており、これまでの結果と整合的だと言える。表 7 の第 3 列目と第 4 列目の結果は、基本的には第 1 列目と第 2 列目の結果と同じであり、調査初年度の未婚者の幸福度を考慮しても、夫婦関係に満足している女性ほど幸福度が高く、夫婦関係に不満のある女性ほど幸福度が低くなっていた。

離婚ダミーの係数が変化した場合だと考えられる。これに対して、もし幸福度のラグ項を使用しない FE OLS で離婚ダミーが有意ではなかった場合、サンプルサイズの減少が係数の変化の原因となっている可能性が高い。実際に FE OLS による推計を行ったが、離婚ダミーは有意な値を示していなかったため、サンプルサイズの減少が主な原因だと考えられる。

⁶ GMM の推計と同じサンプルを用い、FE OLS による推計を行った結果、夫婦関係に「満足」ダミーの係数は 0.384、「普通」ダミーは 0.025、そして、「不満」ダミーは -0.528 であった。これらのうち、「満足」ダミーと「不満」ダミーは 1%水準で有意であるが、「普通」ダミーは有意ではなかった。表 3 の第 4 列の結果と比較して、「満足」ダミーと「不満」ダミーの大きさがあまり変化していない点を考慮すると、GMM の推計によって上方バイアスが除去された可能性が高いと考えられる。

表7 IPW と IPWRA による推計結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
夫婦関係満足度ダミー	満足	0.736***	0.651***	0.715***	0.633***
		(0.039)	(0.038)	(0.038)	(0.038)
	普通	0.126***	0.070	0.106**	0.049
		(0.046)	(0.047)	(0.044)	(0.044)
	不満	-0.399***	-0.462***	-0.410***	-0.472***
		(0.062)	(0.061)	(0.062)	(0.060)
個人属性		Yes	Yes	Yes	Yes
調査初年度の幸福度		No	Yes	No	Yes
推計方法		IPW	IPW	IPWRS	IPWRS
サンプルサイズ		8,691	8,691	8,691	8,691

注 1)：***、**、*はそれぞれ推定された値が 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)：表 7 の分析では、調査初年度で未婚女性にサンプルを限定し、サンプルサイズが減少したため、離婚ダミーを使用せずに分析している。

注 4)：逆確率重みづけを推計するために使用した変数は、表 2 に掲載してある。

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、日本の代表的なパネルデータである JPSC を用い、夫婦関係の良し悪しや離婚が幸福度にどのような影響を及ぼすのかを分析することであった。被説明変数に 5 段階の幸福度を用い、女性を対象とした分析の結果、次の 4 点が明らかになった。1 点目は、欧米の先行研究と同じく、未婚女性と比較して既婚女性ほど幸福度が高くなっていた。2 点目は、未婚者と比較して、夫婦関係に満足する既婚女性ほど幸福度が高く、夫婦関係に不満がある既婚女性ほど幸福度が低くなっていた。この結果から、すべての結婚が女性の幸福度を高めているわけではなく、夫婦関係に満足している場合にのみ結婚によるプラスの影響が観察されると言える。3 点目は、離婚によって女性の幸福度は低下するが、その低下幅は夫婦関係に不満がある場合よりも小さかった。この結果から、夫婦関係に不満がある女性の幸福度は、未婚者や離婚者よりも低くなっていると考えられる。4 点目は、女性の年齢別に分析した結果、20 代、30 代、40 代と年齢が上がるにつれて、夫婦関係の良し悪しによる影響が緩やかに減少することがわかった。学歴別の分析もおこなったが、学歴間による明確な違いは確認されなかった。

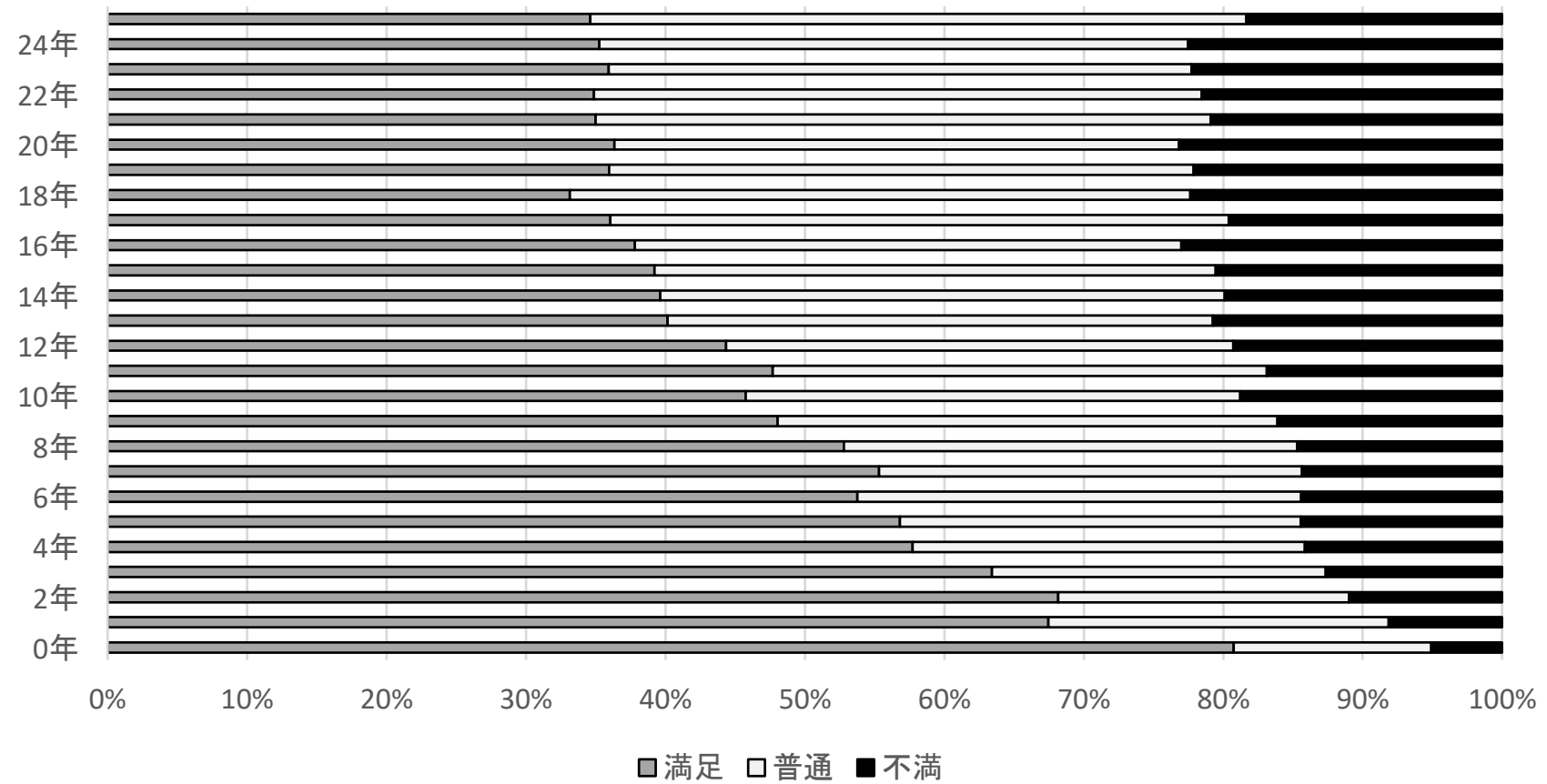
本論文で得られた分析結果は、おおむね Chapman and Guven (2016)、Grossbard and

Mukhopadhyay (2013)、そして、Lawrence et al. (2019)といった先行研究の結果と整合的である。これらの先行研究と比較した際の本稿の貢献は、日本のデータを用いている点とGMM や PSW といった手法を用い、より厳密な形で夫婦関係の良し悪しと主観的厚生の関係を検証した点にある。この中でも注目されるのが、GMM による推計結果であり、夫婦関係に「満足」ダミーの係数が小さくなっていた。この背景には、幸福度から夫婦関係満足度への逆の因果関係が影響を及ぼしていると考えられ、この点を考慮しないと、夫婦関係満足度の係数に上方バイアスが発生する恐れがある。今後の研究では、この点にも注意を払って推計していく必要があると考えられる。

本論文の分析結果は、日本の直面する出生率の低下への対策にも示唆を与えることができる。日本では、婚姻率の低下が出生率の低下の大きな要因の 1 つだと考えられているため、いかに結婚を促進するのかといった点が重要な政策課題となっている。ただし、ここで注意が必要となるのは、Cetre et al. (2016)で指摘されるように、主観的厚生が高い人ほど子どもを持ちやすいといった傾向がある点である。このため、結婚を促進しても夫婦関係に不満のある結婚が増加したのではあまり意味はなく、夫婦関係に満足している結婚が増えるよう環境を整備することが重要となる。

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、男性の夫婦関係満足度と主観的厚生の関係を検証できなかった。また、今回の分析では主に幸福度に注目したが、これ以外の主観的厚生の指標にも夫婦関係満足度が影響を及ぼす可能性が残っている。また、JPSC は主に若年女性を中心に調査したデータであるため、高齢期における女性の夫婦関係満足度と主観的厚生の関係を分析できていない。Umberson et al. (2006)は高齢期に夫婦関係満足度の影響が強くなることを指摘しているため、今後の分析では特に高齢層を中心としたデータを用いて分析する必要もあると考えられる。

Appendix 1 結婚期間別の夫婦関係満足度の構成比の変化



注 1):図中の値は、夫婦関係満足度を「満足」、「普通」、「不満」と分けた場合にその構成比が結婚期間によってどのように変化するかを示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

Appendix 2 10年間継続回答している既婚女性のうち、夫婦関係に満足している割合

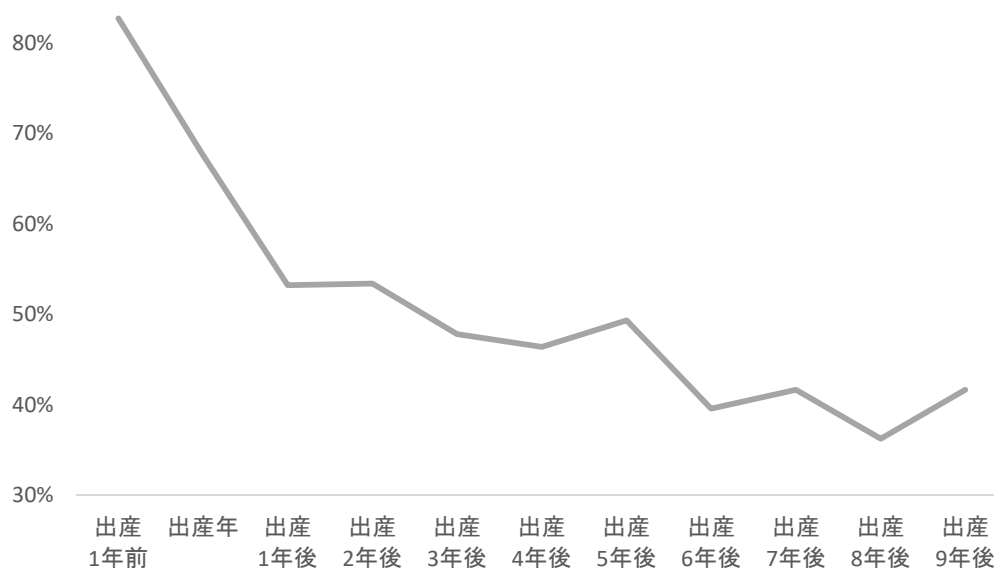
	サンプルサイズ	%
10年間継続して回答している女性	4,712	100%
うち、2年間連続して夫婦関係に満足している女性	1,750	37%
うち、3年間連続して夫婦関係に満足している女性	1416	30%
うち、4年間連続して夫婦関係に満足している女性	1193	25%
うち、5年間連続して夫婦関係に満足している女性	1031	22%
うち、6年間連続して夫婦関係に満足している女性	923	20%
うち、7年間連続して夫婦関係に満足している女性	819	17%
うち、8年間連続して夫婦関係に満足している女性	737	16%
うち、9年間連続して夫婦関係に満足している女性	666	14%
うち、10年間連続して夫婦関係に満足している女性	601	13%

注 1):図中の値は、10 年間継続回答している既婚女性のうち、連続して夫婦関係に満足している割合がどのように変化するかを示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

Appendix 3 第 1 子出産前後における既婚女性のうち、夫婦関係に満足している割合

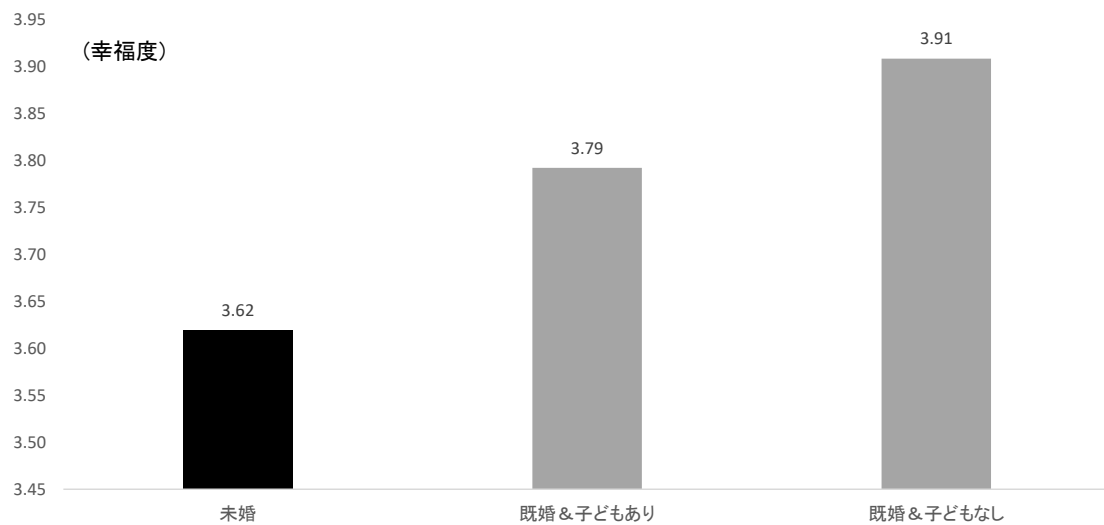
(夫婦関係に満足している割合)



注 1):図中の値は、第 1 子を出産した女性のうち、夫婦関係に満足している割合を示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

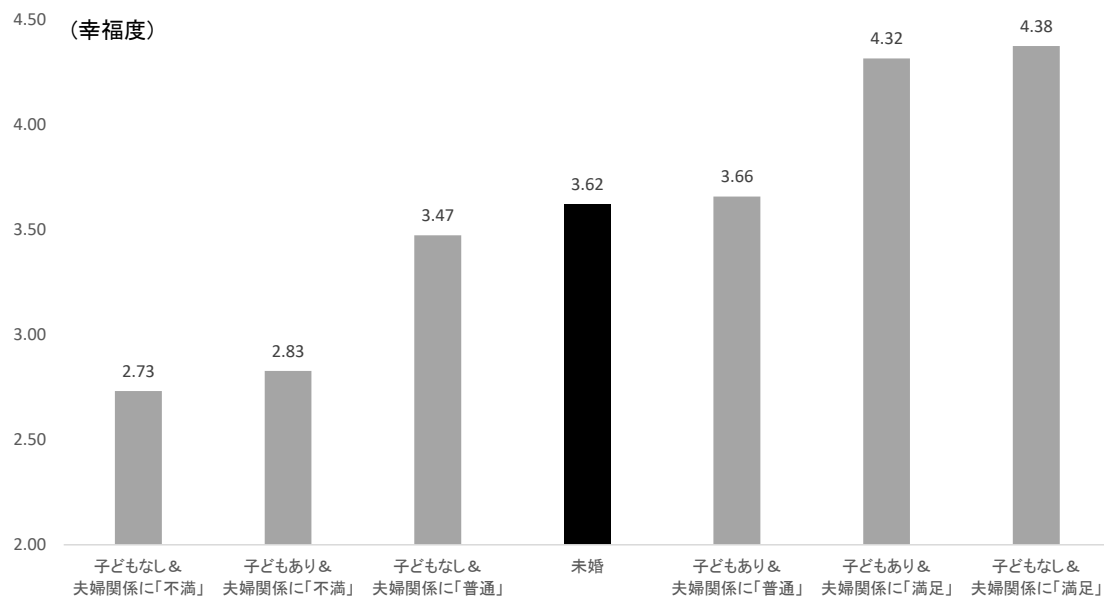
Appendix 4 子どもの有無と婚姻状態別の幸福度の平均値



注 1):図中の値は、婚姻状態と子どもの有無別に女性に幸福度の平均値を示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

Appendix 5 子どもの有無と夫婦関係満足度別の幸福度の平均値



注 1):図中の値は、婚姻状態、子どもの有無、夫婦関係満足度別に女性に幸福度の平均値を示している。

出典：1993 年から 2017 年までの JPSC を用い、筆者作成。

参考文献

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74, 235-267.
- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2012). Matching on the estimated propensity score. Harvard University and National Bureau of Economic Research. <http://www.hks.harvard.edu/fs/aabadie/pscore.pdf>.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Baetschmann G., Ballantyne, A., Staub, KE., Winkelmann, R. (2020). feologit: A new command for fitting fixed-effects ordered logit models. *The Stata Journal*, 20(2), 253-275.
- Becker, G. S. (1973) A Theory of Marriage: Part 1. *Journal of Political Economy*, 81, 813-846.
- Becker, G. S. (1974). A Theory of Marriage: Part 2. *Journal of Political Economy*, 82, 11-26.
- Becker, G. S. (1991). *Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press, Enlarged edition.
- Bookwala, J. (2005). The role of marital quality in physical health during the mature years. *Journal of Aging and Health*, 17(1), 85-104.
- Cattaneo, M. D. (2010). Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability. *Journal of Econometrics*, 155, 138-154.
- Chapman, B., & Guven, C. (2016). Revisiting the relationship between marriage and wellbeing: Does marriage quality matter? *Journal of Happiness Studies*, 17(2), 533-551.
- Cetre, S., Clark, A.E. & Senik, C. (2016). Happy People Have Children: Choice and Self-Selection into Parenthood. *European Journal of Population*, 32, 445-473.
- Clark, A., Diener, E., Georgellis, Y., & Lucas, R. (2008). Lags and leads in life satisfaction: A test of the baseline hypothesis. *The Economic Journal*, 118, F222-F243.
- Di Tella, R., McCulloch, R., & Oswald, A. (2003). The macroeconomics of happiness. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 809-827.
- Gove, W., Hughes, M., & Briggs Style, C. (1983). Does marriage have positive effects on the psychological well-being of the individual? *Journal of Health and Social Behavior*, 24(2), 122-131.
- Grossbard, S., Mukhopadhyay, S. (2013). Children, spousal love, and happiness: an economic analysis. *Review of Economics of the Household*, 11, 447-467.
- Grover, S., & Helliwell, J.F. (2019). How's Life at Home? New Evidence on Marriage and the Set Point for Happiness. *Journal of Happiness Studies*, 20, 373-390.

- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002). *Happiness and Economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Imbens, G. W. (2015). Matching Methods in Practice: Three Examples. *Journal of Human Resources*, 50(2), 373-419.
- Imbens, G. W., Wooldridge, J. M., (2009). Recent developments of the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47, 5-86.
- Kamp Dush, C. M., & Amato, P. R. (2005). Consequences of relationship status and quality for subjective well-being. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22, 607–627.
- Lawrence, E.M., Rogers, R.G., Zajacova, A., Wadsworth, T. (2019) Marital Happiness, Marital Status, Health, and Longevity. *Journal of Happiness Studies*, 20, 1539–1561.
- Layard, R. (2005). *Happiness: Lessons from a New Science*. New York: Penguin Press.
- Mikucka, M. (2016). The life satisfaction advantage of being married and gender specialization. *Journal of Marriage and Family*, 78, 759–779.
- Miller, R. B., Hollist, C. S., Olsen, J., & Law, D. (2013). Marital quality and health over 20 years: A growth curve analysis. *Journal of Marriage and Family*, 75(3), 667–680.
- Morgan, S. L., & Todd, J. J. (2008). A diagnostic routine for the detection of consequential heterogeneity of causal effects. *Sociological Methodology*, 38, 231–281.
- 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.
- Peiró, A. (2006). Happiness, satisfaction and socio-economic conditions: Some international evidence. *The Journal of Socio-Economics*, 35(2), 348–365.
- Perelli-Harris, B., Hoherz, S., Lappegård, T. et al. (2019). Mind the “Happiness” Gap: The Relationship between Cohabitation, Marriage, and Subjective Well-being in the United Kingdom, Australia, Germany, and Norway. *Demography*, 56, 1219–124.
- Ross, C. E., & Mirowsky, J. (2013). Theory and modeling in the study of intimate relationships and health. *Journal of Health and Social Behavior*, 54, 67–71.
- Sato, K. (2020). Does marriage improve subjective health in Japan? *Japanese Economic Review*, 71, 247–286.
- Stack, S., & Eshleman, J. R. (1998). Marital status and happiness: A 17-nation study. *Journal of Marriage and the Family*, 60, 527–536.
- Stutzer, A., & Frey, B. S. (2006). Does marriage make people happy, or do happy people get married? *Journal of Socio-Economics*, 35, 326–347.
- Umberson, D., Williams, K., Powers, D. A., Liu, H., & Needham, B. (2006). You make me sick: Marital quality and health over the life course. *Journal of Health and Social Behavior*,

47(1), 1–16.

Umberson, D., Crosnoe, R., & Reczek, C. (2010). Social relationships and health behavior across the life course. *Annual Review of Sociology*, 36, 139–157.

Umberson, D., & Montez, J. K. (2010). Social relationships and health: A flashpoint for health policy. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(Suppl.), S54–S66.

Waite, L. J. (1995). Does marriage matter? *Demography*, 32, 483–507.

Waite, L. J., & Gallagher, M. (2000). *The case for marriage: Why married people are happier, healthier, and better off financially*. New York, NY: Broadway Books.

Waite, L. J., & Lehrer, E. L. (2003). The benefits from marriage and religion in the United States: A comparative analysis. *Population and Development Review*, 29, 255–275.

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.

岩澤美帆(2002)「近年の期間 TFR 変動における 結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与 について」『人口問題研究』, 58(3), 15-44.

佐藤博樹・永井暁子・三輪 哲(2010)『結婚の壁—非婚・晩婚の構造』, 勁草書房.

筒井淳也(2016)『結婚と家族のこれから 共働き社会の限界』, 光文社新書

筒井義郎・大竹文雄・池田新 (2009)「なぜあなたは不幸なのか」, 『大阪大学経済学』, 58 (4), 20-57.

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.

馬場康彦・近藤克則・末盛慶(2003)「結婚と心理的健康—背景としての社会経済的地位」『季刊家計経済研究』 58, pp.77-85.

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.

山田昌弘(2019)『結婚不要社会』, 朝日新書.