Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

How did the trend of male and female happiness change during the early 2000s to late 2010s in Japan?

Kazuma Sato

5 April, 2022

DP2022-001
https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/7805/

Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
5 April, 2022

How did the trend of male and female happiness change during the early 2000s to late 2010s in Japan?

Kazuma Sato

PDRC Keio DP2022-001
5 April, 2022
JEL Classification: I31
Keywords: happiness; time trend; panel data

Abstract

Many previous studies have examined the trends in male and female happiness. However, most studies have not used the data after 2010 and have not focused on the Asian region. In order to fill this gap, this study examined the trends in male and female happiness using Japan Household Panel Survey on Consumer Preferences and Satisfaction (JHPS-CPS). The result of the study provided three findings. First, female happiness was higher than male happiness, and it has not experienced a statistically significant change during the analysis period. On the other hand, male happiness declined, leading to an increase in the gender happiness gap. Second, the result of the analysis by individual attributes showed that the gender happiness gap expanded in age 35-49, university graduates and more, unmarried, and individuals with children. Third, the analysis that focused on the unmarried and individuals with children by age group indicated that male happiness declined notably in the case of the unmarried over 50 and men with children under 49.

Kazuma Sato
Faculty of Political Science, Takushoku University
Kohinata 3-4-14, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8585
ksqwt864@gmail.com

Acknowledgement: This research utilizes the micro data from the Preference Parameters Study of Osaka University's 21st Century COE Program 'Behavioral Macro-Dynamics Based on Surveys and Experiments', its Global COE project 'Human Behavior and Socioeconomic Dynamics' and JSPS KAKENHI 15H05728 'Behavioral-Economic Analysis of Long-Run Stagnation'. This study also uses the data from the Japanese Panel Survey of Consumers, provided by the Panel Data Research Center at Keio University. I appreciate the valuable comments from Junji Kageyama (Meikai University) and Tsukasa Matsuura (Chuo University). This research was supported by JSPS Grant-in-Aid for Scientific Research (17KT0037).

2000 年代前半から 2010 年代後半にかけて

女性の幸福度はどのように推移したのか†

佐藤一磨*

要約

さまざまな研究が男女の幸福度の変化を検証してきたが、それらの研究では 2010 年以降の直近のデータを使用した分析やアジア地域のデータを用いた分析が少ないという課題があった。そこで、本研究は 2003－2013 年と 2016-2018 年に大阪大学が実施した『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』を用い、日本の男女の幸福度の推移を分析した。分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、女性の幸福度は男性の幸福度よりも高く、分析期間中で大きな変化を経験していなかった。これに対して男性の幸福度は低下傾向にあったため、幸福度の男女差は拡大した。2 点目は、年齢、学歴、結婚、子どもの有無といった個人属性別に分析した結果、35-49 歳、大卒、無配偶、子どもありの場合で幸福度の男女差が拡大していた。3 点目は、無配偶、子どもありの男女を年齢別に分けて分析した結果、50 歳以上の無配偶と 49 歳以下の子どもありの場合で、男性の幸福度の低下が顕著であり、その結果として幸福度の男女差が拡大した。

JEL Classification Number： I31
キーワード　　：幸福度、タイムトレンド、パネルデータ

† 本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」、グローバル COE プロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」および科研費・基盤研究 S「長期不況の行動経済学的分析」によって実施された『くらしの好みと満足度についてのアンケート』の結果を利用している。また、本研究は慶応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』の個票データも利用している。なお、論文に関して影山純二教授（明海大学）と松浦司准教授（中央大学）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

1　問題意識

直近の数十年間において、多くの国で女性の社会進出が進み、女性の社会経済的地位の向上が確認されてきた(Stevenson and Wolfers 2009)。男女間賃金格差は多くの国で縮小し、大学進学率は女性が男性を上回るようになってきた(Buchmann and DiPrete 2006; Esteve et al. 2016)。女性の労働市場への参加も進み(Blau & Kahn, 2007)、以前よりも多くの女性が自分の収入で生活している。このような女性の経済的地位の向上を受け、家庭内における女性の交渉上の地歩も改善したと考えられる。

以上の点から明らかなとおり、さまざまな面において女性を取り巻く社会環境は改善している。これを受け、女性の主観的厚生(Subjective Well-Being: SWB)も向上している可能性があり、これまでいくつかの研究が女性の SWB の変化を検証してきた。代表的な研究である Blanchflower and Oswald (2004)と Stevenson and Wolfers (2009)を見ると、女性の社会経済的地位の向上に反して、女性の SWB が低下傾向にあることを明らかにしている。Blanchflower and Oswald (2004)は、General Social Survey (GSS)と Eurobarometer British Survey を用いており、アメリカとイギリスにおいて女性の方が男性よりも SWB が高いものの、アメリカの女性の SWB は減少トレンドにあることを示した。また、Stevenson and Wolfers (2009)は主に GSS を使用し、アメリカでは 1970 年代以降、女性の SWB が減少傾向にある反面、男性の SWB があまり変化しなかったことを明らかにしている。さらに、この研究では、女性の SWB の減少傾向が他のヨーロッパ諸国でも観察されるだけでなく、幸福度以外の SWB 指標でも同様に確認できることを明らかにした。

これらの先行研究が示すように、欧米諸国では女性の SWB が減少傾向にある。この点に関して Mitsuyama and Shimizutani(2019)は 2000-2010 年の Japanese General Social Surveys (JGSS)を用い、日本の女性の SWB の変化を検証している。この分析の結果、日本では他の先進国と異なり、女性の SWB の方が男性よりも相対的、絶対的に大きいことを示した。また、この研究は男性では 2000 年代前半に 35-49 歳と 65 歳以上で SWB が減少する半面、女性では 2000 年代後半に 20-34 歳と 65 歳以上で SWB が上昇したことを明らかにしている。さらに、未婚女性や子供のいない女性の SWB が 2000 年代後半に上昇傾向にあることも示した。

Mitsuyama and Shimizutani(2019)の分析結果は、Blanchflower and Oswald (2004)や Stevenson and Wolfers (2009)と異なり、日本では女性の SWB が減少傾向にないことを示しており、注目に値する。欧米諸国と同じく、日本でも直近の数十年間で女性の社会進出が進み、就業率、賃金水準、学歴の面で男女間格差が縮小した点を考慮に入れると(Mitsuyama and Shimizutani 2019)、欧米諸国と日本の SWB のトレンドに違いが存在する可能性がある。この点は国際比較の面でも興味深いものの、Mitsuyama and Shimizutani(2019)以外で分析はなく、さらなる研究の蓄積が望まれる。特に、Mitsuyama and Shimizutani(2019)では検証できていない、2010 年以降の日本の女性の SWB の推移を検証することは、日本の

SWB の変化に関する新たなエビデンスとなるため、分析する意義は大きい。

そこで、本研究では 2000 年代前半から 2010 年代後半までの日本の男女の SWB の推移を Blanchflower and Oswald (2004)と Stevenson and Wolfers (2009)の手法を用いて分析する。使用データは大阪大学が実施した『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』である。JHPS-CPS は 2003－2013 年と 2016－2018 年に実施されたパネル調査であり、全期間で SWB として代表的な幸福度を調査している。本研究では 2003 年を基準として、その後男女の幸福度がどのように推移し、男女間の幸福度の差が拡大したのか、それとも縮小したのかを明らかにする。

本研究の分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、女性の幸福度は男性の幸福度よりも高く、分析期間中で大きな変化を経験していなかった。これに対して男性の幸福度は低下傾向にあったため、幸福度の男女差は拡大した。2 点目は、年齢、学歴、結婚、子どもの有無といった個人属性別に分析した結果、35-49 歳、大卒、無配偶、子どもありの場合で幸福度の男女差が拡大していた。3 点目は、無配偶、子どもありの男女を年齢別に分けて分析した結果、50 歳以上の無配偶と 49 歳以下の子どもありの場合で、男性の幸福度の低下が顕著であり、その結果として幸福度の男女差が拡大した。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では男女の SWB の推移に関する先行研究を概観する。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説明する。第 5 節では分析結果について述べ、最後の第 6 節では本稿の結論と今後の研究課題について言及する。

2　先行研究

近年、SWB のトレンドの変化を検証する研究が増加している。本節ではそれらに関連する研究を簡単に概観する。まず、男女の SWB のトレンドについて検証した研究に Blanchflower and Oswald (2004)や Stevenson and Wolfers (2009)がある。これらの研究は女性の幸福度が減少傾向にあり、その結果として女性の幸福度が相対的、絶対的に低下したと指摘している。これに対して、Herbst (2011)はアメリカの 1985－2005 年の DDB Needham Life Style Survey を使用し、女性だけでなく男性でも生活満足度が低下したことを示した。また、この研究では生活満足度以外の SWB の変化についても検証し、男女とも自信、過去への後悔、肉体的・精神的な健康度が低下傾向にあることも示した。日本のデータを使用した Mitsuyama and Shimizutani(2019)は、女性の幸福度の方が男性よりも相対的、絶対的に大きいことを明らかにしている。幸福度のトレンドについて見ると、女性では 2000 年代後半にやや増加傾向にあるが、男性では明確な変化は見られなかった[1]。これら以外で

[1] 日本のデータを用いて SWB に関する分析を行った研究に Oshio and Kobayashi (2011)、Oshio et al. (2011)、Sato(2022)がある。Oshio and Kobayashi (2011)は所得格差の大きい地域住んでいるほど、幸福度が低下することを明らかにしている。Oshio et al. (2011)は日本、韓国、中国において参照グループと

は、Ifcher and Zarghamee(2014) や Herbst and Ifcher(2016) がある。Ifcher and Zarghamee(2014)は GSS を用いて、シングルマザーの幸福度のトレンドの変化を検証し、シングルマザーの幸福度は他の女性よりも低いが、その差が縮小傾向にあること示した。また、Herbst and Ifcher(2016)は GSS と DDB Lifestyle Survey を用い、子どもがいる人々の幸福度が上昇傾向にあることを明らかにしている。

これら以外に、SWB のトレンドではなく、SWB の男女間の差を検証した研究がある。それらの研究はおおむね女性の幸福度の方が男性よりも高いことを示している(Arrosa and Gandelman 2016; Graham and Chattopadhyay 2012; Zweig 2014)。例えば、Graham and Chattopadhyay (2012)は Gallup World Poll (GWP)、World Values Survery (WVS)、 そして Latinobarometro を使用し、世界各国の幸福度の男女差を分析している。この分析の結果、サハラ以南のアフリカ地域やラテンアメリカといった経済的に貧しい国以外で、女性の方が男性よりも幸福度が高いことを明らかにした。Zweig (2014)は、Gallup World Poll を用い、各国の社会経済状況で幸福度の男女差に違いが生じるのかを検証している。この分析の結果、幸福度の男女差は、経済発展の程度や地域、宗教と明確な関連が見られないことがわかった。Arrosa and Gandelman (2016)は GWP、WVS、そして European Social Survey (ESS)を用い、幸福度の男女差の決定要因を分析している。この分析の結果、世界全体で見れば女性の幸福度の方が男性よりも高いものの、地域によっては逆の場合もあることがわかった。また、Oaxaca–Blinder 分解による分析の結果、幸福度の男女差は各個人属性の平均値の差によって説明できる部分は小さく、各個人属性の係数の差が大きな要因になっていた。この結果から、もし女性が男性と同等の個人属性を持つようになった場合、幸福度の男女差がさらに拡大すると指摘している。

SWB のトレンドについて検証した他の研究に Bartolini et al. (2013)、Green et al. (2018)、Sousa-Poza and Sousa-Poza (2003)がある。このうち、Sousa-Poza and Sousa-Poza (2003) と Green et al. (2018)は British Household Panel Survey (BHPS)を用い、仕事満足度のトレンドの男女差を検証している。BHPS を使用した Clark(1997)が指摘したように、仕事満足度は女性の方が男性よりも高い傾向がある。労働条件では女性の方が男性よりも劣る場合が多いため、この仕事満足度の男女差は 1 つのパズルとして分析が行われてきた。Sousa-Poza and Sousa-Poza (2003)と Green et al. (2018)の分析の結果、両方とも仕事満足度のトレンドの男女差が縮小し続けていることを確認している。この背景として、Clark(1997)が指摘するように、1990 年代初頭の女性は、労働市場での就業への期待とその後の実際の経験との間にギャップが存在し、それが徐々に解消されたことが影響していると考えられる。Bartolini et al. (2013)は German Socio-Economic Panel (SOEP)を用い、生活満足度のトレンドの変化に影響を及ぼす要因を検証している。この分析の結果、1996 年から 2007 年までの生活満足度の変化に対して、所得、年齢、社会関係資本が大きな影響を及ぼすことを明

の所得の差が幸福度に大きな影響を及ぼすことを示した。Sato(2022)は日本では専業主婦の方が共働きの妻よりも幸福度が高いが、子どもの有無を考慮するとこの関係が変化することを明らかにしている。

らかにした。

以上、SWB のトレンドについて研究が蓄積されているが、アジア地域に注目した分析は少ない。また、2010 年代のデータを用いた研究は少なく、直近の SWB の変化については検証されていない。本研究では 2003 年から 2018 年までの JHPS-CPS を用い、これらの課題を考慮したうえで男女間の幸福度のトレンドについて分析する。

3　データ

本研究で使用するデータは JHPS-CPS である。このパネル調査は 2003 年から開始し、満 20～69 歳の男女を全国規模で抽出し、留置回収法で調査を行っている。2003 年の調査対象者数は 1,418 人であり、2004 年に 3,161 人、2006 年に 1,396 人、2009 年に 3,704 人の新規標本抽出を行い、調査対象者として追加している。調査期間は 2003－2013 年と 2016－2018 年であり、本研究ではすべての期間のデータを使用する。本データでは危険回避度、時間選好率、習慣形成、消費の外部性に関する質問項目と個人・世帯の基本属性、家計・消費等に関する基本属性項目が調査されている。この調査項目の中に幸福度も含まれており、分析の被説明変数として使用する。分析対象は、使用する各変数に欠損値のない男女であり、男性のサンプルサイズは 18,292 で女性のサンプルサイズは 19,597 である。

SWB のトレンドを検証した先行研究を見ると、GSS や WVS 等のクロスセクションデータを用いた研究(Blanchflower and Oswald 2004; Herbst 2011; Herbst and Ifcher 2016; Ifcher and Zarghamee 2014; Mitsuyama and Shimizutani 2019; Stevenson and Wolfers 2009)と BHPS や SOEP といったパネルデータを用いた研究(Bartolini et al. 2013; Green et al. 2018; Sousa-Poza and Sousa-Poza 2003)がある。前者のクロスセクションデータの場合、各時点におけるサンプルの代表性を確保できるものの、毎回調査対象者が入れ替わるため、異個人間で SWB を比較することになる。これに対して、パネルデータの場合、同一個人間の SWB を比較できるが、毎年年齢が上昇するだけでなく、サンプルの脱落も発生するため、徐々にサンプルの代表性が失われる恐れがある。このようにクロスセクションデータとパネルデータを用いる場合でそれぞれメリット・デメリットが存在するが、今回は次の 2 つの理由からパネルデータである JHPS-CPS を使用する。1 つ目の理由は、日本では 2000 年代前半から 2010 年代の後半までの長期にわたって、男女それぞれの幸福度を調査したデータが JHPS-CPS 以外に存在しないためである。本研究では先行研究では検証されていない 2010 年代の SWB の変化を検証したいため、JHPS-CPS が最適なデータだと言える。2 つ目の理由は、JHPS-CPS が 2004 年、2006 年、2009 年に新規サンプルを追加し、年齢構成の変化や脱落による影響にある程度対処していると考えられるためである[2]。

[2] JHPS-CPS の回収率は 2003－2006 年で 70.4%～77.1%であったが、2007－2010 年は 71.2%～89.6%へと向上し、2011－2018 年は 92.8%～95.8%となっている。

4　推計手法

4.1　推計モデル

本研究では 2003 年から 2018 年までの女性の幸福度のトレンドの変化を検証する。このために次の 2 つの推計を行う。1 つ目は、以下の式を Pooled OLS または Pooled Probit Model によって各年別に推計する。

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 women_{it} + X_{it}\delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式のうち、iは個人、tは時点を示している。被説明変数のH_{it}は幸福度である。幸福度の計測には「全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。「非常に幸福」を 10 点、「非常に不幸」を 0 点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。当てはまるものを 1 つ選び、番号に○をつけてください。」といった質問を用いており、回答は「10=非常に幸福」から「0=非常に不幸」の 11 段階となっている。推計では幸福度を連続変数として使用する。また、幸福度が 8 以上で 1、それ以外で 0 となるダミー変数と幸福度が 3 以下で 1、それ以外で 0 となるダミー変数も併せて使用する。

$women_{it}$は女性ダミーであり、(1)式の推計で最も注目する変数である。(1)式を 2003 年から 2018 年までの各年別に推計し、女性ダミーの推移を検証する。女性ダミーの係数は幸福度の男女差を示しており、それが時系列的にどのように変化したのかを分析する。X_{it}は個人属性を示し、年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを含む[3]。ε_{it}は誤差項である。(1)式は Pooled OLS または Pooled Probit Model で推計され、各個人によってクラスタリングされた標準誤差を使用している。

2 つ目の推計では、Blanchflower and Oswald (2004)と Stevenson and Wolfers (2009)の手法を用いて、以下の式を推計する。

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 women_{it} + \beta_2(women_{it} \times trend_t) + \beta_3(men_{it} \times trend_t) + X_{it}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式のうち、H_{it}は幸福度、$women_{it}$は女性ダミー、そして、X_{it}は個人属性であり、(1)式と同じ変数を使用する。men_{it}は男性ダミーであり、$trend_t$はタイムトレンド項を示している。タイムトレンド項は 2003 年を基準とした$(Year - 2003)/100$で算出する。μ_iは観察できない固定効果であり、ε_{it}は誤差項である。

[3] 調査開始コーホートダミーは、2003 年から調査されているサンプルをコーホート A と定義し、2004 年、2006 年、2009 年から調査されているサンプルをそれぞれコーホート B、コーホート C、コーホート D と定義している。

(2)式を推計する際、最も注目するのは、女性ダミーとタイムトレンド項の交差項の係数β_2と男性ダミーとタイムトレンド項の交差項の係数β_3である。これらの係数が有意に正の符号を示した場合、幸福度が上昇傾向にあることを示す。逆に、これらの係数が有意に負の符号を示した場合、幸福度が減少傾向にあることを意味する。推計では、女性ダミーとタイムトレンド項の交差項と男性ダミーとタイムトレンド項の交差項の差分の統計的な有意差についても確認し、幸福度の男女の差が拡大したのか、それとも縮小したのかを検証する。

(2)式を推計する際、パネルデータの特徴である毎年 1 歳ずつ上昇する年齢の影響を考慮する必要がある。このために年齢を説明変数として使用するのが妥当であるが、年齢とタイムトレンド項は毎年ともに 1 ずつ増加するため、Fixed Effect (FE) Model では 2 つの変数の間に多重共線性が発生する恐れがある。このため、(1)式の推計では主に Random Effect (RE) Model を使用する。なお、推計結果の頑健性の確認のために FE Model でも推計するが、その際は年齢とその二乗項を説明変数から除外している。なお、RE Model と FE Model の両方において、各個人によってクラスタリングされた標準誤差を使用した。

4.2 使用データの特徴

本節では使用データの特徴について簡単に概観する。表 1 は推計に使用した変数の基本統計量を示している。幸福度について見ると、女性の平均値の方が男性よりも高かった。また、平均年齢は男女とも 50 代前半であり、学歴は中高卒の割合が最も高くなっている。結婚と子どもの数について見ると、男女とも 8 割近くが結婚しており、子どもの数の平均値は 2 に近かった。就業に関しては男性の 81.7%が働き、女性では 52.9%が働いている。

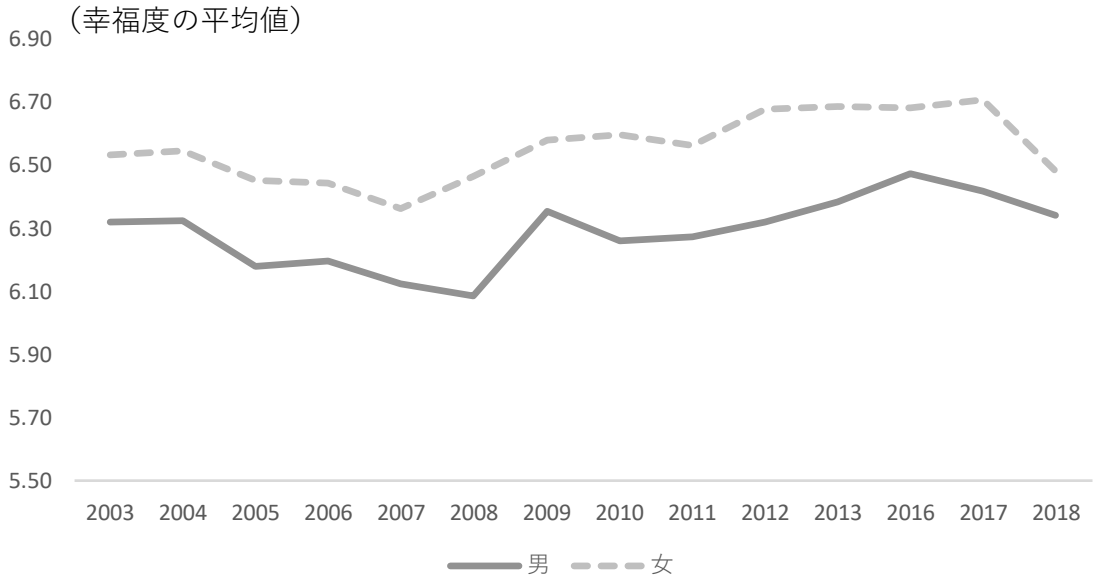
図 1 は男女別の幸福度の平均値の推移を示している。これを見ると、全期間において、女性の幸福度の方が男性よりも高い傾向にあった。また、図 2 は幸福度が 8 以上の割合の推移を示しているが、これも女性の方が高い傾向にある。図 3 は幸福度が 3 以下の割合の推移を示しており、ほとんどの場合、男性の方が女性よりも高くなっていた。以上の図 1〜図 3 の結果から、総合的にみて、女性の幸福度の方が男性よりも高いと言える。この結果は Mitsuyama and Shimizutani (2019)と整合的である。

表１　基本統計量

変数		男女計 平均値	男女計 標準偏差	女性 平均値	女性 標準偏差	男性 平均値	男性 標準偏差
幸福度		6.427	1.816	6.560	1.810	6.285	1.812
女性ダミー		0.517	0.500				
年齢		51.999	12.887	51.209	12.830	52.845	12.894
学歴ダミー	中高卒	0.537	0.499	0.542	0.498	0.533	0.499
	専門・短大卒	0.197	0.398	0.293	0.455	0.095	0.293
	大卒以上	0.265	0.442	0.165	0.371	0.373	0.484
既婚ダミー		0.808	0.394	0.798	0.402	0.820	0.384
子どもの数		1.864	1.143	1.935	1.102	1.788	1.181
就業ダミー		0.668	0.471	0.529	0.499	0.817	0.387
対数世帯所得		6.297	0.636	6.278	0.641	6.318	0.630
コーホートA(2003年から調査)		0.143	0.350	0.147	0.354	0.139	0.346
コーホートB(2004年から調査)		0.326	0.469	0.338	0.473	0.314	0.464
コーホートC(2006年から調査)		0.160	0.366	0.154	0.361	0.166	0.372
コーホートD(2009年から調査)		0.371	0.483	0.361	0.480	0.381	0.486
サンプルサイズ		37,889		19,597		18,292	

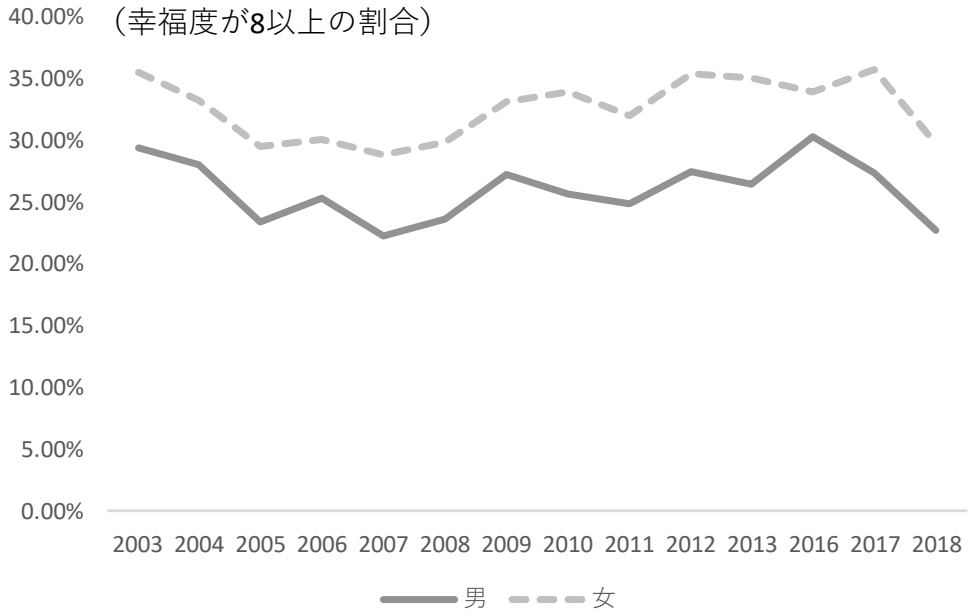
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図１　幸福度の平均値



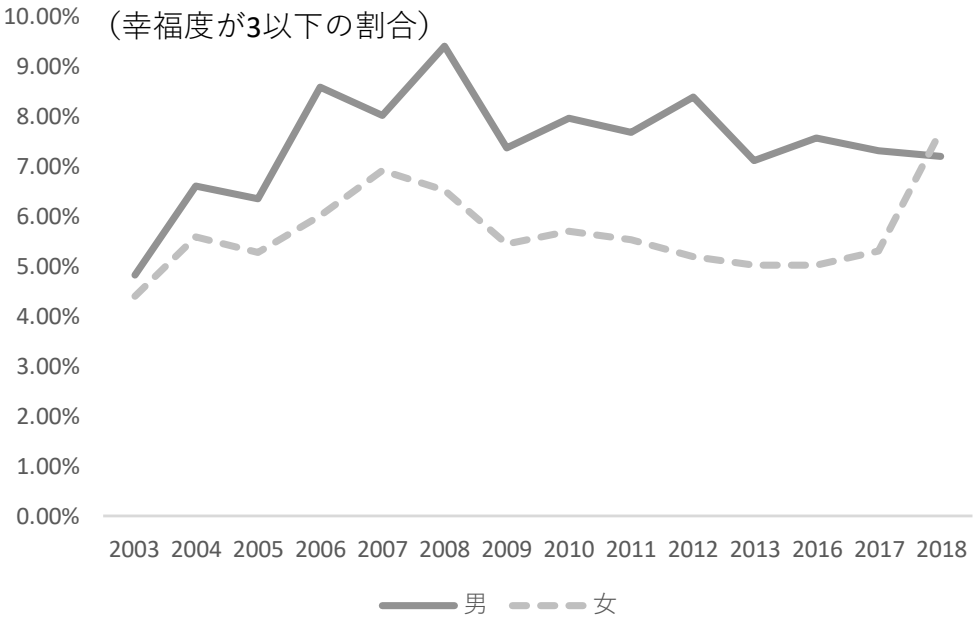
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図２　幸福度が８以上の割合の推移



出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図３　幸福度が３以下の割合の推移



出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

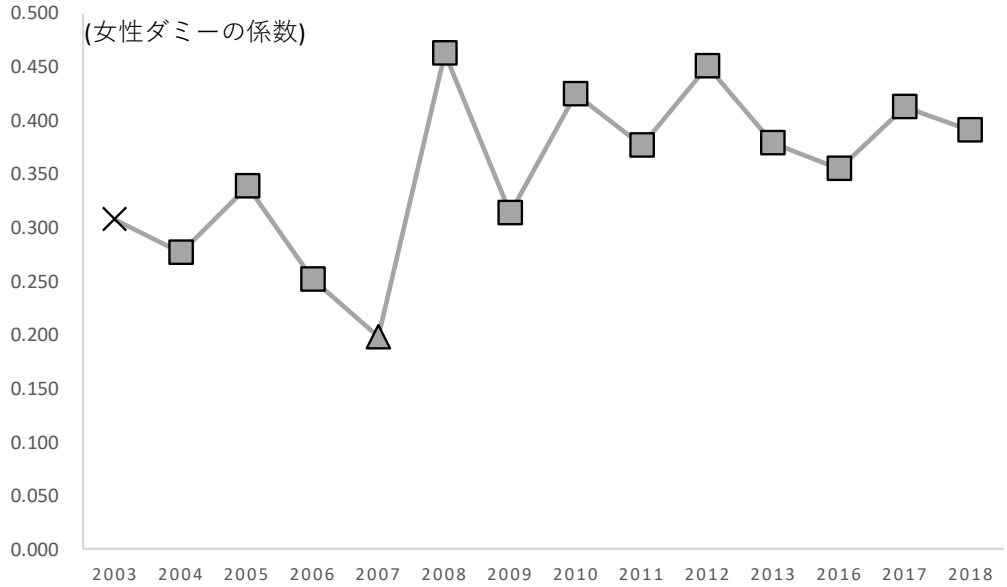
5　推計結果

5.1　基本分析結果

図 4、図 5、図 6 は(1)式の女性ダミーの推計結果を示したものであり、幸福度の男女差がどのように推移したのかを示している。なお、図中の×は女性ダミーが 10%水準で有意、▲は女性ダミーが 5%水準で有意、■は女性ダミーが 1%水準で統計的に有意であることを示す。

まず、幸福度の連続変数を被説明変数に用いた図 4 を見ると、すべての時点で統計的に有意な男女差があり、その差は緩やかに上昇していた。この結果は、2003 年から 2018 年までで、女性の幸福度の方が男性よりも高く、その差がやや拡大傾向にあることを示している。次の図 5 は幸福度が 8 以上と高い値をとる確率の男女差の推移を示している。これを見ると、図 4 と同じく、女性の方が男性よりも高い幸福度となる確率が高く、かつ、その差が緩やかに上昇していた。最後の図 6 は、幸福度が 3 以下と低い値をとる確率の男女差の推移を示している。これを見ると、2007 年で減少したものの、それ以外の時点では明確な上昇・減少の傾向が確認できなかった。この結果は、低い幸福度となる確率の男女差が分析期間中であまり変化しなかったことを意味する。以上の図 4 から図 6 の結果から、2003 年から 2018 年までで、女性の幸福度の方が男性よりも高いという傾向が続いたと言える。

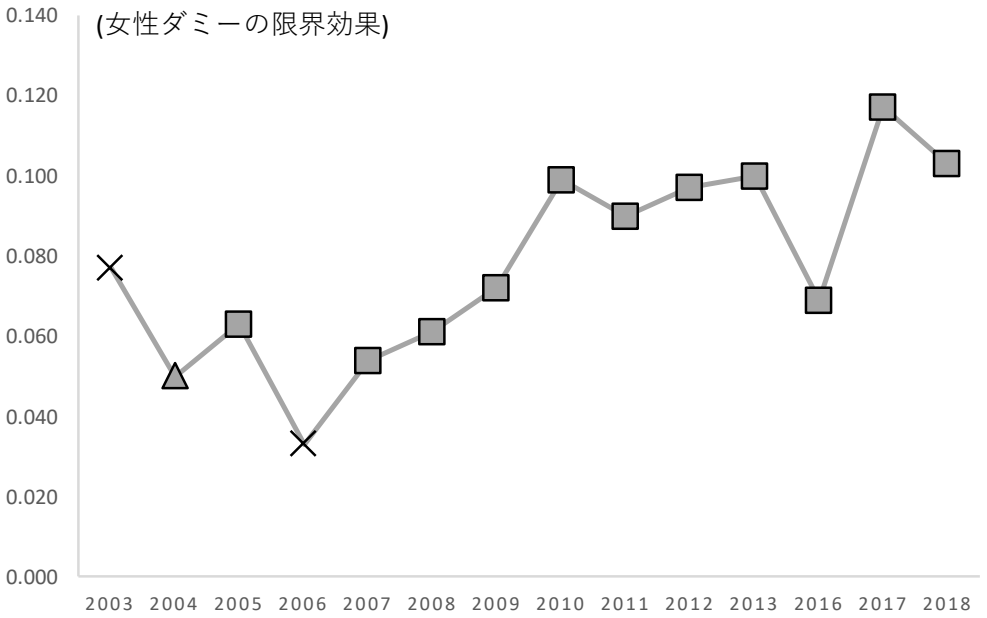
図 4　Pooled OLS によって推計された幸福度の男女差の推移



注：図中の値は Pooled OLS によって各年別に推計された女性ダミーの係数を示している。被説明変数は幸福度である。図中のうち、×は 10%水準で有意、▲は 5%水準で有意、■は 1%水準で統計的に有意であることを意味する。

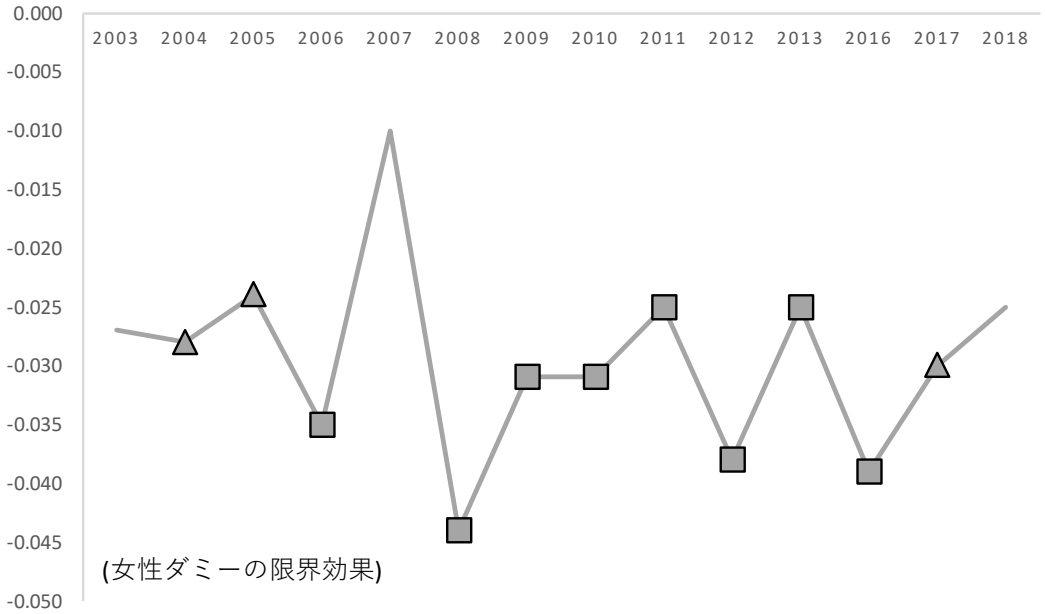
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図 5　Pooled Probit Model によって推計された高い幸福度を持つ確率の男女差の推移



注：図中の値は Pooled Probit Model によって各年別に推計された女性ダミーの限界効果を示している。被説明変数は幸福度が 8 以上で 1、それ以外で 0 となるダミー変数である。図中のうち、×は 10%水準で有意、▲は 5%水準で有意、■は 1%水準で統計的に有意であることを意味する。
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図 6　Pooled Probit Model によって推計された低い幸福度を持つ確率の男女差の推移



注：図中の値は Pooled Probit Model によって各年別に推計された女性ダミーの限界効果を示している。被

説明変数は幸福度が 3 以下で 1、それ以外で 0 となるダミー変数である。また、図中のうち、×は 10%水準で有意、▲は 5%水準で有意、■は 1%水準で統計的に有意であることを意味する。
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

図 4 から図 6 の分析結果から、幸福度の男女差がやや拡大傾向にあることがわかったが、女性ダミーの係数の推移をみるだけでは、その原因が明確にわからない。この点をより詳細に分析するためにも、女性と男性の幸福度のトレンドについて推計する。

推計結果は表 2 に掲載してある。表中の(1)列目は女性のタイムトレンドの係数を示し、(2)列目は男性のタイムトレンドの係数を示している。また、(3)列目は女性のタイムトレンドと男性のタイムトレンドの差分を示している。まず、RE OLS によって推計された結果を見ると、女性のタイムトレンド項は負の符号であったが有意ではなく、男性のタイムトレンド項は負に有意な値であり、係数も大きかった[4]。この結果は、女性の幸福度は大きな変化を経験していないが、男性の幸福度は明確な低下傾向にあることを意味する。(3)列目のタイムトレンドの男女差を見ると、5%水準で正に有意な値を示しており、男女差が拡大したことを示していた。次に RE Ordered Probit Model の推計結果を見ると、RE OLS の結果と同じく、女性のタイムトレンド項は負の符号であったが有意ではなく、男性のタイムトレンド項は負に有意な値を示していた。また、(3)列目のタイムトレンドの男女差も正に有意であり、幸福度の男女差が拡大したことを示している。次に被説明変数に幸福度が 8 以上で 1、それ以外で 0 となるダミー変数を使用した場合の RE Probit Model による推計結果を見ていく。女性のタイムトレンドは、負の符号であるが有意ではなく、男性のタイムトレンドは、負に有意な符号を示していた。この結果は、男性の高い幸福度を持つ確率が経年的に低下したことを意味する。(3)列目のタイムトレンドの男女差について見ると、正に有意であり、高い幸福度を持つ確率の男女差が拡大していた。次に被説明変数に幸福度が 3 以下で 1、それ以外で 0 となるダミー変数を使用した場合の RE Probit Model による推計結果を見ると、男女とも正に有意な値を示していた。この結果は、男女とも低い幸福度を持つ確率が経年的に上昇したことを意味する。(3)列目のタイムトレンドの男女差について見ると、統計的に有意な値を示しておらず、低い幸福度を持つ確率の男女差に変化はなかったと考えられる。最後に FE OLS の結果について見ると、女性のタイムトレンド項は負の符号であったが有意ではなく、男性のタイムトレンド項は負に有意な値を示していた。この結果は、

[4] 2003－2018 年で女性の幸福度のタイムトレンドは明確な変化を示していなかったが、この傾向は Mitsuyama and Shimizutani (2019)とやや異なる。表 2 の結果の妥当性を確認するためにも、女性の幸福度を長期にわたって調査している『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』を使用し、2003－2018 年で女性の幸福度のトレンドがどのように変化したのかを検証した。推計結果は Appendix 1 に掲載してある。なお、Appendix 1 には RE OLS による女性のタイムトレンド項の推計結果を示しており、被説明変数には標準化された幸福度と生活満足度を示している。説明変数には表 2 と同じ変数を使用した。Appendix 1 の表が示すように、いずれの場合も係数は負であるものの、統計的に有意ではなかった。この結果から、女性の幸福度は 2010 年以降のデータも含めると、大きな変化を経験していないと考えられる。

特に男性において幸福度の低下があったことを意味する。なお、(3)列目のタイムトレンドの男女差については有意な値を示していなかった。

以上の推計結果についてまとめると、女性の幸福度については、低い幸福度となる確率が増加したものの、他の女性のタイムトレンド項が有意ではなかったため、大きな変化はなかったと言える。これに対して男性の場合、幸福度は明確な低下傾向にあった。この結果として、男女間の幸福度格差が拡大したと考えられる[5]。この結果は Mitsuyama and Shimizutani (2019)とは異なるものの、その背景にはデータの種類や推計手法の違いが影響していると考えられる。

表 2 の推計結果のうち、特に注目されるのが男性の幸福度の低下である。表 2 のすべての推計において男性の幸福度の低下傾向が示されており、これが男女間の幸福度格差拡大の原因になったと考えられる。男性の幸福度の低下の原因についてはいくつかの可能性が考えられるが、その 1 つとして、未婚率の上昇があげられる。総務省の『国勢調査』によれば、男性の 50 歳時点の未婚率は持続的な増加傾向であり、結婚を経験しない男性が増えている。結婚は幸福度にプラスの効果を持つと指摘されるため(Gove et al. 1983; Di Tella et al. 2003)、未婚率の増加は男性に幸福度を押し下げている可能性がある。

表 2　女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計

		(1)	(2)	(3)		
被説明変数	係数	女性	男性	女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
幸福度	タイムトレンド	-0.252	-1.357***	1.105**	RE OLS	37,889
		(0.403)	(0.409)	(0.512)		
幸福度	タイムトレンド	-0.271	-1.251***	0.980**	RE Oprobit	37,889
		(0.375)	(0.370)	(0.471)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.603	-2.069***	1.466**	RE Probit	37,889
		(0.527)	(0.543)	(0.692)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	2.163***	3.778***	-1.614	RE Probit	37,889
		(0.802)	(0.732)	(0.992)		
幸福度	タイムトレンド	-0.468	-1.298***	0.830	FE OLS	37,889
		(0.386)	(0.393)	(0.553)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミ

[5] 表 2 の推計において、説明変数に男女のタイムトレンド項と女性ダミーのみを使用した推計も行った。推計結果は Appendix2 に掲載してある。女性のタイムトレンド項で有意であったのは、被説明変数に幸福度が 8 以上で 1、それ以外で 0 となるダミー変数を使用した場合の RE Probit Model と FE OLS であり、これらの結果は女性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。男性のタイムトレンド項を見ると、いずれも統計的に有意であり、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。(3)列目のタイムトレンドの男女差を見ると、係数の符号はすべて表 2 の結果と一致するものの、すべての係数が有意ではなく、幸福度の男女差は明確な変化を示していなかった。これらの結果から、さまざまな個人属性をコントロールしない場合でも、おおむね推計結果の符号に変化はないものの、有意水準が低下すると言える。

ー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

5.2 個人属性別の分析結果

Stevenson and Wolfers (2009)や Mitsuyama and Shimizutani (2019)は個人属性別に男女の幸福度のタイムトレンドの変化を検証し、どのような個人属性を持つ男女で幸福度の変化が大きいのかを明らかにしている。本研究でも同じく、個人属性別に男女の幸福度のタイムトレンドの変化を分析する。具体的には、年齢、学歴、結婚の有無、子どもの有無でサンプルを分割し、タイムトレンドの変化を検証する。

表 3 は年齢別にサンプルを分割した場合の推計結果である[6]。まず、Panel A の 34 歳以下の推計結果を見ると、被説明変数に幸福度が 3 以下で 1、それ以外で 0 となるダミー変数を使用した場合の男性のタイムトレンド項が正に有意であった。しかし、それ以外のタイムトレンド項は有意ではなかった。この結果から、34 歳以下の若年層では、全体的に見て男女間の幸福度にほぼ変化が見られなかったと考えられる。次に Panel B の 35-49 歳の推計結果を見ると、RE OLS において、女性のタイムトレンド項は有意ではなかったが、男性のタイムトレンド項は負に有意であり、男女差の係数も正に有意となっていた。この結果は、男性の幸福度が低下し、それが原因で男女間の幸福度の差が拡大したことを意味する。この傾向は RE Ordered Probit Model、幸福度が 8 以上で 1 となるダミー変数を被説明変数として使用した RE Probit Model でも同様に観察された。低い幸福度の有無に関する RE Probit Model では、男女ともにタイムトレンド項が有意ではなかった。この結果は、低い幸福度を持つ確率が経年的に変化していなかったことを意味する。最後の FE OLS の結果を見ると、男女両方のタイムトレンド項は負に有意であったが、男性の係数の方が大きかったため、男女差の係数が正となっていた。この結果から、FE OLS でも男性の幸福度の落ち込みが幸福度の男女差の拡大に寄与したと考えられる。次に Panel C の 50-64 歳の推計結果を見ると、RE OLS と RE Ordered Probit Model において、男性のタイムトレンド項は負に有意であった。また、低い幸福度の有無に関する RE Probit Model でも、男性のタイムトレンド項が正に有意となっていた。これらの結果は、いずれも男性の幸福度が低下傾向にあることを示唆する。しかし、いずれの推計の場合でも幸福度の男女差は有意ではなかったため、男女間の幸福度の差を拡大させるほどの影響はなかったと考えられる。

[6] 表 3 の推計では調査開始コーホートダミーを説明変数として使用しているが、調査開始コーホートダミーを使用しない場合の推計も行った。推計結果を見るとおおむね表 3 と同じであった。

表３　年齢別の女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
Panel A　34歳以下						
幸福度	タイムトレンド	-0.703	-2.405	1.702	RE OLS	3,959
		(1.811)	(1.951)	(2.082)		
幸福度	タイムトレンド	-0.706	-1.944	1.237	RE Oprobit	3,959
		(1.541)	(1.614)	(1.749)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-3.323	-3.595	0.272	RE Probit	3,959
		(2.041)	(2.393)	(2.543)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.229	5.666**	-5.895*	RE Probit	3,959
		(3.167)	(2.884)	(3.208)		
幸福度	タイムトレンド	-0.047	-1.601	1.554	FE OLS	3,959
		(2.019)	(1.978)	(2.690)		
Panel B　35-49歳						
幸福度	タイムトレンド	0.449	-2.394**	2.843**	RE OLS	11,938
		(0.816)	(0.957)	(1.132)		
幸福度	タイムトレンド	0.273	-2.256***	2.528**	RE Oprobit	11,938
		(0.744)	(0.840)	(1.005)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.412	-3.624***	3.213**	RE Probit	11,938
		(1.063)	(1.156)	(1.413)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.438	1.124	-1.563	RE Probit	11,938
		(1.508)	(1.580)	(1.999)		
幸福度	タイムトレンド	-2.617***	-5.703***	3.087**	FE OLS	11,938
		(0.853)	(1.103)	(1.363)		
Panel C　50-64歳						
幸福度	タイムトレンド	-0.796	-1.236*	0.440	RE OLS	14,680
		(0.675)	(0.644)	(0.843)		
幸福度	タイムトレンド	-0.792	-1.150*	0.358	RE Oprobit	14,680
		(0.648)	(0.611)	(0.807)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-1.006	-1.262	0.257	RE Probit	14,680
		(0.921)	(0.928)	(1.202)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	3.869***	4.795***	-0.926	RE Probit	14,680
		(1.293)	(1.110)	(1.601)		
幸福度	タイムトレンド	0.369	0.190	0.179	FE OLS	14,680
		(0.732)	(0.694)	(1.013)		
Panel D　65歳以上						
幸福度	タイムトレンド	2.321**	2.011**	0.309	RE OLS	7,312
		(0.999)	(0.924)	(1.076)		
幸福度	タイムトレンド	2.357**	2.038**	0.319	RE Oprobit	7,312
		(1.048)	(0.964)	(1.127)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	2.522*	0.190	2.333	RE Probit	7,312
		(1.419)	(1.378)	(1.597)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.297	0.971	-1.268	RE Probit	7,312
		(2.019)	(1.925)	(2.299)		
幸福度	タイムトレンド	0.233	0.248	-0.015	FE OLS	7,312
		(1.005)	(0.800)	(1.268)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

表 4　学歴別の女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
Panel A　中高卒						
幸福度	タイムトレンド	-0.052	-0.881	0.829	RE OLS	20,362
		(0.567)	(0.576)	(0.711)		
幸福度	タイムトレンド	-0.047	-0.781	0.733	RE Oprobit	20,362
		(0.510)	(0.506)	(0.635)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.072	-1.568**	1.496	RE Probit	20,362
		(0.720)	(0.757)	(0.948)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	1.346	3.498***	-2.152*	RE Probit	20,362
		(1.034)	(0.976)	(1.299)		
幸福度	タイムトレンド	-0.176	-0.833	0.658	FE OLS	20,362
		(0.534)	(0.558)	(0.771)		
Panel B　専門・短大卒						
幸福度	タイムトレンド	-1.149	-2.439**	1.290	RE OLS	7,473
		(0.770)	(1.134)	(1.269)		
幸福度	タイムトレンド	-1.160	-2.270**	1.111	RE Oprobit	7,473
		(0.737)	(1.042)	(1.176)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-2.234**	-4.103**	1.868	RE Probit	7,473
		(1.015)	(1.616)	(1.776)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	4.662***	4.860**	-0.198	RE Probit	7,473
		(1.645)	(2.095)	(2.506)		
幸福度	タイムトレンド	-1.246*	-2.154*	0.908	FE OLS	7,473
		(0.675)	(1.168)	(1.359)		
Panel C　大卒以上						
幸福度	タイムトレンド	0.757	-1.436**	2.193*	RE OLS	10,054
		(0.979)	(0.705)	(1.122)		
幸福度	タイムトレンド	0.585	-1.466**	2.051*	RE Oprobit	10,054
		(0.968)	(0.666)	(1.098)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.877	-1.940**	2.817*	RE Probit	10,054
		(1.277)	(0.909)	(1.470)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.936	3.597***	-2.661	RE Probit	10,054
		(2.173)	(1.312)	(2.342)		
幸福度	タイムトレンド	-0.087	-1.691***	1.604	FE OLS	10,054
		(1.013)	(0.627)	(1.203)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、有配偶ダミー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

次に Panel D の 65 歳の推計結果を見ると、RE OLS と RE Ordered Probit Model において、男女両方のタイムトレンド項が正に有意となっていた。この結果は、高齢層において、

幸福度が男女とも向上していたことを意味する[7]。Panel B と Panel C の推計では、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していたが、高齢層では逆に男性の幸福度が改善傾向を示しており、興味深い。なお、タイムトレンド項の男女差はいずれも有意ではなく、高齢層では幸福度の男女差に変化が見られなかった。

表 4 は学歴別の推計結果を示している。まず、Panel A の中高卒の結果を見ると、女性のタイムトレンド項はいずれも有意ではないが、男性のタイムトレンド項は RE Probit Model で有意となっていた。この結果は、男性の高い幸福度を持つ確率が低下したと同時に、低い幸福度を持つ確率が上昇したことを意味する。ただし、タイムトレンド項の男女差はほとんどの場合で有意ではなかったため、中高卒では幸福度の男女差に大きな変化が生じていないと考えられる。次に Panel B の専門・短大卒の結果を見ると、男性のタイムトレンド項はいずれも有意であり、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。これに対して、女性の場合、高い幸福度を持つ確率が低下すると同時に、低い幸福度を持つ確率が上昇したことを示していた。これらの結果から、専門・短大卒の男女では幸福度が低下傾向あったと考えられる。ただし、タイムトレンド項の男女差はすべて有意ではなかったため、専門・短大卒では幸福度の男女差に変化が生じていないと考えられる。最後に、Panel C の大卒以上の結果を見ると、女性のタイムトレンド項はいずれも有意ではなかった。これに対して、男性のタイムトレンド項はいずれも有意であり、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。幸福度の男女差についても、RE OLS、RE Ordered Probit Model、高い幸福度の有無に関する RE Probit Model において正に有意となっており、幸福度の男女差が拡大したことを示していた。

表 5 は配偶関係別の推計結果を示している。まず、Panel A の有配偶の結果を見ると、男性のタイムトレンド項がすべて有意な値を示しており、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。女性のタイムトレンド項については、低い幸福度の有無に関する RE Probit Model と FE OLS で有意であり、いずれも女性の幸福度が低下傾向にあることを示している。このように男女とも幸福度が低下傾向にあるが、タイムトレンド項の男女差は多くの場合で有意でなかった。このため、全体的に有配偶男女の幸福度の差に変化は見られないと言える。次に Panel B の無配偶の結果を見ると、女性のタイムトレンド項は RE OLS と RE Ordered Probit Model において正に有意であり、女性の幸福度が上昇傾向にあることを示していた。無配偶女性の幸福度が上昇傾向にある点は、Mitsuyama and Shimizutani(2019) と整合的である。これに対して、男性のタイムトレンド項は RE OLS、低い幸福度の有無に関する RE Probit Model、FE OLS で有意であり、いずれも男性の幸福度が低下傾向にあることを示している。このように無配偶の場合、男女で幸福度の変化に違いが見られた。タイムトレンド項の男女差は、高い幸福度の有無に関する RE Probit Model 以外で統計的に有

[7] Blanchflower and Oswald (2008)は年齢と SWB が U 字型の関係にあり、高齢層ほど SWB が高くなることを明らかにしている。本推計では年齢とその二乗項を説明変数として使用しているため、年齢が幸福度に及ぼす影響がある程度コントロールされていると考えられる。

意であり、いずれも男女差が拡大したことを示していた。

表５　配偶状態別の女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
Panel A　有配偶						
幸福度	タイムトレンド	-0.597	-1.242***	0.645	RE OLS	30,630
		(0.442)	(0.429)	(0.550)		
幸福度	タイムトレンド	-0.618	-1.250***	0.631	RE Oprobit	30,630
		(0.421)	(0.400)	(0.520)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.736	-2.251***	1.516**	RE Probit	30,630
		(0.591)	(0.585)	(0.759)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	2.591***	2.890***	-0.299	RE Probit	30,630
		(0.928)	(0.903)	(1.184)		
幸福度	タイムトレンド	-1.289***	-1.158***	-0.131	FE OLS	30,630
		(0.430)	(0.408)	(0.596)		
Panel B　無配偶						
幸福度	タイムトレンド	1.837*	-1.882*	3.719***	RE OLS	7,259
		(0.970)	(1.108)	(1.333)		
幸福度	タイムトレンド	1.594*	-1.493	3.088***	RE Oprobit	7,259
		(0.856)	(0.943)	(1.151)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.541	-1.173	1.714	RE Probit	7,259
		(1.226)	(1.562)	(1.844)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.290	5.954***	-6.244***	RE Probit	7,259
		(1.718)	(1.368)	(2.032)		
幸福度	タイムトレンド	1.604	-2.192*	3.795**	FE OLS	7,259
		(0.979)	(1.140)	(1.498)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

表 6 は子どもの有無別の推計結果を示している。まず、Panel A の子どもがいる場合の結果を見ると、男性のタイムトレンド項がすべて有意な値を示しており、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。女性のタイムトレンド項については、低い幸福度の有無に関する RE Probit Model のみが有意であり、低い幸福度を持つ確率が上昇傾向にあった。タイムトレンド項の男女差を見ると、RE OLS、RE Ordered Probit Model、高い幸福度の有無に関する RE Probit Model において正に有意となっており、幸福度の男女差が拡大したことを示していた。これらの結果から、子どもがいる場合、幸福度の男女差は拡大傾向にあり、その背景には男性の幸福度の低下が影響していると考えられる。Panel B の子どもがいない場合の結果を見ると、ほとんどの変数が有意ではなかった。このため、子どもがいない男女の幸福度に大きな変化は生じていないと考えられる。

表 6　子どもの有無別の女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
Panel A　子どもあり						
幸福度	タイムトレンド	-0.136	-1.346***	1.210**	RE OLS	31,084
		(0.432)	(0.441)	(0.550)		
幸福度	タイムトレンド	-0.192	-1.293***	1.101**	RE Oprobit	31,084
		(0.407)	(0.406)	(0.513)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.432	-2.269***	1.837**	RE Probit	31,084
		(0.570)	(0.602)	(0.752)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	1.496*	3.260***	-1.764	RE Probit	31,084
		(0.863)	(0.878)	(1.128)		
幸福度	タイムトレンド	-0.622	-1.334***	0.712	FE OLS	31,084
		(0.416)	(0.421)	(0.597)		
Panel B　子どもなし						
幸福度	タイムトレンド	0.613	-1.039	1.652	RE OLS	6,805
		(1.095)	(1.017)	(1.366)		
幸福度	タイムトレンド	0.547	-0.826	1.373	RE Oprobit	6,805
		(0.980)	(0.882)	(1.207)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-1.174	-0.916	-0.258	RE Probit	6,805
		(1.465)	(1.283)	(1.795)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	3.492	4.787***	-1.294	RE Probit	6,805
		(2.166)	(1.416)	(2.384)		
幸福度	タイムトレンド	0.109	-1.412	1.521	FE OLS	6,805
		(1.140)	(1.043)	(1.536)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミー、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

以上、個人属性別の推計を行ったが、推計結果をまとめると、次の 4 点となる。1 点目は、年齢別の分析の結果、幸福度の男女差は 35-49 歳で拡大しており、その背景には男性の幸福度の低下が影響していた。2 点目は、学歴別の分析の結果、中高卒と専門・短大卒では幸福度の男女差に変化は生じていなかった。しかし、大卒以上では幸福度の男女差が拡大しており、その背景には男性の幸福度の低下が影響していた。3 点目は、配偶状態別の分析の結果、無配偶者において幸福度の男女差がやや拡大していたが、その背景には女性の幸福度の上昇と男性の幸福度の低下の両方が影響していた。4 点目は、子どもの有無別の分析の結果、子どもがいる場合で幸福度の男女差が拡大していたが、その背景には男性の幸福度の低下が影響していた。以上の結果から、35-49 歳、大卒、無配偶者、そして、子どもを持つ人々において、幸福度の男女差が拡大していたと言える。この背景にはいずれも、男性の幸福度の低下が関連していた。

5.3 追加分析

前節までの分析の結果、無配偶者と子どもを持つ人々において幸福度の男女差が拡大したことがわかったが、これらの人々の年齢層によっても幸福度に及ぼす影響が変化する可能性がある。例えば、無配偶の場合、若中年層では十分な可処分所得や時間的余裕を持つことにつながることもあるため、幸福度のへのマイナスの影響が小さい可能性がある。しかし、高齢層では無配偶だと身近にコミュニケーションをとれる相手が減少するため、幸福度へのマイナスの影響が大きい可能性がある。また、若中年層では子育て負担が大きいものの、高齢層ではその負担が減少するだけでなく、子どもからの支援が得られる場合もあるため、幸福度へのプラスの影響が増加する可能性がある。以上の点を考慮するためにも、無配偶者と子どもを持つ人々を 49 歳以下の若中年層と 50 歳以上の高齢層に分割し、再度推計する。

推計結果は表 7 に掲載してある。Panel A の 49 歳以下の無配偶の結果を見ると、女性のタイムトレンド項は RE OLS と RE Ordered Probit Model において正に有意であり、女性の幸福度が上昇傾向にあることを示していた。これに対して、男性のタイムトレンド項はすべて有意な値を示していなかった。タイムトレンド項の男女差を見ると、RE OLS のみで正に有意であり、幸福度の男女差がやや拡大したと言える。ただし、その他のタイムトレンド項の男女差は有意ではなかったため、幸福度の男女差の拡大は限定的だと言える。次に Panel B の 50 歳以上の無配偶の結果を見ると、女性のタイムトレンド項はいずれも有意ではなかった。これに対して男性の場合、タイムトレンド項はいずれも有意であり、男性の幸福度が低下傾向にあることを示していた。タイムトレンド項の男女差を見ると、高い幸福度の有無に関する RE Probit Model 以外で有意であり、いずれも幸福度の男女差が拡大したことを示している。以上の結果から、無配偶者において幸福度の男女差が拡大した背景には、50 歳以上の無配偶男性の幸福度の低下が大きな影響を及ぼしたためだと考えられる。

次に Panel C の 49 歳以下の子どもありの場合の結果を見ると、女性では FE OLS の係数が負に有意であったが、それ以外の係数は有意ではなかった。また、男性では低い幸福度の有無に関する RE Probit Model 以外で有意であり、いずれも幸福度が低下傾向にあることを示していた。タイムトレンド項の男女差を見ると、低い幸福度の有無に関する RE Probit Model 以外で有意であり、いずれも幸福度の男女差が拡大したことを示している。次に Panel D の 50 歳以上の子どもありの場合の結果を見ると、女性では低い幸福度の有無に関する RE Probit Model の係数のみが正に有意であった。また、男性では低い幸福度の有無に関する RE Probit Model の係数と FE OLS の係数が有意であった。タイムトレンド項の男女差を見ると、いずれも有意ではなく、幸福度の男女差に変化が生じていないと言える。以上の結果から、子どもがいる場合において幸福度の男女差が拡大した背景には、49 歳以下の若中年層の子どもがいる男性の幸福度の低下が大きな影響を及ぼしたためだと考えられる。

表７　配偶関係と子どもの有無別の幸福度のタイムトレンドの推計
（若中年層と高齢層でサンプルを分割）

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
Panel A　無配偶・49歳以下						
幸福度	タイムトレンド	3.253**	-0.013	3.266*	RE OLS	4,314
		(1.480)	(1.640)	(1.928)		
幸福度	タイムトレンド	2.662**	0.130	2.532	RE Oprobit	4,314
		(1.230)	(1.329)	(1.574)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.817	0.763	0.055	RE Probit	4,314
		(1.906)	(1.930)	(2.349)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.917	2.759	-3.676	RE Probit	4,314
		(2.692)	(1.882)	(2.951)		
幸福度	タイムトレンド	1.261	-1.286	2.547	FE OLS	4,314
		(1.599)	(1.692)	(2.270)		
Panel B　無配偶・50歳以上						
幸福度	タイムトレンド	0.392	-5.248***	5.640***	RE OLS	2,945
		(1.438)	(1.512)	(1.813)		
幸福度	タイムトレンド	0.415	-4.767***	5.182***	RE Oprobit	2,945
		(1.394)	(1.424)	(1.740)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.072	-4.541*	4.612	RE Probit	2,945
		(1.844)	(2.754)	(3.107)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.313	11.018***	-10.704***	RE Probit	2,945
		(2.459)	(2.256)	(3.057)		
幸福度	タイムトレンド	2.310	-3.621**	5.931***	FE OLS	2,945
		(1.423)	(1.585)	(2.143)		
Panel C　子どもあり・49歳以下						
幸福度	タイムトレンド	-0.005	-3.671***	3.666***	RE OLS	11,318
		(0.824)	(0.997)	(1.143)		
幸福度	タイムトレンド	-0.155	-3.449***	3.294***	RE Oprobit	11,318
		(0.749)	(0.879)	(1.019)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-1.172	-4.790***	3.618**	RE Probit	11,318
		(1.063)	(1.212)	(1.438)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.437	1.680	-2.117	RE Probit	11,318
		(1.493)	(1.911)	(2.123)		
幸福度	タイムトレンド	-3.376***	-7.874***	4.499***	FE OLS	11,318
		(0.810)	(1.067)	(1.333)		
Panel D　子どもあり・50歳以上						
幸福度	タイムトレンド	-0.082	0.058	-0.139	RE OLS	19,766
		(0.537)	(0.509)	(0.630)		
幸福度	タイムトレンド	-0.121	0.014	-0.135	RE Oprobit	19,766
		(0.527)	(0.493)	(0.615)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.127	-0.849	0.722	RE Probit	19,766
		(0.746)	(0.748)	(0.924)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	2.676**	2.847***	-0.171	RE Probit	19,766
		(1.105)	(1.000)	(1.353)		
幸福度	タイムトレンド	0.630	0.944**	-0.314	FE OLS	19,766
		(0.514)	(0.476)	(0.699)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model では説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミ

ー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミー、地域ブロックダミーを使用している。FE Model では RE Model の年齢とその二乗項以外の変数を使用している。
出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

6　結論

さまざまな研究が男女の幸福度の変化を検証してきたが、それらの研究では 2010 年以降の直近のデータを使用した分析やアジア地域のデータを用いた分析が少ないという課題があった。そこで、本研究では 2003－2018 年の JHPS-CPS を用い、日本の男女の幸福度の推移を Blanchflower and Oswald (2004)と Stevenson and Wolfers (2009)の手法を用いて分析した。分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、女性の幸福度は男性の幸福度よりも高く、分析期間中で大きな変化を経験していなかった。これに対して男性の幸福度は低下傾向にあったため、幸福度の男女差は拡大した。2 点目は、年齢、学歴、結婚、子どもの有無といった個人属性別に分析した結果、35-49 歳、大卒、無配偶、子どもありの場合で幸福度の男女差が拡大していた。3 点目は、無配偶、子どもありの男女を年齢別に分けて分析した結果、50 歳以上の無配偶と 49 歳以下の子どもありの場合で、男性の幸福度の低下が顕著であり、その結果として幸福度の男女差が拡大した。

本研究の分析結果から明らかなとおり、日本では幸福度の男女差が拡大しており、その背景には男性の幸福度の低下が影響している。この分析結果の中でも特に注目されるのが 50 歳以上の無配偶男性と 49 歳以下の子どもを持つ男性の幸福度の低下である。高齢層の無配偶男性の幸福度が低下する背景として、社会的な孤立が影響している可能性がある(Matsuura and Ma 2021)。今後、日本では高齢層の無配偶男性が増加すると指摘されているため(内閣府『平成 30 年版　少子化社会対策白書』[8])、さらに男性の幸福度が低下する可能性もあり、今後の動向が注目される。また、49 歳以下の子どもを持つ男性の幸福度が低下する背景として、共働き世帯の増加によって若年層を中心に子育て負担が増加し、仕事と家庭の両立負担が増え、その結果として幸福度が低下した可能性がある。また、低経済成長率を背景とした所得の伸びの鈍化や非正規雇用の増加を受け、世帯の経済状況が悪化し、子どもを養育する負担が重くなっている点も影響している可能性がある。

本研究の分析結果と先行研究の結果を比較すると、一致する点と異なる点がある。本研究と同じく日本のデータを用いた Mitsuyama and Shimizutani(2019)と比較すると、女性の幸福度の方が男性よりも相対的、絶対的に大きいという傾向は一致していた。また、35-49 歳の男性の幸福度が低下傾向にあるため、幸福度の男女差が拡大したという点も Mitsuyama and Shimizutani(2019)と部分的に一致する。しかし、Mitsuyama and Shimizutani(2019)で指摘されたような、全年齢層における男性の幸福度が明確な変化を経験していないという

[8] https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2018/30webhonpen/html/b1_s1-1-3.html

傾向は確認できなかった。このように同じ日本のデータを使用しても結果が異なる背景には、使用データの種類や推計手法、分析期間の違いが影響していると考えられる。なお、Stevenson and Wolfers (2009)で指摘された女性の幸福度の明確な低下傾向についても確認されていないため、欧米と日本では女性の幸福度のトレンドに違いがあると考えられる。

最後に、本研究に残る課題について述べておきたい。本研究は 2010 年以降の直近の幸福度の推移を検証している点で新規性はあるものの、データの制約上、パネルデータを使用していた。幸福度のタイムトレンドの変化を検証する上でパネルデータには課題もあるため、JGSS 等のクロスセクションデータを用いて再度分析を行い、推計結果の妥当性を検証する必要がある[9]。また、本研究では長期にわたって利用可能な幸福度を使用してきたが、Stevenson and Wolfers (2009)や Mitsuyama and Shimizutani(2019)では他の SWB 指標のタイムトレンドも分析している。2010 年以降に幸福度以外の SWB がどのように変化したのかという点はまだ検証されていないため、この点に関する今後の研究の蓄積が望まれる。

[9] 2022 年 2 月時点において、JGSS は 2000 年から 2012 年までしか利用できず、2010 年以降の幸福度の変化を検証することは難しい。

Appendix 1　『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』を用いた女性の幸福度のタイムトレンドの推計

	(1) 阪大データ・幸福度	(2) JPSC・幸福度	(3) JPSC・生活満足度
タイムトレンド	-0.214	-0.987	-0.111
	(0.310)	(0.643)	(0.643)
推計手法	RE OLS	RE OLS	RE OLS
サンプルサイズ	13,495	25,600	25,600

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。被説明変数には標準化された幸福度を使用している。説明変数として年齢、年齢の二乗項、学歴、有配偶ダミー、子どもの数、就業ダミー、対数世帯所得、調査開始コーホートダミーを使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』と『消費生活に関するパネル調査』から筆者作成。

Appendix 2　女性と男性の幸福度のタイムトレンドの推計(男女のタイムトレンド項と女性ダミーのみを説明変数として使用)

被説明変数	係数	(1) 女性	(2) 男性	(3) 女性と男性の差	推計手法	サンプルサイズ
幸福度	タイムトレンド	-0.459	-1.010***	0.551	RE OLS	37,889
		(0.356)	(0.371)	(0.514)		
幸福度	タイムトレンド	-0.508	-0.956***	0.447	RE Oprobit	37,889
		(0.331)	(0.335)	(0.471)		
幸福度が8以上=1、それ以外=0	タイムトレンド	-0.800*	-1.547***	0.747	RE Probit	37,889
		(0.470)	(0.499)	(0.685)		
幸福度が3以下=1、それ以外=0	タイムトレンド	0.639	2.163***	-1.524	RE Probit	37,889
		(0.748)	(0.697)	(1.013)		
幸福度	タイムトレンド	-0.950**	-1.595***	0.664	FE OLS	37,889
		(0.378)	(0.396)	(0.548)		

注：括弧内の値は個人によってクラスタリングされた標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。RE Model と FE Model では説明変数としてタイムトレンド項と女性ダミーのみを使用している。

出典：『くらしの好みと満足度についてアンケート(JHPS-CPS)』から筆者作成。

参考文献

Arrosa, M.L., & Gandelman, N. (2016). Happiness Decomposition: Female Optimism. J Happiness Stud 17, 731–756. https://doi.org/10.1007/s10902-015-9618-8

Bartolini, S., Bilancini, E. & Sarracino, F. (2013). Predicting the Trend of Well-Being in Germany: How Much Do Comparisons, Adaptation and Sociability Matter?. Soc Indic Res 114, 169–191. https://doi.org/10.1007/s11205-012-0142-5

Blanchflower, D., & Oswald, A. (2004) Well-Being over Time in Britain and the USA. Journal of Public Economics, 88(7–8), 1359–1386.

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

Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2007). Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000. Journal of Labor Economics , 25 (3), 393-438.

Buchmann, C., & DiPrete, T. A. (2006). The growing female advantage in college completion: The role of family background and academic achievement. American Sociological Review, 71, 515–541.

Clark, A. E. (1997). Job satisfaction and gender: why are women so happy at work?, Labour Economics, 4, 341–72.

Di Tella, R., McCulloch, R., & Oswald, A. (2003). The macroeconomics of happiness. The Review of Economics and Statistics, 85(4), 809–827.

Esteve, A., Schwartz, C., Van Bavel, J., Permanyer, I., Klesment, M., & Garcia, J. (2016). The end of hypergamy: Global trends and implications. Population and Development Review, 42, 615–625.

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.

Graham, C., & Chattopadhyay, S. (2012). Gender and well being around the world: Some insights from the economics of happiness. Working Paper Series number 2012-010.

Green, C. P., Heywood, J. S., Kler, P., & Leeves, G. (2018). Paradox Lost: The Disappearing Female Job Satisfaction Premium. British Journal of Industrial Relations, 56(3), 484-502, http://dx.doi.org/10.1111/bjir.12291

Herbst, C. M. (2011). 'Paradoxical' decline? Another look at the relative reduction in women's happiness. Journal of Economic Psychology, 32, 773–788.

Herbst, C.M., & Ifcher, J. (2016). The increasing happiness of US parents. Rev Econ Household 14, 529–551. https://doi.org/10.1007/s11150-015-9302-0

Ifcher, J., & Zarghamee, H. (2014). Trends in the happiness of single mothers: Evidence from

the General Social Survey. Journal of Happiness Studies, 15, 1219–1238.
Matsuura, T., & Ma, X. (2021). Living Arrangements and Subjective Well-being of the Elderly in China and Japan. J Happiness Stud, https://doi.org/10.1007/s10902-021-00430-0.
Mitsuyama, N., & Shimizutani, S. (2019). Male and Female Happiness in Japan During the 2000s: Trends During Era of Promotion of Active Participation by Women in Society. Japanese Economic Review, 70(2), 189-209.
Oshio, T., & Kobayashi, M. (2011). Area-level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan, Journal of Happiness Studies, 12(4), 633–649.
Oshio, T., Nozaki, K., & Kobayashi, M. (2011). Relative Income and Happiness in Asia: Evidence from Nationwide Surveys in China, Japan, and Korea, Social Indicators Research, 104(3), 351–367.
Sato, K. (2022). Who is Happier in Japan, a Housewife or Working Wife?. J Happiness Stud 23, 509–533. https://doi.org/10.1007/s10902-021-00411-3
Sousa-Poza, A., & Sousa-Poza, A. A. (2003). Gender differences in job satisfaction in Great Britain, 1991-2000: Permanent or transitory? Applied Economics Letters, 10, 691–694.
Stevenson, B., & Wolfers, J. (2009). The Paradox of Declining Female Happiness. American Economic Journal: Economic Policy, 1(2), 190–225.
Zweig, J. S. (2014). Are women happier than men? Evidence from the Gallup World Poll. Journal of Happiness Studies, 1389–4978. doi: 10.1007/s10902-014-9521-8.