

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

Are wives who have higher education than husband happy?

Kazuma Sato

31 March, 2018

DP2017-009

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/4393/>



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 wives who have higher education than husband happy?

Kazuma Sato

PDRC Keio DP2017-009

31 March, 2018

JEL Classification: J12,J13

Keywords: subjective well-being;hypogamy;homogamy;hypergamy

Abstract

This study examines the relationship between educational resemblance among married couple and wife's subjective well-being. As a result of the analysis, we find that hypogamy has negative effect on wife's subjective well-being such as happiness, life satisfaction, and marital satisfaction. In addition, we also find that in the case of hypogamy, wife's subjective well-being is negatively affected when both married couples have low educational attainment.

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.

夫よりも学歴が高い妻は幸せなのか[†]

佐藤一磨*

要約

夫よりも学歴が高い妻は幸せなのか。この疑問は、これまで夫よりも学歴が低い妻(学歴上方婚の妻)が多かった我が国において、女性の大学進学率の上昇によって夫よりも学歴が高い妻(学歴下方婚の妻)が持続的に増加している今、非常に興味深い問となる。本稿ではこの点を中心に夫婦の学歴組み合わせと妻の主観的厚生との関係について分析した。この結果、次の4点が明らかになった。1点目は、学歴下方婚の世帯における経済的な特徴を見ると、妻の勤労所得は高くなるものの、夫の勤労所得が学歴グループの中でも最も低いため、世帯所得も低くなることがわかった。また、夫婦の家事・育児時間を見ると、学歴下方婚の妻は他の学歴グループとほぼ同程度の家事・育児を担っていた。このように我が国の学歴下方婚の場合、結婚の分業のメリットを十分に生かしておらず、世帯所得は低く、妻の家事・育児負担も大きい。2点目は、学歴下方婚の妻ほど幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度といった主観的厚生が低いことがわかった。3点目は、上方婚、同類婚、下方婚のいずれの場合でも、夫婦ともに高学歴であるほど主観的厚生が向上し、夫婦ともに低学歴であるほど妻の主観的厚生が低下することがわかった。ただし、下方婚の場合ほど夫婦ともに低学歴である際の負の効果が強く、上方婚の場合ほど夫婦ともに高学歴である際の正の効果が強くなる傾向があった。このため、下方婚や上方婚といった点も重要ではあるが、夫婦それぞれの学歴の高低も大きな影響を及ぼすと考えられる。4点目は、夫婦ともに学歴が低い場合、特に夫婦のいずれか、もしくは両方が中卒であった場合、結婚していても独身女性と幸福度に差が見られないことがわかった。この結果は、結婚していても個人属性によっては独身の場合より主観的厚生が必ずしも高くないことを意味する。以上の分析結果から、我が国では夫よりも学歴が高い妻は、相対的に幸せになれていないと言える。この背景には、性別役割分業意識が色濃く残る我が国の現状があり、結婚による分業のメリットを下方婚の妻が十分に享受できていない状況がある。

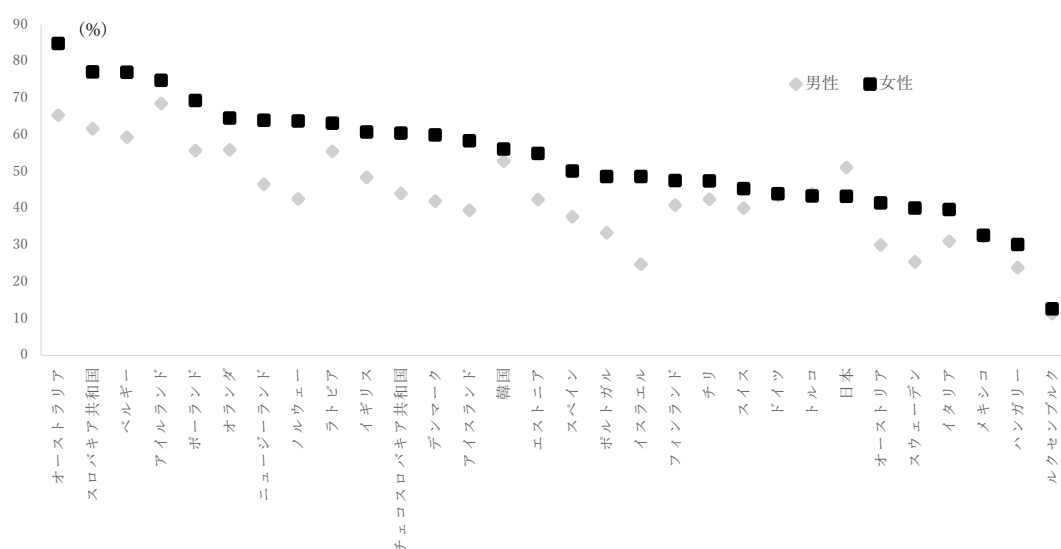
[†] 本稿の作成にあたり公益財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。なお、本研究はJSPS 科研費(17KT0037)の助成を受けたものである。

* 拓殖大学政経学部准教授

1 問題意識

近年、OECD 諸国における大学進学率の推移を見ると、注目される 1 つの大きな変化がある。それは男女間における大学進学率の逆転だ。従来、大学進学率は男性の方が高かったが、1990 年代以降、女性の大学進学率が伸び、現在では多くの国で女性の大学進学率の方が高くなっている (Buchmann and DiPrete 2006; Esteve et al. 2016)。実際、図 1 にあるとおり、OECD 諸国のほとんどの国において女性の大学進学率が男性よりも高い。日本の場合、依然として男性の大学進学率の方が女性よりも高いが、女性の進学率の上昇を受け、その差は大幅に縮小しており (図 2)、OECD 諸国と同じトレンドにある。

図 1 OECD 諸国における男女別の大学進学率



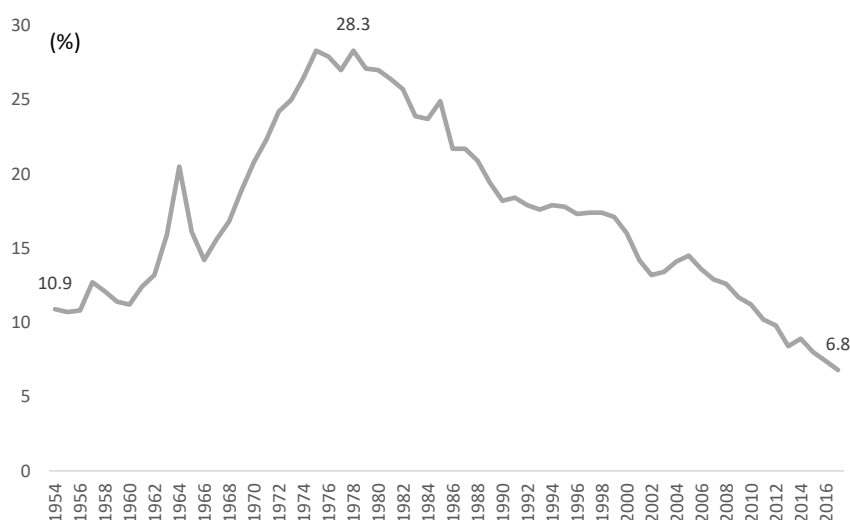
注 1：図中の値は 25 歳以下における大学進学率を示す。

注 2：図における大学とは、ISCED2011 における level 6 程度の教育水準を意味している。

出所：OECD Stat.

このような男女間の大学進学率の逆転は歴史上初めてであり、多くの国で注目を集めている。この中でも興味を集めるトピックの 1 つが夫婦の学歴組み合わせの変化である。男女間の大学進学率の逆転は、伝統的に見られた夫よりも妻の学歴が低い上方婚の夫婦を減らし、夫よりも妻の学歴が高い下方婚の夫婦を増やすことが指摘されている (De Hauw et al. 2017; Esteve et al. 2012, 2016; Grow and Bavel 2015)。このような妻の下方婚の増加は性別分業役割意識の強い日本でも確認されており (岩澤 2013、福田ほか 2017)、1 つの変化の兆しだと言える。

図2 日本における男性と女性の大学進学率の差



注1：図中の値は、男性と女性の大学（学部）への進学率の差を示している。

出所：文部科学省『学校基本調査』

妻の学歴下方婚の増加は家計内に大きな影響を及ぼす。最も影響を受けるのは妻の家計内における経済的地位である (Esteve et al. 2016; Van Bavel and Klesment 2017)。夫よりも妻の学歴が高い場合、妻が労働市場で長い時間働いた方が経済合理性となる (Becker 1993)。この結果、世帯所得に占める妻の割合が増加し、家計内における経済地位及び交渉力が向上すると考えられる (Van Bavel and Klesment 2017)。また、妻の労働市場への注力は出産の意思決定だけでなく、離婚にも影響を及ぼすと考えられる (Van Bavel 2012)。

このように夫婦の学歴組み合わせの変化、特に妻の学歴下方婚の増加が及ぼす影響について徐々に研究の蓄積が進んでいるものの、主観的厚生との関係を検証した研究は少ない。妻の学歴下方婚の増加は、家計内における妻の経済的地位及び交渉力の向上につながるため、妻の主観的厚生を改善させると考えられる。しかし、この影響は家計の属する社会環境によって異なる可能性が高い。例えば、性別分業役割意識が強く、男女間賃金格差が大きい社会の場合、夫よりも学歴の高い妻が増加しても十分な就労機会を得ることができず、所得の向上につながらない恐れがある。また、妻の学歴下方婚の場合、夫の学歴が相対的に低い場合、夫の所得水準も低いと予想される。この結果、世帯所得が他の場合よりも低下し、妻の主観的厚生が抑制される可能性がある。日本の場合、実際にこの可能性が当てはまると予想されるものの、実態を検証した研究はまだない。今後、日本でも他の OECD 諸国と同様に女性の大学進学率が男性を超えるようになった場合、妻の学歴下方婚のさらなる増加とそれに伴う家計内のさまざまな変化が発生すると考えられ、この点に関する分析に注目が集まると考えられる。

そこで、本稿では夫婦の学歴組み合わせの変化、特に妻の学歴下方婚と妻の主観的厚生の

関係について検証する。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(以下、JPSC)』である。先行研究と比較した際の本稿の特徴は次の3点である。1点目は、妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚の3つのグループ間で雇用、所得状況だけでなく、家事・育児時間の比較を行い、各グループの特徴を明らかにした。この分析の結果、学歴下方婚の妻ほど所得は高いものの、他の場合と比較してあまり大きな差ではないこと、学歴下方婚の夫ほど所得が低く、これを反映して世帯所得が3つのグループの中で最も低いこと、そして、学歴下方婚の妻は他のグループとほぼ同程度の時間を家事・育児に費やしていることが明らかになった。2点目は、主観的厚生指標として、幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度を使用し、複合的に夫婦の学歴組み合わせの影響を検証した。この分析の結果、学歴下方婚の妻ほどいずれの指標でも主観的厚生が有意に低いことが明らかになった。3点目は、妻の学歴下方婚のどの組み合わせが主観的厚生低下の原因となっているかを検証した。この分析の結果、夫婦ともに学歴が低い学歴下方婚ほど、主観的厚生が低下していることが明らかになった。

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

夫婦の学歴組み合わせについては、同類婚に関する研究として社会階層論の中で精力的な分析が行われてきた。同類婚とは学歴等の同一の社会属性間での婚姻をさす。同類婚が多い社会の場合、階層をまたいだ結婚が少なくなるため、階層構造が固定化していく。これに対して、同類婚が少ない社会の場合、階層をまたいだ結婚が多くなるため、階層構造が流動的になる。このように、同類婚の多寡は社会階層の固定化・流動化を計測する1つの指標となる(Ultee and Luijkx 1990; Breen and Johnson 2005)。

これまで学歴を用いた同類婚に関するさまざまな研究が行われてきたが、中でも注目を集める分析の1つが同類婚の趨勢に関する研究だ。海外、特に多くの分析があるアメリカの研究を見ると、1960年代から2000年代前半にかけて、学歴同類婚が増加する傾向にあることを明らかにしている(Kalmijn 1991a, 1991b; Mare 1991; Pencavel 1998; Qian and Preston 1993; Smits et al. 2000; Schwartz and Mare 2005)。この原因は年代によって異なっており、1960年から1970年代では学歴上位層と他の学歴階層の婚姻率の低下が主な理由であったが、1970年代以降では学歴上位層内と下位層内での婚姻率の増加が主な理由となっている(Schwartz and Mare 2005)。これに対して国内の研究を見ると、使用データや分析手法の違いから、必ずしも一貫した結果が得られていない(Miwa 2007)。学歴同類婚には変化が見られないとする研究がある一方で(志田ほか 2000)、学歴同類婚は弱まっていると指摘する研究も存在する(Raymo and Xie 2000; Miwa 2005, 2007; Smits and Park 2009; 三輪

2007a, 2007b)。近年では国勢調査の個票を用いた福田ほか(2017)が学歴別の同類婚の傾向を明らかにしており、中卒、専門・短大卒、大卒において同類婚の傾向が弱まっている反面、高卒の同類婚の傾向が強くなってきたと指摘している。全数調査である国勢調査を用いた福田ほか(2017)のこの結果は信頼のおけるものであり、多くの学歴階層内で同類婚が弱まっているという指摘は興味深い。なお、福田ほか(2017)は対数線形モデルの分析の結果によって、女性の学歴下方婚に対する負の選好が弱まり、以前よりも選択される傾向にあることも指摘している。なお、岩澤(2013)でも妻の学歴下方婚が持続的な増加傾向にあることが指摘されている。

学歴同類婚に伴って近年注目を集めているのが世帯間所得格差と同類婚の関係である。アメリカのように同類婚が増加すると、所得の高い夫婦と所得の低い夫婦が増え、世帯間所得格差の拡大につながる可能性がある。実際にアメリカの検証結果を見ると、同類婚の増加が所得格差拡大に寄与したという研究(Fernández and Rogerson 2001; Greenwood et al. 2014)と影響がないという研究(Breen and Salazar 2010, 2011; Eika et al. 2014; Harmenberg 2014; Hryshko et al. 2014; Kremer 1997; Western et al. 2008)があり、一貫した結果は得られていない。

近年では多くの国で観察される男女間の大学進学率の逆転を受け、妻の学歴下方婚の増加に関する研究が蓄積されつつある。この中でまず研究されているのは、妻の学歴下方婚と世帯所得の関係だ。妻の方が夫よりも学歴が高い場合、妻が市場労働に特化した方が経済合理的となる。この結果、世帯所得に占める妻の所得割合が増加する可能性がある。この点をヨーロッパのデータを用いて分析した Van Bavel and Klesment (2017)は、学歴下方婚の妻ほど世帯所得に占める割合が高いことを明らかにしている。また、学歴下方婚の妻ほど子どもが存在による所得低下が小さかった。これは、学歴下方婚の妻ほど出産による離職や休職の機会費用が大きいため、就業し続ける傾向があるためだと考えられる。なお、Van Bavel and Klesment (2017)は学歴下方婚の妻ほど世帯所得に占める割合が低いことも指摘している。これ以外の研究として、本研究と近い問題意識を持つものに小林(2006)がある。小林(2006)は、学歴下方婚の妻ほど夫婦関係満足度や生活満足度が低いことを明らかにしているものの、クロスセクションデータを用いているため、観察できない個人属性を考慮できていないという課題がある。

以上から明らかなおとおり、夫婦の学歴組み合わせに関する研究は数多く存在するものの、近年増加する妻の学歴下方婚に関する研究はまだ分析の余地が残っている。本項は中でも妻の学歴下方婚と主観的厚生の関係について分析する。

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。

今回は有配偶女性にサンプルを限定する。主観的厚生の指標として幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度を使用するが、変数によって使用できる期間に違いがある。生活満足度は全期間で使用できるものの、幸福度はJPSC1995以降からしか存在しない。このため、幸福度と生活満足度を用いた分析では、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2,545人の有配偶女性となり、全期間で22,778の観測数となった。また、夫婦関係満足度はJPSC2003以降からしか存在しないため、夫婦関係満足度を用いた分析は対象期間をJPSC2003-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2,149人の有配偶女性となり、全期間で15,073の観測数となった。

4 推計手法

本稿の目的は、妻の学歴下方婚が主観的厚生に及ぼす影響を定量的に検証することである。このために(1)妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚と主観的厚生に関する分析、(2)詳細な夫婦の学歴組み合わせと主観的厚生に関する分析の2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Random Effect (RE) OLSで推計する。

$$Y_{it} = \beta_1 U_{it} + \beta_2 S_{it} + \beta_3 D_{it} + \beta_4 X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i は観察された個人、 t は観察時点を示す。 Y_{it} は t 期の有配偶女性の幸福度または生活満足度である。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。また、生活満足度は「あなたは生活全般に満足していますか。」といった質問を用いており、回答は「1 満足」から「5 不満」の5段階となっている。分析では2つの指標とも数値を逆にとり、値が大きいほど幸福度や生活満足度が高いように定義した。

U_{it} は妻の学歴下方婚ダミー、 S_{it} は妻の学歴同類婚ダミー、そして、 D_{it} は妻の学歴上方婚ダミーである。JPSCでは調査対象者とその配偶者に調査対象初年度に最終学歴に関する質問をしており¹、学歴を中学校卒、高等学校卒、専門学校・専修学校卒、短大卒、高専卒、大

¹ JPSCでは初年度以降に結婚した場合、その都度配偶者の学歴を別途調査している。分析ではこの情報も使用している。

卒、大学院卒、その他の 8 つのカテゴリーに分類している。今回の分析では Raymo and Xie(2000)や福田ほか(2017)と同じく中卒、高卒、専門・短大卒(専門学校・専修学校卒、短大卒、高専卒の 3 つを統合)、大卒(大卒と大学院卒を統合)の 4 つにまとめた変数を使用する²。これらの学歴変数を用い、妻の方が夫よりも高学歴である場合に 1 となるのが妻の学歴下方婚ダミーである。また、妻の学歴と夫の学歴が同じ場合に 1 となるのが妻の学歴同類婚ダミーであり、妻の方が夫よりも低学歴である場合に 1 となるのが妻の学歴上方婚ダミーである。推計では妻の学歴同類婚ダミーをレファレンスグループとして使用し、妻の学歴下方婚ダミーや上方婚ダミーが主観的厚生にどのような影響を及ぼすのかといった点に注目する。

X_{it} は個人属性であり、妻の年齢、子どもの数、世帯年収(万円)、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する。

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。

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

$$Y_{it} = \alpha_1 h_w j_{mit} + \alpha_2 s_w j_{mit} + \alpha_3 s_w h_{mit} + \alpha_4 u_w j_{mit} + \alpha_5 u_w h_{mit} + \alpha_6 u_w s_{mit} + \alpha_7 j_w j_{mit} + \alpha_8 s_w s_{mit} + \alpha_9 u_w u_{mit} + \alpha_{10} j_w h_{mit} + \alpha_{11} j_w s_{mit} + \alpha_{12} j_w u_{mit} + \alpha_{13} h_w s_{mit} + \alpha_{14} h_w u_{mit} + \alpha_{15} s_w u_{mit} + \alpha_{16} X_{it} + T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式と(1)式との違いは、詳細な夫婦の学歴組み合わせを変数として使用している点にある。 j_w は妻の中卒ダミー、 h_w は妻の高卒ダミー、 s_w は妻の専門・短大卒ダミー、 u_w は妻の大卒ダミーを示す。また、 j_m は夫の中卒ダミー、 h_m は夫の高卒ダミー、 s_m は夫の専門・短大卒ダミー、 u_m は夫の大卒ダミーである。 $h_w j_m$ 、 $s_w j_m$ 、 $s_w h_m$ 、 $u_w j_m$ 、 $u_w h_m$ 、 $u_w s_m$ は妻の学歴が夫よりも高い学歴下方婚の場合である。 $j_w j_m$ 、 $s_w s_m$ 、 $u_w u_m$ は妻の学歴が夫と同じ学歴同類婚の場合である。 $j_w h_m$ 、 $j_w s_m$ 、 $j_w u_m$ 、 $h_w s_m$ 、 $h_w u_m$ 、 $s_w u_m$ は妻の学歴が夫よりも低い学歴上方婚の場合となっている。これらの学歴ダミーのレファレンスグループとして、夫婦ともに高卒($h_w h_m$)の場合を使用する³。分析では、妻の学歴下方婚の中でも特にどの組み合わせが主観的厚生に大きな影響を及ぼしているのかを検証する。

以上、本研究では 2 つの分析を行っていく。分析に使用した各変数の基本統計量は表 1 に掲載してある。

² 大学院卒のサンプルは少ないため、大卒と統合して分析している。

³ 夫婦ともに高卒の場合をレファレンスグループとして使用したのは、高卒夫婦が学歴組み合わせの中で最も大きい構成比を占めていたためである。

表 1 基本統計量

	幸福度 & 生活満足度		夫婦関係満足度	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
幸福度	3.92	0.82		
生活満足度	3.49	0.96		
夫婦関係満足度			3.44	1.01
妻の下方婚	0.26	0.44	0.27	0.44
妻の同類婚	0.39	0.49	0.39	0.49
妻の上方婚	0.35	0.48	0.34	0.47
年齢	36.63	6.69	38.12	7.20
子どもの数	1.75	0.99	1.75	1.01
世帯年収	580.99	337.19	597.24	338.28
妻の平日の家事・育児時間(分)	406.21	254.24	388.34	254.20
妻の休日の家事・育児時間(分)	454.71	239.54	446.18	244.87
夫の平日の家事・育児時間(分)	39.36	65.64	40.18	66.94
夫の休日の家事・育児時間(分)	164.02	189.63	163.34	194.66
サンプルサイズ	22,778		15,073	

注 1：分析対象は有配偶女性である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

5 推計結果

5.1 記述統計からみた夫婦の学歴組み合わせと主観的厚生との関係

推計に移る前に、本節では記述統計を用いて夫婦の学歴組み合わせの現状や主観的厚生との関係を確認する。表 2 は夫婦の学歴組み合わせの構成比を示している。表 2 が示すように、夫婦ともに高卒の場合が 22.44%と最も大きな割合を占めていた。次いで大きな割合を占めていたのは妻が専門・短大卒で夫が大卒の場合と妻が専門・短大卒で夫が高卒の場合であった。逆に構成比が 1%未満で小さかったのは、妻が大卒で夫が中卒の場合、妻が中卒で夫が専門・短大卒の場合、そして、妻が中卒で夫が大卒の場合であった。我が国では中卒の割合が持続的に低下しているため、夫婦の学歴組み合わせの中でも占める中卒夫婦の割合が低下していると考えられる。

表2 夫婦の学歴組み合わせの構成比

(%)

妻の学歴	夫の学歴				合計
	中卒	高卒	専門・短大卒	大卒	
中卒	2.35	2.20	0.49	0.34	5.39
高卒	5.10	22.44	5.87	7.29	40.70
専門・短大卒	2.20	13.18	7.76	16.52	39.67
大卒	0.13	1.46	1.60	11.05	14.25
合計	9.77	39.29	15.73	35.21	100

注1：分析対象は有配偶女性である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表3 妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚の構成比

(%)

	全サンプル	1980年以前	1981-1990年	1991年以降
		に学卒	に学卒	に学卒
妻の下方婚	26.03	19.27	24.17	32.18
妻の同類婚	39.17	40.23	39.33	38.41
妻の上方婚	34.80	40.50	36.50	29.41
合計	100.00	100.00	100.00	100.00

注1：分析対象は有配偶女性である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表3は妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚の構成比を示している。なお、表3では各グループの時系列的な変化を見るためにも、サンプルを学卒年によって3つのグループに分割した値も掲載している。この表から明らかなおとおり、いずれの場合でも同類婚の割合が最も大きかった。しかし、近年の学卒年になるほど構成比が緩やかに低下していた。次いで上方婚の割合が大きい傾向にあるが、近年の学卒年になるほど構成比が低下している。1991年以降の学卒の場合、下方婚と構成比が逆転し、3つのグループの中で最も小さくなっていた。妻の下方婚は他の場合とは違い、近年の学卒年になるほど構成比が上昇していた。この上昇傾向は国勢調査を用いた福田ほか(2017)と整合的であり、背景には女性の大学進学率の向上が影響を及ぼしていると考えられる。

表4は妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚別に詳細な夫婦の学歴組み合わせの構成比を示している。まず、妻の学歴下方婚の構成比を見ると、妻が専門・短大卒で夫が高卒である場合が最も大きな割合を占めていた。次いで妻が高卒で夫が中卒の場合が大きな値となっていた。これに対して、妻が大卒である場合の構成比は小さく、大卒の女性が自分より学歴の

低い男性と結婚する傾向はまだ弱いと言える。次に妻の学歴同類婚の構成比を見ると、夫婦ともに高卒である場合が最も大きな割合を占めていた。次いで夫婦ともに大卒、夫婦ともに専門・短大卒の順に大きく、夫婦ともに中卒が最も小さかった。学歴下方婚では大卒の妻の構成比が小さかったが、同類婚では大卒妻の構成比が大きい点を考慮すると、大卒女性は自分と同等以上の学歴の男性と結婚する傾向が強いと言える。最後に妻の学歴上方婚の構成比を見ると、妻が専門・短大卒で夫が大卒である場合が最も大きな割合を占めていた。次いで妻が高卒で夫が大卒である場合が大きかった。これらの結果から、上方婚の場合、夫の学歴が大卒である比率が高くなる傾向にあると言える。

表 4 妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚別の夫婦の学歴組み合わせの構成比

妻の学歴—夫の学歴	妻の下方婚(%)
高卒—中卒	21.53
専門・短大卒—中卒	9.29
専門・短大卒—高卒	55.69
大卒—中卒	0.54
大卒—高卒	6.18
大卒—専門・短大卒	6.77
合計	100

妻の学歴—夫の学歴	妻の同類婚(%)
中卒—中卒	5.39
高卒—高卒	51.46
専門・短大卒—専門・短大卒	17.80
大卒—大卒	25.35
合計	100

妻の学歴—夫の学歴	妻の上方婚(%)
中卒—高卒	6.74
中卒—専門・短大卒	1.50
中卒—大卒	1.05
高卒—専門・短大卒	17.94
高卒—大卒	22.27
専門・短大卒—大卒	50.50
合計	100

注 1：分析対象は有配偶女性である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

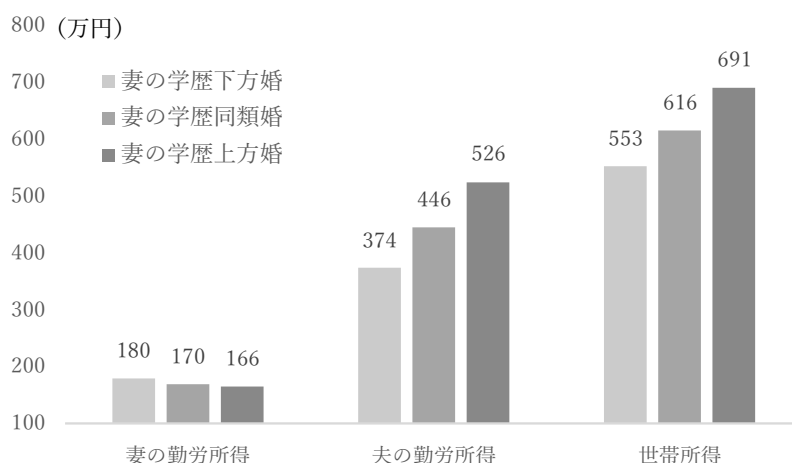
次に妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚別に雇用、所得、家事・育児時間を見ていく。図 3

は学歴別の妻の勤労所得、夫の勤労所得、世帯所得の平均値を示している。この図から明らかとなっており、妻の勤労所得は上方婚、同類婚、下方婚の順に大きくなっていく。Becker(1993)の家計における分業の理論に基づけば、下方婚ほど妻が働き、上方婚ほど妻が家事に集中した方が経済合理的となる。このため、下方婚ほど平均所得が高く、上方婚ほど平均所得が低くなると予想される。この予想と図1の結果は整合的である。ただし、学歴間の所得差は決して大きいわけではなく、上方婚と下方婚では14万円程度の差となっていた。

次に夫の勤労所得を見ると、下方婚、同類婚、上方婚の順に大きくなっており、妻の勤労所得とは逆の傾向を示していた。この背景には表4で示したように、下方婚の夫ほど中卒や高卒といった比較的低学歴層が多い反面、上方婚の夫ほど大卒といった高学歴層が多いといった点が影響していると考えられる。このような夫の学歴構成の違いが夫の勤労所得の平均値の差を生む原因であり、その差は妻の場合と比較しても大きい。下方婚と上方婚の夫の所得差は152万円であり、世帯所得格差の原因となりうる。

最後に世帯所得を見ると、下方婚、同類婚、上方婚の順に大きくなっており、夫の勤労所得と同じ傾向を示していた。この主な理由は、学歴間の夫の勤労所得の差だと考えられる。妻の場合、下方婚ほど勤労所得が高いが、他の学歴層との差は小さいため、世帯所得に合算した際の夫の勤労所得の差を相殺できていない。

図3 学歴別の妻の勤労所得、夫の勤労所得、世帯所得の平均値



注1：分析対象は有配偶女性とその配偶者である。

注2：無業者の勤労所得は0となっている。

出所：JPSC1993-JPSC2014を用い、筆者作成。

次に学歴別の就業状態について見ていく。表5は妻と夫の就業率、就業形態の構成比を示している。まず、妻の就業率について見ると、上方婚、同類婚、下方婚の順に大きくなっていった。下方婚の場合ほど就業率が高いといった傾向は、Becker(1993)の分業の理論と整合

的である。これに対して夫の就業率はいずれの場合も 100%近く、ほとんどの夫が働いている。次に妻の就業形態の構成比を見ると、学歴間で大きな差はないものの、下方婚ほど正規雇用割合が高く、非正規雇用割合が小さくなる傾向にあった。また、夫の就業形態の構成比を見ると、下方婚ほど正規雇用割合が小さく、非正規雇用割合が大きくなる傾向にあった。このように下方婚の場合、夫婦間で正規雇用と非正規雇用の増減傾向が逆になっているが、この背景には妻の方が夫よりも学歴が高く、妻が就業に特化した方が夫婦間分業によるメリットが大きくなるためだと考えられる。ただし、下方婚の妻も夫も他の学歴グループと比較して就業形態の構成比が大きく異なるわけではない点を考慮すると、夫婦の分業によるメリットを十分に享受できていない可能性がある。

表 5 学歴別の妻と夫の就業率、就業形態の構成比

	妻の学歴下方婚	妻の学歴同類婚	妻の学歴上方婚
就業率(%)			
妻	62.02	61.00	51.94
夫	98.01	98.84	99.07
妻の就業形態の構成比(%)			
正規雇用	36.25	31.61	30.09
非正規雇用	50.51	54.95	57.04
自営業ほか	13.24	13.44	12.87
夫の就業形態の構成比(%)			
正規雇用	75.55	80.40	84.69
非正規雇用	4.34	2.59	2.11
自営業ほか	20.10	17.01	13.20

注 1：分析対象は有配偶女性とその配偶者である。

注 2：夫、妻とも就業形態の構成比では就業者のみを分析対象としている。また、夫、妻とも就業形態の構成比の合計値(正規雇用+非正規雇用+自営業ほか)は 100%となる。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

次に学歴別の家事・育児時間について見ていく。表 6 は学歴別の夫と妻の家事・育児時間を示している。パネル A は妻が就業している場合の値であり、パネル B は妻が就業していない場合の値となっている。まず、パネル A の値を見ると、妻の家事・育児時間が夫よりも圧倒的に多かった。また、夫の家事・育児負担割合を見ると、休日は 30%近くなるものの、平日は 11~13%と低かった。さらに、夫の家事・育児負担割合を学歴グループに見ると、大きな差はなかった。この結果は、下方婚の妻も上方婚の妻も同程度の家事・育児負担を背負っていることを意味する。学歴下方婚の場合、妻が市場労働に特化し、家事・育児負担を軽

減した方が経済合理的になると考えられるが、現状ではその傾向は見られない。なお、パネルBでは妻の家事・育児時間が大きく増加しているが、値の傾向はほぼパネルAと同じであった。

表6 は学歴別の夫と妻の家事・育児時間

(パネルA)妻が就業している場合			
	妻の下方婚	妻の同類婚	妻の上方婚
①妻の家事・育児時間(分)			
平日	283	273	279
週末	418	399	402
②夫の家事・育児時間(分)			
平日	43	42	35
週末	138	148	137
③夫の家事・育児負担割合 ($(② \div (②+①)) \times 100$)			
平日	13%	13%	11%
週末	25%	27%	25%
(パネルB)妻が就業していない場合			
	妻の下方婚	妻の同類婚	妻の上方婚
④妻の家事・育児時間(分)			
平日	593	584	579
週末	533	524	517
⑤夫の家事・育児時間(分)			
平日	43	41	33
週末	193	193	196
⑥夫の家事・育児負担割合 ($(⑤ \div (④+⑤)) \times 100$)			
平日	7%	7%	5%
週末	27%	27%	28%

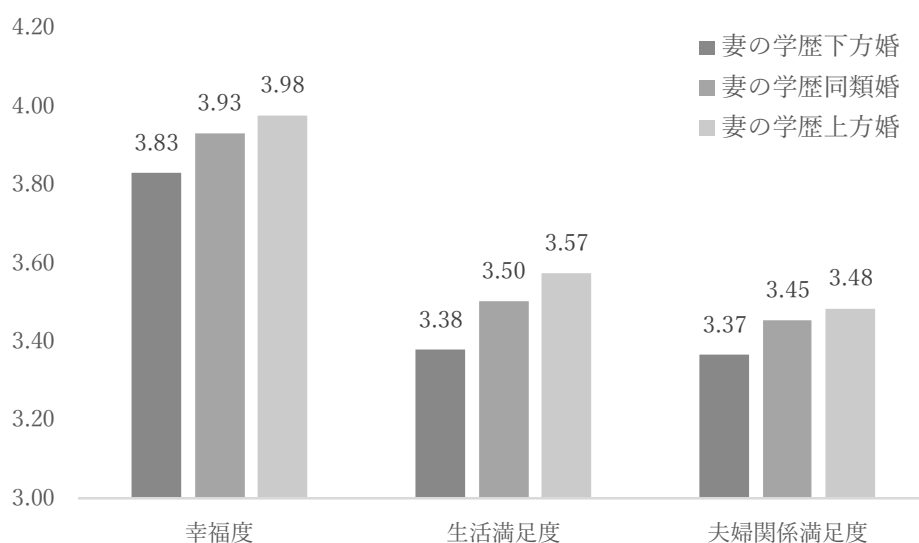
注1：分析対象は有配偶女性とその配偶者である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

以上の結果をまとめると、妻の学歴下方婚は近年になるほど徐々に増加する傾向にあった。この学歴下方婚の経済的な特徴を見ると、妻の勤労所得は高くなるものの、夫の勤労所得が学歴グループの中でも最も低いため、世帯所得も低くなっていた。また、夫婦の家事・

育児時間を見ると、学歴下方婚の妻も他の学歴グループとほぼ同程度の家事・育児を担っていた。このように我が国の学歴下方婚の場合、結婚の分業のメリットを十分に生かしておらず、世帯所得は低く、妻の家事・育児負担も大きい。これは妻の主観的厚生を低下させると考えられる。そこで、実際に図 4 で学歴別の妻の主観的厚生を見ると、幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度のすべての指標において、妻の学歴下方婚の値が最も小さくなっていた。

図 4 学歴別の妻の主観的厚生



注 1：分析対象は有配偶女性とその配偶者である。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

5.2 パネル分析による妻の学歴下方婚、同類婚、上方婚と幸福度の関係

表 7 は RE OLS と RE Ordered Logit モデルによる推計結果を示している。パネル A は幸福度が被説明変数であり、パネル B では生活満足度が被説明変数となり、パネル C では夫婦関係満足度が被説明変数となっている。パネル A、B、C のいずれの場合でも、(1)と(2)では妻の年齢、子どもの数と年次ダミーを説明変数として使用し、(3)と(4)では世帯年収を追加している。(5)と(6)ではさらに夫婦の平日と休日の家事・育児時間を説明変数に追加した。

パネル A の(1)と(2)の幸福度の結果を見ると、妻の学歴下方婚ダミーが負に有意であり、上方婚ダミーが正に有意であった。この結果は、妻が学歴下方婚の場合、幸福度は同類婚の場合よりも低くなるが、妻が学歴上方婚の場合、幸福度が同類婚よりも高くなることを意味する。下方婚の結果はこれまでの記述統計の結果と整合的である。学歴上方婚の場合、幸福度が高くなっていたが、背景には夫婦の分業によるメリットが影響していると考えられる。

次に世帯年収を新たにコントロールした(3)と(4)の結果を見ると、学歴下方婚ダミーは係数が若干低下したものの、依然として負に有意であった。この結果から、学歴下方婚の低い

世帯年収は幸福度低下の要因となっているものの、その影響は小さいと考えられる。これに対して、学歴上方婚ダミーは有意ではなくなった。この結果から、上方婚による妻の幸福度向上には、世帯年収が影響を及ぼしていると考えられる。上方婚の夫婦ほど世帯年収が高く、これが主に幸福度を向上させていた可能性が高い。

表 7 学歴別の主観的厚生に関する推計結果

(パネルA) 幸福度						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
妻の学歴下方婚	-0.09*** (0.03)	-0.33** (0.13)	-0.08** (0.03)	-0.29** (0.13)	-0.07** (0.03)	-0.27** (0.13)
妻の学歴上方婚	0.05* (0.03)	0.22* (0.12)	0.04 (0.03)	0.19 (0.12)	0.03 (0.03)	0.15 (0.12)
年齢	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子どもの数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯年収	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT
R2	0.05		0.06		0.07	
対数尤度		-19869.85		-19850.37		-19775.78
サンプルサイズ	22,778	22,778	22,778	22,778	22,778	22,778

(パネルB) 生活満足度						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
妻の学歴下方婚	-0.12*** (0.04)	-0.34*** (0.12)	-0.10** (0.04)	-0.28** (0.12)	-0.09** (0.04)	-0.26** (0.12)
妻の学歴上方婚	0.07** (0.03)	0.22** (0.11)	0.05 (0.03)	0.17 (0.11)	0.04 (0.03)	0.14 (0.11)
年齢	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子どもの数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯年収	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT
R2	0.03		0.07		0.06	
対数尤度		-25956.61		-24232.93		-16114.74
サンプルサイズ	22,778	22,778	22,778	22,778	22,778	22,778

(パネルC) 夫婦関係満足度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
妻の学歴下方婚	-0.10** (0.04)	-0.30** (0.15)	-0.09** (0.04)	-0.27* (0.15)	-0.09** (0.04)	-0.26* (0.15)
妻の学歴上方婚	0.00 (0.04)	0.01 (0.14)	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.14)	-0.01 (0.04)	-0.04 (0.14)
年齢	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
子どもの数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯年収	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
夫の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
夫の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の平日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
妻の休日の家事・育児時間(分)	No	No	No	No	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT
R2	0.06		0.07		0.08	
対数尤度		-16114.74		-16104.47		-16051.10
サンプルサイズ	15,073	15,073	15,073	15,073	15,073	15,073

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)：学歴ダミーのレファレンスグループは、妻の学歴同類婚である。

注 4)：JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

次に夫婦の家事・育児時間を新たにコントロールした(5)と(6)の結果を見ると、学歴下方婚ダミーは依然として負に有意であった。この結果は、夫婦の家事・育児時間を考慮しても、学歴下方婚の妻ほど幸福度が低いことを示す。また、この結果は、世帯所得と同じく、妻の家事・育児負担も下方婚の妻の幸福度低下の主な原因ではないことを意味する。学歴下方婚の幸福度低下の原因として考えられる他の要因は、社会規範との対立である。藤見(2009)で指摘されるように、日本では出身階層や社会経済的地位において、夫婦間で釣り合っているか、夫が上位であることが望ましいとされてきた。学歴下方婚はこの考えと対立するものであり、これによって発生する心理的負担が幸福度を低下させている可能性がある。なお、学歴上方婚ダミーについて見ると、(3)、(4)と同じく有意な値を示していなかった。

以上の分析結果から、さまざまな要因を考慮しても、学歴上方婚の妻ほど幸福度が低い、学歴上方婚の妻は同類婚と幸福度に差が見られなくなることがわかった。この傾向はパネルBの生活満足度を被説明変数に用いた場合でも同じく観察された。また、パネルCの夫婦関係満足度を被説明変数に用いた分析では、学歴上方婚の妻ほど夫婦関係満足度が低いといった傾向が一貫して見られた。この結果はパネルA、Bの結果と整合的だと言える⁴。

⁴ いずれの分析でも妻の学歴をコントロールしても推計結果にほぼ違いは見られなかった。

5.3 詳細な夫婦の学歴組み合わせと主観的厚生の関係

前節までの分析の結果、学歴下方婚の妻ほど主観的厚生が低いことがわかったが、下方婚の中でも特にどの学歴の組み合わせだと主観的厚生が低下するのかといった点は明らかではない。これと同じく、学歴上方婚の場合、どの学歴の組み合わせだと主観的厚生が上昇するのかといった点も明らかになっていない。また、前節までの分析では同類婚をレファレンスグループとして使用したが、この同類婚の中でも主観的厚生に差が存在している可能性があるものの、この点は検証されていない。そこで、本節では学歴下方婚、同類婚、上方婚をさらに詳細に分解し、主観的厚生との関係を検証する。検証結果は表8に掲載してある。

まず、妻の下方婚に関する推計結果を見ると、幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度のいずれの場合でも、妻が高卒で夫が中卒の場合で負に有意となり、妻が大卒で夫が専門・短大卒の場合で正に有意となっていた。この結果から、下方婚であっても必ずしもすべての場合で主観的厚生が低くなっているわけではなく、むしろ主観的厚生が向上する場合もあると言える。また、下方婚でも夫婦ともに学歴が低い場合だと主観的厚生が低下し、逆に夫婦ともに学歴が高い場合だと主観的厚生が高くなると言える。

次に妻の同類婚に関する推計結果を見ると、夫婦ともに中卒だと負に有意であったが、夫婦ともに専門・短大卒や大卒だと正に有意となっていた。この結果は、学歴同類婚の中でも主観的厚生に差が存在しており、中でも夫婦ともに高学歴であるほど主観的厚生が高く、夫婦ともに低学歴であるほど主観的厚生が低くなっていることを示す。この結果は夫婦ともに同じ属性である Positive assortative mating について検討した Becker (1993)の議論と整合的である。

最後に妻の上方婚に関する推計結果を見ると、妻が高卒で夫が大卒の場合や妻が専門・短大卒で夫が大卒の場合だと正に有意となっていた。この結果は、上方婚の中でも夫婦ともに高学歴であるほど、主観的厚生が高まることを意味する。また、夫婦関係満足度を見ると、妻が中卒で夫が高卒の場合や妻が中卒で夫が専門・短大卒の場合で負に有意となっていた。同じ変数において、幸福度や生活満足度の係数は有意ではなかったものの、負の値となっていた。これらの結果から、上方婚の場合であっても、夫婦ともに低学歴であると主観的厚生が低下する傾向にあると言える。

以上の結果をまとめると、上方婚、同類婚、下方婚のいずれの場合でも、夫婦ともに高学歴であるほど主観的厚生が向上し、夫婦ともに低学歴であるほど妻の主観的厚生が低下する傾向にあった。ただし、有意となる変数を見ると、下方婚の場合ほど夫婦ともに低学歴である際の負の効果が強く、上方婚の場合ほど夫婦ともに高学歴である際の正の効果が強くなる傾向があった。このため、下方婚や上方婚といった点も重要ではあるが、夫婦それぞれの学歴の高低も大きな影響を及ぼすと考えられる。

表8 詳細な夫婦の学歴組み合わせと主観的厚生に関する分析

妻の学歴—夫の学歴	幸福度		生活満足度		夫婦関係満足度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
妻の下方婚 高卒—中卒	-0.19*** (0.07)	-0.64** (0.26)	-0.17** (0.08)	-0.50** (0.22)	-0.18** (0.09)	-0.57* (0.29)
専門・短大卒—中卒	-0.04 (0.09)	-0.13 (0.36)	-0.15 (0.12)	-0.33 (0.35)	-0.24* (0.13)	-0.70 (0.43)
専門・短大卒—高卒	0.02 (0.05)	0.13 (0.19)	0.02 (0.05)	0.09 (0.16)	0.04 (0.06)	0.19 (0.21)
大卒—中卒	-0.12 (0.28)	-0.59 (1.11)	-0.78*** (0.25)	-2.43*** (0.59)	-0.24 (0.57)	-0.71 (1.79)
大卒—高卒	0.06 (0.09)	0.19 (0.39)	0.20** (0.10)	0.62* (0.33)	0.01 (0.14)	0.13 (0.48)
大卒—専門・短大卒	0.22*** (0.08)	0.91** (0.40)	0.31*** (0.09)	0.95*** (0.31)	0.31*** (0.11)	1.13*** (0.41)
妻の同類婚 中卒—中卒	-0.27*** (0.09)	-1.03*** (0.34)	-0.25** (0.11)	-0.71** (0.31)	-0.19 (0.13)	-0.54 (0.44)
専門・短大卒—専門・短大卒	0.18*** (0.05)	0.71*** (0.20)	0.17*** (0.06)	0.54*** (0.19)	0.14** (0.07)	0.50** (0.22)
大卒—大卒	0.22*** (0.04)	0.94*** (0.18)	0.31*** (0.05)	1.01*** (0.16)	0.22*** (0.06)	0.78*** (0.20)
妻の上方婚 中卒—高卒	-0.15 (0.10)	-0.60 (0.38)	-0.10 (0.10)	-0.31 (0.32)	-0.23* (0.12)	-0.75* (0.40)
中卒—専門・短大卒	-0.15 (0.12)	-0.75 (0.47)	-0.10 (0.20)	-0.23 (0.62)	-0.25* (0.15)	-0.85* (0.49)
中卒—大卒	0.33 (0.23)	1.49 (1.09)	0.38 (0.31)	1.39 (1.07)	0.39 (0.27)	1.25 (0.98)
高卒—専門・短大卒	-0.02 (0.06)	-0.06 (0.24)	0.03 (0.07)	0.08 (0.20)	-0.06 (0.09)	-0.14 (0.29)
高卒—大卒	0.11** (0.05)	0.51** (0.23)	0.16*** (0.06)	0.50*** (0.19)	0.08 (0.08)	0.31 (0.27)
専門・短大卒—大卒	0.21*** (0.04)	0.91*** (0.17)	0.22*** (0.05)	0.75*** (0.15)	0.18*** (0.06)	0.62*** (0.19)
推計手法	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT	RE OLS	RE OLOGIT
R2	0.09		0.08		0.10	
対数尤度		-19728.80		-24184.56		-16024.13
サンプルサイズ	22,778	22,778	22,778	22,778	15,073	15,073

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)：学歴ダミーのレファレンスグループは、夫婦ともに高卒の場合である。

注 4)：夫婦の学歴以外では、妻の年齢、子どもの数、世帯所得、夫婦の平日と休日の家事・育児時間、年次ダミーを説明変数として使用している。

注 5) : JPSC1993-JPSC2014 から、筆者推計。

5.4 追加検討事項：学歴別の有配偶女性と独身女性の主観的厚生と比較

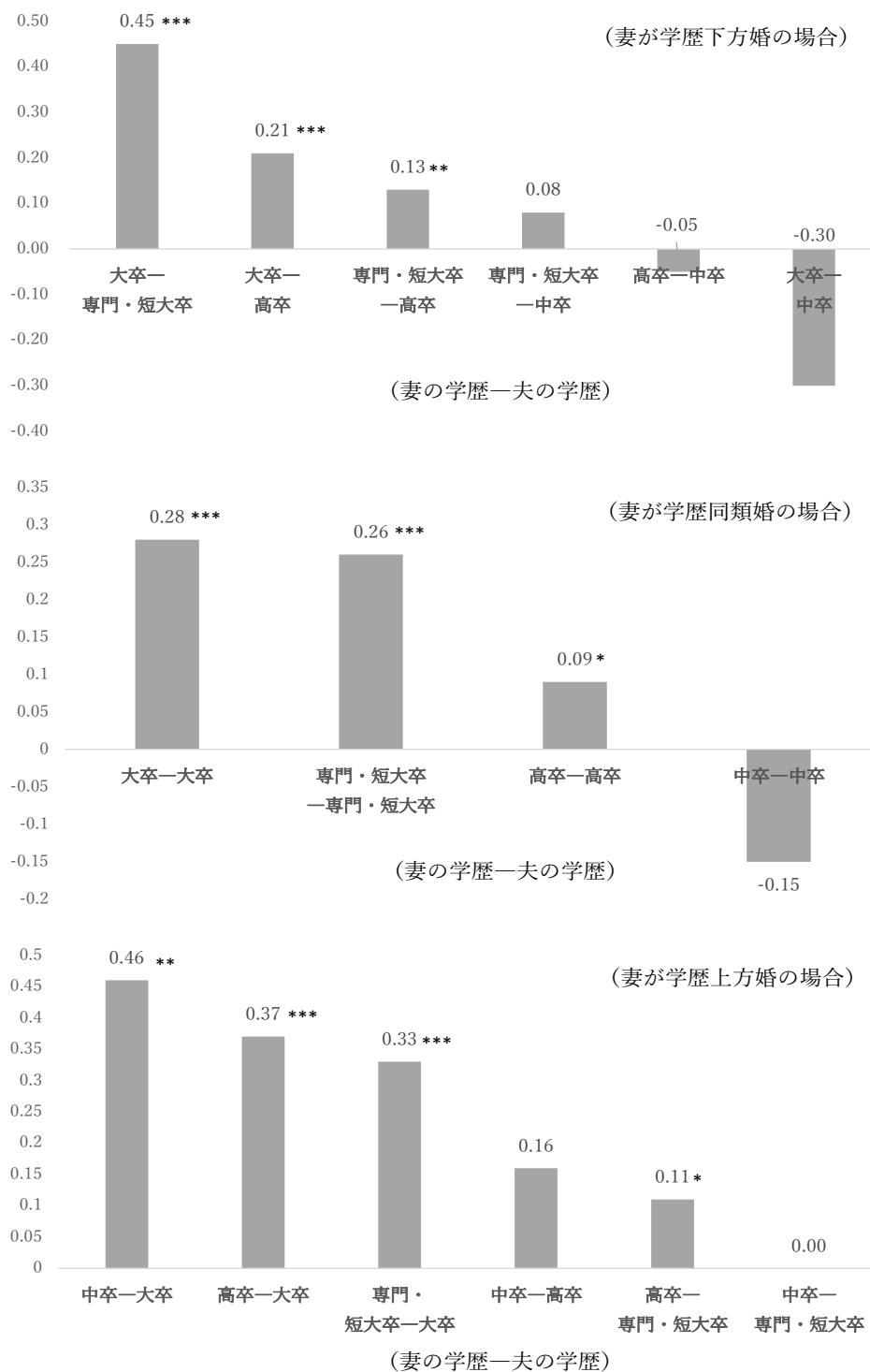
これまでの研究結果から、有配偶者ほど独身者よりも主観的厚生が高いことが明らかになっている (Frey and Stutzer 2002; Lucas and Clark 2006; 萩原 2012)。ただし、本稿による分析の結果、妻の主観的厚生は夫婦の学歴の組み合わせによって異なり、特に夫婦ともに学歴が低いと妻の主観的厚生が低下することがわかった。ここで次に疑問となるのは、夫婦の学歴組み合わせによって有配偶女性の主観的厚生が独身女性と同等か、もしくは低くなる場合もあるのではないかといった点だ。そこで、この点を検証するために、夫婦の学歴組み合わせ別にサンプルを分割した有配偶女性と独身女性の主観的厚生を比較する⁵。推計では、被説明変数に女性の幸福度と生活満足度を使用し、説明変数に有配偶ダミー、年齢、子どもの数、平日と休日の家事・育児時間、年次ダミーを使用する。この分析で最も注目するのは有配偶ダミーである。夫婦の学歴組み合わせ別にサンプルを分割した有配偶女性と独身女性でペアを作って推計し、有配偶ダミーがどのような符号を示すのかに注目する。有配偶ダミーが正であった場合、これまで研究と同様に有配偶者ほど主観的厚生が高いことを示すが、有配偶ダミーが有意ではない場合や負の符号を示す場合、独身女性ほど主観的厚生が高いこととなる。実際にどのような傾向を示すのかを検証する。使用する推計手法は RE OLS である。

推計結果は図 5、6 に掲載してある。図 5 は幸福度の推計結果であり、図 6 は生活満足度の推計結果となっている。まず、図 6 の下方婚の結果を見ると、妻が大卒で夫が専門・短大卒、妻が大卒で夫が高卒、妻が専門・短大卒で夫が高卒の場合、有配偶ダミーは正に有意であった。この結果は、これらの学歴組み合わせの場合、独身女性よりも有配偶女性の幸福度が高いことを意味する。これに対して、妻が専門・短大卒で夫が中卒、妻が高卒で夫が中卒、妻が大卒で夫が中卒の場合、係数は有意ではなかった。この結果は、これらの学歴組み合わせの場合、独身女性と有配偶女性の幸福度に差が存在しないことを意味する。

次に同類婚の結果を見ると、夫婦ともに中卒の場合のみ係数は有意ではなく、これ以外の場合には有意に正の値を示していた。この結果は、夫婦ともに中卒の場合、独身女性と有配偶女性の幸福度に差は存在しないが、より高い学歴同類婚の妻だと独身女性よりも幸福度が高いことを意味する。

⁵ 例えば、妻が高卒で夫が大卒のサンプルと独身女性のサンプルをペアとし、主観的厚生の比較を行う。これをすべての学歴組み合わせ別に行い、有配偶女性と独身女性のどちらの主観的厚生が高いのかを検証する。

図5 学歴別の有配偶女性と独身女性の幸福度の比較

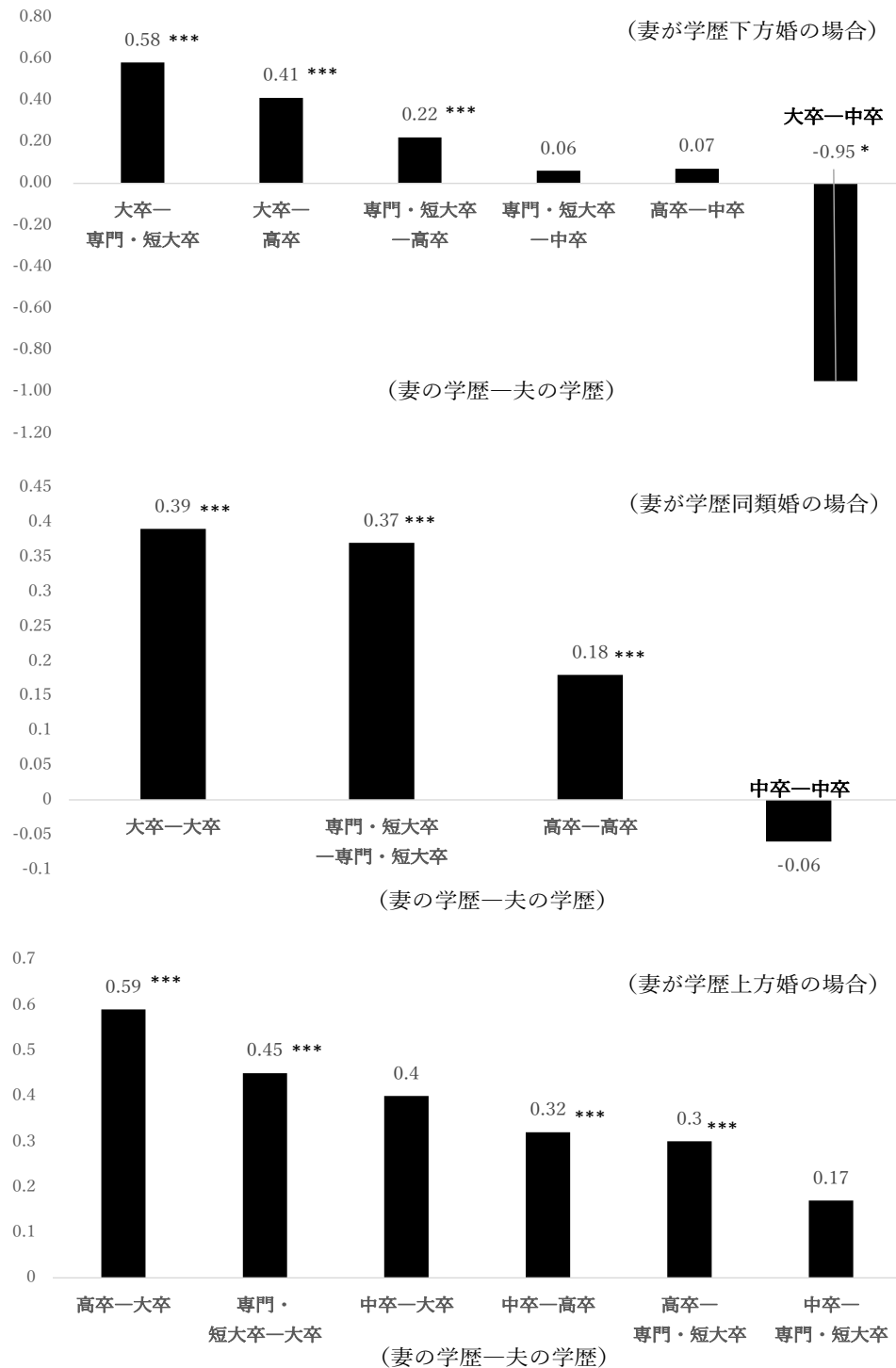


注1：分析対象は、夫婦の学歴組み合わせによってサンプルを分割した有配偶女性と独身女性である。

注2：図中の値はRE OLSによる有配偶ダミーの推計結果を示している。有配偶ダミー以外の説明変数には年齢、子どもの数、平日と休日の家事・育児時間、年次ダミーを使用している。

出所：JPSC1993-JPSC2014を用い、筆者作成。

図6 学歴別の有配偶女性と独身女性の生活満足度の比較



注1：分析対象は、夫婦の学歴組み合わせによってサンプルを分割した有配偶女性と独身女性である。

注2：図中の値は RE OLS による有配偶ダミーの推計結果を示している。有配偶ダミー以外の説明変数には年齢、子どもの数、平日と休日の家事・育児時間、年次ダミーを使用している。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

最後に、上方婚の結果を見ると、妻が中卒で夫が高卒の場合と妻が中卒で夫が専門・短大卒の場合のみで係数が有意ではなかった。この結果は、上方婚の中でも妻が中卒で夫が高卒の場合や妻が中卒で夫が専門・短大卒の場合だと独身女性と有配偶女性の幸福度に差が見られなくなることを意味する。

以上の分析結果をまとめると、夫婦ともに学歴が低い場合、特に夫婦のいずれか、もしくは両方が中卒であった場合、結婚していても独身女性と幸福度に差が見られないと言える⁶。この傾向は図 6 の生活満足度でもほぼ同じく観察された。これらの結果から、結婚していても個人属性によっては独身の場合より主観的厚生が必ずしも高くないと言える。

5.5 追加検討事項：学歴別の結婚前の主観的厚生の水準の違い

これまでの分析の結果、下方婚の妻ほど主観的厚生が低いことがわかった。ただし、今回の分析では Fixed Effect モデルによる推計ではなく、同一個人の変化を明確に検証できていないため、学歴下方婚の妻ほど、もともとの主観的厚生の水準が低い可能性がある。もし下方婚の妻ほど、もともと主観的厚生が低い場合、下方婚の主観的厚生に及ぼす影響が過大に計測されている恐れがある。そこで、この点を検証するためにも、パネル期間中に結婚したサンプルに限定し、その結婚前 3 年間ににおける学歴別の主観的厚生に違いがあるかどうかを検証した。

表 9 結婚前 3 年間ににおける学歴別の主観的厚生の平均値

(パネルA)幸福度

	妻の 学歴下方婚	その他の 学歴グループ	平均値の差
結婚3年前	3.91	3.88	0.03
結婚2年前	3.96	3.93	0.04
結婚1年前	4.13	4.20	-0.07

(パネルB)生活満足度

	妻の 学歴下方婚	その他の 学歴グループ	平均値の差
結婚3年前	3.63	3.46	0.17
結婚2年前	3.68	3.52	0.16*
結婚1年前	3.76	3.77	-0.02

⁶ 中卒のサンプルは夫婦とも小さいといった点が推計結果の有意性を低下させている可能性がある。そこで、夫婦のいずれか、もしくは両方が中卒である場合の妻と独身女性の幸福度と生活満足度を RE OLS によって比較した。この場合、中卒サンプルが多くなるため、サンプルが小さいことによる有意性の低下といった課題に対処できる。分析の結果、幸福度と生活満足度の両方で有配偶ダミーは有意ではなかった。

注1：分析対象はパネル期間中に結婚を経験したサンプルである。

出所：JPSC1993-JPSC2014 を用い、筆者作成。

表9は結婚前3年間における幸福度と生活満足度の値を下方婚とそれ以外の学歴別に掲載している。これを見ると、ほとんどの場合において、下方婚とその他の学歴グループの間で主観的厚生 of 平均値に有意な差は存在していない。この結果から、学歴下方婚の妻ほど、もともとの主観的厚生の水準が低いといった傾向は見られないと言える。

6 結論

我が国では女性の大学進学率の向上を受け、夫婦の学歴組み合わせに変化が生じている。本稿では、この中でも持続的な増加傾向にある学歴下方婚の妻の注目し、その世帯における雇用、所得、家事・育児時間だけでなく、主観的厚生との関係について分析した。この分析の結果、次の4点が明らかになった。

1点目は、学歴下方婚の世帯における経済的な特徴を見ると、妻の勤労所得は高くなるものの、夫の勤労所得が学歴グループの中でも最も低いため、世帯所得も低くなることがわかった。また、夫婦の家事・育児時間を見ると、学歴下方婚の妻は他の学歴グループとほぼ同程度の家事・育児を担っていた。このように我が国の学歴下方婚の場合、結婚の分業のメリットを十分に生かしておらず、世帯所得は低く、妻の家事・育児負担も大きくなっている。

2点目は、学歴下方婚の妻ほど幸福度、生活満足度、夫婦関係満足度といった主観的厚生が低いことがわかった。この結果は世帯所得や家事・育児時間をコントロールしても変わらなかった。

3点目は、上方婚、同類婚、下方婚のいずれの場合でも、夫婦ともに高学歴であるほど主観的厚生が向上し、夫婦ともに低学歴であるほど妻の主観的厚生が低下することがわかった。ただし、有意となる変数の数を見ると、下方婚の場合ほど夫婦ともに低学歴である際の負の効果が強く、上方婚の場合ほど夫婦ともに高学歴である際の正の効果が強くなる傾向があった。このため、下方婚や上方婚といった点も重要ではあるが、夫婦それぞれの学歴の高低も大きな影響を及ぼすと考えられる。

4点目は、夫婦ともに学歴が低い場合、特に夫婦のいずれか、もしくは両方が中卒であった場合、結婚していても独身女性と幸福度に差が見られないことがわかった。この結果から、結婚していても個人属性によっては独身の場合より主観的厚生が必ずしも高くならないと言える。

以上の分析結果から、我が国では夫よりも学歴が高い妻は、相対的に幸せになれていないと言える。この背景には、性別役割分業意識が色濃く残る我が国の現状があり、結婚による分業のメリットを下方婚の妻が十分に享受できてない状況がある。我が国では女性の非正規雇用就業率が高く、先進国の中でも男女間賃金格差が大きい。また、妻に家事・育児負担

が偏る傾向がある。これらの状況を改善し、女性の社会での活躍や家庭内における家事・育児負担の平等化を進めなければ、下方婚の妻の幸せは向上しないと考えられる。

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、夫の主観的厚生と妻の学歴下方婚の関係の検証である。今回の分析では主に妻の主観的厚生と下方婚の関係に注目したが、夫と妻の下方婚の関係も興味深い研究対象である。今回使用したJPSCでは夫の主観的厚生について質問していないため、分析はできないが、他のデータを用いて今後検証していきたい。2つ目の課題は、妻の下方婚による妻の主観的厚生低下の原因の検証である。今回の分析では世帯所得や夫婦の家事・育児時間をコントロールしたが、それでも依然として下方婚の妻ほど主観的厚生が低かった。他の要因が主観的厚生低下の原因となっていると考えられるが、社会規範との対立が候補としてあげられる。この点を検証できるよう他のデータを用いることも検討していきたい。

参考文献

- Becker, G. S. (1993). *A treatise on the family* (Enlarged ed.). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Breen, R., & Jonsson, J. O. (2005) Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 31, 223–243.
- Breen, R., & Salazar, L. (2010). Has Increased Women's Educational Attainment Led to Greater Earnings Inequality in the United Kingdom? A Multivariate Decomposition Analysis. *European Sociological Review*, 26, 143–157.
- Breen, R., & Salazar, L. (2011). Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, 117, 808–843.
- 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.
- De Hauw, Y., Grow, A., & Van Bavel, J. (2017). The reversed gender gap in education and assortative mating in Europe. *European Journal of Population*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9407-z>.
- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. (2014). Educational assortative mating and household income inequality (NBER Working Paper No. 2027). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Esteve, A., García-Román, J., & Permanyer, I. (2012). The gender-gap reversal in education and its effect on union formation: The end of hypergamy? *Population and Development Review*, 38, 535–546.
- 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.
- Fernández, R., & Rogerson, R. (2001). Sorting and long-run inequality. *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1305–1341.
- Frey, B. and A. Stutzer (2002) *Happiness and Economics How The Economy and Institutions Affect Well-being*, Princeton University Press.
- Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., & Santos, C. (2014). Marry your like: Assortative mating and income inequality. *American Economic Review*, 104, 348–353.
- Grow, A., & Van Bavel, J. (2015). Assortative mating and the reversal of gender inequality in education in Europe: An agent-based model. *PLoS ONE*, 10(6), 1–24. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0127806>.
- Harmenberg, K. (2014). A note: The effect of assortative mating on income inequality.

- Unpublished manuscript, Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Stockholm, Sweden.
- Hryshko, D., Juhn, C., & McCue, K. (2014). Trends in earnings inequality and earnings instability among US couples: How important is assortative matching? (IZA Discussion Paper No. 8729). Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor.
- Kalmijn, M. (1991a). Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. *American Sociological Review* 56:786–800.
- Kalmijn, M. (1991b). Status Homogamy in the United States. *American Journal of Sociology* 97:496–523.
- Kremer, M. (1997). How much does sorting increase inequality? *Quarterly Journal of Economics*, 112, 115–139.
- Lucas, R.E., & Clark, A. E. (2006) Do people really adopt to marriage? *Journal of Happiness Studies* 7, 405-426.
- Mare, R.D. (1991). Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review* 56:15–32.
- Miwa, S. (2005) Educational Homogamy in Contemporary Japan. *Social Science Japan*, 33, 9–11.
- Miwa, S. (2007). Long-term Trends in Status Homogamy. In Sato, Yoshimichi (Ed.), *Deciphering Stratification and Inequality: Japan and Beyond* (pp. 140–160). Trans Pacific Press.
- Pencavel, J. (1998). Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands. *American Economic Review* 88:326–29.
- Qian, Z. & Preston, S. H. (1993). Changes in American Marriage, 1972 to 1987: Availability and Forces of Attraction by Age and Education. *American Sociological Review* 58:482–95.
- Raymo, J. M., & Xie, Y. (2000). Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 65(5), 773–781.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003, *Demography* 42(4), 621-646.
- Smits, J., Ultee, W. & Lammers, J. (2000). More or Less Educational Homogamy? A Test of Different Versions of Modernization Theory Using Cross-Temporal Evidence for 60 Countries. *American Sociological Review* 65:781–88.
- Smits, J., & Park, H. (2009). Five Decades of Educational Assortative Mating in 10 East Asian Societies. *Social Forces*, 88(1), 227–255.
- Ultee, W. C., and Luijkx, R. (1990). Educational Heterogamy and Father to Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations: General Societal Openness or Compensatory Strategies of Reproduction? *European Sociological Review*, 6(2), 125–149.

- Van Bavel, J. (2012). The reversal of gender inequality in education, union formation and fertility in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research*, 10, 127–154.
- Van Bavel, J., & Klesment, M. (2017). Educational Pairings, Motherhood, and Women's Relative Earnings in Europe. *Demography*, 54, 2331–2349
- Western, B., Bloome, D., & Percheski, C. (2008). Inequality among American families with children, 1975 to 2005. *American Sociological Review*, 73, 903–920.
- 岩澤美帆(2013)「失われた結婚，増大する結婚：初婚タイプ別初婚表を用いた 1970 年代以降の未婚化と初婚構造の分析」『人口問題研究』, 69(2), 1-34.
- 小林淑恵(2006)「学歴下方婚のすすめ」西野理子，稲葉昭英，嶋崎尚子(編)『第 2 回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第 2 次報告書 No.1: 夫婦、世帯、ライフコース』(日本家族社会学会全国家族調査委員会). 89-102.
- 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.
- 福田節也・余田翔平・茂木良平(2017) 日本における学歴同類婚の趨勢：1980 年から 2010 年国勢調査個票データを用いた分析, IPSS Working Paper Series (J) No.14.
- 藤見純子(2009)「夫婦のかたち・結婚のかたち」藤見純子,西野理子（編）『現代日本人の家族』有斐閣, 55-71.
- 三輪哲（2007a）「日本における学歴同類婚趨勢の再検討」『家族形成に関する実証研究』SSJ Data Archive Research Paper Series 37, pp.81–94.
- 三輪哲（2007b）「日本と韓国における階層同類婚の変動」『社会学研究』第 81 号, pp.67–92.