

**Institute for Economic Studies, Keio University**

**Keio-IES Discussion Paper Series**

**The Role of Women's Earning Ability in Marriage Formation**

**Fang He**

**6 March, 2017**

**DP2017-004**

**<http://ies.keio.ac.jp/en/publications/7406>**

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
[ies-office@adst.keio.ac.jp](mailto:ies-office@adst.keio.ac.jp)

3 March, 2017

# The Role of Women's Earning Ability in Marriage Formation

Fang He

Keio-IES DP2017-004

6 March, 2017

JEL classification: J12; D13; D31

Keywords: Income; Earning Ability; Women; Marriage

## Abstract

This paper analyzed the relationship between women's earning ability and marriage formation in Japan. Using data on young Japanese women from the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century (LSA21), it is seen that women's earning ability has a positive effect on marriage formation. Comparison of analysis using different income variables shows that the result is robust. Estimations based on sub-samples of different educational groups indicate that the degree of positive influence of high earnings ability on marriage probability is declining by age for college graduates.

Fang HE

Panel Data Research Center at Keio University

2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

hefang@keio.jp

Acknowledgement: I would like to thank Yoshio Higuchi, Hitoshi Hayami, and Kazuma Sato for helpful comments. I appreciate the support by the Health Labour Sciences Research Grant (The research related to the changes in working condition and active labor market policies, 2014-003). The data for this analysis, the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century (2002 Cohort), was provided by Ministry of Health, Labour and Welfare (Japan). I am also thankful to Professor Higuchi for making this paper included in Keio-IES Discussion Paper Series. All remaining errors are author's responsibility.

# 女性の稼得能力と結婚選択の関係\*

—「21世紀成年人縦断調査」を用いた実証分析—

何 芳\*\*

<要 約>

女性の稼得能力の上昇は、しばしば晩婚化・未婚化、少子化の原因として挙げられている。しかし、生涯未婚率の推移を見ると、未婚化は主に低学歴の男女の間で進んでいることが示されている。本稿は、厚生労働省「21世紀成年人縦断調査」の個票データを用いて、女性の稼得能力と結婚選択との関係について分析を行った。

分析では、学歴などの同じ属性のグループ内の賃金格差が存在することに配慮し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を稼得能力の代理変数として用いた。さらに、結婚選択と稼得能力の内生性をコントロールするため、結婚意欲をコントロールした。結果の頑健性の確認のため、OLSで推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得が結婚選択に与える影響についても分析し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を用いた場合の推定結果との比較を行った。

稼得能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを利用した。以上の分析の結果、女性の稼得能力が高いほど、結婚する確率が高くなっていることが確認された。全体的に晩婚化が進む中、女性にとっても稼得能力が結婚の条件の1つになっていることがうかがえる。また、推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項で、稼得能力が与える結婚選択の年齢階級による効果の違いを確認した結果、大学・大学院卒女性では、高い年齢階級の交差項のハザード比は1より小さく、マイナスで有意な効果が検出され、稼得能力が与える結婚選択へのプラスの効果は、大学・大学院卒女性にとって年齢の上昇に伴い逡減していることが確認された。

JEL Classification Codes: J12, D13, D31

キーワード：稼得能力，女性，結婚

---

\* 本稿の作成にあたって、慶應義塾大学の樋口美雄教授、早見均教授、拓殖大学の佐藤一磨准教授より貴重なアドバイスを頂いた。また、本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003，研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。本稿で使用した『21世紀成年人縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。本論文の発行に際して、樋口美雄教授よりご推薦頂いた。ここに感謝の意を記したい。なお、本稿における誤りはすべて筆者に帰するものである。

\*\* 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター，〒108-8345 東京都港区三田 2-15-45, hefang@keio.jp

## 1. はじめに

女性の稼働能力は、結婚選択とどのような関係があるだろうか。Becker (1973, 1981)は、貿易の比較優位理論を結婚に応用し、結婚のメリットは比較優位に基づく分業の利益から影響を受けており、夫婦間の賃金格差が大きいほど分業の利益が大きいことを理論的に示している。比較優位に基づく分業の利益は、夫が市場での生産活動をし、妻が家庭内生産活動をする場合にのみ発生するのではないが、伝統的に男性の市場賃金が女性より高い場合が多く、女性は男性と比べ家庭内生産のための人的資本投資を多く行ってきた。しかし、女性の高学歴化や男女間賃金格差の縮小、就業機会の拡大などに伴い、女性にとって結婚して家庭内生産活動に特化するメリットが低下した。このことが、晩婚化・未婚化が進んだ要因であると考えられた (Becker 1991)。統計データからも日本における男女間賃金格差の時系列的な縮小<sup>1)</sup>と生涯未婚率の時系列的な上昇<sup>2)</sup>が確認できる。女性の稼働能力と結婚選択の関係を分析する研究の多くは、この Becker 理論に基づき、女性の稼働能力が高いと結婚しない確率が高くなるとの仮説で分析を進めている。

一方で、女性の稼働能力が高くなると結婚する確率が高くなる可能性もある。Becker et al. (1977)は、夫婦の社会的経済的属性の組み合わせは、メイトサーチの結果であり、自分自身の素質 (quality) と潜在的結婚相手の分布から影響を受けていると指摘している。潜在的結婚相手として評価される重要な要素の1つは、稼働能力である。国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」(2015)によると、18~34歳の独身者では、結婚相手の条件として「経済力」を重視・考慮する割合は、男性では41.9%、女性では93.3%である。女性のほうがより重視するとは言え、男性にとっても経済力は結婚相手に求める重要な条件の1つであることがうかがえる。稼働能力が高いことは、結婚相手として高く評価されることになるため、女性の稼働能力が高い場合、結婚する確率が高くなる可能性もある。「国勢調査」による学歴別生涯未婚率の推移を見ると、時系列的にどの学歴でも生涯未婚率が上昇しているが、近年では、未婚化は主に低学歴の男女の間に進んでいることが分かる (図1)<sup>3)</sup>。日本では、婚外子の出産が極めて少ない<sup>4)</sup>ため、生涯未婚率の上昇はそのまま少子化につながる傾向がある。本稿は、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」(以下はLSA21)を用いて、女性の稼働能力と結婚選択との関係を明らかにすることを目的としている。

<sup>1)</sup> 男性一般労働者の賃金(きまって支給する現金給与額)を100とした場合の女性の賃金水準は、1981年には55.5であったが、2015年には70.1にまで上昇した(厚生労働省「賃金構造基本統計調査」)。

<sup>2)</sup> 生涯未婚率は、1980年には男性2.6%、女性4.5%であったが、2010年にはそれぞれ20.1%と10.6%となっている(総務省統計局「国勢調査」)。「生涯未婚率」とは、「45~49歳」と「50~54歳」未婚率の平均値から、「50歳時」の未婚率(結婚したことがない人の割合)を算出したものである。50歳時点で未婚の人は、生涯未婚の可能性が高いという考え方に基づくもので、生涯独身でいる人がどのくらいいるかを示す指標として使われている。

<sup>3)</sup> 図1を見ると、高校卒者の生涯未婚率は1990年には、女性3.9%、男性4.3%だったが、2010年には、それぞれ8.6%と20.6%にまで上昇した。人口全体に占める割合が低いが、小学校・中学校卒の生涯未婚率は1990年の女性3.7%、男性8.2%からそれぞれ15.5%と35.2%にまで上昇した。

<sup>4)</sup> 2015年に出生した子どもにおいて、婚外子は全体の2.7%を占める(厚生労働省「人口動態調査」)。

Becker の比較優位理論に基づく分業の利益に着目して結婚から得られるメリットを考えるなら、稼得能力の低い女性は結婚から得られる便益が高いため、結婚意欲と結婚確率が高いと予想される。それに対して、稼得能力の高い女性は、結婚から得られる便益が低いため、結婚意欲と結婚確率が低くなると予想される。しかし、女性は稼得能力が高いほど結婚相手としての魅力が高まり、結婚のオファー（プロポーズ）を受ける確率が高まることになり、それにより結婚する確率が高くなる可能性もある。

女性の稼得能力と結婚選択に着目した研究では、女性の賃金率は配偶者サーチ期間に有意な影響を与えていない（出島 2004）；女性であっても、非正規雇用である場合において、結婚が遅くなる傾向にある（永瀬 2002）；学歴や賃金が高い女性ほど、結婚のタイミングが遅くなる（樋口・阿部 1999）；近年では逆に賃金の高い女性ほど結婚する傾向にある（福田 2012）など、利用するデータと分析手法によって異なる結果が出ており、女性の稼得能力と結婚選択について一致した結果が得られていない。例えば、福田（2012）は、前年年間労働所得を利用しており、出島（2004）は、既婚女性の観測賃金率が結婚年齢に与える影響に着目している。

稼得能力と結婚選択は互いに影響し合っているという内生性問題があるため、実証分析を行う際に、稼得能力の測定方法が問題となる。日本におけるこれまでの先行研究では、内生性問題には十分に対応していない。結婚意欲の弱い女性ほど、市場での生産活動に関する人的資本投資を行い、賃金率が高い。その結果、稼得能力の高い女性ほど結婚しないとの結果が観測される可能性がある。これに対応するため、稼得能力が結婚選択に与える影響の推定では、結婚意欲もコントロールする。さらに、出産・育児、夫の所得水準、転勤など婚姻状態の変化が女性の労働供給に影響を与える。人的資本の蓄積と多くの日本企業が採用している年功賃金制度により、賃金率は年齢と勤続年数に比例して上昇している。本稿では、調査初年度に未婚であるサンプルに対して、就業履歴データを活かし、結婚までの各年次の帰属対数賃金率を推定し、稼得能力の指標として用いる。推定では、学歴などのグループ内の格差も存在することを配慮して、パネル固定効果モデルを利用して、個人の異質性をコントロールする。

本稿の構成は下記となる。第 2 節は、計量経済モデルの設定と利用する分析手法を説明する。第 3 節では、利用するデータを紹介し、第 4 節では分析結果を述べる。第 5 節では、結論をまとめる。

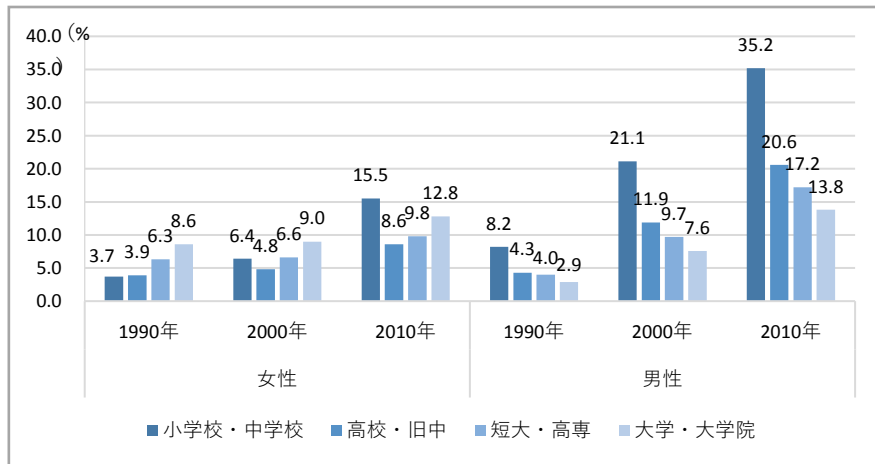


図1 男女、学歴別生涯未婚率の推移

データ出所：内閣府「男女共同参画白書」（2013）。

注：1）もとデータ出所：総務省統計局「国勢調査」。

## 2. 計量経済モデルの設定

### (1) 稼得能力と結婚選択の関係

本節では、Burgess et al. (2003) を参照にし、稼得能力と結婚選択の関係に関する理論モデルを説明する。(1) 式～(3) 式は、女性が独身で親と同居： $U^H$ 、一人暮らし： $U^A$ 、結婚： $U^M$ との3つの状態の場合の効用水準を示している。

$$U^H = U^H(\lambda^H Y, Y_p, Z_H) \quad (1)$$

$$U^A = U^A(Y, Z_A) \quad (2)$$

$$U^M = U^M(\lambda^M Y, Y_s, Z_M) \quad (3)$$

ここでは、 $H$  は独身で親と同居、 $A$  は一人暮らし、 $M$  は結婚して配偶者と一緒に暮らすことを表している。 $U^H$ 、 $U^A$ 、 $U^M$ はこの3つの状態時のそれぞれの効用水準を表す。 $Y$ は女性本人の所得、 $Y_p$ は親の所得水準、 $Y_s$ は配偶者の所得水準である。 $\lambda^H$ は親と同居、 $\lambda^M$ は結婚した場合の女性本人の最適な労働供給を指す。 $\lambda$ の存在は、女性は、親と同居、あるいは結婚した場合に、労働供給を調整することを反映している。 $Z_H$ 、 $Z_A$ 、 $Z_M$ は、それぞれの状態において、効用水準に影響を与える要因を指している。

続いて、この3つの式に基づく稼得能力と結婚選択の関係について議論する。まず、結婚については、双方の合意が必要で、結婚するかどうか、誰と結婚するかはメイトサーチとマッチングの結果である。女性は、結婚した場合の効用水準( $U^M$ )が結婚しない場合( $U^A$ と $U^H$ )の効用水準を上回ると判断した場合に、結婚を選ぶ。稼得能力が高いことは、一人暮らしの効用水準 $U^A$ が

高いことを意味するため、他の条件が一定の場合、 $U^A$ を選ぶ確率が高まり、結婚する確率が低くなる。これについて、Burgess et al. (2003) は、「自立効果」(self-reliance effect)と呼んでいる。結婚した場合の効用水準は、結婚相手の所得水準以外に、家計内の所得分配からも影響を受ける。しかし、規模の経済性とバーゲニングの結果、家計内の所得分配は、所得水準の高低の影響力と相殺できないため、結婚相手の所得水準が高いほど、結婚した場合の効用水準が高いと考えられる。従って、稼得能力の高い女性ほど結婚のオファーを受ける確率が高い。結婚のオファーが多いほど、結婚する確率が高くなる。そのため、女性本人の稼得能力が高いことは、結婚する確率にプラスの影響も与えている。稼得能力が結婚に与えるプラスの効果については、Burgess et al. (2003) では、「グッドキャッチ効果」(good catch effect)と呼んでいる。

## (2) 計量経済モデルの設定

本稿では、稼得能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを用いて分析する。分析期間は、学卒時点を開始時点年とし、終了時点年は結婚か、調査期間を通して未婚の場合は調査協力時点までである。以下、Cox 比例ハザードモデルと推定モデルの設定について、説明する。

$$H_{it} = \frac{H_{i|x_i=1}}{H_{i|x_i=0}} = \frac{h(t)\exp(M=1)}{h(t)\exp(M=0)} \quad (4)$$

(4)式では、 $H_{it}$ は個人*i*が*t*期において、結婚することのハザード比である。ハザード比は、学卒後から結婚せず、そのままの状態で*t*時点経過後、次の期に結婚( $M=1$ )する確率と結婚しない( $M=0$ )確率の比のため、1より大きい場合、結婚が早くなり、1より小さい場合、結婚が遅くなる。推定モデルの設定については、(5)式の示す通りとなる。

$$H_{it} = \lambda(\text{birthy}_i, \text{age}_{it}, \text{edu}_i) \exp(\alpha_1 Y_{it-1} + \alpha_2 Y_{ipt-1} + \alpha_3 Y_{ist-1} + \alpha_4 L_{it-1} + \alpha_5 T_i + \alpha_6 D_{t-1} + \delta_b + \varphi_{bt}) \quad (5)$$

ここでは、*p* は親、*s* は潜在的配偶者、*b* は地域ブロックを表す。ベースラインハザード $\lambda$ は、年齢： $\text{age}_{it}$ に関する関数で、経過時間に依存する。また、若い世代ほど晩婚化が進み、学歴が高いと結婚が遅くなるといった出生コホートと学歴による婚期の違いがあると考えられる。分析では、出生コホート： $\text{birthy}_i$ と学歴： $\text{edu}_i$ によるイベント発生の違いをコントロールするため、この2つの変数を層別変数として用い、それらに基づいたグループに分けてベースラインハザードを推定する。 $H_{it}$ は、女性本人の前期の稼得能力： $Y_{it-1}$ 、親の前期の所得水準： $Y_{ipt-1}$ 、潜在的結婚相手の前期の所得水準： $Y_{ist-1}$ 、前期親との同居の有無： $L_{it-1}$ 、結婚意欲： $T_i$ 、前期都道府県別離婚率： $D_{t-1}$ 、地域ブロックの固定効果： $\delta_b$ 、地域の線形的トレンド： $\varphi_{bt}$ によって決定される。社会規範

や法的環境により離婚が難しい場合、結婚に対する留保水準を高める可能性がある。離婚の実行可能性の代理変数として、都道府県別離婚率を用いる。時系列的には晩婚化が進んでおり、こういった時系列のトレンドをコントロールするために、地域の線形的トレンド $\varphi_{bt}$ を用いる。具体的には、地域ブロックダミーと年次ダミーの交差項を用いる。

女性本人の稼得能力については、実際の就業経験に基づき、パネル固定効果によって推定された対数賃金率を用いる。稼得能力は人的資本の生産性であると考えられる。勤続年数の上昇に伴い通減するとの特徴があり、対数賃金率を用いることで、限界生産性の通減を表している。また、賃金率は年間労働所得と比べ、労働時間の選択という内生性がない。ただし観測賃金率の場合、無業、あるいは何らかの事情により生産性と賃金率が離れている時期が存在する。それらのバイアスを修正するために、推定した対数賃金率を用いる。さらに、同じ学歴や就業経験の個人でも稼得能力に差が存在するため、本稿ではパネル固定効果を用いて、個人の異質性をコントロールする。賃金率の推定は下記の(6)式で示している。

$$\ln(w_{it}) = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \text{exp}_{it} + \beta_2 \text{exp}_{it}^2 + \beta_3 \text{regu}_{it} + \beta_4 \text{wpref}_{it} + u_{it} \quad (6)$$

ここでは、 $w_{it}$ は、個人*i*が*t*時点における賃金率で、 $\alpha_i$ は女性の固定効果、 $\gamma_t$ は時間効果を指す。 $\gamma_t$ をコントロールするためには、次節の実証分析において、年ダミーを利用する。 $\text{exp}_{it}$ は就業経験年数、 $\text{exp}_{it}^2$ は就業経験年数の自乗値、 $\text{regu}_{it}$ は正規就業ダミー、 $\text{wpref}_{it}$ は「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率」、 $u_{it}$ は観察不能な賃金決定要因の関数である。 $\text{wpref}_{it}$ を用いて、 $\ln(w_{it})$ を推定するため、自営就業者を分析から除いている。

さらに、違いを比較するために、最小二乗法（以下はOLS）を用いた賃金率の推定も行う。OLS推定において、前述の(6)式に学歴ダミーと地域ブロックダミーを加えている。また、LSA21において、既婚女性の無業率は44.8%、未婚女性の無業率は13.2%である。調査期間中を通して無業の未婚女性はあまりいないため、第1段階目に就業するかどうかを推定してから、第2段階目に賃金水準を推定するヘックマン2段階推定法を利用する必要はないと考える。

年間労働所得は労働時間の選択という内生性が存在するが、生活水準に影響しているため、次節では、賃金率の推定と同じく年間労働所得も推定し、それが結婚選択に与える影響について賃金率と差があるかを比較する。

### 3. 利用するデータ

本稿はLSA21（2002–2012）の個票データを用いて分析する。LSA21は2002年10月末時点で20～34歳の日本全国の男女およびその配偶者を対象としている。調査は毎年11月に実施されている。調査対象者の出生年月、学歴、学卒年次、婚姻状態、子どもの数・年齢、就業状況などに



ついて継続的に調査している。婚姻状態について、婚姻届を提出していない事実婚を含め有配偶として定義している。就業経験については、第2回調査において、これまでの就業経験について調査しており、それをを用いて就業経験年数を作成した。賃金率や年間労働所得について、「帰属家賃を除くCPI」を用いて実質化している。出生コホートは、出生年を3等分して1968～1972年(ref.)、1973～1977年、1978～1982年に分け、学歴は、高校卒以下、高専・短大卒、大学・大学院卒の3つに分けている。

結婚意欲については、LSA21では、未婚の調査対象者に対して、2002年、2005年、2006年、2008年、2010年、2011年について調査している。本稿では、調査初年度の2002年の回答を利用する。調査票では、「今後結婚したいと思いますか」の質問に対して、「絶対したい」、「なるべくしたい」、「どちらとも言えない」、「あまりしたくない」、「絶対したくない」の5つの選択肢を用意している。本稿の分析では、これに基づき、「結婚したい」、「どちらとも言えない」、「結婚したくない」の3分類にして分析に利用した。独身女性の結婚意欲の変化を確認するために、2005年調査においてまだ独身に留まっている者に対して、2002年調査と2005年調査のクロス集計をした。その結果を図2にまとめている。これを見ると、2002年に今後「結婚したい」と回答した者のうち、87.4%が2005年でも「結婚したい」と思い続けている。そして、2002年に「どちらとも言えない」と回答した者のうち、43.9%は「結婚したい」にシフトしており、45.7%は「どちらとも言えない」のままである。2002年に今後「結婚したくない」と回答した者においても、24.3%は「結婚したい」と思うようになり、42.8%は「結婚したくない」のままである。2002年には、未婚女性の67.4%は「結婚したい」と回答しており、「どちらとも言えない」は23.3%のため、全体的に見ると、結婚意欲は時系列的にはさほど変化していないと考える。そのため、2002年調査から得られた結婚意欲を分析に利用することは、妥当と考えられる。

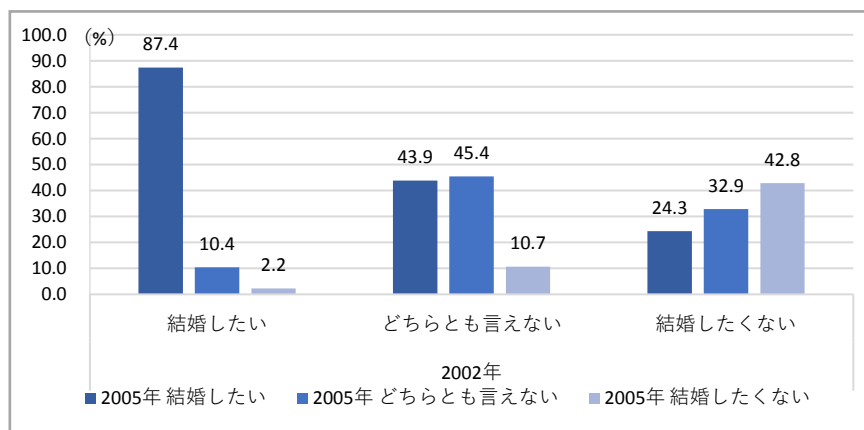


図2 独身女性の結婚意欲の変化

出所：LSA21より筆者作成。

前節に示した3つの状態の効用関数(1)～(3)式では、結婚の選択は、独身時点の効用水準

の高低から影響を受けていることが提示されている。しかし、LSA21からは親の所得や学歴などの情報、潜在的結婚相手の所得水準に関する情報が取れない。次節の実証分析において、親と暮らした場合の生活水準の高低の代理変数として、調査対象者より30歳上<sup>5)</sup>の同じ都道府県男性一般労働者<sup>6)</sup>の対数賃金率を父親の対数賃金率<sup>7)</sup>の代理変数として利用する。ただし、本人年齢30歳を超える場合、父親年齢が60歳を超えることになるが、60歳以上の労働者の賃金は格差が大きく、公的統計から取れる賃金情報は、調査対象者の親世代の真の所得水準を表せない問題がある。本稿では、本人年齢プラス30歳で60歳以上の場合、55～59歳の年齢グループの対数賃金率を親世代の賃金水準として利用する。潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上の男性<sup>8)</sup>一般労働者の対数賃金率を利用する。

#### 4. 分析結果

##### (1) 賃金率と年間労働所得の関係

本節では、稼得能力の指標とする対数賃金率を、(6)式を用いてパネル固定効果モデルで推定する。第2節でも説明した通り、同じ属性のグループ内にも格差が存在するため、パネル固定効果分析を用いて、個人の異質性に対応する。さらに、比較のため、OLSを用いた対数賃金率の推定も行う。年間労働所得は労働時間の選択という内生性が存在するが、生活水準に影響しているため、次節では対数賃金率の推定と同じく、対数年間労働所得も推定し、それが結婚選択にどのような影響を与えるかについて、対数賃金率を用いた場合の結果との違いを比較する。

推定式の設定については、OLSの場合は学歴と地域ブロックダミーを加える。対数賃金率の推定では、「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率」を説明変数として利用するが、対数年間労働所得<sup>9)</sup>の推定では、「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数年間労働所得」を利用する。基本統計量は表1、推定結果は表2にまとめている。これらの推定結果に基づき、対数賃金率と対数年間労働所得の予測値を出し、次節の稼得能力と結婚選択の関係の分析に用いる。

<sup>5)</sup> LSA21の調査対象者の出生年は1968～1982年である。厚生労働省「人口動態調査」によると、1975年と1980年の出生順位を問わず、子どもの出生時父親の平均年齢はそれぞれ30.1歳と30.8歳である。父親の年齢を平均的に30歳上と想定するのは、妥当だと考える。

<sup>6)</sup> 「賃金構造基本統計調査」における一般労働者は、短時間労働者以外の常用労働者のことを指す。常用労働者は、期間を定めずに雇われている労働者、1か月を超える期間を定めて雇われている労働者、日々または1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4月および5月にそれぞれ18日以上雇用された労働者のいずれかに該当する者を指す。

<sup>7)</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを利用した。都道府県別年齢階級別性別一般労働者の賃金率は、 $\{「決まって支給する給与額」(6月) + 「年間賞与その他特別給与額」(前年1年間) / 12\} / 「所定内実労働時間」(6月)$ で計算した。

<sup>8)</sup> 厚生労働省「人口動態調査」によると、初婚の夫婦の平均年齢差は2002年には1.8歳、2012年には1.7歳の差で夫の年齢が妻より上である。女性の潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上男性一般労働者を利用することは選択肢の1つとして妥当であると考えられる。

<sup>9)</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを利用した。都道府県別年齢階級別性別一般労働者の年間労働所得は、 $\{「決まって支給する給与額」(6月) \times 12 + 「年間賞与その他特別給与額」(前年1年間)\}$ で計算した。

表 1 基本統計量（対数賃金率と対数年間労働所得の推定用）

変数名	賃金率				年間労働所得			
	パネル固定効果		OLS		パネル固定効果		OLS	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
対数賃金率	0.220	0.449	0.221	0.449				
対数年間労働所得					6.001	0.676	6.001	0.675
高校卒ダミー			0.257	0.437			0.263	0.440
高専・短大卒ダミー			0.465	0.499			0.459	0.498
大学卒ダミー			0.277	0.448			0.278	0.448
年齢	29.487	4.972	29.487	4.971	29.131	5.024	29.131	5.024
就業経験年数	7.624	4.906	7.623	4.905	7.263	4.908	7.262	4.908
就業経験年数の自乗値	82.195	96.384	82.168	96.335	76.844	93.498	76.826	93.469
正規就業ダミー	0.655	0.475	0.656	0.475	0.618	0.486	0.618	0.486
非正規就業	0.345	0.475	0.344	0.475	0.382	0.486	0.382	0.486
都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者対数賃金率	0.531	0.170	0.532	0.170				
都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者対数年間所得					5.789	0.155	5.789	0.155
北海道			0.041	0.198			0.042	0.201
東北			0.070	0.255			0.072	0.258
南関東			0.284	0.451			0.279	0.449
北関東・甲信			0.077	0.267			0.075	0.264
北陸			0.042	0.201			0.041	0.198
東海			0.126	0.332			0.123	0.329
近畿			0.153	0.360			0.156	0.362
中国			0.063	0.242			0.063	0.242
四国			0.032	0.175			0.032	0.176
九州・沖縄			0.113	0.316			0.117	0.321
サンプルサイズ	20,649		20,607		24,793		24,737	

出所：LSA21（2002-2012）の無配偶女性について筆者作成。

注：1）賃金率は千円単位，年間労働所得は万円単位で作成した。

表2 対数賃金率と対数年間労働所得の推定

	対数賃金率		対数年間労働所得	
	パネル 固定効果	OLS	パネル 固定効果	OLS
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)
就業経験年数	0.151*** (8.265)	0.00954*** (3.985)	0.181*** (7.979)	0.0667*** (22.79)
就業経験年数の自乗値	-0.000615*** (-3.654)	0.000272*** (2.602)	-0.00278*** (-13.35)	-0.00217*** (-16.51)
正規就業ダミー	0.0470*** (2.876)	0.205*** (32.13)	0.374*** (19.94)	0.597*** (75.12)
都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率	0.102** (2.010)	0.346*** (11.74)		
都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数年間労働所得			0.332*** (4.768)	0.738*** (18.30)
高校卒 (ref.)				
高専・短大卒		0.0593*** (7.923)		0.100*** (11.73)
大学卒		0.181*** (20.60)		0.161*** (14.84)
年ダミー	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES
定数項	-0.520*** (-6.693)	-0.216*** (-9.906)	2.985*** (7.350)	0.893*** (3.944)
Observations	20,649	20,607	24,793	24,737
R-squared	0.020	0.132	0.167	0.328
Number of id	5,232		5,721	

出所：LSA21（2002-2012）の無配偶女性について筆者推定。

注：1) A1, A3 の括弧にはクラストロバスト標準誤差, A2, A4 の括弧にはロバスト標準誤差を表す。

2) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

## (2) 女性の稼得能力と結婚選択の関係：各指標での比較

本節では、Cox 比例ハザードモデルを利用して、女性の稼得能力と結婚選択の関係について分析する。稼得能力の指標は、前節においてパネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を利用する。比較のため、OLS より推定した対数賃金率、パネル固定効果モデルと OLS で推定した対数年間労働所得が結婚選択に与える影響も確認する。結婚意欲の影響を見るために、モデルの設定では、結婚意欲をコントロールしていない推定（表4のA1, A3, A5, A7）とコントロールした推定（表4のA2, A4, A6, A8）の2パターンを行う。分析に用いたサンプルの基本統計量<sup>10)</sup>は表3、推定結果は表4に示している。

<sup>10)</sup> 本節の分析に用いたサンプルサイズが第4節(1)より大きい理由について、対数賃金率と対数年間労働所得の推定では、被説明変数だけが欠損で、推定に利用した説明変数の情報が取れるサンプル、あるいは同じサンプルで被説明変数だけが取れなかった調査年次があったためである。

表3 基本統計量（各指標での比較）

変数名	全サンプル			
	(A1-A4)		(A5-A8)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
[前期]推定対数賃金率1 (パネル固定効果モデルより推定)	0.118	0.572		
[前期]推定対数賃金率2 (OLSより推定)	0.180	0.170		
[前期]対数年間労働所得1 (パネル固定効果モデルより推定)			5.861	0.863
[前期]対数年間労働所得2 (OLSより推定)			5.901	0.412
結婚意欲:結婚したい	0.654	0.476	0.651	0.477
どちらとも言えない	0.239	0.427	0.241	0.428
結婚したくない	0.106	0.308	0.108	0.310
高校卒	0.275	0.447	0.276	0.447
高専・短大卒	0.453	0.498	0.454	0.498
大学卒	0.272	0.445	0.271	0.444
1968～1972年生まれ	0.221	0.415	0.224	0.417
1973～1977年生まれ	0.324	0.468	0.325	0.468
1978～1982年生まれ	0.455	0.498	0.451	0.498
年齢	29.582	4.924	29.626	4.931
[前期]2歳上同じ都道府県男性一 般労働者の対数賃金率	0.816	0.212		
[前期]同じ都道府県50～59歳男性 の一般労働者の対数賃金率	1.128	0.167		
[前期]2歳上同じ都道府県男性一 般労働者の対数年間労働所得			6.074	0.208
[前期]同じ都道府県50～59歳男性 の対数年間労働所得			6.422	0.155
[前期]親との同居	0.810	0.392	0.810	0.392
[前期]都道府県別離婚率	2.135	0.259	2.134	0.259
北海道	0.042	0.200	0.042	0.200
東北	0.072	0.259	0.072	0.258
南関東	0.272	0.445	0.271	0.445
北関東・甲信	0.079	0.270	0.080	0.271
北陸	0.039	0.193	0.038	0.192
東海	0.122	0.328	0.122	0.327
近畿	0.159	0.366	0.160	0.366
中国	0.061	0.239	0.061	0.239
四国	0.034	0.181	0.035	0.183
九州・沖縄	0.120	0.325	0.120	0.325
サンプルサイズ	27,745		28,656	

出所：LSA21（2002-2012）の初年度調査において無配偶の女性について筆者作成。

表4の推定結果を見ると、パネル固定効果モデル、OLSで推定した対数賃金率と対数年間労働所得のいずれもハザード比が有意に1より大きく、結婚を早めるとの結果が得られている。ハザード比の大きさを比較すると、結婚意欲をコントロールした場合、ハザード比が小さくなり、稼得能力が結婚を早める効果は小さくなっている。これについては、結婚意欲の弱い女性は、市場の生産活動に必要な人的資本投資をより行い、稼得能力が高く、結婚しないということの影響を

受けていると考えられる。結婚意欲をコントロールすることで、結婚意欲と稼得能力の内生性をコントロールできたことを示している。

また、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率と対数年間労働所得の影響力を OLS で推定したものを比較すると、OLS で推定した対数賃金率と対数年間労働所得が結婚選択に与える影響が強く、次の期に結婚するハザード比が大きい。特に OLS で推定した対数賃金率のハザード比が大きく、稼得能力が結婚選択に与える影響を過大に評価する傾向がある。

稼得能力以外の変数については、結婚意欲に関して、2002 年調査において、「どちらとも言えない」と回答した者と比べ、今後「結婚したい」と回答した者は結婚が早く、「結婚したくない」と回答した者は結婚が遅くなる。親世代の所得水準の代理変数として利用した「同じ都道府県 50～59 歳男性一般労働者の対数賃金率」が高いほど、推定式によって 10%有意水準で結婚が遅くなると観察された。さらに、親と同居している場合、有意に結婚が遅くなることが観測され、結婚へのシフトが難しいことが示されている。

表4 女性の稼働能力と結婚選択の関係：各指標での比較

	Cox比例ハザードモデルより推定							
	ハザード比		ハザード比		ハザード比		ハザード比	
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(A5)	(A6)	(A7)	(A8)
[前期] 対数賃金率1 パネル固定効果モデルより推定	1.571*** (0.0955)	1.453*** (0.0886)						
[前期] 対数賃金率2 OLSより推定			4.255*** (0.851)	3.164*** (0.637)				
[前期] 対数年間労働所得1 パネル固定効果モデルより推定					1.330*** (0.0517)	1.258*** (0.0488)		
[前期] 対数年間労働所得2 OLSより推定							1.700*** (0.121)	1.528*** (0.109)
結婚意欲：どちらとも言えない (ref.)								
結婚したい		1.638*** (0.101)		1.636*** (0.100)		1.639*** (0.0991)		1.641*** (0.0990)
結婚したくない		0.555*** (0.0715)		0.555*** (0.0713)		0.554*** (0.0697)		0.555*** (0.0696)
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数賃金率	1.958 (1.367)	1.866 (1.296)	1.730 (1.205)	1.664 (1.154)				
[前期] 同じ都道府県50～59歳男性 一般労働者の対数賃金率	0.403* (0.215)	0.421 (0.223)	0.378* (0.200)	0.405* (0.214)				
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数年間労働所得					0.626 (0.473)	0.595 (0.449)	0.546 (0.412)	0.526 (0.396)
[前期] 同じ都道府県50～59歳男性 一般労働者の対数年間労働所得					0.775 (0.411)	0.800 (0.426)	0.778 (0.412)	0.812 (0.431)
[前期] 親との同居	0.844*** (0.0492)	0.812*** (0.0470)	0.858*** (0.0499)	0.825*** (0.0476)	0.841*** (0.0481)	0.807*** (0.0458)	0.852*** (0.0486)	0.818*** (0.0464)
[前期] 都道府県別離婚率	0.922 (0.147)	0.975 (0.156)	0.910 (0.144)	0.965 (0.154)	0.888 (0.136)	0.944 (0.145)	0.900 (0.138)	0.952 (0.146)
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
No. of subjects	6,277	6,277	6,277	6,277	6,384	6,384	6,384	6,384
Observations	27,745	27,745	27,745	27,745	28,656	28,656	28,656	28,656
Wald chi2	105.06	241.00	102.02	237.18	105.76	249.41	108.38	250.79
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) 学卒時を開始時点にしている。

2) 推定では、学歴と出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準10%、5%、1%を表す。

### (3) 女性の稼働能力と結婚選択の関係：学歴と年齢の違い

続いて、パネル固定効果モデルより推定した対数賃金率を用いて、学歴と年齢階級の違いに着目して、稼働能力が結婚選択に与える影響を学歴別に考察する。

人的資本投資の違いにより学歴間には所得格差が存在し、平均的には学歴が高いほど稼働能力が高い。また、夫婦の組み合わせに関する研究からは、学歴、年齢、人種など同じ属性の者同士が結婚する (assortative mating) 傾向があり、女性の高学歴化などに伴い、近年では、この趨勢が強まる傾向がある<sup>11)</sup>。平均的な稼働能力と潜在的結婚相手のグループが異なることによって、学歴によって稼働能力が結婚選択に与える影響が異なる可能性がある。学歴による違いを確認するために、学歴別にサブサンプルに分けて、稼働能力が結婚選択に与える影響を分析した。

さらに、晩婚化が進み、平均的な初婚年齢が上昇するに伴い、初婚年齢の分散も大きくなっている<sup>12)</sup>。稼働能力が結婚選択に与える影響は年齢によって異なる可能性がある。推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項を作成することによって、稼働能力が結婚選択に与える影響は、年齢の上昇に伴い変化しているかを確認することができる。

表5は基本統計量、表6は分析結果を示している。まず学歴別の効果を見ると、高専・短大卒、大学・大学院卒は高校卒と比べ、対数賃金率のハザード比が大きく、稼働能力が高いほど結婚が早まるとの結果が得られた。高校卒だけのサンプルの分析では、対数賃金率のハザード比の有意性が10%か、有意でなくなっている。稼働能力が結婚選択に与えるプラスの影響は、高学歴のほうがより顕著に観察されることについては、高校卒女性の対数賃金率の絶対水準は相対的に低いことが影響している可能性がある。表5が示す基本統計量の推定対数賃金率を見ても、学歴が高いほど対数賃金率が高い。

推定対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項を見ると、大学・大学院卒の場合、レファレンスグループの「対数賃金率×20～24歳」と比べ、「対数賃金率×25～39歳」の層では、ハザード比が1より小さく、結婚が遅くなるとの結果が得られている。大学・大学院卒者に対して、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの効果は、年齢の上昇に伴い逡減していることを示されている。

---

<sup>11)</sup> 例えば、Choo and Siow (2006), Greenwood et al. (2014)など。

<sup>12)</sup> 初婚の妻の年齢(各歳)、婚姻件数割合を見ると、1995年には、女性の初婚年齢が割合で見るともっとも多かったのは23～27歳で、合計54.9%を占めていた。しかし、2015年になると、女性の初婚年齢が多い割合は25～29歳にシフトするようになり、合計41.4%しか占めていない。(データ出所：厚生労働省「平成27年人口動態統計月報年計(概数)の概況」)



表5 基本統計量（学歴と年齢階級の違い）<sup>13)</sup>

変数名	高校卒		高専・短大卒		大学・大学院卒	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
[前期]推定対数賃金率1 (パネル固定効果モデルより推定)	0.072	0.387	0.100	0.667	0.194	0.547
結婚意欲:結婚したい	0.572	0.495	0.680	0.466	0.694	0.461
どちらとも言えない	0.292	0.455	0.225	0.417	0.211	0.408
結婚したくない	0.136	0.343	0.095	0.294	0.095	0.293
1968～1972年生まれ	0.290	0.454	0.219	0.413	0.155	0.362
1973～1977年生まれ	0.324	0.468	0.326	0.469	0.320	0.466
1978～1982年生まれ	0.386	0.487	0.456	0.498	0.525	0.499
年齢	30.324	5.170	29.511	4.911	28.950	4.583
[前期]2歳上同じ都道府県男性一 般労働者の対数賃金率	0.816	0.220	0.813	0.212	0.820	0.204
[前期]同じ都道府県50～59歳男 性一般労働者の対数賃金率	1.092	0.168	1.128	0.165	1.163	0.163
[前期]親との同居	0.785	0.411	0.828	0.378	0.807	0.395
[前期]都道府県別離婚率	2.125	0.265	2.132	0.266	2.149	0.241
北海道	0.062	0.242	0.037	0.190	0.029	0.167
東北	0.111	0.314	0.068	0.252	0.041	0.198
南関東	0.194	0.395	0.271	0.445	0.353	0.478
北関東・甲信	0.094	0.291	0.087	0.282	0.051	0.220
北陸	0.039	0.193	0.045	0.208	0.027	0.163
東海	0.144	0.352	0.118	0.322	0.108	0.310
近畿	0.126	0.332	0.155	0.362	0.200	0.400
中国	0.060	0.237	0.064	0.245	0.056	0.229
四国	0.046	0.210	0.029	0.169	0.029	0.169
九州・沖縄	0.125	0.330	0.125	0.330	0.107	0.309
サンプルサイズ	7,629		12,568		7,548	

出所：LSA21（2002-2012）の初年度調査において無配偶の女性について筆者作成。

<sup>13)</sup> 基本統計量を見ると、学歴が低いほど今後「結婚したい」と回答した割合が低い。これについて、LSA21は、2002年10月末時点において20歳～34歳の日本男女について調査しているが、低学歴の女性は若くして学校を卒業し、結婚市場に参入している。結婚意欲の強い者は調査初年度にはすでに結婚している可能性がある。2002年調査の結婚意欲別にその後の婚姻状態を見ると、結婚意欲の強い者ほど結婚していることが確認できる。

表 6 女性の稼働能力と結婚選択の関係：学歴と年齢階級の違い

	Cox比例ハザードモデルより推定						
	全サンプル	高校卒		高専・短大卒	大学・大学院卒		
	ハザード比	ハザード比		ハザード比	ハザード比		
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)	(B7)
[前期] 対数賃金率1 パネル固定効果モデルより推定 結婚意欲：どちらとも言えない (ref.)	2.405*** (0.570)	1.356* (0.223)	1.708 (1.033)	1.421*** (0.105)	2.090** (0.611)	1.643*** (0.232)	4.629*** (2.350)
結婚したい	1.640*** (0.101)	1.707*** (0.202)	1.706*** (0.202)	1.592*** (0.142)	1.590*** (0.142)	1.727*** (0.212)	1.735*** (0.215)
結婚したくない	0.558*** (0.0719)	0.545*** (0.128)	0.545*** (0.127)	0.527*** (0.105)	0.528*** (0.105)	0.664 (0.166)	0.662* (0.166)
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数賃金率	1.921 (1.335)	1.481 (1.967)	1.505 (2.003)	3.012 (3.071)	3.064 (3.129)	1.150 (1.578)	1.299 (1.782)
[前期] 同じ都道府県50～59歳男 性一般労働者の対数賃金率	0.412* (0.219)	0.501 (0.490)	0.486 (0.475)	0.264* (0.208)	0.259* (0.205)	0.772 (0.813)	0.714 (0.750)
[前期] 親との同居	0.814*** (0.0471)	0.776** (0.0897)	0.773** (0.0894)	0.796*** (0.0685)	0.799*** (0.0688)	0.880 (0.0954)	0.882 (0.0954)
[前期] 都道府県別離婚率	0.967 (0.155)	0.879 (0.288)	0.884 (0.291)	0.969 (0.221)	0.964 (0.220)	1.031 (0.319)	1.019 (0.316)
[前期] 対数賃金率×20～24歳			0.789 (0.501)		0.766 (0.239)		0.424* (0.217)
[前期] 対数賃金率×25～29歳	0.680 (0.170)		0.868 (0.569)		0.634 (0.196)		0.291** (0.155)
[前期] 対数賃金率×30～34歳	0.562** (0.141)		0.810 (0.603)		0.624 (0.207)		0.249** (0.148)
[前期] 対数賃金率×35～39歳	0.532** (0.145)		0.222* (0.182)		0.520 (0.213)		3.195 (4.721)
[前期] 対数賃金率×40～44歳	0.441** (0.153)						
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
No. of subjects	6,277	1,737	1,737	2,865	2,865	1,675	1,675
Observations	27,745	7,629	7,629	12,568	12,568	7,548	7,548
Wald chi2	249.68	77.68	81.06	116.39	120.66	85.29	96
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) 学卒時を開始時点にしている。

2) 推定では、学歴と出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

## 5. 分析結果

本稿は、同一個人を追跡した LSA21 の個票データを用いて、女性の稼働能力と結婚選択との関係について分析した。稼働能力と結婚選択の内生性に対応するため、結婚意欲をコントロールした。また、同じ属性のグループ内に稼働能力の差が存在することに配慮し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を稼働能力の代理変数として用いた。結果の頑健性の確認のため、OLS で推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得

が結婚選択に与える影響についても分析し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を用いた場合の推定結果と比較を行った。

稼働能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを利用した。分析の結果、女性の稼働能力が高いほど、結婚する確率が高くなっていることが確認された。OLS で推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得を用いても、稼働能力が高いほど結婚が早まることが観察されたため、この結果は頑健であると考えられる。ただし、OLS で推定した対数賃金率と対数年間労働所得は、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの効果を過大に評価する傾向がある。さらに、結婚意欲をコントロールした場合、稼働能力のハザード比は小さくなり、稼働能力と結婚選択には内生性があり、結婚意欲をコントロールしないと、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの影響も過大に推定される傾向があることが分かった。女性の稼働能力の上昇は、しばしば晩婚化の理由として挙げられているが、本稿の分析結果からは、結婚意欲をコントロールしたとしても、稼働能力の高さは有意に結婚する確率を高くすることが確認された。全体的に晩婚化が進む中、女性にとっても稼働能力が結婚の条件の1つになっていることがうかがえる。

また、推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項で、稼働能力が与える結婚選択の年齢階級による効果の違いを確認した結果、大学・大学院卒女性では、年齢階級が上のほうは、若年層と比べ稼働能力が与える結婚選択へのプラスの効果は小さくなっており、年齢の上昇に伴い逓減する傾向があることを確認された。

## 参考文献

- [1] Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *The Journal of Political Economy*, 1141-1187.
- [2] Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*, enlarge edition. Harvard University Press, Cambridge (Mass.) and London(England).
- [3] Burgess, S., Propper, C., and Aassve, A. (2003). The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans. *Journal of Population Economics*, 16(3), 455-475.
- [4] Choo, E., and Siow, A. (2006). Who Marries Whom and Why. *Journal of Political Economy*, 114(1), 175-201.
- [5] Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., and Santos, C. (2014). Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *The American Economic Review*, 104(5), 348-353.
- [6] 阿部正浩・樋口美雄(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」『パネルデータから見た現代女性・結婚・出産・就業・消費・貯蓄』, 東洋経済新報社
- [7] 加藤篤・津田幸弘ほか(1994), 「我が国の最近の出生率低下の要因分析」, 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究—経済的アプローチの試み—』, 総合研究開発機構, 第1章
- [8] 米谷信行(1995)「我が国の出生率低下の要因分析」大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』 February
- [9] 酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』, 535, 29-41.
- [10] 四方理人(2005)「パート・フルタイム賃金格差と結婚のタイミング」 KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES.
- [11] 出島敬久(2004)「夫婦の賃金率と結婚年齢に関する計量経済分析：日本の晩婚化は配偶者サーチ・モデルと整合的か？」『上智経済論集』 49 (1), 31-43.
- [12] 永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』, 58(2), 22-35.
- [13] 福田節也(2012)「消費生活に関するパネル調査を用いた分析：結婚形成における女性の稼働能力の役割」安藏伸治・小島宏『マイクロデータの計量人口学』原書房, 第5章, 93-125.