

Kanagawa University Economic Society  
Discussion Paper No. 2016-01

## 女性の初婚行動と結婚の価値

2016/11/15

神奈川大学 経済学部

小川 浩

---

※本論文は議論を目的として公開している未定稿です。

著者連絡先： 221-8686 横浜市神奈川区六角橋 3-27-1 神奈川大学 経済学部

E-mail: [santa@econ.kanagawa-u.ac.jp](mailto:santa@econ.kanagawa-u.ac.jp)

## 女性の初婚行動と結婚の価値

2016年11月15日

小川 浩\*

### 要旨

世帯内分業を前提とした結婚モデル（[Becker, 1973], [Becker, 1974]）を用いた結婚に関する分析を行った日本での先行研究では男女の賃金格差がモデルの予想には反して大きな影響力を持たないことが明らかになっている。これは日本での結婚では、親元を離れて単身で生活している人が結婚して2人世帯になり世帯規模が拡大するケースより親と同居している未婚の子が結婚して2人世帯になることにより世帯規模が縮小するケースの方が多くによるものである。近年、若年者の経済状況の悪化に伴い、アメリカなどでも成人した子が親元に戻ってくる現象（Boomerang Generation）が見られるようになってきている。Boomerang Generationの結婚行動は世帯規模の縮小を伴う結婚であり、日本での結婚行動に関する知見の適用が期待できる。

本論文では、女性にとっての結婚は親と一緒に暮らしている状態から夫と暮らす状態への遷移であることに着目し、将来的には減少していくことが期待される親の将来所得系列と、増加していくことが期待される夫候補の将来所得系列を使って「親から夫に乗り換える最適な結婚年齢」を計算し、実際の結婚年齢を説明することを試みた。利用したデータは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（1993～2012）であり、以下のような結論を得た。

- (1) 夫候補の将来期待所得系列と親の将来所得系列から計算した「結婚を先延ばしするよりも、今年結婚する方が得な年齢」、すなわち女性の主観的な最適結婚タイミングは実際の結婚年齢に影響を与えることが示された。これは、乗換モデルが親と同居している女性の結婚行動を説明できる可能性を示唆している。
- (2) 男女の所得比は日本での先行研究と同様に結婚年齢決定に影響しないことが確認された。
- (3) 金融資産額と年収の比から求めた平均貯蓄性向が高い人は結婚年齢が低下するという結果が得られた。これは貯蓄性向高い→時間選好率が低いという関係から、将来の所得を高く評価するため乗り換え年齢が早まると解釈できる。

---

\* 神奈川大学 経済学部 [santa@econ.kanagawa-u.ac.jp](mailto:santa@econ.kanagawa-u.ac.jp)

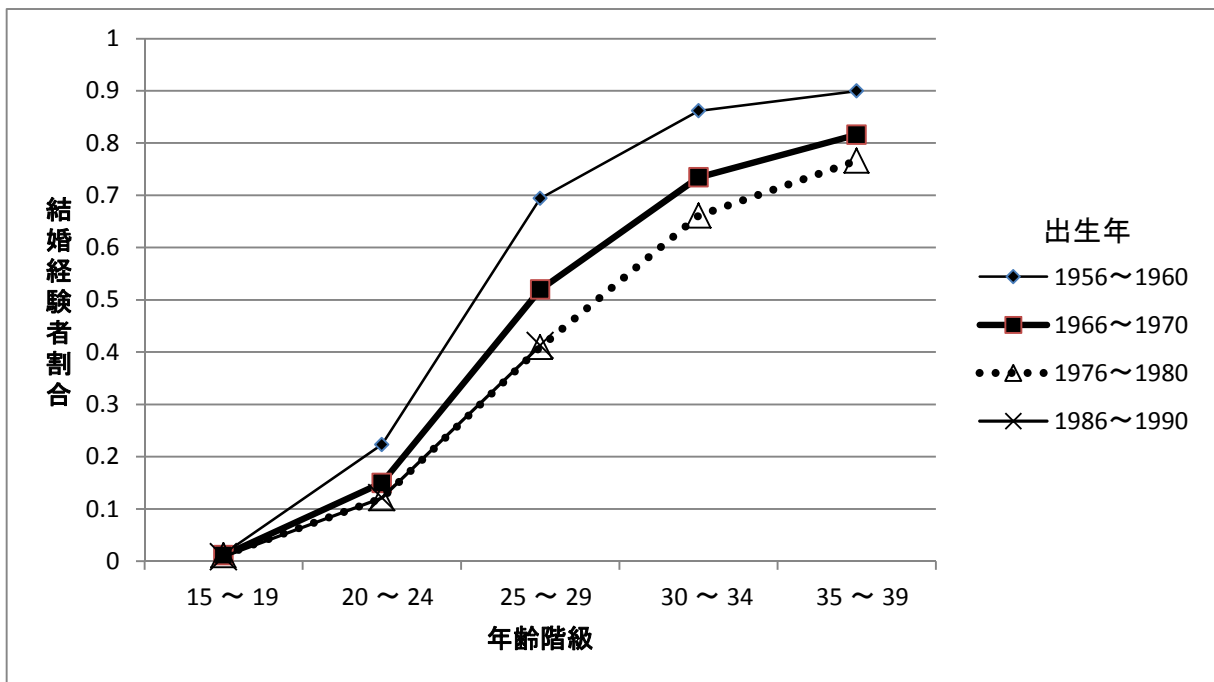
## 1. 結婚の標準モデルとわが国での初婚行動に関する先行研究

### 1.1. 説明すべき問題

わが国で近年観察されている晩婚化・非婚化の傾向は以下の2つの特徴を持っている。

1. 年齢階級ごとの結婚経験割合は若い世代ほど減少傾向にあるが、最近のコホートでは晩婚化が一段落している（図1）。
2. 若い世代ほど20代の結婚が減少し、30代の結婚が増加しているが、20代での減少をカバーできるほどではない（図2）。

図1は女性の年齢階級別結婚経験割合（1-未婚者割合）を国勢調査から計算して図示したものである。35～39歳での結婚経験割合は、1956～60年コホートでは年調査では90%程度だったものが、20歳若い1976～80年コホートでは77%程度と13%ポイントも低下している。ただし、コホート間での差は1956～60年コホートと1966～70年コホート間で大きいですが、1976～1980年コホートと1986～1990年コホートでは今のところほとんど差異がないなど、若い世代になるにつれ単調に晩婚化が進んでいるというわけでもない。このことは、日本における晩婚化の背景にある変化はタイムトレンドに従い一様に進むような性格のものではない可能性を示している。



資料：国勢調査。結婚経験割合は、1-未婚者割合で計算している。

図1 結婚経験割合の世代別変化

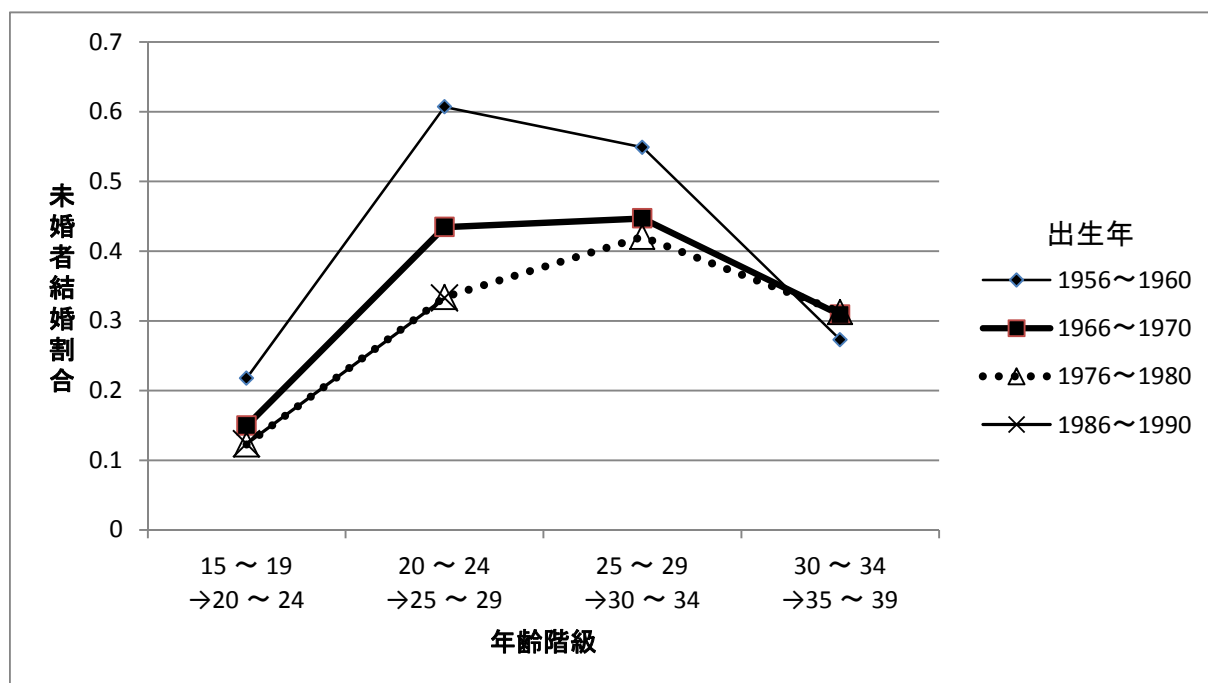
女性の初婚行動と結婚の価値

図 2 は前回の国勢調査からの 5 年間に未婚者がどの程度減ったかを計算したものを図示している。たとえば、図中の 1956～1960 年コホートの 20～24→25～29 は  $(1980 \text{ 年の } 20 \sim 24 \text{ 歳未婚者数} - 1985 \text{ 年の } 25 \sim 29 \text{ 歳未婚者数}) \div 1980 \text{ 年の } 20 \sim 24 \text{ 歳未婚者}$  で計算した値である。

特徴 2 で説明したように、20 代での結婚は若い世代ほど大幅に減少している。特に 20～24→25～29 に着目すると、1956～1960 年コホートではこの 5 年間で未婚者の 61%程度が結婚しているが、1976～1980 年コホートでは 33%程度と半減している。一方、1976～1980 年コホートと 1986～1990 年コホートではほとんど差がないため、この年齢層での結婚減は 1980～1990 年代に変化した、2000 年代以降はあまり変わっていない要因によって説明される可能性が高い。

晩婚化の理由として女性の高学歴化・社会進出などが挙げられることが多いが、女性の大学進学率<sup>1</sup>は 1966～1970 年コホートで平均 13.4%、1976～1980 年コホートで平均 24.4%、1986～1990 年コホートでは 38.7%と上昇し続けているため、これだけでは 2000 年代以降の結婚行動の変化を説明することは難しい。

本論文では、親と同居している状態からの結婚は親から夫への乗り換えであると定義し、最適な乗り換えタイミングを親、夫候補の将来所得系列から求めることにより女性の結婚タイミング変化を説明することを試みる。



資料：国勢調査

図 2 5年間で結婚割合

<sup>1</sup> 文部科学省『文部科学統計要覧』平成 27 年版

女性の初婚行動と結婚の価値

## 1.2. 標準モデルの問題点

結婚の意思決定に関する標準的なモデルは、男女が一緒に暮らすことにより市場での労働と家庭内労働への分業が可能となり、結果的に世帯としてより多くの利得が得られると考えるものである [Becker, 1973] [Becker, 1974]。このモデルによれば、男女の市場労働および家庭内労働での生産性格差が大きいほど分業のメリットが大きく、結婚を促進する効果が期待できる。逆に言えば、晩婚化・非婚化が生じている状況では、女性の社会進出などの理由により男女の経済格差縮小が生じていると予想できる。

しかしながら、このモデルの大前提は結婚することにより世帯規模が拡大することである。[Weiss, 1997]では結婚の経済学的な意味付けとして、(1)家計内と市場労働へ分業可能になる(2)資本市場の不完全性をカバーできる(3)規模のメリット（たとえば住宅など）がある(4)リスクシェアが可能になるなどが挙げられているが、このような効果は全て「結婚すると世帯規模は拡大する」という隠れた大前提に依存している。

この仮定は、成長した子どもは未婚であっても親元を離れて単身世帯を形成し、結婚すると2人世帯となる場合にのみ成立する。かつてのアメリカではこの仮定が一般的に成立していたとしても、日本では未婚の子どもは親と同居しているケースが多いためあまり現実的な仮定ではない。また、アメリカなどでも不景気により親元に子どもが戻ってくる、いわゆる **Boomerang Generation** の問題を考慮すると、結婚によって世帯規模が拡大しない場合の結婚モデルを構築することは、日本での分析を超えた意味があると言えるだろう。

## 1.3. 結婚前後の世帯規模

[小川, 2011] [小川, 2012]では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」(以下、「本パネル調査」)から「結婚者」を選び、結婚前年と結婚当年の18歳以上同居者数(女性本人含む)の増減をコホート・年齢階級別に集計した結果から、「わが国での結婚において世帯員数が増加することはあまり多くない。表中で最も世帯員数が増えているケースが多いのは1965～1969年コホートの30～34歳であるが、それでも42.4%に過ぎず、残り6割の世帯員数は減少あるいは不変となっている。また、どのコホートでも結婚者の年齢が低い方が人数減少世帯の割合が大きくなっており、結婚者の年齢が25～29歳では7割程度のケースで世帯員数は減少あるいは不変である。つまり、わが国では結婚によって世帯規模が拡大するケースはむしろ少数派であり、Beckerらのモデルが前提としているような世帯規模拡大による分業メリットで結婚を説明することは難しいと考えていだろう」と結論づけている。

わが国では、標準的なモデルで予想される男女の賃金格差が結婚確率に与える大きな影響を確認できないことについては、[小椋 & ディークル, 1992]、[滋野 & 大日, 1998]、[樋口 & 阿部, 1999]、[水

女性の初婚行動と結婚の価値

落, 2010]などで指摘されている通りである。これは標準的なモデルが前提としている世帯規模の拡大が結婚によって生じないことから当然予想されることであり、わが国の結婚行動を説明するためには別のモデルが必要である。

#### 1.4. 乗換モデルによる初婚の説明

本論文では、日本における結婚を説明するために乗換モデル（後述）を提案し、「消費生活に関するパネル調査」（公益財団法人 家計経済研究所）の個票データを用いて実証分析を行った。以下では乗換モデルから求められる「 $m$ 歳の時に結婚と先延ばしを決定する際の期待収入」を直接計算することによって女性の主観的な最適結婚年齢を求め、結婚行動に与える影響を推定している。

本論文では、まず乗換モデルの定式化、乗換モデルから予想される結果を説明した後に、推計方法およびその結果について報告する。

## 2. 乗り換えモデルの定式化

### 2.1. 「乗り換え」モデルの考え方

上述の通り、Becker のモデルと我が国のデータを使った実証分析では理論的には効果があるはずの変数の効果が小さい、あるいは有意性が低いという結果がでている。このように複数の全く異なったデータを用いた実証分析で Becker モデルではうまく結婚行動を説明できないという結果が共通して出ている理由は、アメリカにおける結婚行動を分析することを意図している Becker のモデルは上で見たような我が国の家族慣行の実情に対して不適切な部分があると考えるのが自然である。

実際に我が国で起こっている結婚による世帯の変化が親との同居から夫婦世帯への変化である場合には、結婚前後の変化は Becker のモデルが前提とするものとは全く異なっている。我が国の親と同居している未婚者は父親の所得と母親の家計内生産を享受しているが、結婚すると夫婦世帯となるため二人で労働市場からの所得と家計内生産を負担しなければならないからである。

たとえば夕食の準備は生きていくために必要な食事と直結している家計内生産であるが、[小川, 2002]の集計では親と同居している男性の場合はほぼ全員、女性の場合でも6割が親に夕食の準備をしてもらっている。しかし結婚後の9割は妻、1割は夫が夕食の準備をしている。つまり、未婚時代に親と同居している女性の多くにとっては、結婚することは自分で家計内生産を担う責任を負うことを意味している。

このような状況下では、結婚相手は父親の所得と母親の家事サービスを失ってもなお余りあると女性に思わせない限り結婚できない。結果的に女性の意思決定には父親の所得や母親の家事サービスの評価

女性の初婚行動と結婚の価値

が大きく影響していると考えられるべきであろう。この場合、女性が結婚に関する意思決定を行うときに比較する 2 つの状態は「父親の所得と母親の家事サービスを楽しんでいる状態」と「夫の所得と自分自身による家事サービスの提供」となるはずである。[山田, 1996]は、女性にとっては結婚が「生まれ変わり」を、男性に取っては人生の 1 イベントを意味すると位置づけている。確かに家事労働の負担という点から見ると、夫にとっては母親から妻に実業者が変わるだけであるが、妻にとっては親の庇護を離れて夫に乗り換えると同時に、母親がやってくれていたことを自分がやらなければならないという意味で大きな変化を意味する。

ここでは、親と同居している女性にとっては親から夫への乗り換えとして結婚を定義できることを重視して、親の所得や家計内生産を楽しんでいる状態から夫との夫婦世帯へ変わる結婚行動を「乗り換えモデル」と呼ぶことにする。

## 2.2. 女性側からの乗り換えモデルの定式化

乗り換えモデルでは女性自身の所得は考慮しないため、女性  $i$  の主観的な生涯の所得は結婚年齢(乗り換えポイント)を  $S_i$  とすると<sup>2</sup>、父親と夫候補の所得を用いて

$$V(S_i) = \sum_{t=0}^{S_i-1} \beta^t g(F_i(t), n_i(t)) + \sum_{t=S_i}^{T_i} \beta^t g(H_i(t), n_i(t)) \quad (1)$$

で表される。ただし  $T_i$  は女性  $i$  の死亡年齢、を表し、 $F_i(t)$ ,  $H_i(t)$  はそれぞれ女性  $i$  が  $t$  歳時父親の所得と結婚市場に残存して求婚してきそうな男性の所得である。 $n_i(t)$  は女性  $i$  が  $t$  歳時の世帯員数、 $g(\cdot)$  は一人あたりの所得を世帯員数で調整する関数。また  $\beta$  は割引率を表す。乗り換えモデルにおける女性  $i$  の意思決定は、(1)式を最大化するような乗り換えタイミング  $S_i$  を決定することとなる。ただし、この乗換タイミングは女性の主観的な決定であり、実際に結婚が発生するかどうかは後述するように女性が主観的に決定した乗り換えタイミング  $S_i$  に求婚される求婚確率  $M_i(S_i)$  にも影響される。乗り換えタイミング  $S_i$  が遅ければ結婚市場に残存している独身男性も当然減少してきているはずであるから、求婚確率は乗り換えタイミング  $S_i$  に対して減少関数であると考えられる。

(1)式の第 1 項は女性  $i$  が自分の父親について予測する所得系列の現在価値であるため、今後どのように推移するか誤差を含むものの推測可能であろう。しかしながら、第 2 項は将来どのような男性が結婚市場に残存しているか、あるいは残存している男性のうち女性  $i$  に求婚してきそうな人がどの程度いるかによって大幅に変化するはずである。第 2 項の予測に関する困難さを考慮すると、 $t=0$  で生涯を予見し

<sup>2</sup> 「乗り換えモデル」は初婚行動を説明するモデルであるため、離婚あるいは再婚などは考慮していない。

女性の初婚行動と結婚の価値

た上で最適な  $S_i$  を決定すると考えることは現実的とは思われない。

そのため、本論文ではまず判断を行うタイミングを  $t=0$  ではなく  $m$  歳 ( $m \geq 0$ ) に変更する。 $m$  歳になったときに、「 $m$  歳で結婚するか、あるいは結婚を先延ばしするか」という最適な結婚年齢  $m$  歳を求めるが、その際一生ではなく比較的短い期間 ( $p$  年間) のみを考慮の対象とする。さらに上述の求婚確率  $M_i(S_i)$  も考慮すると、 $m$  歳で最大化すべき式は以下ようになる。第 1 項は乗り換えタイミング以前の父親の所得、第 2 項は乗り換えに成功した場合の夫の所得、第 3 項は乗り換えに失敗した場合の父親の所得をそれぞれ表す。

$$V_m(S_i) = \sum_{t=m}^{S_i-1} \beta^{t-m} g(F_i(t), n_i(t)) + M_i(S_i) \sum_{t=S_i}^{m+p} \beta^{t-m} g(H_i(t), n_i(t)) + (1 - M_i(S_i)) \sum_{t=S_i}^{m+p} \beta^{t-m} g(F_i(t), n_i(t)) \quad (2)$$

このモデルでは、 $m$  歳の時点ではまだ結婚していない人が、 $S_i > m$  であるような時点まで待つか、 $S_i = m$ 、つまりその時点で結婚してしまうかの意思決定を毎年行うことになる。そのために、 $S_i = m$  で結婚した場合の  $V_m(m)$  と、 $S_i > m$  であるような  $S_i$  で結婚した場合の  $V_m(S_i)$  を用いて、結婚を先延ばしにした場合の期待利得  $G_m(S_i)$  を以下のように定義できる。

$$G_m(S_i) = V_m(S_i) - V_m(m) \quad (3)$$

ここでは、 $m < S_i \leq m + p$  を仮定しているため、この範囲で  $V_m(S_i)$  を最大化するような  $S_i$  を  $S_i^*$  とすると、 $m$  歳での女性の主観的な結婚の意思決定は以下のように記述できる。

$$\begin{cases} G_m(S_i^*) = V_m(S_i^*) - V_m(m) \leq 0 & \text{結婚する} \\ G_m(S_i^*) = V_m(S_i^*) - V_m(m) > 0 & \text{先延ばしする} \end{cases} \quad (4)$$

本論文では (4) 式から女性からみた最適結婚年齢  $m$  を求めている。

### 3. データ

#### 3.1. データの概要

本論文では、公益財団法人 家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」(以下、家経研パネル) の個票データ (1993~2012) を用いて分析を行っている。家経研パネルは調査開始タイミングの



女性の初婚行動と結婚の価値

異なる A～D の 4 つのコホートから構成されているが、各コホートの人数は一定ではなく、また初回調査時に含まれている年齢もまちまちである（表 1）。本論文では未婚→結婚の変化を捉えたいため、各コホートで初期状態では未婚だったサンプルのみに限定した上で、コホート A のみに含まれる調査開始時年齢が高いサンプルを除外するため、調査開始時の年齢は 30 歳未満に限定して分析を行っている。また、コホート D についてはデータ収集開始からの年数が短いため分析対象からは外した。

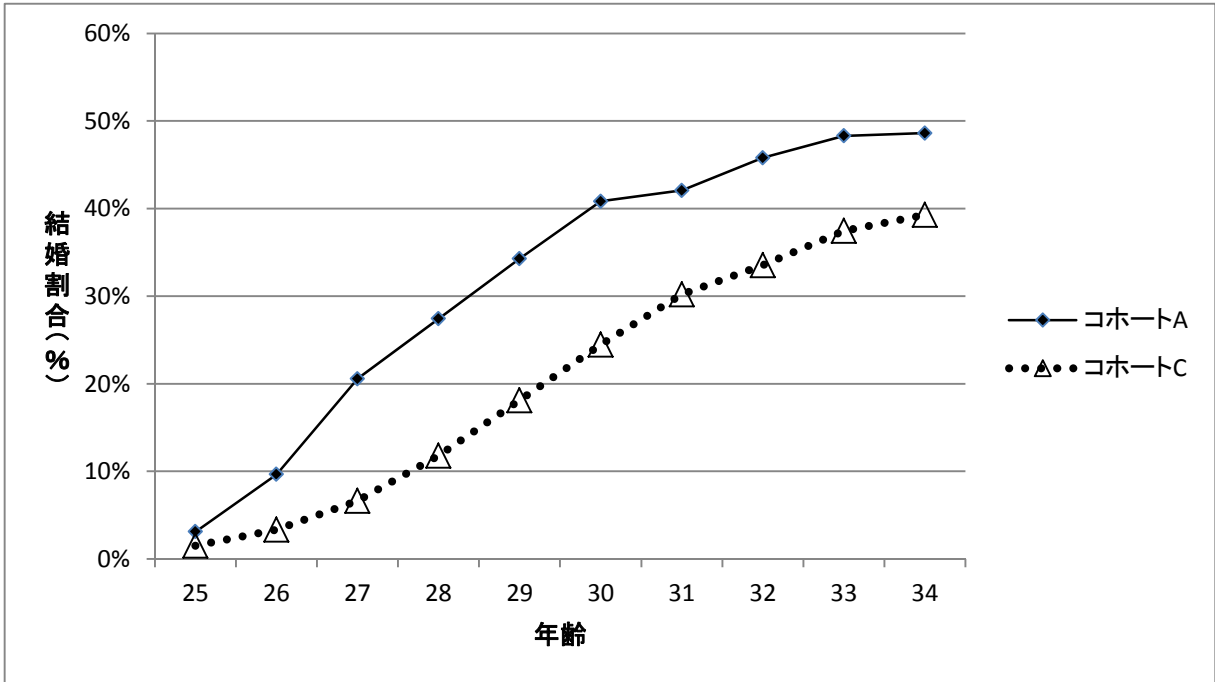
表 1 家経研パネルの概要

	コホート			
	A	B	C	D
初回調査年	1993	1997	2003	2008
初回サンプル数(人)	1500	500	836	636
出生年	1959～1969	1970～1973	1974～1979	1980～1984
初回調査時年齢	24～34	24～27	24～29	24～28
サンプル内年齢	24～53	24～42	24～38	24～32
初期未婚者(人)	376	204	331	267
初期未婚者かつ 30 歳未満(人)	321	204	331	267

コホート A は初期年齢が 30 歳未満という制限を掛けたことにより実質的には 1964～1969 年コホートとなるため、図 1・図 2 の 1966～1970 年コホートに、コホート C は 1976～1980 年コホートと比較可能である。図 3 にコホート A, C の初期未婚者がどの程度結婚したかを示す。よりわかるようにコホート C では大幅に晩婚化が生じており、この傾向は国勢調査の結果（図 1）と同様である。

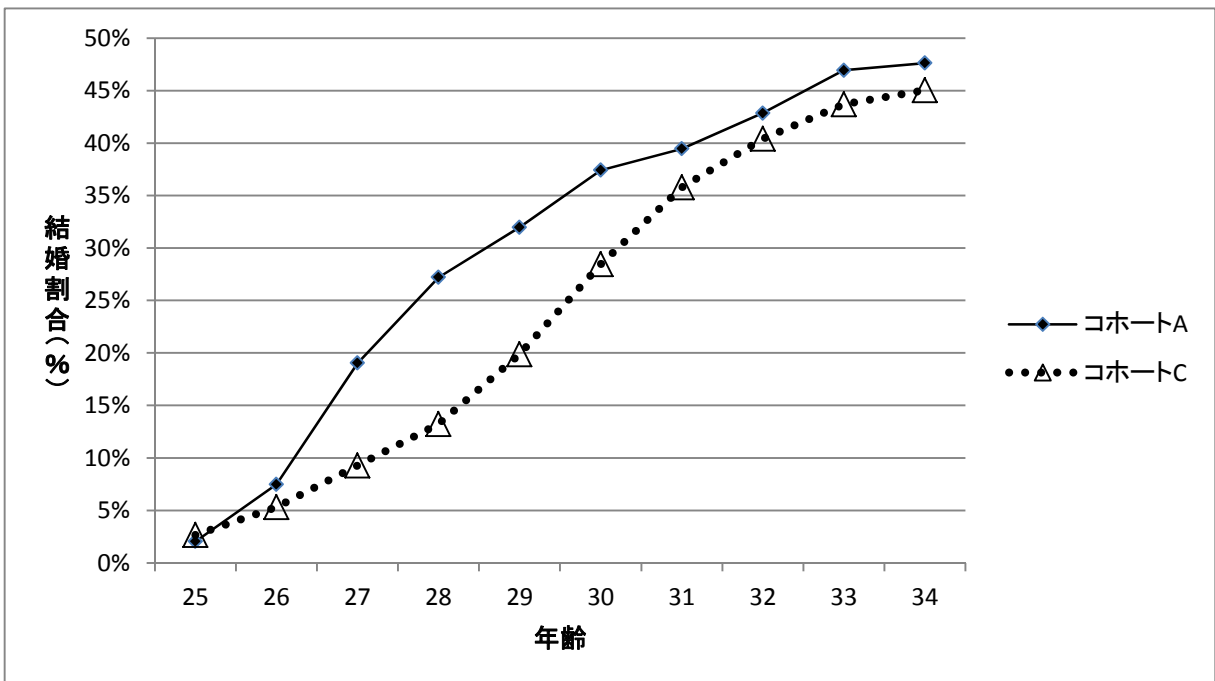
また、学歴をコントロールした場合であってもコホート A とコホート C の間では大きな差が生じており、単純な高学歴化・社会進出といった説明は不適切である可能性が高い（図 4）。

女性の初婚行動と結婚の価値



資料： 家経研パネルより筆者集計

図 3 家経研パネルでの結婚状況



資料： 家経研パネルより筆者集計

図 4 家経研パネルでの結婚状況 (短大卒)

女性の初婚行動と結婚の価値

### 3.2. 夫・夫候補の所得推定

本分析で利用しているパネルデータは女性に着目してデータが取られている。そのため、未婚女性およびその親についての所得データはパネルデータでの調査結果から得ることができるが、(4)式で必要となる夫候補の所得分布については未婚男性が調査対象となっていないため、パネルデータから直接得ることはできない。もし女性とマッチングを取りつつ夫候補の所得を推計しようとするならば、既婚男性の所得をペアになっている女性の属性から推定し、さらにその推定式を用いて未婚女性の属性から夫候補の所得を推計することになる。図 5～図 7 に、パネルに入ってから結婚した女性<sup>3</sup>の夫の結婚前年収を示す。コホート間では、若いコホートの方が夫の所得が低めに分布していることがわかる。このような男性の収入低下は、Becker のモデルでも、本論文の乗り換えモデルでも結婚を遅れさせる効果が期待される。

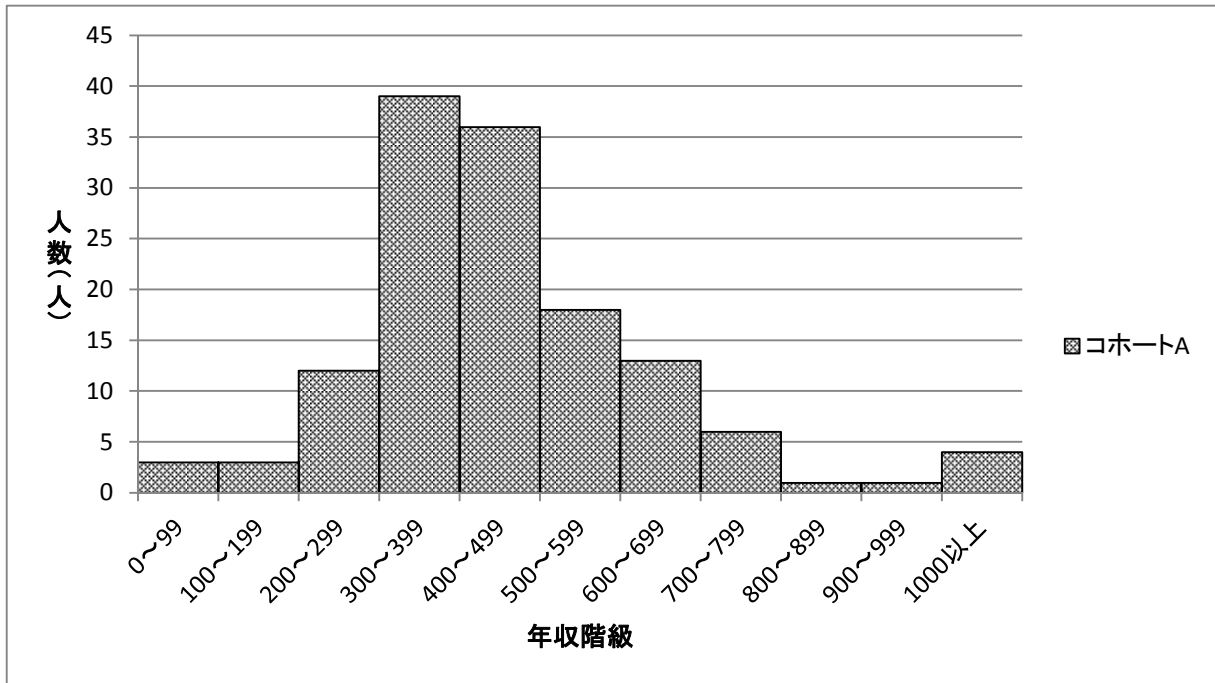
本論文では、上述のような既婚女性夫の所得をベースに、女性の(1)学歴、(2)年齢を用いて男性の賃金を推定している。具体的な方法としては、それぞれの属性を持つ既婚女性の夫の総収入データを平均した賃金テーブルを用いて未婚女性が主観的に期待する夫候補の所得を代替している。ただし、学歴×年齢のセルに落ちる夫の人数が30人に満たない場合は、前後の年齢のデータを加えた移動平均を用いている。

乗換モデル、Becker モデルのいずれにせよ高所得の男性は結婚しやすいと予想されるため、この方法で作った賃金テーブルはサンプルセレクションバイアスにより高めの値となることが予想されるが、ここでは「未婚女性の主観的な予想」であるため、「既に結婚した、自分と似たような属性の友達の夫」の収入を直接用いている。

---

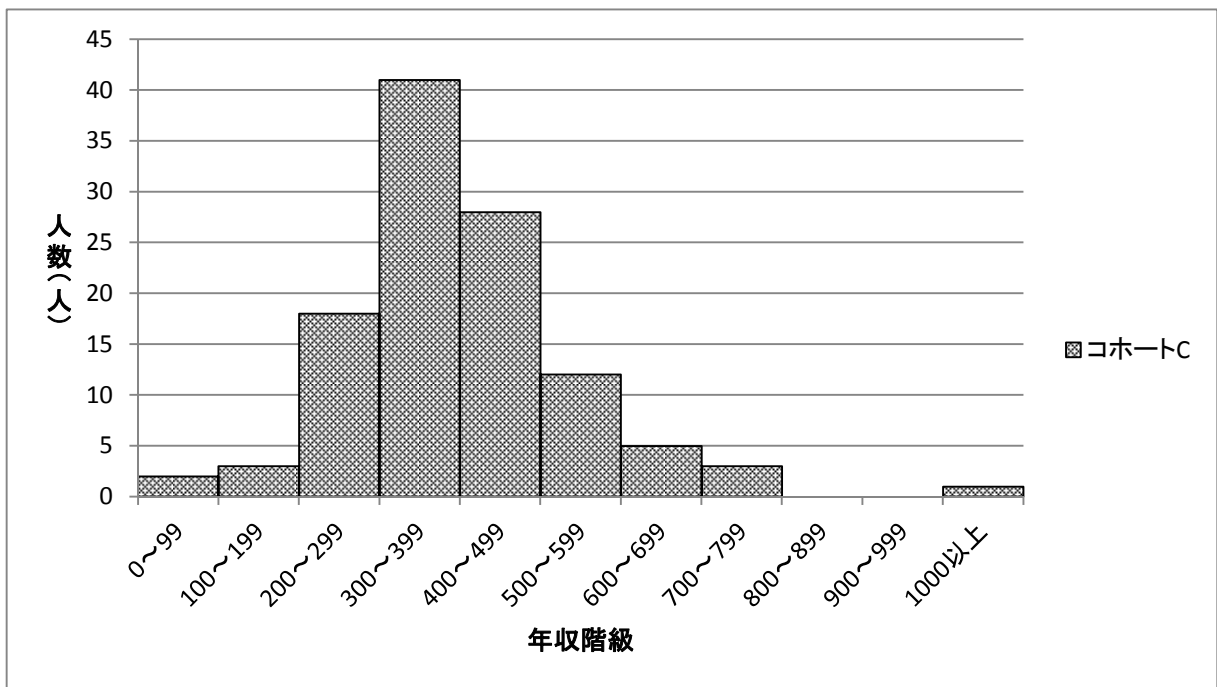
<sup>3</sup> パネルに入る前に結婚していた場合は、結婚前年の年収がわからないため利用できない。

女性の初婚行動と結婚の価値



資料： 家経研パネルより筆者集計

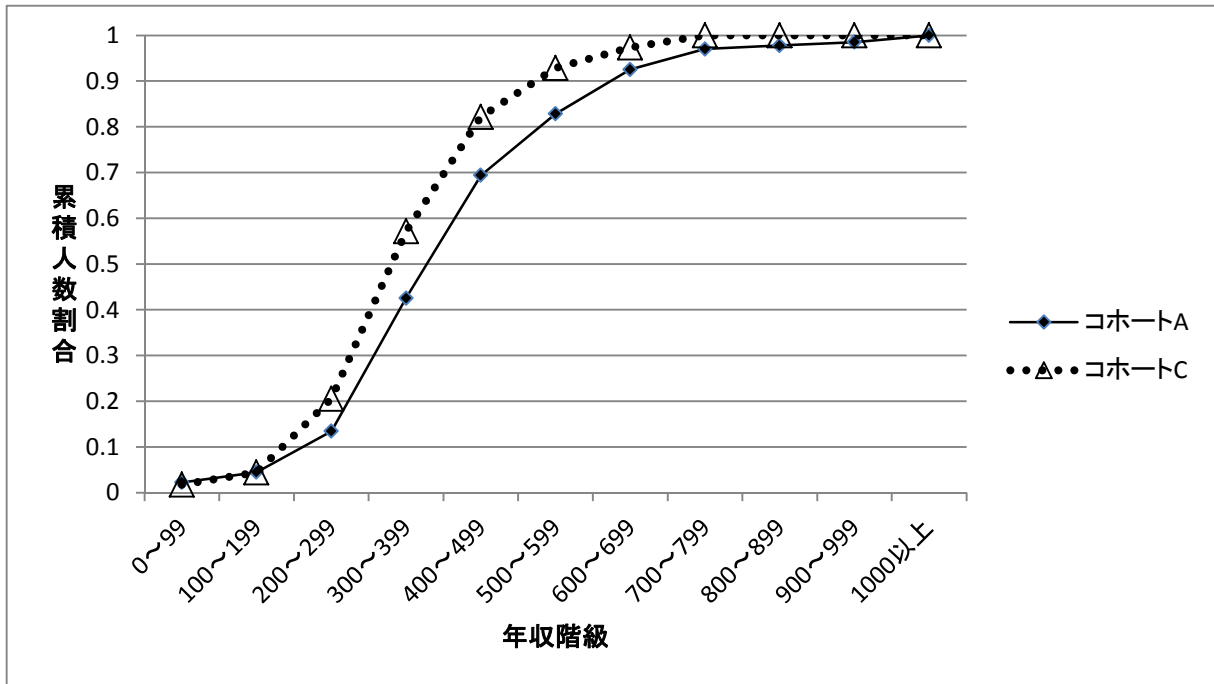
図 5 コホートAの夫年収分布



資料： 家経研パネルより筆者集計

図 6 コホートCの夫年収分布

女性の初婚行動と結婚の価値



資料： 家経研パネルより筆者集計

図 7 コホート間の夫年収分布比較

### 3.3. 妻の親の所得

本パネル調査では昨年の親収入を聞いているため、女性の親についてはデータから直接得ることができるが、(1) 8 区分の階級値でしか得られない、(2) 欠損値がかなり多い、といった問題がある。後者あについては、「親に関しては、親の状況が変わった時にだけ記載する」という仮定をおいて、欠損値であった場合は、調査を順次探索して直近のデータが存在すればその値がそのまま続いていると仮定して処理している。

### 3.4. 時間選好率

$G_m(S_i^*)$ を計算するために必要な  $\beta$  については、直接計測できるような設問は本パネル調査には用意されていないため、 $\beta = 1/(1+r)$ の  $r$  を 0.00~0.4 の範囲で 0.01 刻みに変えて計算した<sup>4</sup>。

### 3.5. 将来の所得予想期間

親の所得変動の大きな理由が仕事からの引退にあると考えるなら、定年年齢、あるいは定年後の年金所得などについてはあらかじめかなりの確実性をもって予想可能である。そのため、親の所得系列についてはある程度の期間について安定した予測を立てることは比較的容易であると考えられる。

<sup>4</sup> 後述のように、OLS での自由度修正済み決定係数が最大となった 0.01 を採用した。

## 女性の初婚行動と結婚の価値

これに対して夫候補の将来所得系列は、夫候補の就業形態や賃金制度によって予測可能性が大きく変わると考えられる。残念ながら本パネル調査は女性中心のデータであり、結婚前の夫候補がどのような就業形態、あるいは賃金制度に直面しているか直接的に得る方法はない。そこで、本論文では  $G_m(S_i^*)$  を計算するために必要な  $p$  の期間は 1 年から 9 年の間で動かした<sup>5</sup>。この期間を延ばすとパネルデータの中に長い期間含まれる個人だけが計算の対象となるため、あまり長くすると古いコホートの人だけが含まれることになることには注意が必要である。

### 3.6. 求婚確率 $M_i()$

求婚確率  $M_i()$  は、結婚市場に残存している未婚男性の数は一般的に減少していくと考えられるため、女性の年齢に対して減少関数であることは予想される。その他の要素としては、 $H_i()$  が女性の主観的な予想であるため、結婚市場に残存している未婚男性の所得分布と一致しない、女性の属性<sup>6</sup>によって男性側からみた評価が異なるために、生じる変動などが考えられる。

未婚男性の収入データが得られる調査であれば、未婚で残っている男性で女性側が主観的に期待している収入条件を満たしている割合などを計算することも可能であるが、家経研パネルは女性側からみたデータしか取っていないため未婚男性に関するデータは含まれていない。そのため、結婚市場に残存している女性未婚者の割合を年齢ごとに計算し、男性についても同じ程度の割合が残存していると仮定した。

本論文では、この女性の残存率を用いて (1) いつでも結婚可能 ( $M_i() = 1$ )、(2) 意思決定をしている  $m$  歳での残存率を  $M_i()$  として用いる、(3) 乗り換え年齢  $S$  歳での残存率を  $M_i()$  として用いる、(4) 意思決定をしている  $m$  歳での残存率の 2 乗を  $M_i()$  として用いる、(5) 乗り換え年齢  $S$  歳での残存率の 2 乗を  $M_i()$  として用いる、の 5 パターンの求婚確率を用いて推計を行った。

## 4. 推定

結婚行動の実証分析に乗換モデルの考え方を使った先行研究としては、[小川, 2003]、[北村 & 坂本, 2007]、[山本(森田), 2008]などが挙げられるが、県別のマクロデータを使って計算している [小川, 2003] でのみ乗換モデルは有効となっている。

本論文と同じ「消費生活に関するパネルデータ」を用いている [北村 & 坂本, 2007] では、夫候補と父

<sup>5</sup> 同様に 3 を採用した。

<sup>6</sup> たとえば子どもが欲しくて結婚したいと考える男性の場合、女性が出産可能年齢でなければ  $M$  はほぼ 0 になることが予想される。

女性の初婚行動と結婚の価値

親のフロー所得を用いて計算した所得比を乗換モデルの検証のために推定式に入れているが、どの推定式でも有意な結果を得ていない。また、[山本（森田），2008]ではインターネット調査の結果を用い、父親の年収階級をダミー変数として推計式にいれたところ 20～29 歳では父親の所得は結婚確率に対し正で有意な結果を与えるとしており、乗換モデルから期待されるものとは逆の結果となっている。

しかしながら、これらの先行研究は全てフローの所得または所得比を用いて推計している。[北村 & 坂本, 2007]の注でも指摘されているが、モデル上は(2)式に示したように将来の予想所得系列を用いて計算すべきであり、フローのデータを代理変数として用いた推計結果が乗換モデルを支持しなかったことがモデル自体を否定することにはならない。本論文では、パネルデータの特性を活かして将来の所得系列を同一個人について追うことにより、(4)式に忠実に計算した結果から  $G_m(S_i^*) \leq 0$  となる最適結婚年齢を求めた。ただし、 $G_m(S_i^*)$  の値が正負の変動を繰り返した場合は最初に  $G_m(S_i^*) \leq 0$  となった年齢、パネルに入った段階から  $G_m(S_i^*) \leq 0$  の場合はパネルに入った時の年齢、観察されている範囲で  $G_m(S_i^*) \leq 0$  とならなかった場合は、欠損値として扱っている。

4.1. 時間選好率と予想期間の決定

上述の通り、時間選好率や予想期間について適切な推定値は存在しないため、以下の回帰式を OLS で推計して、主観的結婚年齢の係数が 1%水準で有意なもののうち、フィッティングがいいものを選択した。

$$\text{結婚年齢} = \text{const} + \text{主観的結婚年齢} + \text{大卒ダミー} + \text{短大ダミー} + \text{初職大企業ダミー} + \text{初職その他ダミー}$$

計算結果は表 2 に示す通りであり、 $r=0.01$ 、 $p=3$  を以下の分析では用いる。

表 2 推定結果の  $\bar{R}^2$  表 ( $r > 0.10$  および  $p > 4$  は略)

r	p=1	p=2	p=3	p=4
0.00	0.06947	0.08142	0.09256	0.08103
0.01	0.06947	0.08302	<u>0.09293</u>	0.08241
0.02	0.06947	0.08359	0.09251	0.08222
0.03	0.06947	0.08359	0.09117	0.08216
0.04	0.07019	0.08441	0.0898	0.08274
0.05	0.07019	0.0854	0.08918	0.08134
0.06	0.07019	0.08455	0.09013	0.08038
0.07	0.07019	0.08455	0.09013	0.08127
0.08	0.07019	0.08455	0.0897	0.08149
0.09	0.07019	0.08455	0.08686	0.08117
0.10	0.07019	0.08451	0.08643	0.0805

資料： 家経研パネルより筆者推定

女性の初婚行動と結婚の価値

#### 4.2. 求婚確率 $M_i()$ の決定

表 2 は、女性の残存率から求めた 5 つのパターン全てでの最大値を示しているため、 $r=0.01$  での求婚確率 $M_i()$  種別ごとの $\bar{R}^2$ を表 3 に示す。 $p$ の値によらず 1%水準で有意な係数を得られ、 $\bar{R}^2$ も最大となることから、以後本論文ではパターン (5)、すなわち乗り換え年齢  $S$  歳での残存率の 2 乗を $M_i()$ として用いて計算した最適乗り換え年齢を用いて分析を行う。

表 3 求婚確率の変数と $\bar{R}^2$

		p=1	p=2	p=3	p=4
Mi	(1)	0.06153	0.072	0.07905	
	(2)	0.06146	0.072	0.07905	
	(3)	0.06787	0.08142	0.085	
	(4)	0.06153	0.072	0.07905	
	(5)	0.06947	0.08302	<b>0.09293</b>	0.08241

資料： 家経研パネルより筆者推定

#### 4.3. データの概要

以下の推計で利用する予想期間  $p=3$ 、 $r=0.01$  でのデータ基本統計量を表 4 に示す。

表 4 基本統計量一覧 ( $p=3$ ,  $r=0.01$ )

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	欠損数
結婚年齢		29.93871	3.46776	25	44	310	0
最適結婚年齢		28.49032	3.256793	24	38	310	0
最終学歴	中学校	0.016129	0.126175	0	1	310	0
	高等学校	0.3	0.458998	0	1	310	0
	短大・高専	0.451613	0.498458	0	1	310	0
	大学	0.232258	0.422955	0	1	310	0
初職	自営業	0.013468	0.115462	0	1	297	13
	正規・500人以上	0.360269	0.480889	0	1	297	13
	正規・500人未満	0.505051	0.500818	0	1	297	13
	それ以外	0.121212	0.326924	0	1	297	13
収入属性	平均貯蓄性向	0.138206	0.180991	0	1.234568	240	70
	女性結婚前年收入	226.3066	150.5374	0	640	274	36
	男性結婚前年收入	392.3948	153.0116	0	1000	271	39
	男女収入比	0.724605	0.588794	0	5	236	74

資料： 家経研パネルより筆者推計



## 女性の初婚行動と結婚の価値

ただし、最適結婚年齢は上で求めた主観的最適結婚年齢、学歴は中学卒が入学条件となっている専修・専門学校卒は高卒、高卒が条件となっている専修・専門学校は短大・高専に入れてある。また、平均貯蓄性向は、女性の結婚前年の金融資産総額 ÷ (結婚前年の年齢 - 20 歳) で求めた年平均貯蓄額を結婚前年の年収で割って計算している。この値が大きければ早めに結婚するはずである。

男女収入比は Becker モデルではキーとなる変数であり、ここでは結婚前年の男性収入 ÷ 結婚前年の女性収入で計算してある。そのため、Becker モデルに従えば、この値が大きいかほど早く結婚することが予想される。

#### 4.4. 推定結果

推計結果を表 5・表 6 に示す。データの取り方から結婚年齢は 25 歳から 48 歳に制限されるため、OLS だけではなく TOBIT での推計も行ったが、いずれの推計方法でも乗り換えモデルから計算した最適結婚年齢は 1%水準で有意であり、OLS でも TOBIT でも限界効果はほぼ同じ値になる安定した推計結果となった。符号もプラスで期待された符号条件を満たしている。

最終学歴はモデルによって有意水準が異なるが、高学歴になれば結婚年齢が高くなるという自然な結果が得られている。初職については、[北村 & 坂本, 2007]と同様に大企業の正社員は早く結婚するという結論が得られた。

収入に関しては、時間選好率の代理変数として入れた平均貯蓄性向が予想通り結婚年齢に負の影響があることが示された。ここでは貯蓄性向が高い場合は将来の所得を高く評価する、すなわち時間選好率が低いと解釈している。

一方、Becker モデルでは重要なはずの男女の収入比は先行研究と同様に有意ではなかった。このことは、親と同居している未婚の子の結婚を考える際には Becker モデルではなく乗り換えモデルの方が適切であることを示している。

女性の初婚行動と結婚の価値

表 5 OLS による推計結果 (r=0.01、予想期間 p=3)

		モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4		モデル 5	
		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項		22.9435 ***	1.67268	22.505 ***	1.96991	21.6744 ***	1.85878	22.1556 ***	1.86785	22.036 ***	1.99606
最終学歴	最適結婚年齢	0.23454 ***	0.05908	0.27012 ***	0.07026	0.25969 ***	0.0663	0.26671 ***	0.0663	0.2632 ***	0.07031
	短大・高専	0.77756 *	0.44447	0.78828	0.52636	0.73047	0.49015	0.87565 *	0.49015	0.69175	0.53012
	大学 (中卒・高卒)	1.22163 **	0.52488	1.34518 **	0.59894	0.90914	0.57877	1.25417 **	0.57877	1.12696 *	0.61884
初職	自営業	0.31723	0.723	0.05079	0.89131	0.10284	0.82431	0.051	0.82431	0.04479	0.88966
	正規・500人以上	-1.28302 ***	0.39108	-1.18372 **	0.46017	-1.33481 ***	0.43849	-1.10713 **	0.43849	-1.33199 ***	0.47199
	その他 (正規・500人未満)	0.96567 *	0.55488	1.13199 *	0.67743	1.23134 *	0.63606	1.05573	0.63606	1.28609 *	0.68553
収入	平均貯蓄性向			-3.08627 **	1.21528					-2.26963 *	1.35256
	女性結婚前年收入					0.0044 ***	0.00146			0.00265	0.00194
	男性結婚前年收入 男女収入比					-0.00068	0.00139				
$\bar{R}^2$		0.09052		0.1247		0.11743		0.09261		0.12794	
サンプル数		310		240		266		266		240	

\*\*\*1%, \*\*5%, \*10%水準で有意

女性の初婚行動と結婚の価値

表 6 TOBIT による推定結果 (r=0.01, 予想期間 p=3)

		モデル 1		モデル 2		モデル 3		モデル 4		モデル 5	
		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢		結婚年齢	
		偏微係数	標準誤差	偏微係数	標準誤差	偏微係数	標準誤差	偏微係数	標準誤差	偏微係数	標準誤差
最終学歴	最適結婚年齢	0.22044 ***	0.05609	0.25688 ***	0.06658	0.24492 ***	0.06658	0.25085 ***	0.06282	0.25091 ***	0.06282
	短大・高専	0.75785 *	0.42198	0.77643	0.49832	0.7188	0.49832	0.85171 *	0.46259	0.68147	0.46259
	大学	1.19907 **	0.49762	1.30744 **	0.56655	0.88946	0.56655	1.21344 **	0.53524	1.0993 *	0.53524
	(中卒・高卒)										
初職	自営業	0.28199	0.68481	-0.02856	0.84149	0.02949	0.84149	-0.04307	0.79726	-0.03306	0.79726
	正規・500人以上	-1.18433 ***	0.37092	-1.0878 **	0.43505	-1.23759 ***	0.43505	-1.0114 **	0.41246	-1.22982 ***	0.41246
	その他 (正規・500人未満)	0.90229 *	0.5256	1.11543 *	0.63931	1.20744 **	0.63931	1.05403 *	0.60641	1.26179 *	0.60641
収入	平均貯蓄性向			-3.14706 ***	1.16018					-2.37206 *	0.06577
	女性結婚前年收入					0.00423 ***	0.00138			0.00251	0.00183
	男性結婚前年收入					-0.00066	0.00131				
	男女収入比							-0.07124	0.06577		
対数尤度		-799.98833		-620.94601		-684.22181		-688.27967		-620.01529	
AIC		1616		1259.9		1388.4		1394.6		1260	
サンプル数		310		240		266		266		240	

\*\*\*1%, \*\*5%, \*10%水準で有意

## 5. まとめ

本パネルデータの集計作業により、以下の点が明らかとなった。

- (1) 夫候補の将来期待所得系列と親の将来所得系列から計算した「結婚を先延ばしにすることによって得られる期待収益」の正負が反転するタイミング、すなわち女性の主観的な最適結婚タイミングは結婚行動に影響を与えることが示された。最適結婚年齢の効果は推計式に同時に入れた変数によっても大きく変動しない。これは、乗換モデルがわが国の結婚を説明できる可能性を示唆している。
- (2) 最終学歴が高学歴であるほど結婚年齢が高くなる傾向が示された。ただし、学歴ダミーの係数は高くても5%水準で有意止まりである上、同時に推計式に入れた他の変数によって影響を受けているためどの程度信頼できるかは精査が必要である。
- (3) 女性が学校卒業後最初に就いた職業（初職）は、大企業の正社員であれば結婚が早まることが示された。これは、出会いの場が職場である場合に、安定した高所得の男性と出会う機会が多いためと解釈できる。
- (4) Becker モデルでは重要であるはずの男女の収入比の係数は有意にならなかった。この点は日本での先行研究の結果と一致しており、親と同居している子の結婚行動の説明として Becker モデルは不適切であると言える。

## 参考文献

Becker, Gary S. (1973) “A Theory of Marriage : Part I,” *Journal of Political Economy*, 81[4], pp.813--845.

Becker, Gary S. (1974) “A Theory of Marriage : Part II,” *Journal of Political Economy*, 82[2], pp.S11—S26.

Stock, J. H. Wise, D. A.(1990) “Pensions, the Option Value of Work, and Retirement,” *Econometrica*, 58[5], pp. 1151--1180.

Weiss, Yoram(1997) “The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What happens Upon Divorce,” *Handbook of Population and Family Economics*, Rosenzweig R. M. and Stark O. ed. North-Holland.

Schmidt, P. Witte, A. D.(1989) “Predicting criminal recidivism using 'split population' survival time models,” *Journal of Econometrics*, 40[1], pp. 141--159.

女性の初婚行動と結婚の価値

小川浩(2002)「独身者と未婚者 --- 高学歴都市サンプルでの分析」, Discussion Paper, Project on Intergenerational Equity ; The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University。

小川浩(2003)「所得分布と初婚行動」, Discussion Paper, Project on Intergenerational Equity ; The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University。

小川浩(2011)「乗り換えモデルによる初婚行動の実証分析」 mimeo。

小川浩(2012)「夫候補の所得分布と初婚行動」 mimeo。

小椋正立 , ディークルロバート(1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因 県別年齢階層別データからのアプローチ」『日本経済研究』No. 22。

北村行伸 , 坂本和靖(2007)「世代間関係から見た結婚行動」『経済研究』Vol.58 No.1。

滋野由起子 , 大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No. 459。

樋口美雄 , 阿部正浩(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング --- 固定要因と変動要因の分析 ---」『パネルデータからみた現代女性』樋口美雄編著, 東洋経済新報社。

水落正明(2010)「男性に求められる経済力と結婚」『結婚の壁』佐藤博樹, 永井暁子, 三輪哲編著, 勁草書房。

山田昌弘(1996)『結婚の社会学』丸善。

山本(森田)陽子(2008)「女性の初婚確率の決定要因の分析について --- 父親の所得か夫の所得か ---」『オイコノミカ』, 45[2], pp. 25-40.