

Kanagawa University Economic Society

Discussion Paper No. 2015-02

## 女性の主観的最適初婚年齢と結婚行動

### -なぜ 20 代の結婚は減少したか-

2016/03/30

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)

# 女性の主観的最適初婚年齢と結婚行動

## -なぜ 20 代の結婚は減少したか-

2016年3月30日

小川 浩\*

### 要旨

乗り換えモデルで重要である親と夫候補の所得格差に大きな変動が生じるタイミングは親の引退過程における定年などの所得低下タイミングと一致すると考えられる。本論文では結婚のタイミングと親の所得低下のタイミングに着目して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」の個票データを分析することによ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。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) 上のように求めた女性の主観的な最適結婚タイミングの世代間の違いは、後の世代ほど 20 代で最適タイミングを迎える人が減ることを示している。このことは、わが国で観察されている 20 代での結婚減少を説明できると考えられる。
- (3) 女性の主観的な最適結婚タイミングの他に、結婚市場に残存している女性未婚者の割合で代理した求婚確率も結婚行動に影響を与えることが明らかとなった。このことは、近年の 30 代での結婚増を説明できる。
- (4) SPD モデルによる分析の結果、晩婚化だけではなく非婚化も進行しており、最終的にはほぼ全ての人が結婚するという仮定は現実的ではないことが明らかになった。

## 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。

---

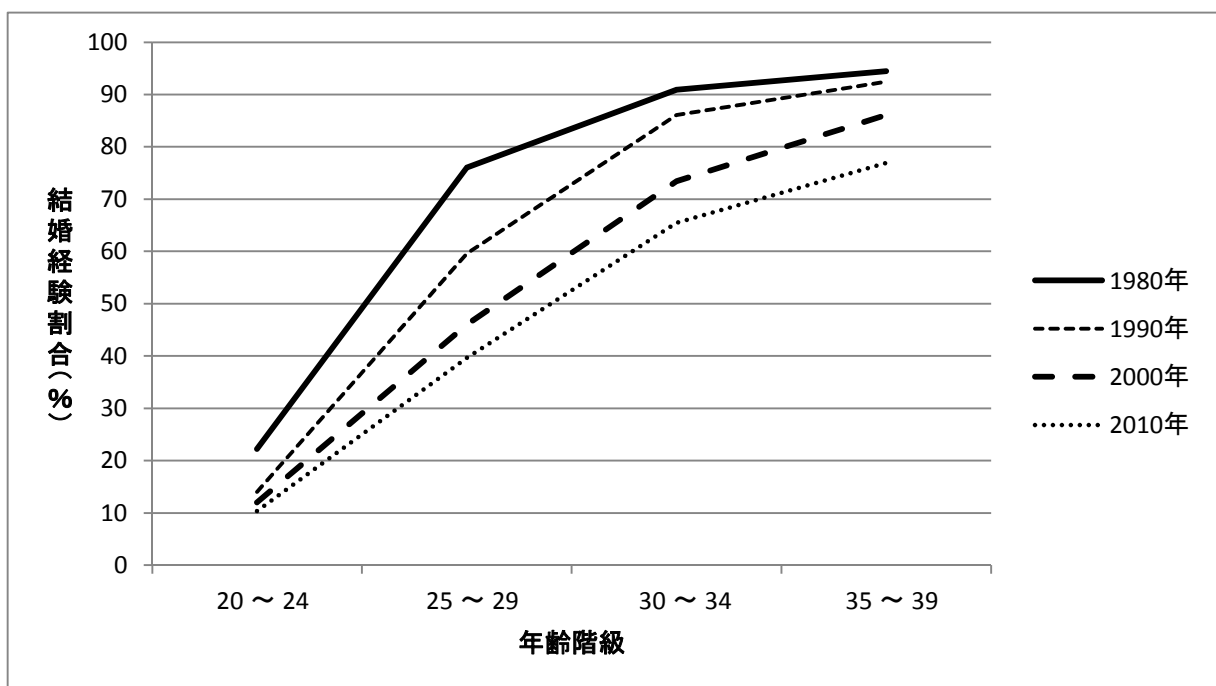
\* 神奈川大学 経済学部 [santa@econ.kanagawa-u.ac.jp](mailto:santa@econ.kanagawa-u.ac.jp)

1. 世代ごとの最終的な結婚経験割合は、若い世代ほど減少傾向にある（図 1）。
2. 20 代の結婚が減少し、30 代の結婚が増加している（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、1980 年調査では 94%程度だったものが、2010 年調査では 77%程度と 17%ポイントも低下している。生涯未婚率は 50 歳時の未婚率であるため、図 1 で描かれている 39 歳より後に急速に結婚が生じる可能性がない訳ではないが、上記の特徴 1 の通り、わが国で発生している減少は単に結婚のタイミングが遅くなるだけではなく、最終的な未婚者割合も増加する傾向にあると考えるべきであろう。

結婚タイミングなどの分析ではハザード分析が用いられることが多いが、上述のように最終的な未婚者数が 0 になりそうもないことを見込まれる場合に通常のハザード分析（いつかは全てのサンプルが fail することを仮定）を用いることは不適切な可能性が高い。そこで、本論文では、fail しないケースがあることを組み込んだ Split Population モデルを用いた推計との比較を行う。

図 1 結婚経験割合の時間的変化



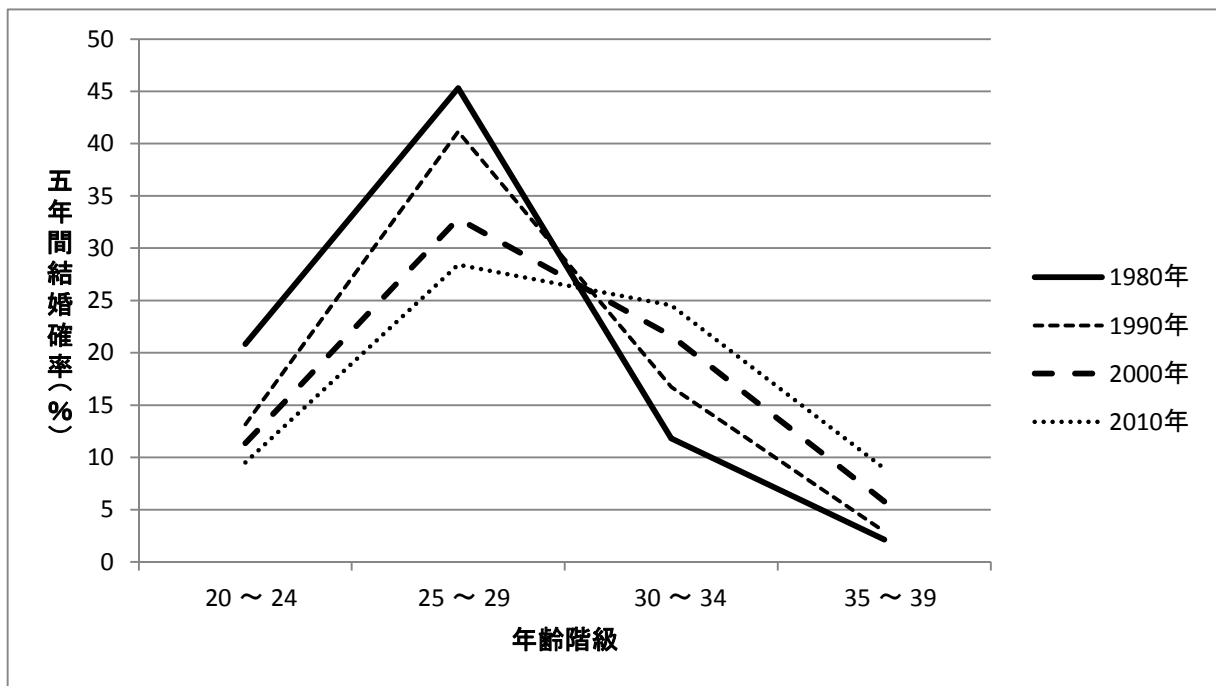
資料：国勢調査。結婚経験割合は、1－未婚者割合で計算している。

図 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 1980 年の 25～29 歳は、1980 年の 25～29 歳の結婚経験割合－1975 年の 20～24 歳の結婚経験割合計算した値を示している。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。25～29 歳に着目すると、1980 年にはこの 5 年間で 45%の女性が結婚したが、2010 年には 28%まで減少（17%ポイント減）している。30～34 歳層では増減が逆転しているものの、1980 年の 12% に対し 2010 年は 25%（13%ポイント増）であり、20 代での減少をカバーできるほどではない。

このような晩婚化についてはさまざまな説明が行われているが、本論文では、結婚年齢の上昇を、乗換モデルから算出した女性の主観的な最適結婚年齢が世代によって異なることを用いて説明する。

図 2 前回調査からの 5 年間の未婚減少率



資料：国勢調査

### 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。

### 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くる。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享受している状態」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、男性にとってには人生の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享受して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>1</sup>、父親と夫候補の所得を用いて

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

<sup>1</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。

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き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、この乗り換え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  $S_i$  以降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「 $m$  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」というで最適な結婚年齢  $m$  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。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) 式の  $G_m(S_i^*)$  を実際に計算して、結婚行動に与える影響の推計を行う。

### 2.3. 求婚確率 $M_i(m)$

本論文では求婚確率  $M_i(m)$  については、同じ結婚市場にいる男性未婚者割合と女性未婚者割合の積で表されると仮定している。実際のデータとしては、市場に残存している男性の割合に比例し、さらに市場に残存している男性の割合はほぼ女性の残存割合と同じであると仮定して、出生年、年齢ごとの女性の未婚者割合を 2 乗して求婚確率の代理変数として用いる。本来ならば、女性が主観的に希望する所得水準を満たす未婚男性が未婚男性全体に占める割合などの男性側の要因を用いる方が望ましいと考えられるが、今回利用したパネルデータの制約上簡易な推定方式となっている。

## 3. データの取扱

### 3.1. 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れば、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。

本論文では、既婚女性の (1) 学歴、(2) 年齢および (3) 最終学歴の卒業年が 1992 より前か否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女性の夫の前年度総収入のデータを平均し、年齢について 3 年間の移動平均を取ったものを実際に利用する収入テーブルとして用いている。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。



### 3.2. 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、調査を順次さかのぼっ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。

### 3.3. 時間選好率

$G_m(S_i^*)$ を計算するために必要な時間選好率については、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、全てのデータについて恣意的に 0.03, 0.1, 0.2 を用いて計算した<sup>2</sup>。

### 3.4. 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。

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2年から9年の間で動かした<sup>3</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。

## 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>2</sup> 最終的に得られた主観的最適結婚年齢は時間選好率によってそれほど変わらなかったため、あまり極端ではない 0.03 を実際の推計には用いた。

<sup>3</sup> 後の推計では  $p=5$  を用いている。

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、観察可能な最高年齢をそれぞれ最適結婚年齢としている。

#### 4.1. データの加工

(2)式で  $V_m(S_i)$  を計算する際には世帯規模による所得の補正を行う  $g$  を入れているが、今回は世帯規模による補正は行っていない<sup>4</sup>。  $S_i^*$  の推定は、単純に  $m < S_i \leq m + p$  の範囲で  $S_i$  を動かして  $V_m(S_i)$  をそれぞれ計算し、  $V_m(S_i)$  が最大となる  $S_i^*$  を求め、さらに  $G_m(S_i^*)$  を計算している。そのため、少なくとも計算開始年齢  $m$  歳では未婚であることと、  $m + p$  歳までデータに入っている必要がある。このことは、  $p$  が大きくなると対象になる個人が減り、同時にサンプル数も減少することを意味する。

今回採用した  $p$  に対するサンプル数と含まれる個人数は表 1 の通りである。  $p$  が 5 以上になると個人数が大きく減るが、これは 2008 年に追加されたコホート D が今回利用可能だった 2012 年までのデータでは計算対象から外れることによるものである。結果の評価時には、  $p$  の大きさによって対象としている個人が異なることに注意する必要がある。

<sup>4</sup> 世帯人数の平方根で所得を除いて規模補正した計算も試みたが、  $G_m(S_i^*)$  の値が安定しないため採用しなかった。

表 1 推計期間とサンプル数、個人数

推計期間 $p$	個人数
2	731
3	730
4	732
5	511
6	512
7	512
8	512
9	512

#### 4.2. 女性の主観的最適結婚年齢の状況

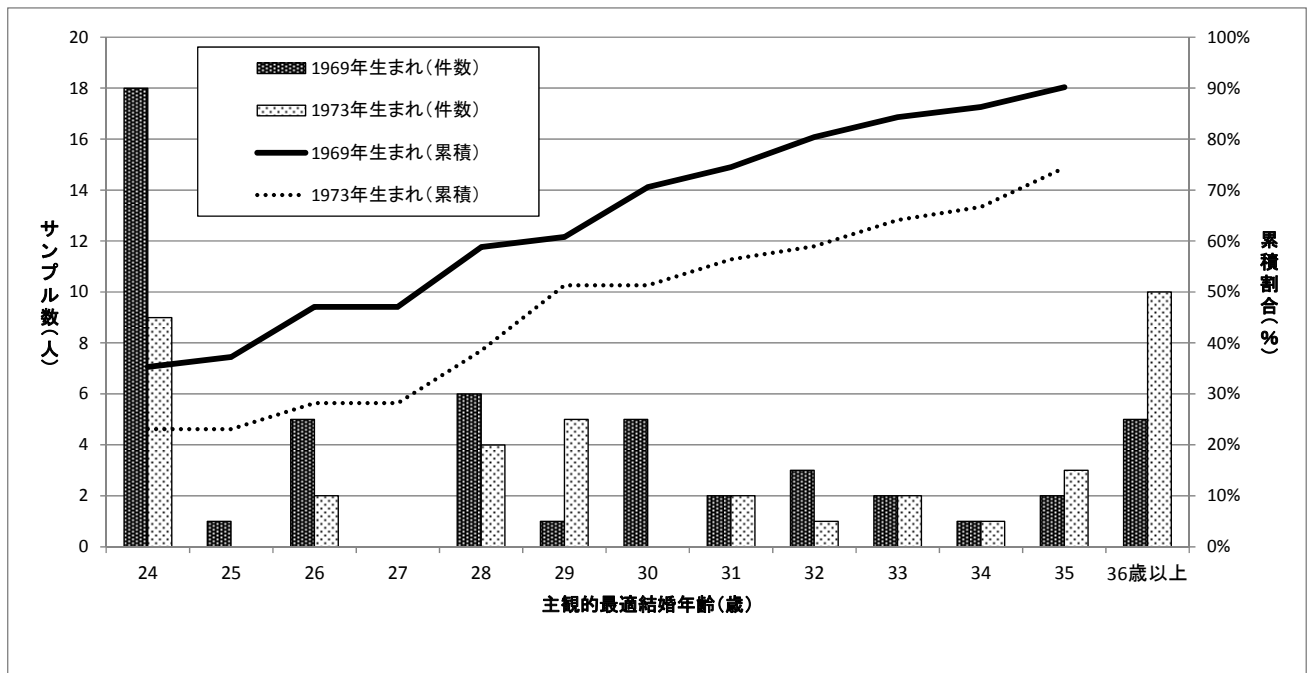
上記のような方法で計算した女性の主観的最適結婚年齢は、 $p$ が大きければ早く、割引率が大きければ遅くなることが予想されるが、ここでの興味は世代ごとの違いである。冒頭に述べたような世代による結婚年齢の変化、特に20歳代での結婚が後の世代ほど減っていることを乗換モデルで説明するためには、少なくとも世代によって最適結婚年齢に違いが生じていることが求められるからである。

今回使ったデータはパネルデータであるため、出生年が違って、かつ、パネルに入った年齢が同一になる人はパネルにデータが追加される時にしか存在しない。そこで、以下の比較はパネルデータに参加した年齢が24歳であった1969年コホートと、1973年コホートで行う<sup>5</sup>。

図3、図4はパネルに入った年齢が24歳である女性について(4)式がマイナスになるタイミングから求めた主観的最適結婚年齢をそれぞれ予想期間 $p$ が2年と5年のケースについて図示したものである(割引率はいずれも3%)。1969年コホートが25歳になるのは1994年、1973年コホートが25歳になるのは1998年であるから、就職時期がバブル崩壊前後を挟んでいる時期になる。いずれの予想期間でも、1969年コホートの主観的最適結婚年齢が若い部分に多く分布している。

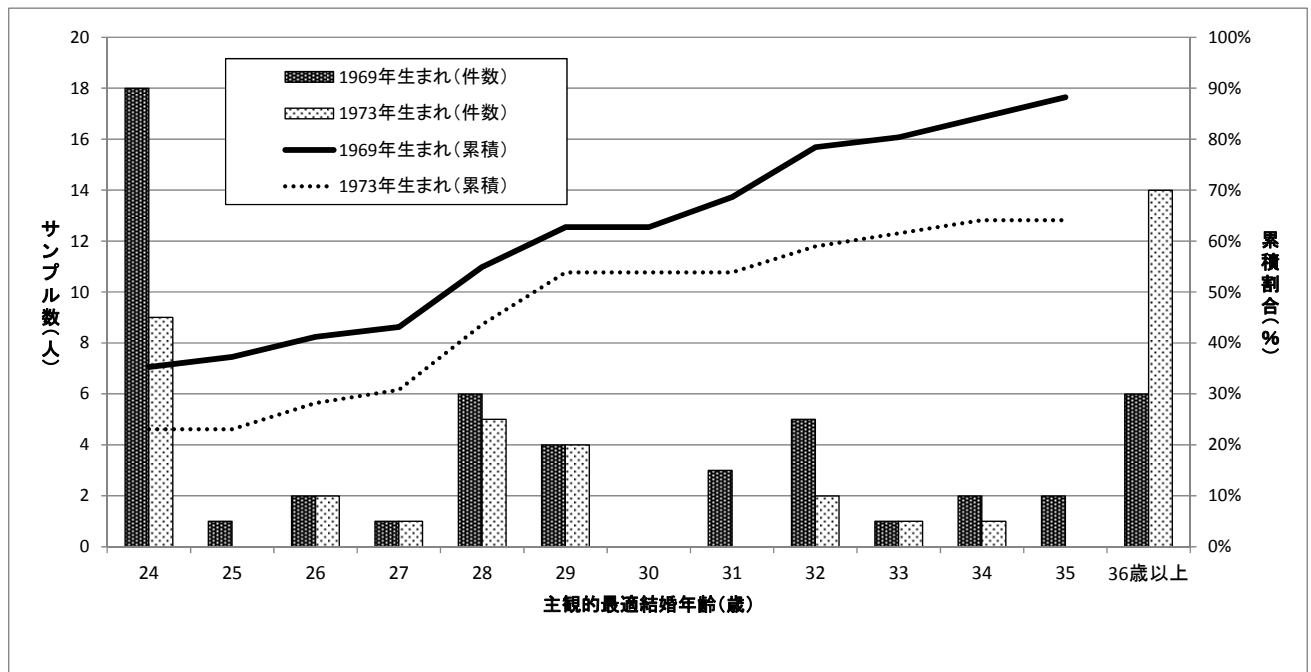
<sup>5</sup> それより後のコホートだと、調査期間内では35歳に到達しないため比較しづらい。

図 3 女性の主観的最適結婚年齢（予想期間 2 年、割引率 3%）



資料： 筆者推計による

図 4 女性の主観的最適結婚年齢（予想期間 5 年、割引率 3%）



資料： 筆者推計による

### 4.3. データの概要

以下の推計で利用する予想期間  $p=5$ 、割引率 3%でのデータ基本統計量を表 2 に示す。ただし、最適

結婚年齢は (4) 式に従って求めた主観的最適結婚年齢、未婚者割合は、主観的最適結婚年齢での当該コホートの女性未婚者割合である。また、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。

表 2 データの基本統計量 (予想期間 p=5, 割引率 3%)

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	欠損数
未婚期間		8.982	6.259	2	21	511	0
最適結婚年齢		30.930	5.007	24	51	511	0
未婚者割合		0.566	0.186	0.064	0.819	511	0
初職	自営業	0.015	0.120	0	1	482	29
	正規・500人未満	0.492	0.500	0	1	482	29
	正規・500人以上	0.326	0.469	0	1	482	29
	それ以外	0.168	0.374	0	1	482	29
最終学歴	中学校	0.016	0.124	0	1	511	0
	高等学校	0.292	0.455	0	1	511	0
	短大・高専	0.470	0.500	0	1	511	0
	大学	0.223	0.417	0	1	511	0

#### 4.4. 推定方法

図 1 に示した通り、近年のわが国における結婚は全ての人がいづかは結婚すると考えることには無理がある。そこで、ここでは通常の survival 分析だけではなく、[Schmidt & Witte, 1989]にならい、結婚しない人が残存することを明示的に入れた split population distribution モデル (以下、SPD モデル) での推計も行った<sup>6</sup>。(1) 女性の主観的最適結婚年齢、(2) 女性の結婚に対する焦りの代理変数としてパネルに入った年齢でのコホート別未婚女性割合、[北村 & 坂本, 2007]で有意であった (3) 学歴ダミー (高卒をベース)、(4) 初職ダミー (正規・500人未満をベース) を加えている。各変数の期待される効果は、(1)は結婚を遅れさせる (最適年齢が高ければ結婚は遅くなる)、(2) は結婚を遅れさせる (未婚者が多ければ結婚を焦らない) である。

#### 4.5. 推定結果

推計結果を表 3 に示す。モデル 1~3 は最終学歴と初職の入れ方を変えており、それぞれ s がついているモデルが split population distribution モデルで計算したものである。最適結婚年齢の効果は安定して結婚を遅れさせる方向 (ハザード比が 1 より小さい) となっており、乗換モデルから計算した女性の主観的な最適結婚年齢 (最適な乗換タイミング) は結婚に対して影響を持っていると考えられる。また、初職の効果 (非正規労働者は結婚が遅くなりやすい)、学歴の効果 (大卒者は高卒者より結婚が遅くなりやすい) も直観と合致するものであり、わが国の初婚行動を説明するために乗換モデルは有効であると考えられる。

<sup>6</sup> 実際の推計には Limdep10 の Split Population Survival Models を用いている。

未婚者割合の効果は SPD モデルでは予想通り結婚を遅れさせ、有意であった。しかしながら、すべてのケースでいずれは結婚すると考える通常の survival モデルでは多くのモデルで有意ではないものの、モデル 3 では結婚を早める効果を持っているという結果が得られた。この差については今後の検討課題である。

表 3 推計結果 (割引率 3%、予想期間 p=5)

結婚タイミング	モデル1		モデル1s		モデル2		モデル2s		モデル3		モデル3s	
	ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差
最適結婚年齢	0.91 ***	0.01	0.91 ***	0.01	0.91 ***	0.01	0.95 ***	0.01	0.91 ***	0.01	0.94 ***	0
未婚者割合	1.67	0.41	0.12 ***	0.04	1.36	0.31	0.14 ***	0.04	1.76 *	0.43	0.12 ***	0.04
[高卒未満]												
短大・高専卒	1.13	0.13	0.57 ***	0.08	1.13	0.13	0.58 ***	0.08				
大学卒	1.07	0.15	0.44 ***	0.07	1.05	0.14	0.47 ***	0.07				
[正規・500人未満]												
自営	2.39 **	0.55	1.95 *	0.57					2.37 **	0.54	2.27 **	0.62
正規・500人以上	0.87	0.09	1.34 *	0.18					0.87	0.09	1.24 *	0.15
それ以外	0.48 ***	0.09	0.38 ***	0.1					0.48 ***	0.09	0.35 ***	0.09
結婚決定 (probit)			係数	標準誤差			係数	標準誤差			係数	標準誤差
定数項			0.63	0.632			1.29 **	0.596			1.39 **	0.633
最適結婚年齢			-0.01	0.016			-0.01	0.015			-0.02	0.017
未婚者割合			-2.65 ***	0.440			-2.33 ***	0.412			-2.78 ***	0.440
[高卒未満]												
短大・高専卒			-0.42 **	0.163			-0.42 ***	0.154				
大学卒			-0.47 **	0.213			-0.42 **	0.197				
[正規・500人未満]												
自営			-0.31	0.305							-0.17	0.331
正規・500人以上			0.18	0.245							0.11	0.149
それ以外			0.13	0.156							0.06	0.282
サンプル数	511		511		511		511		511		511	
対数尤度	-705.4		-588.2		-717.5		-609.1		-705.9		-601.0	
AIC	1426.8		1208.3		1445		1238.1		1423.8		1226	
結婚発生確率			0.72				0.71				0.73	
打ち切りサンプル	177		177		177		177		177		177	

\*\*\*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。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) 上のように求めた女性の主観的な最適結婚タイミングの世代間の違いは、後の世代ほど 20 代で最適タイミングを迎える人が減ることを示している。このことは、わが国で観察されている 20 代での結婚減少を説明できると考えられる。
- (3) 女性的主観的な最適結婚タイミングの他に、結婚市場に残存している女性未婚者の割合で代理した求婚確率も結婚行動に影響を与えることが明らかとなった。このことは、近年の 30 代での結婚増を説明できる。
- (4) SPD モデルによる分析の結果、晩婚化だけではなく非婚化も進行しており、最終的にはほぼ全ての人が結婚するという仮定は現実的ではないことが明らかになった。

## 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.



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.