

Kanagawa University Economic Society  
Discussion Paper No. 2014-01

## 実親所得の低下タイミングと結婚行動(改訂)<sup>†</sup>

2013/04/24

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)

---

<sup>†</sup> Kanagawa University Economic Society Discussion Paper No. 2013-02 (2013/08/12)  
の改訂版

## 実親所得の低下タイミングと結婚行動（改訂）<sup>†</sup>

2014年4月24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) 結婚と親の所得低下のタイミングには強い関係があり、娘は親の引退（あるいはその予想）を結婚のきっかけとしている可能性が高い。つまり、乗り換えモデルで説明する結婚は、親の引退前では親の引退が娘にとって現実的なものとなってから引退まで、親の引退後に発生する結婚については引退前から婚活を始めたが実際に結婚するまでに時間がかかったケースと考えることが妥当である。
- (3) 平均貯蓄性向を時間選好率の代理指標として用いた場合、乗り換えモデルから予想されるように時間選好率が大きい人は遅く結婚し、小さい人は早く結婚する傾向がデータから明らかになった。
- (4) 乗り換えモデルからは、将来の所得系列の予想しやすさが結婚タイミングに影響を与えることが示されるが、実際のデータからも賃金の年功制が弱まり、雇用の安定性が低下した時期の結婚タイミングが遅くなっていることが見いだされた。

---

<sup>†</sup>本稿は、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」の個票データを用いています。

\* 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. 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なり、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ということである。

### 1.2. 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、[小原 & ディーグル, 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。

### 1.3. 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 2 種類のアプローチで実証分析を行った。1 つは、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結婚確率に与える影響を求めるものであり、もう 1 つは女性の父親の所得変動時点に着目して間接的に結婚行動に与える影響を推定するものである。

前者は理論的には直接的な方法であるが、推定式に入れる期待収入を計算する過程が複雑であり、外部条件が変化した際に初婚行動にどのような影響がでるかが分かりづらい。後者はシンプルな方法で集計しているため影響の評価がしやすいが、理論的には若干のジャンプがある。

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、それぞれの  $y$  方法での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. 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

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

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いて求婚してきそうな男性の所得に対する女性の主観的期待値である。 $n_i(t)$  は女性  $i$  が  $t$  歳時の世帯員数、 $g()$  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。

(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。

<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。

そのため、本論文では [Stock & Wise, 1990] の option value の考え方を「 $m$  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」という形で利用し、さらに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。その結果、 $m$  歳で最大化すべき式は以下のようになる。

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

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ケースと、年功的な賃金カーブを前提として、親の収入が引退などによって急減するタイミングを  $S_i^*$  の代わりに使って推計を行うケースの 2 つの推計を行った。

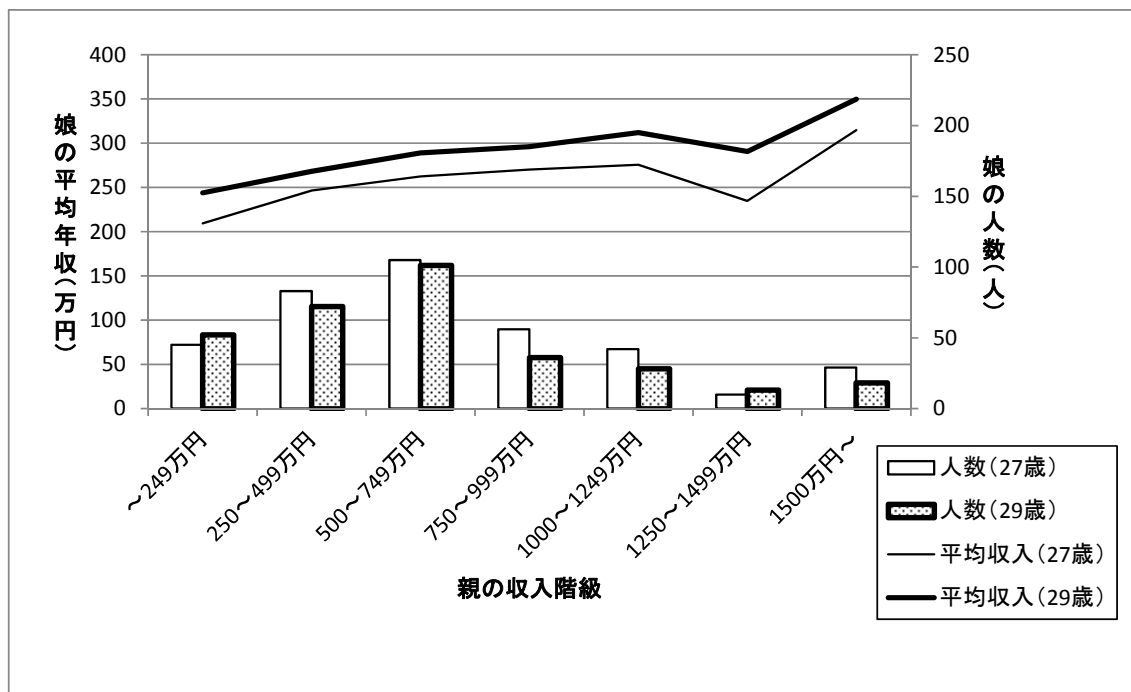
### 3. 乗り換えモデルおよび標準 (Becker) モデルから予想される性質

#### 3.1. 夫と妻の所得格差

男女の所得格差について、乗り換えモデルでは女性自身の所得を意思決定に利用していないため直接の効果はないはずである。ただし、父の所得と娘の所得に正の相関があれば、間接的に所得が高い女性は所得が高い男性と結婚する傾向が出る可能性はある。標準モデルでは、男女の生産性格差が大きければ結婚が促進されるはずであるから、同じような属性で結婚するケースは、結婚しないケースと比べて男女の所得格差は大きいことが期待される。

本パネル調査で親の収入と娘の平均収入をプロットすると図 1 のようになり、親の収入と娘の平均収入には正の相関があるように見える。このため、本パネル調査の範囲では乗り換えモデルが成立していれば Becker モデルからは考えにくい高収入者同士の結婚が見いだされることが期待できる。 [小川,

2012]ではこの点について実際に結婚している夫婦の妻は結婚前年収、夫は結婚後年収を用いて分析し、「所得が高い女性は所得の高い男性と、所得が低い女性は所得が低い男性とペアを作っている」と結論づけている。



資料：本パネル調査 1993~2008年

図 1 親収入と娘収入の関係

### 3.2. 妻の親の所得減少と結婚タイミング

標準モデルでは、意思決定モデルに妻の親の所得は含まれない。そのため、妻の親所得が定年退職などの引退過程で大きく減少しても結婚タイミングとは無関係なはずである。一方、乗り換えモデルでは妻の親所得が大きく減少すれば夫候補との所得格差が減少、あるいは逆転するため、結婚タイミングと大きく関係することが予想できる (図 2)。

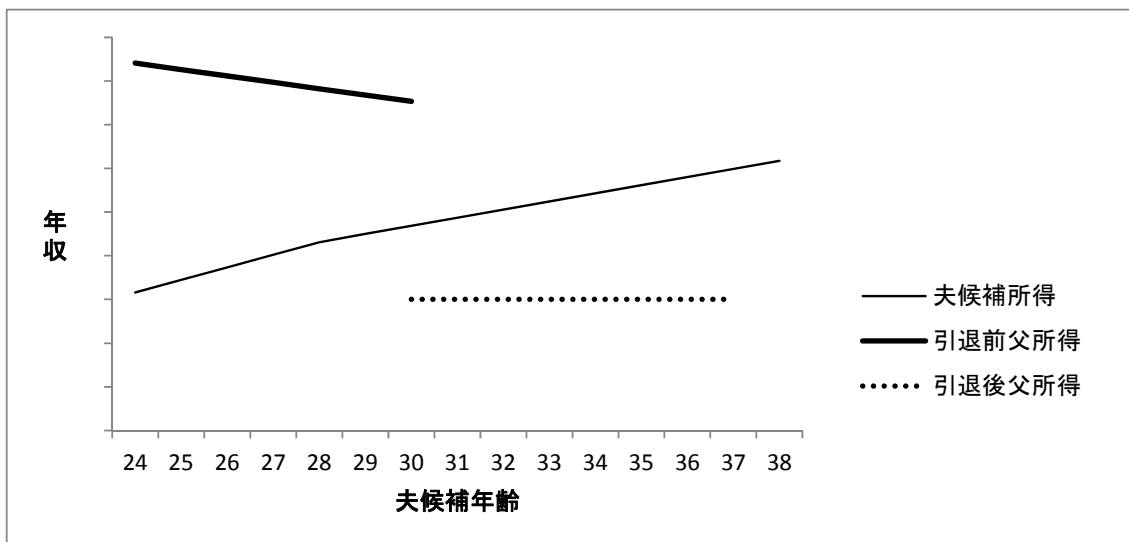


図 2 夫候補と父親の所得変動（模式図）

また、所得の変動過程が図 2 のようになっている場合は、父の所得が急低下するタイミング（図 2 では夫候補が 30 歳）以降では  $G_m(S_i^*)$  が負となるはずであり、乗り換えモデルに従えば親の所得が急減するタイミングが結婚タイミングの上限年齢<sup>2</sup>になる可能性が高く、このタイミング以降の結婚はそれほど多くないことが予想される。父の所得が急低下する時点の前であっても  $G_m(S_i^*)$  が負となる人タイミングに差が出つつ生じ、乗り換えが発生するはずである。そのため、乗り換えによる結婚は緩やかに増えてくることが期待され、左右非対称な分布になることが予想される（図 3）。

図 3 の横軸は引退過程で親の所得に大きな減少変動が生じた年と、乗り換え条件が成立した年の差を表している。たとえば親の所得変動年齢が、夫候補の年齢で 30 歳の時に発生している場合、横軸の値が 0 であれば乗り換え条件が成立した時には夫候補は 30 歳であり、-1 であれば乗り換え条件が成立した時には 30 歳の 1 年前で 29 歳ということになる。

<sup>2</sup> 実際には「結婚する」という意思決定をしてもすぐに結婚できるとは限らないため、親世代の収入が急減した後であっても何年かは乗り換えモデルによる結婚は発生しうる。



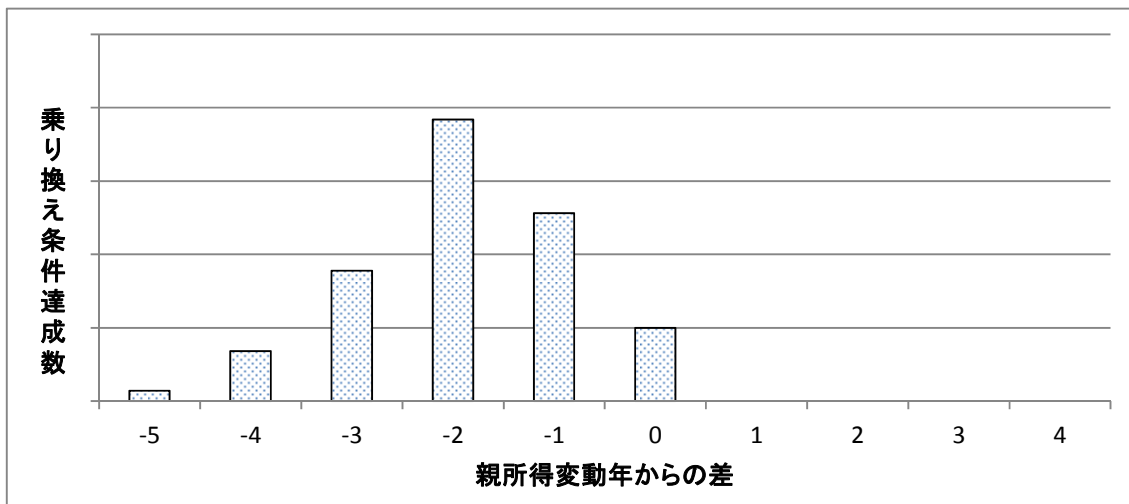


図 3 親所得変動と乗り換え条件成立数（模式図）

### 3.3. 時間選好率

(2)式にあるように、乗り換えモデルでは将来の所得系列の評価には時間選好が影響してくる。女性の年齢が上がるに従い、父親の所得は低下し、夫候補の所得は上昇すると考えられるが、時間選好率が高い（小さい）女性は現在の高い父親の所得を大きく（小さく）評価し、将来の父親の低所得および夫候補の高所得は小さく（大きく）評価するため乗り換えのタイミングが遅くなる（早くなる）ことが予想される。図 2 の所得変動を前提として時間選好率の大小で乗り換え条件達成数を比較すると図 4 のようになるはずである。

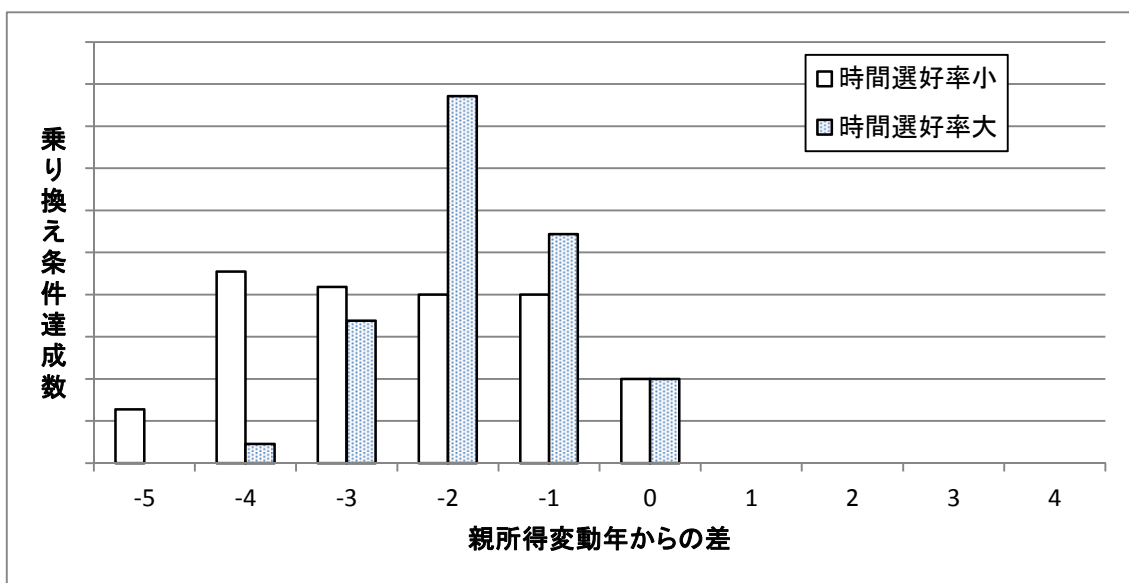


図 4 時間選好率による乗り換え条件達成タイミングの差（模式図）

標準モデルで時間選好率がどのような影響を与えるかについては、所得をどのようにモデルに組み込むかのセットアップに依存する。

### 3.4. 夫と妻の親との所得格差

標準モデルでは、意思決定モデルに妻の親の所得は含まれない。これは、1人世帯の男女が結婚して2人世帯を構成するというモデルのセットアップから当然である。一方、乗り換えモデルでは妻の父親の所得と夫候補の所得の将来系列が乗り換えの意思決定に直結しており、親所得が夫候補所得に対して相対的に低い（高い）方が、結婚年齢を引き下げる（引き上げる）ことが予想される。

## 4. データの取扱

### 4.1. 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。

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使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。

親の所得変動タイミングのみを見る集計方法では、夫候補の所得は必要ない。

### 4.2. 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。

親の所得変動タイミングを見る際はこのデータが重要であるが、最初に前年のデータよりも所得階級が落ちた年を所得変動年として扱っている。この場合は所得が変動したかどうかしかチェックの対象としないため、階級区分が荒いことは特に問題とはならない。欠損値については、 $G_m(S_i^*)$ を計算するケースと同様に、欠損値は前年と変動がなかったものとして扱っている。

#### 4.3. 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。

親の所得変動タイミングを見る際には、時間選好率の代理変数として代理変数として女性本人名義の金融資産を用いる。ただし、単純な金融資産総額ではなく年齢と年収で補正するために平均貯蓄性向に相当する値を計算して利用する。

#### 4.4. 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3年から9年の間で動かした。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。

親の所得変動タイミングを見る際には、マクロに日本の雇用システムが大きく変動したとされている1998年を区切りとしてほぼ前後の結婚数が同じになるよう1993~1999年と2000~2008年の2区間に分け、前者を長期予想が可能だった時代、後者を予想期間が短期化した時代を表すと仮定した。

### 5. 推定1： $G_m(S_i^*)$ を直接推定

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、パネルデータの特徴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 $G_m(S_i^*)$ を用いて結婚行動の分析を行った。

### 5.1. 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>3</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7以上になると個人数が大きく減るが、これは2003年に追加されたコホートCが今回利用可能だった2009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<sup>4</sup>。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。

表 1 推計期間とサンプル数、個人数

<sup>3</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。

<sup>4</sup> 2008年調査から追加されたコホートDは最初から計算対象に入っていない。

$p$	サンプル数	個人数
3	3691	547
4	3397	547
5	3074	547
6	2741	547
7	2354	322
8	2153	322
9	1927	322

## 5.2. 推定方法

パネルデータというデータの特性を活かすため、random effect を仮定して panel probit 推定を行った。被説明変数は  $m$  歳時点で既婚ならば 1、未婚ならば 0 を取る。説明変数は (1) 本人の年齢、(2) 結婚を 1 年先延ばしした場合の期待収益をベースに、[北村 & 坂本, 2007] で有意であった (3) 学歴ダミー、(4) 初職ダミーを加えている。また、(2) については、(a)  $G_m(S_i^*)$  そのもの、(b)  $G_m(S_i^*) \geq 0$  ならば 1、それ以外は 0 のダミー変数化したもの、(c)  $G_m(S_i^*)/V_m(m)$  で相対的な変動に変えたもの、の 3 パターンを試している。学歴ダミー、教育ダミーの入れ方 (入れない、学歴ダミーのみ、教育ダミーのみ、学歴、教育の両ダミー) と結婚を 1 年伸ばした場合の期待収益の変数が 3 種類で、推計式は 12 種類となる。更にそれぞれの推計式に対し、 $p$  と割引率を変えて推計を行ったため、全部で 252 通りの推計を行ったことになる。表 2 に  $p=6$  での変数概要、表 3 に計算した 12 種類の推計式を示す。

本論文で初めて導入された「結婚を先延ばしした場合の期待収益」の符号と有意性についてまとめたものが表 4 および表 5 である。表中で+は 10%、++は 5%、+++は 1%水準で有意に正であることを示す。-も同様に有意に負であることを示している。空白は係数が有意でなかったことを意味している。

(4) 式より、結婚を先延ばしした場合の期待収益の係数は負であることが予想されるが、 $G_m(S_i^*)$  そのものを用いた (a) ではほぼこの条件は満たされており、乗換モデルは支持されたと言えるだろう。

表 2 基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小	最大	件数	欠損値数
結婚選択ダミー	0.71	0.45	0	1	2741	0
本人年齢	29.12	2.89	24	34	2741	0
$G_m(S_i^*)$	412.23	1130.53	-2423.093	4880.40	2741	0
$G_m(S_i^*)/V_m(m)$	0.20	0.53	-1	2.54	2741	0
$G_m(S_i^*)$ ダミー	0.51	0.50	0	1	2741	0
中学校卒	0.02	0.13	0	1	2741	0
専門学校・専修学校卒	0.19	0.40	0	1	2741	0
短期大学・高専学校卒	0.28	0.45	0	1	2741	0
大学・大学院卒	0.21	0.41	0	1	2741	0
初職（自営業・家族従業者）	0.01	0.10	0	1	2632	109
初職（正規就業・企業規模500人以上）	0.38	0.49	0	1	2632	109
初職（正規就業・企業規模500人未満）	0.48	0.50	0	1	2632	109

表 3 推計式と変数

推計式	被説明変数	説明変数			
1-a	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$		
1-b	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$ ダミー		
1-c	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)/V_m(m)$		
2-a	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$	学歴ダミー（高校卒がベース）	
2-b	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$ ダミー	学歴ダミー（高校卒がベース）	
2-c	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)/V_m(m)$	学歴ダミー（高校卒がベース）	
3-a	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$		初職ダミー（非正規がベース）
3-b	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$ ダミー		初職ダミー（非正規がベース）
3-c	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)/V_m(m)$		初職ダミー（非正規がベース）
4-a	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$	学歴ダミー（高校卒がベース）	初職ダミー（非正規がベース）
4-b	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)$ ダミー	学歴ダミー（高校卒がベース）	初職ダミー（非正規がベース）
4-c	結婚選択ダミー	本人年齢	$G_m(S_i^*)/V_m(m)$	学歴ダミー（高校卒がベース）	初職ダミー（非正規がベース）

表 4 「結婚を先延ばしした場合の期待収益」の係数符号と有意性 (1)

推計式 1-a

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	---	---	---
	4	---	---	---
	5	---	---	---
	6	---	---	---
	7	---	---	---
	8	---	---	---
	9	---	---	---

推計式 2-a

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	---	---	---
	4	---	---	---
	5	---	---	---
	6	---	---	---
	7	---	---	---
	8	---	---	---
	9	---	---	---

推計式 1-b

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3			
	4	-	--	-
	5	-	--	--
	6	--	--	---
	7			
	8	-	--	-
	9	--	--	--

推計式 2-b

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3		+	
	4			+++
	5	++	++	
	6			
	7			
	8	-	-	-
	9	--	---	---

推計式 1-c

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	--	--	--
	4	--	---	---
	5	---	---	---
	6	---	---	---
	7		--	--
	8			---
	9		---	---

推計式 2-c

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	++	++	
	4		+++	+++
	5	---	---	---
	6	+		
	7	---	---	---
	8		-	-
	9			---

表 5 「結婚を先延ばしした場合の期待収益」の係数符号と有意性 (2)

推計式 3-a

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	---	---	---
	4	--	--	---
	5	---	---	---
	6	---	---	---
	7	---	---	---
	8	++	+	---
	9	---	+	---

推計式 3-b

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3			
	4			
	5			
	6		-	-
	7			
	8			
	9			

推計式 3-c

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	---	--	---
	4	---	---	---
	5	---	---	---
	6	---	---	---
	7			
	8	++	++	+
	9	++	++	+

推計式 4-a

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	---	---	
	4	-	---	---
	5		---	---
	6		---	---
	7	+	---	--
	8	---	---	---
	9	---	---	---

推計式 4-b

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3			
	4	--	--	--
	5			
	6			
	7	-	-	-
	8	---	---	---
	9	---	---	---

推計式 4-c

		割引率		
		0.03	0.1	0.2
計 算 期 間	3	--	--	--
	4	-	-	-
	5			
	6			
	7	+	+	---
	8	+++	---	---
	9	-	---	---

### 6. 推定 2：親の所得変動タイミング

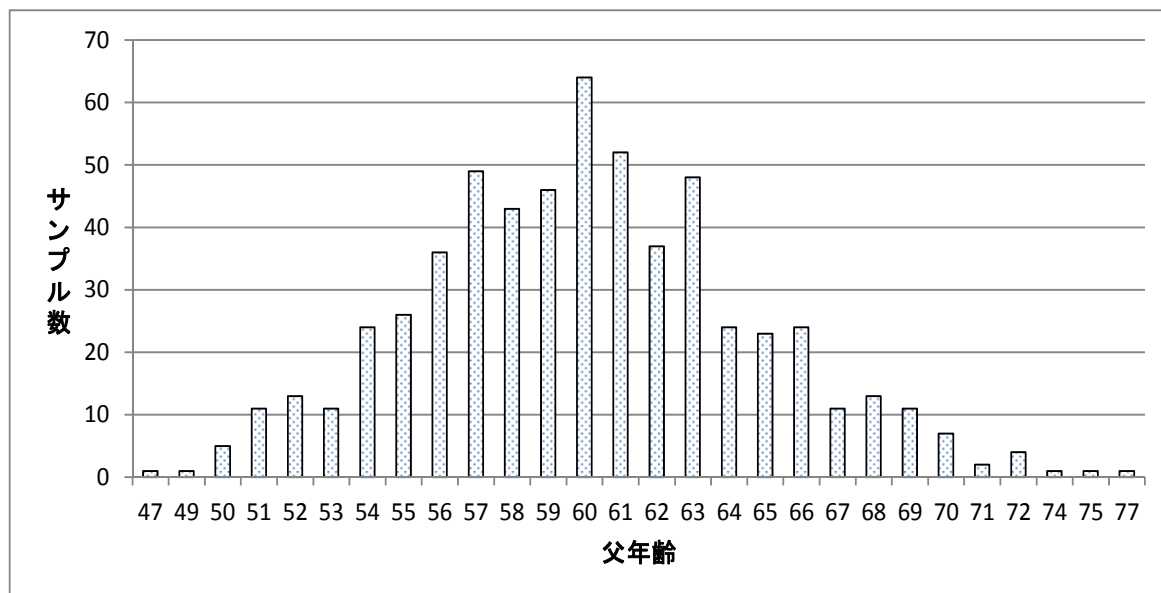
5節では直接的に乗換モデルでの実証分析を行ったが、 $G_m(S_i^*)$ を使った分析は $G_m(S_i^*)$ の計算が煩雑であるため、外部条件が変化した場合に $G_m(S_i^*)$ がどう変化し、結果としてどのように結婚行動が変化するかを評価しにくい。そこで、本節では $G_m(S_i^*)$ の代理指標として親の所得が減少するタイミングをとって分析を行った。



今回の分析対象は初婚行動であるため、本パネル調査の各コホートの調査開始時（1993, 1997, 2003, 2008年）に（1）結婚していた、（2）父親が無業者だった、（3）父親が死亡していた、サンプルは集計対象としていない。その結果、集計対象サンプルは 1375 となった。

### 6.1. 妻の親所得変動タイミング推定

本パネルデータでは両親の昨年収入階級を調査しているが、この設問はあまり回答率が高くなく、単純に前期の値との比較を行うと欠損値のためデータの件数が確保できなかった。そのため「親の状態が変化すれば回答する」という仮定をおいて、無回答の調査年については、その直前の有効な回答がそのまま継続しているものとして処理した。また、複数回収入が変動している場合には、変動幅が一番大きい変動を「所得変動タイミング」として扱っている。まず、父の年齢別の所得変動数を図 5 に示す。予想される通り、60 歳近辺にピークを持つ分布となっており、親収入の変動タイミング推定方法が妥当であると言えるだろう。



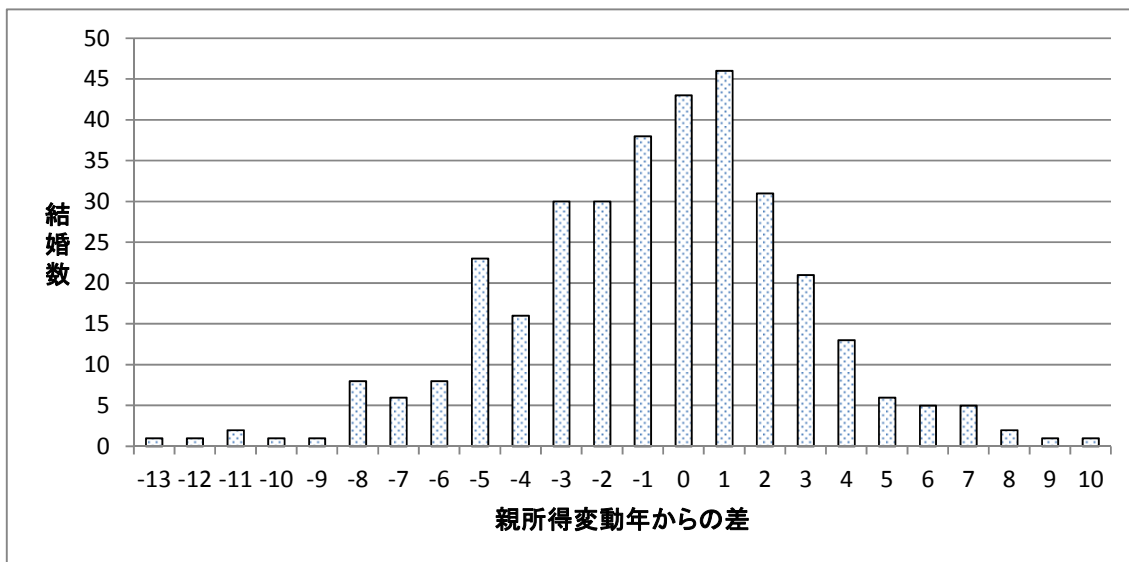
資料：本パネル調査 1993～2008 年

図 5 親収入減少タイミングと父親年齢

### 6.2. 親所得減少と結婚タイミング

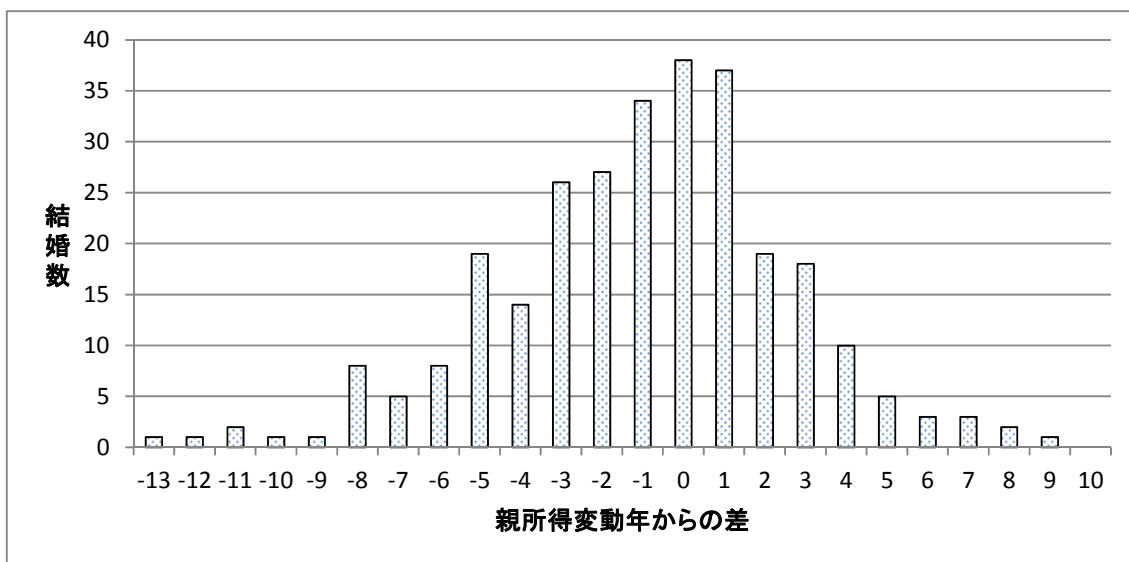
模式的に図 3 で示した親の収入変動と結婚タイミングの時間的な関係を本パネルデータから求めたものを図 6～図 8 に示す。これらのグラフでは、調査期間内に発生した未婚→既婚への変化年から親の所得低下年を減じた差分を横軸に用いて結婚数を数えている。すなわち、横軸の値が 0 ならば、親の所得が大きく低下したその年に結婚が発生し、-1 ならば親の所得が大きく低下する 1 年前に結婚していることを示している。

図 6 では、(1)結婚タイミングは左右非対称に発生しており、ピークに至るまではなだらかに上昇し、ピーク後は急激に低下している、(2) ピークは親所得変化年の 1 年後であるという特徴が観察できる。図 3 での予想と (1) は合致しているが、(2) は図 3 で予想している所得変化の前にはなっていない。この点については所得変動のタイミング直前になってから婚活をしてもすぐには相手が見つからない可能性があるため、全体に右にシフトしていると考えれば説明可能である。



資料：本パネル調査 1993～2008 年

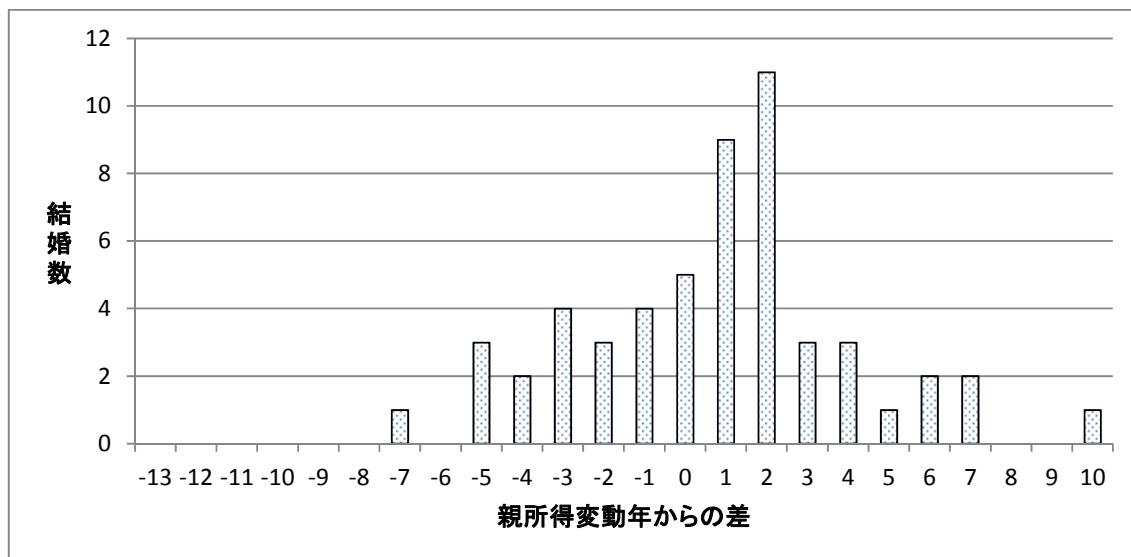
図 6 親所得変動と結婚タイミング (全結婚)



資料：本パネル調査 1993～2008 年

図 7 親所得変動と結婚タイミング (結婚前同居)

乗り換えモデルで前提としている結婚前の親との同居ケース<sup>5</sup>に限定して集計したものが図 7 である。全結婚と比較すると、結婚のピークが親所得変動年と同じ年になっており、さらに左右非対称の程度が大きくなるなど、乗り換えモデルから予想される傾向がより強く出ていることが分かる。



資料：本パネル調査 1993～2008 年

図 8 親所得変動と結婚タイミング（結婚前非同居）

さらに、乗り換えモデルでは本来カバーできないはずの結婚前非同居のケースについて集計したものが図 8 である。この場合も親の所得変動から 1 年後および 2 年後に結婚のピークが存在しているが、このピークの形成原因は明らかではない。また、ピークの前後も急激に落ち込んでおり乗り換えモデルから予想される形状とは異なっている。

### 6.3. 時間選好率と結婚タイミング

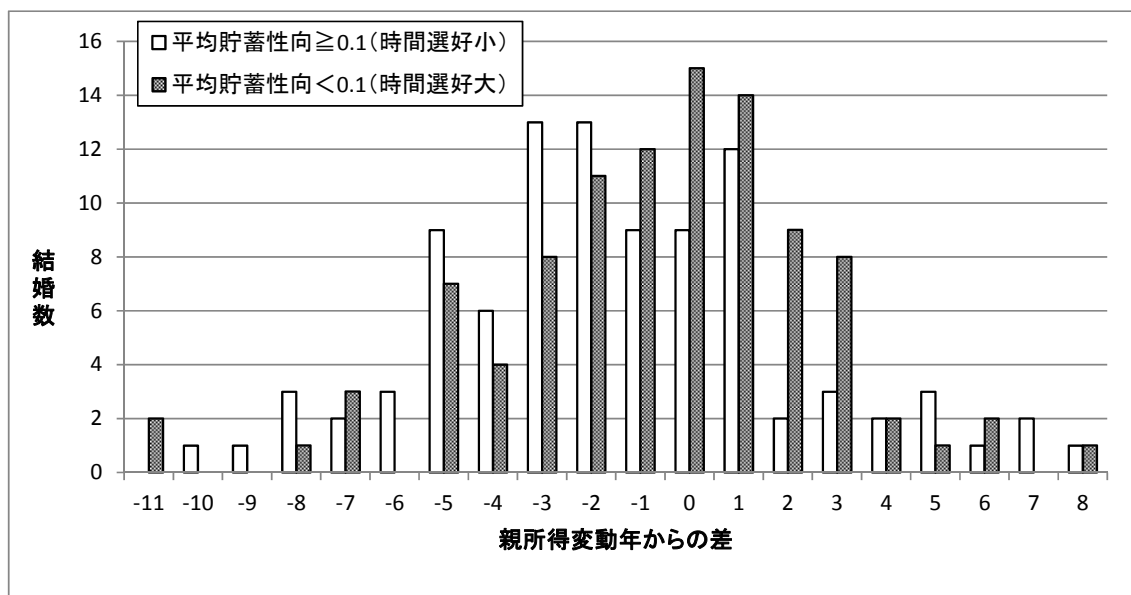
本パネル調査には直接的に時間選好率を聞いている設問は存在しないため、金融資産額あるいはそこから計算した値を代理変数として用いることになる。[小川, 2012]では金融資産総額を代理変数として集計を行ったが、乗り換えモデルから期待される結果は得られなかった。

本研究では、金融資産総額を直接用いるのではなく年齢および収入の影響を補正するために金融資産総額 ÷ (年齢 - 20) を平均貯蓄額と考え、平均貯蓄額 ÷ 結婚前年年収を平均貯蓄性向として計算した。時間選好と貯蓄性向の関係は、一般に貯蓄性向が大きければ時間選好率は低く、貯蓄性向が小さければ

<sup>5</sup> 回答の選択肢としては「親と同一建物で、生計を共にしている（同居世帯）」「親と同一建物で、生計が別（準同居世帯）」「親と同一敷地内の別建物に居住（準同居世帯）」の 3 つを「同居」それ以外を「非同居」としている。

時間選好率は大きいと仮定できる。

この集計結果を図 9 に示す。なお、図 9 では乗り換えモデルと整合性が高いと考えられる結婚前同居サンプルに限定して集計を行っている。この集計からは時間選好率が大きい（平均貯蓄性向が小さい）人はより親の所得変動に対して遅く結婚し、時間選好率が小さい人（平均貯蓄性向が大きい）はより早く結婚する傾向があるという結果が得られた。この結果は、乗り換えモデルを前提とした図 4 と同じ傾向を示しており、乗り換えモデルの有効性を支持していると言えるだろう。



資料：本パネル調査 1993～2008 年

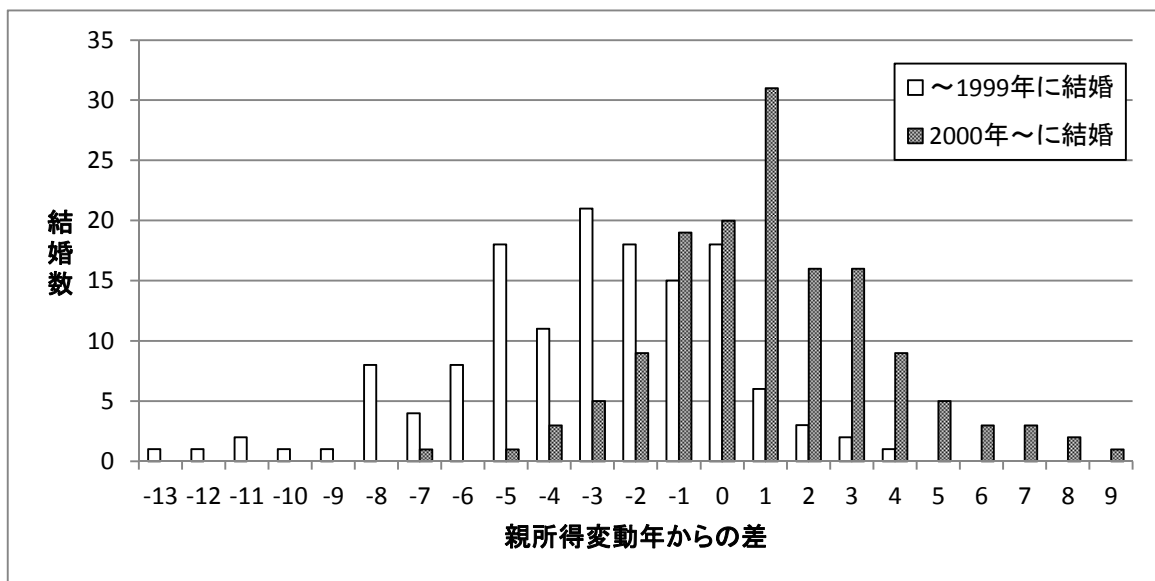
図 9 平均貯蓄性向と結婚タイミング

#### 6.4. 所得系列の予測期間と結婚タイミング

所得系列の予想可能期間は、上述の通り年功制が強い賃金制度での安定した雇用が前提とされている場合は比較的長く取ることが可能であるが、成果主義的な賃金制度あるいは不安定な雇用ではあまり遠い将来についてまで予測することは難しいと考えられる。どの程度先まで考えているかについて適切なデータは調査票に存在しないため、4.4 で定義したように、結婚時期が 1999 年以前であるか、2000 年以後であるかを指標として、1999 年以前は長期予想が可能だった時期、それ以降は短期の予想しかできなくなった時期として集計を行った。乗り換えモデルから予想される結果では、**エラー！参照元が見つかりません**。に示したように長期の予想が可能なら結婚タイミングが早まり、短期の予想しかできなければ遅くなる。実際の集計結果は図 106 に示した通りであり、1999 年までの結婚は親の所得変動年より前の時期に発生しているが、その後の結婚は変動年より後で発生している。これは乗り換えモデルから予

6 なお、この集計も同居および準同居のみに限定して行っているが、全サンプルであっても結論に大きな違いは出ない。

想される結論と一致している。



資料：本パネル調査 1993～2008年

図 10 所得予想期間長短と結婚タイミング

## 7. 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) 結婚延期の option value による乗換モデルの検証

フローの所得ではなく、親および夫候補の将来の所得系列の推計値から求めた結婚延期の option value を用いて集計を行うことにより、乗換モデルで予想されるように親と夫候補の所得系列が結婚行動に影響を与えることが示された。

### (2) 結婚のタイミングと親の所得変動のタイミング

乗り換えモデルが前提とす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、夫候補の所得が上昇していく過程よりもむしろ親の引退過程における所得低下が重要である。本論文ではこの点に注目し、親の所得変動タイミングと結婚イベント発生タイミングについて集計を行ったところ、乗り換えモデルから予想されるように結婚の発生は親の所得変動の前後で非対称に発生していることが明らかになった。このことは、親世代の所得低下のタイミングが娘の結婚タイミングを規定する大きな要因である可能性を示唆している。つまり、乗り換えモデルで説明する結婚は、親の引退前では親の引退が娘

にとって現実的なものとなってから引退まで、親の引退後に発生する結婚については引退前から婚活を始めたが実際に結婚するまでに時間がかかったケースと考えることが妥当である。

この結論はおそらく親の引退前である 20 代の結婚には乗り換えモデルがかなり有効であるが、定年後の親が多くなる 30 代については説明力が弱いという [小川, 2003]におけるマクロデータ分析結果と整合的である。

### (3) 結婚のタイミングと時間選好率

平均貯蓄性向を時間選好率の代理指標として用いた場合、結婚タイミングは乗り換えモデルから予想されるとおり時間選好率が高い人は遅く、小さい人は早く結婚するという結論が得られた。 [小川, 2012]では金融資産総額を用いて乗り換えモデルと逆の結果が得られたが、年齢と収入を考慮した平均貯蓄性向にしたことによって、より適切な時間選好率の代理変数が得られたと考えていいだろう。

### (4) 結婚のタイミングと将来所得の不確実性

将来の所得系列の予測しやすさを、結婚タイミングでの雇用環境変化で代理した集計結果では、乗り換えモデルから予想されるとおり年功制が弱まり、雇用の安定性が脆弱になった時期は結婚タイミングが遅くなるという集計結果が得られた。近年の若年者を取り巻く不安定な雇用環境が晩婚化をさらに加速している可能性を示唆している。ただし、分析時期が雇用環境の不安定化や初婚年齢の上昇が単調に進んでいる時期に限られているため、この分析結果が頑健であるかどうかは不明である。

## 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.

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.