

Kanagawa University Economic Society
Discussion Paper No. 2017-03

結婚の価値を最大化する初婚年齢と 結婚タイミング

2017/12/19
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

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

2017年12月18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 [小椋 & ディークル, 1992]、[滋野 & 大日, 1998]、[樋口 & 阿部, 1999]、[水落, 2010]。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いことによるものである。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結婚の価値を最大化する初婚年齢 (最適初婚年齢)」を計算し、実際の結婚タイミングをサバイバル分析で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 (以下、家経研パネル)」の個票データ (1993~2012) であり、以下のような結論を得た。

- (1) 調査期間内に結婚した人の結婚までの期間については、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最適初婚年齢とパネルに入った時の年齢の差で説明可能である。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) 調査期間内に結婚しなかった人も含むサンプルを用いたサバイバル分析では、最適初婚年齢は有意ではなかった。家経研パネルでは最終的な初婚経験割合は7割程度であり (図 3)、全ての人が結婚することを前提とするサバイバル分析は不適切な可能性が高い。
- (3) 最終的に結婚しない人が存在すること許容する Split Population Model によるサバイバル分析では、最適初婚年齢とパネルに入った時の年齢の差は結婚確率には有意に影響しているが、結婚までの期間に対する影響は有意とならなかった。
- (4) 本論文で最適初婚年齢を計算するために用いている女性の行動モデルでは、女性は求婚された場合に、経済的な条件さえ合えば結婚する意思が常にあることを前提としている。しかしながら実際には最初から結婚する気のない人もサンプルには含まれており、女性の結婚に対する態度を反映した最適初婚年齢決定モデルの作成が今後の課題である。

* 神奈川大学 経済学部 santa@econ.kanagawa-u.ac.jp

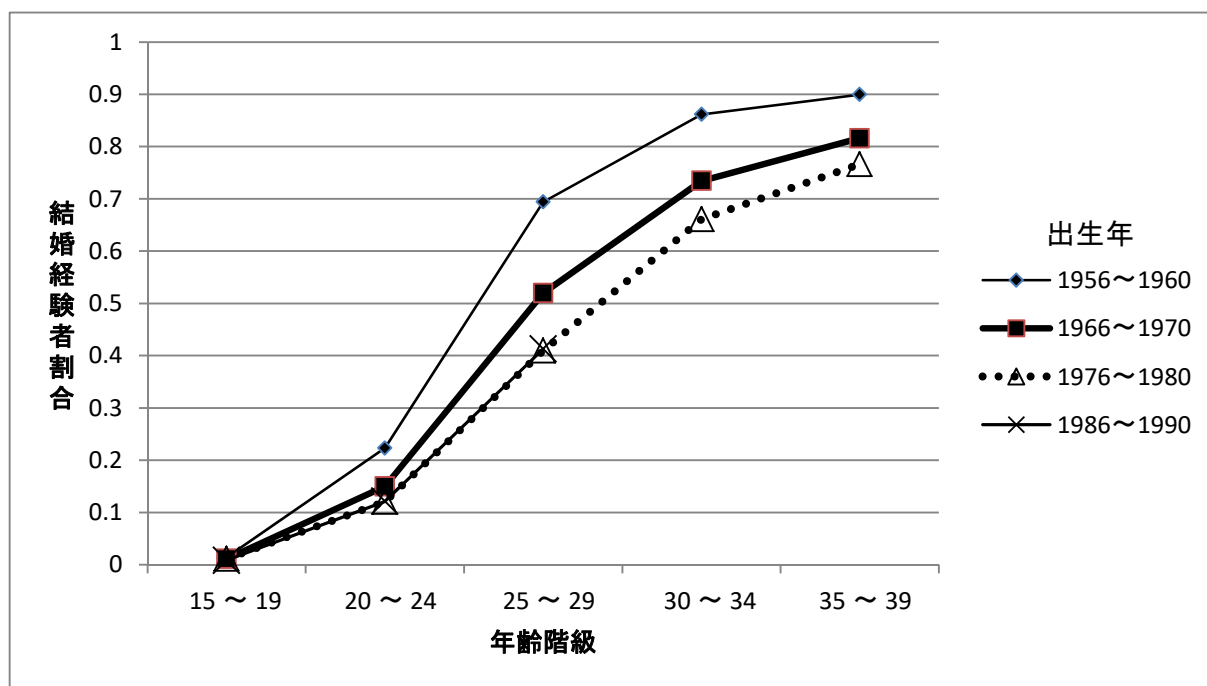
1. 結婚の標準モデルとわが国での初婚行動に関する先行研究

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HORT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HORTでは年調査では90%程度だったものが、20歳若い1976～80年コHORTでは77%程度と13%ポイントも低下している。ただし、コHORT間での差は1956～60年コHORTと1966～70年コHORT間で大きいですが、1976～1980年コHORTと1986～1990年コHORT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

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HORTの20～24→25～29は(1980年の20～24歳未婚者数-1985年の25～29歳未婚者数)÷1980年の20～24歳未婚者で計算した値である。

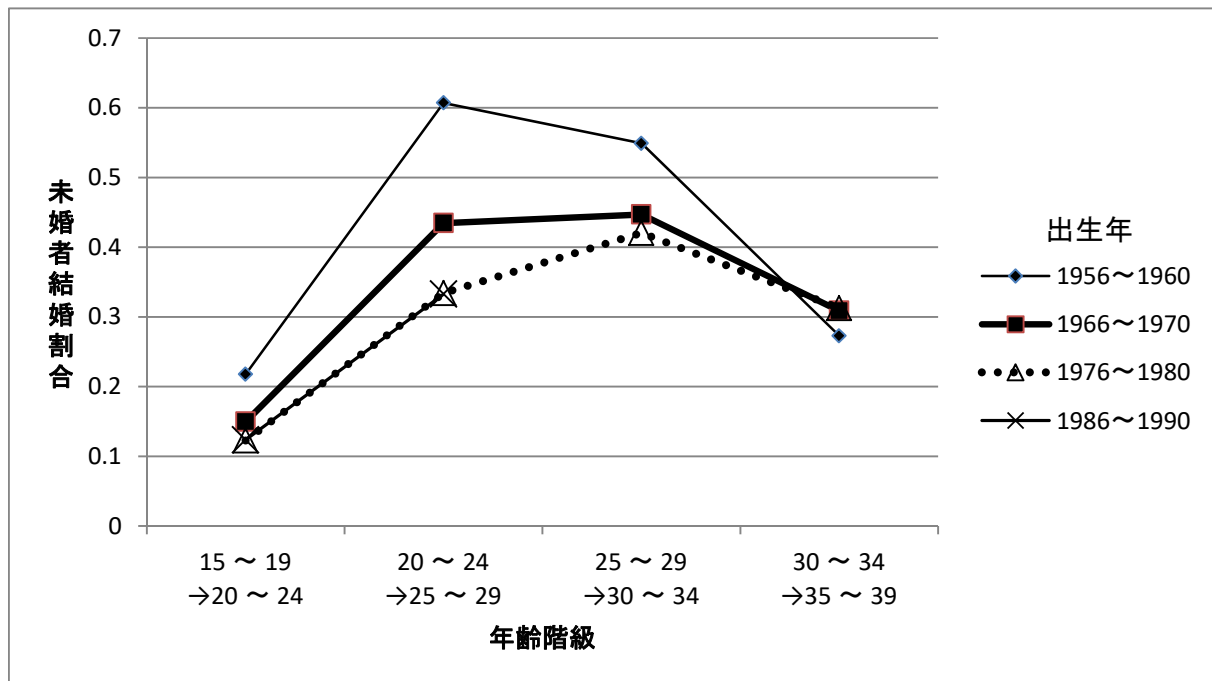
特徴2で説明したように、20代での結婚は若い世代ほど大幅に減少している。特に20～24→25～29

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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¹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年間の結婚割合

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。

¹ 文部科学省『文部科学統計要覧』平成27年版

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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」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。

本論文では、未婚女性が親と同居している状態から結婚による夫との二人世帯に変化することを「乗り換え」と呼び、以下に説明するモデルで、女性が乗り換えの意思決定をどのように行うかを説明する。

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

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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受用している状態」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受用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²、父親と夫候補の所得を用いて

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

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 β 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

² 「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ない。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

は結婚前の親所得の現在価値、第2項は結婚後の夫所得の現在価値を表す。

(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るかもしれない。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、 $t=0$ で生涯を予見した上で最適な S_i を決定すると考えることが現実的とは思われない。さらに、結婚は一人ではできないため、女性が主観的に決定した最適な結婚年齢 S_i で結婚できるかどうか不明である。

そのため、本論文で用いる最適な結婚年齢 S_i の決定ではより制限したモデルを利用する。

2.2.1. 予想開始時期と予想期間の制限

(1)式では判断を誕生直後の $t=0$ 時点で行い、予想期間は一生の終わりまでであったが、より現実的なモデルとするために、以下の制限を行った。

- a. 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。
- b. 将来の所得系列を推定する期間を一生の終わりまでではなく、 m 歳から比較的短い期間 (p 年間) に限定する。

このような限定を行うことにより、(1)式は以下のように書き直すことができる。

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

2.2.2. 求婚確率の制限

(2)式は女性が希望したタイミング S_i で必ず結婚できるという仮定をおいているが、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女性が主観的に決定した乗り換えタイミング S_i にどの程度求婚されるかによって大きく左右されることが予想される。そこで、主観的に決定した S_i 歳の時に求婚される求婚確率 $M_i(S_i)$ を導入する。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。

以上の変更を加えると、 m 歳で最大化すべき式は(3)式となる。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 S_i 歳で求婚され乗り換えに成功した場合の夫の所得、第3項は S_i 歳で求婚されず乗り換えに失敗した場合の父親の所得を表す。第4項は、 S_i 歳で求婚されず乗り換えに失敗した場合、 S_i+1 歳以降での最適な乗り換えタイミングでの期待所得を表すが、 $S_i = m+p$ の時には S_i+1 歳は考慮している期間の外となるため第4項は計算しない。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

$$\begin{aligned}
 V_i(S_i, m, p) = & \left[\begin{aligned}
 & \sum_{t=m}^{S_i-1} \beta^{t-m} g(F_i(t), n_i(t)) \\
 & + M_i(S_i) \sum_{t=S_i}^{m+p} \beta^{t-m} g(H_i(t), n_i(t)) \\
 & + (1 - M_i(S_i)) \beta^{S_i-m} g(F_i(S_i), n_i(S_i)) \\
 & + (1 - M_i(S_i)) \max_{S_i+1 \leq k \leq m+p} V_i(k, S_i + 1, p - (S_i + 1 - m))
 \end{aligned} \right. & \text{if } S_i < m + p \\
 & \left[\begin{aligned}
 & \sum_{t=m}^{S_i-1} \beta^{t-m} g(F_i(t), n_i(t)) \\
 & + M_i(S_i) \sum_{t=S_i}^{m+p} \beta^{t-m} g(H_i(t), n_i(t)) \\
 & + (1 - M_i(S_i)) \beta^{S_i-m} g(F_i(S_i), n_i(S_i))
 \end{aligned} \right. & \text{if } S_i = m + p
 \end{aligned} \tag{3}$$

2.2.3. 最適な結婚タイミングの決定

このモデルで考えている結婚は、未婚状態から結婚状態への一度しか行えない状態遷移である上、過去に戻って意思決定をやりなおすこともできない。そのため、 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 $V_i(m, m, p)$ と、 $S_i > m$ であるような S_i で結婚した場合の $V_i(S_i, m, p)$ を用いて、結婚を先延ばしにした場合の期待利得 $G_i(S_i, m, p)$ を以下のように定義できる。

$$G_i(S_i, m, p) = V_i(S_i, m, p) - V_i(m, m, p) \tag{4}$$

(4) 式では、 $m < S_i \leq m + p$ を仮定しているため、この範囲で $V_i(S_i, m, p)$ 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。

$$\begin{cases}
 G_i(S_i^*, m, p) = V_i(S_i^*, m, p) - V_i(m, m, p) \leq 0 & \text{結婚する} \\
 G_i(S_i^*, m, p) = V_i(S_i^*, m, p) - V_i(m, m, p) > 0 & \text{先延ばしする}
 \end{cases} \tag{5}$$

本論文では (5) 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(1993~2013)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異なる A~D の 4 つの³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。

表 1 家経研パネルの概要

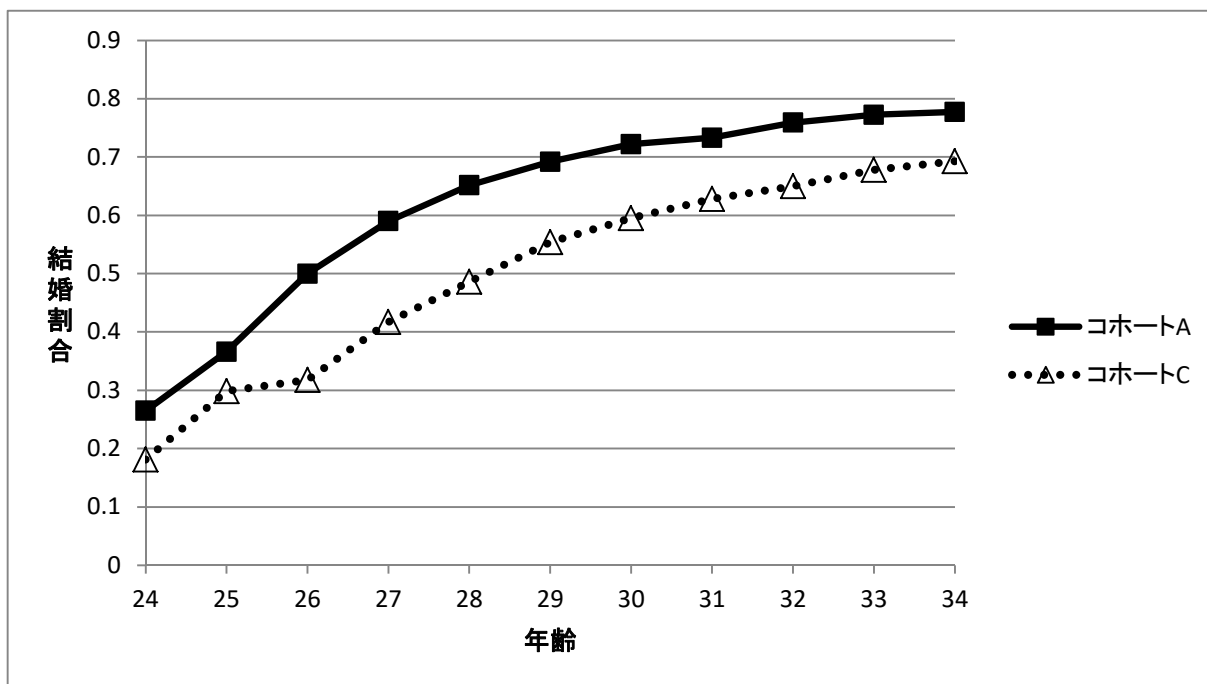
	コホート			
	A	B	C	D
初回調査年	1993	1997	2003	2008
初回サンプル数(人)	1500	500	836	636
出生年	1959~1969	1970~1973	1974~1979	1980~1984
初回調査時年齢	24~34	24~27	24~29	24~28
サンプル内年齢範囲	24~54	24~43	24~39	24~33
初期未婚者(人)	376	204	331	267
初期未婚者かつ初期 30 歳未満(人)	321	204	331	267

コホート A は初期年齢が 30 歳未満という制限をか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 年コホートと、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 のサンプル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。

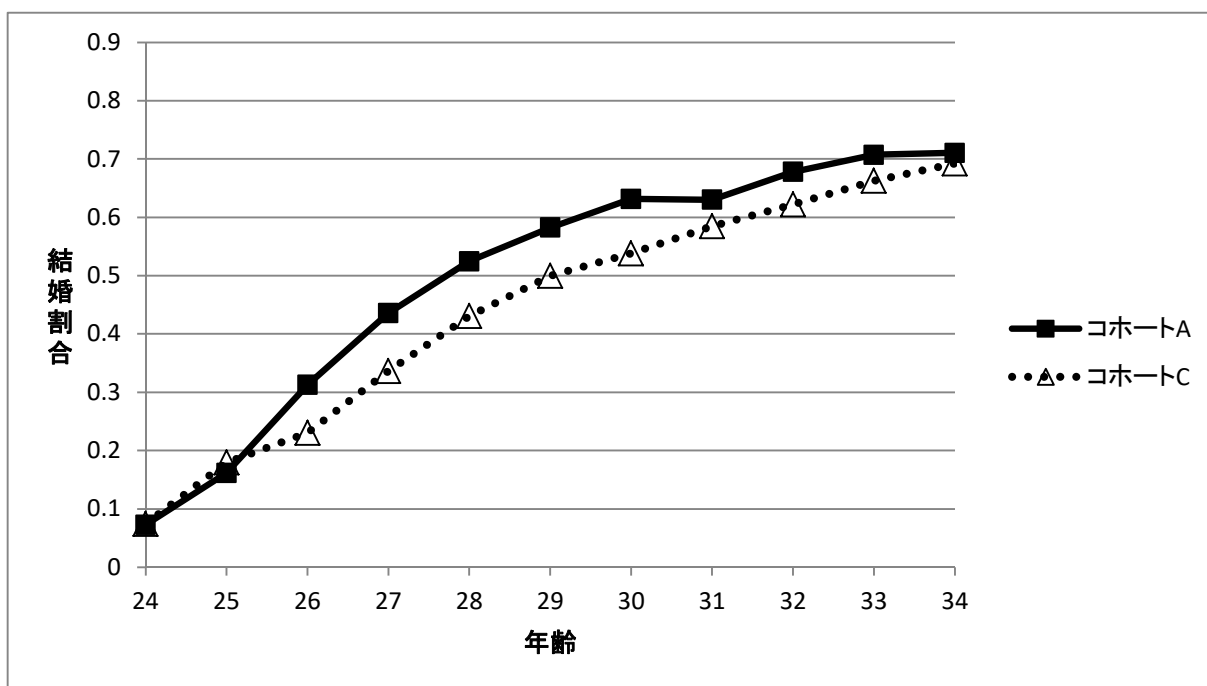
また、学歴を短大卒以上にコントロールした場合(図 4)、20 代後半から 30 代前半には結婚割合がコホート C で減少していることがわかる。このことは、晩婚化・非婚化の原因は単純に女性の高学歴化が進んだためという説明は不十分である可能性を示唆している。

³ 2013 年調査からコホート E が追加されているが、本論文執筆時点で利用可能な個票ではコホート E は 2013 年データ(1 年分)しか含まれていないため推計には利用していない。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング



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・大学・大学院卒)

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

3.2. 夫・夫候補の所得推定

本分析で利用している家経研パネル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家経研パネル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、上述のような既婚女性夫の所得をベースに、各調査年で女性の(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。

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区別の階級値でしか得られない、(2)調査していない回が2回ある、(3)欠損値がかなり多い、といった問題がある。(2)と(3)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」という仮定において、欠損値であった場合は、調査を順次遡って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 β 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⁴。

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。

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

⁴ 後述のように、調査期間内で結婚した人に限定したサバイバル分析を行い、AICを評価基準として $r=0.02$ を採用した。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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 4 年の間で動かした⁵。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⁶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、まずこの女性の残存率のみを用いて (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 パターンをまず求婚確率として用いた。

3.7. 男性の所得分布を考慮した求婚確率

上述のように、家経研パネルには男性の収入データとしては結婚した後の夫の収入しか含まれていないため、女性が主観的に期待する $H_i()$ を満たす男性がどの程度の割合で存在するかは不明である。本論文では賃金構造基本統計調査の学歴・年齢別所定内賃金の分布データと、学歴・年齢別の賞与・現金給与額などを用いて男性の所得分布を推定した上で $H_i()$ 以上となる割合、 $P(x > H_i())$ を計算した。元となっている賃金構造基本統計調査のデータは既婚・未婚を区分していないため、女性の m 歳での残存率を乗じることで未婚者の推定値⁷としている。上記の (2) ~ (5) の $M_i()$ に、ここで推定した「未婚男性の賃金が $H_i()$ 以上となる割合」を乗じたものをそれぞれ追加の求婚確率として利用する。

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,

⁵ 同様に 2 を採用した。

⁶ 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。

⁷ 高所得の男性から結婚していくと考えるとこの仮定は必ずしも適切ではないが、実験的に計算してみている。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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1時点での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 (3) 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、(3) 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。本稿では、調査期間中に結婚したサンプルに限定して、調査開始から結婚までの年数の対数を被説明変数とし、説明変数には予想未婚期間 (=最適初婚年齢-パネルに入った年齢)、男性の所得分布を考慮しない最適初婚年齢-男性の所得分布を考慮した最適初婚年齢、学歴ダミー (短大がベース。高卒、大卒)、初職ダミー (正社員・500人未満企業がベース、正社員・500人以上、その他) を用いてサバイバル分析を行った。予想未婚期間が1%水準で有意なもののうち、AIC で評価してフィッティングがよいものを選択した。計算結果は表 2 に示す通りであり、 $r=0.02$ 、 $p=2$ を以下の分析では用いることとする。

表 2 推定結果の AIC ($r>0.09$ および $p>4$ は略)

r	p=1	p=2	p=3	p=4
0.01			804.9	
0.02			804.2	
0.03			802.7	
0.04			802.1	
0.05			806.5	
0.06		803.4	826.7	
0.07		798.4	806.9	
0.08		<u>796.6</u>	804.2	
0.09	807.6	797.4	801.8	

資料： 家経研パネルより筆者推定。空欄は予想未婚期間が有意でなかったもの。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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、 $r=0.08$ での求婚確率 $M_i()$ 種別ごとの AIC を表 3 に示す。この結果より、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 AIC

		p=1	p=2	p=3	p=4
Mi	(1)	804.5	808.7	811.6	810.7
	(2)		807.8	808.4	808.1
	(3)		798.2	804.4	805.4
	(4)			803.6	
	(5)		796.6	804.2	

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 $p=2$ 、 $r=0.08$ 、求婚確率変数は (5) である時、計測期間中に結婚したサンプルに限定したデータ基本統計量を表 4 に、全サンプルのデータ基本統計量を表 5 に示す。

表 4 基本統計量一覧 ($p=3$, $r=0.01$)、求婚確率変数は (5)、計測期間中に結婚

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		4.94	2.88	2	16	500	0
予想未婚期間		2.50	2.75	0	13	404	96
最適初婚年齢の差		1.30	1.78	-1	8	404	96
最終学歴	中学校	0.01	0.11	0	1	500	0
	高等学校	0.26	0.44	0	1	500	0
	短大・高専	0.46	0.50	0	1	500	0
	大学	0.27	0.44	0	1	500	0
初職	自営業	0.02	0.14	0	1	476	24
	正規・500人以上	0.34	0.48	0	1	476	24
	正規・500人未満	0.51	0.50	0	1	476	24
	それ以外	0.13	0.34	0	1	476	24

資料： 家経研パネルより筆者推計

表 5 基本統計量一覧 (p=3, r=0.01)、求婚確率変数は (5)

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		4.92	4.58	1	21	1401	0
予想未婚期間		2.02	2.52	0	13	706	695
最適初婚年齢の差		1.12	1.68	-1	8	705	696
最終学歴	中学校	0.02	0.15	0	1	1401	0
	高等学校	0.27	0.44	0	1	1401	0
	短大・高専	0.39	0.49	0	1	1401	0
	大学	0.32	0.47	0	1	1401	0
初職	自営業	0.03	0.18	0	1	1128	273
	正規・500人以上	0.30	0.46	0	1	1128	273
	正規・500人未満	0.47	0.50	0	1	1128	273
	それ以外	0.20	0.40	0	1	1128	273

資料： 家経研パネルより筆者推計

ただし、

- 未婚期間=実際に結婚した年齢-パネルに入った時の年齢
- 予想未婚期間=最適初婚年齢-パネルには言ったときの年齢
- 最適初婚年齢の差=男性の賃金分布を考慮しない最適初婚年齢-男性の賃金分布を考慮した最適初婚年齢
- 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。

4.4. 推定結果

推計結果を表 6~表 9 に示す。調査期間内に結婚したサンプルに限定した場合 (表 6) は、予想未婚期間が長ければ未婚期間は長くなるという素直な結果が得られた。また学歴や初職などの影響は [北村 & 坂本, 2007]などの先行研究と一致している。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

表 6 調査期間内に結婚したサンプルに限定してサバイバル分析を行った推計結果
($r=0.08$ 、予想期間 $p=2$ 、対数ロジスティック分布)

		モデル 1		モデル 2	
		未婚期間		未婚期間	
		ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差
予想未婚期間		0.88 ***	0.04	0.87 ***	0.04
最適初婚年齢の差		1.14 ***	0.05	1.15 ***	0.05
最終学歴	短大・高専	0.71 *	0.13		
	大学	0.48 ***	0.11		
	(中卒・高卒)				
初職	自営業	1.17	0.34		
	正規・500人以上	1.6 ***	0.26		
	その他 (正規・500人未満)	0.53 ***	0.12		
対数尤度		-390.0		-403.8	
AIC		798.0		815.6	
サンプル数		404		404	

***1%, **5%, *10%水準で有意

表 7 サバイバル分析を行った推計結果 ($r=0.08$ 、予想期間 $p=2$ 、対数ロジスティック分布)

		モデル 1		モデル 2	
		未婚期間		未婚期間	
		ハザード比	標準誤差	ハザード比	標準誤差
予想未婚期間		1.00	0.02	1.00	0.02
最適初婚年齢の差		1.00	0.02	1.00	0.02
最終学歴	短大・高専	1.15	0.16		
	大学	0.87	0.14		
	(中卒・高卒)				
初職	自営業	1.56 **	0.34		
	正規・500人以上	1.28 **	0.16		
	その他 (正規・500人未満)	0.50 ***	0.08		
対数尤度		-966.2		-983.2	
AIC		1950.4		1974.4	
サンプル数		705		705	

***1%, **5%, *10%水準で有意

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

しかしながら、調査期間内に結婚しなかったサンプルも含む全サンプルでの推計では、初職のダミー変数以外は有意でなくなっている。この点については未婚期間について表 4 と表 5 を比較した場合、全サンプルではかなり未婚期間が長い人が含まれることと、図 3 に示すように最終的に全ての人が結婚するという通常のサバイバル分析での前提には無理があることが理由として考えられる。

ここでは、最終的に結婚しない人を含む分析を行うため、[Schmidt & Witte, 1989]に従い Split Population Model を用いた推計を行ってみた。その結果を表 8 および表 9 に示す。

予想未婚期間が長くなると結婚する人の割合自体が低下することがここでの推計で得られた。つまり、乗り換えモデルからもとめた最適初婚年齢が上昇する場合、晩婚化ではなく非婚化が進むということである。

表 8 Split Population Model による推定結果

(モデル 1、 $r=0.08$ 、予想期間 $p=2$ 、対数ロジスティック分布)

		モデル 1			
		結婚の意思決定 (probit)		結婚のタイミング	
		係数	標準誤差	ハザード比	標準誤差
	予想未婚期間	-0.12 ***	0.04	0.95	0.04
	最適初婚年齢の差	0.12 ***	0.04	1.06	0.05
最終 学歴	短大・高専	-0.32 **	0.15	0.77	0.15
	大学 (中卒・高卒)	-0.27	0.18	0.52 ***	0.12
初 職	自営業	-0.52 *	0.27	1.08	0.32
	正規・500人以上	0.16	0.14	1.84 ***	0.32
	その他 (正規・500人未満)	0.36 *	0.19	0.5 ***	0.12
	結婚割合	0.68	0.05		
	対数尤度	-898.5			
	AIC	1831.1			
	サンプル数	705			

***1%, **5%, *10%水準で有意

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

表 9 Split Population Model による推定結果
(モデル 2、 $r=0.08$ 、予想期間 $p=2$ 、対数ロジスティック分布)

		モデル 2			
		結婚の意思決定 (probit)		結婚のタイミング	
		係数	標準誤差	ハザード比	標準誤差
	予想未婚期間	-0.15 ***	0.05	0.93	0.04
	最適初婚年齢の差	0.15 ***	0.05	1.07	0.05
最終 学歴	短大・高専				
	大学 (中卒・高卒)				
初職	自営業				
	正規・500人以上 その他 (正規・500人未満)				
	結婚割合	0.71	0.04		
	対数尤度	-925.1			
	AIC	1864.2			
	サンプル数	705			

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) 調査期間内に結婚した人の結婚までの期間については、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最適初婚年齢とパネルに入った時の年齢の差で説明可能である。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) 調査期間内に結婚しなかった人も含むサンプルを用いたサバイバル分析では、最適初婚年齢は有意ではなかった。家経研パネルでは最終的な初婚経験割合は7割程度であり(図3)、全ての人が結婚することを前提とするサバイバル分析は不適切な可能性が高い。
- (3) 最終的に結婚しない人が存在すること許容する Split Population Model によるサバイバル分析では、最適初婚年齢とパネルに入った時の年齢の差は結婚確率には有意に影響しているが、結婚までの期間に対する影響は有意とならなかった。つまり、晩婚化への影響として通常のサバイバル分析では扱っている部分が、実際に非婚化である可能性が示唆された。
- (4) 本論文で最適初婚年齢を計算するために用いている女性の行動モデル(3)式では、女性は求婚された場合に、経済的な条件さえ合えば結婚する意思が常にあることを前提としている。しかしながら実際には最初から結婚する気のない人もサンプルには含まれており、女性の結婚に対する態度を反映した最適初婚年齢決定モデルの作成が今後の課題である。

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.

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。

小川浩(2016)「女性の初婚行動と結婚の価値」, 神奈川大学経済学会 discussion paper No. 2016-01, 2016年11月。

小川浩(2017)「屈曲点を持つことが予想される場合のデータ補間アルゴリズム」『経済貿易研究』、神奈川大学経済貿易研究所、2017, in printing.

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。

結婚の価値を最大化する初婚年齢と結婚タイミング

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.