

Doshisha University Center for the Study of the Creative Economy

Discussion Paper Series No. 2016-01

日本の婚姻率低下の原因について
-1971年から2012年の時系列データを用いた回帰分析-

中尾武雄



Discussion Paper Series

日本の婚姻率低下の原因について

－ 1971 年から 2012 年の時系列データを用いた回帰分析 －

中 尾 武 雄

2017/4/27 版

1 序

本稿では、1971 年から 2012 年の間のデータを用いて回帰分析を行い日本の婚姻率が低下した原因を明らかにする。出生率の低下は経済を衰退させるなどの深刻な影響を与えているが、婚姻率の低下は出生率低下の主要な原因の一つである。したがって、婚姻率の低下をもたらした要因を明らかにするのは重要な課題と思われる。

婚姻に関する日本の先行研究としては、加藤(2001)、水落(2006)、北村・坂本(2007)、勇上・佐々木(2011)、水ノ上・趙(2015)などがあるが、実証的分析の多くは地域格差や所得格差の影響に焦点を当てており、対象となっているデータもクロスセクションか期間が短いパネルデータが中心である。これでは日本で長期的に婚姻率が低下した原因を解明することは困難である。婚姻率低下の原因を分析するためには、長期の時系列データを用いて理論的かつ計量経済学的に分析するしかないと思われるが、そのような研究はないようである。そこで、本稿では、経済学の立場から婚姻行動を理論的にモデル化し、この理論モデルから導き出された推定モデルを用いて回帰分析を行う。さらに、この推定結果を使って婚姻率低下をもたらした要因を、説明変数の寄与度を算出することで明らかにする。

本稿の第2章では、婚姻行動を説明する理論モデルを構築し、このモデルに基づいて推定モデルで用いる説明変数を導出する。第3章では、回帰分析で用いる被説明変数と説明変数に関するデータについて解説し、第4章で回帰分析の手法と推定結果を提示する。第5章では、各説明変数が婚姻率を低下させた大きさを推定し、婚姻率低下の原因を明らかにする。第6章では、本稿の研究内容と重要な結論を要約する。

2 理論モデルと推定モデル

2.1. 理論モデル

婚姻率を被説明変数として時系列データで回帰分析をするためには、結婚するかどうかを決定する行動を理論的にモデル化する必要がある。そこで理論モデルでは、第1段階で、1人の経済主体（以下では「セレクトター」と呼ぶ）が多くの配偶者候補より1人の経済主体を選択して「配偶者となるように提案」（以下ではプロポーザルと呼ぶ）し、第2段階でプロポーザルされた経済主体（以下では「デシジョンメーカー」と呼ぶ）が、このセレクトターを受け入れるか拒否するかを決定する。婚姻が成立するためには、セレクトターが選択してプロポーザルを行い、デシジョンメーカーがこのプロポーザルを受け入れる必要がある。したがって、セレクトターがプロポーザルするための条件とデシジョンメーカーがプロポーザルを受け入れるための条件を明らかにする必要があるが、実際にはセレクトターが直面する問題とデシジョンメーカーが直面する問題は基本的に同一である。なぜなら両者とも配偶者なしで暮らすか配偶者とともに暮らすかを選択するという問題に直面しているからである。そこで、まずはセレクトターを配偶者として受け入れるか拒否するかというデシジョンメーカーの直面する問題をモデル化する¹。

1 Becker(1973)では、家事労働などを内生化した婚姻行動が理論的にモデル化されているが、本稿では家事労働などは婚姻の意思決定において重要な要因ではないと判断して、より単純な理論モデルとしている。

簡単化のため、 t 時点でプロポーズを拒否した場合にはそれ以降は一生独身で暮らすと想定すると、このときの効用 U_{st} は以下のように定義される。

$$\text{Max } U_{st} = \sum_{i=t}^T u(q_i, e_i)(1-\delta)^{i-t} \quad (1)$$

$$\text{Subject to } p_i q_i = w_i e_i, \quad i=t, t+1, t+2, \dots \quad (2)$$

ただし、 $u(\cdot)$ はデシジョンメーカーの効用関数、 q は消費量、 e は努力度、 δ は時間割引率、 p は財価格、 w はデシジョンメーカーの賃金率、下付文字の i は時期、 T は t 期以降に生存している期間を表す。価格、賃金率、時間割引率は所与で、デシジョンメーカーは効用が最大になるように努力度 $e_i (i=t, t+1, t+2, \dots)$ を決定する。一方、 t 時点で結婚した場合の期待効用 U_{mt} は²

$$\text{Max } U_{mt} = \sum_{i=t}^T \{u(q_i, e_i) + \alpha_i u_b(q_{bi}, e_{bi}) + \beta_i u_c(q_{ci})\} (1-\delta)^{i-t} \quad (3)$$

$$\text{Subject to } p_i(q_i + q_{bi} + q_{ci}) = w_i e_i + w_{bi} e_{bi}, \quad i=t, t+1, t+2, \dots \quad (4)$$

ただし、 α はデシジョンメーカーにとっての配偶者の効用の重要度を表すパラメータ(以下では「相性係数」と呼ぶ)、 $u_b(\cdot)$ は配偶者の効用関数、 q_b は配偶者の消費量、 e_b は配偶者の努力度、 β は子供の効用の重要度を表すパラメータ(以下では「子供好き係数」と呼ぶ)、 $u_c(\cdot)$ は子供の効用関数、 q_c は子供の消費量³、 w_b は配偶者の賃金率である。

デシジョンメーカーから見ると q_{bi} 、 e_{bi} 、 q_{ci} ($i=t, t+1, t+2, \dots$) は価格や賃金率と同様に所

2 以下のモデルは Bertrand, Cortés, Olivetti and Pan (2016, p.13) のものと考え方は同じである。

3 婚姻直後のように子供がいないケースでは q_c はゼロとなる。明示的に示していないが、消費量ゼロでは効用がゼロと仮定できるので効用もゼロとなる。

与の値となるので⁴，(3)式の U_{mt} が最大になるように努力度 $e_i(i=t, t+1, t+2, \dots)$ を決定する。子供好き係数 β は確定変数で，これがたとえば1であれば子供の効用を自分の効用と同等に評価していることになる。相性係数 α は同居後にその値が明らかになる確率変数と想定する。配偶者あるいは自分を正確に理解していなかった場合には，この相性係数はゼロにもマイナスにもなる⁵。

デシジョンメーカーがセレクトターからのプロポーザルを受け入れるかどうかは，受け入れたときの期待効用 U_{mt} と拒否したときの効用 U_{st} のいずれがより大きいかによって決定される。条件

$$U_{mt} \geq U_{st} \quad (5)$$

が満たされるときにプロポーザルを受け入れるのである。以下では，この(5)式を「承諾条件」と呼ぶ。セレクトターの賃金率がデシジョンメーカーの賃金率よりも高く($w_i < w_{bi}$)，子供好き(たとえば $\beta \geq 1$)で，相性係数 α がプラスの確定した値であれば，承諾条件が満たされる可能性が高くデシジョンメーカーはプロポーザルを受け入れることになる。しかし実際には，相性係数 α は確率変数で，その値は共同生活を始めないと分からないし，しかも時間の経過とともに急速に低下するかもしれない。したがって，危険回避度が高い場合にはプロポーザルを拒否する可能性が高くなる。反対に，危険回避度が低い場合には，相性係数の期待値がマイナスで配偶者を不快に感じると予想されるケースでも，セレクトターの賃金率が高いか子供好きであればプロポーザルを受け入れることになる。

4 子供の消費量もデシジョンメーカーかセレクトターが決定すると仮定することもできるが，この場合にはデシジョンメーカーとセレクトターのどちらが子供の消費量を決定するかという問題が生じるため，本稿では簡単化のため子供の消費量は子供が決定すると仮定する。デシジョンメーカーあるいはセレクトターが子供の消費量を決定すると仮定しても以下の議論にほとんど影響を与えることはない。

5 相性係数＝ゼロの場合は配偶者の効用に完全に無関心であること，負の場合には配偶者の効用に負の効用を感じることを表す。

次に、セレクトターの行動を分析する。セレクトターが直面する問題はプロポーザルを行うかどうかであるからセレクトターの最大化問題もデシジョンメーカーのものと同じになる。プロポーザルしなかったときの効用は(1)式と(2)式によって表され、プロポーザルし受け入れられたときの期待効用は(3)式と(4)式で表される。ただし表記はセレクトターとデシジョンメーカーを入れ替える必要がある。たとえば、 $u(\cdot)$ はセレクトターの効用関数、 q はセレクトターの消費量、 $u_b(\cdot)$ は配偶者候補のデシジョンメーカーの効用関数、 α はセレクトターの配偶者候補であるデシジョンメーカーに対する相性係数、 β はセレクトターの子供好き係数と読み替えることになる。セレクトターがプロポーザルを行ったときの期待効用を V_{mi} 、行わなかったときの効用を V_{st} と表せば、セレクトターがプロポーザルを行うために必要な条件は

$$V_{mi} \geq V_{st}$$

と表される。以下ではこれを「申込条件」と呼ぶ。セレクトターは情報収集できる配偶者候補に対して自分の相性係数とその候補者の自分に対する相性係数を推測し、申込条件だけでなく承諾条件も満たされると考えた場合にプロポーザルを行う。セレクトターの推測する相性係数のもとではこれら2条件を満たす候補者は複数存在するのが一般的と思われるが⁶、そのような場合には婚姻後の期待効用 V_{mi} が最も大きい候補者を選択してプロポーザルを行うことになる⁷。セレクトターの相性係数の推測が正しく、実際にこの2条件が満たされれば婚姻が成立する⁸。現実には、セレクトターの相性係数の推測が外れてデシジョンメーカーに拒否されるケースも勿論起こるが、その場合には2条件を満たす配

6 人間は基本的には自分を過大評価すると考えられる。

7 デシジョンメーカーが同時に複数のセレクトターからプロポーザルを受ける可能性もあるが、この場合には期待効用が最大のセレクトターを選択することになる。

8 情報が完全であれば、これは2段階(婚姻)ゲームとなるから、申込条件と承諾条件が満たされれば、セレクトターはプロポーザルを行い、デシジョンメーカーは受け入れるという組み合わせがサブゲーム完全となる。

偶者候補群から期待効用 V_m が次に大きい候補者にプロポーザルを行うことになる。

セレクターとデシジョンメーカーの行動を表す理論モデルを構築してきたが、問題は承諾条件と申込条件のどちらが婚姻数決定でより重要な役割を果たすかである。社会・経済状況の変化で申込条件を満たす候補者が増加しプロポーザル数が増加しても、デシジョンメーカーの承諾条件を満たすプロポーザル数に変化がなければ婚姻数は増加しないし、プロポーザル数が増加していても承諾条件を満たすプロポーザルが増加すれば婚姻数は増加する⁹。この分析より最終的に婚姻数を決定(制約)しているのは、デシジョンメーカーの承諾条件と考えることができる。婚姻が成立するためには、申込条件と承諾条件の両方が満たされる必要があるから、申込条件の変化が婚姻数を変化させる可能性はあるが、申込条件の変化が婚姻数に与える影響は限定的なものと思われる。そこで、以下では「婚姻数を決定しているのは承諾条件」という前提で分析を進める。言い換えれば、婚姻の意思決定は最終的にはデシジョンメーカーが行っていると想定するのである¹⁰。

2.2. 推定モデル

実際にデータを集めて統計的に分析するためには、セレクターとデシジョンメーカーを具体的に特定する必要がある。例外はあるが、本稿ではセレクターが男性、デシジョンメーカーが女性の組み合わせ(以下では「女性・デシジョンメーカー仮説」と呼ぶ)とセレクターが女性、デシジョンメーカーが男性の組み合わせ(以下では「男性・デシジョンメーカー仮説」と呼ぶ)の2つのケースのみを考える。

9 セレクターの「推測する相性係数」のもとで承諾条件を満たす候補者数が増加してプロポーザルが増加しても、実際に婚姻数が増加しない状況は、セレクターが候補者の相性係数の推測を誤った場合に起こる。反対に、プロポーザル数が不変にもかかわらず婚姻数が増加するケースはセレクターの相性係数推測の誤りが減少した場合に生じる。

10 この想定の実現的な妥当性については、推定結果が出てから検討する。

理論モデルによれば、婚姻成立条件は申込条件と承諾条件が満たされることであるから婚姻数が増加するための条件としては、

(イ)独身時の予想生涯収入が低く(U_{st} あるいは V_{st} が小さくなる)、配偶者の予想生涯収入が高い(U_{mt} あるいは V_{mt} が大きくなる)こと、

(ロ)セレクトーおよびデシジョンメーカーの危険回避度が低い(リスクプレミアムが減少して U_{mt} あるいは V_{mt} が大きくなる)こと、

が考えられる。また、セレクトーのデシジョンメーカーに対する相性係数が高く、しかもデシジョンメーカーのセレクトーに対する相性係数も高いデシジョンメーカーをセレクトーが見つかる可能性を高める条件として

(ハ)セレクトーとデシジョンメーカーが情報収集できる配偶者候補群がより大きい(相性係数がより大きい配偶者と出会う)こと

が考えられる。ただし、本稿では日本の 1971 年から 2012 年の約 40 年程度の時系列データを用いて分析するため、これらの主張は時系列データ分析用に再解釈する必要がある。具体的には、次のような仮説となる。

(イ)自分が一生独身時の予想生涯収入が上昇する時期には婚姻は減少し、配偶者候補の予想生涯収入が上昇する時期には婚姻は増加する、

(ロ)セレクトーおよびデシジョンメーカーの危険回避度が低い時期には婚姻は増加し、高い時期には減少する、

(ハ)セレクトーおよびデシジョンメーカーが情報収集できる配偶者候補群が大きい時期には婚姻は増加する。

以下では、これらの仮説を検証するために利用する説明変数について考える。まず、仮説(イ)では、セレクトーとデシジョンメーカーの予想生涯収入が重要となるから、これらの変数を表す説明変数として男女賃金率を採用する。これらの賃金率は特定時点の値であるから、将来の収入を予想するための説明変数として、男女失業率および経済成長率を用いる。貨幣錯覚が存在する可能性を考慮し、これらの変数は実質化せず、物価を独立した説明変数として採用する。また、仮説(ロ)を検証するために相対的危険回避度を説明変数とする。仮説(ハ)の情報収集可能な配偶者候補群の広さを表す説明変数とし

てはセレクトターおよびデシジョンメーカーの交友範囲の広さを示す変数を考える。

以上の分析より、推定モデルは被説明変数を婚姻率とし、男女賃金率、男女失業率、経済成長率、物価、危険回避度、セレクトターおよびデシジョンメーカーの交友範囲の広さなどを説明変数とすることが分かる。

3 データ：被説明変数と説明変数

3.1. 被説明変数

本稿の目的は婚姻率を経年的に変化させる要因を明らかにすることであるから、被説明変数は婚姻率となるが、一般的な婚姻率の定義には問題がある。婚姻率は通常人口 1,000 人当りの婚姻件数と定義されるようである。しかし日本では法的に婚姻可能であるのが男性 18 歳以上、女性 16 歳以上の配偶者のいない人間に限定されるから¹¹、分母もそれに対応させることが望ましい。しかしそのようなデータは入手困難である。そこで、近似的なデータとして 15 歳以上で 44 歳までの女性¹²、20 歳以上で 39 歳までの男女、20 歳以上で 44 歳までの男女、20 歳以上で 49 歳までの男女のデータを用いることにする。したがって、被説明変数の婚姻率 *WED* として使うのは、各年の婚姻件数を 15 歳以上で 44 歳までの女性の人数で割った値（以下では「15 歳～44 歳女性婚姻率」と呼ぶ）、20 歳以上で 39 歳までの男性か女性の人数で割った値（以下では「20 歳～39 歳男性婚姻率」あるいは「20 歳～39 歳女性婚姻率」と呼ぶ。その他のケースでも同様である）、20 歳以上で 44 歳までの男性か女性の人数で割った値、20 歳以上で 49 歳までの

11 未婚という概念には、まだ結婚していない人という意味合いがあると思われるから、「配偶者がいない人」という表現の方が正確である。

12 人口数データが 5 歳区分であるため 16 歳からのデータは入手できない。

男性か女性の人数で割った値を用いる¹³。これらの7種類のデータのどれを採用するかは推定結果を見て決定する。これらの変数を算出するためには、婚姻数と年齢別男女人口数のデータが必要である。婚姻数については、厚生労働省大臣官房統計情報部人口動態・保健社会統計課『人口動態統計』のデータを総務省統計局のホームページにある「日本の統計・第2章人口・世帯」(<http://www.stat.go.jp/data/nihon/02.htm>)より収集する¹⁴。年齢別男女人口数については、総務省『人口推計資料』より各年の10月1日現在の5歳ごとの人口データを入手する。ただし、具体的には人口データの収集には日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経マクロデータ』2013年版(以下では簡単に『日経マクロデータ』と呼ぶ)を利用する。また、『日経マクロデータ』を用いてデータを収集する場合には、オリジナルな出典名などについて詳細には記載しないケースがあるので『日経マクロデータ』を参照されたい。

3.2. 説明変数とデータ

次に、推定モデルで採用された説明変数に具体的に割り当てるデータとそれらの変数と婚姻率の理論的な関係を分析する。

13 配偶者のいない人の年齢の上限を49歳までとするのは、年齢が高すぎるように思えるかもしれないが、2010年における45歳～49歳の有配偶者比率は女性で約75%、男性で約70%でしかない。ちなみに34歳から39歳の女性の有配偶者比率は約69%である。これらのデータは国立社会保障・人口問題研究所(<http://www.ipss.go.jp/>)の『人口統計資料集』(2013年版)の表6-22「性、年齢(5歳階級)、配偶関係別人口:2010年」を使って算出した。

14 婚姻数は暦年データである。したがって、他の変数についても可能なかぎり暦年データを収集するが、例外もある。たとえばストックデータである人口は各年の10月1日の値となる。また、相対的危険回避度データは年度データとなる。これらのケースでも差異は2,3ヶ月程度であるから推定結果に深刻な影響を与えるとは考えにくい。

男性賃金率 W_m と女性賃金率 W_w

これらの説明変数のデータとしては、『毎月勤労統計』より現金給与額・産業計(常用雇用者30人以上の事業所)の男女の月次データの年平均値を採用する。データの単位は万円で、実際の収集作業には『日経マクロデータ』を用いる。

男女賃金率が婚姻率に与える影響は、セクターとデシジョンメーカーの役割を男性が行うか女性が行うかで異なってくる。婚姻の最終的な意思決定はデシジョンメーカーが(承諾条件によって)行っていることを考慮すると、女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男性賃金率上昇は(婚姻後の収入増加を意味するから)婚姻率を上昇させるが、女性賃金率上昇は(独身時の収入増加を意味するから)低下させる。反対に、男性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男性賃金率上昇は婚姻率を低下させ、女性賃金率上昇は上昇させる。

男性失業率 μ_m と女性失業率 μ_w

被説明変数の婚姻率は15歳～44歳, 20歳～39歳, 20歳～44歳, 20歳～49歳のグループごとに算出しているため、失業率についてもこれら4グループごとのデータを対応させることが望ましい。たとえば、被説明変数が20歳～39歳女性婚姻率の場合には、説明変数の失業率も20歳から39歳の女性の失業率データを用いるのである。ただし、被説明変数が女性婚姻率(男性婚姻率)のケースでの説明変数としての男性(女性)失業率は常に20歳から49歳の平均値を用いる。この差異は配偶者候補の方が年齢層がより広い可能性を考慮したものである。具体的な作業としては『労働力調査報告』にある5歳ごとの完全失業率の男女データを利用してグループごとに平均値を算出する。実際の完全失業率データの収集は『日経マクロデータ』を用いている。データの単位は%である。

説明変数としてのこれら失業率データが婚姻率に与える影響は基本的には賃金率と同様である。ただし、失業率の高いときには将来賃金率が低くなり、低いときには将来賃金率が高くなると予想されるため、婚姻率との関係は賃金率とは反対で、推定係数の符号も反対になると思われる。

経済成長率 GR

『国民経済計算年報』の GDP データを『日経マクロデータ』で収集して成長率を算出する。ただし 1970 年から 1986 年までは 1990 年基準(68SNA), 1986 年から 1998 年までは 2000 年基準, 1998 年から 2012 年までは 2005 年基準の GDP を用いて算出する¹⁵。単位は%である。

経済成長率上昇は男女双方の予想される将来賃金率を増加させるが, 上記のように賃金率と婚姻率の関係が複雑であるため, 経済成長率が婚姻率に与える影響も複雑である。たとえば, 女性・デシジョンメーカー仮説の場合は, 男性の収入上昇が予想されて婚姻率を引き上げるが, 女性の将来収入上昇の予想で引き下げのため, 現実の婚姻率が上昇するか低下するかは明らかではなく, 推定結果を見てから分析を行う。

消費者物価指数 P と家賃物価指数 P_h

婚姻行動に影響を与える物価としては, 消費者物価指数・総合(以下では単に消費者物価指数と呼ぶ)と消費者物価指数の1項目の家賃(以下では「家賃物価指数」あるいは単に「家賃」と呼ぶ)を用いる。消費者物価指数の上昇は実質的な賃金率の低下を意味するから, 婚姻率に与える影響は男女賃金率の同時的で同率の低下と同じと予想される。これは経済成長率低下と同じような効果を持つ変化であるから婚姻率に与える影響は複雑である。たとえば, 女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは物価上昇は男性賃金率を実質的に引き下げて婚姻率を引き下げるが, 女性の実質的賃金率も引き下げのため婚姻率を引き上げる。問題はどちらの影響が大きいかで, これは推定結果を見て判断することになる。

物価指数の説明変数として家賃物価指数を追加するのは, 賃貸住宅に住む独身者では家賃が消費者支出に占める比率が高いケースがあり, このような場合には家賃の変化は婚姻行動に無視できない影響を与える可能性があるためである。特に, 相対的に賃

15 異なる GDP 基準データの接続は重複する年で経済成長率の差異比率が最も小さくなる年を選択している。

金率が低い女性には家賃上昇が強い影響を与えるため、婚姻率を高めると予想される。これら物価関連のデータは『日経マクロデータ』を使って『消費者物価指数』より収集する。単位は基準年の 2010 年を 100 とする。

相対的危険回避度 ρ

推定に用いるデータとしては、中尾・東(2015)で算出された相対的危険回避度の推定値を用いる。この論文では4種類の危険回避度の推定値が算出されているが、本稿では実際の株式益利回りを 7 倍し、分散を過去 7 年のデータで算出したケースの相対的危険回避度の推定値を用いる¹⁶。理論モデルによれば危険回避度の上昇は婚姻率を低下させるはずである。

大学進学率 $UNIV$ と男女比率 MW

大学に進学することは、セレクトターおよびデシジョンメーカーとなる年代の男女の交友範囲を広め、直接的に情報を収集できる配偶者候補群の範囲を拡大する可能性がある。そこで配偶者候補群の広さを示す変数として大学進学率を用いる。このデータは「政府統計の総合窓口」(<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do?method=init>)を使って『学校基本調査』『年次統計』(2015年12月25日公表)の総括表・第4表より収集する。単位は%である。セレクトターやデシジョンメーカーの男女とは関係なく、大学進学率の上昇は配偶者候補群の範囲を広げて婚姻率を高めると予想する¹⁷。

男女比率も配偶者候補群の範囲の広さを表す変数の1つとなる可能性がある。この比率が高い場合には女性から見ると男性の配偶者候補群が大きいこと、男性から見ると女

16 分散を過去 3 年あるいは 5 年のデータで算出した危険回避度データもあるが、いずれを用いても推定結果にほとんど差異はない。

17 大学進学は婚姻年齢を遅らせるのは明らかであるが、本稿では婚姻率の定義における分母の年齢の上限が 39 歳から 49 歳であるから、婚姻年齢の遅れが本稿での婚姻率に重要な影響を与えている可能性は低い。

性の配偶者候補群が小さいことを意味するため、男女比率が婚姻率に与える影響はやや複雑である。そこで女性・デシジョンメーカー仮説のケースを例に婚姻率との関係进行分析する。男女比率が高い場合は女性デシジョンメーカーから見ると配偶者候補群が大きいため婚姻率の上昇が予想されるが、男性セクターから見ると配偶者候補群が小さいため婚姻率の低下が予想される。後者の影響より前者の影響のほうが大きければ男女比率と婚姻率の間にはプラスの関係が生じるが、反対であればマイナスの関係となる。女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは、婚姻への影響力はセクターよりもデシジョンメーカーのほうが大きいから、男女比率の上昇は婚姻率を引き上げると予想することができる。反対に、男性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男女比率の上昇は婚姻率を引き下げると予想できる。

男女比率のデータも婚姻率の定義で用いた4グループに対応するのが望ましい。そこで、婚姻率で用いた4グループごとに男性数を女性数で割った値を算出し、婚姻率定義グループに対応して説明変数として使用する。たとえば、被説明変数が20歳～49歳女性婚姻率の場合には男女比率も20歳から49歳のデータを用いて算出した値を用いる。これらの男女比率の算出に使うデータは『日経マクロデータ』にある『人口推計資料』より収集する。単位は%である。

気温 TEMP

最後に気温を説明変数として追加する。理論モデルでは気候の影響は明示的に組み込まれていないが、ほとんどすべての人間の行動は気候の影響を受けるもので、婚姻のような重要な決定でも気候の影響を受けている可能性がある。日本の気候を表す変数としてさまざまな変数があるが、本稿では東京の年平均気温を使う。このデータは気象庁のホームページ(<http://www.jma.go.jp/jma/index.html>)より『各種データ・資料/過去の気象データ検索/観測開始からの毎月の値』にある「東京・日平均気温の月平均値(℃)」より収集する。人間の行動は複雑であるから、気温が婚姻率に与える影響がプラスかマイナスかは推定結果を見て判断する。

分析対象期間は上記のデータがすべて収集できる 1971 年から 2012 年の 42 年間である。

4 推定結果

4.1. 推定モデルと推定方法

回帰分析に使う推定モデルは以下のように表される。

$$WED = a_0 + a_1 W_m + a_2 W_w + a_3 \mu_m + a_4 \mu_w + a_5 GR + a_6 P + a_7 P_h + a_8 \rho + a_9 UNIV + a_{10} MW + a_{11} TEMP \quad (6)$$

ただし、 $a_i (i=0,1,2,3,\dots)$ は推定されるべきパラメータである。被説明変数の WED には女性婚姻率 4 種類、男性婚姻率 3 種類の合計 7 種類あり、これらの婚姻率に対応して説明変数の男性賃金率 W_m 、女性賃金率 W_w 、男性失業率 μ_m 、女性失業率 μ_w 、男女比率 MW も該当する年齢グループのものを使う。推定係数の符号に関しては、危険回避度 ρ の推定係数はマイナス、大学進学率 $UNIV$ はプラス、家賃 P_h はプラスと予想されるが、一部の説明変数の推定係数の符号については、男性・デシジョンメーカー仮説が正しいか女性・デシジョンメーカー仮説が正しいかによって異なってくる。たとえば、女性・デシジョンメーカー仮説が現実とすれば、男性賃金率の係数はプラス、女性賃金率はマイナス、男性失業率はマイナス、女性失業率はプラス、男女比率はプラスとなる。また、総合消費者物価指数 GR 、経済成長率 GR 、気温 $TEMP$ の推定係数の符号については理論的に予想することは困難である。

時系列データの回帰分析を行うのであるから、推定方法を決めるためには、被説明変数および説明変数が定常的か非定常的かを判断する必要がある。そこで、加重対称タウ検定、ディッキー・フラー検定、フィリップス・ペロン検定の単位根検定を行うと「単位根を持つという帰無仮説」は気温以外のすべての変数で棄却されないという結果になった

¹⁸ . しかし、これらの結果は単位根を持つという仮説を棄却できないだけであるから、変数がほんとうに単位根を持つかは明かではない。単位根過程は分散が無限になるという性質を持つが¹⁹、婚姻率、失業率、経済成長率、危険回避度、男女比率、大学進学率のような変数は時間とともに平均的に発散するような性質のデータではなく、有限な範囲から出ないと想定できる。そこで、変数の定常性を調べる KPSS 検定を行うと²⁰、すべての変数について「定常変数という帰無仮説」も棄却できないことが明らかになった²¹。すなわち、(12)式のほとんどの変数について非定常過程という帰無仮説も定常過程という帰無仮説も棄却されないのである。したがって、これらの帰無仮説検定の結果だけからでは非定常過程か定常過程かは判断できないが、Kwiatkowski *et al.*(1994, pp.160-161), Maddala(2001, p.547), Greene(2012, p.987) が指摘しているように単位根検定では、根が1のケースと1に近い値たとえば 0.99 のケースを識別することは困難なのである。また、副島(1994, p.126)も指摘しているように、単位根検定で単位根帰無仮説が棄却出来ず、KPSS 検定で定常変数帰無仮説が棄却できない状況は、根が1に近いが1より小さい値のときに起こると考えられる。根が1より小さいケースでは変数は定常的であるから、本稿で採用されているすべての変数が定常的である可能性がある²²。そこで、本稿ではすべての変数を定常変数とみなして通常の最小自乗法で回帰分析するアプローチを基本

18 ただし、3種の検定方法の内の1つで単位根帰無仮説が棄却されるケースは散見される。また、階差の検定でも3種の検定方法の内の1つで単位根帰無仮説が棄却されないケースがある。

19 Wooldridge(2008, p.389), 沖本(2010, p.108)を参照。

20 KPSS 検定については、Kwiatkowski *et al.*(1994, p.162)を参照。

21 婚姻率は10%水準、すべての説明変数も2.5%水準で、定常過程仮説は棄却されない。

22 男女賃金率は比率ではないが、たとえば副島(1994)では実質GDPを定常的と結論づけている。

とするが、ほぼ同じ説明変数の組み合わせでヨハンセン検定を行って²³、コインテグレーションが確認できるケースについても分析も行う。後者の場合には回帰分析は長期均衡における関係を推定していることになる²⁴。

4.2. 推定結果

男性婚姻率3種類と女性婚姻率4種類の7つの被説明変数に対し、日本の1971年から2012年のデータを使って(6)式の推定モデルを最小自乗法で推定した結果、自由度修正済決定係数や赤池情報量規準 *AIC* の値から20歳～49歳婚姻率が男性婚姻率でも女性婚姻率でも最も良い推定結果をもたらすことが確認できた。これらに次いで推定結果が良かったのは15歳から44歳のグループを使った女性婚姻率であった。具体的には、自由度修正済決定係数と赤池情報量規準は20歳～49歳女性婚姻率は0.975と47.89、男性婚姻率は0.970と47.97、15歳～44歳女性婚姻率は0.961と52.51であった²⁵。これらの3つのケースの推定結果が表1に示されている。この表で推定モデル1は20歳～49歳女性婚姻率、推定モデル3は20歳～49歳男性婚姻率、推定モデル4は15歳～44歳女性婚姻率の推定結果である。

23 定常変数であることがほぼ確実な説明変数を除いた推定モデルになる。

24 短期的調整の分析は論文の目的ではないため、誤差修正モデルは推定しない。

25 これらに次いで良かったのは20歳～44歳女性婚姻率で値は0.954と62.35であった。

表1 婚姻率の推定結果：1971年～2012年

説明変数	推定モデル1		推定モデル2		推定モデル3		推定モデル4	
	推定係数	P-値	推定係数	P-値	推定係数	P-値	推定係数	P-値
定数高	-160.22	0.03	-192.80	0.01	-124.13	0.09	-185.07	0.03
男性賃金率	0.99	0.00	0.99	0.00	1.01	0.00	0.84	0.00
女性賃金率	-1.82	0.00	-1.75	0.00	-1.83	0.00	-1.58	0.00
男性失業率	-1.35	0.05	-1.39	0.05	-1.34	0.05	-1.89	0.01
女性失業率	0.91	0.17	0.98	0.16	0.93	0.16	1.05	0.06
経済成長率	-0.13	0.02	-0.14	0.01	-0.13	0.02	-0.18	0.01
消費者物価指数	-0.36	0.00	-0.34	0.00	-0.35	0.00	-0.43	0.00
家賃物価指数	0.09	0.29	0.06	0.52	0.07	0.40	0.18	0.06
危険回避度	0.23	0.00	0.21	0.00	0.23	0.00	0.23	0.00
大学進学率	0.32	0.00	0.33	0.00	0.32	0.00	0.37	0.00
男女比率	2.10	0.00	2.34	0.00	1.74	0.02	2.37	0.01
気温	-0.50	0.04			-0.49	0.04	-0.59	0.03
自由度修正済決定係数	0.97		0.97		0.97		0.96	
ダービンワトソン値	1.85		1.76		1.88		1.55	

推定結果を比較すると、推定モデル1と3では、女性失業率と家賃物価指数以外の説明変数は10%水準で統計的に有意で、推定係数もp-値もほぼ同様な値となっている。推定結果4ではすべての説明変数が統計的に有意で、推定結果1あるいは3とは若干異なるが、推定係数の符号はすべて同じである。したがって、いずれの推定結果を用いても結論に大きな差異は生じないと思われる。以下では3つの推定結果を代表して推定モデル1を用いて分析を行う。

単位根検定によって定常変数と判明した気温を推定モデル1の説明変数から省いた

サブセットで²⁶、しかもヨハンセンの方法でユニークなコインテグレーションの存在が確認できたケースについても、推定モデル2として推定結果が示されている。推定モデル1はすべての変数が定常的と見なして分析した結果であるのに対して、推定モデル2はすべての変数が単位根を持っていてコインテグレーションされるケースの長期均衡として分析した結果である。ところが、これらモデルの推定結果を比較すると推定係数も p -値もほぼ同様な値となっている。したがって、推定結果1を用いて行う分析は、これら両方の意味合いを持っていることを強調しておく。

4.3. 推定結果の分析

まずは、男性・デシジョンメーカー仮説と女性・デシジョンメーカー仮説のどちらが現実に正しいかを推定結果から判断する。このためには、男女の賃金率・失業率と男女比率の推定係数の符号に注目する必要がある。既述のように、女性・デシジョンメーカー仮説が現実とすれば、男性賃金率の推定係数はプラス、女性賃金率はマイナス、男性失業率はマイナス、女性失業率はプラス、男女比率はプラスとなり、男性・デシジョンメーカー仮説が正しければ、これらの符号がすべて反対になるはずである。ところが、推定結果を見ると、これらのすべての推定結果の符号が女性・デシジョンメーカー仮説の予想と一致しており、統計的にも有意である²⁷。したがって、本稿の理論モデルが現実を

26 気温の場合は3種の単位根検定のうち2つで1%水準、残る1つでも5%水準で単位根という帰無仮説は棄却される。また、KPSS検定では1%水準でトレンド有り定常過程帰無仮説が棄却されない。

27 Blau, Kahn and Waldfogel(2000)でも、一部の人種における女性労働市場の改善と男性労働市場の悪化が婚姻率を低下させるという結果を得ている。

把握しているとすれば女性・デシジョンメーカー仮説が正しい仮説と結論できる²⁸。すなわち、現実には男性がセレクトターの役割を、女性がデシジョンメーカーの役割を果たしていると思われる²⁹。

理論的に推定係数の符号を予想するのが困難であった経済成長率、総合消費者物価指数と気温については、推定係数の符号はすべてマイナスであった。このうち経済成長率上昇は男女の将来の予想賃金率を高めるが、女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男性賃金率上昇は婚姻率を上昇させ、女性賃金率上昇は婚姻率を低下させる。推定係数の符号がマイナスであったから、後者の効果の方が強かったことになる。同

28 男性賃金率の推定係数はプラス、女性賃金率はマイナスなどの推定結果が示しているのは、婚姻するかどうかを決定しているのは女性ということである。この結果と婚姻を決定するのはデシジョンメーカーという理論モデルでの想定を合わせて、女性・デシジョンメーカー仮説が正しいと結論している。もし婚姻を決定するのがセレクトターであったとすれば、推定結果から女性がセレクトターということになる。この場合には女性が男性にプロポーズを行い、デシジョンメーカーである男性は決定権がないため必ず受け入れることになる。これは現実的な状況とはいえない。したがって、婚姻はデシジョンメーカーである女性が決定していると結論してよいと判断できる。

29 本稿では、説明変数として男女賃金率を使っているが、男女の平均賃金率と男女の賃金率格差を表す女性賃金率・男性賃金率比率を説明変数とするような推定モデルも考えられる。このケースも推定してみたが、自由度修正済決定係数も *AIC* も少しであるが悪くなる。男女平均賃金率の推定係数はプラスで *p*-値は 0.11、女性賃金率・男性賃金率比率はマイナスで *p*-値は 0.00 である。したがって、平均賃金率が上がれば婚姻率は増加するが、女性賃金率が相対的に増加（格差が減少）すれば婚姻率は低下するという結果である。また、ジニ係数を説明変数として追加したモデルも推定したが、どのケースでも 10%水準で統計的に有意にならなかった。ただし、ジニ係数のデータは田辺・鈴木(2013)の表2にある『国民生活基礎調査』のものを利用させていただいた。

様にして、消費者物価上昇は男女賃金率を実質的に引き下げるが、女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男性の実質的賃金率減少は婚姻率を低下させ、女性の実質的賃金率減少は引き上げる。消費者物価指数では推定係数がマイナスであったから、前者の影響の方が強かったことになる。したがって、経済成長率は女性の影響が大きく、物価変動は男性の影響が大きいという結果である。経済成長率は変化率を表す変数であるのに対して消費者物価指数は水準を表す変数という違いがあり、変化率を表す経済成長率は将来の所得に対する予想に影響を与えるのに対して、物価水準は実質所得の現在の水準に影響を与える。経済成長率の変動すなわち景気変動で引き起こされる所得変化が女性の方が大きければ、これらの推定結果の差異も理解できる³⁰。

気温の推定係数もマイナスで統計的に有意となったが、その意味の分析は本稿の目的とは離れているため行わない³¹。

その他の説明変数である大学進学率と家賃の推定係数はプラスと予想され、実際に推定結果でもプラスとなったので問題はないが、危険回避度の推定係数はマイナスと予想されながらプラスとなった。危険回避度の推定係数がプラスということは、危険回避度が上昇すると婚姻率が高まることを意味する。これは本稿で構築された理論モデルに重大な誤りがあることを示唆している。理論モデルでは(5)式の左辺の婚姻承諾にリスクがあると仮定したが、右辺の独身継続にもリスクが存在するのである。プロポーズを受け入れたときのリスクとして配偶者との相性係数 α を確率変数としたが、プロポーズを拒否したときの将来賃金率も確率変数とするべきであった。プロポーズを拒否し独身で暮らした場合には、長期的に失業して収入が途絶え生活が困窮するリスクがある。この

30 川口(2000, pp.388-389)によれば、不況期には男女賃金格差が拡大するようである。ただし、加藤(2001)では、経済成長率の低下は婚姻確率を低下させるという分析結果を得ている。

31 重要な説明変数の欠如は推定結果に深刻な影響を与えるため、気温を説明変数にした。

生活困窮の可能性の方が配偶者との相性に悩む可能性よりもリスクとして重要であるということが、危険回避度の推定係数がプラスになった意味だと思われる。

5 婚姻率低下の原因

5.1. 婚姻率の推移

婚姻率の低下は出生率低下をもたらした主要な要因の1つと考えられるが、実際に婚姻率が低下したか、また、出生率と関係があるかを見るために図1が描かれている。この図を作成するための婚姻率と出生率のデータは厚生労働省・保健社会統計課『人口動態統計』から入手している。この図を見ると本稿の分析が始まる1971年からバブルが崩壊する1989年頃までの約20年間(以下では「バブル崩壊前期間」と呼ぶ)は出生率と婚姻率の間に緊密な関係があったことが読み取れ、婚姻率低下が出生率低下の原因の主要な要因であったと推測できる。図では1989年頃以降の期間(以下では「バブル崩壊後期間」と呼ぶ)の出生率と婚姻率の関係は読み取れない。そこで、婚姻率が出生率に与える影響を計量的に確認するために³²、出生率を被説明変数とし20歳～49歳女性婚姻率を説明変数として1971年から2012年のデータで次数2、ラグ10のAlmon Lag Modelを当てはめると、推定係数はすべてプラスで、ラグなしの婚姻率は5%、ラグあり婚姻率はすべて1%水準で統計的に有意になった³³。自由度修正済決定係数は0.9を超えるから、婚姻率が出生率に影響を与えているのは明らかであろう。

32 クロスセクション分析であれば、船橋(2010)が2005年のデータで婚姻率が出生率に影響を与えることを確認している。

33 ただし、ダービンワトソン値は0.10で、残差項に自己相関があると考えられる。

図1 婚姻率と出生率

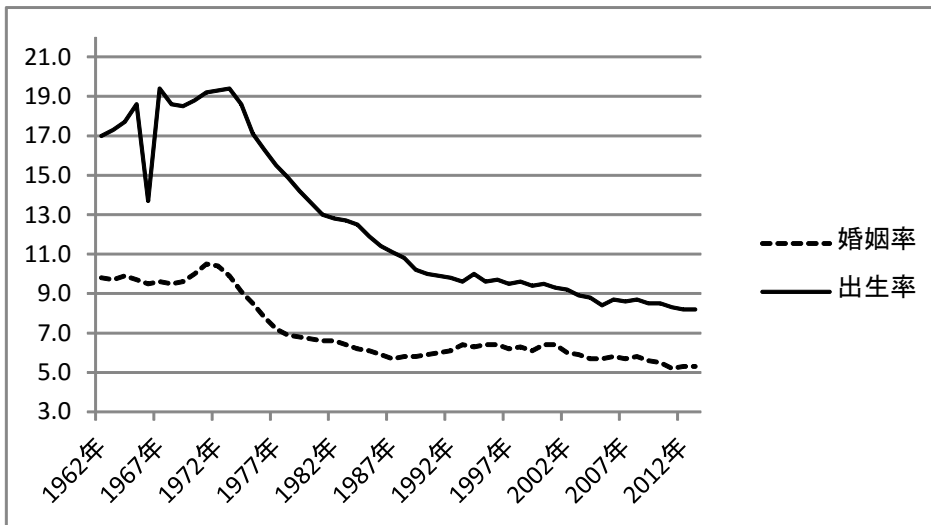


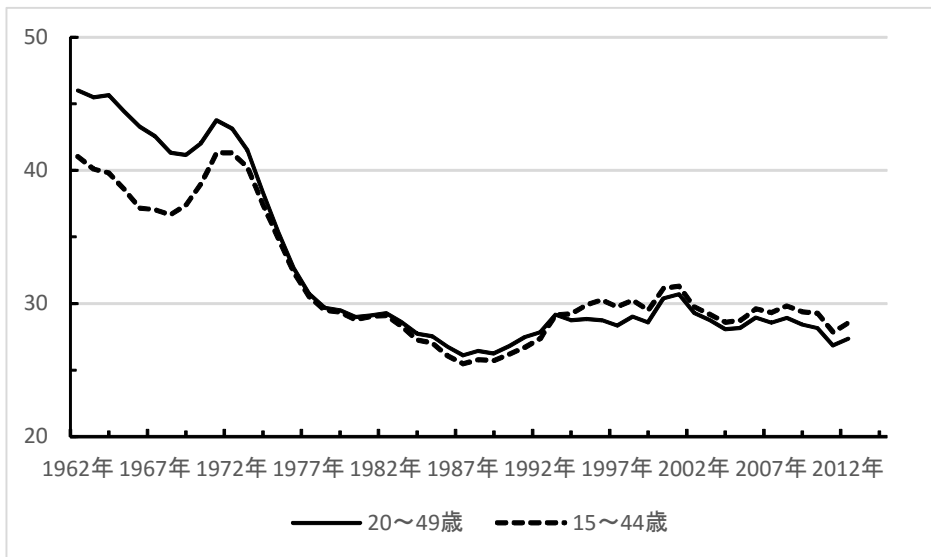
図1での婚姻率は婚姻数を総人口で割った値を 1000 倍したものである。したがって、婚姻率の定義は本稿のものとは異なっている。本稿では、婚姻数を婚姻する可能性が高い年代の人口数で割った値で婚姻率を定義している。そこで、本稿での定義による婚姻率から、表1で採用された 20 歳～ 49 歳と 15 歳～ 44 歳以下の女性人口数を使った婚姻率の推移が図2に示されている。これらの図によれば婚姻率はバブル崩壊前期間は婚姻率が急低下したが、それ以降はほぼ安定している。実際、推定モデル1を使って1989年を境界に Chow 検定を行えば、構造変化がなかったという帰無仮説は 5%水準で棄却される³⁴。また、20 歳～ 49 歳女性婚姻率を被説明変数、時間を説明変数として回帰分析を行うとバブル崩壊前期間では推定結果はマイナスで統計的に有意であるが、バブル崩壊後期間では推定結果はプラスとなるが統計的に有意でない³⁵。これらの分析から婚姻率の低下は 1970 年台始めからバブル崩壊までの約 20 年の間の現象であったこと

34 推定モデル1の場合には p -値は 0.027，推定モデル2では 0.016 となる。

35 バブル崩壊前期間の p -値は 0.00，崩壊後は 0.60 であった。

が確認できる³⁶。

図2 本稿での定義による婚姻率の推移



以上の分析より明らかなように、婚姻率低下の原因を解明するためには、バブル崩壊

36 図2に示されている本稿の定義による婚姻率はバブル崩壊後の期間ではやや増加傾向であるが、図1の婚姻率は低下傾向に見える。この差は、本稿では婚姻率の分母として15歳から49歳の女性など婚姻する可能性の高いグループを使っているのに対して、図1の婚姻率は総人口を分母にしていることから生じている。バブル崩壊後期間で図1の婚姻率が減少傾向であるのは、総人口に占める高齢者の割合が高まったためと考えられる。本稿の定義の方が高齢化の影響を除去している点で優れていると判断できる。

で構造変化が起こる前の期間のデータを用いて回帰分析を行い、その推定結果を用いて分析することが望ましい。しかし、分析期間が 1971 年から 1989 年ではサンプル数が 19 しかなく自由度が 1 桁になるため回帰分析の結果に信頼性が乏しい。そこで、以下では表 1 の全分析期間の推定結果を用いて婚姻率低下の原因を分析する。ただし、この分析は構造変化の影響を無視しているため、正確ではなく、よくても近似的な分析であることを強調しておく。

5.2. 婚姻率低下をもたらした要因

各説明変数が婚姻率低下に及ぼした影響の大きさを推測するために 1971 年から 1989 年の 19 年間の寄与度と寄与率が表 2 に示されている。ただし、推定係数は表 1 の推定モデル 2 の値、変化分はそれぞれの変数の 1989 年の値から 1971 年の値を差し引いた値である。また、寄与度とは説明変数の変化をもたらした婚姻率低下の大きさのことで、変数の変化分に推定係数を乗じることで得られる³⁷。これらの寄与度を、婚姻率の 1971 年の推定値から 1989 年の推定値を差し引いた婚姻率の変化分 17.6 で割った値を % 表示したものが寄与率である。10 個の説明変数の寄与度の合計は婚姻率変化分に等しく、寄与率の合計は 100 % になる³⁸。

37 分析期間中に他の説明変数が一定の状態、ある説明変数だけが変化したときに起こる被説明変数の変化の大きさが寄与度である。

38 1971 年から 1989 年の婚姻率の実際の変化分は 17.50 であったが、推定値では 17.65 となる。したがって、婚姻率の推定値の代わりに実際の値を使った場合には、寄与度も寄与率も約 1 % 小さくなる。

表2 説明変数の婚姻率に対する寄与度と寄与率

説明変数	推定係数	1971年値	1989年値	変化分	寄与度	寄与率
男賃金率	0.99	10.23	42.95	32.72	32.36	-183.36
女賃金率	-1.75	5.35	21.62	16.27	-28.53	161.67
男失業率	-1.39	1.07	1.92	0.85	-1.18	6.70
女失業率	0.98	1.23	2.62	1.38	1.35	-7.66
経済成長率	-0.14	10.03	7.72	-2.31	0.33	-1.90
物価指数	-0.34	34.80	91.70	56.90	-19.60	111.06
家賃	0.06	30.50	83.60	53.10	3.14	-17.77
危険回避度	0.21	0.60	0.90	0.30	0.06	-0.36
進学率	0.33	26.80	36.30	9.50	3.15	-17.84
男女比率	2.34	102.11	98.38	-3.73	-8.73	49.47

この表から明らかなように、男女賃金率の寄与度が突出している。男性賃金率が1971年から1989年の19年間で約4.2倍に増加したため婚姻率は32.36も上昇したが、女性賃金率も同期間で約4倍に増加して婚姻率を28.53も引き下げたのである。これらを差し引きすると、約3.8のプラスで、この値が1971年から1989年の男女賃金率のほぼ同率で同時的な増加によってもたらされた婚姻率の上昇分となる。したがって、男女賃金率の同時的な増加は婚姻率低下の主要な原因ではない。

男女失業率、経済成長率、家賃、危険回避度、進学率は個々の寄与度は大きくはなく、これら5変数すべて合計しても婚姻率を約6.9しか引き上げていない。男女比率の寄与度は-8.7であるから、これら6変数の寄与度を合計すると-1.9とほとんど婚姻率に影響を与えていなかったことになる。表2で賃金率に次いで寄与度が大きいのは消費者物価指数の上昇である。この期間で消費者物価指数は約2.6倍になっており、これが婚姻率を約20も引き下げていた。既述のように物価上昇は男女の実質的賃金率の同時的な同率の低下を引き起こすが、この推定結果が示すのは男性の実質的賃金率低下による婚姻率引き下げ効果は女性の実質的賃金率低下による婚姻率引き上げ効果を打ち消した上で婚姻率を大幅に引き下げたことになる。この期間の婚姻率の減少幅は17.5程度であったから、物価上昇による男性賃金率の実質的な低下が婚姻率低下の主要な原因で

あったともいえる。

5.3. バブル崩壊後期間とこれからの婚姻率

1989年から2012年の23年間で婚姻率は26.3から27.3に約1増加しただけであるが、この期間についても寄与度を算出することができる。詳細は省くが、この期間は経済成長率も低くほとんどの説明変数の変化分も小さく、寄与度も低かった。たとえば、この23年間で男性賃金率は7.8%、女性賃金率は3.9%しか上昇せず、寄与度も1.7と-3.0であった。例外として寄与度が大きかったのは進学率と男性失業率である。1989年の進学率は36.3%で2012年は56.2%と約20%も上昇したため寄与度は6.6であった。したがって、その他の条件が同一であれば婚姻率は6.6も増加したことになる。同様にして、男性失業率は1.9%から5.2%に上昇して寄与度は-4.6となった。その他の条件が同一であれば、男性の失業率の上昇によって婚姻率は4.6低下したことになる。しかし、進学率と男性失業率の寄与度はプラス・マイナスで相殺されるから、これら2要因の寄与度を統合すれば2程度でしかない。

最後に、婚姻率の今後の変化について考える。日本の経済状況や社会状況が現在と大きく変わらないとすれば、賃金率、失業率、物価、成長率、危険回避度、進学率、男女比率のどの変数も大きく変化するとは考えにくい。直近20年ほどの間では既述のように男性失業率と進学率の大幅な上昇が婚姻率に比較的大きい影響を与えたが、今後20年を考えると、そのような大きな変化を起こす変数は存在しないように思える。また、たとえば日本の経済成長率が現在より高まり男女賃金率や物価がある程度上昇したとしても、バブル崩壊前期間の分析結果を考えれば婚姻率は低下する可能性が高い。

6 結語

本稿では、日本の婚姻率が長期的に低下してきた原因を分析するために、1971年から2012年のデータを対象に婚姻率の決定要因を解明し、その推定結果を用いてさまざま

主な要因が婚姻率に与えてきた影響の大きさを推定した。このような分析の結果得られた結論は

(イ)婚姻率の決定メカニズムはバブル崩壊によって変化した。婚姻率が低下していたのは1970年初頭からバブルが崩壊する1989年頃までの約20年間で、バブル崩壊後の期間では婚姻率は比較的安定した動きをしていた。

(ロ)婚姻率が低下したバブル崩壊前の期間を対象にして、さまざまな要因が婚姻率に与えた影響の大きさを分析すると、最も重要な要因は男女の賃金率であることが判明した。

(ハ)婚姻するかどうかを最終的に決定しているのは女性である。そのため男性賃金率の上昇は婚姻率を高めるが、女性賃金率の上昇は低める。

(ニ)物価上昇による男性賃金率の実質的な低下が婚姻率低下の主要な原因であった可能性がある。

(ホ)バブル崩壊後の期間では、進学率と男性失業率の上昇が婚姻率に大きい影響を与えた。ただし、これらの効果は、前者がプラスで後者がマイナスであったため、ほぼ相殺された。

以上の分析は1971年から2012年のデータを対象に行った回帰分析の推定結果を用いて得たものであるが、バブル崩壊の前後で構造変化が生じたことがChow検定によって確認されている。したがって、以上の分析結果には深刻な偏りが存在する可能性があることを強調しておく。

【謝辞】

この論文は創造経済研究センター・嘱託研究員の研究成果の一部として書かれたものである。

【参考文献】

Becker, G. S. (1973) "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 4, pp. 813-846.

- Bertrand, M., P. Cortés, C. Olivetti and J. Pan (2016) "Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women," *NBER Working Paper Series* 22015.
- Blau, F. D., L. M. Kahn, and J. Waldfogel (2000) "Understanding Young Women's Marriage Decisions: the Role of Labor and Marriage Market Conditions," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53, No. 4, pp.624-647.
- Greene, W. H. (2012) *Econometric Analysis*, 7th ed., Pearson Education Ltd.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- Maddala, G. S. (2001) *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., John Wiley & Sons Ltd.
- Wooldridge, J. M. (2008) *Introductory Econometrics, A Modern Approach*, 4th ed., South-Western Pub.
- 沖本竜義 (2010) 『計量時系列分析』朝倉書房.
- 加藤彰彦 (2001) 「未婚化・社会階層・経済成長」『家族社会学研究』, Vol.13 , No.1 , pp.47-58 .
- 川口章 (2000) 「バブル景気以降における男女間賃金格差の実態とその研究動向」,樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶応義塾大学出版会, 所収, pp.369-398 .
- 田辺和俊・鈴木孝弘 (2013) 「多種類の所得調査を用いた我が国の所得格差の動向の検証」『経済研究』, 第 64 巻第 2 号, pp.119-131.
- 中尾武雄・東良彰 (2015) 「日本の危険回避度の長期的変化についてー 1965 年から 2012 年の相対的危険回避度の推定ー」『経済学論叢』(同志社大学), 第 67 巻第 2 号, pp.1-31.
- 北村行伸・坂本和靖 (2007) 「世帯間関係から見た結婚行動」『経済研究』(一橋大学), 第 58 巻第 1 号, pp.31-46.
- 福島豊 (1994) 「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』, 第 13 巻第 4 号, pp.97-129.

- 船橋恒裕 (2010) 「少子化の要因分析とその対策」『経済學論叢』(同志社大学),
第 61 卷第 4 号, pp.743-769.
- 水ノ上智邦・趙 (2015) 「結婚行動の性別役割の違いと地域間格差」『徳島文理大学
研究紀要』, 第 89 卷, pp.17-26 .
- 水落正明 (2006) 「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研
究』, 第 22・23 号, pp.167-176.
- 勇上和史・佐々木昇一 (2011) 「所得格差と女性の婚姻率 : 地域の結婚市場の視点
から」『国民経済雑誌』, 第 204 卷第 4 号, pp.65-79.