

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

2017/8/28 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。

簡単化のため、 t 時点でプロポーザルを拒否した場合にはそれ以降は一生独身で暮

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。

らずと想定すると、このときの効用の現在価値 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である。ただし、各期の労働時間を1と仮定するため w は賃金収入でもある²。また、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の現在価値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の現在価値 U_{mt} は³

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

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

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⁴、 w_b は配偶者の賃金率あるいは賃金収入である。

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

2 w は標準的な賃金収入あるいは賃金率で、実際の賃金収入あるいは賃金率はこれに努力度を乗じた値である。

3 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。

4 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。

値となるので⁵, (3)式の U_{mt} が最大になるように努力度 e_i と子供の消費量 $q_{ci}(i = t, t+1, t+2, \dots)$ を決定する⁶. 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⁷.

デシジョンメーカーがセレク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の現在価値 U_{mt} と 拒否したときの効用の現在価値 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. セレクターの賃金収入がデシジョンメーカーの賃金収入よりも高く ($w_i < w_{bi}$), 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

5 セレクターの最適問題を想像して推定することになる. たとえばデシジョンメーカーが, 効用関数に関する情報を持っているだけでなく, 「セレクターの α と β は自分自身のもと同じ値をとる」と考えるケースでは, デシジョンメーカーは「セレクターの目的関数は自分のものとまったく同一」と考えるため, セレクターの最適問題を自分の問題として解くことができる. あるいはシュタッケルベルグ・ゲーム的にデシジョンメーカーが自分をリーダー, セレクターをフォロアーと考えれば, セレクターの変数は自分の変数の関数として与えられる.

6 この理論モデルでは, 子供の消費量はデシジョンメーカーとセレクターの双方が別々に決定することになり, これらの決定が矛盾する可能性がある. しかし, このモデルは結婚前に2人が想像する結婚後の生活を表すものであるから, 矛盾していても問題とはならない.

7 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.

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てみ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、セレクターの賃金収入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。

次に、セレクターの行動を分析する。セレク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の現在価値は(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の現在価値は(3)式と(4)式で表される。ただし表記はセレク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、 $u(\cdot)$ はセレクターの効用関数、 q はセレクターの消費量、 $u_b(\cdot)$ 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 はセレクターの子供好き係数と読み替えることになる。セレクターがプロポーザルを行ったときの期待効用の現在価値を V_{mi} 、行わなかったときの効用の現在価値を V_{st} と表せば、セレク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および自分とその候補者の子供好き係数を推測し、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⁸、そのような場合には婚姻後の期待

8 人間は基本的には自分を過大評価すると考えられる。

効用の現在価値 V_m 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⁹。セレクトターの相性係数などの推測が正しく、実際にこの2条件が満たされれば婚姻が成立する¹⁰。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条件を満たす配偶者候補群から期待効用の現在価値 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。

セレクト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¹¹。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最も重要な要因は承諾条件」という前提で分析を進める。

9 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の現在価値が最大のセレクトターを選択することになる。

10 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。

11 セレクトターの「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、セレクトターが候補者の相性係数の推測を過大に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トターの相性係数の過大な推測が減少した場合に生じる。

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¹²。

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、セレクト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、本稿ではセレクトターが男性、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）とセレクトターが女性、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。

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)セレクトタ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、セレクトタ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タ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ターが見つかる可能性を高める条件として

(ハ)セレクトタ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。

12 これはあくまで仮説であって、その現実的な妥当性は推定結果を見て判断することになる。

- (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)セクタ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)セクタ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、セクタ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収入を採用する。これらの賃金収入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ク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、男女賃金収入、男女失業率、経済成長率、物価、危険回避度、セク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¹³, 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¹⁴, 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 歳までの男性か女性の人数で割った値を用いる¹⁵. 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

13 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.

14 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.

15 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.

¹⁶ . 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、推定モデルで採用する説明変数と、それらと婚姻率の間の理論的な関係を分析し、さらに実際に利用するデータについて説明する。

男性賃金収入 W_m と女性賃金収入 W_w

男女賃金収入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収入上昇は(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、女性賃金収入上昇は(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収入上昇は婚姻率を低下させ、女性賃金収入上昇は上昇させる。

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(常用雇員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。

16 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収入と同様である。ただし, 失業率の高いときには将来賃金収入が低くなり, 低いときには将来賃金収入が高くなると予想されるため, 婚姻率との関係は賃金収入とは反対で, 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¹⁷。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収入を増加させるが, 上記のように賃金収入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

17 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。

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 P と家賃 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と呼ぶ）と消費者物価指数の1項目の「家賃」を用いる。消費者物価の上昇は実質的な賃金収入の低下を意味するから、婚姻率に与える影響は男女賃金収入の同時的と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収入を実質的に引き下げて婚姻率を引き下げるが、女性の実質的賃金収入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、相対的に賃金収入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

危険回避度の推定値を用いる¹⁸。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¹⁹。

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を分析する。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から婚姻率の上昇が予想されるが、男性セレクト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レクト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

18 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。

19 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。

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収入 W_m 、女性賃金収入 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、男性賃金収入の係数はプラス、女性賃金収入はマイナス、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、消費者物価 P 、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²⁰。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。単位根過程は時間とともに分散が無限になるという性質を持つが²¹、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 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。

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

²² , 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 ²³ . 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 ²⁴ . 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 ²⁵ , 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 ²⁶ .

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

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

23 ラグ数9で検定すると, 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.

24 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.

25 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.

26 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.

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²⁷。これらの 3 つのケースの推定結果が**第 1 表**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。

27 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。

第1表 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
男性賃金収入	0.99	0.00	0.99	0.00	1.01	0.00	0.84	0.00
女性賃金収入	-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	-0.36	0.00	-0.34	0.00	-0.35	0.00	-0.43	0.00
家賃	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²⁸、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、男女の賃金収入・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、男性賃金収入の推定係数はプラス、女性賃金収入はマイナス、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

28 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。

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²⁹。したがって、本稿の理論モデルが現実を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³⁰。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³¹。

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、消費者物価と気

29 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。

30 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。

31 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。

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収入を高めるが、女性・デシジョンメーカー仮説のもとでは男性賃金収入上昇は婚姻率を上昇させ、女性賃金収入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。同様にして、消費者物価上昇は男女賃金収入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収入減少は婚姻率を低下させ、女性の実質的賃金収入減少は引き上げる。消費者物価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³²。

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³³。

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

32 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。

33 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。

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収入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

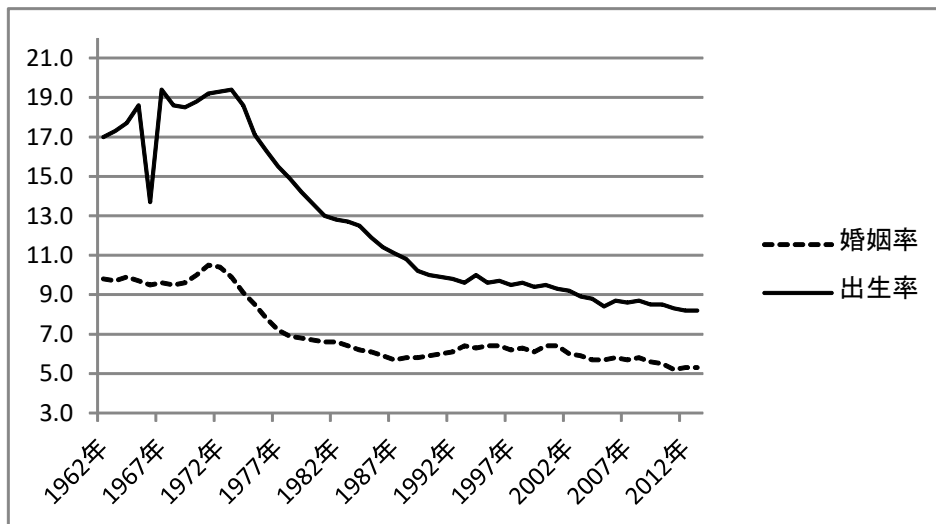
婚姻率の低下は出生率低下をもたらした主要な要因の 1 つと考えられるが、実際に婚姻率が低下したか、また、出生率と関係があるかを見るために第 1 図が描かれている。この図を作成するための婚姻率と出生率のデータは厚生労働省・保健社会統計課『人口動態統計』から入手している。この図を見ると本稿の分析が始まる 1971 年からバブルが崩壊する 1989 年頃までの約 20 年間(以下では「バブル崩壊前期間」と呼ぶ)は出生率と婚姻率の間に緊密な関係があったことが読み取れ、婚姻率低下が出生率低下の原因の重要な要因であったと推測できる。図では 1989 年頃以降の期間(以下では「バブル崩壊後期間」と呼ぶ)の出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³⁴、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³⁵。自由度修正済決定係数は 0.9 を超

34 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。

35 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。

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。

第1図 婚姻率と出生率



第1図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、第1表で採用された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第2図に示されている。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³⁶。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

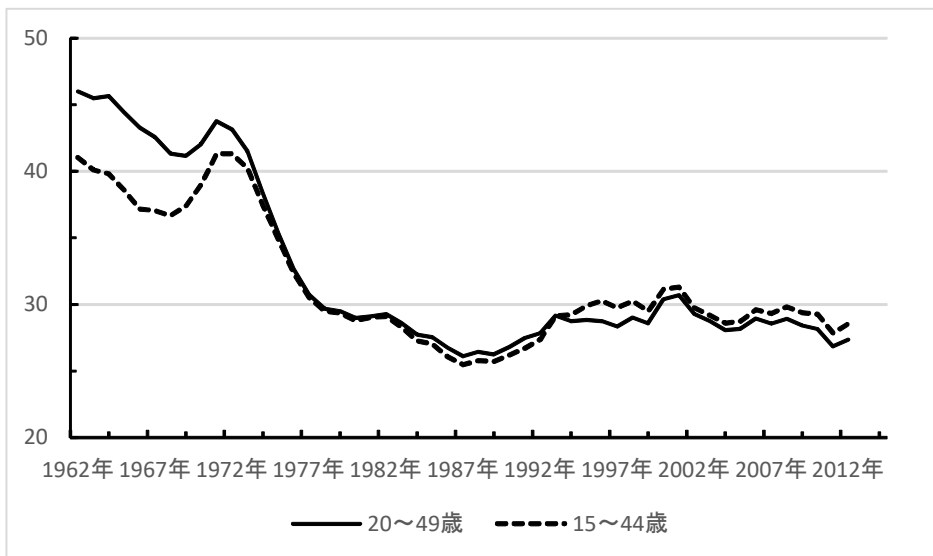
36 推定モデル1の場合には p -値は 0.027, 推定モデル2では 0.016 となる。

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³⁷。これらの分析から婚姻率の低下は1970年代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が確認できる³⁸。

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

38 第2図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、第1図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、第1図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第1図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。

第2図 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、以下では第1表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第2表に示されている。ただし、推定係数は第1表の推定モデル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³⁹。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⁴⁰。

39 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。

40 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。

第2表 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
男性賃金収入	0.99	10.23	42.95	32.72	32.36	-183.36
女性賃金収入	-1.75	5.35	21.62	16.27	-28.53	161.67
男性失業率	-1.39	1.07	1.92	0.85	-1.18	6.70
女性失業率	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
消費者物価	-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、男女賃金収入の寄与度が突出している。男性賃金収入が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、女性賃金収入も同期間で約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年の男女賃金収入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、男女賃金収入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。第2表で賃金収入に次いで寄与度が大きいのは消費者物価の上昇である。この期間で消費者物価は約2.6倍になっており、これが婚姻率を約20も引き下げている。既述のように物価上昇は男女の実質的賃金収入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収入低下による婚姻率引き下げ効果は女性の実質的賃金収入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収入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年間で男性賃金収入は7.8%、女性賃金収入は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、賃金収入、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、たとえ日本の経済成長率が現在より高まり男女賃金収入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に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収入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。そのため男性賃金収入の上昇は婚姻率を高めるが、女性賃金収入の上昇は低める。
- (ニ)物価上昇による男性賃金収入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－ 1965 年から 2012 年の相対的危険回避度の推定－」『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.
- 船橋恒裕 (2010) 「少子化の要因分析とその対策」『経済学論叢』(同志社大学), 第 61 巻第 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 巻, 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.
- 副島豊 (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.

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.