

雇用不安時代における女性の高学歴化と結婚タイミング

—JGSS データによる検証—

野崎 祐子

(広島大学大学院社会科学部博士課程後期)

Women's Higher Education and Marriage Timing in an era of employment uncertainty

Yuko NOZAKI

Graduate School of Social Sciences

Hiroshima University

Marriage behavior is heavily influenced by macro-economic factors. For example, there may be low momentum in marriage rates when employment is unstable or there are fewer members of the opposite sex suitable for marriage. However, most traditional studies have focused on individual attributes based on Cost-Benefit Theory. This paper verifies the influence of macro-economic factors and higher education on marriage behavior using the Cox Proportional Hazard Model and following D. S. Loughran (2002) who used Search Theory for marriage behavior. As a result it is found that there is a negative correlation between female ratio in marriage market and marriage timing for the female group. In addition, it is apparent that the unemployment rate for female has a negative influence on the marriage behavior and this influence becomes stronger among newer generation.

Key Words : JGSS, macro-economic factor, higher education

結婚行動はマクロ経済要因から多大な影響を受けている。例えば雇用の不安定性が高い場合や、男女比のバランスが適切ではない場合、婚姻率は低下するであろう。しかし従来の研究では、こうしたマクロ経済要因は考慮されず、コスト・ベネフィット理論をもとに個人属性の観点から検証されたものがほとんどであった。本稿では、サーチ理論を結婚行動に援用した Loughran(2002)に従い、結婚行動に及ぼすマクロ経済要因および高学歴化の影響を、Cox 比例ハザード分析によって検証した。その結果、結婚タイミングと結婚市場における女性比率の間には負の相関があること、女性の失業率が結婚行動にマイナスの影響を及ぼし、その度合いは新しい世代ほど強まっていることが明らかになった。

キーワード : JGSS、マクロ経済要因、高学歴化

1. はじめに

近年少子化問題との関連で晩婚化・非婚化現象が社会的関心を集めている。その要因の背景を整理すると、(1)女性の高学歴化による結婚・出産に対する機会費用の上昇、(2)長期不況や雇用の不安定化などのマクロ経済要因、(3)見合い制度の衰退、および晩婚・未婚に対する否定的な社会通念の薄れなど、結婚に対する規範性の低下に大別される。これまで結婚に関する経済学的なアプローチは、(1)に着目したコスト・ベネフィット分析がほとんどであった。つまり女性の就業機会が限定的で、男女間の賃金格差も大きい時代から、労働条件が整備され、男女の別なく働き続けられる時代へと転換しつつあることが、女性を結婚から遠ざける要因だというのである。

確かに雇用機会均等法以降、女性が経済的に自立し、働き続けることに対する理解は深まった。しかし男性に伍して働く女性は依然一部の者に限られている。大半は卒業しても、派遣やアルバイト、フリーターなど不安定な雇用環境に留め置かれ、結婚よりも仕事の優先順位が高いというわけではない⁽¹⁾。1986年の雇用機会均等法施行から20余年、こうした女性内での分化がどの世代で顕在化したのか、見極める必要がある。また、国立社会保障・人口問題研究所が行った調査⁽²⁾によれば、94.3%の女性が「いずれ結婚するつもり」と答えており、「一生結婚するつもりはない」はわずか6%である。9割以上のものに結婚の意志が見られるのであれば、第三の要因として挙げられる結婚に対する規範性の低下も晩婚化の主たる要因としては、説明力不足であろう。

(2)のマクロ経済要因については、今のところ、日本に関する十分な実証研究の蓄積があるとはいえない。既存研究のほとんどが、コスト＝ベネフィット理論を基にしているため、これらの要因を明示的に説明変数として採用していなかった。

そこで本稿では、求職行動を説明するサーチモデルを結婚行動に援用した Loughran (2002) をもとに、従来の手法ではフォローできなかったマクロ経済要因についても包括的に検証する。その際、学卒時が好景気であれば良好な就業機会に恵まれるが、そうでなければその後の職業生活が不安定になりやすいという日本に特徴的な就職事情を反映した説明変数を採用する。また、従来女性は、結婚相手として自分よりも高い学歴の男性を選好する傾向があるが、女性の高学歴化によって、女性の望む男性が相対的に減少している可能性がある。本稿ではこうした結婚市場の男女比についても考察を試みる。

全体の構成は以下のとおりである。次節では結婚タイミングの遅れが少子化の主たる要因であることを述べ、本稿での課題である女性の高学歴化およびマクロ経済要因について検証する。第3節では、結婚の経済理論の簡単なサーベイを行う。第4節においては、本稿で用いる理論モデルを検証し、アプローチの妥当性を検討する。第5節では、JGSS データを用いて、女性の結婚の意思決定が、女性の高学歴化や、雇用の不安定化、出身階層などからどのような影響を受けているのか、学歴およびコーホートを軸に推計する。最後に結論と留保を述べる。

2. 問題の背景

2.1 少子化と晩婚化・非婚化

厚生労働省『人口動態調査』の年間推計⁽³⁾によると、出生数から死亡数を引いた2005年の「自然増加数」はマイナス1万人となり、統計をとり始めた1899年以来初めての人口の自然減少となった。人口減少社会が社会問題となるのは、少子化と政府財政や年金問題のサステナビリティに密接な関連があるためである。人口が減少すれば、社会保障制度や労働力確保といった社会、経済への影響が大きい。人口増加を続けてきた日本にとって、「人口が減る」といった事象は歴史的な転換ともいえる。出生率低下の要因は、人口学的には、(1)未婚率の上昇、(2)晩婚化による出生タイミングの遅れ、(3)夫婦の完結出生児数(生涯に産む子ども数)の減少などが挙げられるが、岩澤(2002)⁽⁴⁾が指摘するように、最近の出生率低下は主として晩婚化の進行による20歳代、30歳代の未婚率の上昇によってもたらされていると考えられている。

2.2 晩婚化と女性の高学歴化

ここではまず、サバイバル分析のひとつであるカプラン-マイヤー法 (Kaplan-Meier Method) によって、未婚確率曲線を描き、学歴別の結婚行動を視覚的に把握する。サバイバル分析は、結婚のように個人の属性や状態が変化する事象をイベント(event)とみなし、それが発生する確率の時系列的変化を推定するものである。また、観察期間中、イベントが発生しない(結婚しない)ケースもある。このようなケースを打ち切りが生じたと言う。ここではイベント(結婚)が観測できなかった場合を「打ち切り」と呼ぶことにする。グラフは、縦軸に未婚確率、横軸に初婚年齢ならびに学卒後初婚までの経過年数をとったもので、階段状の曲線には、カプラン-マイヤー生存関数によって未婚確率の経年変化が示される。

使用データは、アメリカの社会調査である General Social Survey (GSS) を範とした「日本版 General Social Surveys(JGSS)」⁽⁶⁾の JGSS-2000、JGSS-2001、JGSS-2002 をプールしたものである。観察対象は 1950 年生まれから 1979 年生まれの女性とし、5 年を 1 コーホートとしてグループ分けした。表記方法は、グループ初年にコーホートを表す C をつけたものである。例えば 1950 年から 1954 年生まれは C1950、1955 年から 1959 年生まれは C1955 となり、全部で 6 コーホートである。ここでは、学歴の効果がどの時点で顕在化したか特定する目的で、C1950、C1955、C1960 を「1950-1964 年コーホート」、C1965、C1970、C1975 を「1965-1979 年コーホート」とグループ化した。

また、学歴そのものの効果を推定する目的で、被説明変数は初婚年齢だけではなく、学卒後の初婚までの期間も加えた。通常、在学中は無収入であるため結婚する確率は非常に低く、結婚タイミングは高学歴であるほど遅くなる傾向がある。しかし一般的には、初婚年齢の学歴差は、教育年数の違いに相当するほど大きいものではなく、学卒後初婚までの期間は初婚年齢とは反対に学歴が高くなるほど短いとされている。

図 1~2 の初婚年齢に関する結果を見ると、未婚確率が 0.5、つまりサンプルの約半数が結婚するタイミングをコーホート間で比較すると、1950-1964 年コーホートでは 20 歳台半ばに集中し、学歴による違いがあまり見られない。一方 1965-1979 年コーホートでは中卒がタイミングを早める一方で、高卒や短大高専卒では 20 歳台後半、大卒以上では 30 歳台前半まで半数以上が結婚しておらず、学歴によって、結婚タイミングにばらつきがみられるようになっている。

図 3~4 の学卒後初婚までの期間については、1950-1964 年コーホートで、学歴の高い順に学卒後初婚までの期間が短い。また全ての学歴で、学卒後 10 年以内にサンプルの半数が結婚し、10 年経過すると、学歴による違いはほとんどみられなくなる。しかし 1965-1979 年コーホートでは、学卒後 5 年までは、1950-1964 年コーホートでみられたような学歴が高いと学卒後の経過年数が短くなるといった関係は消え、中卒を除くと学歴による違いはほとんどみられない。

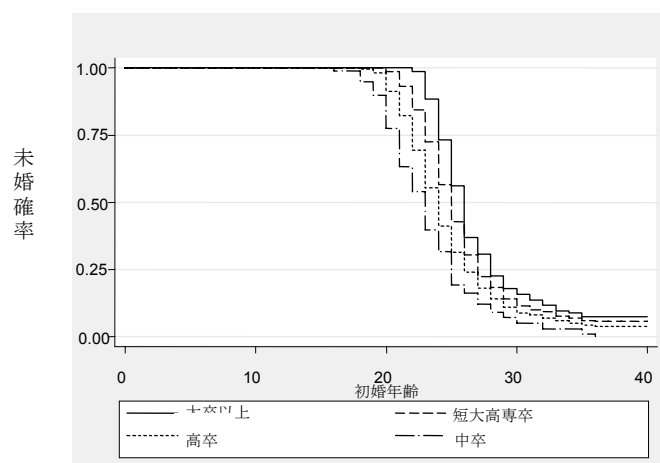


図 1 学歴別にみた未婚確率・初婚年齢：1950-1964 年コーホート

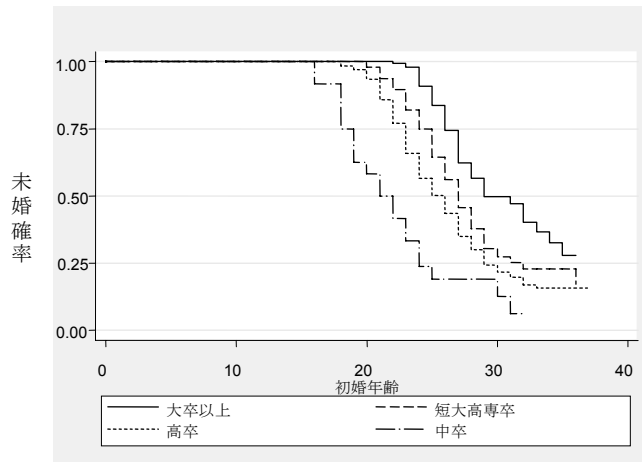


図 2 学歴別にみた未婚確率・初婚年齢：1965-1979 年コーホート

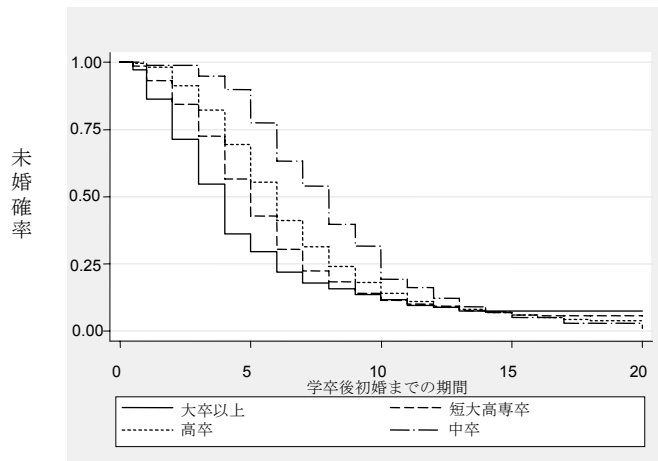


図 3 学歴別にみた未婚確率・学卒後初婚までの期間：1950-1964 年コーホート

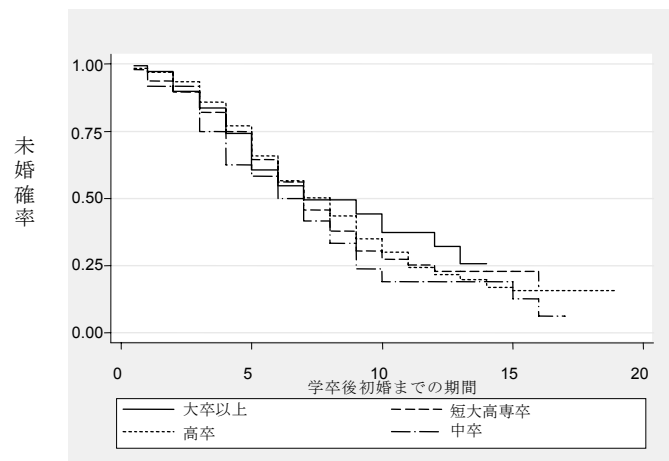


図 4 学歴別にみた未婚確率・学卒後初婚までの期間：1965-1979 年コーホート

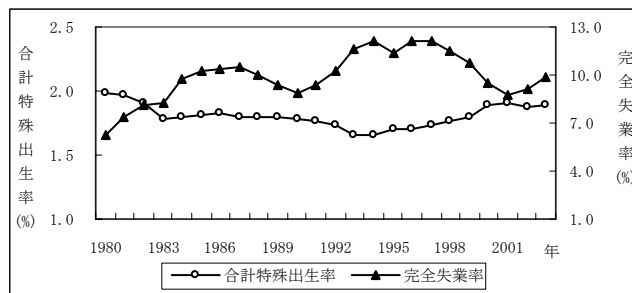
2.3 晩婚化とマクロ経済要因

内閣府『平成 18 年版少子化社会白書』には、マクロ経済要因と晩婚化との関連を裏付ける福井県のデータが記載されている。福井県は、2005 年の合計特殊出生率が 1.47 と、沖縄県の 1.71 に次いで

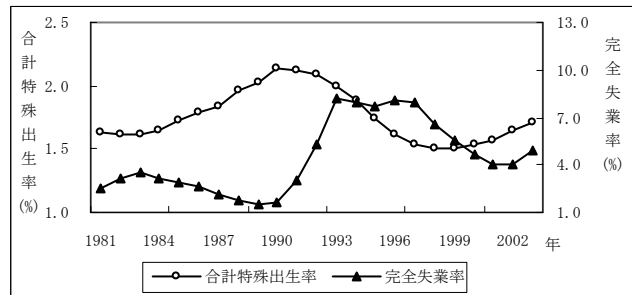
全国2位であるが、唯一、出生率が前年と比べて上昇した県でもある⁽⁶⁾。この県に特徴的であるのは、女性就業率が全国第2位の52.6%、共働き世帯の割合は全国第1位の60.5%⁽⁷⁾となっているほか、完全失業率も全国第2位の2.5%と低く、経済的な不安定要因が低いということである⁽⁸⁾。

マクロ経済要因が結婚出産行動に影響をもたらすという事象は、フランス、スウェーデンにおいても観察される。これらの国では、景気が回復すると、ある程度のタイムラグを経て合計特殊出生率(以下出生率)も上昇するという、より直接的な関係を表すデータが確認されている。スウェーデンの出生率は1990年代初頭にいったん低下したものの、1990年代後半には持ち直しをみせた。フランスでは1990年代後半に1.7程度まで低下したが、その後上昇に転じ、1.8程度までに持ち直している。出生率の推移に失業率⁽⁹⁾のグラフを重ねると、失業率が上昇すると出生率が下がり、持ち直すと上昇するという関係が認められ、出生率がいわば失業率の遅行指標とでもいうような動きを示している(図5)。失業率と出生率との間の因果性について、グレンジャー・テストを行ったところ、失業率から出生率に対するグレンジャーの意味での因果性が1年のラグで認められた(表1)。

フランス



スウェーデン



日本

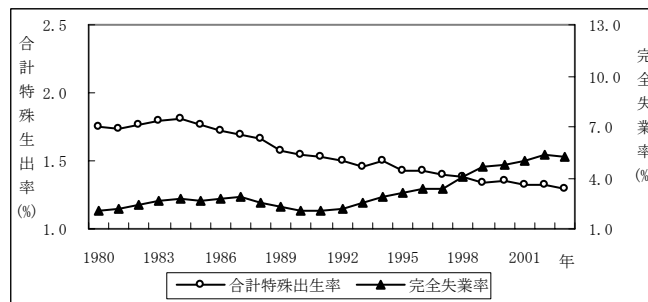


図5 合計特殊出生率と完全失業率の推移

資料) 厚生労働省『人口動態統計』/国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集2006』より作成。

総務省『労働力調査』/OECD Fact book 2006 - Economic, Environmental and Social Statistics

(<http://puck.sourceoecd.org/v1=3016510/cl=29/nw=1/rpsv/factbook/>)より作成。

注) スウェーデンのデータは1980年分が欠落しているため1981年以降のものとなる。

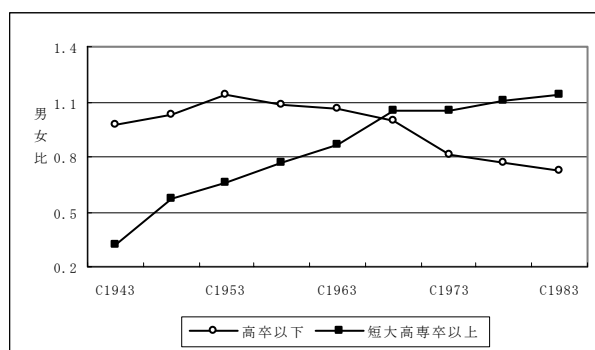
表 1 完全失業率から合計特殊出生率への因果性

| | F 値 | 有効水準 | 因果性 |
|--------|-------|------|-----|
| フランス | 3.38 | 0.08 | 有 |
| スウェーデン | 72.77 | 0.00 | 有 |
| 日本 | 0.00 | 0.96 | なし |

資料) 図 5 に同じ

日本の場合、失業率と出生率との間には、フランスやスウェーデンに見られるような明確な関係を見出すことができない。その理由として考えられるのは、フランス・スウェーデンでは、女性労働と外部労働市場のリンクが強く、失業率と雇用機会拡大あるいは縮小が直接結びつきやすいことである。一方日本では、女性の雇用環境は、長期雇用制度など内部労働市場からの制約を強く受けている。そのため、これらの国のように失業率の影響が逐次反映されるというわけではないと思われる。本稿では、こうした背景を考慮し、結婚行動に及ぼすマクロ要因の代表指数として、学卒時（正確には就職が決まる卒業前年の）の性別・年齢階級別完全失業率を採用した。

本稿で注目するもう一つのマクロ経済要因に結婚市場の男女比がある。図 6 は、新規学卒就職者数を高卒以下と短大高専卒以上の 2 つに区分して学歴別の結婚市場を仮定し、5 年のコーホートごとに男女比を計算したものである。グラフからは、短大高専卒以上の結婚市場で、急激な女性の高学歴化が観察される。また、結婚市場における男女比の逆転は、両市場ともに、C1968（1968 年～1972 年生まれ）で起きていることがわかる。



資料) 文部科学省『学校基本調査』各年より作成。

図 6 結婚市場の男女比

3. 結婚に関する経済理論

結婚を経済学のテーマとして理論体系化したのは Becker (1973, 1974) を嚆矢とするシカゴ学派である。その中心的概念は結婚を比較優位な分業と捉えた「女性の自立仮説: independence hypothesis」(Ross and Sawhill, 1975)⁽¹⁰⁾である。これに基づいて実証した代表的なものに Butz and Ward (1979) の研究がある。そこでは女性の市場賃金上昇に伴う育児の機会費用の高まりが出生率低下に結びつくことを示すモデルが提示され、多くの後続研究を生んだ。日本では Ogawa and Mason (1986)、大谷 (1993)、加藤 (2000) らが、Butz and Ward モデルをベースに合計特殊出生率と女性の賃金水準との間に負の相関を見出した。

しかしこのような理論や検証結果を踏まえ、近年施行された女性の雇用環境整備や育児休業制度などの実効性についてはあまり期待できないという見解も少なくない。たとえば、滋野・大日 (1998) は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データから、勤務先の育児休業制度の有無が、女性の結婚行動に対して影響を持つかどうか分析したが、両者には関連がないとの結果を得ている。日本に先駆けて少子化対策を積極的に取り入れた欧米諸国をみると、効果が長期間安定して得られている例は少なく、全般的には限定的なものに留まっているといわざるを得ない。小島 (1996)

は、フランスでの研究をサーベイし、給付を中心とした家族政策の効果には限界があるとしている。また平岡(1996)は、イギリスの場合、女性の就業率と出生率との間に必ずしも負の関係が認められているわけではないこと、また安定した出生率を説明するものとして、家族に関する意識の保守性を指摘する研究を紹介している。家族形成に対する政策的介入の効果が明確でないのであれば、女性の高学歴化や社会進出と機会費用との関連に着目するコスト=ベネフィット理論の枠組みでは現状を説明できないことになる。

本稿と同じ JGSS データを用いて、初職の雇用形態の違いが結婚タイミングに及ぼす影響について検証したものに水落(2006)がある。水落(2006)によると、男性では初職が正規雇用の場合、結婚タイミングを早めるが、女性ではそのような効果がみられず、結婚に際しては男性の経済的な安定が重要であるという一般的な理解と整合的な結果となっている。水落(2006)が仮定したように、一般的には初職が正規雇用の場合、その後の労働条件は安定した良好なものであるとされている。しかし、就職タイミングとマクロ経済要因、具体的には好景気かそうでないかは、雇用形態の違いと同様、あるいはそれ以上に雇用の安定性に大きく影響すると考えられる。また、女性の高学歴化をマクロの視点でとらえなおすと、高学歴女性の増加が結婚行動に与える影響も大きいと考えられる。女性が結婚相手に自分より高い学歴を求める選好には根強いものがある。そのため女性が高学歴化すると、結婚相手候補となる高学歴男性の数は相対的に低くなり、ミスマッチが生じる。

そこで本稿では、男女がお互いの条件、あるいはリソースを提示しながら結婚相手探しをするプロセスを説明する理論としてサーチ理論⁽¹¹⁾に着目する。サーチ理論では、探索の過程で直面する摩擦的要素(マクロ経済要因)について明示的に分析に取り入れることが可能となる。本稿ではさらに、親世帯から独立的ではない日本の結婚行動の特性も踏まえ、親の教育履歴や経済状況についても観察対象に加える。次節では、結婚の意思決定プロセスについて、これらの要因を明示的に組み込んだサーチ理論によるモデルの検証を行い、分析の枠組みをしめす。

4. モデル

ベースとなるモデルは Loughran(2002) および Mortensen(1986) である。経済学におけるサーチ理論は元来、求職行動を観察するジョブ・サーチを中心に発展してきた。ジョブ・サーチでは、求職者と企業双方の行動様式が問題となるが(two-sided search)、本稿では女性の結婚意志決定プロセスに着目するため、single-sided search によるアプローチを採用する。モデルの詳細は以下のとおりである。結婚市場は複数の若年男女によって構成される。個人は条件付分布 $F(w|H)$ によってプロポーザルを受諾するか否か決定する。女性の賃金水準が結婚の意思決定に影響を与えることはほとんどないため、説明変数の賃金平均・分散は全て男性のものとする。分布 F は、男性賃金の平均 μ 、分散 σ によって構成され、結婚相手となる男性の経済的な状況を表している。 H は、年齢、学歴、職種、出身階層などの属性であり、賃金 w も含まれる。また $F(w|H)$ からプロポーザルを受諾する確率 q は結婚市場の外部性を表す関数とする。女性が独身を継続する効用は U_i^s 、結婚相手を探すコストは c_i とする。プロポーザルを受諾するか否かの決断は1回に限られ、受諾した時点でサーチは終了するものとする。

女性のとり戦略は男性のオファーを受諾するか、それを見送りさらによい条件の相手を求めて独身を継続するかというものである⁽¹²⁾。結婚相手をサーチする期間が長期化すれば金銭的、時間的、心理的なコスト c がかさむ。そこで探索コストを考慮しつつ結婚によって得られる効用が最大化されるような機会を選択することが最適戦略となる。女性が結婚のサーチを継続していく過程で下す各々の決断から結婚行動を推定するには、動的計画法からのアプローチが有効となる。その際、決断には「留保水準(賃金)⁽¹³⁾」と呼ばれる基準 w^* が存在する。ある時点 t でプロポーザルを受諾する際の現在価値を $W(w_t)$ とするとベルマン方程式の解を満たすサーチ問題は以下のように表現できる。なお式を簡潔なものにするため、時間を表す t は省略した。

$$W(w^*) - U^s = \beta q \int_{w^*}^{\bar{w}} [W(w) - W(w^*)] dF(w|H) - c \quad \dots (1)$$

(1)式の左辺は結婚プロポーザルを受諾する際の限界便益が、右辺のサーチを継続する割引後の限界便益に等しいことを示す。つまり女性の独身でいる効用 U^s が高ければ、オファーに対する要求水準は上昇し、サーチを継続するコストが低ければ、結婚相手の基準も低くなることを表す。またオファーされる可能性が低下し、プロポーザルを受諾する可能性が低くなれば、サーチを継続する期待価値も下がる。従って割引率 r も留保水準とは負の相関関係にある。このように留保水準は、結婚のプロポーザルを受諾する可能性とは反比例するので、その確率 p は $p = q[1 - F(w^*)]$ と表せる。サーチ継続期間中影響を及ぼす q は明確ではないが、 $F(w)$ に関しては、 q が減少するとオファー受諾する可能性が低下し、結婚可能性も低くなるが、同時に w^* も低下するので受諾可能性も高まり、両者の関係はオフセットされる。結婚市場が持つ外部性が持つ効果はこのようにはっきりとした方向性を持つものではない。動的計画法のアプローチに従って p を独身状態を離れる瞬間確率とすれば、 w^* は最初のオファーにのみ反応し、将来期待されるオファー回数 n は単純に $1/p$ と定義される。こうして一般的には留保賃金が増えれば探索期間も長期化し、初婚年齢に影響を及ぼす過程が以下のように導かれる。

$$0 < \frac{\partial w^*}{\partial \mu} = \frac{p}{r + p} < 1 \quad \dots (2)$$

$r > 0$ の仮定から、(2)式では、 w^* と平均は正比例の関係ではないものの、平均 μ の低下は結婚行

動を低調にさせ、上昇は高める傾向にあることが示される。しかし割引率 $\frac{\partial w^*}{\partial}$ を考慮すると、このよ

うな関係性は成立しなくなる。割引率は個人の属性により異なり、一般に学歴の高い女性は低い割引率を持つ傾向があるとされている。

結婚相手のサーチ行動はこうして定式化することができるが、最適解を導くにあたっては、分散 σ の性質と個人のリスク回避度に留意する必要がある。ここで最初にリスクニュートラルな個人が、以下のようなケースに遭遇したとする。

$$\frac{\partial w^*}{\partial \sigma} = \frac{\beta q \int_0^{w^*} \frac{\partial F(w|H) dw}{\partial \sigma}}{\beta q [1 - F(w^*|H)] + 1} > 0 \quad \dots (3)$$

男性の賃金分散 σ は拡大するが、平均 μ は変わらない場合、留保水準を上回るプロポーザルが期待できればサーチは継続される。このような傾向は高い留保水準を持つ女性に多くみられる。一方でリスクニュートラルな個人は、底辺部分の男性が増加してもサーチを継続する期間は影響を受けない。(3)式に基づいて男性の賃金分散と女性のリスクに対する選好がサーチ活動に及ぼす影響を検討してみよう。

まず男性賃金の分散が平均を変えないまま拡散するような状況下においては、(3)式で示された比較静学では w^* を捉えることはできない。平均よりも低い留保水準の女性は未知の分散よりも既に知られたものを選好するから、サーチを継続することへの期待は高くない。従って男性の賃金分散が拡大する場合、自らの留保水準を下げることで行動を調整する。反対に平均よりも高い女性、換言すればリスクニュートラルな場合はこのような影響は受けにくくなる。

このように女性のサーチ行動は男性の経済状況から影響を受けるだけではなく、リスクに対する自らの選好によっても影響を大きく受ける。ここで当初の仮定を変え、リスク回避的な女性の場合を検証してみよう。(1)式をもとに結婚相手の賃金から受けとる効用を考える。 $U'(w) > 0$ $U''(w) < 0$ となる $U(w)$ において結婚を受諾する効用と独身でいる場合の効用の差は以下の式で表すことができる。

$$U(w^*) - U^s = \beta q \int_{w^*}^{\bar{w}} [U(w) - U(w^*)] dF(w|H) - c \quad \dots \dots (4)$$

リスク回避的な個人は、留保水準より高いオファーを受ける確率が低くなるので、分散が拡大するのを好まない。リスク回避の傾向は相対的に留保水準の低い個人に強い。従って平均は不変だがその分散が拡大する分布においては、リスク回避的な女性のサーチ期間は短縮され、初婚年齢は低くなる。

5. データと推計

5.1 Cox 比例ハザードモデル

ここでは経済モデルによって提起された問題点に留意したうえで、実証分析を行う。ある時点 t において、女性が結婚に際してどのような行動をとるのかを表す傾向 p_{it} は、結婚市場の外部性を q_t 、女性の留保賃金（水準）を w_{it}^* とすると、次のように定式化できる。

$$p_{it} = q_t [1 - F(w_{it}^*)] \quad \dots \dots (5)$$

(5)式は、留保水準が上昇すると結婚可能性は低下することを示している。留保水準は独身でいる効用 U^s 、サーチコスト c 、割引率 r 、男性の平均賃金 μ 、分散 σ 、結婚市場の影響 q から構成される。

$$w_{it}^* = W(U_i^s, c_i, r_i, \mu^m, \sigma^m, q) \quad \dots \dots (6)$$

(6)式をもとに、Cox 比例ハザードモデルを用いて μ 、 σ 、 q の数値、符合条件を推計する。Cox 比例ハザードモデルは経年変化の中で起こる事象 (event) について、それが出現するまでの時間を被説明変数とするものである。

β を推定されるパラメーターベクトル、 x を説明変数ベクトルとすると、 $h_0(t)$ を全ての説明変数が 0 の状態であるときのハザード関数（以下ベースラインハザード関数）は以下のように表せる。

$$h(t|x) = h_0(t) \exp(\beta'x) \quad \dots \dots (7)$$

β は以下の部分尤度関数を最大化することによって求めることができる。ただしベースラインハザード関数には特定の確率分布は仮定しない。

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{\exp(\beta'x_i)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\beta'x_j)} \right\} \quad \dots \dots (8)$$

$R(t_i)$ は時点 t の直前のリスク集合 (risk set)、つまり結婚していない場合の集合を表す。従って分母がリスク集合に含まれるハザード関数の総和を表し、分子は結婚した場合のハザード関数を表している。

5.2 データと説明変数

使用データは、第 2 節と同じく JGSS データを 3 年プールしたものである。また、打ち切りサンプルとは、全てのサンプルのうち、観察期間中結婚が発生しなかったケースについてのものである。説明変数、被説明変数は以下のとおりであり、その基本統計量を表 2 に示す。

[説明変数]

(1) 出生コーホート

世代による影響を観察する。前述のとおり 5 年単位でコーホートグループを作成した。C1950 から C1975 までの 6 つのコーホートから成る。リファレンス・グループは C1950 である。

(2) 学歴

学歴の結婚行動に対する効果をみる。中卒をリファレンス・グループとして、高卒、短大高専卒、大学院を含む大卒以上の 4 変数である。

(3) 本人の属性

本人の結婚適齢期における経済的な環境が結婚に及ぼす影響を観察する目的を持つ。学卒後初めて就職した職種が管理・専門職である場合を初職 W 雇上ダミー、従業員規模 300 人以上の企業および官公庁に就職した場合を初職大企業ダミーとした。JGSS では職種を約 150 種類に分類し集計しているが、ここでは教員、薬剤師、税理士などの専門職や管理的な職業に従事している約 40 の職種をホワイトカラー上層職とした。

(4) 出身階層

本人の家庭環境、特に経済的な状況が与える影響について観察する。父親の最終学歴が、短大・高専卒以上の場合(1)を父高学歴ダミー、同様に母高学歴ダミー、15 歳時の父親の職種が、管理・専門職であった場合を父 W 雇上ダミー、同じく従業員規模 300 人以上の企業および官公庁に勤務していた場合を父大企業ダミー、母がフルタイム雇用で働いていた場合を母常雇用ダミーとした。

(5) マクロ経済要因

本稿では、男性賃金の平均 μ および賃金の分散 σ は、男性の雇用安定性と高い相関があると考え、マクロ要因を表すものとしてサンプルの卒業年前年の性別年齢別全国平均完全失業率を採用する。これは就職を決める際に、労働市場が逼迫していれば、初職で希望する企業に就職することが難しく、転職率が高くなるなど、その後の職業人生が不安定になりやすいという黒澤・玄田 (2001) を踏まえたものである。黒澤・玄田 (2001) では、学卒直前時点での失業率の悪化は、新卒者が正社員となる機会を抑制するだけでなく、正社員として就職した場合であっても定着率に大きく影響しているとしている。本稿ではこれに従って、就職決定時の性別、年齢階級別完全失業率を採用する。また、結婚相手の状況だけではなく、本人の雇用安定性についても観察する目的で、女性についても同様に、就職決定時の完全失業率を投入した。これは、自分自身の期待利得に関する代理変数といえる。

結婚市場の状況を捉える目的で、同世代の男女比もマクロ要因に含めた。この男女比は学校基本調査の新規学卒者数の男女比を、短大高専卒以上と高卒以下の 2 つにグループ分けし、5 年間を同世代とみなして、男性を 1 とした場合の女性の割合を計算した。従ってここでの男女比は学歴グループにおける男性 1 人あたりの女性比を示している (前出の第 2 節、図 6 参照)。

[被説明変数]

学歴の効果を確認するため、初婚年齢に加えて学卒後初婚までの期間についても推計を行った。推計はまずサンプル全体について行い、続いて第 2 節同様、1950~1964 年生まれまでを 1950-1964 年コーホート、1965~1979 年生まれまでを 1965-1979 年コーホートとしてそれぞれ推計を行った。

表 2 基本統計量

| | 全サンプル | | 打ち切りサンプル | |
|------------|--------|-------|----------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 既婚ダミー | 0.796 | 0.009 | — | — |
| 初婚年齢 | 25.421 | 0.099 | 28.554 | 0.326 |
| 学卒後初婚までの期間 | 6.454 | 0.099 | 8.789 | 0.343 |
| 生年コーホート | | | | |
| C1950-54 | 0.214 | 0.009 | 0.034 | 0.009 |
| C1955-59 | 0.182 | 0.009 | 0.041 | 0.010 |
| C1960-64 | 0.177 | 0.008 | 0.053 | 0.011 |
| C1965-69 | 0.164 | 0.008 | 0.125 | 0.016 |
| C1970-74 | 0.149 | 0.008 | 0.309 | 0.023 |
| C1975-79 | 0.114 | 0.007 | 0.439 | 0.024 |
| 学歴ダミー | | | | |
| 中卒 | 0.060 | 0.005 | 0.007 | 0.004 |
| 高卒 | 0.518 | 0.011 | 0.376 | 0.024 |
| 短大高専卒 | 0.148 | 0.008 | 0.343 | 0.023 |
| 大卒以上 | 0.190 | 0.009 | 0.273 | 0.022 |
| 本人属性 | | | | |
| 初職W雇上 | 0.190 | 0.009 | 0.221 | 0.020 |
| 初職大企業 | 0.325 | 0.010 | 0.293 | 0.022 |
| 出身階層 | | | | |
| 父高学歴 | 0.172 | 0.008 | 0.273 | 0.022 |
| 母高学歴 | 0.211 | 0.009 | 0.163 | 0.018 |
| 父大企業 | 0.256 | 0.010 | 0.341 | 0.023 |
| 母常雇用 | 0.154 | 0.008 | 0.170 | 0.018 |
| マクロ経済要因 | | | | |
| 女性完全失業率 | 3.988 | 0.042 | 5.822 | 0.080 |
| 男性完全失業率 | 5.094 | 0.049 | 6.629 | 0.104 |
| 男女比 | 0.960 | 0.004 | 0.997 | 0.006 |
| サンプルサイズ | 2,045 | | 417 | |

注) 打ち切りサンプルに記載された「初婚年齢」および「学卒後初婚までの期間」については、観察期間終了時の「年齢」および「学卒後経過した期間」に相当するものである。

6. 結果と考察

結果を考察する前に、ハザード比の解釈について簡単にまとめる。ハザード比とは、説明変数が考慮された場合のアウトカム（ここでは結婚）が起きるまでの時間の逆数と、当該説明変数がない場合のアウトカムが起きるまでの時間逆数の比を指す。従って、多変量解析である Cox 比例ハザードモデルの場合、ある説明変数のハザード比は、それ以外の説明変数の値を一定とした場合において、その説明変数が 1 単位変動した場合にハザード比が何倍変動するかを表している。また、説明変数が 2 項選択 (Binary Choice) の名義変数の場合と、連続変数とでは、解釈が異なる。前者の場合、たとえば 1 を選択した結果、ハザード比が 2.0 と推計されれば、0 である場合のハザードが 2.0 倍にあるということを意味する。後者については、ハザード比が 2.0 であった場合、説明変数の値が 1 増加するとハザードが 2.0 倍、つまり累乗倍になるということを意味している。また、係数はハザード比の自然対数であり、両者は相互に変換できる。

表 3 はサンプル全体の推定結果である。生年コーホートの影響は、初婚年齢、学卒後初婚までの期間のいずれについても有意な結果は得られていない。学歴による影響をみると、初婚年齢に関しては、高卒で 0.750、短大高専卒で 0.404、大卒以上で 0.334 と、学歴が高くなるほどハザード比が低く、結婚タイミングが延期されていることがわかる。学卒後初婚までの期間をみると、高卒と大卒でハザード比はそれぞれ 1.270、1.483 と、期間が短縮されている。

他方、初職がホワイト雇用上層であることや、大企業に勤務していること、父母の学歴や 15 歳当時の父母の職業などに関しては、初婚年齢、学卒後初婚までの期間の双方ともに有意な結果は得られていない。

マクロ要因に関しては、初婚年齢、学卒後初婚までの期間共に、女性の完全失業率、男女比のハザード比が有意に低い。女性の完全失業率のハザード比をみると、初婚年齢に関する結果の場合は、0.905 である。これは完全失業率の値が 1 増加すると、ハザードが 0.905 倍になることを意味する。学卒後初婚までの期間についても、ハザード比は 0.892 と近似しており、同様の効果を持つ。男女比のハザード比は、初婚年齢で 0.295、学卒後初婚までの期間で 0.387 となっており、有意であった説明変数のうちで最も低く、結婚タイミングを遅らせる最大要因となっている。本稿での男女比とは、男性 1 人あたりの結婚相手（女性）数である。女性の高学歴化が進展する短大高専卒以上のグループでは、男性 1 人あたりの女性の数が多くなればなるほど、ハザード比が低くなり、結婚タイミングは延期されるということになる。ただし前述したように、新規学卒就職者を、短大高専卒以上と、高卒以下に二分しているから、結婚は学歴が近い男女間で行なわれるという強い仮定をおいていることに留意する必要がある。

表 3 初婚年齢・学卒後初婚までの期間に関する Cox 比例ハザード分析

| 説明変数 | 初婚年齢 | | | 学卒後初婚までの期間 | | |
|----------------|-----------|-----------|-------|------------|-----------|-------|
| | 係数 | ハザード比 | Z値 | 係数 | ハザード比 | Z値 |
| 生年コーホート | | | | | | |
| C1955-59 | 0.036 | 1.036 | 0.36 | -0.047 | 0.954 | -0.46 |
| C1960-64 | 0.074 | 1.077 | 0.53 | -0.042 | 0.959 | -0.29 |
| C1965-69 | 0.063 | 1.065 | 0.33 | -0.127 | 0.881 | -0.65 |
| C1970-74 | -0.185 | 0.831 | -0.89 | -0.340 | 0.712 | -1.61 |
| C1975-79 | -0.208 | 0.812 | -0.75 | -0.347 | 0.707 | -1.26 |
| 学歴ダミー | | | | | | |
| 高卒 | -0.288 | 0.750 *** | -2.72 | 0.239 | 1.270 ** | 2.26 |
| 短大高専卒 | -0.906 | 0.404 *** | -5.52 | 0.194 | 1.214 | 1.17 |
| 大卒以上 | -1.096 | 0.334 *** | -6.72 | 0.394 | 1.483 ** | 2.38 |
| 本人属性 | | | | | | |
| 初職W雇上 | -0.003 | 0.997 | -0.05 | 0.007 | 1.007 | 0.11 |
| 初職大企業 | -0.007 | 0.993 | -0.12 | -0.031 | 0.969 | -0.58 |
| 出身階層 | | | | | | |
| 父高学歴 | -0.078 | 0.925 | -0.91 | -0.093 | 0.911 | -1.08 |
| 母高学歴 | 0.064 | 1.066 | 0.56 | 0.105 | 1.111 | 0.92 |
| 父大企業 | -0.083 | 0.921 | -1.35 | -0.077 | 0.926 | -1.26 |
| 母常雇用 | 0.054 | 1.056 | 0.77 | 0.059 | 1.061 | 0.84 |
| マクロ経済要因 | | | | | | |
| 女性完全失業率 | -0.010 | 0.905 ** | -2.09 | -0.115 | 0.892 ** | -2.41 |
| 男性完全失業率 | -0.002 | 0.998 | -0.06 | 0.048 | 1.049 | 1.14 |
| 男女比 | -1.220 | 0.295 *** | -3.52 | -0.949 | 0.387 *** | -2.70 |
| log-likelihood | -11098.33 | | | -11108.03 | | |
| サンプルサイズ | 2,045 | | | 2,045 | | |

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$

また、生年コーホートの影響をみると、水落（2006）では、新しいコーホートほど結婚タイミングを遅らせるという結果を得ていたが、本稿では初婚年齢、学卒後初婚までの期間のいずれについても有意な結果は得られていない。このように全く異なる結果となった理由は何か。前述したように、Cox 比例ハザードモデルは、説明変数間の相対的な影響を推計しており、組み合わせによって推計結果が異なる。本稿のデータでも表 3 にあるモデルの説明変数からマクロ要因だけを除いて推計すると、コーホート効果は有意に推計される。つまり、コーホートに特有だとされていた効果は、実は、結婚市

場の状況などの悪化、あるいは改善を表していたに過ぎず、これらマクロ経済要因をコントロールした場合には、無効化したものと推察される。

続いて、1960年代半ばを区分としたコーホート間比較の結果をみてみよう。表4-1は、1950-1964コーホートについての推計結果である。学歴に関してしてみると、初婚年齢では、高卒でハザード比が低くなっているほか、有意な結果は得られていない。学卒後初婚までの期間では、どの学歴もリファレンス・グループである中卒よりも結婚タイミングを有意に短縮させている。またハザード比も高学歴であるほど高く、学卒後初婚までの期間は短縮されている。

出身階層に関しては、初婚年齢で父親が15歳当時大企業勤務であったこと(父大企業ダミー)、学卒後初婚までの期間ではそれに加えて父親が高学歴であったことが有意に結婚タイミングを遅らせている。

マクロ経済要因に関しては、これら2つの被説明変数と共に、女性の完全失業率だけが有意に結婚ハザードを低めている。またハザード比も初婚年齢で0.887、学卒後初婚までの期間で0.873とほとんど同じ程度の効果が観察される。

表4-1 結婚タイミングに関するCox比例ハザード分析推定結果：1950-64年コーホート

| 説明変数 | 初婚年齢 | | | 学卒後初婚までの期間 | | |
|----------------|----------|----------|-------|------------|-----------|-------|
| | 係数 | ハザード比 | Z値 | 係数 | ハザード比 | Z値 |
| 学歴ダミー | | | | | | |
| 高卒 | -0.202 | 0.817 * | -1.75 | 0.360 | 1.442 *** | 3.15 |
| 短大高専卒 | -0.296 | 0.744 | -1.03 | 0.605 | 1.830 *** | 2.09 |
| 大卒以上 | -0.402 | 0.669 | -1.44 | 0.935 | 2.547 *** | 3.35 |
| 本人属性 | | | | | | |
| 初職W雇上 | -0.006 | 0.994 | -0.07 | 0.015 | 1.015 | 0.17 |
| 初職大企業 | -0.009 | 0.991 | -0.13 | -0.047 | 0.954 | -0.73 |
| 出身階層 | | | | | | |
| 父高学歴 | -0.146 | 0.864 | -1.40 | -0.191 | 0.826 * | -1.80 |
| 母高学歴 | 0.064 | 1.066 | 0.44 | 0.125 | 1.133 | 0.86 |
| 父大企業 | -0.147 | 0.864 ** | -1.96 | -0.143 | 0.867 * | -1.89 |
| 母常雇用 | 0.055 | 1.057 | 0.63 | 0.078 | 1.082 | 0.90 |
| マクロ経済要因 | | | | | | |
| 女性完全失業率 | -0.120 | 0.887 ** | -1.99 | -0.136 | 0.873 ** | -2.27 |
| 男性完全失業率 | -0.055 | 0.946 | -1.30 | -0.022 | 0.041 | -0.52 |
| 男女比 | 0.228 | 1.256 | 0.34 | -0.066 | 0.936 | -0.10 |
| log-likelihood | -7011.23 | | | -7017.17 | | |
| サンプルサイズ | 1,170 | | | 1,170 | | |

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$

表4-2は、1965-1979年コーホートについての推計結果である。まず学歴についてみると、初婚年齢では、1950-1964年コーホートでは有意でなかった短大高専卒、大卒についても有意な結果となった。また表3のサンプル全体での結果同様、高学歴であるほどハザード比は低くなり、結婚タイミングは延長されている。他方、学卒後初婚までの期間では、1950-1964年コーホートと異なり、どの学歴においても有意な結果は得られなかった。1950-1964年コーホートでは、学歴が高いほど、初婚にいたるまでの期間は短縮されていたが、1965-1979年コーホートではそのような傾向はみられなくなった。

親世帯の経済状況についてコーホート間を比較すると、1950-1964年コーホートでみられた父親の学歴や15歳時の勤務企業規模が、後期では有意ではなくなっている。従って、親世帯が裕福であることと、近年の女性の結婚行動とは関連がないといってよいであろう。

マクロ経済要因については、学卒後初婚までの期間における男女比を除いて全て有意な結果となった。女性の完全失業率が1単位上昇すると、ハザード比が初婚年齢では0.774倍、学卒後初婚までの

表 4-2 結婚タイミングに関する Cox 比例ハザード分析推定結果：1965-79 年コーホート

| 説明変数 | 初婚年齢 | | | 学卒後初婚までの期間 | | |
|----------------|----------|-----------|-------|------------|-----------|-------|
| | 係数 | ハザード比 | Z値 | 係数 | ハザード比 | Z値 |
| 学歴ダミー | | | | | | |
| 高卒 | -0.625 | 0.535 *** | -2.46 | -0.108 | 0.898 | -0.44 |
| 短大高専卒 | -0.934 | 0.393 *** | -2.84 | 0.226 | 1.253 | 0.69 |
| 大卒以上 | -1.428 | 0.240 *** | -4.17 | 0.119 | 1.126 | 0.35 |
| 本人属性 | | | | | | |
| 初職W雇上 | -0.007 | 0.993 | -0.06 | -0.008 | 0.992 | -0.07 |
| 初職大企業 | 0.011 | 1.011 | 0.11 | 0.018 | 1.018 | 0.18 |
| 出身階層 | | | | | | |
| 父高学歴 | 0.047 | 1.048 | 0.31 | 0.081 | 1.084 | 0.55 |
| 母高学歴 | 0.027 | 1.027 | 0.14 | 0.047 | 1.049 | 0.26 |
| 父大企業 | 0.053 | 1.055 | 0.50 | 0.046 | 1.047 | 0.43 |
| 母常雇用 | 0.102 | 1.107 | 0.84 | 0.090 | 1.094 | 0.75 |
| マクロ経済要因 | | | | | | |
| 女性完全失業率 | -0.256 | 0.774 *** | -2.93 | -0.275 | 0.759 *** | -3.24 |
| 男性完全失業率 | 0.162 | 1.176 *** | 1.95 | 0.226 | 1.253 *** | 2.69 |
| 男女比 | -1.716 | 0.180 *** | -2.73 | -0.900 | 0.407 | -1.46 |
| log-likelihood | -3073.56 | | | -3075.78 | | |
| サンプルサイズ | 875 | | | 875 | | |

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$

期間では0.759倍になり、結婚タイミングは遅延される。一方で男性の完全失業率のハザード比については、初婚年齢で1.176、学卒後初婚までの期間で1.253と、女性の完全失業率とは反対の作用がみられる。Loughran(2002)のサーチモデルに依拠して解釈すると、男性の雇用環境が不安定であれば、女性はリスク回避的な行動をとり、結婚を早めているということになる。また1950-1964年コーホートでは有意ではなかった男女比のハザード比だが、1965-1979年コーホートでは、結婚タイミングを遅らせる最大要因となっている。従来、女性は自分の学歴と同等、あるいはそれよりも高い学歴の男性と結婚する傾向にあるが、ここでの結果からは、女性の晩婚化は、高学歴化そのものの影響よりも、高学歴化によって変化した結婚市場の男女比と、結婚相手に高い学歴を求める女性の選好とのミスマッチであるといえる。

7. 終わりに

本稿の分析結果からは、女性の晩婚化の最大要因が、結婚市場における男女比の変化であるということが明らかになった。女性の高学歴化の進展は急速に高まっているが、男性の大学進学率は既に安定期に入っている。従来どおり、女性が結婚相手に自分よりも高い学歴を求めている限り、結婚タイミングはさらに先送りされるであろう。一般的には、晩婚化の主たる要因が高学歴化にあるとされているが、本稿では、女性の結婚行動には、進学によって高まる機会費用よりも、相手に対してより高い学歴を求めるといった結婚に対する選好が大きく影響を及ぼしているとの結論を得た。

完全失業率に関しては、結婚市場の男女比の変化や高学歴化ほど強い影響は受けていないことが示された。また近年では男性が経済的に不安定である場合には、結婚タイミングを早める行動がみられ、女性の結婚行動はリスク回避的なものへと変化していることが示唆される。

初職に関しては、結婚行動に及ぼす影響が全く観察されていない。採用した変数は異なるものの、女性の学卒直後の雇用形態は結婚に影響をおよぼしていないとした水落(2006)と同様の結果となった。しかし、本稿での結果を総合的に解釈すれば、初職がホワイト上層であれ、大企業勤務であれ、雇用を取り巻く環境が不安定であれば、結婚を躊躇するということになるであろう。昨今、日本の長期雇用制度にほころびが見え始め、正社員として採用されても不安を持つ人々が増加している。本稿での結果はこうした現状と整合的なものであると考えられる。

また本稿では、先行研究で指摘されていた新しい世代ほど結婚タイミングが遅くなるという見解に否定的な結果となった。本稿での検証では、マクロ要因をコントロールすると、世代効果は有意な結果を得る事ができない。従って、世代そのものには晩婚化を加速させる固有の効果はなく、結婚市場の状況や雇用の不安定さを反映していたにすぎないと推察される。こうした新しい知見は本稿のささやかな貢献でもある。

最後に政策的なインプリケーションについて述べると、以下のとおりとなる。本稿で得た晩婚化の最大要因は、女性の結婚に対する選好と結婚市場の男女比にミスマッチが生じていることである。これは個人の選好に由来することであることから、政策として打ち出せるものはほとんどないといつてよい。近年女性の働く環境を取り巻く法的な整備が進められ、雇用の場における男女平等意識はかなり浸透した。一方で、夫が主たる家計負担者であることには変わりがなく、家庭における性別役割分業意識に大きな変化はみられない。妻よりも夫の学歴や経済的社会的ステータスが低い、いわゆる「下方婚」が男女双方に受容されるようになれば、晩婚化の進展はくいとめられるかもしれない。

残る政策としては、女性の就労環境を安定させることが、有効であると考えられる。雇用環境が不安定であれば、女性は将来に不安を持ち結婚タイミングを延期する。雇用を安定させ、将来設計をたやすくすることは、男性だけではなく女性にとっても重要な晩婚化対策となると考えられる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003 年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

早稲田大学篠崎武久先生には、JGSS 研究会報告の過程から多大なるご指導を賜りました。改めてここに厚く御礼申し上げます。また JGSS 研究会代表幹事岩井紀子先生、ポスト・ドクトラル研究員宍戸邦章氏、湊邦生氏からも有益なコメントを頂きました。深く感謝申し上げます。

[注]

- (1) 小倉(2003)によれば、若い女性の間には、根強い専業主婦願望があるという。
- (2) 国立社会保障・人口問題研究所『第12回出生動向調査(2002年)』。
- (3) 厚生労働省『平成17年人口動態統計月報年計(概数)の概況』(2006年6月1日公表)。
- (4) 岩澤(2002)は少子化の要因について、晩婚化と非婚化が約7割を、有配偶者の出生率減少が約3割を説明するとしている。
- (5) 文末の Acknowledgement を参照。
- (6) 合計特殊出生率の数字は、総務省『国勢調査(2005年)』。
- (7) 女性の就業率、共働き世帯の割合の数字は総務省『国勢調査(2000年)』から、完全失業率は総務省『労働力調査(2005年)』から。
- (8) 福井県では保育サービスの充実や子育て費用に対する経済的支援や、結婚を支援する事業等に積極的に取り組んでおり、こうした行政面での貢献も大きいと思われる。
- (9) 図5の完全失業率は、OECDがILOのガイドラインに基づいて計算した標準化失業率である。
- (10) 「女性の自立仮説」については Ross and Sawhill(1975)が詳しい。女性が経済的に自立することによって「望まない結婚」から開放されることも、これに含まれるとしている。
- (11) サーチ理論を結婚市場に応用したのは Mortensen(1988)、初婚年齢への影響を検証したのは Keely(1979)である。
- (12) サーチモデルにおけるこのような意思決定行動は Reservation Property と呼ばれる。
- (13) 判断基準には様々な要因が含まれるため、以下留保水準とする。

(14) 旧制師範学校、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校、旧制大学・旧制大学院を含む。

[参考文献]

- Becker, G. S., 1973, "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, 81(4):813-846.
- Becker, G. S., 1974, "A Theory of Marriage: Part II," *Journal of Political Economy*, 82(2):11-26.
- Butz, W. P. and M. P. Ward, 1979, "The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility," *American Economic Review*, 69(3):318-328.
- 平岡公一, 1996, 「イギリスの人口・出生動向と家族政策」阿藤 誠編『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策』東京大学出版会:121-156.
- 岩澤美帆, 2002, 「近年の期間TFR変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』58(3):15-44.
- 加藤久和, 2000, 「出生・結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究』56(1):38-60.
- Keeley, M. C., 1979, "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage," *International Economic Review*, 20(2):527-544.
- 小島宏, 1996, 「フランスの出生・家族政策とその効果」阿藤誠編『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策—』東京大学出版会:157-193.
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001, 「学校から職場へ—「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』490:4-18.
- Loughran, D. S., 2002, "The Effect of Male Wage Inequality on Female Age at First Marriage," *The Review of Economics and Statistics*, 84(2):237-250.
- 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』22・23:167-176.
- Mortensen, D., 1986, "Job Search and Labor Market Analysis," In O. Ashenfelter and R. Layard Eds. *Handbook of Labor Economics*, vol. II, North Holland, Amsterdam:849-866.
- Mortensen, D., 1988, "Matching: finding a partner for life or otherwise," *American Journal of Sociology*, 94(Supplement):15-240.
- Ogawa, N. and Mason, A., 1986, "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," *Jinkogaku-kenkyu*, 9:5-14.
- 小倉千加子, 2003, 『結婚の条件』朝日新聞社.
- Ross, H. L. and Sawhill, I. V., 1975, *Time of Transition. The Growth of Families Headed by Women*, The Urban Institute, Washington D. C.
- 大谷憲司, 1993, 『現代日本出生力分析』関西大学出版部.
- 滋野由紀子・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』459:33-49.