

増えている。

## (2) 保育学校 (ecole maternelle)

### ① 保育学校

幼稚園と保育園が分離されている日本とは異なりフランスにおいては、両者を一体化した施設として保育学校がある。これは満2歳8ヵ月から子どもの発達に応じて入学することができ、この年齢における就学の義務はないが、ほぼ100%の児童が入学する。保育学校のメリットとしては、およそ9割が公立であり、その場合利用料は無料となり、基本的な文具なども無料で支給されるという金銭面が大きい。以前から、幼稚園 (jardin d' enfants) とよばれるスポーツやゲームなどを中心とした民間施設があるが、その利用者は著しく少なくなっている。

具体的な保育方法としては、年齢ごとに年少、年中、年長に分け、各クラス20から30名程度の児童に、教員資格のある担任1人と、指導員 (animateur) 1人が配属される。担任は教育活動に専念し、指導員はトイレや食事など児童の生活介助を担当するというように完全分業形式となっている。就学時間は8時頃から16時頃までで、お昼休みは長めに2時間とられている。週のうち水曜と日曜は休校となり、土曜日の登校は自由であるがほとんどが欠席となる。保育学校に登校しない水曜日に働く親は「余暇センター (centre de loisirs)」とよばれる託児施設に預ける場合が多い。

保育学校は、長期休暇などもあり保育のペースとしては緩やかであるが、教育内容としては、文字や算数などの知育教育や図画工作、音楽などの情操教育など教育プログラムがしっかりとしていて、小学校に入学するための準備機関としての位置付けがはっきりとしている。運営管轄も、日本の文部科学省に相当する教育省が担当している。

### ② 託児所 (garderie)

親が働いている場合には、保育学校の就学時間の前後に、この託児所へ子どもを預けることができる。保育時間は7時頃から19時頃まで柔軟に対応するので、就学時間前後以外の時間でも、不定期的に預けることもできる。費用は、一時託児所と同様有料である。このように、働いていない親には一時託児所、働いている親には託児所が、もっともフレキシブルな託児のセイフティネットとして用意されている。

## (3) 家庭型保育

自宅において保育を依頼する場合、公認保母によることになる。公認保母はフランスの託児政策としては比較的早く1977年にその資格が法制化された。各県にある母子保護センターが資格を認定し、5年毎に更新しなければならない。保育方法としては、公認保母の自宅で最大3人の児童を朝8時半頃から19時頃まで預かる。都市部を中心に保育園が整備されるにつれ、公認保母の数も減少傾向にあるが、以前また、法制化後も無認可無資格の保母も一方では相当程度存在している。公認保母以外には、無資格ではあるが、不定期に短時間で有償のベビーシッターを雇うケースもある。その場合、移民の女性や高校生や留学生などが低賃金で簡単な世話をすることが多い。

## 6. 育児休業制度

フランスにおいて出産や育児にかかわる休暇制度として以下の通りである。

### (1) 出産休暇 (conge de maternite)

出産休暇の取得可能期間として、第1子、第2子については出産予定日前6週間、出産後10週間の合計16週間、また第3子以上からは出産予定日前8週間、出産後18週間の合計26週間と定められている。双子の場合、出産予定日前12（あるいは16）週間、出産後22（あるいは18）週間の合計34週間、三つ子以上の場合、出産予定日前24週間、出産後22週間の合計46週間、さらに養子縁組の場合10週間というように細かく定められている。なお、社会保険によって、最低8週間の出産休暇をとることが義務付けられている。また、出産休暇期間中の賃金についても、社会保険によって税と社会保険料に加えて賃金の約80%が支給されるので、上限額はあるが、実質的な収入所得額がほぼ100%保障される。

日本の場合、産休期間は産前6週間、産後8週間の計14週間と少し短い。また前述のように出産手当金による日給の60%の受給が保障される。

#### (2) 養育休暇 (conge parentale d'education)

これ自体には現金給付はないが、前述のように別制度として2人目以上には養育親手当が適用される。取得資格としては、1年以上の同一企業における勤務実績がある賃金労働者であれば、出産あるいは16歳未満の養子縁組を理由に父親、母親の一方あるいは同時に両方が休暇を取得することができる。期間は最大3年間取得可能である。企業規模にかかわらず、事業主はこの養育休暇の取得を拒絶することはできないし、休暇後は休暇前と同じか同等の仕事に就かせることも義務付けられている。取得期間中は、就業を中断したり、労働時間を減らしたり、無報酬の職業教育などを受けることもできる。

日本の場合、育児休業制度の所得保障としては、雇用保険により1人目の子どもから育児休業期間前の賃金の40%（休暇期間中は30%、職場復帰後に10%）が保障される。また、休暇期間が3歳までという特例をもつ国家公務員を除けば、通常は1歳までしか育児休業はとれないが、フランスの場合すべての被保険者が満3歳まで養育休暇を取得できる。それに連動して養育親手当を受給することが可能である。

#### (3) 父親休暇 (conge de paternite)

養育休暇は、日本の育児休業制度と同様、父親も母親いずれも取得可能であるが、父親の取得率は日本では1%を下回っており、フランスにしても1~2%程度と低い。そのため男女共同参画に基づき父親の育児参加を促すため、フランスでは2002年からとくに父親に対して適用される休暇制度を定めた。これは労働者たる父親に対して、出産時において11日間の休暇を認めるものである。この制度以前から、労働法典によって出産時に3日間の休暇が認められていたので、これと合わせれば14日間の休暇期間となる。賃金については出産休暇の場合と同様、社会保険によって実質的に100%保障される。なお、養育親手当と併合して受給することはできない。

#### (4) 付添休暇 (conge de presence parentale)

これは、前述の「親の付添手当」とセットにして取得するものである。子どもの病気や障害の程度など取得のための条件は、「親の付添手当」に準ずるものである。この付添休暇と付添手当は、2001年から施行された比較的新しい制度である。

## 7. フランス家族政策の政策的含意

### (1) 出生促進主義的家族政策

家族政策には、すでに現在生きている家族の日々の生活を助けるということを目的

とした家族擁護主義 (familialisme) 的政策と、将来の家族の出産や育児を助けるということを目的とした出生促進主義 (natalisme) 的政策とに大きく分けて考えることができる。これまで述べてきたようにフランスは、世界でも最も先進的な出生促進主義的政策を実施してきた。もちろん、家族擁護主義的政策も同時に実施してきたわけであるが、意外なことにこれだけ少子化が先進諸国で進んでいるにもかかわらず、出生促進主義を明示している国は少ない。その一因として、出産という行為そのものが自由な意思によるものであるための政策目標には馴染まないという考えがあるからである。結婚をして子どもを出産することが当然のような社会的風潮は、不妊症のような子どもをもちたくてももてない人へのプレッシャーとなる恐れもある。ひたすらに人口が増加することがよいわけではないが、これまで日本が経済成長してきた背景には、潤沢な労働力とそれを下支えしてきた人口成長があったからである。すくなくともこの大人口を支えるだけの人口が順調に再生産されるだけの出生率、つまり置換水準を目標とすべき出生促進政策がまさに必要なのである。もちろん、それが産みたくても産めないひとへの圧力とならないような国民的な配慮が必要であるとともに、裏返していえば産みたいという意味をもつ人にとっては十分に安心して産み育てることのできる環境を整備することが肝要ということがいえるが、わが国においてもそれがいまだに足りていないということを、超低水準という出生率が物語っているのであろう。

## (2) 家族政策の効果

このような家族政策、とくに家族給付が出生率へどのような上昇効果をもたらすのかということを実験研究の成果から確認しておこう。この分野の研究としては小島 1996;2000 に詳細に紹介されているが、それによると 90 年代以前に研究では家族手当が出生率へ及ぼす効果は少ないのではないかということが指摘されていた。しかし、90 年代以降とくにマイクロデータを利用したシミュレーション分析やハザード分析によって実際は効果はかなりあったことが再認識されつつある。出生率のなかでもとくに第 2 子や第 3 子への手当の効果が大きく (Blancet, Klein 1997)、たとえば 1994 年以降、養育親手当が第 2 子から給付されたことによることで年間 3 万件の出生数増の効果があった (Laroque, Salanié 2003)。

先進諸国においては、出生率低下のなかでもとくに出生順位が高順位の出生の落ち込みが大きいことが指摘されている。たとえば、日本においても 1955-2001 年において合計出生率は 1.035 低下したが、その 8 割以上が第 3 子以上の高順位出生率の低下によるものであることがわかっている (大淵 2004)。したがって、日本をはじめ先進諸国はフランスのように家族政策の重点を高順位の出生へ移行させるべきであろう。

## (3) 家族会議の必要性

フランスでは、ミッテラン大統領が当選した翌年の 1981 年から、第 1 回家族会議が開催され、その後 1994 年からヴェイユ法に基づき毎年の定期開催が義務付けられている。正式名称は家族問題全国会議といい、首相を議長とし、各関係省庁の大臣や担当者、地方自治体の首長、それになによりも家族協会や家族団体などの代表者が参加して、家族政策の大きな方向性はもちろん既存の家族政策の執行状況や制度の具体的な改良など詳細にわたってここで議論され決定される。たしかに、わが国においてもいろいろな現場の声をヒアリングする機会があるのかもしれないが、このように法制度化された決定組織が定期的に運営されているということは職業保育にしても家庭保育にしても現場の現実的な希望が反

映されやすいので、わが国においてもこのような組織を制度化すべきであろう。

#### (4) 育児の社会化

フランスにおいては、家族政策の目的のひとつに「連帯 (solidalite)」を掲げ、まさに「子どもを社会の財産」であるという国全体の雰囲気がある。もちろん日本でも「子は宝」だろうが、その家族だけの宝、だけではなく、社会全体の宝という意識になっているかという個々人の認識においても、それが反映されるべき制度においてもそのような意識は希薄であると言わざるを得ない。経済学には「公共財」という概念があるが、子どもが将来労働力を供給し、消費者として需要を創出し、そしてもちろん社会保障の担い手となるわけであって、その効用は社会全体に波及するはずである。しかし、その子どもがそのような効用を社会全体に発生させるまでには、多くが一部の限定された親に負担が強いられている。その負担を社会全体でシェアすることによって、その効用と負担の一致をみるような政策が必要なかもしれない。これは一般に「育児の社会化」と言われるが、今回の論文においてフランスは種々の家族政策を通じて育児の社会化を果たしているのである。わが国にも参考すべき点が多いと思われる。

### 8. スウェーデンの家族政策

世界でも有数の高福祉政策をとっているスウェーデンは、80年代後半において出生率の急速な上昇があったことで知られる。そこで、最後にスウェーデンの育児支援政策についても簡単に触れておきたい。

#### (1) 給付制度

生まれてきた子どもはみな、最低限の生活を保障するという普遍主義が、スウェーデンの家族政策の基本にある。児童手当は16歳未満のすべての子に支給される。所得制限はない。月額で約1万2千円程度である。その他に住宅手当、養育費援助制度、障害児ケア給付がある。

このように、すべての子に対して、最低限の生活が送れないというリスクは負わせないとも言えるものであり、このような社会的リスクの回避の考え方を推し進めれば、例えば近年わが国においても議論されている「育児保険」導入の理論的根拠としても合致するものである。

#### (2) 育児休業制度

スウェーデンの家族政策として最も特徴的とされるのが、両親保険と呼ばれる育児休業制度である。子どもの出生に伴う両親手当をとるためには、母親だけではなく父親も育児休暇(パパ・クォータ)をとらないと手当を受給する資格を失うため、自ずと男性の育児休業取得率も高まるという仕組みである。また、父親育児教育のための全国プログラムも実践されており、このような政策の結果、男性の取得率は現在30%を超え、世界でも群を抜いて高水準を獲得できている。ただ、取得日数では依然男性が圧倒的に少なく、これを是正するために父親の育児休業割り当て日数が近年引き上げられたところである。わが国においても男女共同参画を進め、男性の育児参加を促すには、スウェーデンの両親保険における両親手当のパパ・クォータ制のように男性が育児参加できる制度と社会的雰囲気の醸成が必要であると言えよう。

また、出生間隔が短い場合には、特例として、育児休業中の所得保障が、前の子の出

産休業直前所得の 8 割となるというスピードプレミアムという制度もある。これにより出生間隔が短くなり、高順位出生への政策的効果が期待される。

### (3) レミス制度

フランスにおける家族会議のように、スウェーデンにもレミス制度と呼ばれる現場の声を反映させる制度がある。これは、市民から政策に対する提案がなされたときには、これを専門家や各種団体の代表などから意見を聴取して国で審議しなければならない仕組み構築されている。このような市民参加型システムも機動的に実態にあった政策を実施できる要因となっている。

### 参考文献

- Blancet,D.,A.Klein(1997)“Microsimulation et évaluation de la politique familiale”,Recherches et Prévisions,No.48.
- Bonnet,Carole, et Labbé,Morgane(1999)«l’activité professionnelle des femmes après la naissance de leurs deux premiers enfants : l’impact de l’allocation parentale d’éducation»  
“Études et Résultats”, N°37, *Ministère de l’Emploi et de la solidarité, DREES.*
- Coale,A.J.(1992)“Age of Entry into Marriage and the Date of Initiation of Voluntary Birth Control”, Demography, Vol.29,No.3.
- Doisneau,L.,“Bilan démographique(2000). Une année de naissances et mariages”,INSEE Première,N°2.
- Julien Bechtel(2003)“Les prestations sociales en 2003”, Études et resultants, N° 338,décembre, Ministère de l’Emploi, du travail et de la cohésion sociale,Ministère des Solidarités, de la santé et de la famille,DREES.
- Laroque,G.,B.Salanié(2003)“Fertility and Financial Incentives in France”,INSEE/CREST Documents de Travail,No.2003-32.
- Nathalie Blanpain(2003)“Les prestations familiales et de logement en 2003”, Études et resultants, N° 361, septembre, Ministère de l’Emploi, du travail et de la cohésion sociale,Ministère des Solidarités, de la santé et de la famille,DREES.
- 大淵 寛(2004)「少子化のゆくえ」大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』原書房
- 岡田 實(2000)「フランスの人口・家族政策」『経済研究所年報』中央大学経済研究所, 第31号.
- 上村政彦(2004)「Ⅲ.諸外国の社会保障の現状と動向 3.フランス」健康保険連合会編『社会保障年鑑(2004年版)』東洋経済新報社.
- 小島 宏(2003)「フランスの出生・家族政策とその効果」阿藤誠編著『先進諸国の人口問題』東京大学出版会, 1996年, 小島 宏「フランス語圏における出生動向と家族政策」『人口問題研究』国立社会保障・人口問題研究所, 第59巻第2号.
- 汐見稔幸編著(2003)『世界に学ぼう子育て支援』フレーベル館.
- 林 雅彦(2003)『フランスの家族政策, 両立支援政策 及び出生率上昇の背景と要因』日本労働研究機構欧州事務所, 特別レポートVol.5.

## 6. 日本の未婚化：結婚市場構造と結婚性向の変化の役割（再掲）

ジェームズ・レイモ

岩澤 美帆

### 1. はじめに

初婚率の低下、すなわち未婚化は、20世紀後半におけるほとんどの先進諸国で経験された現象である。またこのような地域では、同時に、女性の社会的地位をめぐる状況が大きく変化した。女性の社会経済的地位の（男性に対する相対的）上昇は、結婚行動を変化させる重要な要件と認識され、社会科学においては、そのメカニズムをめぐり、さまざまな理論や仮説が提示されてきた。ここでは特に、以下の二つの古典的仮説に着目したい。

まず、女性が経済的に自立するほど結婚から得られる利得が少なくなるという経済理論に基づき (Becker 1991)、女性の社会経済的地位の上昇が結婚への希求を押し下げ、晩婚化・非婚化を引き起こすという仮説（結婚利得減少仮説）。そしてもう一つは、女性の上方婚志向（男性の下方婚志向）が変わらない場合、女性の社会経済的地位の上昇により、もともと非対称であった男女の社会経済的属性構造（結婚市場構造）がより対称的な構造に変化すると、地位の高い女性と低い男性にとって、望ましい相手が得られにくくなるという仮説（ミスマッチ仮説）である。

前者は結婚の「望ましさ desirability」という側面、後者は「できやすさ feasibility」という側面に焦点をあてているといえるが、当然のことながら結婚行動の変化には両方の側面が絡んでおり、それぞれの役割の相対的な重要性が解釈できることが望ましい。とりわけ後者については日本において実証的に検証されたものはほとんどない。そこで、本研究では、社会経済的属性を示す重要な変数の一つである学歴に着目し、ある年齢、学歴の女性（男性）が、ある年齢、学歴の男性（女性）と結婚する確率は、そのような結婚に対する選好の強さ（結婚牽引力 force of attraction、結婚性向 marriage propensity）とそのような配偶者の得られやすさ（潜在配偶性比 availability ratio）に規定されるという分析枠組みに基づき、未婚化が進んだこの数十年において、それぞれの変化が学歴別の未婚化とどのように関わっているのかを明らかにする。具体的には、Schoenの調和平均モデル (Schoen 1988) を応用した Qian and Preston (1993) の年齢・学歴別初婚率モデルを用いて、1970年代以降の初婚率低下に対するそれぞれの寄与を定量的に明らかにすることを試みる。

結婚市場構造と結婚性向に着目した本研究は、ジェンダーと結婚行動の関連についての議論と関わってくる。というのも、結婚市場構造とは、男女の社会経済的地位の格差という社会におけるジェンダー対称性の問題にほかならず、また結婚性向は、配偶者選択基準におけるジェンダー対称性の問題と絡んでくるからである。したがって、分析結果はその地域が置かれているジェンダー・システムの有り様と結婚行動の関連を記述していることにもなるからである。すでに多くの研究によって、女性の社会経済的地位の上昇と結婚行動との関係を解釈する上で、ジェンダーという視点が不可欠であることが指摘されているが、ジェンダー非対称性が相対的に強いといわれている日本について、こうした分析をおこなうことは、結婚行動におけるジェンダー・コンテキストの重要性を再評価する上でも

重要な意味を持つ。

## 2. 背景と問題設定

1960年代から優勢となった、家族形成を合理的行動から説明しようとする試みは、晩婚化・非婚化研究においても大きなインパクトを与えた。その代表的な業績であるベッカー(Becker,1981)の理論では、男性と女性の労働力の経済的分離は、安定した世帯形成のインセンティブを提供するとされる(比較優位の利益)。よって、女性の役割が男性に近づくほど、このインセンティブは弱くなり、社会経済的地位が相対的に高い女性ほど結婚しないとの予測が示された。その後、晩婚化、非婚化、同棲の増加といった結婚行動における急激な変化を理解する試みにおいて、社会学者や人口学者は、この数十年間にわたる男女の社会経済的地位の急激な縮小が、配偶者選択行動にどのように関わってきたかを記述し理解することを追及してきた。しかし結果は、必ずしも仮説通りではなかった。アメリカでは女性の経済的地位(学歴や職業)の高さは、結婚市場においてますます魅力的になっていたのである(Cancian and Sweeney 2000; Mare 1991; Oppenheimer 1988; Qian and Preston 1993; Sweeney 2002)。

このように結婚利得減少仮説がアメリカにおいてあてはまらなかった理由については、配偶者選択基準の実質的変化、すなわち結婚が評価される軸自体のシフトによってしばしば説明される。たとえば女性にとって経済的サポートとしての結婚の価値は急速に弱まったとしても、コンパニオンシップの資源としての価値が重視される可能性は大いにあり、女性の経済的自立は、結婚における満足の資源として、性別分業ではなく、性的満足や感情的コンパニオンシップの質、夫婦の合計所得などを強調するようになるかもしれない(Mason and Jensen 1995)。実証研究の結果(Oppenheimer and Lew,1995)は、アメリカではすでにこのような評価軸シフトが起きているという可能性を示唆するとされる。このように配偶者選択の基準自体が、従来のようなジェンダー非対称的なものから、より対称的な形に変化してきているので、アメリカにおいては男女属性の格差縮小は婚姻率にそれほど負の影響を与えてこなかったと考えられている(e.g., Mare 1991; Qian and Preston 1993)。

アメリカにおけるこのような配偶者選択基準の収斂は他の社会にどれだけ一般化できるのであろうか。この問いは諸外国における急激な家族形成の変化を理解する上で重要なだけでなく、女性の経済的地位、ジェンダー・コンテキスト、結婚タイミングの相互関係を理解する上でも重要な理論的含意を有している。近年の研究では、女性の社会経済的地位と結婚のリスクの関係は、ジェンダー対称的な社会(スウェーデンやアメリカ)では正あるいは無関連、しかし非対称的な特徴が強い社会(イタリアや日本)では、負の関係があることが示されている。そして、経済的に自立した女性のほうが結婚から得られる利得が少ないという仮説(Becker 1991)は、家庭におけるジェンダー非対称な分業が女性の仕事と家庭の両立を困難にしている場合にのみあてはまると説明される(e.g., Blossfeld 1995, Ono 2001, Raymo 2003, Tsuya and Mason 1995)。

確かにこのような結論は直感的には妥当で刺激的ではあるが、基になっている研究は女性の経済的地位と結婚の望ましさとの関係にのみ焦点をあてており、結婚の市場構造変化および結婚の成立のしやすさにおける変化にはほとんど関心をはらっていない。確かに、経済的機会の増大は、性別分業的な社会における女性にとって、結婚の魅力を減じるかも

しれない。しかしこのように結論づける前に、可能性のある他のシナリオを十分に検証する必要がある。とくに、経済的地位の高い女性の婚姻率の低下は、配偶者選定過程における困難さの増大による(Oppenheimer 1988)という可能性を問うことは重要である。この問題を扱っているのが、結婚市場の構造的変化に着目したミスマッチ仮説ということになる。

さてここで、ミスマッチ仮説のベースとなっている配偶者選択パターンについて、簡単に触れておこう。配偶者選択のパターンは、家族構造(Becker 1981; Hout 1982)や社会階層(Blau and Duncan 1967; Hout 1982; Ultee and Luijkx 1990; Smits, Ultee, and Lammers 1998)との関わり、そしてより広く社会の変化の投影として(Kalmijn 1991b; Schoen and Wooldredge 1989)、長く社会科学者の衆目を集めてきた。男女の社会的属性(教育や職業など)の組み合わせとして結婚類型を見た場合、同じ社会的属性の男女が結婚する同類婚が多い傾向が指摘されている。このような傾向をもたらすものとして考えられるのは、学校や職場など結婚市場そのものが持つ同質性、考え方やライフスタイルなどが近い相手を配偶者に求める傾向などである(Kalmijn 1991, 1998)。

一方異類婚については、ジェンダー非対称性、すなわち、男性は下方婚に、女性は上方婚になりやすいことが指摘されている(Kalmijn 1994; Mare 1991)。女性の上方婚の傾向は、家族役割におけるジェンダー非対称性を反映している、すなわち男性は「稼ぎ手」とされるため、経済的に「魅力的」な男性が結婚市場において求められると考えられている。

女性の高学歴化や社会進出は、社会経済的属性の構成においてもともと存在していたジェンダー非対称性を減じることになる。ここで重要となるのが、ジェンダー非対称な配偶者選択基準の変化の可能性である。なぜなら、ある属性の男女が結婚する確率は、そのような属性に対する選好の強さ、そのような属性をもつ潜在的配偶者の相対的供給、およびそれらの潜在的配偶者との接触可能性に依存しているので(Ekland 1968; Gray 1987; Jones 1991)、もし選好が同じなら、他の要素が減少すれば、配偶者選定過程における困難度が上昇し、結果として晩婚化・非婚化を引き起こすことになるからである。ちょうど、女性が自分より年上の男性と結婚するという強固な傾向がある場合に、ベビー・ブームが女性の結婚難を引き起こすように、男女の社会経済的地位の急激な格差縮小は、女性が自分よりも高い地位の男性と結婚するという強固な傾向が存在する場合に、(他の事情が等しければ)高い地位の女性と低い地位の男性にとって結婚難をもたらすことになる。例えば学歴に関して言えば、女性の相対的高学歴化により、高学歴女性と低学歴男性にとって、結婚市場はますます望ましい相手を見つけにくい不利なものになるであろう。年齢に依存した結婚難と同様、結婚市場における社会経済的属性の構成の変化に対する反応は、困難に面したグループが、変化した結婚市場構造に対応するため、配偶者選択の基準(選好)を変化させるか、非婚化を受け入れるかである。男女間の社会経済的地位の格差縮小は、家庭における性別役割分業の解消が起こっていない社会において、すなわち配偶者選択の基準が変わりにくい社会においては、結婚市場におけるミスマッチがそのまま未婚化を促している可能性は大きい。

### 3. 日本の配偶者選択基準にみる強固なジェンダー非対称性とミスマッチ仮説

日本は以下に挙げる理由から、結婚市場におけるミスマッチの役割を評価するのに恰好



の社会であるといえる。まず、この数十年、女性の高学歴化とともに婚姻率の低下が進行した。次に日本の家族は従来から（現在もなお）夫婦の性役割分業が強固である。3つ目に、これまでの研究で、個票レベルでの女性の教育達成と結婚行動との関係（Raymo 2003, Tsuya and Mason 1995）、および夫妻の学歴の組み合わせのパターン（安田 1971, 清水 1990, 渡辺・近藤 1990, 鈴木 1991）が明らかにされている。4つ目に、日本における結婚市場のミスマッチの潜在的な重要性そのものはすでに研究者によって指摘されているが（山田 1996 など）、データに基づく検証は、鈴木（2002）などを除いて、ほとんどなされていない。

表1 未婚者割合と学歴別性比：年齢25-29歳、1970年～2000年

年次	1970	1980	1990	2000
<b>未婚者割合</b>				
男性	0.46	0.55	0.64	0.70
女性	0.18	0.24	0.40	0.54
<b>学歴別性比（女性100対）</b>				
中学	91	114	165	145
高校	84	84	92	109
短大・専門学校	42	29	32	41
大学	486	330	281	186
（再掲）短大以上	198	127	103	88

Source: 国勢調査（総務省）

表1は未婚者割合と学歴別性比である。晩婚化の傾向は明らかであり、20代後半の女性の未婚者割合は1970年から2000年にかけて、18%から54%に増加している。女性に対する男性の比率は、低学歴では徐々に増加している。他方、高学歴層では大きな変化が見られ、1970年には20代後半において1人の大卒女性に対し、5人の大卒男性が存在したが、現在では2人になっている。短大以上をまとめると、1対2から、2000年には男性の方がやや多い状態となっていることがわかる。

あらゆる説明によって、日本におけるジェンダー関係は、女性の高学歴化が同程度に進んでいる諸外国に比べて、非対称性が強いことが示されている（Brinton 1993, Tsuya and Mason 1995）。1986年の男女雇用機会均等法制定にも関わらず、労働市場における性別分離は著しく、男女の賃金格差も他の先進諸外国に比して大きい。6割の女性は結婚や出産で仕事を辞めており、また未婚者の6割程度が、結婚や出産の際には家庭に入ることを望んでいることから（出生動向基本調査）、このような傾向は近い将来も変わらないことが予想される。日本の労働市場では勤続年数や経験が重視されるので（Clark and Ogawa 1992）、経済的自立や就業を通じた社会的地位の達成は、育児のために一度でも労働市場を離れる女性にとっては、あいかわらず困難なものとなっている（Brinton 1988, 1991, Ogawa and Clark

1995)。その結果、男性の社会経済的地位や経済的な将来性（学歴や職業）は、女性にとって重要な配偶者選択基準となり続けている。結婚によって社会経済的地位が保たれるか上昇することが望ましいとするならば、女性は同類婚か上方婚に対して強いインセンティブを有するであろう。もちろん、このような配偶者選択におけるジェンダー非対称性の強調は、1970年代以前のアメリカにおける配偶者選択の分析でもみられた。すでにアメリカでは状況は変わってきているが、労働市場がジェンダー非対称の特徴を有し続けている日本では、今日においてもその妥当性が存続している。

このような主張は、ジェンダー非対称な配偶者選択選好が健在であることを示す意識調査の結果とも合致する。1997年実施の第11回出生動向基本調査によれば、結婚相手の条件として相手の経済力を「重視する」あるいは「考慮する」と答えた人は、男性で31%なのに対し、女性では91%となっている。また経済的な将来性の代替指標となりうる相手の学歴についても、重視あるいは考慮する男性が24%なのに対し、女性の場合50%にのぼる。また、同調査では未婚男女に独身にとどまっている理由を尋ねているが、25～34歳の未婚者に最も多く選ばれている理由は「適当な相手にめぐり合わない」であり、男性の47%に対し女性は52%が選んでいる。「適当な相手」の定義が明確ではないものの、結婚市場におけるミスマッチの発生を伺わせる結果である。

こうした状況をうけて、ジェンダー非対称な配偶者選択選好が強固に存続する中で、男女の社会経済的地位の縮小が進行すると、社会経済的地位の高い女性と低い男性にとって望ましい属性の相手を得ることが、構造的に難しくなるとの見方が出てきているのである（阿藤1991,河野1991,山田1996）。

このような構造的な配偶者の得られにくさは実際に生じているのだろうか。またそれを定量的に示すことは可能であろうか。その試みとして本研究では、学歴別の初婚率低下に対して、結婚性向および結婚市場の構造の変化が、それぞれの程度寄与しているかを明らかにする。

#### 4. データと方法

分析は、第8回～第11回出生動向基本調査（1982, 1987, 1992, 1997年）の融合データに基づく。データには1942年から1979年間に生まれた、24,450の有配偶女性、12,659の独身女性、15,553の独身男性が含まれる。有配偶女性が回答した夫の情報を用い、男女別に未婚者と初婚の有配偶者のデータをあわせ、このデータをパーソン・ペリオド・レコードに変換し、擬似縦断データを作成する。具体的には、各回答者が15歳から結婚または調査によってセンサーされるまでの年数分のレコードを作った。

初婚率（男性）は以下のように定義される。

$$m_{ijkl} = \frac{N_{jkl}}{M_{ikt}} = \alpha_{ijkl} \frac{F_{jt}}{M_{ikt} + F_{jt}} = \text{結婚牽引力} \times \text{潜在配偶性比}$$

ここで  $m_{ijkl}$  は年齢  $i$  学歴  $k$  の男性の初婚率、 $N_{jkl}$  は年齢  $i$ 、学歴  $k$  の男性と年齢  $j$ 、学歴  $l$  の女性が期間  $t$  に結婚した数である ( $i, j=15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-49$ 、 $k, l=$  中学、高校、短大・専門学校、大学、 $t=1973-75, 1993-97$ )。  $M_{ikt}$  は  $t$  期に結婚するリスクを持つ年齢  $i$  学

歴  $k$  の男性、 $F_{jt}$  は同様の女性である。5 年の幅をもつ 2 つの期間について、リスク人口は 5 年それぞれの年の年央における未婚人口の合計と定義される。すなわち、

$$M_{ikt} = \sum_{i'=1}^5 M_{ikt'}$$

となる ( $t^*=1973,74,75,76,93,94,95,96,97$ )。 $a_{ijklt}$  は、年齢  $i$  学歴  $k$  の男性と年齢  $j$  学歴  $l$  の女性の  $t$  期における「結婚牽引力 force of attraction」である。Qian and Preston(1993:483)で述べられているように、この「結婚牽引力」は、結婚市場における出逢いの比率と、結婚にいた

る出逢いの割合の両方を反映する。 $\frac{F_{jt}}{M_{ikt} + F_{jt}}$  は男性にとっての「潜在配偶性比 availability

ratio」である。男女それぞれについて 6 つの年齢階層と 4 つの学歴があるので、 $(6 \times 4 \times 6 \times 4) = 576$  の組み合わせによる初婚率を、それぞれの期間について計算することができる。このような方法により、1970 年代半ば以降の急激な初婚率低下に、結婚に対する魅力の変化と結婚相手の得られやすさの変化のどちらが相対的に重要であるかを評価することができる。そして、とりわけそのような相対的な重要性が学歴によってどのように異なるかを見ることができる。さらに Qian and Preston(1993)による、アメリカにおける同時期の結婚行動変化との比較を試みる。

年齢別学歴別の初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比の時間的変化を示したあと、計算された初婚率を結婚確率に変換し(Prenston,Heuveline,Guillot 2001:76)、その確率を用いて、性・教育水準別、多元結婚表(multi group, multi decrement marriage table)を作成する。具体的には 24 (6 年齢  $\times$  4 学歴) の潜在減少因をもつ、16 (2 性  $\times$  4 学歴  $\times$  2 期間) の結婚生命表が作られる。これらの結婚生命表から、実績値および反事実的関数に基づいた未婚者残存率が計算される。つまり、1990 年半ばの結婚牽引力を 1970 年半ばの結婚牽引力に置き換えることによって、「結婚性向(結婚牽引)が 1975 年のまま変化しなかった場合、男女の教育水準別の未婚者割合が 1995 年の実際の未婚者割合とどう異なるか」という問いを立てることができる。同様に、1990 年半ばの潜在配偶性比を 1970 年半ばの潜在配偶性比に置き換えることによって、「結婚市場構造が 1975 年のまま変化しなかった場合、男女の教育水準別の未婚者割合が 1995 年の実際の未婚者割合とどう異なるか」という問いを立てることができる。このようにして、日本における未婚者割合の増加に対して、結婚市場構造の変化と結婚性向の変化が、それぞれどのような影響を与えていたのかを定量的に明らかにすることが可能となる。とりわけ、教育水準別に結婚生命表を作っていることから、教育水準別による違いを明らかにすることができる。

## 5. 結果

上で述べた結婚生命表を示す前に、2 期間における初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比およびその変化を、年齢組み合わせおよび学歴組み合わせについて見てみよう(表 2、表 3、表 4、表 5)。変化については、それぞれの指標の前期に対する後期の比を示している。男性の年齢が高い結婚の初婚率が大きく低下し、同年齢層での結婚はやや低下、男性の年齢が低い下方婚は変わらないか、やや上昇している。牽引力の表をみると、初婚率低下の大

部分を牽引力の低下が担っていることが分かる。牽引力低下はとくに女性の年齢が低い上方婚部分で顕著である。結婚市場構造の影響としては、年齢同類婚でやや低下、女性の下方婚で増加となっている。これらの数値は男性の結婚市場に関する有利さをしめしている。

学歴別による結果も見てみよう。同じく、結婚市場における学歴構成に関わらず、結婚牽引力による低下が、婚姻率低下に大きく貢献している。男性からみた潜在配偶性比が総じて上昇しているのに対し、女性からみた潜在配偶性比は低下している。

表2 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年

1973-77		初婚率					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.004	0.045	0.006	0.000	0.000	0.000	
25-29	0.003	0.118	0.069	0.003	0.000	0.000	
30-34	0.004	0.088	0.157	0.029	0.002	0.000	
35-39	0.003	0.034	0.091	0.042	0.015	0.004	
40-49	0.003	0.011	0.034	0.050	0.063	0.018	

  

1993-97		初婚率					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.002	0.019	0.006	0.000	0.000	0.000	
25-29	0.001	0.031	0.065	0.006	0.001	0.000	
30-34	0.001	0.018	0.057	0.028	0.003	0.001	
35-39	0.001	0.004	0.021	0.028	0.009	0.002	
40-49	0.000	0.003	0.008	0.007	0.007	0.006	

  

1973-77		結婚牽引力					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.002	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.008	0.098	0.029	0.009	0.000	0.000	
25-29	0.004	0.200	0.221	0.048	0.023	0.000	
30-34	0.004	0.099	0.218	0.098	0.029	0.023	
35-39	0.003	0.035	0.098	0.062	0.066	0.072	
40-49	0.003	0.011	0.036	0.062	0.174	0.178	

  

1993-97		結婚牽引力					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.005	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.004	0.038	0.018	0.002	0.002	0.000	
25-29	0.002	0.052	0.149	0.022	0.005	0.000	
30-34	0.001	0.024	0.092	0.067	0.011	0.002	
35-39	0.001	0.005	0.028	0.052	0.023	0.003	
40-49	0.001	0.003	0.011	0.014	0.021	0.014	

  

1973-77		潜在配偶性比：男性					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.517	0.475	0.221	0.045	0.006	0.001	
20-24	0.499	0.458	0.209	0.042	0.006	0.001	
25-29	0.632	0.592	0.312	0.069	0.010	0.002	
30-34	0.906	0.891	0.719	0.296	0.055	0.012	
35-39	0.980	0.976	0.928	0.678	0.226	0.056	
40-49	0.990	0.988	0.962	0.804	0.363	0.104	

  

1993-97		潜在配偶性比：男性					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.515	0.588	0.422	0.243	0.156	0.234	
20-24	0.433	0.506	0.344	0.187	0.117	0.180	
25-29	0.532	0.604	0.439	0.256	0.165	0.246	
30-34	0.699	0.757	0.616	0.413	0.288	0.401	
35-39	0.795	0.839	0.727	0.539	0.403	0.526	
40-49	0.745	0.797	0.668	0.469	0.337	0.456	

表2 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年 (続き)

1973-77		潜在配偶性比：女性				
男性／女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
15-19	0.483	0.501	0.368	0.094	0.020	0.010
20-24	0.525	0.542	0.408	0.109	0.024	0.012
25-29	0.779	0.791	0.688	0.281	0.072	0.038
30-34	0.955	0.958	0.931	0.704	0.322	0.196
35-39	0.994	0.994	0.990	0.945	0.774	0.637
40-49	0.999	0.999	0.998	0.988	0.944	0.896

  

1993-97		潜在配偶性比：女性				
男性／女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
15-19	0.485	0.567	0.468	0.301	0.205	0.255
20-24	0.412	0.494	0.396	0.243	0.161	0.203
25-29	0.578	0.656	0.561	0.384	0.273	0.332
30-34	0.757	0.813	0.744	0.587	0.461	0.531
35-39	0.844	0.883	0.835	0.712	0.597	0.663
40-49	0.766	0.820	0.754	0.599	0.474	0.544

表3 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比の変化, 1973~77年および1993~97年

初婚率		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性／女性							
15-19	2.91	0.71	0.00	x	x	x	
20-24	0.48	0.43	1.02	0.96	x	x	
25-29	0.45	0.26	0.95	1.68	3.63	x	
30-34	0.20	0.21	0.36	0.95	1.98	2.64	
35-39	0.22	0.12	0.23	0.66	0.64	0.44	
40-49	0.17	0.25	0.22	0.13	0.11	0.34	

  

結婚牽引力		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性／女性							
15-19	2.92	0.57	0.00	x	x	x	
20-24	0.56	0.39	0.62	0.21	x	x	
25-29	0.53	0.26	0.67	0.46	0.22	x	
30-34	0.26	0.25	0.42	0.68	0.38	0.08	
35-39	0.27	0.14	0.29	0.83	0.36	0.05	
40-49	0.22	0.31	0.32	0.23	0.12	0.08	

  

潜在配偶性比：男性		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性／女性							
15-19	1.00	1.24	1.91	5.45	24.32	177.95	
20-24	0.87	1.11	1.65	4.50	19.60	146.81	
25-29	0.84	1.02	1.41	3.68	16.14	117.07	
30-34	0.77	0.85	0.86	1.39	5.24	34.18	
35-39	0.81	0.86	0.78	0.79	1.78	9.37	
40-49	0.75	0.81	0.69	0.58	0.93	4.39	

  

潜在配偶性比：女性		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
女性／男性							
15-19	1.00	1.13	1.27	3.20	10.15	24.32	
20-24	0.79	0.91	0.97	2.22	6.78	16.44	
25-29	0.74	0.83	0.82	1.37	3.77	8.63	
30-34	0.79	0.85	0.80	0.83	1.43	2.72	
35-39	0.85	0.89	0.84	0.75	0.77	1.04	
40-49	0.77	0.82	0.76	0.61	0.50	0.61	

表4 学歴組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年

1973-77		初婚率			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.053	0.047	0.008	0.000	
高校	0.009	0.062	0.011	0.001	
短大・専門学校	0.007	0.034	0.030	0.002	
大学	0.001	0.024	0.023	0.012	

1993-97		初婚率			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.012	0.023	0.009	0.001	
高校	0.002	0.034	0.015	0.002	
短大・専門学校	0.001	0.014	0.021	0.002	
大学	0.000	0.011	0.024	0.015	

1973-77		結婚牽引力			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.141	0.062	0.012	0.000	
高校	0.055	0.126	0.030	0.006	
短大・専門学校	0.015	0.042	0.043	0.003	
大学	0.007	0.043	0.056	0.058	

1993-97		結婚牽引力			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.016	0.024	0.010	0.002	
高校	0.006	0.044	0.022	0.004	
短大・専門学校	0.002	0.015	0.025	0.004	
大学	0.001	0.014	0.034	0.034	

1973-77		潜在配偶性比：男性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.379	0.757	0.642	0.391	
高校	0.157	0.489	0.355	0.164	
短大・専門学校	0.441	0.801	0.699	0.453	
大学	0.193	0.551	0.414	0.202	

1993-97		潜在配偶性比：男性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.766	0.944	0.906	0.775	
高校	0.406	0.778	0.668	0.418	
短大・専門学校	0.645	0.903	0.843	0.657	
大学	0.445	0.804	0.703	0.457	

1973-77		潜在配偶性比：女性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.621	0.843	0.559	0.807	
高校	0.243	0.511	0.199	0.449	
短大・専門学校	0.358	0.645	0.301	0.586	
大学	0.609	0.836	0.547	0.798	

1993-97		潜在配偶性比：女性			
女性/男性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.234	0.594	0.355	0.555	
高校	0.056	0.222	0.097	0.196	
短大・専門学校	0.094	0.332	0.157	0.297	
大学	0.225	0.582	0.343	0.543	

表5 学歴組み合わせにおける初婚率、結婚率引力、潜在配偶性比の変化, 1973~77年および1993~97年

初婚率				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.224	0.495	1.187	16.103
高校	0.258	0.553	1.349	1.786
短大・専門学校	0.213	0.407	0.685	1.539
大学	0.228	0.469	1.028	1.322

結婚率引力				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.111	0.398	0.841	8.120
高校	0.100	0.348	0.716	0.700
短大・専門学校	0.146	0.361	0.569	1.062
大学	0.099	0.322	0.606	0.583

潜在配偶性比：男性				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	2.023	1.246	1.410	1.983
高校	2.584	1.592	1.884	2.550
短大・専門学校	1.464	1.127	1.206	1.449
大学	2.298	1.458	1.695	2.268

潜在配偶性比：女性				
女性/男性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.377	0.705	0.634	0.689
高校	0.232	0.434	0.488	0.437
短大・専門学校	0.263	0.514	0.522	0.508
大学	0.369	0.696	0.628	0.680

表6では、先述した方法で計算された8つの結婚生命表を示す。数値は5歳階級の最初の年齢時点の未婚者割合を示す。これらの生命表は未婚者の死亡を無視していることに注意されたい。男女について、最初の2列は、多元生命表から計算されたふたつの仮設コーホートの結婚の経歴を示しているが、結婚年齢の上昇を顕著に示している。これらの生命表は回顧的調査データに基づいているため、その精度を評価するために他のデータを参照してみた。学歴別の表を集計したものと、人口動態統計や国勢調査に基づく生命表(1975年については高橋・池ノ上(1994)、1995年についてはRaymo and Kaneda (1998))とを比較したところ、死亡率の扱いの違いに関わらず、出生動向基本調査に基づく本生命表と公表データに基づく生命表はほぼ合致していた。ほとんど全ての年齢で、未婚者割合は5%以内の範囲で重なっている。

表6 実績および反事実的結婚表に基づく、性・学歴別未婚者割合

学歴	年齢	男性				女性			
		1973-77年 実績	1993-97年 実績	結婚牽引力 一定	潜在配偶 性比一定	1973-77年 実績	1993-97年 実績	結婚牽引力 一定	潜在配偶 性比一定
中学	15	100	100	100	100	15	100	100	100
	20	97	86	97	85	20	83	76	80
	25	67	64	66	64	25	28	53	62
	30	27	43	20	49	30	10	34	45
	35	7	28	5	35	35	5	20	34
	40	4	26	3	32	40	2	16	30
高校	15	100	100	100	100	15	100	100	100
	20	99	99	99	99	20	97	95	96
	25	71	80	70	80	25	39	65	71
	30	24	45	21	51	30	10	30	36
	35	4	27	5	27	35	5	20	25
	40	2	21	3	19	40	2	17	20
短大	15	100	100	100	100	15	100	100	100
	20	100	100	100	100	20	100	99	100
	25	74	90	77	89	25	57	83	80
	30	26	58	28	61	30	10	39	29
	35	5	42	8	41	35	4	26	18
	40	2	35	3	35	40	1	21	14
大学	15	100	100	100	100	15	100	100	100
	20	100	100	100	100	20	100	100	100
	25	87	96	84	98	25	72	94	92
	30	30	56	19	69	30	15	50	43
	35	5	28	3	37	35	7	28	23
	40	1	16	1	20	40	7	25	21

次に、年齢別未婚者割合の大幅な増加に対して、結婚性向と結婚市場構造の変化が、それぞれの程度寄与しているかを見ていきたい。そのために、結婚牽引力あるいは潜在配偶性比を1970年代水準に固定することによって、1990年代の未婚者残存率（未婚者割合）を算出する。これらの反事実的結婚生命表による未婚者残存率が、表の3列目、4列目にあたる。

3列目の数値は、結婚市場の変化とは独立に、それぞれの組み合わせの結婚に対する性向が変化しなかった場合、結婚のタイミングがどのようになるかを示している。ここでの結婚性向変化の寄与とは、一般的な結婚に対する選好と結婚に際して特定のパートナーを選好する傾向の両方を反映することになる。男性については明らかに結婚のタイミング変化の大部分が結婚の牽引力の変化で説明できる。3列目の反事実的未婚者残存率は、1列目の1970年代の数値と類似しており、場合によっては反事実的残存率が、1970年の残存率よりも低い場合があるが、これは結婚性向の変化とは独立に、結婚市場構造の変化が、むしろ初婚率の上昇に貢献していることを意味する。これはほとんどの年齢層、学歴において男性にとっての潜在配偶性比が大幅に改善していることを考えれば当然といえよう。この結婚市場構造の変化による結婚促進の効果は、4列目の残存率によって確認することができる。すべての学歴で、結婚市場構造が変化しないという仮定に基づいて算出された残存率は、30歳、35歳時点において、1990年代の実際の残存率を上回っている（より未婚化している）。とりわけ大学卒男性ではっきりと確認できる。男性の結婚行動の変化において、結婚市場のミスマッチは有用な説明とはならないことが明らかである。

一方、女性については幾分状況が異なっている。男性と同様、3列目の反事実的残存率は、結婚市場構造と無関連な結婚選好の変化が、初婚率低下の大部分を説明している。また、男性と同様、結婚市場構造の変化が結婚牽引の低下をいくらか相殺している部分もみ



られるが、これについては高学歴以外の女性のみにあてはまる。短大卒女性では、仮に結婚市場構造に変化がなければ、30歳時点での未婚者割合は、実績ベースの39%ではなく、29%、4大卒女性では、実績ベースの50%までは高くなく、43%ほどにとどまっていたことを意味する。高学歴女性に関しては、結婚市場構造の純粋な変化によって初婚率の低下がある程度説明できるということになる。それに加えて結婚牽引力が大きく低下しているため、市場構造の変化は、ミスマッチとして高学歴女性の結婚を押しとどめているように見える。

なお、今回は、男女の学歴構成の変化と未婚化の関係を検討し、結婚行動に関する構造的要因の重要性を指摘した。構造的要因には、この他に、キョウダイ構成の変化なども考えられる。今後の課題として、学歴構成に加え、夫妻のキョウダイ順位に着目し、未婚化との関連を調べることも検討したい。参考までに、付表1、付表2に結婚コーホート別、夫妻のキョウダイ順位別、結婚数の分布を示した。

## 6. 結論と議論

年齢別、学歴別男女の組み合わせにおける初婚率を結婚の結婚牽引力と潜在配偶性比に分解する方法によって、1970年代、1990年代の仮設コーホートを比較した場合の初婚率の低下に、配偶者選択選好の基準に影響を受ける結婚性向（需要的側面）と、結婚市場構造（供給的側面）がそれぞれどのように絡んでいたのかを定量的に明らかにすることを試みた。

男性については、純粋な結婚市場構造の変化は、むしろ初婚率を上昇させることに寄与していることが明らかになり、構造的なミスマッチは生じておらず、現実の初婚率低下の大部分は結婚の牽引力低下によって説明される。一方女性については、中学卒、高校卒では男性と同様の解釈が得られたが、短大卒、大卒に関しては、結婚市場構造の変化が、初婚率を低下させる方向に働いていることがわかった。さらに結婚牽引力も初婚率を大きく低下させる方向に働いているため、日本における高学歴女性の高い未婚率が実現されている。

さて、このような結果は、高学歴女性の未婚率が必ずしも高くないアメリカと日本の違いをどのように説明することができるのだろうか。確かにアメリカにおいても男女の社会経済的地位の格差は相対的に縮小し、結婚牽引力の変化とは独立に、結婚市場構造は高学歴女性に不利な状況を表してした。しかしながら、現実には、そのような結婚市場構造における不利な状況を、結婚牽引力の変化がうち消す形で、高学歴女性の未婚率上昇が抑えられていた（Qian and Preston 1993）。とくに高学歴女性における結婚牽引力の強まりは配偶者選択の基準が、従来のジェンダー非対称的な特徴を持つものから、より対称的なものに変化してきていることを意味する。結婚にとって「経済的ゆとり」は相変わらず重要である。結婚前後も就業を続ける女性が増加したアメリカでは、女性の経済力が結婚の条件として魅力的なものになるという変化によって、社会経済的地位の高い女性の未婚化が進むことはなかった（Qian and Preston 1993）。日本では進学し、就業する女性は増加しているにも関わらず、結婚相手の条件としては、女性の経済力は必ずしも魅力的なものではない。すなわち社会経済的地位のジェンダー非対称性が弱まっているにもかかわらず、配偶者選

扱基準に関してはジェンダー非対称性が存続している。日本における高学歴女性の高い未婚率には、このようなジェンダーの変容にかかわる実態と配偶者選択基準の不整合が重要な役割をはたしているようだ。

付表1 結婚コーホート別、夫妻のきょうだい順位別、結婚数の分布

1960-1969年結婚				
妻のきょうだい順位	夫のきょうだい順位			全体
	一人っ子	長男	その他	
一人っ子	0.00167	0.00938	0.02301	0.03407
長女・兄弟なし	0.00090	0.01568	0.03445	0.05103
その他	0.04049	0.40686	0.46754	0.91490
全体	0.04306	0.43193	0.52500	1.00000
7,779ケース				
1970-1979年結婚				
妻のきょうだい順位	夫のきょうだい順位			全体
	一人っ子	長男	その他	
一人っ子	0.00132	0.01252	0.02306	0.03690
長女・兄弟なし	0.00322	0.02965	0.04714	0.08001
その他	0.03360	0.41157	0.43792	0.88309
全体	0.03814	0.45373	0.50813	1.00000
13,660ケース				
1980-1989年結婚				
妻のきょうだい順位	夫のきょうだい順位			全体
	一人っ子	長男	その他	
一人っ子	0.00305	0.02298	0.02614	0.05217
長女・兄弟なし	0.00697	0.06263	0.06208	0.13169
その他	0.04030	0.45932	0.31652	0.81614
全体	0.05032	0.54493	0.40475	1.00000
9,181ケース				
1990-1997年結婚				
妻のきょうだい順位	夫のきょうだい順位			全体
	一人っ子	長男	その他	
一人っ子	0.00413	0.02894	0.01722	0.05029
長女・兄弟なし	0.01240	0.08336	0.05822	0.15398
その他	0.04237	0.49225	0.26111	0.79573
全体	0.05890	0.60455	0.33655	1.00000
2,903ケース				

付表2 結婚コーホート別、夫妻のきょうだい順位・学歴別、結婚数の分布

1960-1969年結婚													
妻の学歴と きょうだい順位	夫の学歴ときょうだい順位												
	中学			高校			短大・専門学校			大学			全体
	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	
中学													
一人っ子	0.001	0.002	0.006	0.000	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.012
長女・兄弟なし	0.000	0.003	0.008	0.000	0.001	0.003	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.016
その他	0.012	0.122	0.134	0.004	0.044	0.047	0.001	0.005	0.007	0.000	0.002	0.003	0.383
高校													
一人っ子	0.000	0.001	0.002	0.001	0.003	0.007	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.002	0.016
長女・兄弟なし	0.000	0.001	0.003	0.000	0.006	0.010	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002	0.003	0.026
その他	0.002	0.030	0.040	0.011	0.108	0.130	0.001	0.013	0.018	0.004	0.032	0.039	0.426
短大・専門学校													
一人っ子	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.002	0.004
長女・兄弟なし	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.003	0.007
その他	0.000	0.003	0.004	0.001	0.009	0.011	0.001	0.008	0.011	0.002	0.019	0.016	0.084
大学													
一人っ子	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001
長女・兄弟なし	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.002
その他	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.011	0.007	0.022
全体	0.016	0.162	0.198	0.017	0.173	0.212	0.003	0.028	0.039	0.007	0.069	0.076	1.000

  

1970-1979年結婚													
妻の学歴と きょうだい順位	夫の学歴ときょうだい順位												
	中学			高校			短大・専門学校			大学			全体
	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	
中学													
一人っ子	0.000	0.001	0.002	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
長女・兄弟なし	0.000	0.002	0.004	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.009
その他	0.002	0.036	0.050	0.002	0.022	0.024	0.000	0.004	0.004	0.001	0.003	0.002	0.149
高校													
一人っ子	0.000	0.001	0.002	0.000	0.004	0.007	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002	0.001	0.019
長女・兄弟なし	0.000	0.001	0.005	0.001	0.009	0.014	0.000	0.001	0.002	0.001	0.003	0.004	0.040
その他	0.002	0.030	0.042	0.010	0.140	0.159	0.002	0.017	0.020	0.005	0.046	0.040	0.512
短大・専門学校													
一人っ子	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.000	0.001	0.001	0.000	0.002	0.002	0.010
長女・兄弟なし	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002	0.003	0.000	0.001	0.002	0.001	0.005	0.006	0.022
その他	0.001	0.004	0.007	0.002	0.025	0.023	0.001	0.016	0.016	0.004	0.045	0.031	0.174
大学													
一人っ子	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003
長女・兄弟なし	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.004	0.009
その他	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.002	0.000	0.001	0.001	0.003	0.022	0.017	0.048
全体	0.005	0.074	0.114	0.016	0.206	0.237	0.004	0.041	0.049	0.014	0.132	0.109	1.000

付表2 結婚コーホート別、夫妻のきょうだい順位・学歴別、結婚数の分布(つづき)

妻の学歴と きょうだい順位		1980-1989年結婚												
		夫の学歴ときょうだい順位												
		中学			高校			短大・専門学校			大学			全体
一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他			
中学														
一人っ子		0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
その他		0.001	0.011	0.014	0.001	0.011	0.010	0.001	0.003	0.001	0.000	0.002	0.001	0.056
高校														
一人っ子		0.000	0.000	0.001	0.001	0.005	0.008	0.000	0.001	0.001	0.000	0.002	0.002	0.022
長女・兄弟なし		0.001	0.003	0.003	0.002	0.016	0.020	0.000	0.003	0.003	0.000	0.007	0.006	0.063
その他		0.002	0.017	0.023	0.011	0.136	0.099	0.002	0.021	0.017	0.005	0.058	0.027	0.418
短大・専門学校														
一人っ子		0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.003	0.000	0.001	0.002	0.000	0.004	0.003	0.018
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.001	0.000	0.006	0.008	0.000	0.003	0.004	0.002	0.011	0.009	0.046
その他		0.001	0.004	0.006	0.003	0.047	0.033	0.002	0.024	0.018	0.007	0.078	0.041	0.263
大学														
一人っ子		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.003	0.003	0.009
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.009	0.006	0.018
その他		0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.003	0.000	0.002	0.001	0.004	0.041	0.021	0.078
全体		0.005	0.037	0.051	0.019	0.232	0.187	0.006	0.059	0.048	0.021	0.217	0.119	1.000

妻の学歴と きょうだい順位		1990-1997年結婚												
		夫の学歴ときょうだい順位												
		中学			高校			短大・専門学校			大学			全体
一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他	一人っ子	長男	その他			
中学														
一人っ子		0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
その他		0.000	0.010	0.006	0.000	0.010	0.008	0.000	0.002	0.001	0.000	0.001	0.001	0.040
高校														
一人っ子		0.000	0.000	0.001	0.001	0.006	0.005	0.000	0.001	0.000	0.000	0.002	0.001	0.017
長女・兄弟なし		0.000	0.003	0.002	0.004	0.023	0.020	0.001	0.003	0.003	0.000	0.009	0.002	0.070
その他		0.001	0.018	0.017	0.011	0.133	0.085	0.002	0.021	0.011	0.005	0.057	0.020	0.380
短大・専門学校														
一人っ子		0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.003	0.000	0.002	0.001	0.001	0.006	0.005	0.022
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.001	0.001	0.010	0.009	0.000	0.005	0.002	0.003	0.016	0.009	0.056
その他		0.001	0.006	0.005	0.003	0.052	0.028	0.003	0.033	0.018	0.007	0.089	0.034	0.280
大学														
一人っ子		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.006	0.002	0.009
長女・兄弟なし		0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.000	0.001	0.000	0.001	0.012	0.007	0.025
その他		0.000	0.001	0.000	0.001	0.006	0.005	0.000	0.003	0.002	0.007	0.050	0.021	0.096
全体		0.004	0.038	0.033	0.023	0.247	0.163	0.008	0.073	0.038	0.025	0.246	0.103	1.000

<文 献>

- 阿藤誠.1991.「人口少産化の背景とその展望」『日本労働研究雑誌』No.381,pp.2-11.
- Becker,Gary S.1981. *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.
- Cancian, Maria M. and Megan Sweeney. 2000. "The Changing Importance of Economic Prospects for Assortative Mating." Paper presented at the annual meetings of the Population Association of America. March 23-25, Los Angeles, CA.
- Centers, Richard. 1949. "Marital Selection and Occupational Strata." *American Journal of Sociology* 54:530-535.
- Glenn, Norval D., Adreain A. Ross, and Judy C. Tully. 1974. "Patterns of Intergenerational Mobility of Females through Marriage." *American Sociological Review* 39:683-699.
- 河野稔.1991.「人口性比に関する研究:結婚スクイズと死別」『人口問題研究』47(1),pp.1-16.
- Mare, Robert D. 1991. "Five Decades of Assortative Mating." *American Sociological Review* 56:15-32.
- Mason,K.O., and A.-M. Jensen, (eds.).1995.*Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press.