再婚からみるライフコースの変容

余 田 翔 平

要 約

本稿では、再婚率の(1)趨勢、(2)階層差、(3)趨勢変化の階層差に着目して記述的分析を行った。『日本版総合的社会調査(JGSS)』にイベントヒストリーモデルを適用した結果、以下の知見が得られた。第1に、近年の離死別コーホートほど、再婚ハザードは低下している。第2に、男性よりも女性のほうが、低学歴層よりも高学歴層のほうがそれぞれ再婚経験率が高い。第3に、学歴と再婚経験との正の関連は近年の離死別コーホートほど明確に現れており、一方で再婚経験率の性差は縮小傾向にある。

以上を踏まえると、日本社会では「離死別者の非再婚化」が進展しており、未婚化・晩婚化のトレンドとあわせて考えれば、無配偶の状態に滞留するリスクがライフコースを通じて高まっていると推測される。さらに、こうしたライフコースの変化は社会全体で一様に広がっているわけではなく、階層差を伴っている。

キーワード：再婚、ライフコース、社会階層

2014, 家族社会学研究, 26(2): 139-150

Remarriage and Changes in Life Course Patterns

Shohei Yoda

Abstract

This study utilizes data from the Japanese General Social Survey (2000-2002) to measure trends in remarriage rates by gender and educational level. Event history analysis reveals the following findings. First, the probability of remarriage has declined among recent cohorts entering singlehood due to either divorce or widowhood. Second, the likelihood of remarriage depends on gender and educational level. Men are more likely to get remarried than women, and the more educated have a higher probability of remarrying than the less educated. Third, the educational differentials in remarriage rates have increased across the cohorts, whereas the gender gap has decreased.

Past studies have seen a rapid decline in first marriage rates and an increase in divorce rates. Given the demographic trends, the results of the present study imply that Japanese people face an increased risk of singlehood across their life course. The changes, however, are concentrated among socioeconomically vulnerable groups.

Key words: remarriage, life course, social stratification

2014, Japanese Journal of Family Sociology, 26(2): 139-150

よだ しょうへい: 国立社会保障・人口問題研究所

National Institute of Population and Social Security Research, Hibiya Kokusai Building 6th Floor, 2-2-3 Uchisaiwaicho, Chiyoda-ku, Tokyo 100-0011, Japan

E-mail: yoda-shouhei@ipss.go.jp

I. 研究の背景と目的

戦後日本社会において、人々の婚姻行動・婚姻歴に大きな変化が生じていることは周知のとおりである。婚姻関係の形成に関する最も大きな変化のひとつは、未婚化・晩婚化の進展であろう。一方、婚姻関係の解消については、平均寿命の伸長により結婚後の早い段階で配偶者との死別を経験する人々は少なくなったものの、離婚を経験する人々は増加しているといった変化が見られる。

婚姻行動をめぐるこうした変化が実証されてきた中で、十分に明らかにされていない部分が「再婚」である。日本の家族社会学では、家族のありようが大きく変化し多様化していること、すなわち「家族の多様化」（目黒 1987; 野々山 1996）が主張されてきた。その中で、初婚のみならず再婚による夫婦形成が増加していることは「多様化」の証左のひとつとして考えられてきた⁽¹⁾。図1は、初婚-再婚別に見た婚姻件数ならびに総数に対する再婚割合である。後者は、夫妻のそれぞれ一方から見た再婚の割合を指す（すなわち配偶者の初婚-再婚の区別はしていない）。1970年代半ばから初婚件数が低下傾向に向かう一方、再婚件数は徐々にではあるが増加している。夫／妻という個人単位で見ても再婚の占める割合は増加しており、2010年では5～6人に1人の結婚が初婚で

はなく再婚である。

このように、再婚によって婚姻関係が形成されることはもはや珍しいことではない。しかし、このことは直ちに、個人がライフコースを通じて再婚を経験しやすくなった、言い換えると複数回の結婚を経験するようになった、ことを示すものではない。仮に個人にとっての再婚の発生率に変化がないとしても、図1に見られる変化は生じうる。なぜなら、離婚の増加によって再婚のリスク人口（再婚を経験する可能性を持った人々からなる集団、すなわち離死別者）が拡大すれば、個人にとっての再婚の起こりやすさに変化がなくとも、社会全体で見れば再婚がより多く観察されるようになるためである。したがって、図1のようなマクロレベルのデータから個人のライフコースの変化を推測することは難しい⁽²⁾。

そこで本稿では、次の3つの問いに答えることを目的とする。第1の問いは「人々は再婚を経験しやすくなったのか」である。換言すれば、再婚リスク⁽³⁾の趨勢を明らかにすることが1つめの目的である。具体的には、離死別コーホート間の再婚率の差異に着目する。第2の問いは「誰が再婚しやすいのか」である。再婚リスクの集団間格差・階層差については、これまで基礎的な分析がほぼなされていない。本稿では、再婚リスクの学歴間格差とジェンダー間格差を取り上げる。第3

図1 初婚-再婚別に見た婚姻件数および総数に対する再婚割合

の問いは、「誰が再婚しやすく（しにくく）なったのか」である。つまり、再婚リスクの趨勢に変化が見られたとしたら、そうした変化は社会全体に均一に広がってきたのか、それとも特定の層に集中して生じてきたのかを明らかにする。このように、本稿の目的は、再婚リスクの記述的分析を行うことにある。再婚リスクの趨勢変化や階層差が確認された場合には、「なぜそのような傾向が見られるのか」という説明に踏み込んだ分析が当然求められることになるが、それについては稿を改めて論じたい。本稿では、再婚という、これまで焦点が当てられることが少なかったライフコースの側面について、その趨勢と階層差の基礎的な知見を提示することを目的とする。

本稿の構成は以下のとおりである。2 章では、婚姻歴にかかわるライフコースの変化について、先行研究の知見を整理する。3 章では使用するデータ・変数・分析方法について説明し、4 章で分析結果を提示する。5 章では分析結果を踏まえて、日本社会の中で婚姻パターンにいかなる変容が生じているのかを議論する。

II. 先行研究の整理と本稿の位置づけ

本節では、婚姻行動に関する先行研究の知見を整理し、本稿の研究上の位置づけを示す。

個人の婚姻歴は、「無配偶」と「有配偶」という 2 つの状態の間の移行の繰り返しとして捉えることができる。無配偶から有配偶への移行は初婚・再婚を意味し、反対に有配偶から無配偶への移行は離別や死別によってもたらされる。このうち、配偶者と早期に死別するリスクは、産業化による経済水準の向上に伴って低下していく。そのため、現代日本社会において若年期から中年期の婚姻パターンを考察するうえでは、初婚、離婚、再婚の 3 つの要素が重要になってくる⁽⁴⁾。この中で、初婚と離婚についてはマイクロデータを用いた実証研究が蓄積されてきた。以下では、それらの研究の知見を要約していく。

まず、言うまでもなく初婚イベントの発生リス

クは低下しており、多くの人々が未婚無配偶の状態にとどまる傾向が強くなっている。また、初婚行動と社会経済的地位との間には、明確な関連が存在することが多くの実証研究から明らかにされている。例を挙げると、「第 1 回全国家族調査 (NFRJ98)」を用いた加藤 (2001) によれば、高学歴男性は低学歴男性よりも、そして低学歴女性は高学歴女性よりも結婚しやすい⁽⁵⁾。また、「結婚と家族に関する国際比較調査 (JGGS)」を分析した津谷 (2009) では、男性の間では正規雇用者が、女性の間では低学歴者がそれぞれ初婚ハザードが高いことが確認されている。そして、このような初婚経験率の階層差の趨勢については、経済成長率の低下に伴って階層差が拡大しているという主張 (加藤 2001, 2004) が存在する一方で、学歴間格差は出生コーホート間で安定的であるという結果 (白波瀬 1999) も得られており、やや知見が混在している。

つぎに、離婚について言えば、マイクロデータを用いた実証研究からも、個人が離婚を経験するリスクは高まっていることが確認されている。さらに、これらの先行研究の中では離婚リスクの階層差も検討されており、離婚リスクは低所得・低学歴層に高い (加藤 2005; 福田節也 2005)。加えて、そうした離婚リスクの階層差は近年の結婚コーホートほど拡大する傾向にある (福田亘孝 2009) ことなどが明らかにされてきた。

以上の知見を整理すれば、日本において個人の婚姻歴に生じている変化のひとつは、「無配偶期間の長期化」と言える。初婚リスクの低下は未婚無配偶の状態が継続することを、離婚リスクの上昇は有配偶の期間が短縮することをそれぞれ意味するためである。

ただし、「無配偶期間の長期化」という知見は、あくまで初婚と離婚に関する研究から導き出される結論である。婚姻歴全体を俯瞰したときにもこの知見が当てはまるか否かは、再婚に関する分析結果を待つ必要がある⁽⁶⁾。なぜなら、再婚リスクの趨勢の「向き」によって、婚姻パターンの変化

について異なる結論に至るためである。再婚リスクが高まっているとすれば、人々は離死別によって無配偶になったとしても再婚を通じて有配偶の状態に戻りやすい。この場合、初婚タイミングの遅れによって無配偶期間が長期化しているにせよ、初婚後の婚姻歴においては必ずしも無配偶期間が長期化しているわけではない。他方で、再婚リスクが低下しているのであれば、人々は離死別後に無配偶の状態にとどまりやすくなる。この場合は、婚姻歴全体で無配偶期間が長期化していることになる。

さらに、既存研究では婚姻行動（初婚・離婚）の社会経済的格差が指摘されてきたが、再婚行動についても同様の知見が当てはまるのであろうか。言い換えれば、再婚の機会は個人の社会経済的資源の多寡に依存するのだろうか。本稿では、社会経済的地位の代理指標として学歴を取り上げ、再婚リスクとの関連を検討する。加えて、再婚リスクのジェンダー間格差に着目することも重要である。男性に比して女性は離婚後に生活水準が悪化することが知られている（Peterson 1996; Tanaka 2013）。その理由としては、女性は結婚・出産によるキャリアの中断を経験しやすいこと、離別後に子どもを引き取るのは一般的に女性である（すなわち、父子世帯よりも母子世帯のほうが形成されやすい）ことなどが挙げられる。その結果、母子世帯の貧困率は極めて高い（阿部 2008）。こうしたなか、離死別した女性にとって、再婚は貧困・低所得から脱却するひとつの経路になりうる。

最後に、再婚リスクの趨勢に何らかの変化が見られるとすれば、そうした変化は社会全体に一律に広がってきたのだろうか、それとも特定の階層に集中してきたのだろうか。先述のとおり、既存研究では初婚や離婚の趨勢には階層による差異が存在することが指摘されてきた。再婚にも同様の傾向が確認されるのであれば、それは婚姻行動（あるいは婚姻パターン）が階層的地位によって分化していくことを意味する。

再婚リスクの趨勢や階層差を検討した国内の研究は極めて少ないものの、「全国調査『戦後日本の家族の歩み』（NFRJ-S01）」を用いた福田亘孝（2009）や「日本版総合的社会調査（JGSS）」を用いた永井（2010）がある。福田亘孝（2009）では、近年の離死別コーホート、高学歴層、離死別1年後に正規雇用・パート就労、離死別時に未成年の子どもあり、などの属性が高い再婚率と結びついていると述べられている。一方、永井（2010）では、男女ともに離死別時年齢が若いほど再婚経験率が高いこと、女性のみ離死別時に子どもがいることが再婚経験に負の影響を持つことなどが報告されている。

いずれの研究も再婚に着目した貴重な研究であるものの、いくつかの限界も指摘できる。福田亘孝（2009）はデータの制約上、再婚の時期がわからないため、再婚経験の有無と共変量との二重クロス集計にとどまっている。加えて、分析対象は女性に限定されている。また、永井（2010）は本稿と同じくJGSSを使用しているが、離死別経験者を対象に、再婚経験を従属変数にした二項ロジットモデルを適用している。このように既存研究では、データや分析方法の性質上、右センサーされた個体の情報が十分に活かされていない。

以上を踏まえ、本稿では婚姻歴データを活用し、はじめに再婚リスクの趨勢の「向き」（上昇／安定／低下）を特定する。つづいて再婚リスクの階層差を検討し、そして最後に、階層によって再婚リスクの趨勢に差異があるのかを明らかにしていく。

III. データと方法

1. データ

以下で使用するデータは、「日本版総合的社会調査（JGSS）」の2000年、2001年、2002年の3時点の調査の累積データ（以下、JGSS2000-2002と表記）である。これら各年次の調査では、調査時点の婚姻上の地位に加え、初婚・離婚・死別・再婚それぞれの経験の有無と経験時年齢など、婚姻

歴に関する詳細な質問が含まれている。

JGSS2000-2002を用いた再婚の分析にはメリットとデメリットとがある。メリットは、パネル調査と比較した際、再婚リスクの長期的趨勢の検討に適していることである。パネル調査の場合、観察期間が極めて長い場合を除いて、再婚のリスク開始時点（離死別年）は個体間で大きく変わらない。たとえば、10年間のパネルデータであれば、離死別年のレンジは最大でも10年にしかない⁽⁷⁾。他方でJGSS2000-2002は、婚姻歴を回顧的に尋ねているため、離死別のタイミングが多様な回答者に対して再婚の生起を追うことができる。そのため、再婚の趨勢分析にはパネルデータよりもJGSS2000-2002のほうが向いていると言える。一方でJGSS2000-2002を用いることのデメリットは、時間依存する共変量が限定されることである。たとえば、JGSS2000-2002には職歴データは含まれておらず、収入も調査時点のものしか把握できない。そのため、離死別後の職業や収入の変動が再婚の起こりやすさにどれほど影響を及ぼすのかといった点は検討できない。

分析対象は次のように設定した。まず、再婚のリスクセット（離死別者）を可能な限り確保することを考慮し、1940年から1999年の間に配偶者との離死別を経験した回答者を分析対象とした⁽⁸⁾。さらに、離死別時年齢が65歳未満の回答者に限定している。これは本稿の関心が、高齢期ではなく、若年期から中年期に生じた離死別後に人々が再婚するか否かに関心があるためである。最後に、回答者にとっての1回目の再婚の生起のみを分析対象とし、2回目以降の再婚は分析から除外する。ここで確認しておきたいのは、(JGSSでは配偶者が初婚か再婚かはわからないが)回答者が初婚・配偶者が再婚の場合、その結婚は「再婚」とみなされないことである。本稿が分析対象とするのはあくまで個人にとっての2回目の結婚(=1回目の再婚)の生起であり、「再婚世帯の形成」ではないためである。

2. 変数と分析方法

独立変数は離死別年、性別、学歴の3つである。離死別年は、再婚リスクの趨勢を検討するために用いる。後述するカプランマイヤー法では1940-59年(89)/1960-79年(253)/1980-99年(536)の3つの離死別コーホート(カッコ内の数値はケース数)に分類して用いるが、多変量解析では連続変数として扱う。学歴は、中学/高校/大学(短大含む)の3カテゴリーである。性別については、女性を1とするダミー変数を作成した。

そのほかに統制変数として、離死別時の回答者年齢、無配偶になった理由(離別か死別か)、初婚年齢、離死別時の末子年齢を用いる。さらに、リスク継続年数(離死別後の経過年数)の効果を表すダミー変数を作成した。これらのダミー変数は、再婚ハザードの時間依存を表現するために用いられる。

以上の使用変数に欠損値を含む個体を除外した結果、分析対象者は878名、再婚の発生件数は218であった。分析に使用する変数の記述統計量は表1のとおりである。変数の分布について2点触れておく。第1に、女性が70.7%と多数派を占めるのは、女性のほうが死別を経験しやすいためである。第2に、分析対象者の41.5%の最終学歴が中学であるが、これは分析対象の出生コーホートが比較的古いことを考慮すれば極端に高い数字ではない⁽⁹⁾。ただし、離婚リスクが低学歴層に高いことを踏まえれば、再婚イベントのリスクセットに含まれる回答者は相対的に低学歴層に偏っていると考えるべきであろう。

分析方法はイベントヒストリーモデルを採用し、具体的には以下の手順で進めていく。はじめに、カプランマイヤー法によって生存関数を推定し、離死別コーホート・性別・学歴によって再婚の累積経験率がどのように異なるのかを視覚的に検討する。つぎに、複数の要因を同時に考慮したうえで再婚ハザードを推定するために、離散時間ロジットモデルを用いる。離散時間ロジットモデル

表 1 記述統計量 (N=878)

再婚経験	あり	24.8 %
	なし	75.2 %
性別	男性	29.3 %
	女性	70.7 %
離死別時年齢	30 歳未満	22.1 %
	30～39 歳	26.1 %
	40～49 歳	20.5 %
	50 歳以上	31.3 %
学歴	中学	41.5 %
	高校	44.1 %
	大学	14.5 %
無配偶になった理由	離別	45.2 %
	死別	54.8 %
離死別時の末子年齢	子どもなし	22.1 %
	0～5 歳	22.3 %
	6～15 歳	19.7 %
	16～19 歳	8.2 %
	20 歳以上	27.7 %
離死別年 ^{a)}	1980.9 (14.5)	
初婚年齢 ^{a)}	24.2 (3.7)	

^{a)} 平均値 (標準偏差)

ルの推定にあたっては、離死別を経験してから再婚するまでの各年を 1 レコードとするパーソンイヤーデータを作成した。調査時点までに再婚を経験していない回答者は観察打ち切り (右センサー) となる。また、離死別から 20 年以内に再婚しなかった場合もその時点で観察打ち切りとした。なお、イベントヒストリーモデルの詳細については、Yamaguchi (1991) などを参照されたい。

ここで、分析方法に関する注意点として 2 点述べておく。第 1 に、以下の分析は男女に分割せずに行う。初婚の分析は男女別に行われることが一般的であるが、本稿の関心のひとつは再婚経験の性差にあるので、男女込みのデータセットを用いる。この場合、主効果のみのモデルでは、再婚の生起に対する共変量の効果は男女間で同一という仮定を置くことになる。再婚の規定要因が性別によって異なる可能性は十分考えられるが、本稿ではむしろ、そうした共変量の効果の性差を交互作

用項によって抽出するという手続きを取る。

第 2 に、本稿の分析は、厳密には「婚姻パターン」の分析にはなっていない。「II. 先行研究の整理と本稿の位置づけ」で述べたように、本稿の問題関心のひとつは、無配偶期間の長期化が進展しているのかという点にある。この問いに対して、本稿では、再婚の分析から得られた知見と、初婚・離婚に関する先行研究の知見とをつなぎ合わせて、婚姻パターンの変化について結論を導くという手順を取る。しかし、婚姻パターンとは婚姻歴全体を見渡したときに複数のイベントの連鎖で表現される「配列」を指すため、本来は婚姻歴全体の情報を可能な限り一度に分析するような方法のほうが望ましい。こうした分析を可能にする方法のひとつとして、最適マッチング法 (渡邊 2004; 福田亘孝 2006) などが考えられる。しかし、本稿では再婚イベントに関する基礎的分析を行うことを優先させ、婚姻歴の配列に着目した分析については今後の課題としたい。

IV. 結 果

1. カプランマイヤー法による再婚率の比較

はじめに、カプランマイヤー法を用いて、離死別後の時間経過に伴う再婚の累積経験率をグループ間で比較する。結果は図 2 に示した。まず、離死別コーホートについて見ると、最も古い 1940-59 年コーホートにおいて、再婚の経験率が最も高いことがうかがえる。より最近の離死別コーホート (1960-79 年コーホート, 1980-99 年コーホート) では、再婚の経験率は低下傾向にある。1940-59 年コーホートのサンプルサイズは 89 とかなり小さいため、コーホート間の差異については慎重になるべきであるけれども、少なくとも、近年離死別によって無配偶になった人々の間で再婚率が上昇している様子は見受けられない。

つづいて、性別について見てみよう。ここでは、女性よりも男性のほうが再婚しやすいという結果が明確に表れている。再婚率に性差が存在することはマクロ統計からもよく知られた事実であ

図 2 カプラン・マイヤー法による再婚の累積経験率の推定

るが、同様の傾向が JGSS データでも確認されたということになる。

最後に、学歴と再婚率との関連について見ると、再婚の累積経験率は「大学」で最も高く、「中学」で最も低い。したがって、低学歴層よりも高学歴層のほうが再婚しやすいという結果が得られている。

以上の結果を踏まえると、再婚率の趨勢については近年に離死別した人々が再婚ににくいという傾向が、再婚率の階層差については男性や高学歴者が再婚しやすいという傾向がそれぞれ見られる。ただし、これらはあくまで共変量と再婚率とのゼロ次の関連である。そこでつぎに、離散時間ロジットモデルによる分析に進む。

2. 離散時間ロジットモデル

表 2 は離散時間ロジットモデルの推定結果である。

モデル 1 は、リスク継続年数、性別、離死別年、学歴、その他統制変数を投入した主効果のみのモデルである。なお、離死別年は平均値で中心化している。再婚ハザードの時間依存はここでの主たる関心ではないが、リスク継続年数の係数を見ると、離死別後 3 年目あたりをピークにその後は再婚ハザードが低下していくことがわかる⁽¹⁰⁾。その他の統制変数についても見ておくと、まず、

離死別時年齢や初婚年齢が若いほど再婚ハザードが高い。また、無配偶になった理由が死別よりも離別のほうが再婚しやすい。最後に、離死別時の末子年齢の効果はやや複雑であり、「子どもなし」と比較して、「末子 6～15 歳」は再婚ハザードが有意に低く、一方で「末子 16～19 歳」「末子 20 歳以上」では再婚ハザードが有意に高い。離死別時の末子年齢のこうした非線形の効果は、思春期に差し掛かる子どもがいる場合には再婚が控えられることを意味しているのかもしれない。

それでは、本稿の主たる関心事である、性別、離死別年、学歴の効果はどうであろうか。女性ダミーの係数はマイナスに有意であり、モデル内の他の変数を統制してもなお、男性と比較して女性は再婚ハザードのオッズが $0.31 (=e^{-1.157})$ 倍となることがわかる。離死別年の係数はマイナスに有意であり、近年離死別を経験した人ほど再婚ににくいことが改めて確認された。他方で、学歴の主効果は有意ではなく、このモデルからは学歴によって再婚ハザードに差異があるとは言えない。

しかし、学歴の効果は性別によって異なる。モデル 2 では、性別と学歴との交互作用項を追加したところ、有意な効果を示している。このモデルの学歴の主効果に着目すると、高校ダミーが

表2 再婚の生起に関する離散時間ロジットモデル

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	b (SE)	b (SE)	b (SE)	b (SE)
リスク継続年数 (ref: 1年目)				
2年目	1.129 (.323) ***	1.132 (.324) ***	1.142 (.324) ***	1.149 (.325) ***
3年目	1.339 (.322) ***	1.341 (.322) ***	1.362 (.323) ***	1.367 (.324) ***
4年目	.980 (.345) **	.979 (.346) **	1.008 (.346) **	1.017 (.347) **
5年目	1.075 (.348) **	1.075 (.349) **	1.112 (.349) **	1.110 (.350) **
6年目	.666 (.383) †	.666 (.384) †	.715 (.384) †	.700 (.385) †
7年目	.679 (.390) †	.679 (.390) †	.740 (.391) †	.712 (.392) †
8年目	.298 (.438)	.294 (.439)	.361 (.439)	.334 (.440)
9年目	.108 (.474)	.101 (.474)	.170 (.474)	.148 (.475)
10年目	.014 (.499)	.018 (.499)	.084 (.499)	.054 (.500)
11~12年目	.042 (.412)	.051 (.413)	.108 (.413)	.090 (.414)
13~14年目	-.864 (.574)	-.852 (.574)	-.799 (.575)	-.801 (.576)
15~20年目	-.694 (.412) †	-.677 (.412) †	-.626 (.413)	-.629 (.414)
女性 (=1)	-1.157 (.164) ***	-1.860 (.367) ***	-1.206 (.165) ***	-1.160 (.161) ***
離死別年 (線形) ^{a)}	-.014 (.006) *	-.013 (.006) *	.005 (.015)	-.030 (.009) **
学歴 (ref: 大学)				
高校	-.195 (.197)	-.520 (.257) *	-.136 (.209)	-.184 (.198)
中学	-.298 (.217)	-.698 (.287) *	-.449 (.240) †	-.286 (.217)
離死別時年齢				
(ref: 30歳未満)				
30~39歳	-.758 (.192) ***	-.763 (.193) ***	-.752 (.193) ***	-.782 (.191) ***
40~49歳	-1.555 (.342) ***	-1.559 (.337) ***	-1.534 (.346) ***	-1.585 (.340) ***
50歳以上	-2.810 (.472) ***	-2.802 (.465) ***	-2.733 (.481) ***	-2.841 (.469) ***
離別 (ref: 死別)	.940 (.205) ***	.968 (.204) ***	.965 (.206) ***	.895 (.206) ***
初婚年齢 (線形)	-.041 (.025) †	-.045 (.025) †	-.044 (.025) †	-.041 (.025)
離死別時の末子年齢				
(ref: 子どもなし)				
0~5歳	-.173 (.182)	-.179 (.183)	-.242 (.182)	-.158 (.184)
6~15歳	-.563 (.266) *	-.610 (.267) *	-.610 (.263) *	-.509 (.268) †
16~19歳	.782 (.440) †	.761 (.436) †	.793 (.439) †	.800 (.441) †
20歳以上	.998 (.436) *	.942 (.431) *	1.075 (.437) *	.991 (.436) *
性別と学歴の交互作用				
女性×高校		.811 (.417) †		
女性×中学		.948 (.442) *		
離死別年と学歴の交互作用				
離死別年×高校			-.008 (.016)	
離死別年×中学			-.046 (.016) **	
離死別年と性別の交互作用				
離死別年×女性				.025 (.011) *
定数	-2.061 (.744) **	-1.718 (.767) *	-2.091 (.748) **	-2.035 (.750) **
d.f.	25	27	27	26
-2 log likelihood	1,723.47	1,718.21	1,709.77	1,717.69
χ^2	391.4	396.66	405.09	397.18
Spells		10,360		
Event		218		

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ ^{a)} 観測値から平均値を引きセンタリングしている。

-.520, 中学ダミーが-.698 でいずれも有意であるが、これらは男性の間での学歴の効果を示している。すなわち、男性の場合、大卒層は非大卒層よりも再婚ハザードが有意に高い。一方で女性の場合、中学ダミーの係数は $-.698 + .948 = .250$, 高校ダミーの係数は $-.520 + .811 = .291$ とそれぞれ符号はプラスに転じる。しかし、単純傾斜性の検定 (Aiken and West 1991) の結果、女性の間では学歴の効果は有意ではないことが確認された。したがって、男性に限り学歴と再婚ハザードとの間に正の関連が存在する、という結論に至る。

モデル 3 ならびにモデル 4 は、再婚率の階層間格差が離死別コーホート (離死別年) を通じて一定であるかを検討するためのモデルである。まずモデル 3 では、モデル 1 に離死別年と学歴との交互作用項を追加している。「離死別年×中学」の項のみがマイナスに有意であり、大卒層と中卒層との間の再婚率の格差は拡大する傾向にあることがわかる。一方で、大卒層と高卒層との間の差異は離死別年によって異なるとは言えない。

最後に、モデル 4 では、離死別年と女性ダミーとの交互作用項を共変量に投入したところ、プラスの有意な効果 ($b = .025$) を示した。女性ダミーの主効果は -1.160 であるが、これは離死別年が平均値 (≈ 1977 年) を取る際の、男女間の再婚ハザードの対数オッズ比を表している。「離死別年×女性ダミー」の交互作用項はプラスに有意であるため、平均的には男性よりも女性のほうが再婚ハザードが低い、そのようなジェンダー差は近年の離死別コーホートほど縮小していることがわかる。

ただし、再婚ハザードのジェンダー差の縮小は、離死別した女性が再婚しやすくなったためではなく、男性が再婚しにくくなったことに起因している。モデル 4 の結果を別の観点から解釈すれば、男性の場合、離死別年の係数は $-.030$ で有意であるが、女性の場合、離死別年の係数は $-.030 + .025 = -.005$ となり、統計的に有意ではない (単純傾斜性の検定の結果)。すなわち、離死別コー

ホート間で再婚ハザードの低下が生じているのは、男性にのみ当てはまる傾向であると言える。

V. 結論と考察

本稿では再婚リスクの (1) 趨勢, (2) 階層差, (3) 階層による趨勢の差異について、JGSS2000-2002 を用いて実証してきた。分析結果は以下の 3 点に要約できる。

第 1 に、再婚リスクは最近の離死別コーホートほど低下していた。この傾向は、再婚リスクと離死別コーホートとのゼロ次の関連 (図 2) でも、離散時間ロジットモデルによる多変量解析の結果からも確認された。

第 2 に、再婚リスクには階層差が存在し、女性よりも男性のほうが再婚しやすい。学歴の主効果は有意ではなかったが、学歴と性別との間には交互作用が見られ、男性の間では高学歴層のほうが低学歴層よりも再婚しやすかった。既存研究では婚姻行動 (初婚・離婚) の社会経済的格差が確認されてきたが、再婚行動についても男性の間では同様の知見が当てはまると言える。

最後に、再婚リスクの趨勢の階層差については 2 つの知見が得られた。第 1 に、再婚リスクの性差は縮小していた。これは、女性が再婚するようになったためではなく、男性の再婚リスクが低下していることが背景にあった。第 2 に、再婚リスクの学歴間格差は拡大傾向にあり、学歴と再婚リスクとの関連は近年の離死別コーホートほど明確に現れていた。

これらの分析結果を踏まえ、以下ではまず、本稿の結論として、日本人の婚姻パターンにいかなる変化が生じているのかについて述べる。その後、なぜ再婚リスクの趨勢変化や階層差が見られるのかについて考察を加える。

本稿の結果から導出される、日本人の婚姻パターンの変化は「離死別者の非再婚化」である。個人の観点からすれば、人々はライフコースを通じて複数回の婚姻関係を経験するようになったわけではなく、離死別後に再婚する傾向はむしろ低

まっていた。確かに、図1に見られるように、日本社会で再婚がより頻繁に観察されるようになったことは間違いない。ただし、その原因は、個人の再婚傾向が高まったことではなく、離婚率の高まりによって再婚のリスク人口が拡大したことにあると推察される。

さらに、未婚化・晩婚化、離婚リスクの増大といった先行研究の知見と合わせて考えれば、無配偶の状態に滞留するリスクがライフコースを通じて高まっていると推測される。すなわち、日本人の婚姻歴を俯瞰すれば、「無配偶期間の長期化」が進展しているというのが本稿の結論である。

このように、本稿では再婚リスクの記述的分析を通じて、日本人のライフコースの変容を探ってきた。その記述的分析の知見は、先に要約したとおりである。それでは、なぜ最近のコホートほど再婚しないのか、なぜ再婚リスクの性差が縮小し学歴間格差は広がっているのか。研究の次のステップとしては、こうした問いに対する説明的分析が求められる。

ただし、上記の問いは相互に独立しているわけではなく、ある問いに対する回答が得られれば、自ずと他の問いに対する説明が導出される。まずはその点を整理しておこう。ポイントは、離死別者の非再婚化という変化は、社会全体で一様に広がっているわけではなく、階層差を伴っていることである。性差について言えば、再婚リスクが低下しているのは男性のみであった。学歴階層の観点から見れば、再婚リスクは、高学歴層では安定的である一方、低学歴層では低下していた。さらに、分析結果は割愛するが、表2のモデル3を男女別に推定すると、離死別年×学歴の交互作用が有意になるのは男性のみであった（つまり、女性の間では再婚リスクの学歴間格差は安定的である）⁽¹¹⁾。したがって、再婚リスクの全体的な変動は、低学歴男性の再婚リスクの低下によるところが大きいと予想される。

以上を踏まると、問われるべきは「なぜ低学歴男性の再婚リスクが低下しているのか」という問

題となる。これに対しては、仮説の域を出ないものの、ひとつの説明として、「不安定雇用の増加による再婚の困難化」というものが考えられる。非正規雇用をはじめとする不安定雇用の拡大は低学歴層で著しい。非正規雇用者の初婚確率が低いことは指摘されているが（津谷 2009）、再婚にも同様の傾向が当てはまる可能性がある。この仮定が正しければ、低学歴層の再婚リスクの低下は非正規雇用の増加によって説明される。この仮説を検証するためには、離死別後の職業や従業上の地位を把握する必要があるが、JGSS2000-2002にはそうした情報が含まれていないため、他の調査データによる検証が求められる。

なお、再婚率が低下していることは、「人々が自ら望んで再婚しなくなった」と解釈することも論理的には可能である。しかしながら、結婚が社会経済的（川口 2005）／心理的（稲葉 2002; 中澤 2010）メリットをもたらすことや⁽¹²⁾、社会経済的に恵まれた人々の間で離婚リスクが低く再婚リスクは高いことを踏まえると、再婚率の低下を単に人々の選好の変化に帰着させることは困難である。むしろ、初婚・再婚にかかわらず婚姻関係を結ぶチャンスが社会階層によって異なり、結果として社会経済的に脆弱な立場の人々が婚姻制度から排除されつつあるという、ある種の階層問題が浮かび上がってくるのではないだろうか。

最後に、今後の課題について述べておくと、本稿で得られた知見はいずれも、他の調査データを用いた追試によって頑健性の確認が必要な段階にあると考えたほうがよいだろう。本稿ではJGSSの累積データを用いたけれども、再婚のイベント発生数は決して十分とはいえない。さらに、繰り返しになるが、データの制約から、職業や従業上の地位といった時間依存する共変量と再婚リスクとの関連も扱うことができなかった。本稿の分析結果が示すとおり、婚姻行動と社会階層とは密接に結びついており、家族研究と社会階層研究との架橋が求められる。これまで、日本の家族研究・社会階層研究では、婚姻歴に関する詳細な情報を

含んだ調査データが不足してきたが、今後は再婚のみならず婚姻行動と社会階層との関連を検討することを視野に入れた社会調査が蓄積されていくことを期待したい。

【謝 辞】

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys」(大阪商業大学比較地域研究所)の個票データの提供を受けた。

【注】

- (1) しかしながら、再婚の量的増加のみからは、それが家族の多様化の帰結であるのか、従来の結婚制度の踏襲の結果であるのかは特定できない。家族の多様化に関する Cheal (2002=2006) の整理を借用すると、仮に再婚の増加が意味するものが後者であるならば、家族の「文化的多様化」(個人の選好に基づく家族実践の結果としての多様化)は進展していない、ということになる。
- (2) 再婚に関する他の官庁統計として、各年の離死別者 1,000 人当たりの再婚件数で表される再婚率がある。しかしこの指標は、ある同時期に離死別した人々からなる集団が時間の経過とともにどれほど再婚していくかを捉えたものではないので、個人の再婚傾向を測定したものとはならない。
- (3) 本稿では「リスク」という用語を繰り返し用いるが、これはイベントヒストリー分析の慣例に従ったものである。そのため、リスクとは単に「あるイベントの起きやすさ」という意味合いであり、そのイベントが望ましくないことを含意するものではない。
- (4) このほかに、同棲も婚姻パターンの重要な規定要因であるが、本稿では扱わない。
- (5) ただし、佐々木 (2012) によれば、初婚に対する学歴の効果は加齢によって変化し、全年齢で見れば高学歴女性は低学歴女性よりも結婚しにくいものの、30 歳代の女性に限定すれば大卒層のほうが高卒層よりも結婚が生じやすい。
- (6) なお、平均寿命の性差が拡大すれば、女性の無配偶期間は長期化する。しかし、本稿では若年期から中年期の婚姻歴に焦点を合わせ、こうした要因は扱わない。

- (7) パネル調査でも婚姻歴を回顧式で尋ねることは可能であるが、そうして得られた婚姻歴のデータは JGSS のような横断調査のそれと本質的には変わらない。言い換えれば、回顧式で測定された「過去の」婚姻歴については、時間とともに変化する共変量が再婚の生起に及ぼす影響を検討するというパネル調査の特性を生かした分析はできない。
- (8) この場合、第 2 次大戦期に配偶者と死別したケースが少なからず存在するため、何らかの時代効果が混在する可能性も考えられる。しかし、分析対象を戦後に離死別した回答者に限定しても、分析結果から得られる結論は変わらなかったため、今回は分析サンプルの規模を優先させて、離死別時期を 1940-99 年に設定した。
- (9) 分析サンプルにおける出生年の記述統計量は以下のとおりである。Mean=1939.0, SD=14.0, Min=1911, Max=1977。
- (10) ただし、このような再婚ハザードの時間依存が真に離死別後の時間経過の効果を示したものであるのかは断言できず、「観察されない異質性」(Yamaguchi 1991) によるものである可能性も存在するため、ここでは特に解釈しない。
- (11) 男女込みのデータセットを用いて「離死別年×学歴×性別」の交互作用を含んだモデルを推定した結果からも、再婚リスクの学歴間格差が拡大しているのは男性のみであることを確認できる(紙幅の都合上、分析結果は割愛)。
- (12) 川口 (2005) によれば、結婚は男性賃金に正の効果(結婚プレミアム)を持つ一方で、女性賃金には負の効果(結婚ペナルティ)を持つ。しかしながら、世帯単位で見れば有配偶女性は無配偶女性(特に離死別者)よりも経済状況が良い(Tanaka 2013)。

【文 献】

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店。
- Aiken, Leona S. and Stephen G. West, 1991, *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, Newbury Park, California: Sage Publications.
- Cheal, David J., 2002, *Sociology of Family Life*, Basingstoke: Palgrave Macmillan. (野々山久也監訳, 2006, 『家族ライフスタイルの社会学』ミネルヴァ書房)。
- 福田亘孝, 2006, 「ライフ・コースは多様化している

- か？——最適マッチング法によるライフ・コース分析」西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子編『第2回家族についての全国調査（NFRJ03）第2次報告書 No. 1：夫婦，世帯，ライフコース』日本家族社会学会全国家族調査委員会，167-81.
- ，2009，「配偶者との別れと再びの出会い——離別と死別，再婚」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族』有斐閣，72-84.
- 福田節也，2005，「離婚の要因分析」財団法人家計経済研究所編『リスクと家計 消費生活に関するパネル調査——平成17年版』国立印刷局，49-63.
- 稲葉昭英，2002，「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2): 69-84.
- 加藤彰彦，2001，「未婚化・社会階層・経済成長」『家族社会学研究』13(1): 47-58.
- ，2004，「未婚化・晩婚化と社会経済的状況」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査（NFRJ98）による計量分析』東京大学出版会，41-58.
- ，2005，「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究（全国調査「戦後日本の家族の歩み」（NFRJ-S01）報告書 No. 2）』日本家族社会学会全国家族調査委員会，77-90.
- 川口章，2005，「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』47(1): 42-55.
- 目黒依子，1987，『個人化する家族』勁草書房.
- 永井暁子，2010，「未婚化社会における再婚の増加の意味」佐藤俊樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁——非婚・晩婚の構造』勁草書房，172-82.
- 中澤渉，2010，「男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No. 31.
- 野々山久也，1996，「家族新時代への胎動——家族社会学のパラダイム転換にむけて」野々山久也・袖井孝子・篠崎正美編『いま家族に何が起きているのか——家族社会学のパラダイム転換をめぐる』ミネルヴァ書房，285-305.
- Peterson, Richard R., 1996, "A Re-evaluation of the Economic Consequences of Divorce," *American Sociological Review*, 61(3): 528-36.
- 佐々木尚之，2012，「不確実な時代の結婚——JGSS ライフコース調査による潜在的稼働力の影響の検証」『家族社会学研究』24(2): 152-64.
- 白波瀬佐和子，1999，「女性の高学歴化と少子化に関する一考察」『人口問題研究』34(4): 392-401.
- Tanaka, Sigeto, 2013, "Gender Gap in Equivalent Household Income after Divorce," Tanaka Sigeto ed., *A Quantitative Picture of Contemporary Japanese Families: Tradition and Modernity in the 21st Century*, Sendai: Tohoku University Press, 321-50.
- 津谷典子，2009，「学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響」『人口問題研究』65(2): 45-63.
- Yamaguchi, Kazuo, 1991, *Event History Analysis*, Newbury Park, California: Sage Publications.
- 渡邊勉，2004，「職歴パターンの分析——最適マッチング分析の可能性」『理論と方法』19(2): 213-34.