

# 離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究

林 雄亮

(尚絅学院大学総合人間科学部 講師)

余田 翔平

(日本学術振興会 特別研究員)

## 1. 問題の所在と研究目的

本稿の目的は、社会階層によって離婚行動に違いが見られるのかという問いについて、計量的なアプローチにもとづいて明らかにしていくことである。他の先進諸国と同様に、近年、日本でも離婚が増加していることは周知の事実である。図表-1に示したように、離婚率は1970年ごろから上昇に転じ、その後2010年までの間におよそ5、6倍にまで高まっている（男性：3.1%→15.8%、女性：2.95%→18.5%）<sup>1)</sup>。

こうした離婚の量的拡大はよく知られているものの、「誰が」離婚するのか、つまり社会のどの層において離婚のリスクが高いのかについては、後に詳しく見ていくように、日本では必ずしも研究の蓄積が十分ではないのが現状である。そこで本稿では、大規模調査データの2次分析を通じて、社会階層の観点から離婚行動の実証分析を行う。なお、本稿において社会階層という語は、社会移動表分析で用いられるような職業階層カテゴリーで表現される狭義の意味ではなく、学歴や職業的地位、収入などの社会経済的資源の多寡を総称した概念として用いる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、社会階層と離婚リスクとの関係に関する先行研究をレビューしたのち、学歴階層と離婚リスクとの関連とその時代変化についての実証分析の結果を提示する。3節では、社会階層と離婚行動とを結ぶ媒介要因として結婚満足度に着目し、パネルデータを用いた分析を行う。最後に4節では、得

られた知見を要約し考察に進む。

## 2. 社会階層と離婚リスク

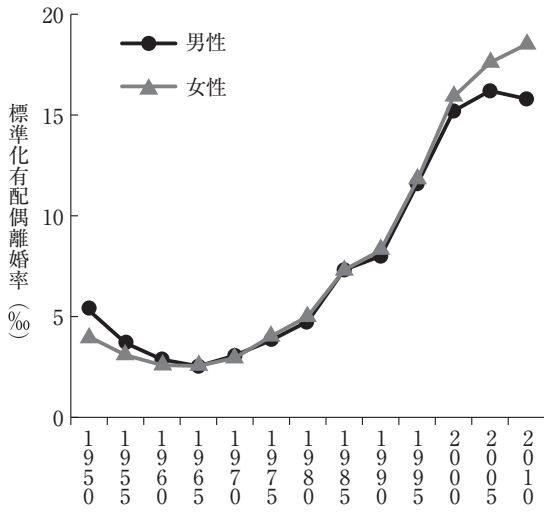
### (1) 国内外の既存研究

社会階層と離婚との関連については相反する言説が存在する。一方の極では、女性の社会経済的自立が離婚を可能にされている。Beckerの結婚の効用理論にもとづけば、女性の経済的自立は結婚から得られる効用を小さくする（Becker et al. 1977）。そのため、女性の労働力参加率の増加、女性賃金の上昇は、離婚の増加につながるという予想が導き出される。

もう一つの極では、社会経済的に弱い立場に置かれている人々の間で離婚リスクが高いと言われている。所得をはじめとする資源の欠如は、夫婦間のコンフリクトにつながりやすく、その結果として結婚を維持することが難しくなる。Amato (2010) のレビュー論文によれば、アメリカの離婚に関する実証研究の多くはこちらの立場を支持しており、低学歴・低所得・黒人の間で離婚リスクは高い。

このように、社会階層と離婚との関連については対立する2つの立場が存在している。ただし、これら2つの仮説はいずれも、ある社会をワンショットで切り取った際に観察される、社会経済的地位と離婚リスクとの間の「静的な」関係に言及したものである。他方では、離婚リスクの階層差が拡大（縮小）しているのかあるいは安定的なのか、すなわち時代変化に関する研究も存在する<sup>2)</sup>。Raley and

図表-1 日本の離婚率の推移



資料: 厚生労働省「人口動態統計」

Bumpass (2003) や Martin (2006) によれば、アメリカでは離婚リスクが低階層に集中する傾向が拡大している。一方、Teachman (2002) では、学歴が離婚リスクに及ぼす影響力は時代を通じて安定的であることが報告されている。

以上の欧米の既存研究を踏まえると、離婚リスクの階層差とその時代変化については必ずしも一貫した知見が得られているわけではないが、離婚行動あるいは離婚の増加という現象を考察するうえで、社会階層の視点は欠かせないようである。つまり、日本でも離婚は社会全体で均一に発生（あるいは拡大）しているのではなく、特定の階層において生起（あるいは拡大）している可能性がある。

欧米諸国と比較して、個票データを用いて離婚リスクを分析した研究は日本では少ない。その最たる理由はデータ上の制約であり、婚姻歴に関して詳細な情報を含み、かつ離婚経験者のサンプルサイズを十分に確保することのできる社会調査データが不足しているためである。

ただし過去十数年の間に、全国規模の社会調査データの利用環境が整備されるに伴い、離婚に関する実証研究が少しずつ蓄積されてきた。例えば、加藤 (2005) や福田亘孝 (2009) は「全国調査『戦後日本の家族の歩み』」(NFRJ-S01)、福田節也 (2005) は「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)、

三輪 (2006) は「日本版総合的社会調査」(JGSS) を用いて離婚の要因分析を行っている。これらの研究は個票データに対してイベントヒストリーモデルを適用したものであり、マクロレベルでの離婚率の記述とは異なり、個人にとっての離婚の「リスク」をより直接的に扱っていると言える。

以上の先行研究の多くは、社会階層と離婚との関連について明確な仮説を示しているわけではないけれども、分析結果を整理すると、離婚リスクは低階層に集中している傾向がほぼ一貫して確認されている。具体的に言えば、学歴では高学歴層よりも低学歴層のほうが、職業ではホワイトカラー層よりもブルーカラー層のほうが<sup>3)</sup>、企業規模では大企業よりも中小企業のほうが離婚リスクが高い。

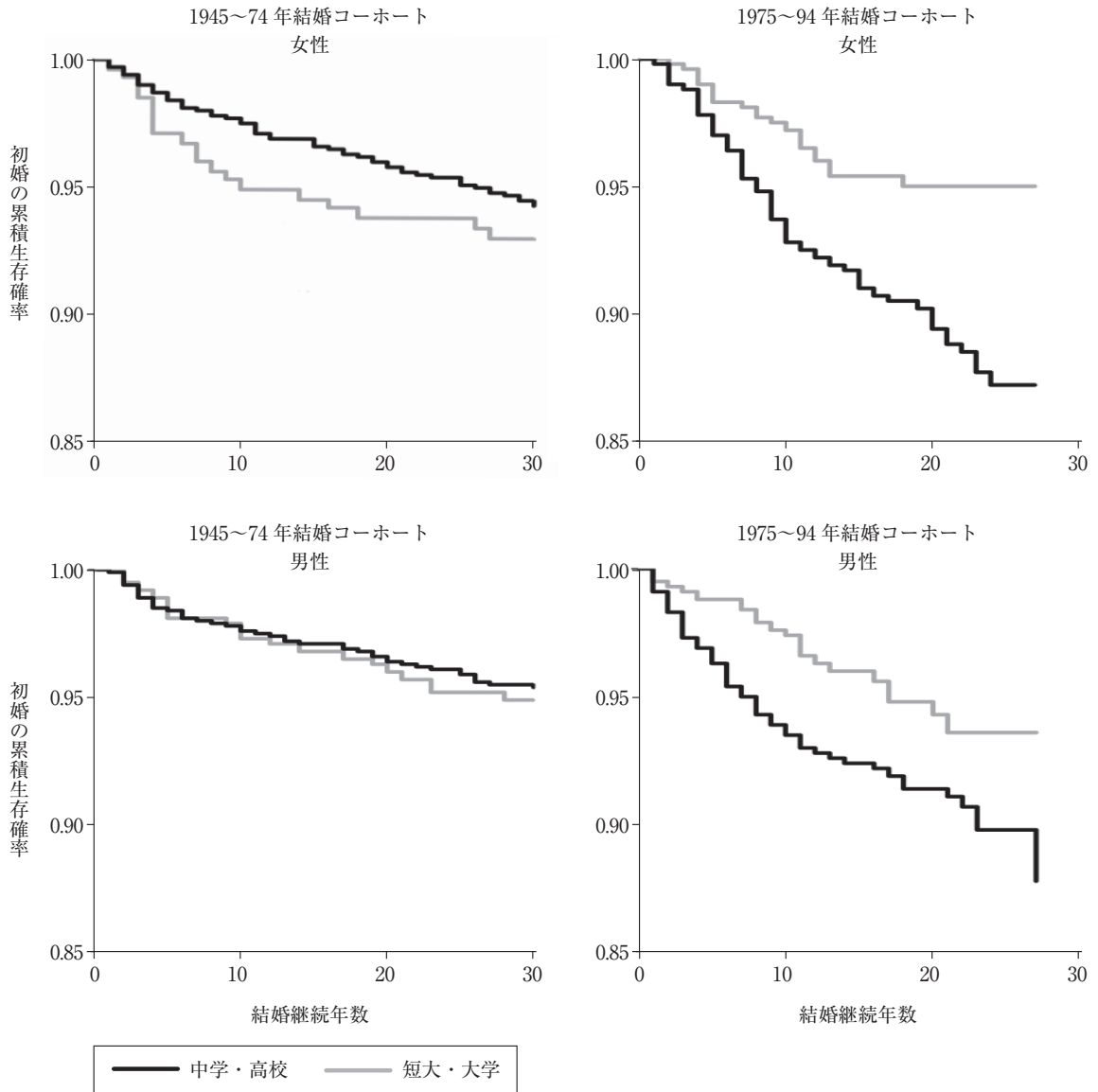
このように、個票データを用いた既存研究は、日本において社会経済的地位と離婚リスクとの間には負の相関があることを示唆している。ただし、先に述べたように婚姻歴の情報を含んだ代表性の高い社会調査データ自体が不足しており、社会階層と離婚との関連の記述について、追試が必要な段階であろう。さらに従来の研究では、離婚リスクの階層差の時代変化を検討したものは少ない。NFRJ-S01を分析した福田 (2009) によると、1980年以後の結婚コーホートでは離婚リスクの学歴による違いが顕著に観察されている。利用可能なデータが限られている以上、こうした傾向が他の調査データでも確認されるのか検討しておくことは重要である<sup>4)</sup>。

## (2) 学歴階層と離婚リスク

ここで使用するデータは「日本版総合的社会調査」(JGSS) である。JGSSは日本全国の満20～89歳の男女を対象に、層化2段抽出法によってサンプリングが行われた全国規模の社会調査データである。2000年・2001年・2002年の調査では婚姻歴に関する詳細な情報が収集されており、以下ではこれら3時点の合併データを使用する。

図表-2は、カプラン・マイヤー法によって推定された、初婚の累積生存確率をプロットしたものである。サンプルサイズとイベント発生数を考慮して、学歴は中学・高校／短大以上、結婚コーホー

図表-2 結婚コホート・学歴別の初婚の累積生存確率



トは1945～74年／1975～94年にそれぞれ二分している。また、分析結果は男女別に示した<sup>5)</sup>。

1945～74年結婚コホートでは、中学・高校卒の女性に比して短大・大学卒の女性のほうが離婚リスクが相対的に高い。しかしながら、その差は小さく、ログランク検定の結果、統計的にも有意ではないことが確認された ( $\chi^2_{LR}=0.68$ ,  $df=1$ ,  $p=.411$ )。一方、1975～94年結婚コホートの間では、学歴による離婚リスクの差異が顕著に観

察されており、この差異は統計的にも有意である ( $\chi^2_{LR}=10.93$ ,  $df=1$ ,  $p<.001$ )。2つの結婚コホートを比較すると、短大・大学卒の女性の初婚の生存率には大きな変化がないのに対して、中学・高校卒の女性の初婚の生存率が際立って低下している。女性と比較すると男性の分析結果では、離婚リスクの学歴差とその時代変化がそれほど明確ではないけれども、傾向としては女性の分析結果とほぼ同様のことが当てはまる。1945～74年結婚

コーホートでは学歴による初婚の生存確率の差異は小さいのに対して、1975～94年コーホートでは離婚リスクの学歴間格差が表れている。

以上の分析結果は、NFRJ-S01を用いた福田(2009)と整合的なものである。図表-1に示したように社会全体で離婚率は上昇しているものの、離婚リスクは低階層でより高まり、学歴間格差が確認されるようになってきた。

### 3. 社会階層と結婚満足度

#### (1) 潜在的な離婚リスクとしての「不満」

前節では、実際の離婚行動が時代とともに、そして低い学歴階層で起こりやすくなっていることが明らかになった。ただし先述のように、既存の社会調査データに含まれる離婚イベントの数は、きわめて限定的なのが現状であり、離婚イベントの発生確率に対する階層の影響を精査するために十分なケース数を確保するのはいまだ難しい。

そこで本節では、離婚イベントそのものからは視野をやや広げて、結婚満足度の低下に着目し、社会階層との関連を考察しよう。ここで結婚満足度を取り上げる理由は、結婚満足度の低さは潜在的な離婚リスクを高めると予想できるためである<sup>6)</sup>。

ただし、ここで注意しなければならないのは、結婚満足度の低いカップルが必ず離婚するとは限らないことである。そこには2つの問題がある。第1は、結婚満足度とはあくまで個人の主観であり、配偶者の結婚満足度とは必ずしも一致しないということである。極端な事例を挙げれば、夫は結婚生活に非常に満足しているが、妻は不満を抱いているということもあり得る。その場合は、結婚満足度の低さと離婚リスクの高まりとの関連を理論的に想定することは難しくなってしまう。第2は、結婚満足度が低く、離婚したいという意思があったとしても、現実的には離婚することが困難なケースがあることである。Tanaka (2008) や村上 (2011) によれば、家計における男性稼ぎ主モデルの実践は、離婚後の妻の生活水準の低下や貧困をもたらすことが知られており、それを見据えると実際に離婚に踏み切ること躊躇する者も

少なくないと思われる。これは、女性が離婚を忌避する動機について家計への経済的貢献の観点から説明したものだが、男性にとっても家事や育児の観点から見れば同様の理論的説明が成り立つ。この2つの問題を解決するには、実際の離婚イベントに着目するしか方法がない。そのため本節では、このような限界があることを認識したうえで考察を進めることにしよう。

#### (2) 結婚満足度と夫婦の収入の関係

ここでは、社会階層を夫と妻のそれぞれの収入から捉え、パネル調査データを用いて分析を行う。具体的に検討するのは、次の2点についてである。第1は、収入額が結婚満足度にどのような影響を与えるかという問いである。ここで収入とは夫と妻それぞれのものであり、結婚満足度も回答者の性別によって区別される。したがって、収入と結婚満足度との関係は、夫のまたは妻の収入と、男性または女性の結婚満足度という4パターンが存在することになる。単純に考えれば、家庭内の主な稼ぎ手である夫の収入は、夫と妻両方の高い満足度に寄与すると考えられる。一方、Becker (1981) も指摘するように、妻の収入の高さは妻の経済的自立を高め、妻の婚姻関係への依存度を弱めることに寄与し、妻の結婚満足度を低くするかもしれない。

第2は、夫婦の収入の比率が結婚満足度にどのような影響を与えるかという、家計貢献度に関する問いである。収入額とは異なり、夫婦の合計収入に占める妻の収入の割合を独立変数とすることで、夫婦の経済的依存関係が結婚満足度に与える影響を考察することができる。この問いには、Rogers (2004) によって提示された、妻の収入比率と離婚リスクについての相反する2つの仮説を援用する。

一方はEqual Dependence仮説と呼ばれ、Nock (1995, 2001) による結婚における夫婦の依存関係に関する研究から導出されたものである。Equal Dependence仮説は、夫婦間の経済的依存は結婚の安定に貢献するため、結果として夫と妻の経済的貢献がほぼ等しくなるときに離婚リスク

図表-3 第1波時点の結婚満足度の分布(%)

|                | 男性   | 女性   |
|----------------|------|------|
| 不満である          | 0.9  | 2.7  |
| どちらかといえば不満である  | 1.7  | 4.1  |
| どちらともいえない      | 9.6  | 15.2 |
| どちらかといえば満足している | 33.6 | 38.9 |
| 満足している         | 54.2 | 39.1 |
| 合計             | 100  | 100  |
| 実数             | 533  | 778  |

注：すべての調査年で結婚しており、かつ、一度も結婚満足度に欠測値がない者に限る

が最も高くなると予想する。この仮説が正しければ、妻の収入比率（0～100%）を横軸、離婚リスクを縦軸とすると、逆U字型の関連が見られることになる。

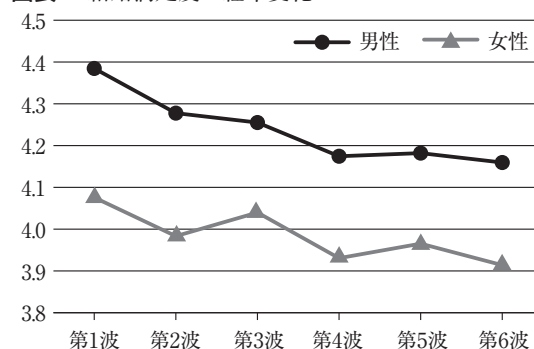
他方はRole Collaboration仮説である。この仮説では、夫婦の立場が対等に近いほど離婚リスクが低まり、反対にどちらかの配偶者の経済的依存度が高いほど離婚リスクが高まると予想する。つまり、妻の収入比率と離婚リスクとの間にはU字型の関連が見られるということになる。これは、非伝統的なジェンダー役割規範を支持することや、対等な夫婦関係を望んでいることを前提にした仮説であり、夫婦間の公平な状態からの乖離が離婚リスクを高めることを示唆している。

Rogers（2004）の仮説は、離婚リスクに関するものであった。そこでここでは、離婚リスクと結婚満足度は負の相関関係にあると考え、妻の収入比率を横軸、結婚満足度を縦軸にとった場合、Equal Dependence仮説ではU字型、Role Collaboration仮説では逆U字型の関連がそれぞれ見られることを想定する。

### (3) データと方法

ここで用いる調査データは、東京大学社会科学研究所が実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)の若年・壮年データであり、2007年の第1波から2012年の第6波までを分析対象とする。パネル調査を用いる意義は2つある。第1は、個人間の観察されない異質性をコントロールできる点である。例えば、社会的属性が等しく、似たような出身背景、社会経

図表-4 結婚満足度の経年変化



注：すべての調査年で結婚しており、かつ、一度も結婚満足度に欠測値がない者に限る

済的地位を持っているというほぼ同質の人々がいたとしても、彼らの結婚満足度は必ずしも等しくない。なぜなら結婚満足度の高低は、調査で測定されていないその他の要因によっても影響を受けているためである。この観察されない異質性をコントロールするには、同一個人を繰り返し調査するパネル調査を用いる必要がある。第2は、同一個人に繰り返し行われた調査結果を分析することによって、一時点の調査による結果よりも頑健性が高められる点である。

JLPSでは、従属変数となる結婚満足度を「次のことについて、現在あなたはどのくらい満足していますか?」というリード文に対する「結婚生活」という項目から測定している。回答選択肢は「満足している」「どちらかといえば満足している」「どちらともいえない」「どちらかといえば不満である」「不満である」の5択であり、分析の際には満足しているほど値が高くなるように1～5の数値を与えている。結婚満足度の分布および経年変化は、図表-3および図表-4のとおりである。ここから、男性のほうが女性よりも結婚満足度がやや高く、トレンドとして男女ともに徐々に満足度は低下していくことがわかる。

なお、再婚による配偶者の変更が起こっている場合は、それに伴って結婚満足度も変化することが予想される。そのため、再婚が確認されているケースについては先の結婚生活のみを分析対象とし、再婚後の結婚生活の情報は扱わないことにする<sup>7)</sup>。

図表-5 結婚満足度に対する収入の影響

|           | 個体間回帰モデル            |                     | 固定効果モデル             |                     |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | 男性                  | 女性                  | 男性                  | 女性                  |
| 結婚年数      | -.035 ***<br>(.005) | -.026 ***<br>(.004) | -.045 ***<br>(.006) | -.034 ***<br>(.005) |
| 夫収入       | .096 *<br>(.039)    | .190 ***<br>(.037)  | .004<br>(.029)      | .054 *<br>(.026)    |
| 妻収入       | -.016<br>(.010)     | -.006<br>(.011)     | -.003<br>(.008)     | .014 +<br>(.007)    |
| 定数        | 3.994 ***<br>(.236) | 3.076 ***<br>(.230) | 4.632 ***<br>(.182) | 3.959 ***<br>(.166) |
| オブザベーション数 | 3,973               | 5,487               | 3,973               | 5,487               |
| グループ数     | 1,068               | 1,360               | 1,068               | 1,360               |

注: \*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10. 括弧内は標準誤差

独立変数となる本人と配偶者の収入について、JLPSでは最小「なし」から最大「2250万円以上」の13個の選択肢から回答する方式であり、その間の11カテゴリーには幅が存在する。そのため、各カテゴリーに値を割り当てる際には「なし」は0万円、「2250万円以上」は2250万円とし、その他のカテゴリーについてはそれぞれの中央値を与えている。なお、以降の分析では収入は対数変換後の値をモデルに投入している<sup>8)</sup>。妻の収入比率の変数は、夫婦の合計の収入に占める妻の比率を、次のカテゴリーに分類している。妻の収入比率が①0%、②10%まで、③20%まで、④30%まで、⑤40%まで、⑥50%まで、⑦100%までの7つである。①は夫が100%稼いでいる夫婦であり、⑦は妻のほうが夫より多く稼いでいる夫婦である。

先に述べた2つの具体的な課題については、それぞれ個体間回帰モデルと固定効果モデルという2つのモデルを推定する。前者の個体間回帰モデルとは、パネル調査によって複数回、同一個人に調査が実施されていることを利用して、独立変数、従属変数ともに観察されたそれぞれの値の平均値を個人の代表的な値と考え、それに対して回帰分析（最小二乗法）を行うものである。結果については、横断的調査における重回帰分析とほぼ同様の解釈が可能である。横断的調査と比べたメリットは、パネル調査データを用いることで、より安定的な結果を導くことができる点である。個体間回帰モデルは個人間の違いに焦点を合わせた分析であり、具体的に本稿の分析で言えば、異なる夫

婦間の比較を行っていることになる。

かわって後者の固定効果モデルとは、個人内の変化に着目したものである。独立変数、従属変数ともに、各回の測定値から個人の平均値を引き、そうして得られた個人内平均からの偏差に対して回帰分析（最小二乗法）を適用するものである。そこで得られた結果は、独立変数の個人内での

変化が従属変数の個人内での変化に与える影響として解釈することができ、個人間の観察されない異質性をコントロールできる手法である。つまり、夫婦の収入階層に関する何らかの変化が結婚満足度にいかなる影響を与えるか、ということを示すことになる。したがって、個体間回帰モデルと固定効果モデルでは同じ変数を用いるが、推定される回帰係数がまったく異なるということもあり得る。それは、注目している変数の要素が異なるためである。

#### (4) 夫・妻の収入が結婚満足度を与える影響

でははじめに、第1の課題について、結婚満足度に対する収入の効果について分析しよう。図表-5では、結婚満足度を従属変数、夫の収入、妻の収入、結婚年数を独立変数としてモデルに投入している。

個体間回帰モデルの結果から見てみよう。まず、男女ともに結婚年数に負の有意な効果が表れている。これは簡単に言えば、新婚の夫婦と熟年の夫婦を比べると、後者のほうが結婚満足度が低いということを意味している。次に、夫収入の効果は男性では5%水準で有意、女性では0.1%水準で有意となっており、いずれの係数も正である。つまり、夫の収入が高い夫婦のほうが、男女ともに結婚満足度が高い。言い換えれば、夫の収入階層が高い夫婦ほど、結婚満足度が高いということになる。妻の収入については男女ともに有意な効果はないことから、結婚満足度には影響しないことが

図表-6 結婚満足度に対する妻の収入比率の影響

|           | 個体間回帰モデル           |                    | 固定効果モデル            |                    |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|           | 男性                 | 女性                 | 男性                 | 女性                 |
| 結婚年数      | -.032***<br>(.005) | -.021***<br>(.004) | -.044***<br>(.006) | -.034***<br>(.005) |
| 妻の収入比率    |                    |                    |                    |                    |
| ① 0%      | .269**<br>(.093)   | .303**<br>(.100)   | .021<br>(.050)     | -.117**<br>(.045)  |
| ②～10%     | .257*<br>(.123)    | .220+<br>(.123)    | -.006<br>(.056)    | -.109*<br>(.047)   |
| ③～20%     | .195<br>(.128)     | .138<br>(.133)     | -.003<br>(.049)    | -.097*<br>(.043)   |
| ④～30%     | ref.               | ref.               | ref.               | ref.               |
| ⑤～40%     | .242+<br>(.135)    | .165<br>(.135)     | .008<br>(.055)     | -.083+<br>(.046)   |
| ⑥～50%     | .195+<br>(.108)    | .302**<br>(.112)   | .021<br>(.065)     | -.087+<br>(.052)   |
| ⑦～100%    | .117<br>(.162)     | .028<br>(.166)     | -.029<br>(.101)    | -.100<br>(.086)    |
| 定数        | 4.302***<br>(.092) | 3.953***<br>(.097) | 4.634***<br>(.067) | 4.414***<br>(.064) |
| オブザベーション数 | 3,975              | 5,588              | 3,975              | 5,588              |
| グループ数     | 1,069              | 1,372              | 1,069              | 1,372              |

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05, + p<.10。括弧内は標準誤差

わかる。

次に固定効果モデルの結果を見よう。ここでも結婚年数に負の有意な効果が男女ともに確認できる。すなわち、同じ夫婦でも結婚期間が長くなるほど満足度が低下する。これは永井（2005）をはじめとしたパネル調査データを用いた先行研究による知見と整合的である。収入の効果について見ると、男性の結婚満足度に対しては有意ではない。しかし女性の結婚満足度に対しては、夫収入の効果が5%水準、妻収入の効果が10%水準で正の有意な効果が確認できる。これらはそれほど強い影響ではないが、夫婦の収入の変化は、女性の結婚満足度を高めたり低めたりする要因になっているようだ。

#### (5) 妻の家計貢献度が結婚満足度に与える影響

次に、第2の課題である夫婦の経済的依存関係が結婚満足度に与える影響について、妻の収入比率を独立変数に含めた分析を行う。

図表-6の結婚年数の負の効果については、図表-5で見たものと同様の結果なので、妻の収入比率の効果にのみ着目しよう。まず、個体間回帰モデル

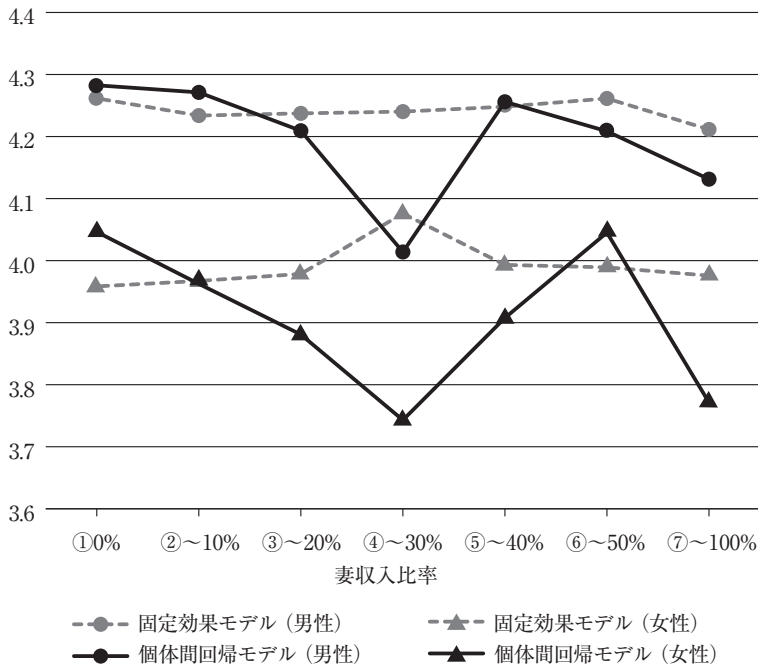
からは、男女のいずれについても④30%まで（妻の収入比率が20%台）を参照カテゴリーとした場合に、他のカテゴリーの係数は正となる。したがって、妻の収入比率が平均的に20%台である夫婦は、その他の夫婦に比べて相対的に結婚満足度が低い傾向があると言える。また妻の収入比率が0%、すなわち夫が夫婦の合計収入のすべてを稼いでいる家庭では、男女ともに結婚満足度が最も高い。そして次に高いのは、男性の満足度については妻の比率が40%まで、女性の満足度については50%までである。妻の比率が50%を超える夫婦の満足度は

高くないことを除けば、妻の収入比率と結婚満足度との間にはU字型の関係があり、夫婦間の比較からの知見としては、Equal Dependence仮説が支持される結果である。

では、固定効果モデルの結果を見よう。固定効果モデルが示すのは、それぞれの夫婦の収入比率の変化、言い換えれば、夫婦の経済的貢献度のバランスの変化が結婚満足度に及ぼす影響である。男性の結婚満足度に対する妻の収入比率の効果は、どれも有意ではない。しかし女性の結婚満足度に対する効果は、30%までを参照カテゴリーとした場合、他のカテゴリーの係数は負となる。つまり、妻の収入比率が20%台から上がったたり下がったりして夫婦の経済的貢献度のバランスが変化することは、妻の結婚満足度を低める<sup>9)</sup>。

いま仮に、夫の階層的地位が一定であるとし、妻の就業形態や収入の変化によって妻の収入比率が20%の状態から何らかの変化が生じたでしょう。これは、妻が正社員から専業主婦になって収入比率がさらに低下することや、パートタイム就労から正社員に転換して収入比率が上昇することを想像すればよい。固定効果モデルが示しているのは、

図表-7 妻の収入比率のグループ別、各モデルの結婚満足度の予測値



この両方の変化とも、妻の結婚満足度を低下させるということであり、個人内の最適な状態からは乖離していくことを意味している。またこのモデルでは変化の方向を区別していないため、妻の収入比率が20%台に近づいていけば、妻の結婚満足度が高まるということも同時に示唆している。

同じ夫婦の収入比率の変化からの知見としては、Role Collaboration仮説が支持されることになる。収入比率は、夫婦それぞれの収入の増減が絡み合った結果として算出されるので、このメカニズムの要因を特定することは難しいが、個体間回帰モデルとはほぼ真逆の結果となることは興味深い知見である。

ここで各仮説と図表-6の分析結果との整合性を視覚的に確認するため、図表-6の男女それぞれ2つのモデルから得られる結婚満足度の予測値を図表-7に示す。個体間回帰モデルでは、男女ともに妻の収入比率が④30%までのカテゴリーで最小となり、女性の固定効果モデルでは、反対に妻の収入比率が④30%までのカテゴリーで最大となる。妻の収入比率はここではカテゴリー化されているのでU字型や逆U字型には見えないが、個体間回

帰モデルでは下に凸、すなわちEqual Dependence仮説に整合的であり、反対に固定効果モデルでは上に凸、すなわちRole Collaboration仮説に整合的であるといえる<sup>10)</sup>。

#### 4. 結論

本節では得られた知見を要約し、それらを踏まえてさらなる議論に進んでいく。まず、JGSSデータの分析結果より、離婚は低い学歴階層において発生しやすいことが確認された。これは、他の調査データを用いた離婚の要因分析とも整合的な結果である。ただし、そうした離婚リス

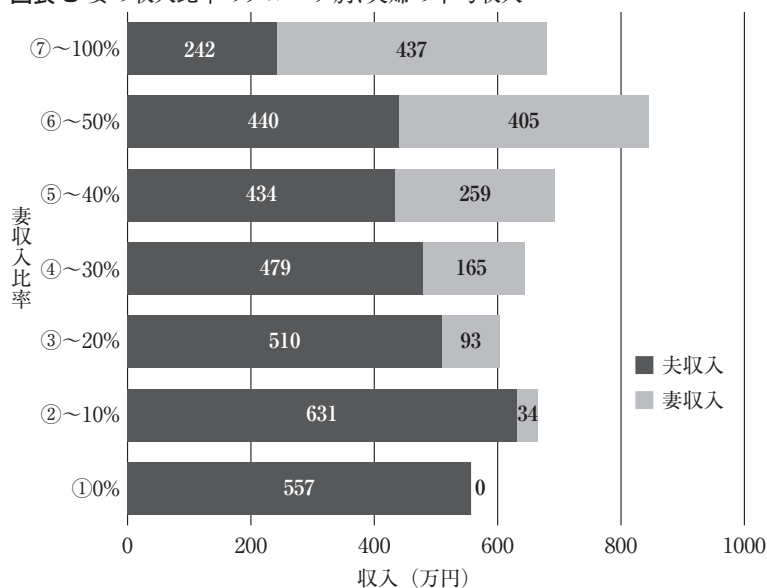
クの階層差は時代的に安定的であったわけではなく、より最近のコホートにおいて顕著に表れていた。

次に、潜在的な離婚リスクとしての結婚満足度と社会階層との関連については、JLPSデータの分析によって以下の知見が得られた。第1に、夫が高い収入を得ている夫婦ほど結婚満足度が高く、夫の収入の上昇は妻の結婚満足度を高める。つまり、主な家計の担い手である夫の収入と結婚満足度との間には正の関係があり、所得階層の上位では結婚満足度が高く、その結果離婚リスクが低いと考えられる。したがって、ここでも階層と離婚リスクの関連は明らかである。

第2に、妻の収入比率が20%台である夫婦は、妻の収入比率がより低いグループだけでなく、より高いグループと比較しても、妻の満足度が低かった。さらに、個人内の変動に着目すると、妻の収入比率が20%台から乖離していくほど、妻の満足度は低下していく。

図表-8は妻の収入比率のグループ別に、夫婦の平均収入を算出した結果である<sup>11)</sup>。ここから妻の収入比率が20%台というのは、夫が正社員として働き、妻が「130万円の壁」付近の就業で家計を

図表-8 妻の収入比率のグループ別、夫婦の平均収入



サポートし、伝統的な性別役割分業を実践している夫婦像にほぼ相当することがわかる<sup>12)</sup>。こうした世帯の妻にとってみれば、世間的に見れば不満はあるけれども、現状を変えるとより不満が高まるという負の均衡状態に陥っていると言えるだろう。

以上を踏まえると、(1) 実際に観察された離婚行動と(2) 潜在的な離婚リスクとしての結婚満足度は、それぞれ階層的要因との間に明確な関連を示したと言えよう。より近年のコホートでは低学歴層において離婚が生じやすくなり、結婚満足度は収入に代表される経済的資源の多寡によって規定されていた。離婚リスクの学歴間格差の少なくとも一部が、所得格差を媒介して引き起こされていることは間違いないだろう。

離婚リスクの階層間格差の是正は政策課題となるべき問題である。近年の貧困研究によれば、日本の母子世帯の貧困率は先進諸国の中でも極めて高い水準にある(阿部 2008)。さらに、ひとり親世帯で育つことは、教育達成をはじめとして子どものライフコースにネガティブな影響をもたらす(稲葉 2011, 余田 2012)。つまり、離婚は女性や子どものウェルビーイングを左右するライフイベントである。そのため、離婚リスクが特定の階層に集中している状況に対しては何らかの政策的介

入が求められる。

そこで以下では、離婚リスクが高い状況に置かれている人々のリスクを低減させる(結婚の安定性を高める)ためにはいかなる政策的介入が必要であるかに着目したい<sup>13)</sup>。図表-5の個体間回帰モデルの推定結果にもとづいて政策的インプリケーションを導くとすれば、妻が夫により経済的に依存するようになること、もしくは夫婦が対等に稼ぎ手役割を担うようになることが、離婚リスクの低下につながると思われる。しかし、そうした解釈は誤りである。なぜ

なら、そもそも結婚生活に満足している妻ほど専業主婦であることに不満を持たなかったり、あるいは、妻のフルタイム就労に対して協力的な夫を持つ女性ほど結婚満足度が高いというメカニズムも想定しうるためである。つまり、個体間回帰モデルの収入の係数は、結婚満足度に対する因果的な影響を示しているわけではない。こうした選択バイアスを統制したうえで、妻の収入比率が結婚満足度に与える影響を考察するためには、固定効果モデルの結果にもとづいた考察が必要になる。

そこで改めて図表-6の固定効果モデルの結果を見ると、妻の収入比率が20%台から低下するほど結婚満足度も低下している。したがって、例えばパートタイム就労から専業主婦になったとしても結婚満足度は低下するものと考えられる。さらに言えば、仮にパートタイム就労から専業主婦への移行が結婚満足度を高めるという結果が得られたとしても、専業主婦化を奨励することは明らかに時代に逆行した政策であり、離婚リスクを低減させるための処方箋としては非現実的なものである。

では離婚リスクを低下させるためのもうひとつの選択肢として、妻の収入比率を高めることはどうか。固定効果モデルの結果によれば、妻が夫と対等に働き、経済的貢献をほぼ等しくすることも

また妻の結婚満足度を低下させる。この背景には、日本社会における依然として強固な性別役割分業の存在が挙げられるだろう。家事・育児の不公平な分担や、ワーク・ライフ・バランスが整備されていない状況で、妻の経済的貢献を高めることは、女性にさらなる負担を強いることになる。妻が夫と対等な経済的貢献をしながら結婚満足度を高めるには、夫が経済面以外でも妻をサポートすることや、社会全体でワーク・ライフ・バランスの実現へ向けた試みが必要であることを示唆している。

最後に、今後の課題として国際比較を挙げておきたい。離婚リスクがトレンドとして低階層に集中するようになっていることは、日本特有の現象ではない。McLanahan (2004) は、第二次人口転換に伴う家族変化のパターンは社会経済的地位によって異なることを強調している。具体的に言うと、子どもにとってアクセス可能な資源の増大につながる家族変化（晩婚化、晩産化、母親の就業）は社会経済的に高い階層で広がっている一方、子どもにとって資源の剥奪につながる変化（離婚、婚外出産）は低階層で拡大している。このように家族変化の軌跡に見られる階層差は多くの欧米諸国で共通して観察され、離婚リスクの階層間格差の拡大もその一端である。

McLanahanの主張は、アメリカをはじめとする欧米諸国の事例にもとづいたものである。欧米諸国と同様に、日本でも離婚リスクの階層間格差が拡大していることは興味深い知見であろう。McLanahanは、階層によって家族変化のパターンが二極化している理由として、フェミニズム、birth controlの技術革新、労働市場の変化（男性内の賃金格差の拡大と女性の就労機会の拡大）、シングルマザーに対する福祉政策の変化、の4つの要因を挙げているけれども、これらの要因が日本の事例を説明するうえで適用可能かどうかは慎重になる必要がある。本稿では離婚リスクの階層間格差拡大の要因を特定するには至っていないため、今後の課題として、日本と他国との間の共通点と相違点とを慎重に精査していく必要があるだろう。

## 付記

本稿は、公益財団法人家計経済研究所の2012年度研究振興助成事業による助成を受けた研究成果である。

## 謝辞

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社会調査・データアーカイブ研究センターがデータの作成と配布を行っている。

東京大学社会科学研究所が実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」データの使用にあたっては、東京大学社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を得た。

## 注

- 1) 人口1000人当たりの離婚件数で表される普通離婚率は、社会全体の年齢・配偶関係の構成割合の変化の影響を受けてしまう。そこで、これらの影響を除去するために標準化有配偶離婚率（1985年モデル人口をベースにした）を用いている。
- 2) また、社会階層と離婚リスクとの関連に着目した国際比較研究としてHärkönen and Dronkers (2006) がある。
- 3) 三輪 (2006) によれば、農業層はホワイトカラー層とともに離婚リスクが低い。
- 4) 離婚リスクの階層差の時代変化に着目した研究として他にRaymo et al. (2004) がある。彼らは1980・1990・2000年の国勢調査から算出した学歴別配偶関係にもとづいて離婚経験の学歴差が拡大していると結論づけている。しかしこの方法は、離別から再婚への移行に学歴が影響しないという仮定にもとづいている。
- 5) JGSSでは配偶者学歴も質問項目に含まれているので、夫婦を分析単位として離婚リスクに対する夫学歴・妻学歴の効果を検討することも可能である。しかし、離婚経験者の場合、離婚した元配偶者の学歴に欠測値が多いことから、夫婦を単位とした分析は断念した。
- 6) 三輪 (2007) もこのような立場から社会階層と離婚との関連に関する実証分析を行っている。
- 7) 本稿では離婚リスクと結婚満足度は負の相関関係にあることを想定している。その実証的根拠として、第1波時点で結婚しており、その後、離婚を経験した者と結婚を継続している者との間で、第1波時点での結婚満足度を比較した。その結果、離婚経験者の平均値は男性で3.7、女性で3.6であったのに対し、結婚継続者の平均値は男性で4.3、女性で4.0であった。これは男性では0.1%水準、女性では5%水準で統計的に有意な結果であり、離婚前の結婚満足度は低い状態にあることを示している。
- 8) 対数変換する際には、「なし」は0万円ではなく、1万

- 円という値としている。
- 9) 男性の結婚満足度は、妻の収入比率が変化しても上下しないのに対して、女性の結婚満足度は妻の収入比率の変化の影響を受ける。この背景には、次のような仮説が考えられる。結婚満足度とは配偶者に対する評価である。そして、人々が「男性は仕事、女性は家庭」という考え方を内面化しているならば、配偶者への評価の軸は男性にとっては妻の家事・育児、女性にとっては夫の稼ぎとなり、その結果として収入比率の変化の影響は女性のみに確認されるというものである。
- 10) 妻の収入比率の「⑦100%まで」は妻のほうが夫より多く稼いでいる夫婦であり、図表-7に示すように、このような夫婦は夫の収入が際立って低い傾向がある。そのため、図表-4の女性の個体間回帰モデルではかなり低い予測値となっていると考えられる。
- 11) JLPSでは男性回答者、女性回答者が本人と配偶者の収入をそれぞれ回答しているため、図表-8の妻収入であれば、男性から見た配偶者収入と女性から見た本人収入の平均値をとっている。
- 12) 妻の収入比率が20%台のグループの妻の平均収入が130万円を超えているのは、一部の回答者の収入が極端に高い（はずれ値）ためであり、このグループの中央値を計算すると113万円となる。このグループの妻のうちの7割強はパート・アルバイトに従事しており、家計への「補助的な貢献」とも整合的である。この他にも妻の収入比率が20%台の夫婦像について、性別役割分業や結婚、子育てに関する意識、夫の家事参加などの側面から特徴を見いだそうとしたが、他の収入比率のグループと比較して特筆すべき差異はなかった。
- 13) 政策立案のあり方として、離婚リスクを低めるのではなく、家族に関わる個人の選択の自由を保証するためにも、離婚後に女性や子どものウェルビーイングが低下しないような社会を実現する、という方向性も考えられる。ただし、資源の欠如が低階層での高い離婚リスクをもたらしているとするれば、そこで生起する離婚は必ずしも個人の自由な選択によるものとは言えない。それゆえ、望まれざる離婚を回避するために結婚の安定性を高めるという介入方法にも一定の妥当性があるだろう。
- 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。
- 稲葉昭英, 2011, 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会[1]——格差と多様性』東京大学出版会, 239-252。
- 加藤彰彦, 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』, 77-90。
- 永井暁子, 2005, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『季刊家計経済研究』66: 76-81。
- 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。
- 福田亘孝, 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。
- 三輪哲, 2006, 「離婚と社会階層との関連に関する試論的考察」『共同社会の到来とそれをめぐる葛藤——夫婦関係 (SSJDA Research Paper Series 34)』東京大学社会科学研究所, 45-60。
- , 2007, 「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, 29-43。
- 村上あかね, 2011, 「離婚による女性の社会経済的状況の変化——『消費生活に関するパネル調査』への固定効果モデル・変量効果モデルの適用」『社会学評論』62 (3) : 319-335。
- 余田翔平, 2012, 「子ども期の家族構造と教育達成格差——二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」『家族社会学研究』24 (1) : 60-71。
- Amato, Paul R., 2010, “Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments,” *Journal of Marriage and Family*, 72 (3) : 650-666。
- Becker, Gary S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press。
- Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes, and Robert T. Michael, 1977, “An Economic Analysis of Marital Instability,” *Journal of Political Economy*, 85 (6) : 1141-1187。
- Härkönen, Juho and Jaap Dronkers, 2006, “Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce: A Comparison of Seventeen Countries,” *European Sociological Review*, 22 (5) : 501-517。
- Martin, Steven P., 2006, “Trends in Marital Dissolution by Women’s Education in the United States,” *Demographic Research*, 15 (20) : 537-560。
- McLanahan, Sara, 2004, “Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition,” *Demography*, 41 (4) : 607-627。
- Nock, Steven L., 1995, “Commitment and Dependency in Marriage,” *Journal of Marriage and the Family*, 57 (2) : 503-514。
- , 2001, “When Married Spouses Are Equal,” *Social Policy and the Law*, 9: 48-70。
- Raley, R. Kelly, and Larry L. Bumpass, 2003, “The topography of the Divorce Plateau: Levels and Trends in Union Stability in the United States after 1980,” *Demographic Research*, 8 (8) : 245-260。

- Raymo, James M., Miho Iwasawa, and Larry Bumpass, 2004, "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, 11 (14) : 395-420.
- Rogers, S. J., 2004, "Dollars, Dependency, and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income," *Journal of Marriage and Family*, 66 (1): 59-74.
- Tanaka, Shigeto, 2008, "Career, Family, and Economic Risks: A Quantitative Analysis of Gender Gap in Post-Divorce Life," 中井美樹・杉野勇編『2005年SSM調査シリーズ9 ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』, 21-33.
- Teachman, Jay D., 2002, "Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors," *Demography*, 39 (2) : 331-351.

はやし・ゆうすけ 尚絅学院大学総合人間科学部講師。主な論文に「青少年の性行動の低年齢化・分極化と性に対する新たな態度」（日本性教育協会編『「若者の性」白書——第7回青少年の性行動全国調査報告』小学館, 2013）。社会階層論、計量社会学専攻。

よだ・しょうへい 日本学術振興会 特別研究員(PD)。主な論文に「子ども期の家族構造と教育達成格差——二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」(『家族社会学研究』24 (1), 2012)。家族社会学、社会階層論専攻。