

第4章 離婚の要因分析

財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員 福田 節也

1. はじめに

前章においては、『消費生活に関するパネル調査』(以下、家計研パネル調査)における離婚、死別、再婚の発生頻度についての検証を行った。中でも離婚は近年増加傾向にあり、家計研パネル調査においても過去12年間における既婚者の約10%が離婚を経験していた。本章においては、どのような特質をもつ女性が離婚を選択しているのかを明らかとし、女性のライフコースにおける離婚リスクについて考察する。

2. 分析手法

本章では、カプランマイヤー法(Kaplan-Meier Method)ならびに離散時間ロジットモデル(Discrete-time Logit Model)によるイベントヒストリー分析を行う。イベントヒストリー分析とは、結婚や離婚などのように個人の地位や属性、状態の変化を伴う事象をイベントとみなし、あるイベントが生起する確率が時間とともにどのように変化するかを推定する一連の分析手法である。別名、生存分析(Survival Analysis)とも呼ばれる。

カプランマイヤー法では、離婚による結婚生活の終了を「生存確率」という概念を用いて図示する。離婚や死別が生起することにより、結婚継続率は結婚期間の経過とともに低下していく。カプランマイヤー法においては、離婚による結婚継続率の低下が個人の属性によってどのように異なるのかをグラフによって表すことができる。

カプランマイヤー法が2変量の分析であるのに対し、もう一方の離散時間ロジットモデルは、複数の要因を統制した上で離婚の時間別生起確率(p_t)を推定する多変量回帰分析である。離散時間ロジットモデルでは、イベントの起こりやすさとして解釈できるオッズ($= p_t / (1 - p_t)$)を算出し、オッズ(Odds)が個人の属性によってどの程度異なるのかをオッズ比(Odds Ratio)によって表す。

いずれの手法においても、対象者が離婚を経験する前に、調査から脱落した場合、パネル12（調査最新年度）の調査をむかえた場合、そして死別した場合にそれぞれ観察が打ち切られた時点までの情報を偏りなくモデルに反映することができるという特徴をもつ¹⁾。また、離散時間ロジットモデルにおいては、結婚期間の経過とともに値を変える変数を分析に用いることができる。離婚のリスクは結婚と同時に始まり、その生起確率や説明要因の値は結婚期間の経過とともに変化する。したがって、離婚要因を分析するにあたり、イベントヒストリー分析は最も適した分析手法といえる。なお、イベントヒストリー分析の詳細については、山口（2001 - 2002）や Allison（1995）を参照されたい。

3．使用変数および記述統計

本章で対象とするのは調査期間中に生じた最初の離婚である。したがって、2度目以降の離婚（3件）については分析から除外した。また、サンプル数が少ないため、結婚年齢が35歳以上である場合（25サンプル）および結婚期間が20年以上における離婚（6件）についても分析からは除外した。その結果、家計研パネルにおいて過去12年間に既婚者となった1,156サンプル、80件の離婚が分析の対象となった。

本章では、日本の離婚要因についての先行研究である安藏（2003）や加藤（2005）を参照して以下の変数を用いた。具体的には、回答者である妻の人口学的要因（結婚年齢、結婚年コーホート、出生コーホート、親との居住状況、末子年齢、きょうだい数）、夫婦の社会経済的屬性（妻の就業状態、妻の学歴、夫の学歴）、妻の定位家族の屬性（妻の父親の学歴、母親の就業経験）、妻の離婚や婚外交際に関する価値観²⁾を用いた。

図表4-1はパネル1から12までの各年データにおいて、離婚のリスクをもつサンプルを結合した人年データ（Person-year Data）を用いて、各変数の記述統計を表したものである³⁾。各対象者の属性には、結婚年齢や出生コーホートのよう結婚期間を通して不変であるもの（時間一定変数）と、親との居住状況や就業状態のように時間によって変化するもの（時間依存変数）がある。時間依存変数については、表中（t）によって表し、前年調査において得られた値を

使用した。時間依存変数に前年調査の値を用いたのは、原因は結果に先行するという因果原則を明確にするためである。

図表 4-1 使用変数の記述統計

| 変数名 | 度数 | 割合 (%) | 変数名 | 度数 | 割合 (%) |
|---------------------|-------|--------|-------------------------|-------|--------|
| 結婚年齢 | | | 妻の就業状態(t) | | |
| 16-19歳 | 370 | 3.91 | フルタイム雇用 | 1,672 | 17.72 |
| 20-24歳 | 4,286 | 45.34 | 自営業・自由業・その他 | 923 | 9.78 |
| 25-29歳 | 4,110 | 43.48 | パートタイム雇用 | 2,246 | 23.80 |
| 30-34歳 | 687 | 7.27 | 無業 | 4,596 | 48.70 |
| 合計 | 9,453 | 100.00 | 合計 | 9,437 | 100.00 |
| 結婚年 | | | 妻学歴(t) ^{*2} | | |
| 1977-1984年 | 1,715 | 18.14 | 高卒未満 | 546 | 5.78 |
| 1985-1989年 | 3,895 | 41.20 | 高卒 | 4,321 | 45.71 |
| 1990-1994年 | 2,866 | 30.32 | 短大・専門・高専 | 3,592 | 38.00 |
| 1995-2004年 | 977 | 10.34 | 大学・大学院 | 994 | 10.52 |
| 合計 | 9,453 | 100.00 | 合計 | 9,453 | 100.00 |
| 出生コーホート | | | 夫職業(t) | | |
| 1959-64年 | 5,326 | 56.34 | 大企業雇用・公務員 | 2,453 | 26.67 |
| 1965-69年 | 4,127 | 43.66 | 中小企業雇用 | 3,925 | 42.68 |
| 合計 | 9,453 | 100.00 | 専門・技術職・自由業 | 1,389 | 15.10 |
| 親との居住状況(t) | | | 自営業・農業 | 1,268 | 13.79 |
| 夫方同居 | 2,750 | 29.79 | パート・嘱託・無職 | 161 | 1.75 |
| 妻方同居 | 814 | 8.82 | 合計 | 9,196 | 100.00 |
| 親別居 | 5,666 | 61.39 | 母親の就労経験 ^{*3} | | |
| 合計 | 9,230 | 100.00 | なし | 6,176 | 66.01 |
| 都市規模(t) | | | あり | 3,180 | 33.99 |
| 13大都市 ^{*1} | 1,960 | 20.79 | 合計 | 9,356 | 100.00 |
| その他の市 | 5,408 | 57.35 | 父親の学歴 ^{*4} | | |
| 町村 | 2,061 | 21.86 | 中学 | 4,270 | 45.45 |
| 合計 | 9,429 | 100.00 | 高校 | 3,546 | 37.75 |
| 末子年齢(t) | | | 短大・専門 | 473 | 5.04 |
| 子どもなし | 1,179 | 12.47 | 大学・大学院 | 1,105 | 11.76 |
| 6歳以下 | 5,363 | 56.75 | 合計 | 9,394 | 100.00 |
| 7-12歳 | 2,558 | 27.07 | 離婚肯定(t) ^{*5} | | |
| 13歳以上 | 351 | 3.71 | しない | 1,702 | 18.09 |
| 合計 | 9,451 | 100.00 | する | 7,707 | 81.91 |
| きょうだい数 | | | 合計 | 9,409 | 100.00 |
| 1人 | 699 | 7.39 | 婚外交際肯定(t) ^{*5} | | |
| 2人 | 4,613 | 48.80 | しない | 4,564 | 48.47 |
| 3人 | 3,046 | 32.22 | する | 4,853 | 51.53 |
| 4人以上 | 1,095 | 11.58 | 合計 | 9,417 | 100.00 |
| 合計 | 9,453 | 100.00 | | | |

(t) 時間依存変数のため、前年度の値を使用。

*1 パネル9より14大都市。

*2 高卒未満には中卒と入学資格が中卒の専門・専修学校を含む。

*3 対象者が生まれてから20歳になるまでに母親が10年以上就労。

*4 中退も含む。

*5 いずれもパネル1からパネル9まで隔年で回答を得ているため、離婚前直近の値を使用。

4. カプラン マイヤー法による離婚の分析

図表 4-2 から図表 4-8 は、カプラン マイヤー法によって結婚の生存確率すなわち結婚継続率を個人の属性別に表したものである。カプラン マイヤー法では原則として時間依存変数を用いることは適切ではない。そこで、ここでは使用変数のうち時間一定変数のみを用いた。ただし、妻の学歴についてはほとんどのケースにおいて変化がみられなかったため、カプラン マイヤー法を用いた。

図表 4-2 によると、結婚後 5 年未満においては 20 歳代後半ならびに 30 歳代前半に結婚した女性による離婚が多く生起している。いずれも結婚後 4 年もしくは 7 年目までに離婚が集中しており、その後は低調に推移する傾向にある。一方、結婚年齢が 20-24 歳の女性は、結婚期間を通じて一定して離婚を経験しており、結婚後 20 年経った時点における離婚の経験率が最も高い。先行研究において、離婚を最も経験しやすいとされる早婚の女性たちは、結婚後 12 年目までは結婚継続率が高く維持されている。家計研パネル調査では、16-19 歳で結婚した女性たちは調査開始時点ですでに結婚後 5 年以上が経過している。つまり家計研パネル調査における早婚の女性たちは、すでに「離婚の危機」を乗り越えた女性たちと考えられる。そのため、結婚後 6-11 年目までは比較的安定した結婚生活を営んでいる。しかし、その後は再び離婚を経験する確率が高まっている。

図表 4-3 では結婚年次によって、離婚の生起確率が異なるのかを検証した。その結果、1995 年以降に結婚した女性たちの結婚継続率が他のグループよりも急激に低下する傾向がみられる。1995 年以降に結婚した女性たちの結婚期間が短いことも影響しているものと思われるが、同じ長さの結婚期間について 1990 年代前半に結婚した女性と比べても、この傾向は顕著である。近年における結婚ほど離婚に終わる確率が高いことが示唆される。

さらに、出生コーホート別の結婚継続率をみると（図表 4-4 参照）結婚後 5 年目までは 1960 年代前半のコーホートほど離婚確率が高い傾向にあるが、その後は一貫して 1960 年代後半コーホートの女性による離婚が増加している。安藏（2003）の研究においても、1960 年代後半コーホートの女性たちにおいて離婚

率が高い傾向がみられた。安藏（2003）は、彼女たちがバブル期という特異な時代に 16-24 歳までの思春期と青年期を過ごしてきたことを指摘しており、このことが女性の経済的自立や非伝統的な性別役割分業意識の獲得を促し、離婚を肯定する価値観を内面化したのではないかと推測している。

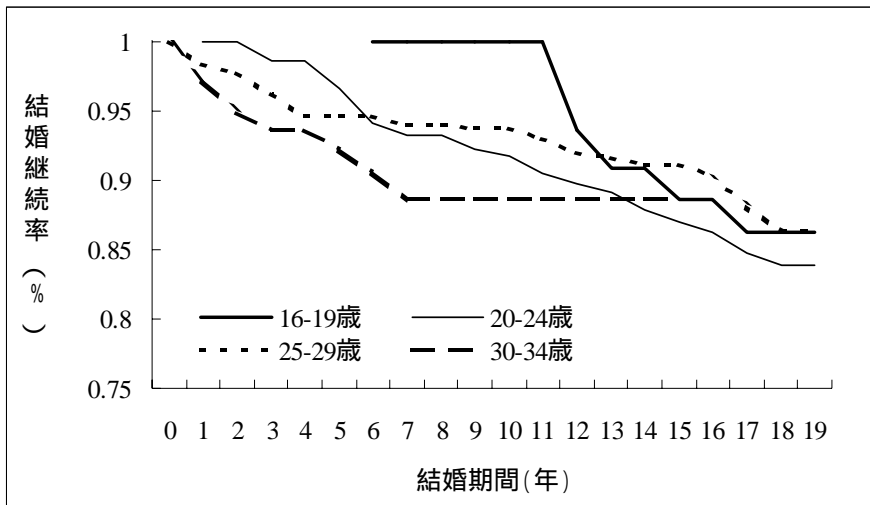
図表 4-5 はきょうだい数別の結婚継続率を表している。きょうだい数が少ない女性ほど離婚後に親元に頼れる可能性が高いため、離婚を選択しやすいと思われたが、これとは逆に 1 人っ子の女性において最も離婚率が低く、きょうだい数が 4 人以上の大家族の出身者において離婚が多い傾向がみられる。

妻の学歴別の結婚継続率についてみると、高卒未満の学歴において離婚が起きやすいことが明らかである（図表 4-6 参照）。一般に、経済的自立を達成しやすい高学歴女性において離婚が多いものと思われたが、離婚は低学歴層に集中して生起している。これは Raymo たち（2004）の研究と一致する結果である。

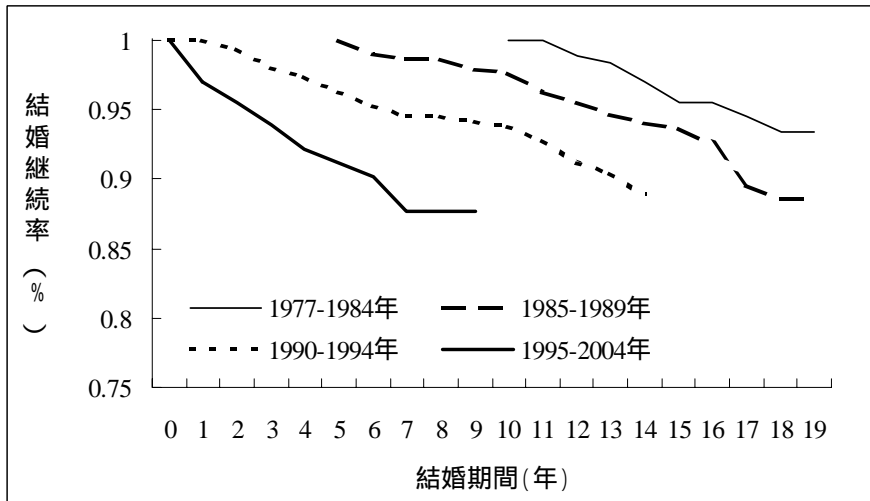
母親の就業経験別の結婚継続率については、結婚初期においては大きな差がみられない（図表 4-7 参照）。しかし、結婚 8 年目以降より母親に 10 年以上の就業経験がある女性ほど、離婚を経験しやすい傾向にある。

出身家族の社会階層の指標として捉えられる父親の学歴については、それほど顕著な違いはみられない（図表 4-8 参照）。ただし、父親が高卒である女性は結婚期間を通じて、離婚を経験しやすい傾向がみられる。父親が中卒である女性の離婚は低調に推移している。また、父親が大学卒以上である場合は、結婚 12 年目までは結婚継続率が高いが、それ以降に低下する傾向がみられる。

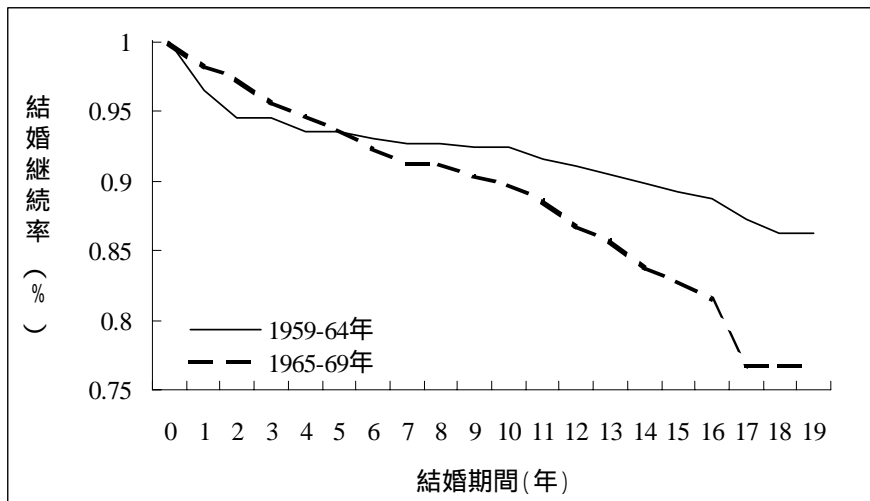
図表 4-2 結婚年齢別結婚継続率



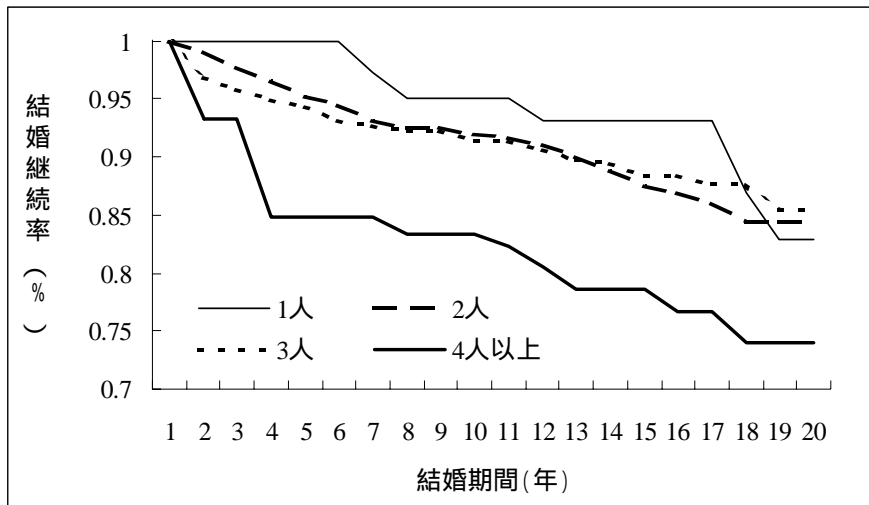
図表 4-3 結婚コホート別結婚継続率



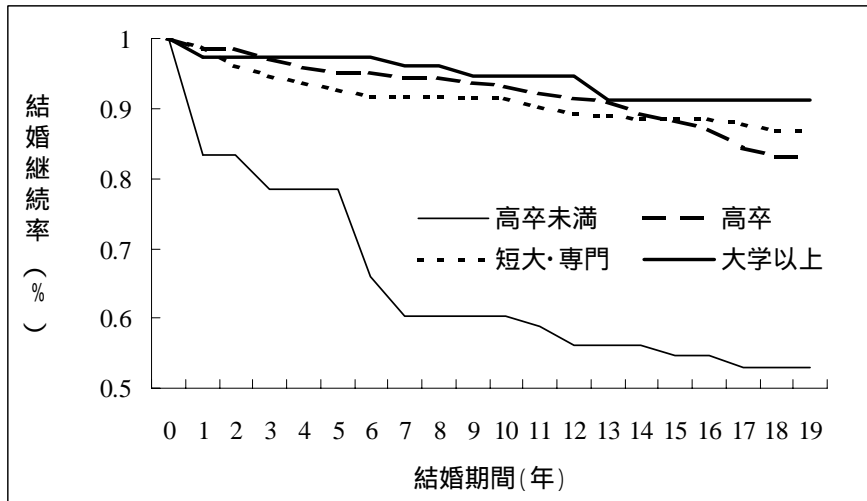
図表 4-4 出生コホート別結婚継続率



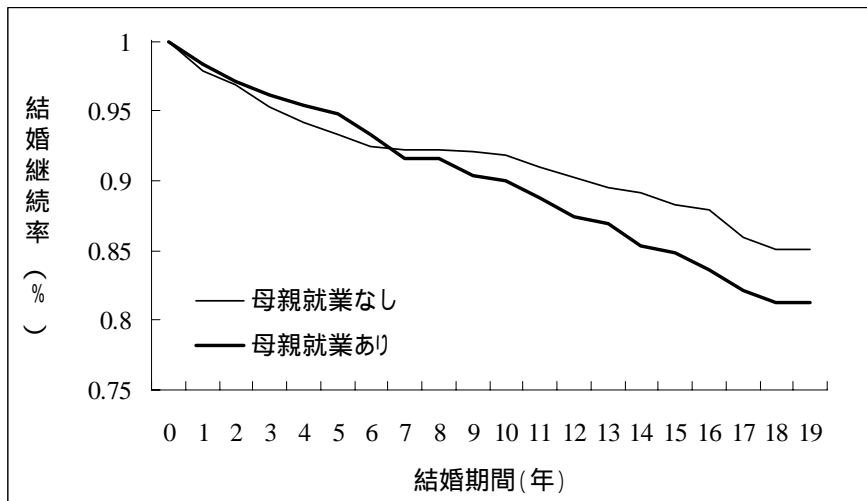
図表 4-5 きょうだい数別結婚継続率



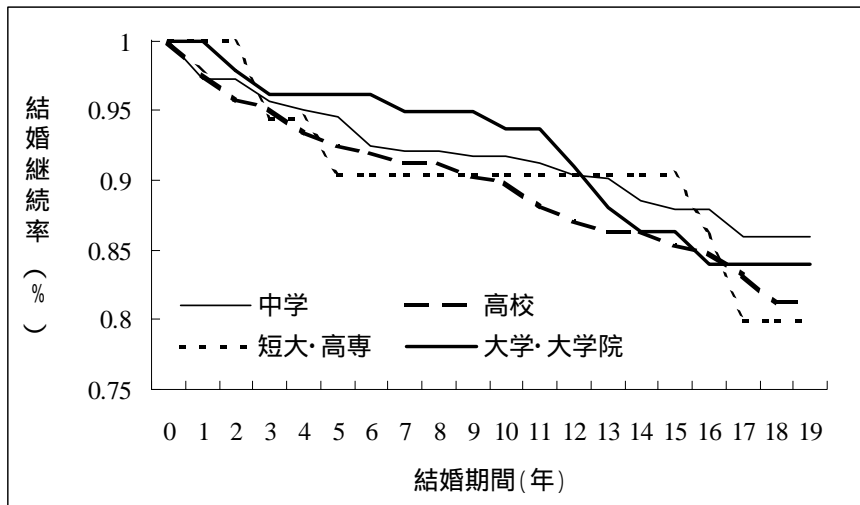
図表 4-6 妻の学歴別結婚継続率



図表 4-7 母親の就業経験別結婚継続率



図表 4-8 父親の学歴別結婚継続率



5. 離散時間ロジット分析による離婚の要因分析

最後に、使用変数をすべて用いて、離散時間ロジットモデルによる離婚要因の分析を行った（図表 4-9 参照）⁴⁾。

表中の数値はオッズ比（ $\exp(\)$ ）を表している。オッズ比では対象とするカテゴリーの離婚オッズが、準拠集団に対して何倍高いのか（あるいは低いのか）を知ることができる。オッズ比が 1 より大きければ、その変数は離婚の確率を増加させ、オッズ比が 1 より小さければ離婚の確率を低下させる影響をもつことを意味する。したがって、準拠集団のオッズ比は 1 となる。ただし、結婚期間の $\exp(b)$ は結婚期間別離婚率（%）に変換して表している⁵⁾。また、 z 検定により各オッズ比の値が準拠集団と有意に異なるのか否かの統計的検定を行っている。p 値が低い値であるほど、各カテゴリーと準拠集団の差が統計的に意味のある差であることを示している。

はじめに、結婚期間別離婚率に着目すると、家計研パネル調査においては結婚後 10 年以降における離婚率が高いという前章において確認したパターンがみられる。また、離婚は近年の結婚コーホートになるほど高くなり、特に 1995 年以降に結婚した女性の離婚オッズは 1980 年代後半に結婚した女性の 5.6 倍も高くなっている。結婚年齢については、20-24 歳に結婚した女性の離婚オッズが最も高くなっている。

次に、親との居住状況についてみると、妻方同居の夫婦において、夫方同居の夫婦の 3 倍も離婚が生起しやすい。また、都市であるほど離婚は起きやすい傾向があるが、この傾向は統計的には有意ではない。先行研究においては、重要な影響を与えていた末子の年齢であるが、本分析からは統計的に有意な差異を見出せなかった。また、子どもがいない場合よりも、末子年齢が 13 歳以上の時に離婚が生起しやすい傾向がみられる。これは家計研パネル調査においては、子どもがいる夫婦の離婚が全体の 8 割を占めていることや結婚期間が 10 年以上の夫婦の離婚が比較的多いことを反映しているものと思われる。また、同じく統計的には有意ではないが、きょうだい数については、一人っ子に離婚が少なく、4 人以上の大家族出身者において離婚が多いという図表 4-5 と同じ結果がみられた。

妻の就業状態については、妻がフルタイムで働いている場合に最も離婚が生じやすい。また、パートであっても専業主婦の約 1.8 倍離婚のしやすさが増している。しかし、これは離婚に備えて妻が働き出した結果であるとする逆因果の可能性もあるため、必ずしも妻の就業が離婚を促す要因であるとはいえない。

前節で確認されたとおり、学歴が高卒未満の女性において離婚が経験される確率が高い。高卒以上の学歴についても、学歴が高くなるほど離婚のオッズは低下するが、その傾向は統計的には有意ではない。

夫の職業が専門・技術職や自由業であるとき、他の職業と比べて離婚確率が低いようである。一方、割合としては少ないが、夫がパートや嘱託といった不安定な職に就く場合や無職である場合には、中小企業に雇用されているよりも離婚のリスクが 3 倍以上高くなる。男性の経済的稼得者としての役割が結婚生活の安定に重要であることが示唆される。

さらに妻の定位家族の属性に着目すると、統計的な有意性は低いものの、対象者が 20 歳になるまでに母親が 10 年以上働いている場合や父親の学歴が高い場合に離婚が生じやすくなっている。父親の学歴が定位家族の経済力を表しているとすれば、学歴の高い父親をもつ女性ほど、結婚生活における経済的な期待水準が高く、これが満たされない場合に離婚へと至りやすいのかもしれない。

最後に、価値観についてみると、離婚を肯定するか否かは実際の離婚確率に全く影響を与えていない。質問そのものが離婚一般についての考えを尋ねたものなので、必ずしも本人の離婚に対する考えが反映されていないのかもしれない。しかし、婚外交際についての考えは、離婚確率に有意な影響を与えている。男女の婚外交際を条件付であっても認める考えをもつ女性は、そうでない女性よりも 3 倍近く離婚しやすい傾向がある。

図表 4-9 離散時間ロジット分析による離婚の要因分析

| 変数 | exp(b) | 変数 | exp(b) |
|--------------------|----------|---------------|----------|
| 結婚期間 ^{注1} | | 妻の就業状態(t) | |
| 0-4年 | 0.47 | フルタイム雇用 | 3.15 *** |
| 5-9年 | 0.41 | 自営業・自由業・その他 | 0.00 |
| 10-14年 | 0.53 | パートタイム雇用 | 1.77 + |
| 15-19年 | 0.49 | 無業 | 1.00 |
| 結婚コーホート | | 妻学歴(t) | |
| 1977-1984年 | 0.52 + | 高卒未満 | 2.82 *** |
| 1985-1989年 | 1.00 | 高卒 | 1.00 |
| 1990-1994年 | 1.51 | 短大・専門・高専 | 0.62 |
| 1995-2004年 | 5.63 *** | 大学・大学院 | 0.47 |
| 結婚年齢 | | 夫職業(t) | |
| 16-19歳 | 1.14 | 大企業雇用・公務員 | 0.84 |
| 20-24歳 | 2.44 *** | 中小企業雇用 | 1.00 |
| 25-29歳 | 1.00 | 専門・技術職・自由業 | 0.44 + |
| 30-34歳 | 1.16 | 自営業・農業 | 1.47 |
| 親との居住状況(t) | | パート・嘱託・無職 | 3.32 *** |
| 夫方同居 | 1.00 | 母親の就労経験 | 1.28 |
| 妻方同居 | 3.13 *** | 父親の学歴 | |
| 親別居 | 1.19 | 中学 | 1.00 |
| 都市規模(t) | | 高校 | 1.53 |
| 13大都市 | 1.24 | 短大・専門 | 1.74 |
| その他の市 | 1.00 | 大学・大学院 | 2.23 + |
| 町村 | 0.93 | 離婚肯定(t) | 0.98 |
| 末子年齢(t) | | 婚外交際肯定(t) | 3.16 *** |
| 子どもなし | 1.00 | サンプル数 | 1112 |
| 6歳以下 | 0.84 | 離婚数 | 75 |
| 7-12歳 | 1.06 | person-years数 | 8927 |
| 13歳以上 | 2.10 | 2 | 112.63 |
| きょうだい数 | | d.f. | 35 |
| 1人 | 0.45 | | |
| 2人 | 1.00 | | |
| 3人 | 0.78 | | |
| 4人以上 | 1.45 | | |

(隣の段へ続く)

*** p<0.01, ** p<0.05, + p<0.10

注1 結婚期間別のオッズ比では、離婚率%に変換している。これは相対リスクではなく、絶対リスクを算出しているのと同じことであるため、リファレンスグループは表記していない。

6. まとめ

近年における離婚の増加を反映し、家計研パネル調査でも離婚経験者は増加する傾向にある。本章では、イベントヒストリー分析を用いて、どのような属性をもつ女性が離婚を選択しやすいのかについて検証してきた。分析の結果、近年の結婚コーホート、妻方同居、妻低学歴、夫非正規雇用・無職であるときに離婚確率が高いという結果を得た。これらは先行研究と整合的な結果である。また、分析ではパネルデータの利点を生かし、離婚前の価値観が離婚確率に与える影響についても考察した。結果は、離婚を肯定する価値観はその後の離婚行動に影響を与えないが、結婚相手以外の異性との親密な交際を肯定する女性ほど離婚確率が高いことが明らかとなった。

また、分析では妻が就業しているほど、離婚確率が高まるという結果を得た。予備的な分析においても、妻の収入が高いほど、また夫の収入が低いほど離婚確率が高まることが示されており、Becker (1981) から経済学者が指摘するように、性別役割分業に非適応的な夫婦ほど結婚の利得が少なく、離婚に至る傾向があるようである。しかし、妻の就業は離婚に対する事前の準備として開始される可能性もあるため、本分析からは妻の就業と離婚との間に因果関係を特定することはできない。

一方、家計研パネル調査では、データ構造上の問題により、30歳代後半および結婚10年目以降の離婚が多く観察されている。そのため、これまでの先行研究において確認されてきた結果が得られないケースもみられた。例えば、早婚であるほど離婚確率が高い、また子どもがいるほど、もしくは末子年齢が低いほど離婚確率が低い、という結果は本分析において統計的有意性は認められなかった。こうした理由としては、調査開始以前の離婚について家計研パネル調査では分析ができないことや離婚女性と脱落者の属性が強く相関している可能性があることなど、パネル調査特有の問題が関わっているものと思われる。

注

- 1) ただし、イベントヒストリー分析では、これらの打ち切り例 (censored case) が離婚とは無作為に発生していると仮定している。

- 2)離婚肯定価値観は、近年において離婚が増加していることについての考え(1:問題ある結婚生活なら解消した方がよい、2:自分の生き方や気持ちが大切、3:離婚が悪という考えが減ったので仕方ない、4:子どもが犠牲になるから良くない、5:どんなことがあっても離婚は良くない)のうち、1から3を選択した女性を「離婚肯定する」、4から5を「離婚肯定しない」と分類した。また、婚外交際価値観は、結婚している男性(女性)が配偶者以外の異性と親密なつきあいをすることについての考え(男性と女性の両ケースについて)に対する回答(1:つきあうべきではない、2:性的な関係がないならかまわない、3:性的な関係があっても、家庭に迷惑がかからなければかまわない、4:そういうことがあっても不思議ではない)から、男性、女性とも1と回答した女性を「婚外交際肯定しない」、その他の回答をした女性を「婚外交際肯定する」と分類した。
- 3)前章と同様に、本章では前年に有配偶であった女性が、夫の死亡以外の理由により独身となった場合を離婚と定義している。したがって、データ上に離婚が生起するのはパネル2以降となるため、パネル1のサンプルは除外している。
- 4)ただし、多重共線性の問題により、出生コーホートは分析より除外した。
- 5)オッズ比($\exp(b_i)$)から確率(p_i)への変換式は以下のようにして得られる。

$$p_i = \exp(b_0) * \exp(b_i) / (1 + \exp(b_0) * \exp(b_i)) * 1000$$

b_0 : 回帰式の切片(定数) 注: %のため最後に1000倍している

文献

- 安藏伸治, 2003, 「離婚とその要因 わが国における離婚に関する要因分析」『JGSS 研究論文集[2]』25-45.
- 加藤彰彦, 2005, 「離婚の要因 家族構造・社会構造・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』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 77-90.
- 山口一男, 2001-2002, 「イベントヒストリー分析(1) - (14)」『統計』2001年9月号 - 2002年11月号.

Allison, P. D., 1995, *Survival Analysis Using the SAS System*, Cary: SAS Institute Inc.

Becker, G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.

Raymo, J. M., L. Bumpass, and M. Iwasawa, 2004, "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, 11(14): 395-420.