

女性学歴と離婚リスクの関連について

-SSM2015 を利用した分析結果から-

茂木 暁

(東京大学)

【論文要旨】

本稿は、学歴と離婚リスクの関連について、女性サンプルを分析対象にして検証する。先行研究では、女性学歴と離婚リスクの関連とその時代的变化について分析結果が分かれており、どのようなメカニズムを経てその関連が成立するのかについてもほとんど検証例がない。分析結果が分かっている原因として、離婚に関する情報が利用できない、サンプルにおける離婚経験が過小評価されるといったデータの問題を指摘できる。本稿では、異なる配偶状態にあるサンプルを網羅する形で、離婚に関する調査項目を設けている SSM2015 調査データを利用して、上記の問題を改善する分析を試みる。離散時間ロジットモデルによる推定の結果、以下の3つの知見を得た。第一に、女性学歴と離婚リスクの関連については、中学学歴の女性において最も離婚リスクが高くなるかたちで、負の関連が成立する。第二に、女性学歴と離婚リスクの関連を成立させるメカニズムとして、配偶者学歴が媒介要因として作用している。これは、配偶者学歴の影響を統制した分析で、女性学歴と離婚リスクの間に有意な関連が成立しなくなるという結果から得られた知見である。第三に、女性学歴と離婚リスクの関連の時代的变化については、主に中学学歴の女性の離婚リスクが新しい時代ほど強くなるという変化を通じて、負の関連が強化されている。

キーワード：学歴，離婚，女性，生存分析

1. 問題の背景

本稿は、学歴と離婚リスクの関連について、女性サンプルを対象に検証する。1990年代に始まった普通離婚率の上昇は2000年代半ばまで継続し、2ポイント台の水準に達した。他の多くの先進諸国と比較しても決して低くない水準であったことから、この普通離婚率の動向が、日本社会が全体として離婚リスクの上昇を経験している可能性を示しているという指摘がなされている（安蔵, 2000; 加藤, 2005; レイモほか, 2005）。

この動向を受けて、2000年代以降、離婚行動の分析が進められている（加藤, 2005; 三輪, 2006; レイモほか, 2005）。そこで注目されるのは、上のような社会全体で見た場合の離婚リスクに対して、特定の属性や社会経済的条件ごとの離婚リスク、あるいはその分布状況について考察する種類の議論だ（安蔵, 2000; 加藤, 2005; 三輪, 2006; レイモほか, 2005; Raymo et al, 2013）。本稿が取り扱う学歴は、そのような属性の一つとして注目されてきた。典型的には、学歴の低さ／高さを以って、社会経済的条件の不利／有利を示す指標と捉えた上で、それと離婚リスクの関連から、離婚リスクにおける社会経済格差について理解を進めることをねらいとする。本稿の分析は、このような議論の延長線上に位置付けられる。

学歴と離婚リスクの関連を分析する意義については、以下のように整理できる。第一に、両

者の関連を分析することは、離婚行動そのものの理解につながる。普通離婚率の増加に注目が集まるまで、日本の離婚行動については、集計データを利用した記述的分析がほとんどであった（レイモほか, 2005; Raymo, 2008）。2000年代以降の研究動向では、個票データを利用した分析例が増加しているが、結婚行動に関するそれと比べればまだ発展途上の段階にあると言ってよい（レイモほか, 2005; Raymo, 2008）。学歴は中でも比較的早い段階から、離婚リスクの規定要因として注目されてきた。その分析の多くが女性サンプルを対象にしていることから、本稿でも、過去の知見との比較の観点を考慮し、女性サンプルに限定して分析を行う。

本稿が利用するSSM2015調査データは、調査対象の女性サンプルの学歴を特定できる上に、離婚を経験する可能性をもつ調査対象者を網羅する形で離婚関連の調査項目を設けている。また、調査時点の新しさにより、離婚行動の最新の実態について分析ができる。

第二に、離婚という事象を、社会経済的格差の観点から把握することができる。この論点については、第二の人口転換と呼ばれる人口現象・家族形成行動の変化、すなわち出生率の低下、未婚化・晩婚化、離婚・婚前妊娠・婚外子の増加、あるいは同棲の普及といった事象が、社会経済的格差を伴いながら進行する状況について考察する人口学あるいは家族社会学の研究動向において、近年注目が集まっている¹。

この議論において、学歴は社会経済的条件の代理指標の1つとして位置づけられ、上記の社会経済間格差を把握するための分析に利用されてきた（Mclanahan, 2004; Raymo and Iwasawa, 2016）。なお、日本の状況に関して言えば、未婚化・晩婚化の進行や、離婚の増加については当てはまるのに対して、婚外子や同棲については、他の先進諸国のような目立った変化は見られないことが指摘されている（レイモほか, 2005; Raymo and Iwasawa, 2016）。このことは、第二の人口転換における家族形成行動の社会経済格差という論点が、日本の状況に対してほとんどあまり含意をもたないことの証左として映るかもしれない。

しかし少なくとも離婚の増加に関しては、それが社会経済的格差を伴うかたちで進行しているという知見が存在する。その代表的な議論として、レイモほか(2005)が、1980年から2000年にかけて、離婚リスクの学歴間格差が拡大しているという分析結果を示している。本稿では、この指摘の根拠となったデータの最新観測時（2000年）から15年後の動向を把握できるSSM2015調査データを利用し、学歴と離婚リスクの関連を検証する。この作業を通じて、日本における家族形成行動の社会経済間格差の実態について示唆を得ることを期待できる。

¹第二の人口転換と社会経済格差との関連については、Mclanahan(2004)が、特に母親の行動とそれが子どもに与える影響に注目した考察として、サイテーション・クラシックスとしての評価を確立している。また、第二の人口転換と社会経済格差の議論を、日本の分析に適用した例として、Raymo and Iwasawa(2016)が、結婚行動・離婚行動・出生行動を中心に包括的に議論している。

2. 先行研究の状況

学歴と離婚リスクの関連について、日本の女性を分析対象とする例を中心に、先行研究における知見を整理する。

2.1 女性学歴と離婚リスクの関連

まず、女性学歴と離婚リスクの間にどのような関連が成立するかという最も基本的な論点から見てみる。理論的には、Becker et al(1977)による結婚の経済学理論が、女性学歴の高さが女性の経済的独立を高めて、離婚リスクを上昇させるという理論的予測を示した。しかし、上述の第二の人口転換に関わる議論では、学歴の低い女性ほど、社会経済的に不利な条件にあり、そのことが離婚リスクを上昇させることが指摘されている。

日本の個票データを使った分析では、次のように結果が分かれていることを指摘できる。第一に、両者の間には負の関連が成立するという知見として、福田(2006)、レイモほか(2005)、Raymo(2008)、Raymo et al(2013)、余田・林(2014)といった分析例が存在する。これに対して第二に、両者の間には有意な関連が成立しないという知見が、安蔵(2000)、加藤(2005)、三輪(2006)、Ono(2009)によって提示されている。

このような分析結果の違いが何に由来するのかについて、Raymo(2008)が、データの問題を指摘している。同論文は、離婚行動の分析に利用された日本版総合社会調査(JGSS)や全国家族調査2001年実施分(NFRJ01)といった調査データにおいて、離婚経験者の比率が、人口動態や国勢調査といった政府統計と比較して、過小評価される傾向にあることを示している。これは、上のような日本を代表する社会調査においても、離婚に関わる項目については、無回答や虚偽の回答が発生しやすい可能性を指摘する知見と言える。

そもそも、離婚は個人の高度なプライバシーに関わる事柄である。離婚に関する項目について、調査対象者が正確な回答を行わない傾向が強くなる可能性は否定できず、そのことが分析結果の混在の一因となっている可能性はある。本稿の利用するSSM2015調査データでは、異なる配偶状態の調査対象者に対して網羅的に離婚関連の調査項目を尋ねる設計を施しており、上記の問題点を改善することが期待できる。

また、女性学歴と離婚リスクの間に関連が成立するとして、その関連がどのような別の要因によってもたらされるのかについては検証例が少ない。数少ない検証例として、Raymo et al(2013)が、経済的困窮、女性の経済的独立、仕事と家庭の両立、文化的価値観という4つの媒介要因を想定して分析を行ったが、いずれの要因も関連を説明し尽くすことはできなかった。

この点に関して、本稿では、これまでほとんど分析されてこなかった配偶者学歴という媒介要因に注目して分析を行う。

2.2 関連の時代的变化

次に、女性学歴と離婚リスクの関連に、何らかの時代的变化が見られるかどうかという論点を取り上げる。これについては、時代とともに負の関連が強くなったことを示す分析と、変化が見られなかったとする分析とに結果が分かれている。前者については、レイモほか(2005)が、国勢調査の集計結果を利用して、調査時点で35～39歳に該当する女性を対象とした分析より、1980年には、離婚リスクの学歴差がほとんど見られないのに対して、1990年調査時から2000年調査時にかけて、中学卒女性の離別者比率が顕著に上昇し、女性学歴と離婚リスクの間の負の関連が強化されたことを示している。

また、余田・林(2014)は、離婚リスクの階層差を分析する目的から、JGSSの2000～2002年度実施分データを利用して、中学・高校と短大・大学という2つの学歴グループを設定し、1945～74年に結婚した女性たちと1975～94年に結婚した女性たちという二つの結婚年コーホートの間で、離婚リスクを比較した結果、新しいコーホートにおいて、中学・高校の離婚リスクが有意に高くなったという知見を得ている。

これに対して、女性学歴と離婚リスクの関連の強さに、時代的变化が見られないことを示す以下のような分析例が存在する。Ono(2009)は、JGSSの2000年実施分から2002年実施分までの3年間分の累積データを利用して、夫学歴と妻学歴が離婚リスクに与える影響と、その時代的变化を検証したところ、1946年から2000年までの結婚年を通じ、妻学歴は一貫して離婚リスクと有意な関連を持たないという結果を得ている。

同様に、Raymo et al(2013)は、出生動向基本調査の2005年度実施分を分析した結果、1980年から2005年までに結婚した女性たち全体において、女性学歴と離婚リスクの負の関連は成立するものの、それら女性サンプルを1980年代に結婚したグループと1990年から2005年にかけて結婚したグループに分割して比較したところ、関連の強さに有意な違いは見られず、離婚リスクの時代的变化を示す結果は得られなかったと結論付けている。

総じて、日本のデータを利用した分析については、時代的变化に関して異なる結果が存在することを指摘できる。しかし、第一にレイモほか(2005)による国勢調査の集計結果を利用した分析では、時代的变化が示されている点は重要である。先に述べたRaymo(2008)が指摘した点、すなわち社会調査の個票データでは、離婚が過小評価されることで、実際には発生している離婚リスクの学歴間格差が捉えにくくなっている可能性がある。

第二に学歴間格差の拡大と言っても、それは主として中学学歴の女性の離婚リスクが上昇することによって生じている可能性がある。後に述べるように、この場合には、学歴間格差の拡大というよりもむしろ、新しい時代ほど、中学学歴の女性が少数化するため、そのことによるセレクション効果を通じて、中学学歴の女性の離婚リスクが上昇したように見える結果を得ただけである可能性がある。この点については、本稿の分析でも注目する。

3. 分析課題

以上の議論をふまえて、3つの分析課題を設定する。

3.1 分析課題

女性の学歴と離婚リスクの関連

第一の分析課題として、女性の学歴と離婚リスクの関連について検証する。1970年から2014年までの期間で結婚した女性たちにおいて、学歴と離婚リスクの間にどのような関連が成立するかに注目する。先行研究の知見によれば、両者の間には負の関連が成立することが予想される。

関連の媒介要因

第二の分析課題として、女性の学歴と離婚リスクの関連が成立するとして、その媒介役割を果たす要因は何かについて分析する。先行研究において、女性学歴を以って、社会経済的資源の指標と捉えるのが標準的な見方となっているものの、それと離婚リスクの関連を媒介する具体的な要因については説明が進んでいない (Raymo et al, 2013)。

本稿では、SSM2015 調査データの特性を活かして、配偶者の学歴に注目する。女性学歴の高低は学歴同類婚の傾向を通じて、配偶者学歴の高さと関連する。学歴の高い男性は、雇用の安定した職に就く確率が高く、所得も高い傾向にあると予想される。このように、夫の学歴がいわゆる経済力の指標として機能している可能性を考えれば、学歴同類婚の傾向を通じて、高学歴同士の夫婦が経済的に安定した結婚生活を送り、それによって離婚リスクを低くしている状況を想定できる。この可能性を検証するのが、2つ目の分析課題の目的である。

関連の時代的变化

第三に、女性学歴と離婚リスクの負の関連がどのような時代的变化を示すかについて検証する。レイモほか (2005) の分析では、1980年から2000年にかけて、離婚リスクの学歴間格差が拡大した可能性があるものの、それは主として中学学歴に該当する女性の離婚リスク上昇に起因する部分が多いという構図が示されている。女性の高学歴化や学歴構成の比率の変化 (米澤, 2005)、とりわけ中学学歴の女性の構成比率が縮小した事実をふまえれば、時代が進むほど、中学学歴に該当する女性に、社会経済的に不利な層が占める傾向が強まるという意味で、中学学歴の「特殊性」が顕著となり、それがセレクション効果をもたらすことによって、見かけ上の離婚リスク上昇を発生させている可能性を指摘できる。従って、女性学歴と離婚リスクの負の関連の時代的变化については、個別の学歴カテゴリーに注目するというよりもむしろ、中学学歴だけの離婚リスクが上昇しているのか、あるいは高校学歴の女性にもそうした変化が見られるのかが焦点となる。

3.2 分析の改善点

上記の分析課題に取り組む上で、先行研究と比較した場合の改善点について述べる。第一に、利用データに関わることとして、本稿が利用する SSM2015 調査データでは、異なる配偶状態の調査対象者を網羅するかたちで、離婚関連の調査項目を設けている。具体的には、調査対象者が調査時点で既婚である場合、離別・死別を経験して調査時点では無配偶である場合、そして調査時点の結婚が再婚である場合のいずれについても、「初婚の離婚経験」の有無、およびそれを経験した場合はその発生年齢を回答できるように、質問項目が設けられている。また、もう一つの特徴として、初婚の離婚を経験した回答者に対して、その元配偶者の学歴に関する調査項目を設けている。管見の限り、日本において、配偶者学歴の項目を設けているクロスセクションでの大規模社会調査は、NFRJ01 以外には存在しない²。

こうした設計により、離婚に関する観測が精度の高いものになっていることが、SSM2015 調査データにおける学歴別の離婚者比率と、国勢調査の公表結果との比較から示唆される。表 1 にその比較結果を示した。全体として、SSM2015 調査の方がやや高い数値を示す傾向が見られるが、国勢調査が調査時点での離別該当者の比率を示しており、その中に調査時点での再婚者は含まれないこと、これに対して SSM2015 調査の数値は初婚の離婚の経験者の比率を示していることをふまえれば、このような違いが見られるのは予想の範囲内であると考えられる。

第二に、女性学歴を指標化する際、過去の研究よりも細かいカテゴリーを利用する。過去の研究では、中学学歴あるいは専門学校を単独の学歴カテゴリーとして想定した例は少ない。しかし、女性学歴と離婚リスクの関連を系統的に検証する観点からすれば、学歴カテゴリーを過度に統合することは好ましい方法とは言えない。そこで、本稿では女性の学歴カテゴリーとして、中学、高校、専門学校、短大高専、そして大学以上の 5 種類を想定する。またこのように、より詳細な学歴カテゴリーを想定することは、上記の中学学歴の「特殊性」の検証にとっても有用である。

² この点は、離婚行動の分析例が多数存在する米国においても、事情はさほど変わらない。少なくともクロスセクション・データに関する限り、元配偶者の情報を設けている調査データを利用した分析例は見当たらない。推測するにこれは、それら調査データで、元配偶者の情報を調査項目として設けることが少ないことに由来している。その根拠として、第一に、米国の結婚行動や出生行動に関する代表的な大規模社会調査である **National Survey of Family Growth** でも、**ex-spouse** の属性に関する項目は設けていても、学歴に関する項目についてはこれまでの調査分では設けていない。第二に、元配偶者の学歴に関する情報を利用する場合には、クロスセクション調査のデータではなく、縦断調査を利用している。具体的には、観測から離婚イベントの発生を特定した上で、そのイベントが発生する前の調査回の配偶者（つまりその後で離婚することになる相手）の情報を利用するといった方法がとられている。この方法の応用例として、**Scwartz(2010)** による **National Longitudinal Survey of Youth 1979** を利用した、既婚カップルと離婚したカップルとの学歴同類婚パターンの比較分析がある。

表 1 SSM2015 と国勢調査の有配偶離婚率の比較

女性 35～39歳			
国勢調査	1990	2000	2010
TOTAL	0.046	0.066	0.088
小学校・中学校	0.074	0.153	0.220
高校・旧中	0.044	0.074	0.115
短大・高専	0.033	0.046	0.062
大学・大学院	0.029	0.038	0.043
SSM2015	1990	2000	2010
TOTAL	0.050	0.098	0.135
中学	0.035	0.273	0.400
高校	0.047	0.094	0.146
短大高専専門	0.055	0.104	0.121
大学以上	0.067	0.058	0.104

- a. 国勢調査の数値は，調査時点での離別該当者数を使って計算している。
 b. SSM2015の数値は，初婚の離婚経験者数を使って計算している。

第三に，結婚年コーホートの定義について，以下のような考え方のもと，1970～1979 結婚年コーホートと，1980～2014 結婚年コーホートと比較する設定をとった。すなわち，レイモほか(2005)が示した知見は，1980年，1990年，2000年の3調査時点比較を通じて得られている。分析対象が当該調査時点での35～39歳であることから，それぞれ10～15年前に結婚した女性たちの離婚行動がこれらの結果に反映されていると推論できる。

これより，離婚リスクの学歴間格差がほとんど見られなかった1980年調査時点の対象者に該当するコーホートとして，1970～1979結婚年コーホートを，そして1990年，2000年およびそれ以降に変化を経験している可能性のあるコーホートとして，1980～2014結婚年コーホートをそれぞれ設定している。

4. 分析課題

4.1 データ

分析に利用するデータは，SSM2015年調査の個票データである。同調査は，離婚や婚姻歴に関して詳細な調査項目をもち，上に述べたような設計上の工夫を施している。この特性を活かして，上記の異なる配偶状態にあるサンプル全てを分析対象とし，配偶者の学歴と離婚ハザード率の関連を検証する分析を行う。

また，次の条件を満たす女性サンプルを，分析対象とした。すなわち，初婚を経験してい

ること、初婚年齢が16歳以上かつ40歳以下であること、離婚経験の有無と（経験した場合は）その離婚年齢を特定できること、そして、後に述べる独立変数に無回答がないこと、である。このような条件により分析対象サンプルを選定した結果、Person で見た場合のサンプルサイズは2735、Person-Period（後述）で換算した場合には34824となった。

4.2 方法

離婚はイベントの発生とそのタイミングという2つの情報によって特徴づけられる事象である。従って、その分析では、観測打ち切りの問題が発生しうるため、これへの対処が可能な生存分析の方法を利用することがのぞましい。

本稿では、離婚のハザード率（以下、離婚ハザード率）を従属変数として、興味ある独立変数との関連を検証できる離散時間ロジットモデルによる推定を行う。この方法を利用するのは、離婚発生タイミングの時間的単位が年であるという調査上の設計に照らして、離散時間を仮定することが整合的であることと、同モデルが時間共変量を扱う上で有用であることによる。

リスク開始時点は、初婚成立時とする。また、コーホート比較のため、リスク期間を最長15年とする設定を設けた。この設定により、リスク期間は各サンプルの条件に応じて次のように定義される。すなわち、(A) 調査実施時点で離婚を経験し、かつ初婚成立後の経過期間が15年以内であるサンプルについてはその離婚時における結婚後の経過期間が、(B) 離婚を経験しなかったサンプルで、初婚成立後経過期間が15年以内であれば、調査時における結婚後の経過期間が、そして、(C) 離婚を経験したかどうかにかかわらず、初婚成立後の経過期間が15年を超えているサンプルについては全て15年という値が、それぞれ定義される。

離散時間ロジットモデルの推定には、Person-Period形式のデータを必要とする。これについては、次のような設定をとった。まず、離婚イベントの発生は、初婚が（上記のリスク期間中に）離婚に至ったかどうかを示すダミー変数によって特定する。具体的には、初婚成立時に0をとり、リスク期間が終わる最後の時点で離婚に至れば1、そうでなければ0の値をとるという定義となる。なお、初婚が死別のかたちで終わった場合には、観測が打ち切られたケースとして0をとる設定をとった。

4.3 独立変数

離散時間ロジットモデルの推定には、以下の独立変数を利用する。

女性学歴ダミー

女性学歴は、女性サンプルの本人学歴の情報を利用して、中学、高校、専門学校、短大高専、大学以上の5カテゴリーを設定し、大学以上を基準カテゴリーとした。なお、本人学歴

が無回答である場合は欠損値として扱い、分析からは除外した。いくつかの先行研究で示されたように、女性学歴と離婚リスクの間に負の関連が成立していれば、中学、高校といったダミー変数が有意に正の符号条件をとると予想される。

結婚年コーホート

女性学歴と離婚リスクの関連がどのような時代的变化を示しているかを分析するために、結婚年コーホートの比較を行う³。上で述べたように、初婚成立時が 1970 年～1979 年であるコーホートと、1980～2014 年であるコーホートとの 2 つを設定し、前者を基準カテゴリーとする結婚年コーホートダミー変数を定義した。

女性学歴と離婚リスクの関連の時代的变化を分析する際には、女性学歴と結婚年コーホートの交互作用項を独立変数として投入し、その推定結果から判断するという方法をとる。いくつかの先行研究が指摘しているように、各女性学歴ダミーと離婚リスクの関連が負の方向で強まり、離婚リスクの学歴間格差が拡大しているのであれば、中学、高校といった学歴ダミーとの交互作用項が有意に正の符号条件をとると予想できる。

配偶者学歴

配偶者学歴については、大学以上、非大学以上（無回答を除く）、そして無回答の 3 つのカテゴリーを設定し、非大学以上を基準カテゴリーとした。女性学歴とは異なり、無回答を独自のカテゴリーとして扱ったのは、無回答の件数が比較的多い傾向が見られたためである。既に言及したように、配偶者学歴と離婚リスクの関連を検証した例はきわめて少ない。しかし、夫の学歴が経済力や雇用安定性の指標と見なす立場からすると、それが高いほど離婚リスクは低下するという仮説を導くことができる。この仮説が成立すれば、大学以上ダミーが有意に負の符号条件を示すと予想できる。なお、配偶者学歴ダミーは、結婚年コーホートの交互作用項は考慮せず、主効果としてのみ投入する。

結婚継続期間

結婚継続期間は、0～2 年を基準カテゴリーとし、3～4 年、5～6 年、7～8 年、9～10 年、そして 10 年以上の 6 つのカテゴリーからなる時間共変量のダミー変数として指標化した。その定義は、各 person-period が上記のカテゴリーのリスク期間に該当するときは 1、それ以外は 0 をとるというものである。

³ 離婚行動の分析において、コーホート比較を行う場合は、結婚年コーホートを利用する方法をとることが多い（レイモほか、2005; Raymo et al, 2013）。生年コーホートによって比較を行った例としては、三輪（2006）を挙げることができるものの、女性学歴に特に注目した分析例では結婚年コーホートを利用していること、また比較対象とする研究数が多くなることを重視して、結婚年コーホートを利用することにした。

結婚継続期間ダミーは、基底ハザード関数を特定化したものであり、リスク期間自体とハザード率との関連を示す。すなわち、当該の結婚継続期間ダミーが有意に正の符号条件をとる場合には、その期間で離婚イベントが発生しやすいこと、有意に負の符号条件をとる場合には、それが発生しにくいことを示す。

初婚年齢

初婚年齢については、ダミー変数として指標化し、16～24 歳、25～29 歳、そして 30 歳以上の 3 つのカテゴリーを設定し、25～29 歳を基準カテゴリーとした。

初婚年齢の離婚リスクに対する影響については、Becker et al (1977) による理論的考察と実証分析による検証が行われて以降、同論文が米国のデータを利用した分析により示したのは、結婚年齢と離婚リスクの間に U 字型の関連が成立するという知見であった。

しかし、日本の分析では、加藤 (2005) がこれとは異なる結果を得ている。それによれば、20 歳代半ばを基準とすると、女性が 20 歳未満、あるいは 20 歳代前半で結婚することは離婚ハザード率を有意に上昇させるものの、30 歳以上で結婚した場合は、逆に離婚ハザード率が有意に低下する。この結果は、初婚年齢と離婚リスクとの間に負の関連が成立することを示している。

これらの結果から、結婚年齢は離婚リスクに影響している可能性は高いと予想される。ただ、女性学歴に注目する本稿の分析との関連で言えば、女性学歴と離婚リスクの関連を分析する際に、初婚年齢を統制することが必要となる点がより重要である。すなわち、よく知られているように、女性学歴と結婚年齢（結婚タイミング）の間には、高学歴女性ほど結婚タイミングが遅れるという正の関連が成立する (Raymo, 2003)。もし初婚年齢と離婚リスクの間に何らかの関連を成立するのであれば、初婚年齢を統制しないことで、学歴と離婚リスクの関連の推定がバイアスを受けることになる。この点を考慮して、初婚年齢は、重要な統制変数として利用する。

子ども数

子ども数は、時間共変のダミー変数として、0 人、1 人、2 人、3 人以上と 4 つのカテゴリーを設定し、0 人を基準カテゴリーとした。時間共変量としての定義は、次のように行った。出生順序別の出生年齢の項目をもとに、初婚の結婚期間（すなわち離婚のリスク期間）において、各出生順序別の子どもの出生時点を計算し、その時点より前の時点では、当該の出生順序ダミー変数が 0 をとり、その時点に到達すると 1 をとるという定義である。

離婚リスクの規定要因として見た場合、子ども数は、理論的にも実証的にもそれを低下させる効果をもつという結果が得られることが多い。子どもをもつカップル、あるいは子ども数が多いカップルは、離婚しにくい傾向にあることは、過去の実証分析によって明らかにさ

れている (Becker et al, 1977; 安蔵, 2003)。

さらに、女性学歴と離婚リスクの関連を分析する場合には、学歴が高い女性ほど、結婚タイミングが遅れるため、結婚タイミングの遅れが出産タイミングの遅れにつながり、結果として、学歴が高いほど子ども数が少なくなる可能性は指摘できる。従って、初婚年齢と同様に、子ども数についてもその交絡効果を統制するための変数として利用する。以上の独立変数および離婚経験ダミーの記述統計について、表2に Person 単位および Person-Period 単位でそれぞれ掲載している。

表2 変数の記述統計

変数名	Person単位					Person-Period単位				
	サンプルサイズ	平均(比率)	標準偏差	最小値	最大値	サンプルサイズ	平均(比率)	標準偏差	最小値	最大値
離婚経験ダミー	2735	0.084	0.278	0	1	34824	0.007	0.081	0	1
結婚継続0~2年(基準)	2735	0.027	0.161	0	1	34824	0.157	0.363	0	1
結婚継続3~4年	2735	0.050	0.219	0	1	34824	0.151	0.358	0	1
結婚継続5~6年	2735	0.054	0.226	0	1	34824	0.143	0.350	0	1
結婚継続7~8年	2735	0.047	0.211	0	1	34824	0.135	0.342	0	1
結婚継続9~10年	2735	0.044	0.204	0	1	34824	0.127	0.333	0	1
結婚継続11~15年	2735	0.796	0.403	0	1	34824	0.350	0.477	0	1
中学	2735	0.068	0.252	0	1	34824	0.075	0.263	0	1
高校	2735	0.447	0.497	0	1	34824	0.462	0.499	0	1
専門学校	2735	0.148	0.355	0	1	34824	0.143	0.350	0	1
短大高専	2735	0.174	0.379	0	1	34824	0.174	0.379	0	1
大学以上(基準)	2735	0.163	0.370	0	1	34824	0.147	0.354	0	1
配偶者学歴 非大学以上(基準)	2735	0.622	0.485	0	1	34824	0.627	0.484	0	1
配偶者学歴 大学以上	2735	0.366	0.482	0	1	34824	0.362	0.481	0	1
配偶者学歴 無回答	2735	0.013	0.112	0	1	34824	0.012	0.107	0	1
結婚年1970-1979(基準)	2735	0.281	0.450	0	1	34824	0.323	0.468	0	1
結婚年1980-2014年	2735	0.719	0.450	0	1	34824	0.677	0.468	0	1
中学×結婚年1980~2014	2735	0.021	0.143	0	1	34824	0.020	0.141	0	1
高校×結婚年1980~2014	2735	0.297	0.457	0	1	34824	0.288	0.453	0	1
専門学校×結婚年1980~2014	2735	0.118	0.323	0	1	34824	0.110	0.313	0	1
短大高専×結婚年1980~2014	2735	0.141	0.349	0	1	34824	0.136	0.343	0	1
大学以上×結婚年1980~2014	2735	0.141	0.349	0	1	34824	0.122	0.328	0	1
配偶者学歴 非大学以上×結婚年1980~2014	2735	0.286	0.452	0	1	34824	0.246	0.431	0	1
配偶者学歴 大学以上×結婚年1980~2014	2735	0.287	0.452	0	1	34824	0.272	0.445	0	1
配偶者学歴 無回答×結婚年1980~2014	2735	0.010	0.097	0	1	34824	0.008	0.089	0	1
子ども1人	2735	0.062	0.241	0	1	34824	0.199	0.399	0	1
子ども2人	2735	0.063	0.243	0	1	34824	0.309	0.462	0	1
子ども3人以上	2735	0.059	0.235	0	1	34824	0.190	0.393	0	1
初婚年齢18-24歳	2735	0.441	0.497	0	1	34824	0.463	0.499	0	1
初婚年齢25-29歳(基準)	2735	0.417	0.493	0	1	34824	0.419	0.493	0	1
初婚年齢30歳以上	2735	0.139	0.346	0	1	34824	0.116	0.320	0	1

出典: SSM2015調査データ

5. 結果

5.1 記述統計

離散時間ロジットモデルを推定する前に、記述統計レベルで見た場合に、女性学歴と離婚リスクの関連、およびその時代的变化について、どのような結果が見られるかについて確認する。

表3は、女性学歴別および結婚年コーホート別にリスク期間である15年以内での離婚経験比率を計算した結果を示す。この計算結果からは、次のことを確認できる。第一に、2つの結婚年コーホート全体、1970～1979年、1980～2014年の各結婚年コーホートの3種類の区分による計算結果を比較すると、中学から専門学校までの3つの学歴カテゴリーの離婚経験比率が高く、短大高専と大学以上の2つの学歴カテゴリーのそれは低いという対応が成立する。

表3 女性学歴別・結婚年コーホート別・離婚経験比率（結婚期間15年以内）

	全体			結婚年1970-1979			結婚年1980-2014		
	離婚なし	あり	合計	離婚なし	あり	合計	離婚なし	あり	合計
中学	168	18	186	123	6	129	45	12	57
	<u>90.32</u>	<u>9.68</u>		<u>95.35</u>	<u>4.65</u>		<u>78.95</u>	<u>21.05</u>	
高校	1,116	106	1,222	395	16	411	721	90	811
	<u>91.33</u>	<u>8.67</u>		<u>96.11</u>	<u>3.89</u>		<u>88.9</u>	<u>11.1</u>	
専門学校	361	43	404	74	6	80	287	37	324
	<u>89.36</u>	<u>10.64</u>		<u>92.5</u>	<u>7.5</u>		<u>88.58</u>	<u>11.42</u>	
短大高専	439	37	476	86	3	89	353	34	387
	<u>92.23</u>	<u>7.77</u>		<u>96.63</u>	<u>3.37</u>		<u>91.21</u>	<u>8.79</u>	
大学以上	420	27	447	56	4	60	364	23	387
	<u>93.96</u>	<u>6.04</u>		<u>93.33</u>	<u>6.67</u>		<u>94.06</u>	<u>5.94</u>	
合計	2,504	231	2,735	734	35	769	1,770	196	1,966
	<u>91.55</u>	<u>8.45</u>		<u>95.45</u>	<u>4.55</u>		<u>90.03</u>	<u>9.97</u>	

出典: SSM2015調査データ

どの学歴が最も比率が高いかについては、全体で見た場合と1970～1979年とでは専門学校、1980～2014年では中学校と順位が変わっている。また、最も離婚経験比率が低い学歴についても、全体で見た場合と1980～2014年とでは大学以上、1970～1979年では短大高専とやはり順位が変わる。しかし、高等教育を受けた2つの学歴カテゴリーが低くなる傾向は一貫していると判断してよい。

第二に、1970～1979年と1980～2014年とを比較した場合、中学から短大高専までの4つの学歴カテゴリーのいずれもが離婚経験比率を上昇させている。特に中学については、1970～1979年の4.65%から1980～2014年には21.4%へと、他のどの学歴カテゴリーよりも上昇幅が大きくなっている。これは、レイモほか(2005)が示した中学学歴における離婚リスクの増大という知見と整合的な結果である。

これに対して第三に、大学以上の学歴をもつ女性は、1970～1979年の離婚経験比率が6.04%であるのに対して、1980～2014年にはそれが5.94%へと、数値だけ見れば低下している。これについては、0.1%という変化の規模から考えて、ほとんど変化がなかったというのが、より正しい推論であると考えられるが、重要なのは、他のすべての学歴カテゴリーが、新しいコーホートで離婚経験比率の上昇を経験したのに対して、大学以上にはほとんど変化がなかったという違いである。この結果もまた、レイモほか(2005)における低い学歴カテゴリーに属する女性で離婚リスクが上昇し、高い学歴カテゴリーではそれがほとんど変化しないというかたちで、離婚リスクの学歴間格差が進んだという知見と整合的である。以上をふまえて、離散時間ロジットモデルの結果を確認する。

5.2 離散時間ロジットモデルの推定結果

表4Aおよび表4Bは、8つの離散時間ロジットモデルを推定した結果を掲載している。以下で、それぞれの結果について確認する。

女性学歴と離婚リスクの関連とその媒介要因

表4Aは、女性学歴と離婚リスクの関連の時代的变化を考慮しない(つまり結婚年コーホートとの交互作用を投入しない)以下の4つのモデルの推定結果を示す。

モデル1: 結婚継続年, 女性学歴, 結婚年コーホートの各ダミー変数を投入したモデル。このモデルをベンチマークモデルとして利用する。

モデル2: モデル1に対して子ども数ダミーを追加したモデル。

モデル3: モデル2に対して初婚年齢ダミーを追加したモデル。

モデル4: モデル3に配偶者学歴ダミーを追加したモデル。

ベンチマークモデルであるモデル1の結果から見ると、中学、高校、専門学校が、(それぞれ有意水準は異なっているものの)離婚ハザードと有意な正の関連を示す。また、結婚継続期間については、3～4年と5～6年がそれぞれ有意な正の関連を示し、結婚年コーホートも有意な正の関連を示した。

この結果をもとに、交絡要因である子ども数を統制したのがモデル2、初婚年齢を統制したのがモデル3である。前者については、中学の係数がやや大きくなった点以外、女性学歴ダミーの結果は変わらない。他の変数については、結婚継続期間5～6年が有意でなくなるという違いが見られた。以上のモデル1とモデル2の結果は、子ども数の影響を統制しても、女性学歴と離婚リスクの間には負の関連が成立することを示している。

表 4A 離散時間ロジットモデルの推定結果

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数推定値	Robust Std. Err.	有意水準	係数推定値	Robust Std. Err.	有意水準	係数推定値	Robust Std. Err.
結婚継続0-2年(基準)								
結婚継続3-4年	0.805	0.213	0.000 ***	0.830	0.247 0.001 ***	0.001 ***	0.851	0.250
結婚継続5-6年	0.580	0.227	0.010 **	0.353	0.281 0.210	0.288 0.251	0.347	0.286
結婚継続7-8年	0.322	0.245	0.190	-0.043	0.314 0.891	0.323 0.777	-0.075	0.320
結婚継続9-10年	0.043	0.235	0.855	-0.183	0.261 0.483	0.268 0.412	-0.207	0.266
結婚継続10-15年	0.096	0.202	0.635	-0.315	0.268 0.240	0.277 0.153	-0.375	0.273
中学	0.896	0.318	0.005 ***	0.925	0.320 0.004 ***	0.020 ***	0.116	0.337
高校	0.412	0.220	0.062 *	0.428	0.220 0.051 *	0.219 0.476	-0.290	0.236
専門学校	0.553	0.248	0.026 **	0.567	0.248 0.022 **	0.250 0.094 *	0.048	0.268
短大高専	0.202	0.255	0.430	0.217	0.254 0.394	0.255 0.876	-0.161	0.256
大学以上(基準)								
結婚年1970-1979(基準)								
結婚年1980-2014年	1.099	0.199	0.000 ***	1.059	0.199 0.000 ***	0.000 ***	1.194	0.206
子ども0人(基準)								
子ども1人				0.094	0.224 0.677	0.109	0.132	0.226
子ども2人				-1.004	0.192 0.000 ***	-1.070	-1.070	0.193
子ども3人以上				-0.190	0.187 0.309	-0.310	-0.352	0.188
初婚年齢18-24歳								
初婚年齢25-29歳(基準)				0.681	0.147 0.000 ***	0.000 ***	0.637	0.147
初婚年齢30歳以上				-0.392	0.260 0.130	0.260 0.130	-0.385	0.258
配偶者学歴非大学(基準)								
配偶者大学以上							-0.829	0.186
配偶者学歴無回答							1.301	0.332
Number of Person-Period								
Number of Person								
Wald chi2(d.f.)	58.99(10)			86.15(13)			149.29(17)	
Prob > chi2	0.000			0.000			0.000	

有意水準は, ***が1%, **が5%, *が10%の各水準で有意であることを示す。

これに対して、初婚年齢を統制したモデル 3 では高校が有意でなくなるという違いが得られた。この結果が示唆するのは、(大学以上を基準とした場合の) 高校および専門学校の女性における離婚リスクの高さは、初婚タイミングの早さによって説明される部分が多いという可能性である。先にも述べたように、女性学歴と初婚タイミングには負の関連があることが知られている。そして、日本のデータを利用した加藤(2005)の分析では、女性の初婚タイミングと離婚リスクには負の関連が成立するという知見が得られていた。モデル 3 の結果は、このいずれの知見とも整合する。

しかし、中学学歴の女性については、係数が小さくなっているものの、依然として有意な結果として成立している。この結果は、中学学歴の女性に関しては、初婚タイミング以外の経路から、離婚リスクが高くなっている可能性を示唆する。

モデル 4 では、配偶者学歴の影響を統制している。このモデルで最も注目すべきは、全ての学歴ダミーが有意でなくなっていることである。その代わりに成立するのが、配偶者学歴大学以上ダミーが有意に負の符号条件を示し、配偶者学歴不明ダミーが有意に正の符号条件を示すという結果である。後者については、解釈が困難であるため、前者の結果に注目する。

学歴同類婚の傾向より、配偶者学歴が大学以上となるような学歴カテゴリーは、大学以上もしくは短大高専の女性である可能性が高い。そして、特に大学以上についてはモデル 1 からモデル 2 までの結果から、他の学歴カテゴリーと比べて低くなることがわかっている。以上の結果は、モデル 1 とモデル 2 で成立した女性学歴と離婚リスクの関連が、配偶者学歴の高さの影響を経由している可能性を示唆する。

関連の時代的变化

表 4B は、モデル 5 からモデル 8 までの結果を掲載している。これらのモデルの目的は、女性学歴と結婚年コーホートの交互作用項の推定を通じて、女性学歴と離婚リスクの関連の時代的变化を検証することにある。各モデルの定義について、以下に示す。

モデル 5: モデル 2 に女性学歴と結婚年コーホートの交互作用を追加したモデル。

モデル 6: モデル 3 に女性学歴と結婚年コーホートの交互作用を追加したモデル。

モデル 7: モデル 5 に配偶者学歴を追加したモデル。

モデル 8: モデル 6 に配偶者学歴を追加したモデル。

まず、モデル 5 とモデル 6 の結果から確認する。これらのモデルで最も重要な結果は、全ての学歴ダミーの主効果が有意ではなくなっているという点である。すなわち、これらの結果は、交互作用項を投入して、かつ配偶者学歴を考慮しないモデルでは、学歴は主効果としては(たとえ子ども数と初婚年齢という交絡要因を考慮しても)離婚リスクと関連しない

ことを示す。しかしながら、交互作用項については、モデル 5 で中学と高校それぞれと結婚年コーホートの各交互作用項が、そしてモデル 6 では中学の交互作用項のみがそれぞれ有意に正の符号条件をとった。2つのモデルの違いは、初婚年齢の投入の有無である。すなわち、中学の交互作用項は初婚年齢を統制してもその推定結果が全く変わらないのに対して、高校の交互作用項は初婚年齢を統制すると、(モデル 3 の時と同様に) 有意でなくなる。

上記の結果は、2つの学歴カテゴリーは、新しいコーホートで離婚リスクを上昇させているものの、高校については、それが初婚年齢の影響が強くなったことによる可能性を示す。なお、モデル 1 とモデル 3 において、主効果で有意な正の符号条件をとった専門学校については、交互作用項は有意ではない。従って、この学歴カテゴリーについては、時代的变化というよりもむしろ、分析対象となった期間の平均として見た場合にのみ、(大学以上と比較して) 離婚リスクが高くなるという可能性を指摘できる。

次に、配偶者学歴の主効果を考慮したモデル 7 とモデル 8 の結果を確認する。まず、女性学歴と交互作用項の結果から見てみると、この2つのモデルのいずれにおいても、中学と結婚年コーホートの交互作用項が有意な正の符号条件を示した。初婚年齢を統制したモデル 8 においては、中学は主効果でも負で有意となるが、交互作用項の係数によってその効果は相殺されている。結果として、新しいコーホートで離婚リスクが高くなるという構図は、モデル 5 からモデル 8 まで一貫して得られたことになる。従って、1980 年代以降に結婚した中学学歴女性の離婚リスクは上昇している可能性が高いと言える。

また、高校と結婚年コーホートの交互作用項については、モデル 7 とモデル 8 のいずれもが有意な正の符号条件を示した。ただし、これらのモデルでは、(中学と同様に) 高校の主効果が有意な負の符号条件をとる。モデル 7 では交互作用項が、主効果を相殺して新しいコーホートで離婚リスクが高くなるという構図を伝えるが、初婚年齢を統制したモデル 8 では、交互作用項の係数が小さくなり、主効果と合わせれば、新しいコーホートで離婚リスクが上昇したとは言えない。

なお、専門学校の交互作用項については、モデル 5 やモデル 6 と同様に、モデル 7 もモデル 8 のいずれにおいても有意でない。

配偶者学歴については、モデル 3 とモデル 4 と同様に、大学以上が主効果で有意な負の符号条件をとり、無回答が主効果で有意な正の符号条件をとった。従って、女性学歴の時代的变化を考慮しても、配偶者学歴の高さは、離婚リスクを低下させていることを、以上の結果は示唆する⁴。

⁴ なお、配偶者学歴と結婚年コーホートとの交互作用項については、予備分析の段階で試したところ、有意な結果が得られない上に、他の独立変数の推定結果を不安定にすることがわかったため主効果の分析に留めた。

6. 結論

6.1 考察

本稿では、女性学歴と離婚リスクの関連、その関連の媒介要因、そして関連の時代的变化の3つの分析課題について分析した。以下では、知見のまとめと、そこから得られる示唆について考察を行う。

女性学歴と離婚リスクの関連とその媒介要因

第一の分析課題については、女性学歴と離婚リスクの間には負の関連が成立することを、離散時間ロジットモデルによる推定結果により示した。また、この結果については、(過去のいくつかの研究において見られたような) 中学学歴の女性の「特殊性」によって成立した結果とは必ずしも言えない可能性を示した。すなわち、本稿の分析では、より詳細な学歴カテゴリーを設けた結果、(大学以上の女性とくらべて) 高校や専門学校といった学歴カテゴリーの女性も、離婚リスクが高くなることが示された。

このような結果を得た理由については、離死別者や再婚者を含む異なる配偶状態カテゴリーに属するサンプルを分析対象にしている SSM2015 調査データの特性が影響している可能性を指摘できる。ただし、専門学校の女性の離婚リスクが高くなるという結果については、これまで実施されてきた調査データを利用した分析に関する限り、(本稿と同じような分析対象期間を想定した場合でも) そのような例がおそらく存在しないため、今後の追加的な検証を必要とするものと判断される。他方で、この結果がデータの回答状況の改善によるものであるとすると、今後の離婚行動の分析においては、離婚に関する項目に関して無回答を減少させるための工夫が一層重要となるという点も指摘しておきたい。

第二の分析課題である媒介要因について、本稿の分析は女性学歴と離婚リスクの関連の大部分が、配偶者学歴によって説明されることを示した。これについては、先にも述べたように、学歴同類婚の傾向を媒介している可能性を指摘できる。すなわち、短大高専や大学以上の女性は、大学以上の学歴をもつ男性と結婚しやすく、それら男性は、離婚リスクを低下させる可能性が指摘されている雇用の安定性や高い所得といった特徴を有する傾向が強い。

しかし注意すべきは、本稿の分析対象期間である 1970 年から 2014 年に大体該当する時期に結婚した人々において、学歴同類婚の傾向が強くなったという実証結果は、過去の研究でほとんど得られていないという点である。過去の研究によれば、学歴同類婚の傾向は時系列的に変化しないという知見(白波瀬, 1999; 志田ほか, 2000)、もしくは、やや緩和傾向にあるという知見(三輪, 2007)が有力である。そうだとすれば、残る可能性は、同類婚の強さ自体はほとんど変わらないものの、配偶者である夫の学歴が離婚リスクを低下させる効果自体が強くなったという可能性である。これについては、本稿の分析範囲を越えるため、今後の検証課題としたい。

関連の時代的变化

第三の分析課題については、まず中学学歴の女性が、1980～2014 結婚年コーホートにおいて、離婚リスクが上昇するという結果を一貫して得た。これは、レイモほか（2005）が示した中学学歴の女性における離婚リスクが 1980 年から 2000 年にかけて上昇したという知見と整合的な結果である。

しかしながら、時代的变化について重要なのは、(学歴構成比率の変化を通じた) 中学学歴の「特殊性」が強まった結果であるのか、それとも他の学歴カテゴリーも含めて、離婚リスクの学歴間格差が拡大する状況として捉えられるのかという点である。これについては、初婚年齢を統制しないという条件付きであるが、高校学歴と 1980～2014 結婚年コーホートの交互作用項が、有意に正の符号条件を示した結果が重要となる。中学学歴ほど明確な結果ではないが、高校学歴についても、新しいコーホートで離婚リスクが上昇している可能性はある。しかし、その影響は主に初婚タイミングの影響を媒介しており、確定的な結論を出すことはできない。これは、配偶者学歴の影響を統制した場合の分析結果と、統制しない場合の分析結果の両方について指摘できる点である。

このような結果から見る限り、離婚リスクの学歴間格差は拡大しているものの、他の要因を統制しても、新しいコーホートで離婚リスクが上昇したと言えるのは、中学学歴のみであり、高校学歴については初婚年齢の影響を介した形での限定的な結果として捉える必要がある。本稿の結論としては、女性学歴と離婚リスクの関連が負の方向で強まっているという変化については、中学学歴の「特殊性」のみで全てを説明できるわけではないが、それが説明する部分が大きいという見方をする。

6.2 課題

最後に、本稿の課題について次の 2 点から整理する。第一に、配偶者学歴の影響に関する分析をさらに進める必要がある。本稿の分析結果は、女性学歴と離婚リスクの関連の大きな部分が、配偶者学歴によって説明できる可能性を示唆するものであるが、何故配偶者学歴が離婚リスクに影響するのかについては、推論にとどまっている。もし、本稿で推論したように、配偶者学歴が、夫の雇用や所得といった経済力の指標として機能しているならば、そうした項目を設けた調査データを利用した検証を行う方法が考えられる。

第二に、本稿の分析は初婚へのセレクションの問題について考慮しておらず、調査時点で初婚を経験したことがあるサンプルに限定して分析を行っている。初婚を経験しなければ、その離婚のリスクセットに入ることができないため、論理的一貫性の観点だけから見れば、この設定に問題はない。

しかしながら、女性学歴と離婚リスクの関連を検証する場合、女性学歴が初婚タイミング

に影響するため、(調査時点で)若い年齢層で、学歴が高い女性ほど離婚のリスクセットに入りにくくなるという傾向が生じる。本稿の分析結果は、初婚年齢の高さが離婚リスクを低下させるという結果を示した。ここから推測すれば、高学歴女性ほど、調査時点で結婚していないが、その後になって結婚し、かつその後も離婚リスクが低くなるという状況を予想することができる。そのような状況で、初婚を経験した女性に限定して分析を行えば、後から初婚を経験した女性も含んで分析した場合と比べて、学歴の高い女性の離婚リスクが過小評価される可能性が生じる。

これについて、SSM2015 調査では過去の調査と比べても新しい時期の初婚を分析対象に含むことができるため、少なくともそれら過去の調査と比べれば、セレクションの効果は小さくすることができると考えていると考えられる。しかし、より若い女性たちの動向については、セレクションの影響が発生することは考えられるだろう。ハザード率を使ったモデルで、セレクションに対処することは容易ではないが、Bernardi and Martínez-Pastor (2011) のように、それに対処した推定方法を使った分析例は存在する⁵。このような分析についても今後の課題としたい。

[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—」, 大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所(編)『研究論文集 [2] JGSS で見た日本人の意識と行動』: 25-45.
- Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes, and Robert T. Michael, 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability," *Journal of Political Economy* Vol.83(6): 1141-1187.
- Bernardi, Fabrizio and Juan-Ignacio Martínez-Pastor, 2011, "Female Education and Marriage Dissolution: Is it a Selection Effect?" *European Sociological Review* Vol.27(6): 693-707.
- 福田節也, 2006, 「離婚の要因分析」, 財団法人家計経済研究所『リスクと家計 消費生活に関するパネル調査—平成 17 年版— (第 12 年度)』
- 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.
- McLanahan, Sara, 2004, "Diverging destinies: how children are faring under the second demographic transition," *Demography* Vol.41(4):607-27.
- 三輪哲, 2006, 「離婚と社会階層の関連にかんする試論的考察」, 『共働社会の到来とそれをめぐる葛藤—夫婦関係—』 *SSJ Data Archive Research Paper Series* 34: 45-60.
- 三輪哲, 2007, 「日本における学歴同類婚趨勢の再検討」, 『家族形成に関する実証研究 (SSJ data archive research paper series 37: 二次分析研究会 2006 テーマ B)』 6:81-94.
- Ono, Hiromi, 2009, "Husbands' and Wives' Education and Divorce in the United States and Japan,

⁵ ただし、同論文が利用したモデルでは、離婚リスクを従属変数とした時に、時間共変量を利用できないという問題がある。

- 1946-2000,” *Journal of Family History* Vol.34(3): 292-322.
- Raymo, James. M., 2003, ”Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women,” *Demography* Vol.40(1): 83-103.
- Raymo, James. M., 2008, 「Educational Differentials in Divorce in Japan: Evidence from multiple data sources」国立社会保障・人口問題研究所『少子化の要因としての離婚・再婚の動向, 背景および見通しに関する人口学的研究 第2報告書(所内研究報告22)』: 97-133.
- Raymo, James. M., Fukuda Setsuya, and Iwasawa Miho, 2013, ”Educational Differences in Divorce in Japan,” *Demographic Research* Vol.28: 177-206.
- レイモ, ジェームズ, 岩澤美帆, ラリー・バンパス, 2005, 「日本における離婚の現状: 結婚コホート別の趨勢と教育水準別格差」, 『人口問題研究』61巻3号: 50-67.
- Schwartz, Christine R. 2010. “Pathways to Educational Homogamy in Marital and Cohabiting Unions,” *Demography* Vol.47 (3): 735-753.
- 志田基与師・盛山和夫・渡辺秀樹, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会:159-176.
- 白波瀬佐和子, 1999, 「階級, 階層, 結婚とジェンダー —結婚に至る階層結合パターン—」『理論と方法』Vol.14(1):5-18.
- 米澤彰純, 2005, 「高等教育システムの拡大・分化と教育達成」米澤彰純編『教育達成の構造』(2005年SSM調査シリーズ5): 113-140.

On the Relationship between Female Education and Divorce Risk : Evidence from the SSM2015 Survey

**Akira Motegi
(The University of Tokyo)**

Abstract

This study investigates the relationship between education and the divorce risk among women. The previous studies were mixed on the relationship and its possible change over time. They have also rarely examined the possible mechanism operating behind the relationship. The conflicting results are due to the nature of the data they used in their analyses, where detailed information about divorce behavior was not available and experience of divorce among the sample tended to be underrepresented. This study attempts to make improvement on these data issues using the female sample of the SSM 2015 survey. The estimation with discrete-time logit model gives the three results. First, female education is negatively associated with the divorce risk, while it is most pronounced among women of junior high school. Secondly, the inclusion of educational attainment of husband fully explains the relationship in our estimated models. We speculate husband's characteristics play the significant role in the mechanism behind the relationship, which few studies have examined. The third result is that change over time in the relationship is found to occur, though it is more pronounced in the increased divorce risk for women of junior high school and more slightly so in that for women of high school.

Keywords: Education, Divorce, Women, Survival Analysis