

初婚タイミングは親子間で連鎖するか？

—家族回顧調査データによる早婚メカニズムの検討—

菅澤 貴之

(熊本大学 大学教育統括管理運営機構)

【要旨】

本稿は、先行研究では見落とされがちであった「早婚」について、世代間連鎖の視点から、その実態とメカニズムを検討した。分析に際しては、「大規模回顧調査による家族形成期のパネルデータ分析」プロジェクト（研究代表 保田時男）が調査主体となり実施した「家族に関する振り返り調査」の個票データを用いた。

分析の結果、親が早婚であった場合には、その子どもも早婚となる確率が高まるという、世代間連鎖の存在が示唆された。世代間連鎖のメカニズムとしては、以下の過程が導出された。親の早婚は15歳時の貧困リスクを高め、さらに、その結果として、子の教育達成が低くなるという、ライフコース初期過程における累積された不利によって早婚が世代間で再生産される。妊娠も早婚確率を高める大きな要因であったが、若年期での妊娠の背景には、部分的ではあるものの、親の早婚を出発点とした生育環境（家庭環境）と教育達成における不利の累積経験が存在していることも明らかとなった。

早婚、それ自体は問題ではないが、さまざまな不利の累積経験の帰結として早婚の世代間連鎖が発現しているとすれば、支援施策が必要とされる社会的問題といえるだろう。

キーワード：初婚タイミング、早婚、世代間連鎖、離散時間ロジットモデル、大規模回顧調査

1. はじめに

現代日本社会において少子高齢化は急速に進展し、社会的な関心も高まっている。少子化の主要な要因としては、未婚化（非婚化）および晩婚化の影響が指摘されている。国勢調査によると、50歳時点での未婚者割合により操作的に定義される生涯未婚率は、1980年時点で男性が2.6%、女性が4.5%であったが、1990年以降は男女ともに上昇傾向にあり、最新の2020年調査¹では男性で28.3%、女性で17.8%となっている（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。さらに、一般的に「結婚適齢期」と呼ばれる25～29歳の未婚率についても、1980年時点で男性が55.2%、女性が24.0%であったのに対して、2020年時点では男性が76.4%、女性が65.8%へと上昇し、同様に、30～34歳の未婚率についても、1980年時点で男性が21.5%、女性が9.1%であったものが、2020年時点では男性が51.8%、女性が38.5%へと上昇している（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。

このような日本社会の状況を背景に、結婚行動に関する実証的研究は社会学、経済学、人口学といった複数の社会科学分野で積極的に展開され、知見の蓄積が確実に進んでいる。

¹ 集計結果（原数値）に含まれる「不詳」を按分等によって補完した「不詳補完値」にもとづいている。

たとえば、佐々木（2012）は、男性に関しては20歳以降に非正規雇用であると結婚確率が顕著に低下し、女性に関しても20代後半から非正規雇用であると結婚しにくい傾向にあることを明らかにした。麦山（2017）は、雇用形態のほかに職種と企業規模を考慮した分析を行った結果、男女ともに非正規雇用として就業し続けた場合には結婚に至りにくいこと、さらに、男性は雇用形態のほかに大企業での就業が結婚を促し、女性は雇用形態のほかに専門職であることが結婚を促すことを報告している。脇田（2018）は、若年者になるほど男女ともに未婚と不安定雇用の結びつきが強まり未婚者の貧困リスクが高まっていることを指摘している。松田（2023）は、理想とする子ども数に着目し、男性の場合は理想子ども数が多いほど結婚確率が高まり、女性の場合も理想子ども数が1人以上であると0人と比べて結婚確率が高まることから、若者が子どもを持ちたいと思えるような子育て支援の充実を提言している。

これらの研究は未婚化（非婚化）・晩婚化の背景を理解するうえで重要な視座を提供するが、結婚行動の総体を把握するにはライフコースの早期に結婚を選択する人々、いわゆる、早婚現象についても検討する必要があるだろう。

しかしながら、日本社会を対象として早婚に分析の焦点をあわせた研究は、管見の限り、きわめて限定される。これは、図1からも明らかなように、初婚件数全体に占める早婚の構成割合が、1970年以降、男女ともに5%未満にとどまっていることも影響しているものと思われる。早婚に関する数少ない先行研究としては、渡辺（2021）、永井（2022）が存在する。渡辺（2021）は、親の離婚によって子の早婚が促進されること、親の離婚が子の初婚タイミングを早める効果の一部は15歳時の暮らし向きの悪さや教育年数の短さといった経済的剥奪を媒介している一方、中学生時の親からの関与不足といった関係的剥奪それ自体では親の離婚の効果が説明できないことを示した。永井（2022）も、親が離婚を経験している場合に、子は結婚前に同棲する傾向があり、早婚の傾向も高まることを確認している。



図1：初婚年齢19歳以下の件数と構成割合の推移

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」2023年版改訂版をもとに筆者作成

また、吉武（2019）は離婚の世代間連鎖を実証し、部分的ではあるものの、親の離婚経験の効果は子の低い教育達成と早婚によって媒介されるという、世代間連鎖のメカニズムを明らかにした。世代間連鎖については、離婚と同様に、早婚についても、親子間で再生産される可能性が高いことを米国の先行研究によって確認されている（Uecker and Stokes 2008）。そこで、本稿では、この世代間連鎖という視点を採用し、早婚という結婚行動にアプローチすることを試みる。

本稿の構成は、以下のとおりである。第 2 節では、本稿の分析で使用する個票データの概要と各変数の処理方法について説明する。続く、第 3 節では、記述的な分析をとおして、親の早婚と生育環境（家庭環境）、教育達成の関連性を概観し、その後、親の早婚、生育環境（家庭環境）、教育達成の違いにより未婚率の推移がどのように異なっているのかを確認する。次に、第 4 節では、第 3 節の記述的分析の結果にもとづき、多変量解析を実行し、早婚の世代間連鎖とそのメカニズムを検討してみたい。最後に、第 5 節では、分析により得られた知見を総括したうえで、その意味するところを考察する。

2. データと変数

2-1. データ

本稿で分析に用いるのは、「大規模回顧調査による家族形成期のパネルデータ分析」プロジェクト（研究代表 保田時男）が調査主体となって実施された「家族に関する振り返り調査」の個票データである。

本調査は、2021 年 12 月 31 日時点で満 35 歳から 49 歳（1972 年～1986 年生まれ）の男女を対象に 2022 年 2 月から 3 月に郵送法（郵送配布・郵送回収）で実施された。層化二段抽出法により日本全国 254 地点から 7620 人のサンプルを抽出し、最終的な有効回収数は 3327 人、回収率は 43.7% である。本調査の特徴は、15 歳時から調査時まで数十年間の家族に関する経験・意識の変化を年表形式で収集している点にある。調査項目は、恋愛、同棲、結婚、出産などのライフイベントだけでなく、父母との関係性、子育て意識の変化など青年期から家族形成期の状況をとらえることが可能な構成となっている。調査票のレイアウトや調査設計の詳細については、保田（2024）を参考のこと。

本稿では、データをパーソン・イヤー形式に変換したうえで分析に用いる。分析対象は、18 歳から調査時年齢までのパーソン・イヤーとする。今回の分析で使用するデータは 18 歳時に未婚である個人が初婚を経験するまで、または、未婚のまま調査時年齢（観察終了時点）まで到達したデータとなる。したがって、女性かつ 18 歳未満で初婚を経験したケース（3 ケース）は分析対象から除外している。さらに、分析で使用する変数に欠損がある場合も対象から除外している。

2-2. 従属変数

従属変数は未婚である個人が初めて結婚を経験すること、すなわち、初婚イベント生起

の有無をあらわすダミー変数である。具体的には、パーソン・イヤーにおいて、ある年齢で初婚イベントが生起（経験）された場合に1、生起（経験）されていない場合に0となるように処理している。表1にも整理されているように、本稿で用いる分析データにおける初婚イベントの生起数は2054であり、男性の75.6%（879ケース）、女性の81.8%（1175ケース）が調査時点（観察終了時）までに初婚を経験している。

表1：従属変数の記述統計

初婚の生起	観察数	%	初婚の経験率	度数	%
有	2054	5.6	男性	879	75.6
無	34556	94.4	女性	1175	81.8
合計	36610	100.0	合計	2054	79.0

2-3. 独立変数

本稿では、早婚の世代間連鎖とそのメカニズムを検証するため、生育環境（家庭環境）と初婚タイミングの関連性に着目して分析を展開する。そこで、渡辺（2021）、永井（2022）などの先行研究を踏まえ、親の早婚、親の離婚、15歳時の経済状況、本人学歴、子どもの誕生の5項目を独立変数として選定した。

以下では、変数の処理方法について示す。親の早婚については、父親ないしは母親が20歳以下で結婚していた場合に早婚と操作的に定義し、該当していた（早婚であった）場合に1、非該当（非早婚）であった場合に0とするダミー変数である。親の離婚については、親の離婚を経験していた場合を1、経験していなかった場合を0とするダミー変数である。15歳時の経済状況は15歳時点での経済的なゆとりについて「苦しかった」と回答していた場合に貧困、「どちらかといえば苦しかった」「ふつう」「どちらかといえばゆとりがあった」「ゆとりがあった」と回答していた場合に非貧困と操作的に定義し、貧困を1、非貧困を0とするダミー変数である。本人学歴は、「義務教育（中学校）」「中等教育（高校）」「高等教育（専門学校、短大・高専、大学（四年制）、大学院・六年制大学）」の3カテゴリーに整理したうえで用いる。子どもの誕生は、子どもに関するライフイベント経験²のうち、「子どもが生まれた（実子）」を経験していた場合に1、経験していなかった場合に0とするダミー変数である。なお、子どもの誕生は、独立変数のなかで、唯一、年齢（時間）の経過によって回答が変化する時間依存共変量である。

続いて、統制変数とその処理方法について示す。本稿で用いる統制変数は、性別、出生コーホート、父親学歴の3項目である。性別は男性を基準カテゴリー（=0）として、女性を1とするダミー変数である。出生コーホートは、出生年の回答情報をもとに、「1972-76

² 分析に用いた「家族に関する振り返り調査」では、「子どもが生まれた（実子）」のほかに、「養子や連れ子ができた」「子どもが流産・死産した」「ほかの理由で子どもが亡くなった」「あなた自身が産休・育休を取った」「配偶者の方が産休・育休を取った」の計6項目について、15歳時から調査時点までの経験の有無を尋ねている。

年生」、「1977-81年生」、「1982-86年生」の3カテゴリーに区分した。父親学歴については、本人学歴と同様、「義務教育（中学校）」「中等教育（高校）」「高等教育（専門学校、短大・高専、大学（四年制）、大学院・六年制大学）」の3カテゴリーのほかに、「不明・父親不在」を追加した4カテゴリーとする。

なお、独立変数ならびに統制変数各項目の記述統計は表2、表3に掲載している。

表2：独立変数の記述統計

親の早婚	度数	%	親の離婚	度数	%
非該当	2325	89.5	非該当	2314	89.0
該当	274	10.5	該当	285	11.0
合計	2599	100.0	合計	2599	100.0

15歳時の経済状況	度数	%	本人学歴	度数	%
非貧困	2426	93.3	義務教育	34	1.3
貧困	173	6.7	中等教育	671	25.8
合計	2599	100.0	高等教育	1894	72.9
			合計	2599	100.0

子どもの誕生	観察数	%
非該当	36250	99.0
該当	360	1.0
合計	36610	100.0

表3：統制変数の記述統計

性別	度数	%	出生コーホート	度数	%
男性	1162	44.7	1972-76	1027	39.5
女性	1437	55.3	1977-81	843	32.4
合計	2599	100.0	1982-86	729	28.1
			合計	2599	100.0

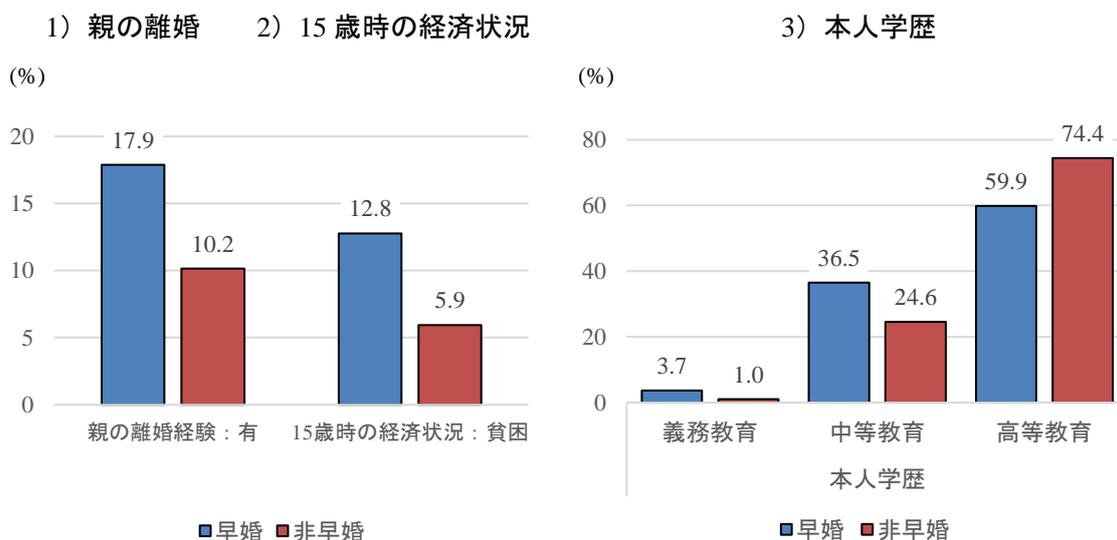
父親学歴	度数	%
義務教育	471	18.1
中等教育	1143	44.0
高等教育	821	31.6
不明・父親不在	164	6.3
合計	2599	100.0

3. 記述的分析

はじめに、本稿の分析の基軸となる独立変数である親の早婚と他の独立変数（親の離婚、15歳時の経済状況、本人学歴）の関連性について確認してみたい。図2は親の早婚の有無別に親の離婚率、15歳時の経済状況（貧困率）、本人学歴について集計した結果である。

まず、親の離婚率については、親が早婚であった場合には17.9%であったのに対して、親が非早婚であった場合には10.2%にとどまり、統計的にも有意な差が認められた。15歳時の経済状況についても、親が早婚であった方が貧困率は高く、統計的にも有意であった。本人学歴については、親が早婚であった者は非早婚であった者と比較して高等教育の割合が低い一方、義務教育と中等教育の割合が高い。

これらの結果を踏まえると、親が早婚であった場合には、親の離婚率、15歳時の貧困率が高まり、子（回答者本人）の学歴については高等教育への進学機会が制限される傾向にあるものと推察される。



親の離婚 : $\chi^2 = 14.230^{***}$

本人学歴 : $\chi^2 = 33.490^{***}$ (a)

15歳時の経済状況 : $\chi^2 = 17.363^{***}$

*** p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10 (a) 1セルの期待度数が5未満のため参考値

図2：親の早婚の有無別にみた親の離婚（経験率）・15歳時の経済状況（貧困率）・本人学歴

次に、親の早婚、離婚経験の有無や15歳時の経済状況、子（回答者本人）の学歴の相違によって、初婚タイミングがどの程度異なっているのかを確認してみよう。図3は、18歳から40歳までの未婚率の推移を整理したものである。

親の早婚の有無による未婚率の差異に注目してみると、親が早婚であった者は非早婚であった者に比べて、18歳から40歳まで一貫して未婚率が低いが、特に20代前半から中盤にかけて、その差が拡大する傾向にある。親の離婚経験の有無がもたらす相違については、

親の離婚経験者の方が非経験者よりも 20 代は未婚率が低い一方、30 代に入ると離婚経験の有無による差はほぼ消失する。同様に、15 歳時の経済状況についても、貧困家庭出身の方が 20 代は未婚率が低いが、30 歳以降では、経済状況による差はほとんど認められない。子（回答者本人）の学歴については、20 代のうちは高等教育がもっとも未婚率が高く、中等教育、義務教育の順に未婚率は低下する。しかし、30 代になると高等教育と中等教育の間に存在した未婚率の差が縮小し、その差はみられなくなる。義務教育についてはケース数が限定されることも影響していると思われるが、18 歳から 25 歳にかけては、高等教育、中等教育と比較して急激に未婚率が減少していき、その後は未婚率に変化は認められない。

また、親の早婚、親の離婚、15 歳時の経済状況のグラフを比較してみると、親が早婚であった場合と親の離婚経験者、貧困家庭出身者の未婚率の推移は、おおむね類似の傾向を示していることを確認できる。この結果は、親の早婚が子の初婚タイミングに与える影響（効果）は親の離婚と 15 歳時の経済状況を媒介している可能性があることを示唆している。

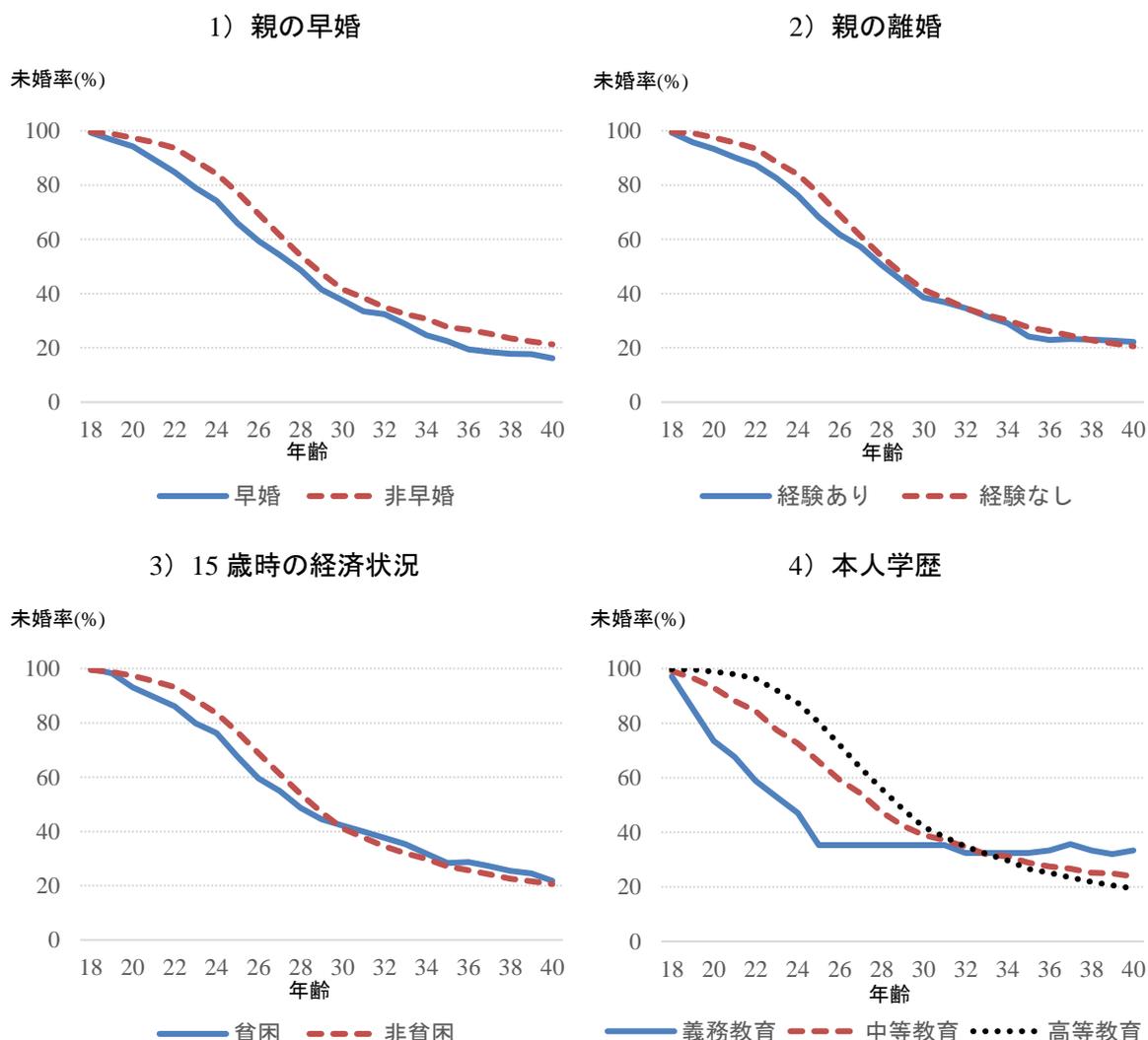


図 3：親の早婚・親の離婚・15 歳時の経済状況・本人学歴別にみた未婚率の推移

4. 多変量解析

4-1. 方法

本稿で採用する手法はイベント・ヒストリー分析の一種である離散時間ロジットモデルである。このモデルでは未婚者と既婚者、双方の情報を同時に分析に組み込むことが可能であるため、どのようなタイミングで未婚から結婚への移行（生起）が生じているのかを適切に推定できる点がメリットである（佐々木 2012）。さらに、経時的に回答（値）が変化する時間依存性の独立変数³を分析に組み込むことができる点も、このモデルを採用する理由である⁴。

今回の分析におけるリスクセットは未婚者であり、未婚から初婚への移行をイベントの発生とみなす。初婚イベントが発生した時点でリスクセットから除外され、未婚のまま調査時年齢（観察終了時点）に到達した場合は打ち切り（センサリング）となる。イベントのリスク開始年齢（時間）は 18 歳に設定し、渡辺（2021）に倣い、20 歳時点でリスク経過時間が 0 となるように中心化（センタリング）処理を行ったリスク経過時間 T を用いる。このリスク経過時間 T と独立変数の交互作用を分析モデルに投入することによって、独立変数の初婚への影響（効果）を 20 歳時点での影響（効果）として解釈することができる（渡辺 2021）。

なお、本稿では分析にあたって、男女でサンプルを分割していない。これは家庭環境が初婚タイミングに及ぼす影響（効果）が男女間で異なると想定しないためである⁵。くわえて、今回の分析ではロバスト標準誤差を用いて推定を行っている。また、分析は汎用統計解析ソフトウェア Stata にて実行した。

4-2. 結果

表 2 は、初婚イベント生起を従属変数とした離散時間ロジットモデルの推定結果を示したものである。model 1 では、性別、出生コーホート、父親学歴を統制変数として投入したうえで、親の早婚の効果を検討している。はじめに、初婚のリスク時間経過（ T ）とその二乗項（ T^2 ）の効果を確認すると、年齢を経るごとに結婚イベントの生起（経験）確率は高まるが、その上昇効果は一定ではなく、ある年齢を境として下降に転じることが示されている。この結果は、佐々木（2012）と整合的である。続いて親の早婚の効果に注目すると、回帰係数の値（0.404）は正に有意である。この結果は、親が早婚であった場合には子どもの 20 歳時点での結婚確率が高まることを意味している（オッズ比では 1.497 倍）。また、リスク時間経過（ T ）との交互作用項は、10%水準ではあるものの、有意に負の値（-0.028）を示している。これは、年齢の経過とともに親の早婚が子どもの結婚に及ぼす影響（効果）は減少することをあらわしている。

³ 本稿の場合では、「子どもが生まれた（実子）」が時間依存性の独立変数となる。

⁴ イベント・ヒストリー分析の詳細については、Allison（2014）を参考のこと。

⁵ 分析結果の提示は省略するが、男女別に分析を行った場合にも、おおむね推定結果に性別による相違がないことを確認できている。

次に、親の離婚経験を追加した model 2 の結果をみていこう。表 2 によると、親の離婚とリスク時間経過 (T) との交互作用項はともに統計的に有意ではない。記述的な分析では、親の離婚経験は子の結婚タイミングを早める効果が認められたが、多変量解析により諸条件 (変数) を統制した後は、統計的に有意な効果 (p 値=0.123) を保持していなかった。ただし、親の離婚の回帰係数は正の値 (0.226) を示しており、記述的分析の結果と矛盾しない。くわえて、model 1 と比較して親の早婚の回帰係数の絶対値が減少していることから、親の早婚が子の早婚を促す効果の一部は、親の離婚を媒介することで生じている可能性がある。

model 3 では、独立変数に 15 歳時の経済状況を追加した。15 歳時の経済状況が貧困であったことを示す貧困ダミーは正の値 (0.386) を、貧困ダミーとリスク時間経過 (T) の交互作用項は負の値 (-0.054) をとり、いずれも統計的に有意である。この結果は、15 歳時の経済状況が貧困であった場合には子どもが早婚となる確率を高めるが (オッズ比では 1.471 倍)、15 歳時の経済状況が子どもの結婚に与える効果 (影響) は加齢とともに弱まることを示している。さらに、model 2 から引き続き、親の早婚の回帰係数の絶対値が減少している。この結果は、親の早婚が子の早婚を促進する効果の一部は 15 歳時の経済状況によって説明できることを示唆しており、渡辺 (2021) の知見とも一致する。

続けて、model 4 では、本人学歴を独立変数に追加している。表 2 から確認できるように中等教育を基準とした義務教育ダミー、高等教育ダミー、さらに、各教育レベルとリスク時間経過 (T) との交互作用項はすべて統計的に有意である。本人学歴が中等教育の場合と比較して義務教育の場合には早婚となる確率が高まるのに対して (オッズ比では 4.167 倍)、高等教育の場合には早婚となる確率が低下する (オッズ比では 0.562 倍)。くわえて、学歴が結婚に及ぼす効果 (影響) は年齢が高まるにつれて逡減する。さらに、本人学歴を追加したことで、親の早婚と 15 歳時の経済状況の回帰係数の絶対値は大きく減少し、いずれも統計的に有意ではなくなる。この結果は、親の早婚と 15 歳時の経済状況が初婚経験確率に対してもつ効果は、本人学歴によって媒介されていることを物語っている。

最後に、model 5 では、独立変数に子どもの誕生を追加で投入した。なお、繰り返しになるが、子どもの誕生ダミーは時間依存性の独立変数である。表 2 によると、子どもの誕生ダミーとリスク時間経過 (T) との交互作用項は、どちらも統計的に有意な効果を示している。子どもが誕生、すなわち、妊娠が発覚した場合には、早婚となる確率が大幅に高まる (オッズ比では 798.9 倍)。この結果は、日本社会における出産 (妊娠) と結婚の結びつきの強さ、いわゆる、嫡出規範の堅牢性を反映している。ただし、子どもの誕生 (妊娠) が結婚行動に与える効果 (影響) の度合いは、年齢の経過により減少する。また、子どもの誕生ダミーをモデルに追加したことによって、本人学歴の回帰係数の絶対値は減少している。この結果は、本人学歴と、本人学歴を経由して親の早婚と 15 歳時の経済状況が初婚経験確率に対してもつ効果の一部は、子どもの誕生 (妊娠) によって説明されることを示唆している。

表 2：初婚イベント生起を従属変数とする離散時間ロジットモデルの推定結果

	model 1		model 2		model 3		model 4		model 5	
	b	Exp(b)								
初婚のリスク経過時間 (20歳で中心化)										
T	0.417	1.517 ***	0.419	1.520 ***	0.422	1.526 ***	0.374	1.454 ***	0.413	1.512 ***
T2	-0.018	0.982 ***	-0.018	0.982 ***	-0.018	0.982 ***	-0.019	0.981 ***	-0.020	0.980 ***
親の早婚										
非該当 = 基準										
該当	0.404	1.497 **	0.389	1.475 **	0.358	1.431 *	0.228	1.256	0.165	1.179
該当×T	-0.028	0.973 †	-0.027	0.974	-0.022	0.978	-0.005	0.995	-0.007	0.993
親の離婚										
非該当 = 基準										
該当			0.226	1.254	0.172	1.187	-0.007	0.993	-0.156	0.855
該当×T			-0.017	0.983	-0.010	0.990	0.013	1.013	0.018	1.019
15歳時の経済状況										
非貧困 = 基準										
貧困					0.386	1.471 *	0.183	1.201	0.142	1.153
貧困×T					-0.054	0.947 *	-0.029	0.971	-0.022	0.978
本人学歴										
義務教育							1.427	4.167 ***	1.300	3.670 **
中等教育 = 基準										
高等教育							-0.731	0.481 ***	-0.577	0.562 ***
義務教育×T							-0.288	0.750 ***	-0.282	0.754 ***
中等教育×T = 基準										
高等教育×T							0.086	1.090 ***	0.072	1.075 ***
子どもの誕生										
非該当 = 基準										
該当									6.683	798.9 ***
該当×T									-0.128	0.880 ***
性別										
男性 = 基準										
女性	0.689	1.992 ***	0.684	1.982 ***	0.690	1.994 ***	0.731	2.078 ***	0.766	2.151 ***
女性×T	-0.040	0.961	-0.039	0.962	-0.039	0.961	-0.044	0.957	-0.050	0.951
女性×T2	-0.001	0.999	-0.001	0.999	-0.001	0.999	-0.001	0.999	0.000	1.000
出生コーホート										
1972-76 = 基準										
1977-81	-0.001	0.999	-0.004	0.996	-0.005	0.995	-0.002	0.998	0.009	1.009
1982-86	-0.088	0.915	-0.094	0.910	-0.091	0.913	-0.096	0.909 †	-0.137	0.872 *
父親学歴										
義務教育	-0.107	0.899	-0.107	0.899	-0.098	0.907	-0.108	0.898	-0.130	0.878 †
中等教育 = 基準										
高等教育	-0.225	0.798 ***	-0.222	0.801 ***	-0.220	0.803 ***	-0.216	0.806 ***	-0.216	0.806 ***
不明・父親不在	-0.008	0.992	-0.016	0.984	-0.012	0.988	-0.022	0.979	0.040	1.040
切片										
Log pseudolikelihood	-4.396	0.012 ***	-4.416	0.012 ***	-4.442	0.012 ***	-3.967	0.019 ***	-4.408	0.012 ***
X2		868.9 ***		880.0 ***		882.3 ***		948.9 ***		1338.3 ***
Pseudo R2		0.074		0.074		0.075		0.081		0.192
N of observation		36610		36610		36610		36610		36610

*** p<.001 **p<.01 *p<.05 †p<.10

今回の多変量解析の結果をまとめると、親が早婚である場合には、子も早婚を経験する確率が高まるという「早婚の世代間連鎖」が確認された。早婚の世代間連鎖のメカニズムについては、図4のように整理できる。親の早婚を起点に15歳時の貧困リスクが高まり、さらに、その結果として、子の教育達成が低くなるという、ライフコース初期過程での累積された不利によって早婚が世代間で再生産される。あわせて、妊娠は早婚確率を高める大きな要因であったが、若年期での妊娠の背景の一部には、親の早婚を出発点とした生育環境（家庭環境）と教育達成における不利の累積経験が存在していることも明らかとなった。

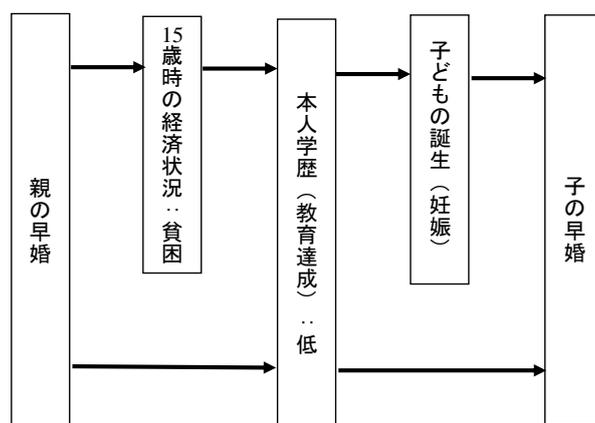


図4：早婚の世代間連鎖メカニズム

5. まとめと今後の課題

本稿の目的は、先行研究で見落とされがちであった早婚に焦点をあわせ、そのプロセスを把握することにあつた。分析にあたっては、世代間連鎖という視点から検証を進めた。ここでは、今回の分析によって得られた知見を整理する。

まず、記述的な分析からは、親が早婚であると、親の離婚率と15歳時の貧困率が高まる一方、子の高等教育進学率は低下することが確認された。さらに未婚率の推移の比較から、子の初婚タイミングに対して親の早婚が及ぼす影響は、親の離婚と15歳時の経済状況によって媒介されている可能性が示唆された。

次に、多変量解析の結果、親が早婚である場合には子の早婚が促進されるという「早婚の世代間連鎖」を確認することができた。親から子へと早婚が再生産されるプロセスとしては、15歳時の貧困リスクと教育達成の低さが媒介要因となっていた。具体的には、親が早婚である場合に15歳時の貧困リスクが高まり、さらに、その帰結として子の教育達成が低くなるという、ライフコース初期で経験された不利の累積により早婚が世代間で再生産される。妊娠は早婚を促す大きな要因であったが、若年期で妊娠へといたる背景の一部には親の早婚から始まる生育環境（家庭環境）と教育達成での累積的な不利の形成があつた。また、記述的分析により媒介関係が示唆された親の離婚は統計的に有意な効果をもってい

なかった。

早婚、それ自体は問題ではないが、さまざまな不利の累積経験の帰結として早婚の世代間連鎖が発現しているとするならば、それは支援施策が必要とされる社会的問題といえるだろう。たとえば、若年子育て世帯を対象とした社会手当の拡充や就業支援の強化は貧困リスクの低下に寄与するだろう。また、政府（文部科学省 2024）が掲げる若年親やひとり親家庭などの困難を抱えている世帯の子どもに対する就学前から高等教育段階までの切れ目のない生活・学習支援の強化は、教育達成の格差を是正するうえでの有効な支援施策として期待できるだろう。

最後に、今後の研究につなげるため、残された課題について触れておく。第1点目としては、本稿の分析で用いた「家族に関する振り返り調査」の対象者は1972年から1986年生まれに限定されていたため、世代間比較により早婚にいたるプロセスの歴史的变化を把握することはできなかった。第2点目としては、データの制約から親子関係を分析モデルに組み込むことは見送らざるを得なかった。渡辺（2021）の先行研究からも、中学生時の親からの関与不足が短い教育年数を経由し早婚を促すことが確認されており、親子関係は早婚の世代間連鎖について理解するうえで重要なファクターとなっているものと想定される。このように、早婚の世代間連鎖とそのメカニズムの実態を解明するには、検討すべき論点が数多く残されている。

文献

- Allison, Paul D., 2014, *Event History and Survival Analysis: Second Edition*, Sage. (福田亘孝訳, 2021, 『イベント・ヒストリー分析』共立出版.)
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2023, 「人口統計資料集 (2023年改訂版)」(2024年3月20日取得, <https://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2023RE.asp?chap=0>).
- 松田茂樹, 2023, 「理想子ども数が未婚者の初婚タイミングに与える効果」『人口学研究』J-STAGE 早期公開 (2024年3月20日取得, https://www.jstage.jst.go.jp/article/jps/advpub/0/advpub_2401001/_pdf/-char/ja).
- 文部科学省, 2024, 「子供の貧困対策の推進」(2024年4月14日取得, https://www.mext.go.jp/a_menu/shougai/kodomo-hinkontaisaku/index.htm).
- 麦山亮太, 2017, 「職業経歴と結婚への移行-雇用形態・職種・企業規模と地位変化の効果における男女差-」『家族社会学研究』29(2): 129-141.
- 永井暁子. 2022. 「親の離婚が子どもの家族形成に与える影響」日本女子大学社会福祉学会『社会福祉』62: 87-100.
- 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): 152-164.
- Uecker, J. E. and Stokes, C. E. 2008, "Early marriage in the United States," *Journal of Marriage and Family*, 70(4):835-846.

- 脇田彩, 2018, 「未婚者の社会階層の特徴とその変遷-結婚への移行のイベントヒストリー分析を中心に-」 森山智彦編『2015年SSM調査報告書7 労働市場2』2015年社会階層と社会移動調査研究会, 153-167.
- 渡辺泰正, 2021, 「親の離婚が子どもの初婚タイミングに及ぼす影響とそのメカニズム」『理論と方法』36(1): 30-47.
- 保田時男, 2024, 『家族に関する振り返り調査 調査報告書』関西大学社会学部 保田時男研究室 (2024年3月20日取得,
https://www2.itc.kansai-u.ac.jp/~tyasuda/files/survey/retro2022_codebook.pdf).
- 吉武理大, 2019, 「離婚の世代間連鎖とそのメカニズム-格差の再生産の視点から-」70(1): 27-42.

謝辞

本研究は日本学術振興会 (JSPS) 科学研究費補助金 19H00615 「大規模回顧調査による家族形成期のパネルデータ分析」(代表: 保田時男) の助成を受けたものです。