

家族形成に関する実証研究

朝井友紀子 佐藤博樹 田中慶子 筒井淳也
中村真由美 永井暁子 水落正明 三輪哲

SSJDA - 37

March 2007

家族形成に関する実証研究

目次

第1章	なぜ「パートナーに出会えない」のか？ 出会いを可能とする要因・阻害する要因	1	佐藤博樹・中村真由美
第2章	日本における初婚のイベントヒストリー分析 周囲の社会経済状況が初婚に及ぼす影響	12	朝井友紀子
第3章	若年時の正規就業は結婚を早めるか？	32	水落正明
第4章	若年層の家族意識は「保守化」しているのか JGSSとNFRJによる意識構造・規定要因の比較	45	田中慶子
第5章	少子化と結婚 きょうだい数の減少の及ぼす影響	59	筒井淳也
第6章	日本における学歴同類婚趨勢の再検討	81	三輪 哲

まえがき

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターで毎年行っている二次分析研究会 2006（2006年5月～2006年3月）の成果を、ワーキングペーパーとして取りまとめたものである。

二次分析研究会 2006 テーマ B では、「家族形成に関する実証研究」を研究会のテーマとした。近年、少子化への関心は高く、少子化の原因とされている非婚化、晩婚化など、婚姻行動についても研究熱が高まっている。この研究会では、結婚についてそれぞれのメンバーの関心をいかし、さまざまな角度から研究を行ってきた。

この研究会では、約 1 年を通じた研究会の中で、二次分析の目的にそう研究を行うことに留意してきた。二次分析の第一の目的は、寄託していただいたデータを新たな視点から分析を行うことであり、第二の目的は第三者による分析結果の検証が可能になるという点にある。第一の目的に照らした研究論文は、第 1 章、第 2 章、第 4 章が該当している。第 1 章では、2005 年に経済産業省の「少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会」（座長：佐藤博樹）が行った「未婚者アンケート調査」を、新たな視点からの分析がなされた。「未婚者アンケート調査」データは近いうちに SSJDA に寄託され公開予定である。第 2 章では初婚タイミングについて、第 4 章ではきょうだい数の減少と結婚との関係について「日本版 General Social Survey (JGSS)」を用いた分析がなされている。

この研究会では第二の目的に照らし、複数のデータを同一テーマに用い、分析結果の比較を各執筆者が行った。第 3 章では正規就業と婚姻の関係について、「全国家族調査(NFRJ) 98」と「社会階層と社会移動調査(SSM95)」を、「日本版 General Social Survey (JGSS)」で得た分析結果との比較を、第 5 章では家族意識の変動について全国家族調査(NFRJ98・NFRJ03)」と「日本版 General Social Survey (JGSS) 200-2003」による比較を行っている。第 6 章では、学歴同類婚について「社会階層と社会移動調査(SSM)」、「日本版 General Social Survey (JGSS)」,そして「全国家族調査(NFRJ)」の各シリーズを用いた大規模合併データファイルの分析が試みられた。

ここにまとめた報告書は、二次分析の有用性があらわれた論文ばかりである。このような研究ができるのは、ひとえにデータ寄託者の貢献によるものであり。また、この研究会は株式会社オーエムエムジー（代表取締役社長大内邦春）の奨学寄附金により運営することができたことにある。貴重なコメントを下さった西野理子氏(東洋大学)、福田節也氏(明治大学)、岩澤美帆氏(国立社会保障・人口問題研究所)、データの寄託者の方々とともに、オーエムエムジーに対して、ここに感謝の意を表したい。

2007年3月30日

二次分析研究会 2006 テーマ B 担当
佐藤博樹・永井暁子

<二次分析研究会 2006 B 家族形成に関する実証研究 参加者（五十音順）>

朝井友紀子 慶應義塾大学経済学研究科 修士課程

田中慶子 東京都立大学大学院 社会科学研究科 博士課程

筒井淳也 立命館大学 産業社会学部 助教授

中村真由美 お茶の水女子大学 COE 研究員

水落正明 三重大学 人文学部 助教授

三輪 哲 東京大学 社会科学研究所 助教授

アドバイザー

佐藤博樹 東京大学 社会科学研究所 教授

永井暁子 東京大学 社会科学研究所 助教授

注： 所属・職名は 2007 年 3 月現在

第1章 なぜ「パートナーに出会えない」のか？ 出会いを可能とする要因・阻害する要因

佐藤博樹
中村真由美

1. はじめに

近年の少子化の要因の一つとして晩婚化・未婚化への社会的な関心が集まっている。日本は、婚外出生率が低い社会であり、出産可能な世代の晩婚化・未婚化が、出生率低下につながっていることが背景にある¹。本稿では、未婚化・晩婚化の要因のひとつとして、結婚の前段階としての「恋愛」の成立に焦点をあてる。なぜなら結婚していない男女の大半は、それ以前に、恋愛関係にも至っていないという傾向があるからである²。ちなみに、未婚者の大多数は、結婚を希望しているにもかかわらず、未婚にとどまっている理由として、「適当な相手にめぐり合わない」ことを指摘する者が多いことが明らかになっている³。つまり、未婚化・晩婚化を改善するためには、まず「恋人との出会い」を阻害している要因を明らかにし、それを取り除くことが必要となる。

本稿は20代の未婚者男女に焦点をあて、どのような要因が恋愛から遠くさせるのかを検証する。特に、経済的要因、出会いの経路、対人関係支援資源等に焦点をあてる。

2. 分析枠組み

本節では、結婚を妨げる要因に関する先行研究を概観する。岩澤・三田(2005)の整理によれば、結婚率の低下の原因は、需要側と供給側の2つ要因による説明に大きく分類することができる。需要側要因による説明では、結婚のコスト(機会費用を含めた)が高まり、一方で結婚の便益が減ったために、結婚率が低下することになる(Becker 1973; 樋口・阿部 1999 など)。

たとえばBecker(1973)の流れをくむ「女性の自立仮説」によれば、結婚の利点は労働と家事の分業にあり、一方に特化することで効率が上がると考える。女性は子を産む性であるため、育児と共に主に家事を担い、男性は労働を担うことが多かった。しかし、女性の学歴が高くなり、雇用機会が増大し、非労働力化することの機会費用が増える一方で、男性の家事分担が少ない場合には、女性が家事および労働の双方を担うことになり、結婚す

¹ たとえば、総務省統計局「国勢調査」によると、1970年には、25-29歳の女性の18.1%と30-34歳の男性の11.6%が未婚だったのに、2005年にはそれぞれ59.9%と47.7%が未婚となっている。また、少子化と未婚化の関係に関しては、社会保障審議会人口の変化に関する特別部会(2007)を参照されたい。

² 18歳から34歳の未婚者のうち、恋人だけでなく、友人を含めて、「交際している異性がない」者の比率は、男性で52.8%で、女性で40.3%にもなる。国立社会保障・人口問題研究所「第12回・出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)独身者調査」(2002年実施)。

³ 国立社会保障・人口問題研究所「第12回・出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)独身者調査」(2002年実施)

ることによる分業の利点がなくなってしまう。そのため、女性にとって結婚がそれほど魅力的でなくなるとする(加藤 2004)。

ただし、実際には、女性の学歴や就業率が上がっても、結婚したいと希望する者の割合はそれほど下がっていない⁵。必ずしも、結婚への需要が激減したから、結婚率が下がっている訳ではないのである。また、Beckerの説によれば、高学歴女性ほど、労働市場における市場価値が高いので、結婚の利益や意欲が低くなるはずであるが、実際には、高学歴女性は20代前半では、結婚率が低くなるものの、その後は結婚率は逆に高くなるために、最終的には結婚率は他のグループよりも低くなるとはいえない(加藤 2004)。つまり、「女性の自立仮説」では、結婚率の低下の説明は十分にはつかないということになる。

一方、供給側要因による説明は、結婚相手の供給低下が結婚率低下の原因だとする(Glick et al. 1963; Oppenheimer 1988; Schoen 2003 など)。戦争などにより、結婚適齢期の男女の性別構成比に差がある場合や、結婚相手として望ましい特性を持つ異性の供給が少ない場合に、結婚率が下がるとする。この説明で特に注目されるのが、経済状況要因である。

たとえば、Oppenheimer(1988)の「つりあい婚仮説」によれば、結婚のマッチングの際に、将来の経済的な展望が不明瞭な場合には、男女は結婚の時期を先延ばしにするという。男女は、容姿、性格、性的魅力、価値観、学歴、職業など幅広い希望条件に基づいて、結婚相手を探索するが、これらの希望条件に合致する特性を持つ者の分布には偏りがあり、探索には時間がかかることになる。特に不況などにより、なかなか安定した就業機会に従事できない場合などでは、将来の経済的な展望に不確実性が増えるので、探索期間が延び、結婚を先延ばしにし、人口全体の結婚率も下がるとする。

上記の需要側及び供給側からの結婚率低下の説明に加え、さらにもうひとつの流れとして、需要と供給をつなぐ「経路」に問題があるとする研究がある。結婚率の低下を、「男女の出会いの経路」の変化に求めるのである。岩澤・三田(2005)は、過去30年間における日本人の初婚率の低下分の9割は、「職縁結婚(仕事を通じた出会いによる結婚)」と見合い結婚の減少によって説明できるとする。高度経済成長期においては、上司が部下の結婚の相手を紹介することが一般的な慣行であった。また、企業は、自社の男性社員の結婚相手の候補となるような若い未婚の一般職女性を雇用することで、社内における結婚への出会いができるよう、配慮されていたことも知られている。しかしながら、上司も部下の結婚の面倒を見ることを自分の業務の一部と考える者が少なくなり、かつて男女雇用機会均等法の施行などを背景に、一般職女性の採用を減少ないし中止する企業が増加したために、職場を通じて結婚する者の比率が下がったというのである。さらに、知人を通じた「見合い結婚」の減少も、結婚率の低下に拍車をかけた⁶。

⁵ 未婚の男女のそれぞれ90%弱が、「いずれは結婚するつもり」と答えている。国立社会保障・人口問題研究所「第12回・出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)独身者調査」(2002年実施)。

⁶ 見合い結婚率は、1935年の69%から、2000年には7.1%まで減っている。国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

また、同じく「経路」の問題としては、「時間的アクセシビリティ」の問題があると考えられる。「職縁結婚」の分析が語るように、職場の同僚の中に未婚女性が減ったことは（つまり、「距離的な異性へのアクセシビリティ」の減少は）、結婚率の低下につながると考えられるが、時間的なアクセシビリティの減少（つまり、労働時間の長時間化によって、恋愛に割く時間が減ってしまうこと）も、「恋愛への距離」を遠くしていると考えられることができる。大久保ほか（2006）によれば、近年における「成果主義」「目標設定」「裁量労働」など組み合わせにより、長時間労働が増え、若者がデートをする機会を確保することが妨げられているという。

さらに、経路の問題と関連して、若い世代の「対人関係能力の欠如」に未婚化・晩婚化の原因を求める考え方もある。若年層の「対人関係能力の欠如」が、最近における若者の非正規就業の増加の背景要因のひとつと見なす言説や分析もしばしば見られる（三浦 2005；本田 2005；永井 2006；大久保ほか 2006）、こうしたなかで未婚化・晩婚化の問題も、若年層の「対人関係能力の欠如」に原因があるとの指摘がある（三浦 2005；永井 2006；大久保ほか 2006）。つまり、職縁結婚や見合い結婚のような、「出会い・つきあいを支援してきたメカニズム」が後退し、恋愛による結婚が増加したために、個人が自力で積極的に異性との出会いを作り出す必要が高まり、その結果として「対人関係能力」が異性との出会いを確保するためにきわめて重要になってきているのだと考えられる（中村 2007）。このように考えた場合には、「出会いやつきあいを支援する資源」をより多く持っている者ほど「恋愛」や「結婚」に近いと考えられる。そこで本稿では、対人関係能力を支援する資源（恋愛の相談相手の数）に着目することにした。

本稿では、供給側の説明である「つりあい婚仮説」に示された「経済（階層）要因」、経路側からの説明である「職縁結婚仮説」や「長時間労働仮説」に示されていた「距離的、時間的な経路（アクセシビリティ）要因」、さらに「対人関係能力」が恋愛関係の成立に影響するとの仮定に基づき、対人関係の支援となる人的資源の有無が「恋愛への距離」に与える影響を測定することにする⁷。

3．仮説

前節で述べたように、本稿では「経済的要因」「経路要因（距離的・時間的アクセシビリティ）」「対人関係支援資源」が、未婚者の「恋愛への近さ」に与える影響の程度を検証する。仮説として示すと以下のようにまとめられる。

仮説 1：経済的な資源の多い者ほど、恋人がいる傾向がある。

仮説 2：異性に対して「距離的」および「時間的」アクセシビリティが高い者ほど恋人が

⁷ 冒頭で述べたように、未婚者の大多数は結婚を希望している。よって、「結婚への需要はある」という前提から分析するため、本稿では需要側からの説明についての検証は対象としない。

いる傾向がある。

仮説3：恋愛における対人関係を支援する資源の多い者ほど、恋人がいる傾向がある。

4. 方法

4.1 データ

分析に使用されたデータは、2005年に経済産業省の「少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会」(座長：佐藤博樹)が行った「未婚者アンケート調査」であり、サンプルはインターネットモニターを通じて集められた⁸。20-44歳の未婚の男女が、母集団の分布に沿って、規定の数値が得られるまでサンプリングされた。男性2020名、女性2021名の回答が得られた。本研究の分析では、そのうち、20代の男女サンプルを使用した(20代のサンプルは男性758名、女性803名)。

4.2 変数

分析に利用する変数は表1のようになる。

4.2.1 従属変数

目的(従属)変数である「恋愛への近さ」については、「現在の恋愛状況」(現在、恋人がいるかどうか)で示す。つまり、調査時現在で恋人がいる人は「恋愛に近く」、いない人は「恋愛に遠い」と想定した。

4.2.2 独立変数

4.2.2.1 「経済的資源(階層要因)」

「経済的資源(階層要因)」に関しては、5つの変数を使用した。すなわち、収入、学歴、職業威信、雇用形態、企業規模である。職業に関しては、使用データにある職業分類をEGP階層分類(Goldthorpe 1987)にできるだけ近い形にして設定した。すなわち、上層ノンマニュアル(専門・管理職)、下層ノンマニュアル(事務・販売)、自営・農業、マニュアル(現場労働)である。自営と農業は該当数が非常に少ないため、カテゴリを合併した。また、マニュアルに該当する職業の選択肢がひとつしかなかったため(現場労働)、上層と下層には分けなかった。収入に関しては、7階級に分かれた収入層の中点を対数化して使用した。学歴は「高校以下」「短大・専門」「大卒以上」の3段階に設定した。雇用形態は「パート」「自営」「正規雇用」の3分類に設定し、企業規模は「500人以下」「500人以上1000人以下」「1000人以上」の3段階の分類を採用した。

⁸ 少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会(2006)は、調査票や調査結果の分析が掲載されている。データ利用を認めていただいたサービス産業課にお礼を申し上げたい。調査データは、東京大学社会科学研究所のSSJデータアーカイブに寄託され、公開される予定である。

表 1 変数の分布

	男性	女性
学歴		
高校以下	21.30%	22.90%
短大・高専・専門卒業	17.70%	34.80%
大学以上	61.00%	41.90%
収入（対数）	平均5.554 S.D..604	平均5.267 S.D..585
職業		
マニュアル	8.60%	3.30%
上層ノンマニュアル	37.50%	25.00%
下層ノンマニュアル（基底）	49.20%	66.20%
農業・自営	1.80%	0.40%
勤務形態		
パート	21.70%	41.70%
自営	6.20%	3.50%
正規雇用（基底）	72.10%	54.80%
企業規模		
500人以下	66.50%	69.60%
500-1000人以下	6.20%	7.50%
1000人以上	27.30%	16.20%
年代（20代前半=0,後半=1）		
20代前半	21.10%	25.20%
20代後半	78.90%	74.80%
残業（ほぼ毎日=1,それ以下=0）		
ほぼ毎日	22.40%	12.10%
それ以下	70.30%	82.90%
休日勤務 （月3,4回以上=1,それ以下=0）		
月3,4回以上	15.10%	6.30%
それ以下	84.90%	93.70%
仕事で出会う異性の人数 （2つの設問の回答を合成し, 2から8までの値を取る合成変数にした）	平均3.918 S.D.1.500	平均3.944 S.D.1.716
恋愛相談をする相手の数		
1.いない	31.50%	16.50%
2.少しいる	64.30%	72.70%
3.多くいる	4.20%	10.80%

4.2.2.2 「経路」

「経路」を示す変数としては、「距離的なアクセシビリティ」を反映する変数1種、「時間的アクセシビリティ」を反映する変数2種を使用した。

異性に対する「距離的なアクセシビリティ」のレベルを示す変数として、「職場や仕事関連で接触する異性の多さ」を用いた。これは2つの設問（「職場内の独身の異性の人数（回答は「1.ほとんどいない, 2.少ない, 3.やや多い, 4.多い」の4項）」と「職場外で仕事を通じて異性と出会う機会（回答は「1.ほとんどない, 2.少ない, 3.ある程度ある, 4.多くある」の4項）」の答えを足した合成変数（2-8点まで分布する）である。

また、異性に対する「時間的アクセシビリティ」を示す変数として、「残業がほぼ毎日か、それ以外」および「休日勤務が月3・4回以上か、それ以下か」という2変数を使用した⁹。

4.2.2.3 「対人関係支援資源」

「恋愛における対人関係を支援する資源」については、「恋愛相談をできる相手の人数の多さ」を採用した（回答は「1.いない, 2.少しいる, 3.多くいる」の3項）。

4.3 統計的方法

分析手法として、2項ロジスティック回帰分析を用いる。これは目的変数が二項のカテゴリ変数である場合に回帰分析を行うための手法である。

5. 結果

5.1 階層要因の影響

表2が分析結果である。「階層要因」に関しては入り混じった結果が得られた。「収入」に関しては、男性の分析においてのみ、有意な関連があった。すなわち、収入が高い男性は、現在恋人がいる傾向が見られた。また、現在、非正規就業にあること（パート就業）ことは、男女共に有意または有意に近いレベルで「恋人がいないこと」につながっていた¹⁰

・しかし、他の階層要因に関しては、一旦、収入や就業形態を統制してしまうと、「恋人がいるかどうか」ということに、仮説による予想とは逆の相関を持つものも多かった。例えば、上層ノンマニュアル（専門職・管理職）についている男性は、基底カテゴリである下層ノンマニュアル（事務・販売）についている男性に比べて恋人がいない傾向にあり、予測とは逆の傾向が窺えた（女性では、職種による有意な違いはなかった）。職業威信という意味からいえば、上層マニュアルは下層マニュアルよりも高いと言える。そのため恋人

⁹ これらの閾値を採用した理由は、クロス表による残差分析で、「あなたは異性との交際で悩みや困っていることがありますか」という設問において「異性とつきあう時間がない」という選択肢を選択した人は、「残業」に関しては「ほぼ毎日」、「休日勤務」に関しては「月3・4回以上」と答えている傾向が有意に高かったからである。

¹⁰ 男性の分析では、パートタイム労働であることは、有意ではないが、有意に近いレベル(.114)で恋人の有無に関連していた(オッズ比は.576)。

探しにもプラスの資源として働きそうに思える。しかし、職業威信の高さは「恋人がいるかどうか」にはプラスに働いていない。同様に、男性の分析においては、規模の大きい企業に勤めることは「恋人がいるかどうか」にはマイナスに働いていた（女性の場合には、企業規模と恋人の有無には有意な関連が見られなかった）。これも予測とは逆の結果である。

5.2 経路の影響

「距離的アクセシビリティ」については、男性・女性共に仮説が支持された（職場関連で独身の異性が多い者は、男女共に恋人がいる傾向にある）。

「時間的アクセシビリティ」の影響については、「残業頻度」と「恋人の有無」との間に有意な関連が男女共に見られなかった。「休日勤務」に関しては、女性のみ有意な関連が見られた（すなわち、休日勤務が月に3～4回以上ある女性は、現在恋人がいない傾向があった）。

5.3 対人関係支援資源の影響

「恋愛における対人関係を支援する資源」の量（恋愛相談できる相手の数）に関しては、男女共に仮説が支持された。すなわち恋愛相談できる相手が多い者ほど恋人がいる傾向が見られた。

表 2 20代男女の分析(2項ロジスティック回帰分析)

被説明変数	男性の 恋愛関係		女性の 恋愛関係	
学歴	-0.138		0.005	
	-0.14		-0.133	
収入(対数)	0.446	† 1.562	0.158	
	-0.242		-0.21	
職業				
マニユアル	0.333		-0.016	
	-0.462		-0.623	
上層ノンマニユアル	-0.396	† 0.673	-0.099	
	-0.231		-0.235	
下層ノンマニユアル(基底)	-		-	
	-		-	
農業・自営	0.864		-0.2	
	-0.893		-1.526	
勤務形態				
パート	-0.551		-0.53	* 0.589
	-0.348		-0.231	
自営	-0.696		0.059	
	-0.498		-0.571	
正規雇用(基底)	-		-	
	-		-	
企業規模	-0.341	* 0.711	-0.178	
	-0.132		-0.129	
年代(20代前半=0, 後半=1)	-0.581	* 0.56	0.274	
	-0.278		-0.23	
残業頻度 (ほぼ毎日=1, それ以下=0)	-0.023		-0.053	
	-0.257		-0.313	
休日勤務 (月3,4回以上=1, それ以下=0)	0.314		-0.951	* 0.386
	-0.303		-0.459	
職場関連の異性	0.213	** 1.238	0.123	* 1.131
	-0.076		-0.06	
恋愛相談をする相手の数	0.537	* 1.71	0.326	† 1.385
	-0.213		-0.192	
定数	-3.419	*	-1.884	
	-1.364		-1.18	
二乗	46.977		29.454	
自由度	13		13	
有意度	0		0.006	
Cox&Snell	0.11		0.062	
R二乗				
Nagelkerke	0.147		0.083	
R二乗				
N	758		803	

p**<.01, p* <.05, †<.10 標準偏差は括弧内

6．結論

本稿の分析に基づいて、「恋愛への距離」への影響を、(1)階層要因、(2)距離的アクセシビリティ（職場の独身異性の数）、(3)時間的アクセシビリティ（残業・休日勤務）、(4)対人関係支援資源の4つの項目を取り上げてまとめることにする。

6.1 階層要因の影響

現在、非正規就業していることは（パート勤務であることは）、男女共に恋人がいないことにつながっていることが明らかになった。また、現在における収入の高さは、男性の恋愛関係において、プラスの効果をもつことが明らかとなった。この知見は、Oppenheimerの仮説（将来の見通しが不明な際に、結婚を先延ばしする）と合致する内容である。Oppenheimerの理論では、将来の見通しが不明な際には、結婚時期を先延ばしにするとされていたが、本稿の知見によれば、将来の見通しが不明な場合には、結婚を先延ばしにするばかりでなく、それ以前に、恋愛関係に入ることさえも先延ばしすることにつながっていると考えられる。別の解釈をするならば、経済的なハンディを持つ者は、恋人と出会ったり、関係を維持したりする上で困難を伴う状況にあると理解することも可能である。

また、従来分析では、経済的要因と晩婚化・未婚化の関連については、男性の側の経済的な不安定要因の影響が注目される傾向があったが（山田 1999;加藤 2004 など）、本稿の分析によれば、女性の側の経済状況（非正規雇用であること）も「恋人がいるかどうか」に有意に影響することが明らかになった。女性の場合でも、非正規雇用のように経済的に不安定である場合には「恋愛から遠く」になっているのである¹²。この知見によれば、男女双方の若者の正規就業の機会が増えれば、若者の恋愛が増加し、ひいては結婚率が上昇するという可能性を示していると思われる。

ただし、本稿の分析で検証した階層要因の中には、企業規模や職業上の威信など、本来なら恋人を見つける際に有利な資源として働くであろうと考えられる要素を持つ者が「恋愛から遠く」になっていることが明らかになった。これは予想とは逆の結果である。この点に関しては、どのようなメカニズムでこのような事態が起きているのかをさらに分析を進めて明らかにする必要がある。

6.2 職場の異性（距離的アクセシビリティ）

本稿の分析結果によると、男性・女性共に職場関連で接触する独身異性の数が「恋人の有無」に影響していることが明らかになった。職場関連で接触する独身異性の数が多ければ、「恋愛に近く」になっているのである。この結果からは、例えば学校や職場などで、男女

¹² 白波瀬（2005：56-57）の分析では、年収350万円未満の低所得層の女性の未婚割合が高くなっていることが明らかになっている。この場合も、女性であっても経済的にハンディが大きい場合には「パートナーとの縁から遠くなる」ことにつながっているのである。

をバランス良く配置することが(つまり、職場などにおける男女の職域分離を取り除くことが)、恋愛関係の増加につながる可能性を示していると考えられる。

6.3 残業と休日勤務(時間的アクセシビリティ)

大久保ほか(2006)によれば、特に男性の労働時間の長さが結婚の減少に影響しているというが、本稿の分析ではこの傾向は支持されなかった。特に男性の場合、長時間残業や休日勤務は「恋人がいるかどうか」には影響していなかったのである(ただし、休日勤務のみは女性には影響していた)残業時間の長さが未婚化に与える影響が議論されているものの、本稿の分析結果は、残業削減な実労働時間の短縮が必ずしも恋愛の増加にはつながらない可能性を示したといえる。残業が忙しくても、出会いを作ることができる人は恋愛をするものであり、時間的アクセシビリティは他の要因に比べて実は未婚化の大きな要因ではないという可能性がある¹³。

6.4 対人関係支援資源

恋愛における対人関係を支援する資源を多く持つ者ほど(恋愛相談ができる相手の数が多いほど)、現在恋人がいる傾向が明らかになった。すなわち、恋愛関係における対人関係を支援する人的資源を供与することは、「恋愛に近く」することに貢献する可能性がある。若者に対する就業支援を担う機関(都道府県が設置したジョブカフェや大学のキャリアセンターなど)や結婚紹介など民間の結婚関連産業などでは、対人関係能力の改善・支援プログラム等の提供が行われているが、本稿の分析の知見はこれらの支援プログラムが異性との出会いを支援することに役立つ可能性を示していると言える。

参考文献

- Becker, G. S., 1973, "A Theory of Marriage Part I," *Journal of Political Economy*, 81:813-46.
- 玄田有史, 2007, 「仕事とセックスレス」玄田有史・斎藤珠里『仕事とセックスのあいだ』朝日新聞社, 63-98.
- Glick, P. C., D. M. Heer and J.C. Beresford, 1963, "Family Formation and Family Composition: trends and Prospects," M. B. Sussman, ed., *Sourcebook in Marriage and the Family*, New York: Houghton Mifflin, 30-40.
- Goldthorpe, J.H. 1987, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*.

¹³ 長時間労働が異性との親密な関係を築く機会を奪うというメカニズムは、労働時間の長さで既婚者のセックスレスの関係においても指摘されている。労働時間があまりにも長いと、セックスレスにつながるというのである。しかし、この問題に関しても、玄田(2007)によれば、実は労働時間の長さは既婚者のセックスレスとは有意な関係がないことが明らかになっている。分析によると、セックスレスには勤務時間の長さではなく、挫折経験、劣悪な職場環境、経済的な不安によるストレスが関わっていることが示されている。

Clarendon Press.

- 樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 25-65.
- 本田由紀, 2005, 『多元化する「能力」と日本社会 ハイパー・メリトクラシー化のなかで』NTT出版.
- 岩澤美帆・三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』535:16-28.
- 加藤彰彦, 2004, 「配偶者選択と結婚」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[NFR98]による計量分析』東京大学出版会, 41-58.
- 三浦展, 2005, 『下流社会 新たな階層集団の出現』光文社.
- 永井暁子, 2006, 「友達の存在と家族の期待」玄田有史編著『希望学』中央公論新社, 85-110.
- 中村真由美, 2007, 「結婚の際に男性に求められる資質の変化 対人関係能力と結婚との関係」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房:15-27.
- 大久保幸夫・畑谷圭子・大宮冬洋, 2006, 『30代未婚男』NHK出版.
- Oppenheimer, V. K., 1988, "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, 94: 563-91.
- 社会保障審議会人口構造の変化に関する特別部会, 2007, 「『出生等に対する希望を反映した人口試算』の公表に当たっての人口構造の変化に関する議論の整理」
- Schoen, R., 2003, "Partner Choice," P. Demeny and G. McNicoll, eds., *Encyclopedia of Population*, New York: Macmillan Reference USA, 723-724.
- 少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会, 2006, 『少子化時代の結婚関連産業の在り方に関する調査研究 報告書』経済産業省商務情報政策局サービス産業課.
- 白波瀬佐和子, 2005, 『少子高齢社会のみえない格差 ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.

第2章 日本における初婚のイベントヒストリー分析 周囲の社会経済状況が初婚に及ぼす影響

朝井友紀子

1. はじめに

本研究では、個人のおかれた周囲の社会経済状況が年齢別初婚確率に及ぼす影響を検証し、シングル化の一要因を明らかとする。ここでいう年齢別初婚確率とは、各年齢での初婚発生数をすべての配偶関係の男女で除したものをさす。近年の日本において、シングル化は、出生率の置き換え水準以下への引き続く低下、つまり少子化の最大の直接的行動要因である。これは、1960年以降から全出生の約1~2%で推移している婚外出生割合の低さに現れているように、出生の多くが結婚の中で生じているために起こっている。婚外出生が少ないということはつまり、シングル化が進むことで生まれてくる子どもの数も同時に減少することを意味している。これら理由から、シングル化の要因を検証することは、少子化との関連から経済社会全般、特に社会保障制度を考える上で重要であるといえよう。

ではなぜシングル化が進んでいるのか。これを説明するため、先行研究ではさまざまな要因が指摘されてきた。主なものは、女性に関しては労働と家事・育児の両立が難しいこと、男性に関しては長い労働時間が家庭で過ごす時間を短くしていることが挙げられる。多くの先行研究ではこれを改善するために特に雇用労働に関する政策提言がなされることが多い。しかし、雇用政策のいったいどこのどの部分に改善を施せばいいのであろうか。雇用労働の状況は、居住地域や社会経済的地位によって異なることから、結婚数が減っている原因というものは居住地域や社会経済的地位によって異なるはずである。同じく国立社会保障人口問題研究所のデータによると、結婚が成立した場合の夫婦が出会ったきっかけの多くは、友人もしくは職場でとなっている¹。ここから考えると、個人は身近なところで結婚相手を探す傾向にあるといえ、周囲の社会経済状況の初婚に及ぼす影響の重要性がここからも見て取れよう。

本論文では、初婚の分析のこれまでの潮流を先行研究から明らかとし、その後、周囲の社会経済状況の初婚の規定構造に関する計量的分析を行う。

2. 研究の背景

2.1 初婚への影響構造

本研究では初婚に影響を及ぼす要因の中でも特に周囲の社会経済状況に焦点を当てる。都道府県単位で周囲の社会経済状況を測るため、周囲の社会経済状況のことを以下では地

¹ すべての年次において「職場や仕事で」出会ったという夫婦が約30%ほどであり、「友人・兄弟・姉妹を通じて」がそれに次いでいる。第13回調査(2005年度)では、順位が逆転した。

域コンテキストと表す。地域コンテキストの定義は、個人の育った「地域」、つまり「都道府県」の社会経済状況や社会規範とする。個人の生まれ育った「時期」の社会経済状況や社会規範を表す出生コホートとは異なる定義であることに注意されたい(津谷 2006) 地域におけるコンテキストによって、つまりどのような社会経済状況の下で生育したかにより、年齢別初婚確率に差異は生じるのかという問題関心を明らかとするため、以下では議論を進めていく。

初婚を規定する構造としては、個人の学歴、出生コホートなどの個人の基本的属性、個人の家族的背景、そして地域コンテキストからの影響といった3つの側面が考えられる。先行研究によると、これまで、個人の基本的属性や個人の家族的背景が初婚の年齢別確率に影響を及ぼすことが一時点の統計データまたはパネルデータを用いて明らかにされてきた。近年では、結婚が個人の選択となってきたことにより、個人の基本的属性が初婚の年齢別確率に最も大きな影響を及ぼすことが定説となっている。例えば個人の学歴レベルが高い場合には、特に女性で結婚や出産をすることの機会費用が高まることから、年齢別初婚確率が低下することが指摘されている。ここでいう機会費用とは、ある選択肢を選んだ場合の、選択しなかった最適の選択肢を選んだ場合と比較した逸失利益である。出生コホートに関しては、学歴化の進んだ近年ほど結婚や出産にあたる機会費用が高い傾向にあるため、初婚確率が低下する。また、個人の家族的背景に関しては、例えば父親の学歴が高く、収入も高い場合、特に女性はそれ以上の結婚候補者を探そうとするインセンティブが働くために初婚確率が低下することが指摘されている。しかしながら、地域コンテキストに関しては、都道府県単位または地域単位の時系列データを使用した推計以外の方法では、十分な検証が行われてこなかった。個人はそれぞれ異なる地域で成育し、地域のコンテキストに少なからず影響を受けて、ライフコース選択をし、嗜好を形成していると考えられる。よって、初婚の選択に地域コンテキストは影響を及ぼしている可能性がある。

以上の理由から、本研究では、個人を取り巻く地域コンテキストは、個人の初婚に影響を及ぼすのかどうか、そしてその影響はどのような符号方向であるのかを検証する。この因果関係を図示すると図1のようになる。本研究では、計量分析を行うことにより白色の矢印で図示した影響を統制しつつ、黒色の矢印で図示した地域コンテキストが年齢別初婚確率に及ぼす影響に焦点をあてる。計量分析モデルは、未婚者と既婚者両方の配偶関係の個人を同時に分析することができるという利点を有するイベントヒストリー分析という手法を使用する。誰もが皆結婚をするという皆婚社会でなくなった日本においては、初婚の分析を行うにあたり、初婚というイベントを経験している既婚者のみを対象としていては年齢別初婚確率を正確に計量することができない。なぜならば、それは「結婚した人の初婚確率」であり、シングル化の中で増えつつある未婚者がなぜ結婚をしないのかを明らかにすることはできないからである。また、すでに既婚者のみを分析の対象としたことのバイアスが生じている。計量分析を行うにあたっては、分析対象を恣意的に絞り込むことは

避けなければならない。よって、初婚の年齢別確率の推計に当たっては、未婚者も含めるべきであり、それを可能とするイベントヒストリー分析という手法がふさわしいといえよう。イベントヒストリー分析の詳細については以下の章で詳しく見ていく。

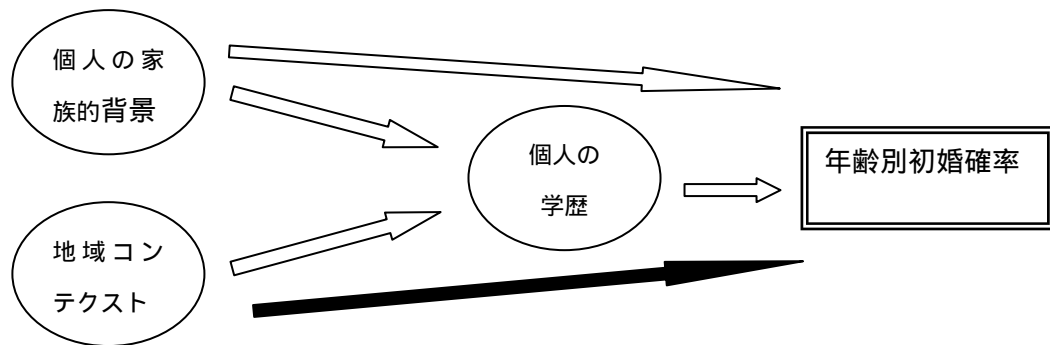


図1 年齢別初婚確率への影響構造

2.2 高等教育進学率と平均初婚年齢

地域コンテキスト変数として具体的に様々な都道府県単位の社会経済指標を考えることができる。本研究では、各個人が15歳時に居住していた都道府県における女性の高等教育進学率と女性の平均初婚年齢を使用する²。女性の高等教育進学率や初婚年齢によって測定される学歴化やシングル化の地域コンテキストは、個人の年齢別初婚確率を低下させるよう影響を及ぼすと考えられる。つまり、ここでは、女性の高等教育進学率や初婚年齢が高まるほど、年齢別初婚確率に有意な負の影響を有すると仮説を立てることができよう。ここで、15歳時の居住都道府県の数値を使用する理由は、15歳時は義務教育を終え、その多くが親と同居し、青春期の開始期であるためである。また、初婚というイベントも全く発生しておらず、近い友人とお互いの意見や価値観を交換し、新たな価値観を形成していく時期でもある。よって、価値観が柔軟であり、今後のライフコースの選択に対して制約がなく、自らの望む方向へ進むことができる可能性をどの年代よりも有している。高校受験、大学受験の熾烈である日本では、高校受験や大学受験に失敗した場合、ライフコースの選択に多少の制約が生じてしまう。以上から、この時期を過ごした社会のコンテキストは、ライフコースの選択にあたり大きな影響力を有すると考えることができよう。

仮説では、地域における女性の高等教育進学率と平均初婚年齢が個人の初婚の年齢別確

² 地域コンテキストを表すその他変数も考えることができるが、統計手法を適用する上で、毎年時系列で存在しているデータであり、かつ都道府県ごとのデータが存在するものである必要があることから、1950年から現在までの毎年、都道府県単位のデータが存在する高等教育進学率と平均初婚年齢の数値を使用した。

率に影響を及ぼすとしたが、その影響構造はどのようになっているのであろうか。先行研究では、学歴と初婚年齢はお互いが非常に強い関連を持つことが指摘されている。津谷(2005)によると、急激なシングル化が始まった1970年代半ばのおよそ5年前に女性の短大・四年制大学への進学率が大きく上昇しはじめたという。これは図2と図3の高等教育進学率³(内閣統計局『人口動態統計』)と平均初婚年齢(文部科学省『文部科学統計要覧』, 文部科学省統計局統計課『学校基本調査報告書』)の年次推移(1950-1997年)からも明らかである。これによると、高等教育進学率は1970年から男女とも急激な上昇傾向を示しており、特に女性の上昇が著しい。平均初婚年齢は1974年頃に女性で上昇し始め、1年ほど遅れて男性も上昇している。よって、特に女性の高等教育進学率と男女の平均初婚年齢との関連は強いと行うことができよう。

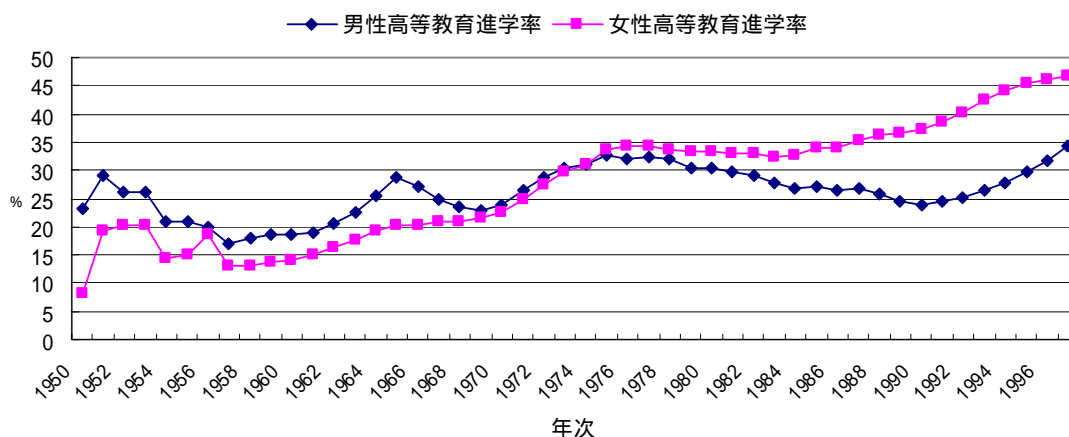


図2 高等教育進学率の年次推移(1950-1997年)
 文部科学省『文部科学統計要覧』、文部科学省統計局統計課『学校基本調査報告書』

³ 高等教育進学率は、大学と短大への進学者数をその年の高等学校卒業生数で除した数値に、100 を乗じたものである。

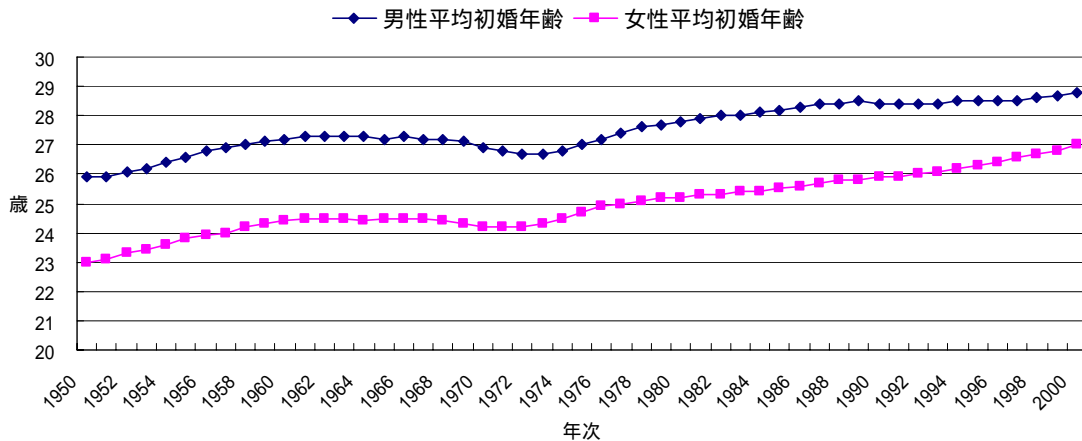


図3 平均初婚年齢の年次推移(1950-2000年)
内閣統計局編『人口動態統計』

ここまで、シングル化は、特に女性の学歴化との関連が強いことを見てきた。学歴化が初婚に影響を及ぼす構造としては、経済学分野において2つの視点から主に議論されている。

第1に、機会費用の面から、学歴が初婚の年齢別確率を低下させ、シングル化をもたらす要因であることが指摘されている。機会費用とは、前述した通り、ある選択肢を選んだ場合の、選択しなかった最適の選択肢を選んだ場合と比較した逸失利益である。特に女性は、高学歴となり、それに見合う高所得の仕事に就くほど結婚や出産によってそれを失うことの費用が高くなるために、初婚の年齢別確率が低下することとなる。また、教育を受けることにより価値観の変容が起こることから、結婚や出産の機会費用意識もより高まることも指摘されている。

第2に、学歴化は就学期間を長くすることで、初婚の確率を低下させるという視点がある。これは、在学中は結婚が起こりにくいからである。学歴化した社会の場合、人は初婚よりも教育を受けることを優先する。結婚や育児の後に高等教育を受けることも可能であるが、高等教育は時間集約的であり学習能力は年齢の減少関数であり、加えて結婚や育児との両立は難しく、教育を結婚や育児に先行させる方が効率的と合理的個人は考えるためである(小椋・ディーケル 1992)。よって、学歴化の下においては、おのずからシングル化すると考えられる。

しかしながら、第2の視点に関しては、日本のような非早婚社会、非皆婚社会では、就学年齢である10代や20代前半における初婚がそもそも起こりにくく、就学期間の延長による影響は小さいものと考えられる。就学期間の延長は、10代の結婚が非常に多く、ほぼ全員が一定の年齢までに結婚する社会では、初婚の遅れをもたらす可能性が大きいと考えられる。よって、非早婚かつ非皆婚社会である日本において、学歴化が初婚に影響を及ぼ

す構造としては主に機会費用の観点からの解釈がよりふさわしいと考えられよう。本研究では、機会費用の観点から、議論を進めていく。

学歴と初婚は機会費用の観点から強い関連を有することが明らかとなったが、その関連の強弱や構造には居住地や社会経済的地位の如何により差異はあるのであろうか。先行研究によると、居住地域や個人の社会経済的地位により関連の強弱や構造に差異があるとして、以下の2つの視点から議論を進めることができる。

第1に、米国の経済学者であるEasterlin(1978)の相対的嗜好仮説によると、個人は生育環境や親の社会経済的地位により嗜好を形成する。例えば、親が高等教育を受けている場合、その子どもの高等教育への進学意欲がより形成されやすい。また、これを本人より2歳から3歳上の世代に応用して考えると、周囲に高等教育を受けているお兄さんやお姉さんが多くいることは、彼らとの接触機会を増し、高等教育に進学したいという嗜好が形勢されやすくなる。15歳時に高等教育進学への嗜好が形成されることは、つまり、高等教育進学を視野に入れたライフコースの実現可能性を高めるといえよう。また、初婚年齢に関しても同様に考えることができ、親や周囲の多くが30代をシングルで過ごしていると彼らとの接触機会が増え、シングル化を規範とした意識が形成されることとなる。よって、学歴化やシングル化の傾向の強い地域で青春期を過ごした場合、結婚や出産の機会費用意識が高まる可能性がある。また、親元を離れる際に、これまでの生育環境や社会経済的地位の水準を落とすことは、調整費用、つまり抑制をすることによる心理的不快感と変革するための技術修得費用や心理的負担が生じることから、個人は現在の水準を維持するかもしれないしはそれ以上を望む。よって、現在の生育環境や社会経済的地位の水準を維持するだけの高所得を得るうえで必要となる学歴も、学歴化が進むことによる競争の激化により、近年の世代ほど高い水準が要求されることとなる。ここから、個人の社会経済的地位が高い場合、つまり親の学歴や収入レベルが高い場合、自らも高学歴をつけることが必然となると考えられよう。また、学歴と初婚との強い関連から、学歴化は一層のシングル化をもたらすものと考えられる。以上が、学歴と初婚の関連の強弱や学歴化が初婚に影響を及ぼす構造には、居住地域や個人の社会経済的地位により差異があるとする根拠である。

第2に、同じく米国の経済学者であるBeckerとMurphy(2000)によると、周囲の多くのものと同じ行動を取ることの方が異なった行動を取るよりもコストは低いという。つまり、周囲と同じある一定のライフコースを取ることの方がコストは低い可能性がある。彼らは、個人の行動は周囲からのプレッシャーに常に晒されているという。具体的にプレッシャーとは、例えばあるコミュニティにおける構成員が仲間に対し、ある行為を行うに際して、コミュニティの中での規律に則った行為を期待することである。この周囲からのプレッシ

ヤーに答えるか否かに関して、個人は合理的な決断をすべくジレンマ状態⁴に陥る。期待に沿う行為を取るとは容易でありコストが低いと考えられるが、期待に沿わぬことが個人にとって最適である場合もある。しかしながら、期待に沿わない場合、コミュニティの異端者として見做されるというコストが発生する可能性もある。よって、多くの個人はコミュニティの期待に沿う行為を取り、ある規律に沿ったライフコースを選択することとなる。ここから、個人の合理的選択を仮定すると、周囲に高学歴のものやシングルのもが多くいることつまり、周囲の学歴水準やシングル化水準が高いことは、コスト計算を通じた周囲と同一のライフコースの選択により、個人の初婚の年齢別確率に影響を及ぼすといえよう。特に、青春期の個人にとっては、周囲の教育機会や初婚の機会は付与された境遇であり、生育環境により区分けされた社会経済的地位といえることができる。ここから、特に青春期を過ぎた地域の進学やシングル化の水準は、個人の初婚にも影響を及ぼすといえよう。よって、ここからも学歴と初婚確率の関連は、居住地や親の経済社会的地位により異なると考えられよう。

以上から、本研究では、学歴と初婚との強い関連を考慮したうえで、高等教育進学や初婚年齢といった都道府県単位における水準が、初婚の年齢別確率に及ぼす影響の検証を行う。

2.3 先行研究のレビュー

日本における地域コンテキストと結婚との関連を検証した先行研究は、国勢調査データ等を使用し、都道府県における女性の結婚確率と女性の賃金率、短大卒業以上の学歴割合、家賃・地価、の関係を経済学的視点から検証した小椋・ディーケル(1992)のようにその多くが個票ではない都道府県単位もしくは地域単位のデータを時系列でプールし検証したものが多くある。彼らのいう結婚確率とは、1970年の20歳から24歳の無配偶女性がその後の5年間に配偶者を得た確率である。分析では、女性の賃金率は結婚確率にわずかな影響力しか持たず、教育に関しては短大卒業以上の女性の割合が100%となると、20歳年齢階級の結婚確率は70%減少し、25歳年齢階級の結婚確率も30%減少することが明らかにされている。30歳年齢階級の結婚確率は短大卒業以上の割合に影響を受けていなかった。さらに、実質家賃指数が高いことは、若い年齢の女性の結婚確率を上昇させることが明らかにされた。地価に関しては明確な関係は示されていない。これらから、地域のコンテキストと結婚確率の間には関連があることが示唆される。また、この先行研究よりも多くの情報を得るために、都道府県単位もしくは地域単位の時系列データだけでなく、個票データを使用した検証を行う必要があるといえよう。

個票データを使用した地域コンテキストと結婚に関する先行研究としては、阿部・樋口

⁴ ナッシュ均衡は「囚人のジレンマ」の例で説明されることが多い。

(1999)が挙げられる。彼らは、学校卒業時の景気変動や所得変動、労働市場の需給状態の変化という経済要因が個人の結婚や出産、就業行動に及ぼす影響について個票パネルデータを使用して検証し、その中で日本を7つの地域に分けたダミー変数を導入した。7地域のダミー変数を導入することで、居住地域による結婚行動の差異が存在するかどうかを明らかとすることができる。分析から、学卒後の労働市場における失業率と労働需給の状態が良くない場合、初婚年齢に大きな負の影響を及ぼすことが明らかにされた。ここから、労働需給が悪化している場合、再就職が難しいために結婚や出産との両立の難しい仕事であったとしても辞めずに仕事を続け、その代わりに結婚を遅らせる可能性があることを指摘している。この先行研究の問題点としては、ここで使用されている個票パネルデータは女性のみのものであり、男女の合意に基づくものである結婚を取り上げる際には、男性側の要因も考慮に入れる必要がある(滋野・大日 1997)、つまり男女双方の分析の必要性があることが挙げられる。また、彼らの論文では、地域コンテキスト変数を導入する際に日本を7つの地域に分類した居住地のみしか考慮していなかったが、年々変化する経済要因は各地域により異なることを考慮すると、より細分化された年次と居住地の両方を考慮して社会経済変化の効果を検証する必要があるといえよう。よって、本研究では、47各都道府県、かつ毎年存在するデータを使用している。

また、社会学の分野で、価値観に関する周囲のコンテキストの分析を行った研究として、Rindfuss, Choe, Bumpass, Tsuya(2004)が挙げられる。ここでは、同棲やチャイルドケアサービスの利用、婚外出生、生涯未婚の意思表示などのいわゆる伝統とされる価値観から乖離した行動をとるものがまわりに多くいる場合、それら行動に対する意識が寛容になることが明らかにされている。しかし、価値観に関する周囲のコンテキストが個人のライフコース選択へ影響するかどうかについては十分な検証がなされていないため、本研究ではこの検証を試みる。

これら先行研究から、結婚は地域コンテキストを反映している可能性があると推測される。地域コンテキストが大きな影響力を有するとすれば、年齢別初婚確率の低下は単に女性が高学歴化し、就業化したことにより生じているわけではなく、大きなコンテキストそのものが変化したことによって除々に生じた可能性があるといえよう。

3. 計量分析のデータと手法

3.1 データソース

本研究では、分析を行うにあたり、個人に関する情報と地域コンテキストに関する情報といった二つの異なる情報を有するデータを組み合わせた。個人に関する情報としては、個票の一時点データを使用し、地域コンテキストに関する情報としては、都道府県単位の時系列データを使用する。データの詳細を以下に示す。

個人に関する情報として使用する個票の一時点データは、日本版General Social Survey

(以下JGSS)(大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所)のうち公開されている2000,2001,2002年度の三年分のデータである。JGSSのサンプル抽出は層化二段無作為抽出法⁵により行っていることから、この調査のサンプルは国勢調査とも整合性が高く、無作為抽出を行っているといえるであろう。JGSSは、日本人の意識や行動に関する総合的調査を継続的に行い、二次利用を希望する研究者にそのデータを公開することで、学術研究の促進を行うことを目的としている。調査項目は、就業や生計の実態、世帯構成、余暇活動、犯罪被害の実態、政治意識、家族規範、死生観など多岐に亘り、多様な研究を行うことのできる調査データを蓄積している。JGSS各年度のデータの概要は以下の通りである。

表1 JGSS データ 2000年から2002年の3年分の概要

調査年次	2000年	2001年	2002年
対象	満20-89歳の男女個人		
標本数	4500	4500	5000
アタック総数	4719	4822	5354
有効票	2826	2790	2953
回答率(%)	64.9	63.1	62.3

分析では、以上の3年分のデータをプールして検証している。データのプールの妥当性については、各年次のダミー変数⁶を使用した統計的検定を行い、妥当であることが確認された。検定結果に関しては未掲載である。

地域コンテキストに関する情報として使用する都道府県単位の時系列データは、前述した通り、各サンプルが15歳時に居住していた都道府県の高等教育進学率と平均初婚年齢である。高等教育進学率は文部科学省の『学校基本調査報告書』と『文部科学統計要覧』、そして平均初婚年齢は内閣統計局の『人口動態統計』からそれぞれ1950年から1997年における各都道府県のデータを使用する。計量分析では、これらデータを地域コンテキスト変数として、導入している。

都道府県単位のデータにより、各都道府県の1950年から1997年の女性の高等教育進学率と平均初婚年齢を見てみると、都道府県ごとに女性の高等教育進学率の年次推移に差異があることが見てとれる⁷。北関東-南関東地方を例にとると、地方における大都市である東京都や神奈川県では、1970年初頭における女性の高等教育進学率の上昇が著しく、現在

⁵ 母集団をいくつかの部分母集団に分け、つまり層化し、各部分母集団から標本を抽出する方法を層化抽出法という。JGSSでは、市郡規模別の各層における20歳から89歳以上人口の大きさにより5000の標本を比例配分している。母集団は、2001年3月31日時点での男女・年齢階級(5歳階級)別の住民基本台帳登録者数とし、一部を1995年10月1日時点での国勢調査の各区市町村男女各歳人口比率で補正している。

⁶ 0と1の二値をとる変数である。

⁷ 表は未掲載。

まで他の同地方の府県に比べて高水準を維持している。女性の平均初婚年齢に関しては、どの地方も1970年半ばの上昇が見て取れる。また、地方の中でも都道府県ごとの若干の差異が見て取れ、例外はあるものの、女性の高等教育進学率の水準の高い都道府県では、女性の平均初婚年齢も高い傾向があることがわかった。以上から、女性の高等教育進学率と平均初婚年齢は、地域における社会経済状況や社会規範を示す地域コンテキスト変数としてモデルに導入することが妥当であるといえるであろう。

3.2 分析に使用するデータからみる初婚の概観

以下では、JGSS データと国勢調査等の都道府県単位のデータとの比較を行い、初婚の年齢パターンを概観する。表2は2000年から2002年に25歳から64歳までの男女の各年齢階級における未婚者割合と国勢調査の2000年次の未婚者割合を比較したものであり、表3は同年次に25歳から64歳の既婚男女の年齢階級別平均初婚年齢である。

表2 JGSSデータと国勢調査データにおける2000-2002年次に
25歳から64歳の男女の年齢階層別未婚者割合^a

年齢	JGSS				国勢調査	
	男		女		男	女
	%	(N)	%	(N)	%	%
25-29	61.2	(268)	49.7	(294)	69.3	54.0
30-34	40.0	(275)	19.6	(322)	42.9	26.6
35-39	21.7	(277)	10.2	(364)	25.7	13.8
40-44	17.2	(291)	4.8	(374)	18.4	8.6
45-49	10.7	(366)	3.3	(424)	14.6	6.3
50-54	7.4	(486)	2.6	(531)	10.1	5.3
55-59	2.5	(406)	2.7	(479)	6.0	4.3
60-64	2.6	(386)	3.3	(428)	3.8	3.8
総計	17.4	(2755)	9.9	(3216)	-	-

a--各年齢階級における未婚リスク人口における未婚者の割合(%)
国勢調査データは分母に配偶関係不詳を含む

表3 JGSSデータにおける2000-2002年次に25歳から64歳の
既婚男女の年齢階層別平均初婚年齢^a

年齢	男		女	
	歳	(N)	歳	(N)
25-29	24.6	(102)	23.7	(147)
30-34	26.8	(164)	25.0	(258)
35-39	27.6	(215)	25.2	(326)
40-44	28.3	(236)	25.2	(353)
45-49	27.6	(323)	24.2	(405)
50-54	27.4	(446)	23.9	(515)
55-59	27.2	(395)	23.7	(460)
60-64	27.1	(375)	23.7	(411)
総計	27.3	(2256)	24.3	(2875)

a--各年齢階級における既婚者サンプルの平均初婚年齢

まず、表2の未婚者割合を見てみると、男女ともに30歳代で大きく割合が減少している。男性の60%、女性の50%が未婚である20歳代に比べ、30歳代後半では男性の20%、女性の10%に未婚者割合が減少している。特に女性は40歳から45歳の未婚者割合が約3%であり、この年齢階級ではそのほとんどが初婚を経験していることが見て取れる。50歳から54歳時点における未婚者割合も女性の方が約3%であり、約7%である男性より低い。これを国勢調査における2000年次の未婚者割合と比較してみると本分析で使用するJGSSデータの方が全体的に未婚者割合は低いものの、年齢階級別の傾向としてはほぼ一致するといえるであろう。次に表3の平均初婚年齢を見てみると、25から29歳では他の年齢階級と比較して、男性では24.6歳、女性では23.7歳と初婚年齢が低い。以上から、若い年齢において未婚者割合が多く、加えて結婚している者は早婚であり初婚年齢が低いということができよう。これを鑑みると、未婚者も含め、初婚を経験する可能性のある全人口を対象に分析を行わない限り分析に偏りが生じてしまうといえる。つまり、前述したように既婚者のみを対象とした初婚の分析では、「初婚を経験した人の分析」になってしまい、シングル化の要因を検証することはできない。よって、初婚の年齢別確率の分析手法としては、既婚者の分析しか行えない分析手法ではなく、未婚者と既婚者両方の配偶関係の情報を考慮することのできるイベントヒストリー分析という手法がふさわしい。

3.3 分析対象

分析対象は、調査対象であった2000年から2002年に20歳から89歳の男女のうち25歳から64歳までの約40の年齢階級の男女とした。調査対象であった20歳から24歳のサンプルを分析対象として含まない理由は、この年齢階級の者には在学中の者が相当割合含まれているからである。教育期間中の年齢では、結婚や出産が起こりにくく、在学中の者が多い20歳から24歳を分析に含めた場合、低学歴のものが早く結婚するという現象が生じてしまう可能性がある。また、在学しているために結婚しない、もしくは結婚しているために在学していないことが多いことから、計量分析をする上で重要とされる説明変数の外生性も満たされない。よって、統計手法上、20歳から24歳の者を除いて分析することが妥当であるといえよう。分析対象の上限に関しては、65歳以上とした。なぜならば65歳以上の場合、死亡率が特に高いため、長く生き残った者の初婚の分析となってしまう、サンプルに偏りが生じるからである。以上の理由から、20歳から24歳以下、そして65歳以上を分析から除いている⁸。

以後で初婚の年齢別確率の検証に使用する変数は以下の通りである。説明変数としてモデルに導入する変数の記述統計量は、表4を参照されたい。個人の基本的属性として、学

⁸ 推計結果は掲載していないが、20-24歳のサンプルを含め同じ分析を行ったところ、結果に大きな違いは見られなかった。

歴と出生コホート⁹を使用する。最終学歴は、中学以下、高等学校、短大・高専、四年制大学以上の4つに分類した¹⁰。学歴に関して、男性は中卒が16%、高卒が47%、短大・高専卒が6%、四年制大学卒が31%であり、高卒と四年制大学卒がそのほとんどを占めている。女性の学歴分布は、中卒が16%、高卒が53%、短大・高専卒が20%、四年制大学卒が11%となっており、高等教育進学者は男性とほぼ同じ割合である。出生コホートに関して、必要とあれば、非線形性を見るためその二乗もモデルに導入する¹¹。学歴の符号関係に関しては、高学歴ほど初婚確率が低下することが先行研究で指摘されており、期待される符号は負である。出生コホートも近年のシングル化を考慮すると、期待される符号は負である。

個人の家族的背景変数として、父親の学歴¹²、兄弟姉妹の有無を導入する。これら家族変数は、個人の社会経済的地位やリソースの家族内分配を計測するものであるといえ、低い場合には結婚し離家するインセンティブが働くと考えられる。例えば、父親の学歴は家族の社会経済的地位を意味する。また、兄弟姉妹構成に関しては、兄弟姉妹の数が多いもしくは出生順位によって家族内で分配されるリソースが過少となるとすれば、その個人の家族的背景は未婚の男女にとって好ましくないもしくは非生産的な家族の状況を測るものであり、非生産的家族である場合、結婚によって新しい家族を形成するインセンティブが高く、年齢別初婚確率を上げる効果があるものと考えられる(Michael and Tuma 1985)。よって、期待される符号は父親の学歴で負となり、兄弟姉妹構成で正となる。

地域コンテキスト変数として、15歳時に居住していた都道府県に対応した女性の高等教育進学率と女性の平均初婚年齢を使用することは前述したとおりである。これら変数をモデルに導入した場合の期待される符号は両変数ともに負である。

⁹ 出生コホートは年次から1900を引いたものを分析モデルに導入した。

¹⁰ 学歴分類は、「中学卒業」：旧制尋常小学校、旧制高等小学校、新制中学校、「高校卒業」：旧制中学校・高等女学校、旧制実業学校、旧制師範学校、新制高校、「短大・高専卒業」：旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校、新制短大・高専、「大学卒業」：旧制大学・旧制大学院、新制大学、新制大学院

¹¹ 非線形性の影響が示された場合、その説明変数の影響は被説明変数に対し、比例関係にはないことを表す。

¹² 父親の学歴に関して、わからないもしくは無回答であるサンプルが約20%と非常に多く、これらを除いた場合のサンプルセレクションバイアスを考慮し、これも一つのカテゴリーとしてモデルに導入した。

表4 初婚タイミングの説明変数の記述統計量：2000～2002年に25～64歳の男女

説明変数	男 (Obs.=2715)				女 (Obs.=3158)			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
出生コホート ^a	54.12	11.25	35	77	54.97	11.35	35	77
出生コホートの二乗					3150.33	1271.94	1225	5929
学歴								
中学以下	0.16	0.37	0	1	0.16	0.37	0	1
高校 †	0.47	-			0.53	-		
短大・高専	0.06	0.23	0	1	0.20	0.40	0	1
四年制大学以上	0.31	0.46	0	1	0.11	0.31	0	1
父親の学歴								
中学以下 †	0.53	-			0.55	-		
高校	0.25	0.43	0	1	0.27	0.44	0	1
短大・高専	0.04	0.19	0	1	0.05	0.21	0	1
四年制大学以上	0.08	0.28	0	1	0.09	0.28	0	1
不明・無回答	0.18	0.38	0	1	0.19	0.39	0	1
兄弟姉妹の有無								
兄の有無	0.42	0.49	0	1	0.43	0.50	0	1
姉の有無	0.45	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1
弟の有無	0.40	0.49	0	1	0.40	0.49	0	1
妹の有無	0.37	0.48	0	1	0.39	0.49	0	1
地域コンテキスト変数								
女性の高等教育進学率 ^b	0.24	0.10	0.05	0.52	0.24	0.10	0.04	0.50
女性の平均初婚年齢 ^c	24.51	0.84	21.8	26.7	24.53	0.85	21.5	26.7

注 †-レファレンス・カテゴリー

a--出生コホート - 1900

b--15歳時居住都道府県における 女性の高等学校卒業者に占める高等教育進学者の比率 (進学者 / 卒業者)

c--15歳時居住都道府県における 女性の平均初婚年齢

3.4 初婚のイベントヒストリー分析

初婚の年齢別確率の分析でイベントヒストリー分析を使用する理由は、未婚残存サンプルも偏ることなく分析に含めることができるためであることを前述した。以下では、イベントヒストリー分析を概説する。

イベントヒストリー分析でいうイベントとは、ライフイベントのことを指し、いつ起こったかという時間を特定できる個人の属性・状態の変化をいう。イベントヒストリーとは、イベントに関する個人史であり、その数量的分析をイベントヒストリー分析と呼ぶ(山口2001)。イベントヒストリー分析は、他の分析手法と異なり、観察期間中にイベントが起こらなかったサンプルを落とすことなく推計に生かすことができ、時間と共に変化する要因も考慮することができる¹³。つまり、観察開始時点 t までにイベントが発生していないという条件のもとでの期間 $t+$ t におけるイベント発生確率であるハザード率 $h(t)$ の対数を説明するものである。例えば、通常の初婚の分析では、未婚者である場合、観察期間中に初婚というイベントが発生していないために、サンプルから落ちてしまう。よって、おのずから既婚者のみの分析となってしまう。一方、イベントヒストリー分析の場合には、イベントが起こるまでの時間の長さを分析に使用し、観察期間終了までにイベントが発生し

¹³ その他時間とともに変化する要因を考慮することが可能であるデータにパネルデータがある。

Bal tagi (2001)によるとパネルデータの利点は、個体による多様性をコントロールすることで、共通の効果を観察することができ、さらに情報量が大いことにより多重共線性が解消され、推計の自由度が増すことで推計の不偏性が高い。加えて、異時点間の最適化行動をマイクロレベルで捉えることができることであるという。しかし、年次を追うごとのサンプルの減耗が大きな問題である。イベントヒストリー分析では、サンプルの減耗という問題が発生しないため、本分析によりふさわしい分析手法であるといえよう。

なかった場合には、未婚残存と考えることができるために、未婚者がサンプルから落ちてしまうことはない。ハザード率は(1)式のように表すことができる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} [P(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t) / \Delta t] \quad (1)$$

ここで、 T はイベントが起こったことを示す離散型確率変数である。このハザード率を関数として特定し、説明変数と関連付け、そのパラメータを推計する。その中でも、本研究では、イベント発生までの時間に関するデータである初婚年齢が存在するため、比例ハザードモデル¹⁴を使用し、年齢別初婚確率のイベントヒストリー分析を行う。比例ハザードモデルは、ライフテーブルの回帰分析である。このモデルは、掛け算のモデルであり、後程詳しく見ていく表5の推計結果に表されている「リスク比」とは相対的なリスク比であり、1より小さい場合にはその係数の被説明変数に及ぼす影響は負となる。反対に、1より大きい場合には、その変数の影響の符号は正となる。

Coxのハザードモデルでは、ハザード率 $h(t)$ は時間の関数としてだけでなく、モデルの説明変数のパラメータのログ線形関数として捉えられる。

$$h(t) = h_0(t) \exp\left(\sum b_i X_i\right)$$

$$\therefore \ln \left[\frac{h(t)}{h_0(t)} \right] = \sum b_i X_i = a + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k \quad (2)$$

ここで、 $h_0(t)$ はベースラインハザード関数であり、ハザード率の時間の側面を捉えている。これは、時間 t においてすべての観察対象となる個人に共通するものであり、基準として何らかの代表値を持つことが望ましく、通常すべての説明変数の値をゼロとするもしくは平均値をあてはめて推計されることが多い。比例ハザードモデルでは、(2)式に示したようにハザード率とベースラインハザードとの比が時間の経過による説明変数の X_i の値にかかわらず常に一定、つまり比例する。説明変数が時間に依存する場合、つまりモデルに含まれる説明変数の値もしくは影響力の少なくとも一部が時間により変化する場合には、その説明変数の影響力が時間 t の関数となるようにモデルを変形し推計を行う必要があるが、今回は、説明変数が時間に依存しないと仮定し、時間依存ハザードモデルは使用しない。

以上をまとめると、ハザードモデルを使用することで、時間の経過のもとでのイベントの発生確率への説明変数の影響を推計できるだけでなく、ベースラインハザードとの比をとることで、その影響をコントロールしながら説明変数の影響を分析することができる。よって、初婚の年齢別確率の推計をするにあたって、好ましい分析手法であるといえよう。

¹⁴ CoxハザードモデルについてはKalbfleisch and Prentice(1980)、Cox and Oakes(1984)、Alison(1984)、Cox(1972)、Yamaguchi(1991)、津谷(2002)を参照されたい。

4. 推計結果の考察

4.1 男女別の分析を行うにあたっての検定

分析モデルの検証を行うにあたり、まず、男女別に分析を行うべきか検定した¹⁵。男女では、初婚の年齢別確率の関数形が異なることが先行研究で指摘されている。上位婚、下位婚、同位婚¹⁶などの結婚相手選択における選好を考えると、例えば女性の高学歴は結婚に不利となるのに対し、男性の高学歴は結婚に当たって有利となる属性である。さらに、日本では、家事や育児負担が女性に偏っていることから、特に女性の結婚や出産にあたる機会費用が高い。よって、これらの理由から初婚は性別に依存性を有すると考えられる。これを検定するため、各々の説明変数と性別とのインタラクションを取り、その効果の検定を行った。その結果、兄弟姉妹構成に関する係数を除き、性別への依存性が確認され、すべての係数の関数形が男女で異なることが明らかとなった。サンプル数も男女別の推計を行うにあたり十分であることから、本研究では男女別に初婚の年齢別確率の推計を行っている。

4.2 推計結果

表5に男女の推計結果を示した。ここで、被説明変数である初婚の年齢別確率を構成する変数は、初婚年齢(未婚者の場合には現在の年齢)と初婚イベントの発生の有無である。以下では、順を追って見ていく。

まず、モデル1では、個人の基本的属性である出生コホートと学歴変数を導入している。個人の基本的属性と年齢別初婚確率に関して、仮説通りの結果が得られた。女性に関して、最近の出生コホートほど年齢別初婚確率は有意¹⁷に低下し、さらにその影響の非線形性が確認されたことから、近年ほど初婚の年齢別確率が低下しているが、最も新しい出生コホートではその低下がより急激であることが明らかとなった。男性は、その確率が線形であり、最近のコホートほど初婚の年齢別確率の低下が顕著であった。学歴に関しては、特に女性で短大や四年制大学を卒業した高学歴者に、高校卒業者と比べて年齢別初婚確率の低下が見られた。加えて女性の場合、中学卒業以下のものは高等学校卒業者と比して、初婚確率が高かった。詳細を見てみると、男性の場合、短大卒業の場合高等学校卒業者と比して約8%初婚確率が低く、四年制大学卒業以上の場合高等学校卒業と比して約16%低い。

¹⁵ 検定結果は、未掲載である。

¹⁶ 上位婚とは、自らよりも社会経済的地位の高い相手と結婚することであり、下位婚とは、自らよりも社会経済的地位の低い相手と結婚することである。男性は、下位婚の傾向があり、女性は、上位婚の傾向がある。それに対し、同位婚とは、自らと同じような社会経済的地位の相手と結婚することであり、日本では男女ともに同位婚の割合が最も多い。

¹⁷ 有意とは統計的に信頼できることを指す。ここでは、例えば5%の有意水準である場合、100回のうち5回は偶然であることを意味する。これはつまり、95%は偶然ではなく信頼できるデータであることを表す。

女性の場合、中学卒業以下の場合高等学校卒業者と比して約 28%初婚確率が高く、短大卒業の場合高等学校卒業者と比して約 24%初婚確率が低く、四年制大学卒業以上の場合高等学校卒業と比して約 37%低い。この結果は、先行研究とも整合的であり、前述した女性の上位婚と同位婚、男性の下位婚と同位婚傾向が関係している、つまり特に高学歴女性の「結婚難」が生じているといえよう。また、特に女性の結婚や出産にあたる機会費用の高さを反映しているともいえよう。今後も、男女ともに高学歴化は進むと考えられ、それにともない、特に女性の高学歴者の中でシングル化が進行すると予測される。

モデル 2 では、地域コンテキスト変数である女性の高等教育進学率と平均初婚年齢をモデルに導入した。結果、負の符号方向の有意な影響が確認され、女性の高等教育進学率や平均初婚年齢の高い地域で 15 歳時を過ごした場合、年齢別初婚確率が有意に低下することが明らかとなった。男性サンプルでは、個人の基本的属性や家族的背景を統制した後も二つの地域コンテキスト変数共にその有意性が確認されたことから、15 歳時を過ごした居住地域におけるコンテキストの影響は、特に男性のライフコース選択に影響をもたらす可能性がある。女性の場合、地域コンテキストは、初婚の確率よりも、個人の学歴達成に強く影響を及ぼしている可能性がある。

モデル 3 では、個人の家族的背景変数である父親の学歴と兄弟姉妹構成の変数を導入した。女性では、父親が四年制大学以上を卒業している場合、中学卒業以下である場合に比べて、結婚確率が約 13%低下した。父親の学歴の高さは、学歴社会である日本では、家族の社会経済的地位を意味すると考えられ、未婚女性で社会経済的地位が高い場合、それに相応するもしくは上回る結婚後の社会経済的地位を実現できる結婚相手が現れにくい。よって、社会経済的地位の高い女性は、低い女性よりも結婚を急がず家族内にとどまり続けることを選択する可能性が高いと考えられよう。これは先行研究とも整合的であり、社会経済的地位が高い個人の場合、結婚によって新しい家族を形成する周囲からの圧力が働きにくいことを意味している。さらに、人は生育した環境から嗜好を形成するとしている相対的嗜好仮説からも、バブル期に比べ、特に女性で現在の生活以上の生活を実現できる結婚候補者を見つけにくくなっていると考えることができよう。総じて、個人の家族背景に関する変数は、モデルにおいて出生コホート変数を統制するとその影響力を失うことから、出生力低下や学歴化などの社会経済構造の変化の効果がより大きいといえる¹⁸。

¹⁸ 本研究の分析対象の年齢幅が 25 歳から 64 歳と約 40 年次あり、その間、日本の出生や結婚、学歴は大きなマクロの社会変動を経験した。よって、年次変動の効果がより大きく現れたものと考えられる。

表5 比例ハザードモデルによって推計した初婚タイミングの説明変数の係数の指数値(リスク比):2000~2002年に25~64歳の男女

	男性			女性		
	Model リスク比 Z値	Model リスク比 Z値	Model リスク比 Z値	Model リスク比 Z値	Model リスク比 Z値	Model リスク比 Z値
個人の基本的属性						
出生コホート ^a	0.975 ** -11.54	0.986 ** -3.82	0.984 ** -3.09	1.101 ** 4.99	1.099 ** 4.91	1.100 ** 4.85
出生コホートの二乗				0.999 ** -6.02	0.999 ** -5.46	0.999 ** -5.35
学歴						
中学以下	0.848 ** -2.70	0.834 ** -2.93	0.837 ** -2.84	1.286 ** 4.66	1.283 ** 4.58	1.251 ** 4.05
高校 #						
短大・高専	0.928 -0.76	0.948 -0.54	0.960 -0.41	0.760 ** -5.41	0.768 ** -5.19	0.797 ** -4.24
四年制大学以上	0.842 ** -3.47	0.862 ** -2.98	0.869 ** -2.58	0.632 ** -6.84	0.644 ** -6.52	0.684 ** -5.25
個人の家族的背景変数						
父親の学歴						
中学以下 #						
高校			1.007 0.12			0.938 -1.29
短大・高専			1.090 0.76			0.898 -1.14
四年制大学以上			0.971 -0.32			0.869 † -1.74
不明・無回答			0.946 -0.94			1.032 0.62
兄弟姉妹構成:(1=有り, 0=無し)						
兄の有無			1.082 † 1.74			1.018 0.43
姉の有無			1.066 1.41			1.026 0.63
弟の有無			1.055 1.19			1.087 * 2.06
妹の有無			1.042 0.93			1.065 1.56
地域コンテキスト変数						
女性の高等教育進学率 ^b		0.460 * -2.40	0.486 * -2.22		0.750 -1.01	0.780 -0.87
女性平均初婚年齢 ^c		0.889 ** -3.14	0.889 ** -3.11		0.891 ** -3.52	0.897 ** -3.26
対数尤度	-16151.62	-16025.24	-15992.91	-20795.43	-20674.71	-20584.45
LR カイ二乗	161.79	175.61	176.40	368.62	386.48	392.83
(自由度)	(4)	(6)	(14)	(5)	(7)	(15)
Prob.>カイ二乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
人年数	78400	78004	77592	80130	79713	79372
イベント数	2248	2233	2231	2856	2843	2833
サンプル数	2725	2710	2699	3172	3157	3143

**1%で有意 *5%で有意 †10%で有意

注 #-レファレンス・カテゴリー

a--出生コホート - 1900

b--15歳時居住都道府県における 女性の高等学校卒業者に占める高等教育進学者の比率 (進学者 / 卒業者)

c--15歳時居住都道府県における 女性の平均初婚年齢

5. まとめと今後の課題

総じて、女性の高等教育進学率や初婚年齢によって測定される学歴化やシングル化の地域コンテキストは、その水準が高いほど年齢別初婚確率に負の影響を及ぼすことが明らかとなった。これは、前節で述べた機会費用や相対的嗜好仮説などから説明することができ、学歴化が進んだ近年ほど結婚や出産を行うことの機会費用が高まってきたと考えられよう。前の世代の学歴化つまり高学歴を基準として嗜好が形成されることは、自らのライフコース選択に影響をもたらし、年齢別初婚確率にも影響を及ぼすといえよう。学歴化やシングル化の地域コンテキストが次なる世代へのライフコースの伝播を生むとすれば、今後シングル化は益々進行すると考えられる。これまでの傾向から、特に女性の学歴化やシングル化は今後水準が低下するとは考えられず不可逆的であると推測される。このような状況下では、国や地方、企業が個々に行っているシングル化の緩和を意図している少子化対策の効果も限定的であるといえよう。よって、この状況を前提とした上で如何に結婚や出産にかかわるニーズを汲み上げ、それを実現することができるかどうかには支援策の効果は左右されると考えられよう。つまり、今後は女性の学歴化・就業化、そして非皆婚社会を基準とした政策を施行することで結婚や出産にあたる機会費用意識を軽減する必要があると考えられよう。また、地域的なコンテキストの差異も確認されたことから、日本の都市部のみだけでなく、日本の地方も含めた全国的な政策施行の重要性が示されたといえる。以上から、学歴化やシングル化は、地域的なコンテキストを反映し、それが世代間または地域内で広まったものであり、個々の女性が高学歴をつけ、結婚や出産後も仕事を継続するようになったことが、原因であるとして、現代の女性の高学歴化や就業化を非難すべきではないであろう。

最後に、一般に農村と都市部では、学歴や結婚に対するコンテキストが大きく異なることから、地域コンテキスト変数を都道府県だけではなく農村や都市といった形で再分割することでさらなる検証が可能であろう¹⁹。その際、地域コンテキスト変数として導入する変数のデータ上の制約、つまり、統計手法を適用する上で、毎年時系列で存在しているデータであるか否かが問題となるが、これは今後の課題とする。

謝辞

本研究における二次分析を行うにあたり、大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所から日本版 General Social Survey (JGSS) の個票データの提供を受けました。この場を借りて厚く御礼を申し上げます。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

¹⁹ 15歳時の農村居住の有無変数をモデルに導入し、再検証を行った(未掲載)。期待通り、青春を農村地域で過ごした場合、正の符号、つまり初婚の確率が高まる結果が示された。

受けて(1999-2008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:岩井紀子,幹事:保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

参考文献

- Alison, Paul. , 1984 , *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Data*. Sage University Paper Series, 46. Beverly Hills, California.Sage Publications.
- Baltagi, B. H. , 2001 , *Economic Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Chichester: John Wiley & Sons.
- Becker, S.Gary and Murphy M.Kevin , 2000 , *Social economics : market behavior in a social environment* , Belknap Press of Harvard University Press.
- Cox, D. R. , 1972 , “Regression Models and Life Tables,” *Journal of the Royal Statistical Society*, B34:187-220.
- Cox, D. R. and Oakes, D. , 1984 , *Analysis of Survival Data*. London: Chapman and Hall.
- Easterlin, A. Richard. , 1978 , “The Economics and Sociology of Fertility: A Synthesis” , Tilly, Charles . (ed.) *Historical Studies of Changing Fertility*, Princeton. Princeton University Press.
- 樋口美雄・阿部正浩 , 1999 ,「経済変動と女性の結婚・出産・就業の年齢別初婚確率 固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性 結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社:25-65.
- Kalbfleisch, J. D. and Prentice, L Ross. , 1980 , *The Structural Analysis of Failure Time Data*. New York: Wiley.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2005, 『第13回 結婚と出産に関する全国調査 - 出生動向基本調査』.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 1982-2005, 『出生動向基本調査』第8-13回調査
- Lichter, Daniel T., McLaughlin, Daine K., Kaphart, George., and Landry, David J. , 1992 , “Race and the Retreat from Marriage: A Shortage of Marriageable Men?” *American Sociological Review*, 57 : 781-799.
- Michael, Robert T., and Tuma, Nancy Brandon. , 1985 , “Entry into Marriage and Parenthood by Young Men and Women: The Influence of Family Background” *Demography*, 22(4):515-544.
- 文部科学省統計局統計課, 『学校基本調査報告書』各年度版
- 文部科学省編, 『文部科学統計要覧』各年度版
- 内閣統計局編, 『人口動態統計』各年度版

- 小椋正立・ロバート ディーケル, 1992, 「1970年以降の出生率の低下とその原因 県別, 年齢社会経済的地位別データからのアプローチ」『日本経済研究』22:46-76.
- Rindfuss, Ronald R.; Choe, Minja Kim; Bumpass, Larry L. and Tsuya, Noriko O., 2004, "Social networks and family change in Japan", *American sociological review*, 69-6: 838-861.
- 佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差 - 高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討 - 」『教育社会学研究』78: 303-320.
- 滋野由紀子・大日康史, 1997, 「女性の結婚選択と就業選択に関する一考察」『季刊家計経済研究』1997秋: 61-71.
- 津谷典子, 2002, 「イベント・ヒストリー分析」日本人口学会編『人口大事典』培風館: 428-431.
- , 2005, 「少子化の人口学的背景と将来展望」『社会政策学会誌』, 14: 3-17.
- , 2006, 「わが国における家族形成のパターンと要因」国立社会保障・人口問題研究所『人口問題研究』62(1・2)1-19.
- Yamaguchi, Kazuo., 1991, *Event History Analysis*. Beverly Hills, California.: Sage Publications.
- 山口一男, 2001, 「イベントヒストリー分析(1)」『統計』2001年9月号: 74-79.

第3章 若年時の正規就業は結婚を早めるか？

水落正明

1. 研究の背景

最近の景気回復傾向の中、わが国の労働市場の需給状態は改善しつつあるが、一方では学生から社会人へスムーズに移行できない、あるいは若年層の非正規就業化といった動きも観察されている。こうした学卒直後のような若年時の就業状態は、個人の人生設計を考える上で結婚タイミングに影響を与えるであろう。そうした観点から、若年時の就業状態が結婚に与える影響を分析することは、少子高齢社会の経済運営を考える上で重要な課題である。

さて、こうした就業と結婚タイミングの関係を考える上で、参考になる最近の結婚に関するデータとして以下のものがある。

最初に、国立社会保障・人口問題研究所が2005年6月に調査した「第13回出生動向基本調査(独身者調査)」によれば、未婚者の結婚したい年齢はこれまで上昇傾向が続いていたが、今回の調査で上げ止まり、男性についてはわずかに下がる傾向が見られると報告されている。

さらに最近の調査結果として、明治安田生活福祉研究所が2006年2~4月に行った「第2回結婚・出産アンケート調査」によれば、独身者が結婚したい年齢は男性33.1歳(前年33.9歳)、女性31.5歳(同32.2歳)と下がっていることがわかる。

このように、近年では結婚希望年齢の低下、すなわち結婚タイミングが早くなる可能性が出てきている。もちろん、こうした動きの背景については詳細な分析を行わなければ言及できないが、近年の景気回復、労働市場の需給改善によって、経済的な側面からの結婚に対するハードルが低くなった可能性はないだろうか。すなわち、就業状態が結婚タイミングに影響を与えることが示唆されているとも考えられる。

2. 先行研究

このような就業と結婚タイミングの関係についての研究は既にいくつか行われている。それらの結果を表1にまとめた。

大谷(1989)の研究では、常勤であった場合(レファレンスは無職)、女性の結婚タイミングが遅くなるという結果が得られている¹。しかしながら有配偶者の就業変数については、結婚後の就業状態が使われており、若年時の就業状態が結婚タイミングに影響を与えているかは不明である。

¹大谷(1989)は、男性についても分析しているが、職業の種類(ホワイトカラーやブルーカラー)の影響をみており、常勤など就業状態の影響は明らかになっていない。

表1 若年時の就業状態が結婚タイミングに与える影響に関する先行研究の結果

	大谷(1989)	永瀬(2002)	水落(2006)	
正規就業の影響	-	+	n.s.	+
分析対象	女性(18-34歳)	女性(-49歳)	女性(20-49歳)	男性(20-49歳)
調査名	第9次出産力調査	第11回出生動向基本調査	JGSS2001-2002	
調査年	1987年	1997年	2001、2002年	

いずれもサバイバル分析をおこなっている。

一方、永瀬(2002)の研究では、若年時に正社員であった場合、女性の結婚が早まっているという結果が得られており、このことから、マッチングの場としての職場というものの影響力が、以前は強かったのではないかと述べている。

このように大谷(1989)と永瀬(2002)の分析は、調査年に10年の差はあるが同じ調査のデータを用いて分析し、反対の結果を得るにいたっている。そこで水落(2006)では、他のデータを使って同様の分析を行い、先行研究で得られている結果について検証した。

その水落(2006)では男女について分析を行い、男性が学卒直後に正規雇用された場合に結婚が早くなる(レファレンスは無職)という結果を得ている。それに対して女性の場合は就業状態の影響は有意ではなく、大谷(1989)および永瀬(2002)の研究のどちらを支持するものでもないという結果に終わっている。

そこで本稿では、これらの先行研究が使用していたデータ以外の一般性の高い個票データを使用することで、若年時の就業状態が結婚タイミングに与える影響についてあらためて確認する。特に学卒直後の就業状態に注目するため、水落(2006)で得られた結果との比較を行うこととする。

3. 分析の枠組み

結婚における比較優位の理論で考えると、男女二人が結婚することで、労働市場での生産性(賃金など)が高いほうがより多く働き、家庭での生産性が高いほうがより多く家事労働などを行うことによって、両者ともにメリットを得ることができる。さらに、男女の賃金の差が大きいほど分業のメリットは大きくなる。

そうした観点からは、男性が学卒直後に非正規雇用や無職になった場合、正規就業した場合に比べて、その後の経済力の到達点は低くなり、結婚確率は低下すると考えられる。

一方、女性が正規就業した場合、男女間の分業のメリットが減少するほか、結婚によって正規就業ができなくなるなど、女性にとっての結婚の機会費用が増加し結婚確率が低下することとなる。ただし、永瀬(2002)では正規就業が女性の結婚を早めているという結果が得られており、正社員という働き方が相手探しの有効な場として機能していたのではと指摘している。

したがって若年時の正規就業は、女性では相反する効果があり実際にどちらの効果が大きく出るのかは不明であるが、男性ではおおむね結婚にいたる期間を短くすると考えられ

る。

4. データ

本稿では、NFRJ98 と SSM95 を使って、JGSS2001-2002 を使用した水落（2006）と同様の分析を行う。NFRJ98 と SSM95 はわが国の全体像をとらえるうえで非常に一般性の高いデータである。ただし、調査の質問方法が異なるため、JGSS と同様の分析を行うにあたってはデータの加工等が必要であり、必ずしも完全に対応した分析とはならないことには留意が必要である。

以下ではデータの加工が必要な部分とどのような加工を行ったかを NFRJ98，SSM95 の順に説明する。

4.1 NFRJ98 の加工

NFRJ98 の問題点は以下の 1 点である。

- (1) 学卒直後の就業状態を厳密な形で質問していない。

この点について、次のような方法によって、学卒直後の就業状態を特定する。NFRJ98 には、学卒の時期（または年齢）と初職に就いた時期（または年齢）に関する質問がある。そこでこれらの質問から、学卒直後の就業状態を特定することとした。

その際、「初職に就いた年齢」から「学卒時の年齢」を引いたものの分布をみたところマイナスのサンプルが分析対象（49 歳以下）の 3,026 サンプルのうち 214 サンプル（7.3%）いた。つまり、これらのサンプルは学卒前に初職についていたということになる。一度、就職した後に学校に入りなおしたり 就業しながら学校に通っていたことが考えられるが、こうしたサンプルは今回の分析では扱えないので分析対象から除いた。この数値が 0 のサンプルを学卒直後に就業したサンプルとみなす。1 年程度のマイナスであれば誤差や勘違いなどの可能性があるが、ここでは厳密に 0 年のケースだけを就業サンプルとして扱った。他の変数で欠損値があるサンプルなども除いた結果、NFRJ98 の分析対象数は 2,753（女性 1,421，男性 1,332）となった。

4.2 SSM95 の加工

SSM95 の問題点は以下の 2 点である。

- (1) 学卒直後の就業状態を厳密な形で質問していない。
- (2) 結婚年齢が現在の結婚に関するものしかない。

1 点目については、最終学歴と初職に就いた年齢の質問があるため、そこから学卒直後の就業状態について特定する。具体的には、例えば最終学歴が大学の場合は卒業年齢を 22 歳とし、初職に就いた年齢が 22 歳か 23 歳の回答者を学卒直後に就職したとみなす。NFRJ98 では卒業時と就職時の年齢が完全に一致するケースを学卒直後に就職したサンプルと考えたが、SSM95 では卒業時の年齢を直接聞いていないので、プラス 1 年までを含めることとした。

2 点目について、大半の回答者については初婚の年齢がデータとして得られていると考えられる。ここで問題になるのは再婚のケースである。再婚であるか否かは、データからは判別できないがそれほど多くはないと考えられる。ただし、再婚が推測されるサンプルについては取り除くこととした。具体的には、結婚してから経過した年数と第一子の年齢を比べて、第一子の年齢が結婚経過年数より 2 年以上上回っているケースを再婚とみて、そうしたサンプルを除いた。これによって、完全ではないが、現在の結婚についての結婚年齢がほぼ初婚年齢であるということができると考えられる。分析に用いる他の変数で欠損値があるサンプルなども除いた結果、SSM95 の分析対象数は 1,362 (女性 770, 男性 592) となった。

5 . 推定結果

5.1 カプラン・マイヤー法

最初にカプラン・マイヤー推定による未婚残存率を図 1 から図 6 に示した。

全体的な傾向であるが、女性のほうが男性に比べて就業状態別の曲線の違いは小さいことがわかる。したがって、女性の結婚については正規就業の影響は出にくいことが予想される。その正規就業について、男女とも必ずしも最終的な未婚残存率が最も低いとは言えず、データによって異なっていることも見てとれる。

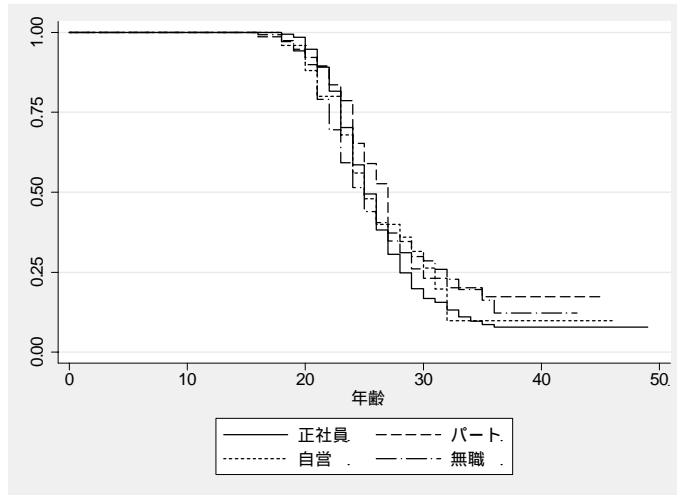


図1 JGSS2001-2002 (女性)

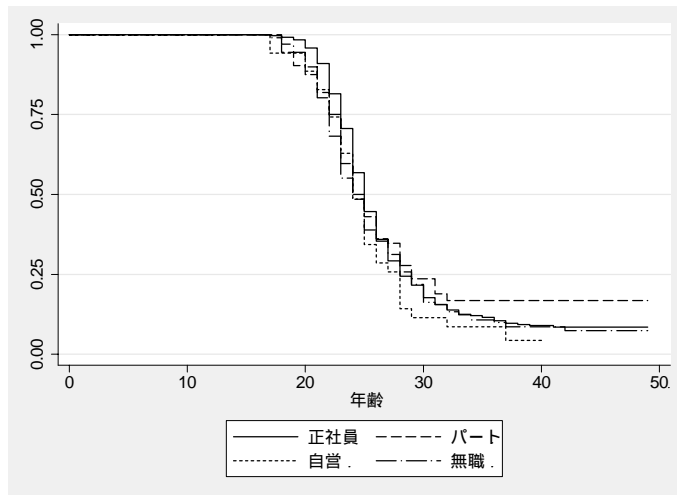


図2 NFRJ98 (女性)

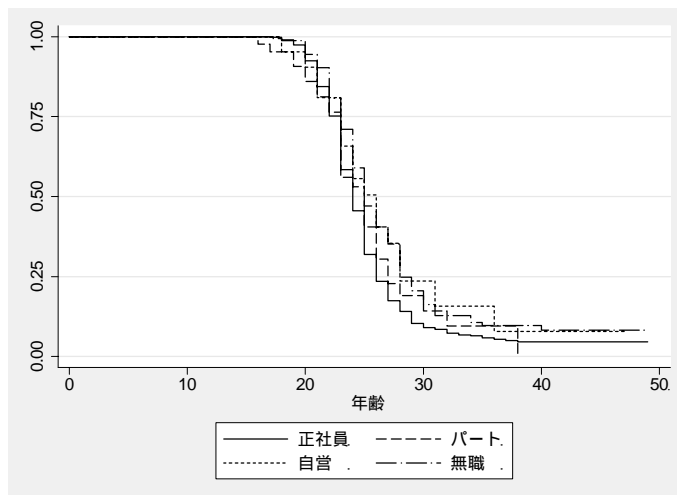


図3 SSM95 (女性)

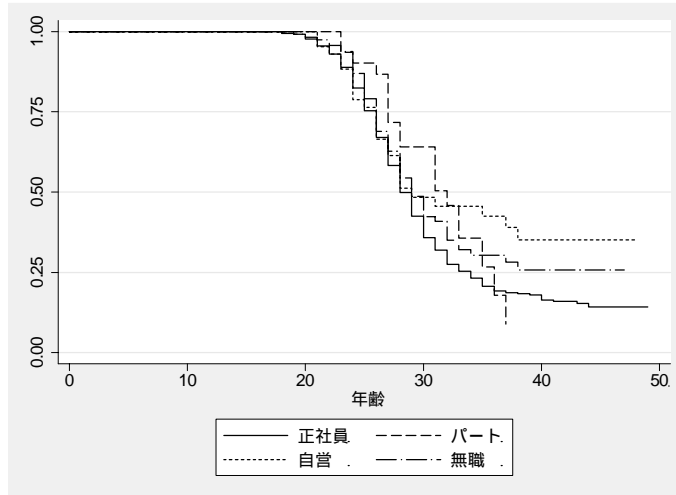


図4 JGSS2001-2002 (男性)

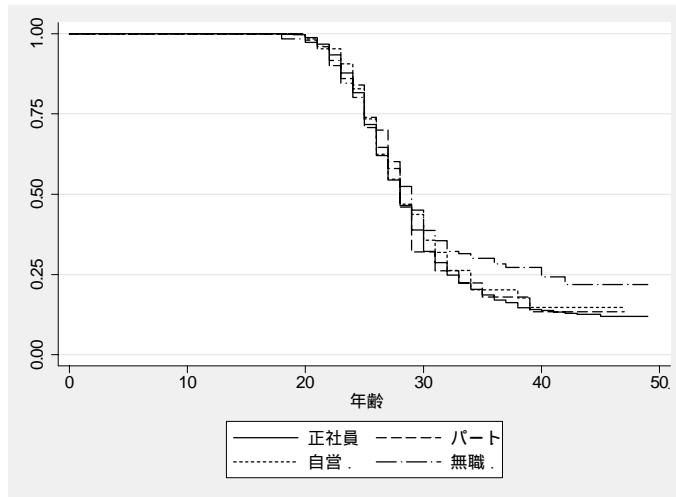


図5 NFRJ98 (男性)

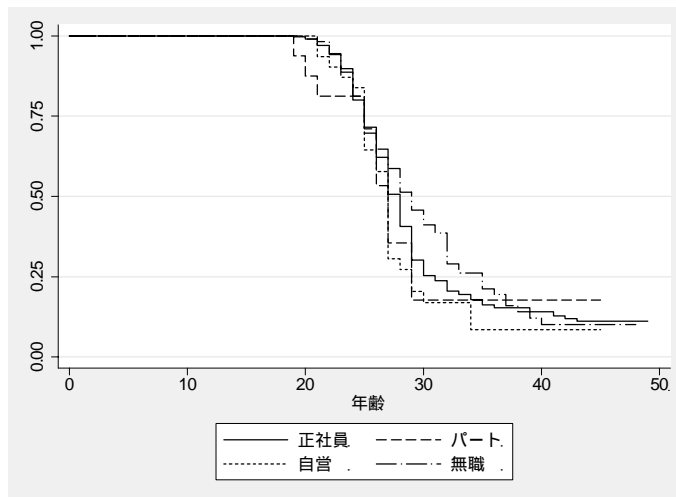


図6 SSM95 (男性)

5.2 Cox 比例ハザードモデル

続いて、Cox 比例ハザードモデルによる推定結果を示す。表 2, 3 が分析に用いたデータの基本統計量である。表 4 が女性、表 5 が男性についての結果をまとめたものである。被説明変数は初婚年齢である。

表 4 の有意な変数の係数を見ると、最終学歴と出生コーホートについては、いずれのデータでも同じような結果が得られているようである。すなわち、最終学歴が高いほど結婚ハザードが低くなり、出生コーホートが最近になるほど結婚ハザードが低くなるというものである。しかしながら学卒直後の就業状態の結果をみると、JGSS と NFRJ の結果は有意な変数がないという点で一致しているが、SSM では自営業主・自由業者以外では結婚ハザードが有意に高く、正社員就業が結婚タイミングを早くしているという結果が得られている。この SSM の推定結果は、永瀬（2002）の結果と一致するものとなっている。

一方、男性の結果について表 5 をみると、出生コーホートの結果はおおむね一致している。最近のコーホートになるほど結婚ハザードが低くなっているが、1970 年代など直近のコーホートでは不安定な結果となっている。学卒直後の就業状態の影響については、JGSS と NFRJ の結果は正社員のみハザードが高く有意であるという点で一致しているが、SSM では有意とはならなかった。また、最終学歴がいずれであっても結婚ハザードに影響しないという結果については、いずれのデータを用いても一致している。

表2 女性サンプルの基本統計量

	JGSS2001-2002		NFRJ98		SSM95	
	平均	(最小、最大)	平均	(最小、最大)	平均	(最小、最大)
既婚ダミー	0.780	(0,1)	0.861		0.838	(0,1)
初婚年齢	25.6	(16,49)	26.0	(17,49)	24.9	(16,49)
学卒直後の雇用状態ダミー(ベースは無職)						
正社員	0.803	(0,1)	0.785	(0,1)	0.703	(0,1)
パート・アルバイト	0.0631	(0,1)	0.0507	(0,1)	0.0558	(0,1)
自営業主・自由業者	0.0205	(0,1)	0.0246	(0,1)	0.0273	(0,1)
最終学歴ダミー(ベースは中学)						
高校	0.507	(0,1)	0.475	(0,1)	0.627	(0,1)
専門学校			0.0725	(0,1)		
短大・高専	0.296	(0,1)	0.279	(0,1)	0.169	(0,1)
大学・大学院	0.151	(0,1)	0.103	(0,1)	0.110	(0,1)
出生コーホートダミー(ベースは1951-1957年)						
1958-1962	0.200	(0,1)				
1963-1967	0.189	(0,1)				
1968-1972	0.168	(0,1)				
1973-1977	0.134	(0,1)				
1978-1982	0.0729	(0,1)				
出生コーホートダミー(レファレンスは1949-1955年)						
1956-1960			0.210	(0,1)		
1961-1965			0.226	(0,1)		
1966-1970			0.228	(0,1)		
出生コーホートダミー(レファレンスは1945-1949年)						
1950-1954					0.209	(0,1)
1955-1959					0.196	(0,1)
1960-1964					0.160	(0,1)
1965-1969					0.127	(0,1)
1970-1974					0.119	(0,1)
サンプル数	1221		1421		770	

表3 男性サンプルの基本統計量

	JGSS2001-2002		NFRJ98		SSM95	
	平均	(最小、最大)	平均	(最小、最大)	平均	(最小、最大)
既婚ダミー	0.780	(0,1)	0.861	(0,1)	0.716	(0,1)
初婚年齢	28.4	(18,49)	28.9	(18,49)	27.8	(19,49)
学卒直後の雇用状態ダミー(ベースは無職)						
正社員	0.805	(0,1)	0.779	(0,1)	0.733	(0,1)
パート・アルバイト	0.0348	(0,1)	0.0375	(0,1)	0.0270	(0,1)
自営業主・自由業者	0.0437	(0,1)	0.0480	(0,1)	0.0524	(0,1)
最終学歴ダミー(ベースは中学)						
高校	0.506	(0,1)	0.438	(0,1)	0.541	(0,1)
専門学校			0.0571	(0,1)		
短大・高専	0.0784	(0,1)	0.0751	(0,1)	0.0186	(0,1)
大学・大学院	0.348	(0,1)	0.363	(0,1)	0.326	(0,1)
出生コーホートダミー(ベースは1951-1957年)						
1958-1962	0.159	(0,1)				
1963-1967	0.185	(0,1)				
1968-1972	0.181	(0,1)				
1973-1977	0.134	(0,1)				
1978-1982	0.0864	(0,1)				
出生コーホートダミー(レファレンスは1949-1955年)						
1956-1960			0.211	(0,1)		
1961-1965			0.229	(0,1)		
1966-1970			0.222	(0,1)		
出生コーホートダミー(レファレンスは1945-1949年)						
1950-1954					0.225	(0,1)
1955-1959					0.159	(0,1)
1960-1964					0.160	(0,1)
1965-1969					0.118	(0,1)
1970-1974					0.127	(0,1)
サンプル数	1007		1332		592	

表4 女性サンプルの推定結果（初婚年齢）

	JGSS2001-2002		NFRJ98		SSM95	
	ハザード比	漸近的t値	ハザード比	漸近的t値	ハザード比	漸近的t値
学卒直後の就業状態ダミー(レファレンスは無職)						
正社員	0.999	-0.01	0.934	-0.82	1.555 ***	4.32
パート・アルバイト	0.869	-0.75	0.916	-0.58	1.645 *	2.46
自営業主・自由業者	0.827	-0.77	1.254	1.18	1.262	0.89
最終学歴ダミー(レファレンスは中学)						
高校	0.739 *	-2.07	0.936	-0.57	0.695 **	-2.60
専門学校			0.626 **	-3.04		
短大・高専	0.513 ***	-4.34	0.639 ***	-3.66	0.497 ***	-4.11
大学・大学院	0.394 ***	-5.59	0.587 ***	-3.79	0.429 ***	-4.48
出生コーホートダミー(レファレンスは1951-1957年)						
1958-1962	0.817 *	-2.23				
1963-1967	0.684 ***	-4.01				
1968-1972	0.593 ***	-5.11				
1973-1977	0.502 ***	-5.15				
1978-1982	0.506 *	-2.36				
出生コーホートダミー(レファレンスは1949-1955年)						
1956-1960			0.997	-0.05		
1961-1965			0.787 **	-3.07		
1966-1970			0.537 ***	-7.26		
出生コーホートダミー(レファレンスは1945-1949年)						
1950-1954					1.064	0.52
1955-1959					0.877	-1.06
1960-1964					0.769 †	-1.95
1965-1969					0.921	-0.55
1970-1974					0.575 *	-2.36
対数尤度	-6007.4		-8011.1		-3755.0	
サンプル数	1221		1421		770	
サンプルの年齢	20-49歳		28-49歳		20-49歳	
調査年	2001, 2002年		1999年		1995年	

***:0.1%水準で有意、**:1%水準で有意、*:5%水準で有意、†:10%水準で有意

表5 男性サンプルの推定結果（初婚年齢）

	JGSS2001-2002		NFRJ98		SSM95	
	ハザード比	漸近的t値	ハザード比	漸近的t値	ハザード比	漸近的t値
学卒直後の就業状態ダミー(レファレンスは無職)						
正社員	1.28 †	1.88	1.236 *	2.21	1.141	1.03
パート・アルバイト	0.939	-0.24	1.242	1.17	1.371	0.78
自営業主・自由業者	0.830	-0.79	1.062	0.36	1.335	1.28
最終学歴ダミー(レファレンスは中学)						
高校	1.30	1.60	1.234	1.6	1.179	1.04
専門学校			1.044	0.24		
短大・高専	1.10	0.43	1.051	0.29	1.203	0.46
大学・大学院	1.08	0.45	0.970	-0.23	1.047	0.26
出生コーホートダミー(レファレンスは1951-1957年)						
1958-1962	0.713 **	-3.04				
1963-1967	0.657 ***	-3.83				
1968-1972	0.655 ***	-3.55				
1973-1977	0.842	-1.06				
1978-1982	1.67 †	1.77				
出生コーホートダミー(レファレンスは1949-1955年)						
1956-1960			0.898	-1.31		
1961-1965			0.827 *	-2.26		
1966-1970			0.716 ***	-3.54		
出生コーホートダミー(レファレンスは1945-1949年)						
1950-1954					0.923	-0.61
1955-1959					0.974	-0.18
1960-1964					0.716 *	-2.11
1965-1969					0.543 **	-2.76
1970-1974					1.018	0.06
対数尤度	-4085.6		-6819.6		-2377.5	
サンプル数	1007		1332		592	
サンプルの年齢	20-49歳		28-49歳		20-49歳	
調査年	2001、2002年		1999年		1995年	

***:0.1%水準で有意、**:1%水準で有意、*:5%水準で有意、†:10%水準で有意

6. まとめ

本稿は、若年時、特に学卒直後の就業状態が結婚タイミングにどのような影響を与えるのかについて、水落（2006）によって JGSS2001-2002 で得られていた結果が、他の一般性の高い2つの調査データ（NFRJ98, SSM95）でも得られるかについて比較検証した。

その結果、最終学歴や出生コーホートの影響についてはおおむねいずれのデータでも同じ結果が得られたが、就業状態については部分的に一致するにとどまり、頑健な知見が得られたとはいえない。こうした結果が、調査方法やデータの加工方法など、いずれの要因に依存するのかはさらなる分析が必要であるが、現時点ではこのような結果が得られたことを報告する。

補足

本稿では3種類のデータを用いた。ここでは、各調査の就業状態に関する質問の選択肢と本稿での区分との対応について表6に示した。表を見て分かるように、各調査で選択肢は非常に似ており、本稿での区分の方法が推定結果に影響を及ぼしているとは考えにくい。

謝辞

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「日本版総合的社会調査」(大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所)、「家族についての全国調査,1999」(日本家族社会学会全国家族調査委員会)、「1995年SSM調査」(1995年SSM調査研究会)の個票データの提供を受けた。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(1999-2008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:岩井紀子,幹事:保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

参考文献

- 大谷憲司,1989,「初婚確率と第1子出生確率の Proportional Hazards Model 分析」『人口問題研究』45(2):46-50.
- 永瀬伸子,2002,「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2):22-35.
- 水落正明,2006,「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』22-23:167-176.

表6 就業状態の区分と選択肢の対応

JGSS2001-2002	本稿での区分	NFRJ98	本稿での区分	SSM95	本稿での区分
経営者・役員	正社員	経営者、役員	正社員	経営者、役員	正社員
常時雇用の一般従事者・役職なし	正社員	常時雇用されている一般従業者	正社員	常時雇用されている一般従業者	正社員
常時雇用の一般従事者・職長、班長、組長	正社員				
常時雇用の一般従事者・係長、係長相当職	正社員				
常時雇用の一般従事者・課長、課長相当職	正社員				
常時雇用の一般従事者・部長、部長相当職	正社員				
常時雇用の一般従事者・役職はわからない	正社員				
臨時雇用・パート・アルバイト	パート・アルバイト	臨時雇い・パート・アルバイト	パート・アルバイト	臨時雇用・パート・アルバイト	パート・アルバイト
派遣社員	パート・アルバイト	派遣社員	パート・アルバイト	派遣社員	パート・アルバイト
自営業主・自由業者	自営業主・自由業者	自営業主、自由業者	自営業主・自由業者	自営業主、自由業者	自営業主・自由業者
家族従業者	自営業主・自由業者	自営業の家族従業者	自営業主・自由業者	家族従業者	自営業主・自由業者
内職	自営業主・自由業者	内職	自営業主・自由業者	内職	自営業主・自由業者

第4章 若年層の家族意識は「保守化」しているのか JGSS と NFRJ による意識構造・規定要因の比較

田中慶子

1. 問題設定

1990年代以降に顕著となったわが国の未婚化・晩婚化の要因についての議論は数多くあるが、そのひとつとして、本稿では家族意識に注目する。2000年代に入り、いくつかの大規模調査から、若年層(20-30歳代)のとりわけ女性において、性別役割分業を肯定し、「家族の個人化」に否定的であるといった、それまでの趨勢とは異なる、家族意識の「保守化」傾向がみられることが注目される(たとえば松田 2005; 国立社会保障・人口問題研究所 2006 など)。

このような現象は、現代の若者(未婚者)の、現状肯定的で、生活環境の変化を望まないという態度や、将来の実現可能な生殖家族の生活とのギャップをあらかじめ予測したうえで、理想や期待の表明であるなど、さまざまな解釈ができる。いずれにせよ若年層において、意識の上で家族形成に対する「高いハードル」が設定されているひとつの証左であるとも捉えられる。

一般に性別役割分業に対して否定的な態度(ここでは「革新的」とする)となる、若年層、女性において、そのような変化がみられることは、若者論としてだけでなく、家族変動論の観点から重要である。彼女らは、戦後の民主化教育を受けた両親とその「子ども」という組み合わせが大半を占める、「家族の戦後体制」を子どもの頃から体現したコーホート(主に1970年代後半出生コーホート)である。いわば初の「真の戦後家族」において、核家族のサイクルが一巡する1990年代に、そして「戦後第2世代」の家族形成において、どのような変化がみられるのかに、戦後家族の民主化が実証されることになるからである(山根 1974)。

しかし、同時にこのコーホートは、周知のように教育や労働、人口学的な位座という点でも、それ以前のコーホートとは大きく異なっている。高学歴化(特に4年制大学進学率の上昇)、若年労働市場の非正規雇用化・不安定化、未婚期における離家経験率の増加、大都市出身者が多いなど、従来ならば「革新的」な意識・態度となると予測される社会経済的な特徴をもつ者が多い。はたして若年層において家族意識の「保守化」という趨勢は、たしかに確認できるのであろうか。家族意識を規定する要因が変化し、従来の社会経済的な特性との関連が弱まった結果、上記の動向となっているのではないかという疑問も残る。

本稿では1990年代以降の家族意識の変化、とりわけ若年層における家族(ジェンダー)意識の保守化という現象を、2つの全国サンプルの標本データを用いて、実証的に確認することを目的とする。家族意識の構造の変化、および社会経済的属性と家族意識との関連

を検討し、属性を統制した上でも、たしかな趨勢として若年層の家族意識の「保守化」はみられるのか検証をおこなう。

2. 先行研究 家族意識研究の方法と問題点

わが国の代表的な家族社会学者である森岡清美によれば、家族変動の観察は、家族形態の変化（家族変形）と家族規範の変化（家族変質）に区分できる（森岡 1993）。家族意識についての研究は、家族変質を捉える視点として、学術研究だけではなく、戦後から今日まで続くわが国の代表的な世論・社会意識調査の中でも常に一定の位置を占めてきた。

家族意識とは、「家族という社会関係について個人および人びとがもつ、価値づけと規範および家族行動に対する態度」（石原 1982: 122）と定義され、「自身の家族生活について抱く期待にとどまらず、一般的な家族について抱くイメージも含むという点では、個人が内面化している家族についての規範に近接した概念」（西野 2006: 139）であり、家族意識は家族に関する社会規範、家族関係に関する態度と対応すると考えられる（熊谷 2001）。一般に家族意識研究とは、家族生活や、家族内の人間関係、結婚・パートナー関係などについて、「家」対「民主的・平等な家族」、そして「近代家族」対ポスト近代家族・非近代家族という対立軸が設定され、ある時期や、カテゴリーによる「座標」をめぐって議論される。1980年代までは、世代間扶養や継承、先祖祭祀など「家」意識の残存と民主的家族（近代家族）の浸透が主眼であったが、近年では後者の対立軸、とりわけ夫妻の性別分業やジェンダーについての意識が注目されている。

1980年代までの家族意識研究を整理した松成恵（1991）によれば、家族変動を家族意識の側面からあきらかにしようとする試みは、3つの系譜に整理することができる。第1に、特定の地域を選んで、その地域の対象者の家族意識について調査したもの。第2に、全国規模の世論調査の結果を資料として、戦後の家族意識の変化を明らかにしようとしたもの。第3に、因子分析による家族意識の構造分析である。

第1のアプローチからは（局所的なデータに依拠する知見が多いという限界があるものの）社会経済的属性と家族意識との関連があきらかになっている。総体として社会経済的地位が、家族意識を左右すると予測し、年齢、学歴（教育年数）、配偶関係、就業状態、出身地、居住地、妻の就業形態などの要因を指摘している（竹ノ下・西村 2005: 早瀬 2005）。概して高齢、ある程度高学歴、有配偶、農村出身、非都市在住、妻専業主婦の者が「保守的」であることが知られている。データの蓄積はあるものの、一部をのぞいて基本的な分析にとどまっており、結局、誰がどのような家族意識をもつのかという全体像が十分に把握されているわけではない。また、家族意識の内容によって、属性要因の影響は異なることを指摘しているが、それぞれの家族意識を規定するメカニズムやその関連が十分にあきらかになっているわけではない。

第2のアプローチでは、継続調査によって変化の趨勢が示されている。1990年代以降の

趨勢に注目すると、家族の「個人化」や「多様化」に該当する項目での変化 それらを許容する傾向 は多くの調査で確認されている（石原 2004）. しかし性別役割分業に関する項目（「男/夫は仕事，女/妻は家庭」）では，異なる知見が示され，議論の焦点となっている．

一方では，若年層の性別役割分業，家族意識の「保守化」が指摘されている．具体的にみてみよう．内閣府の「男女共同参画社会に関する世論調査」では，性別役割意識は，全体として分業否定的な方向に変化しているものの，1980年代以降（1997年までは），男女差が広がり「進んだ女性 遅れた男性」という構図がみられた（尾嶋 2000）. しかし先述のように近年，若年女性においては，性別役割を肯定的に評価する傾向がみられ，性別役割意識が「再評価」され，また30代では男女の差がほぼなくなってきたという（松田 2005）. また国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向調査」でも，それまでは，性別役割分業否定の方向に推移していたものの，最新調査（2005年）では，未婚女性ではその趨勢が鈍化していること，有配偶では逆転して分業肯定が増加している．独身者においては家族・結婚を支持する動きに復調がみられるなど，若年未婚女性における「保守化」が確認された．有配偶女性を対象とした同研究所の「第3回家庭動向調査」（2003年）では，全体的には分業肯定が過半数を割り，伝統的価値観を否定する趨勢がみられるものの，20歳代，主婦層では比率の変化が小さい．このように性別分業についての意識は，2000年代に入り，（他の年齢層の趨勢とは異なり）若年層では性別分業を肯定する者が増加している「保守化」傾向が示された．

他方で，若年層の変化は認められず，むしろ高齢層での変化を強調する知見もある．日本家族社会学会による「家族についての全国調査」（NFRJ）の分析をおこなった西野（2006）は，1999年と2004年の比較では，全体として分業否定的な方向に推移しているものの，そのパターンは男女で異なるとしている．女性では50代以上の高齢層で分業否定的な方向への変化し，また1950-60年代コーホートで性別役割意識の「革新化」が進んでいることから，コーホート効果と解釈している．男性ではいずれの年齢層でも「革新化」しており，分業規範の弱体化による時代効果と考えられる．同様に西野（2006）は国立社会保障・人口問題研究所による「家庭動向調査」の第1回（1993年）と第2回（1998年）を比較し，女性は60歳以上で「革新化」が認められることを指摘している．

つまり，どの年齢層（コーホート）で性別役割分業に対する意識の「変化」が認められるのか，「変化」を捉える基準 分業肯定と否定の比率，前回調査との値の比較，年度間の比率の増減量 も異なっており，家族意識の変化の趨勢について，必ずしも一定の知見が得られているわけではない．第2のアプローチでは，基本的に性・年齢・本人就業などによって比率（得点）の違いによって観察をおこなっているが，第1のアプローチから示されているように，社会経済的屬性によって態度は異なっており，家族意識の変化が時代効果によるのか，コーホート効果によるのか，コーホート内の属性要因を統制したうえで，

男女別に趨勢観察をおこなうことが必要である。

第3のアプローチでは、因子分析をおこない、「家」意識の内部構造（木下 1988：坂本 1990）や、性別分業についての意識構造をあきらかにしている（竹ノ下・西村 2005）。いずれも一時点の分析であるため、家族意識の認知構造自体が変化しているのか、特に性別役割分業のみが独自の動きがみられたが、家族意識の内部構造も変化しているのかを確認することができない。性別役割分業が下位次元として独立しているのかを確認することで、より厳密に変化の趨勢を検証することが可能となる。

以上のように、先行研究では一時点の観察によって詳細な検討をおこなうか、基本的な属性別に趨勢を観察するという2つの方法があるが、片手落ちであることは否めない。これらの先行研究の3つのアプローチを統合し、家族意識の構造、社会経済的属性との関連をふまえて変化の趨勢を確認することが求められる。

3. 方法

3.1 データと変数

本稿では、上記のような先行研究の3つのアプローチを統合して分析をおこなう。すなわち継続的な大規模データによって、家族意識の内部構造を時点間で比較すること、そして属性要因を統制した上で、家族意識の変化の趨勢、特に若年層における「保守化」が認められるのかを観察する。そのため、全国規模の継続調査で、家族意識項目を含む、「日本版 General Social Surveys」（以下、JGSSと略記）の2000年～2003年データ、および「家族についての全国調査」（以下NFRJと略記）の第1回（1999年実施）、第2回（2004年）データを用いる。これらのデータによって、1999年から2004年間の6年間、擬似パネル的に趨勢観察をおこなうことが可能となる¹。

データの詳細については、以下の表1にまとめて示すが、いくつか相違点について確認しておく。第1に質問方法の違いである。JGSSの4時点で共通の家族意識項目は8つ、NFRJの2時点では4つであり、選択肢も前者は賛否を、後者は同意を問うている。また本稿の中心となる性別役割分業意識についても、前者は「夫-妻」で、後者は「男性-女性」で尋ねている。第2に、サンプルの違いである。両者の対象年齢範囲は異なっており、本稿の関心である若年層についてもNFRJでは対象年齢が28歳からであり、JGSSとは20代という場合の範囲が異なる。また、両調査とも近年ほど回収率が低下しており、とりわけ無配偶・若年層の欠落がみられ、解釈には注意が必要である。第3に「学歴」の内容の違いである。分析に用いる変数は、両者をなるべく統一するようにしたが、学歴については選択肢が異なり、NFRJでは「各種専門学校（新制高卒後）」という選択肢が用意されている

¹ 言うまでもなく、このような分析をおこなえるのは、大規模な個票データが蓄積され、それが公開されているという現在の環境のおかげであり、あらためて感謝したい。2つのデータを用いて擬似パネルとみなすことは、より慎重な検討が必要だが、ここでは同様の分析モデルが各年でどのように異なるのか、記述を積み重ねることで趨勢の観察をおこなう。

が、JGSS では「専門学校」がなく最終学歴が専門学校の者は回答者の判断に依存するため、齟齬がある可能性がある。

従属変数は、家族意識に関する項目（JGSS：8 項目，NFRJ：4 項目）である。いずれも得点が高いほど革新的・非伝統的な家族を、得点が低いほど保守的・伝統的な家族を支持している、とする。独立変数は、先行研究で扱われている社会経済的な属性要因として、性別、年齢（JGSS：20～79 歳，NFRJ28～77 歳）、本人学歴（差異については前述）、本人配偶関係（3 区分）、本人職業（4 区分）、地域ブロック（6 区分）、都市規模（3 区分）、親との同居の有無、子どもとの同居の有無をとりあげる。

3.2 分析方法

上記の課題を確認するために、本稿では以下の手順で分析をおこなう。まず性別・年齢別の単純集計を確認する。次に、JGSS，NFRJ 別に家族意識項目について主成分分析をおこない、家族意識の構造を確認するとともに、時点間で構造を比較する。そして家族意識を従属変数、前述の各変数を独立変数とした重回帰分析をおこない、家族意識の規定要因が時点間で変化しているのかを確認する。最後に統計的に有意な規定要因を統制しても、若年層・女性で家族意識の「保守化」（＝得点の低下）という趨勢は認められるのかを確認する。

表 1 使用するデータと変数

JGSS2000-2003		NFRJ98・03
20-79歳	対象年齢	28-77歳
JGSS2000 64.9% 2000年 JGSS2001 63.1% 2001年 JGSS2002 62.3% 2002年 JGSS2003 51.5% 2003年	回収率 調査年	NFRJ98 66.5% 1999年 NFRJ03 63.0% 2004年
面接・留め置き併用	方法	訪問留置
以下の各質問の合計 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ。 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい。 母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによくない影響を与える。 妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である。 なんといっても女性の幸福は結婚にある 結婚しても、必ずしも子どもをもつ必要はない(*) 男性も身の回りのことや炊事をすべきだ(*) なんといっても男性の幸福は結婚にある	<家族意識> 質問文 (*)は逆転項目	以下の各質問の合計 男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである。 愛のない夫婦は離婚すべきだ。 未婚者でも、お互いに強い愛情があれば、性的な関係をもってもかまわない。(*) 親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ
1賛成 / 2どちらかといえば賛成 / 3どちらかといえば反対 / 4 反対	選択肢	1そう思う / 2どちらかといえばそう思う / 3どちらかといえばそう思わない / 4そう思わない
8-32点	範囲	4-16点
1男性 0女性 範囲:20-79 1中学 / 2高校 / 3短大・高専 / 4大学 / 5大学院 有配偶 / 離死別 / 未婚(ダミー変数) 経営・常時雇用 / 臨時・派遣 / 自営・家族従業・内職 / 無職(ダミー変数) 1 北海道・東北～6 九州・沖縄 1 13大都市～3 町村 1同居 0別居・非該当 1同居 0別居・非該当	<独立変数> 性別 年齢 学歴 配偶関係 職業 地域ブロック 都市規模 親と同居 子と同居	1男性 0女性 範囲:28-77 1中学 / 2高校 / 3専門 + 短大・高専 / 4大学 / 5大学院 有配偶 / 離死別 / 未婚(ダミー変数) 経営・常時雇用 / 臨時・派遣 / 自営・家族従業・内職 / 無職(ダミー変数) 1 北海道・東北～6 九州・沖縄 1 13大都市～3 町村 1同居 0別居・非該当 1同居 0別居・非該当

4 . 結果

4.1 家族意識の構造とその推移

まず性・年齢別の単純集計の結果を確認しよう。ここでは議論の焦点である性別役割分業についての意識(JGSS:「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、NFRJ「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」)のみをとりあげる。JGSS(図1)、NFRJ(図2)ともに、概して年齢が高くなるほど、また女性よりも男性で、役割分業肯定的であるというパターン、そして若年層では男性の得点が上がっている、すなわち「革新的」な意見が増加していることを確認することができる。しかし、中年～高齢層における変化は異なるパターンとなっている。JGSSでは、男性で「革新化」への推移が認められ、女性はほぼ変化がみら

れない（軌跡が重なっている）が，NFRJ では（男性の方が差は大きい）男女とも「革新化」が顕著で，特に若年層よりも，高齢層での変化の幅の大きさを，男女差の縮小がみられる．

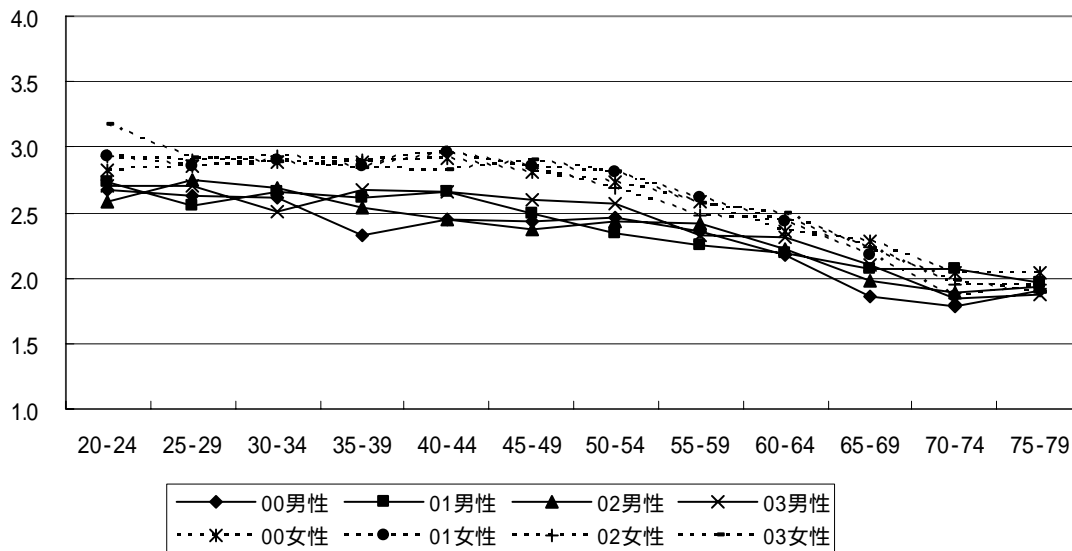


図 1 性・年齢層別 性別役割分業についての意識 < JGSS2000-2003 >

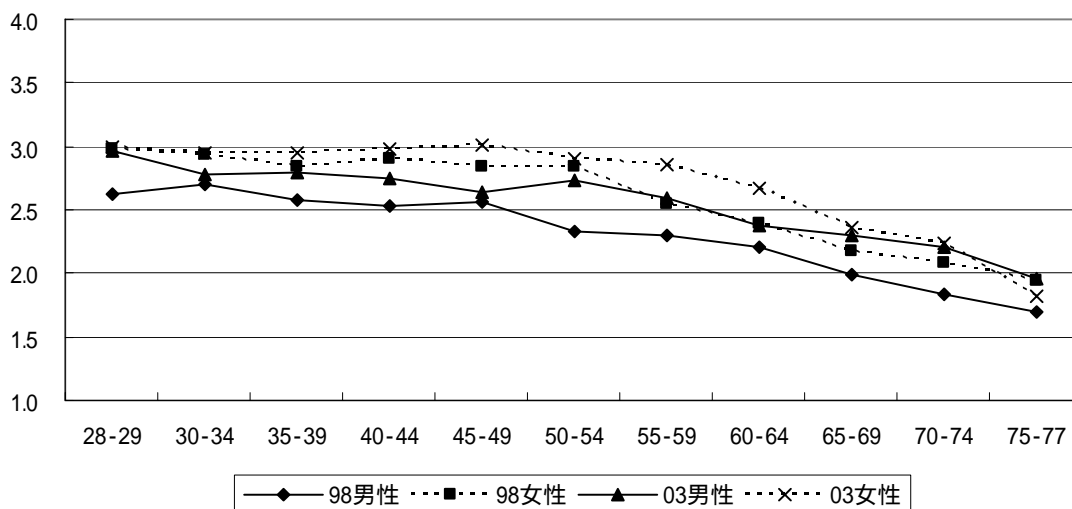


図 2 性・年齢層別 性別役割分業についての意識 < NFRJ98・03 >

つづいて，各年別に，家族意識 JGSS の 8 項目，NFRJ の 4 項目について主成分分析をおこない，家族意識の構造を検討した．結果は表 2，3 にまとめて示す．

JGSS では，JGSS2003 の第 2 成分の重みの値が，他と若干異なるものの，4 時点ともほぼ

同じ構造となっている。2つの成分となり、第1成分はこれまでの家族のあり方について、第2成分は結婚後の家族関係と解釈できるだろう。他方、NFRJでは「未婚者でも性的な関係をもってかまわない」「親が年をとったら子どもは同居すべきだ」の重みが増している。サンプルの違いや項目数など考慮する点が多いため、ここではこれ以上ふみこまないが、JGSSとあわせて考えると、核家族（夫婦と子ども）に関する意識と、それ以外のセクシュアリティや世代間関係についての意識では推移が異なっている可能性が示唆される。

表 2 家族意識 8 項目についての主成分分析の結果 < JGSS2000 - 2003 >

	JGSS_2000			JGSS_2001		
	共通性	第1成分	第2成分	共通性	第1成分	第2成分
妻の仕事	0.573	0.686	0.321	0.563	0.673	0.333
女性の幸福	0.722	0.786	-0.323	0.718	0.779	-0.333
男性の家事	0.354	-0.382	-0.457	0.228	-0.410	-0.243
性役割分担	0.695	0.807	0.208	0.720	0.816	0.233
男性の幸福	0.750	0.747	-0.438	0.705	0.747	-0.384
子どもへの影響	0.392	0.585	0.223	0.443	0.588	0.312
子どもをもつ必要	0.497	-0.473	0.523	0.596	-0.457	0.622
妻は夫の手助け	0.550	0.717	0.189	0.541	0.711	0.188
分散の%		44.0	12.6		43.9	12.5
	JGSS_2002			JGSS_2003		
	共通性	第1成分	第2成分	共通性	第1成分	第2成分
妻の仕事	0.620	0.694	0.372	0.621	0.690	0.379
女性の幸福	0.755	0.778	-0.386	0.673	0.779	-0.259
男性の家事	0.274	-0.348	-0.391	0.142	-0.354	0.129
性役割分担	0.688	0.814	0.156	0.690	0.817	0.151
男性の幸福	0.738	0.745	-0.429	0.643	0.743	-0.302
子どもへの影響	0.478	0.637	0.271	0.537	0.624	0.384
子どもをもつ必要	0.458	-0.464	0.492	0.662	-0.403	0.707
妻は夫の手助け	0.588	0.737	0.210	0.544	0.715	0.183
分散の%		44.9	12.6		43.6	12.8

表 3 家族意識 4 項目についての主成分分析の結果 < NFRJ98・03 >

	NFRJ98			NFRJ03		
	共通性	第1成分	第2成分	共通性	第1成分	第2成分
男性は外・女性は家族	0.644	0.742	-0.306	0.664	0.656	-0.484
愛のない夫婦は離婚	0.562	0.493	0.564	0.514	0.594	0.401
未婚者でも性的な関係	0.719	-0.041	0.847	0.740	0.088	0.856
子どもは親と同居	0.500	0.707	-0.023	0.527	0.726	0.006
分散の%		32.4	28.2		33.0	28.2

4.2 重回帰分析の結果

次に、調査ごとに家族意識の得点を合計した値を従属変数とし²、前述の社会経済的な属

² JGSSでは「結婚しても、必ずしも子どもをもつ必要はない」「男性も家事」、NFRJでは「未婚者でも性的な関係」の得点は逆転して加算した。

性項目を独立変数とした重回帰分析をおこなった。

JGSSの結果は、表4より、4時点ともに性別、年齢、本人学歴との関連が認められ、女性、若年層、高学歴、有職の者で「革新的」な家族意識をもつ、という構造が確認できる。ただし、現在有配偶か（2001年のみ統計的に有意）、自営業か否か（2002年のみ棄却）、地域ブロック（2003年のみ統計的に有意）については、時点ごとに関連が異なっており、慎重に検討することが必要である。社会経済的な属性を統制した家族意識の性・年齢別の平均点をみると（図3）、男性における「革新化」とともに、若年層における男女格差が縮小していることがわかる。焦点となる若年層の「保守化」については、男女ともに大勢としては「革新化」に推移しているものの、女性では得点の変化が小さく、2002年では得点が低下すなわち「保守化」しているなど、男性とくらべ動きが停滞的である。

表4 家族意識を従属変数とした重回帰分析の結果 < JGSS2000-2003 >

	JGSS2000	JGSS2001	JGSS2002	JGSS2003
性別D	-0.2288 ***	-0.178 ***	-0.178 ***	-0.160 ***
年齢	-0.2972 ***	-0.330 ***	-0.360 ***	-0.305 ***
本人学歴	0.13335 ***	0.127 ***	0.122 ***	0.118 ***
配偶者の有無D	-0.0017	0.040 ***	0.018	0.010
既婚D	0.02266	0.014	0.014	0.020
常雇D	-0.0275	-0.045	0.005	0.006
有職D	0.13624 ***	0.148 ***	0.083 ***	0.099 **
自営D	-0.0521 *	-0.068 *	-0.040	-0.104 **
親同居D	0.00423	0.000	-0.009	0.028
子ども同居D	0.0142	-0.014	0.027	0.005
地域ブロック	-0.0087	-0.015	-0.022	-0.069 *
市郡規模	-0.0219	-0.025	-0.002	-0.031
調整済みR ²	0.225	0.213	0.229	0.225
F	63.95 ***	56.23 ***	66.44 ***	43.17 ***
N	2610	2449	2649	1748

*: p<.05 **;p<.01 ***;p<.001

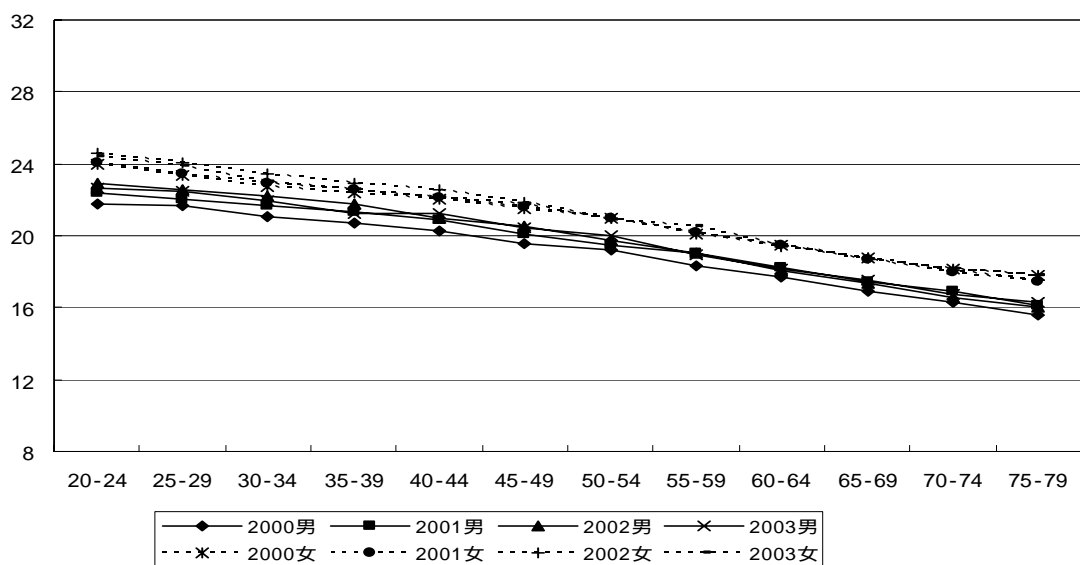


図 3 年齢層別 家族意識合計点（調整後）＜JGSS200-2003＞

いっぽう、NFRJ（表5）でもJGSSと同様に、性別、年齢、本人学歴、有職者との関連がみられた。時点間で異なるのは自営か否かである。属性要因を統制したうえで、性別・年齢別の得点を見ると、男女ともに「革新的」な方向への動きが認められる。ただし、若年層よりも高齢層において顕著である。また、JGSSとくらべ、いずれの年齢層でも男女格差が縮小していることが異なっている。

表 5 家族意識を従属変数とした重回帰分析の結果＜NFRJ98・03＞

	NFRJ98	NFRJ03
性別D	-0.087 ***	-0.062 ***
年齢	-0.326 ***	-0.288 ***
本人学歴	0.031 *	0.057 ***
配偶者の有無D	0.029	-0.004
既婚D	-0.038	0.021
常雇D	-0.002	-0.003
有職D	0.050 ***	0.051 ***
自営D	-0.034 *	-0.023
親同居D	-0.023	-0.025
子ども同居D	-0.016	-0.012
地域ブロック	-0.010	0.001
市郡規模	-0.031	0.001
調整済みR ²	0.134	0.102
F	86.36 ***	58.48 ***
N	6645	6067

*: p<.05 ** : p<.01 ***: p<.001

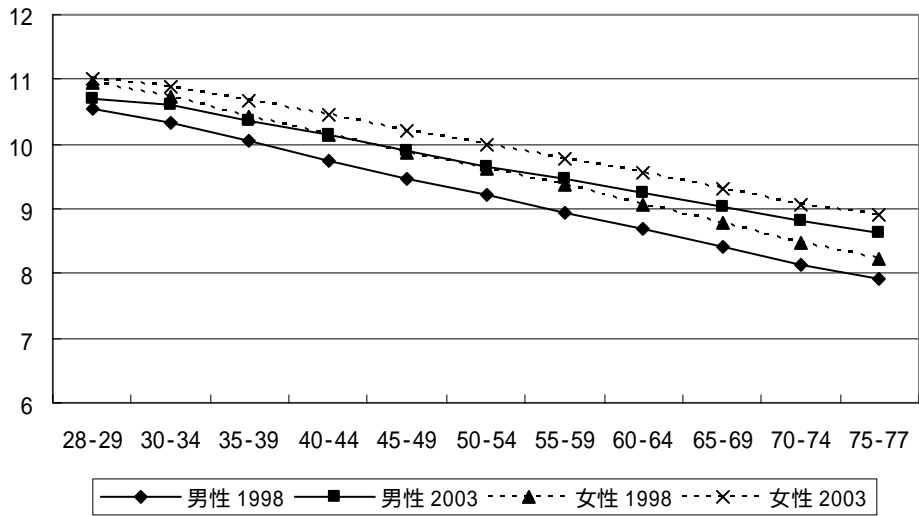


図 4 性・年齢層別 家族意識合計点（調整後）＜NFRJ98・03＞

確認のため、性別役割分業についての意識を属性で統制した結果を JGSS ,NFRJ の順に図 5, 4 に示す。やはり両者とも男性の方が「革新化」しているという傾向が認められ、また若年、とくに 30 代女性で軌跡が重なり合い「停滞」もしくは「保守化」支持の増加という傾向がみられる。

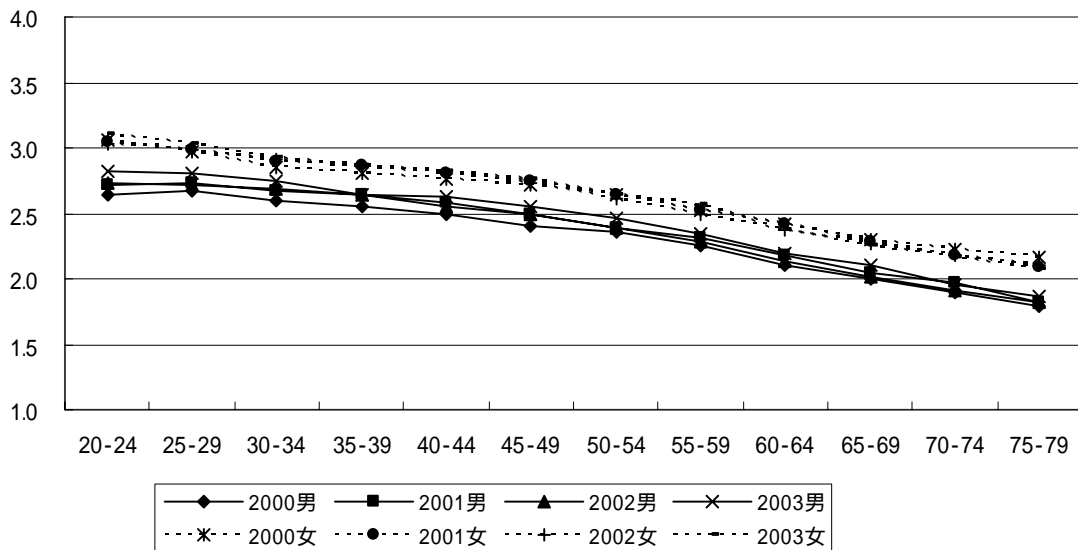


図 5 性・年齢層別 性別役割に関する意識（調整後）＜JGSS200-2003＞

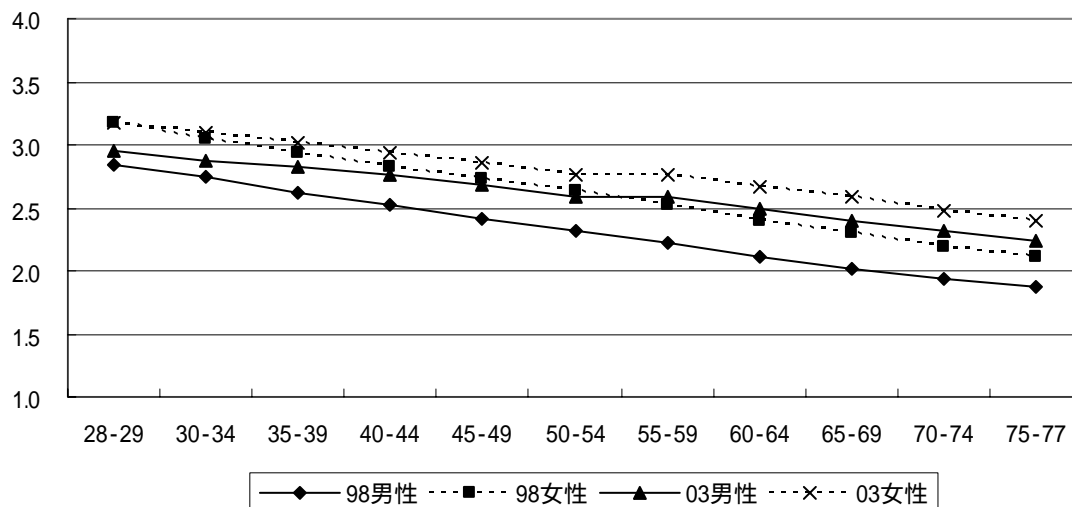


図 6 性・年齢層別 性別役割に関する意識（調整後）<NFRJ98・03>

以上のように、JGSS、NFRJ とともに主成分分析による家族意識の構造、属性要因との関連、すなわち女性、若年層、高学歴、有職の者は、「革新的」という関連には時点間で大きな違いは認められない。そして属性要因を統制して家族意識の趨勢を観察すると、全体的には「革新化」の方向に向かっているが、性・年齢別にみる趨勢は、データによって異なっていることがわかる。

5. 考察

本稿の目的は、1990年代以降の家族意識の変化、とりわけ若年層における家族（ジェンダー）意識の保守化という現象を、2種類の全国サンプルの標本データによって実証的に確認することである。分析の結果をいまいちど確認すると、家族意識の構造はセクシュアリティや世代間関係での変化のきざしがみられるものの、主成分分析からは時点間でほぼ変化ない。また社会経済的属性との関連も、JGSS、NFRJ とともに女性、若年層、高学歴、有職の者で「革新的」な家族意識をもつ傾向にある、という構造がほぼ一貫して支持された。変化の趨勢は、全体としては「革新的」な方向への推移が認められるが、データによって性・年齢別の推移は異なる。男性の意識は「革新的」に推移していると確認できるが、女性の変化は停滞的である。JGSS と NFRJ からは、若年層で、とりわけ女性の家族意識が「保守化」しているとは、必ずしも支持されない。だが、1990年代までの「進んだ女性の意識に男性が追いつく」という構図ではなく、1990年代後半から2000年代前半の趨勢観察は「革新化する男性の意識と変わらない女性」ともいべき構図が析出された。このような転換、とくに、若年層において男女格差の縮小していること、そして高齢層に比べ若年層では比率の変化幅が小さいことによって「若年層の保守化」傾向と解釈されているのではない

だろうか。

JGSS と NFRJ という全国サンプルの個票データによって、家族意識構造の趨勢を詳細に分析した結果は、家族変動、とくに家族変質に関する先行研究の知見 家族意識は「革新化」するという変動観や、若年層で変化は“早い” とは必ずしも一致しない。知見の相違は、調査時点、調査方法や質問内容などのさまざまな要素の齟齬を慎重に考慮する必要あり、ここでの解釈は留保するが、どちらが確かかということではなく、同じ項目でも異なる趨勢が観察されたことの意義を強調したい。これまで単一のデータ・横断的なデータによる家族意識を把握し、描かれてきた家族変質・家族の民主化や個人化・多様化・の趨勢は、実はある一面のみであり、データを詳細に分析することで異なる変動像が析出される可能性を示唆している。そしてさらに共通に属性を統制した JGSS と NFRJ でも異なる趨勢がみられることから、家族意識に影響すると考えられる他の要因（たとえば世帯年収など）について検討すること、そして、時代効果、コーホート内・間の差について、他のデータを用いるなどより多面的な検証をおこなうことが必要である。

謝辞

本稿は、2006 年度二次分析研究会の報告をもとに加筆・修正したものです。有益なコメントを下された西野理子先生(東洋大学)、岩澤美帆先生(国立社会保障・人口問題研究所)に感謝いたします。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「日本版総合的社会調査」(大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所)、「家族についての全国調査、1999」(日本家族社会学会・全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けた。

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(1999-2008 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:岩井紀子、幹事:保田時男)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

「第2回全国家族調査(NFRJ03)」データ(Ver3.0)の利用にあたっては日本家族社会学会全国家族調査委員会の許可を得た。

記して感謝を表します。

文献

- 早瀬保子, 2005,「ジェンダーに関する意識と実態」毎日新聞社人口問題調査会編『超少子化時代の家族意識 第1回人口・家族・世代世論調査報告書』, 215-246.
- 石原邦雄, 1982,「戦後日本の家族意識 その動向と研究上の問題点」家族史研究編集

- 委員会編,『家族史研究 6 家族と社会諸科学』大月書店, 118-139.
 , 2004,「家族構造を支える意識の変化 少子化との関連で」『都市問題研究』
 56-6: 47-58.
- 熊谷(松田)苑子, 2001,「親子関係に関する家族意識 性別・世代別比較」清水新二
 編,『家族生活についての全国調査(NFR98)報告書 No.2-4 現代日本の家族意識』,
 9-21.
- 木下栄二, 1988,「家族意識の構造・要因分析 大都市マンション居住者の場合」『家族
 研究年報』, 14: 44-59.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2006,「第13回出生動向基本調査」.
 , 2006,「第3回全国家庭動向調査」.
- 西野理子, 2006,「家族意識の変動をめぐって 性別分業意識と親子同居意識にみる変化
 の分析」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』, 139-152.
- 松田茂樹, 2005,「性別役割分業意識の変化 - 若年女性にみられる保守化のきざし -」『ラ
 イフデザインレポート』2005年9月: 24-26.
- 松成恵, 1991,「戦後日本の家族意識の変化」『家族社会学研究』3: 85-97.
- 森岡清美, 1993,『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 尾嶋史章, 2000,「『理念』から『日常』へ 変容する性別役割分業意識」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, 217-236.
- 坂本佳鶴恵, 1990,「扶養規範の構造分析」『家族社会学研究』2: 57-69.
- 竹ノ下弘久・西村純子, 2005,「性別役割意識の規定要因に関する国際比較 日本と韓国との
 比較から」渡辺秀樹編『現代日本の社会意識 家族・子ども・ジェンダー』
 慶応義塾大学出版会, 39-61.
- 山田昌弘, 1999,『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.
- 山根常男, 1974,「日本における核家族化の現在と未来に関する一考察 核家族率との関連
 において」『社会学評論』25-2: 18-36.

第5章 少子化と結婚 きょうだい数の減少の及ぼす影響

筒井淳也

1. 問題提起：少子化のミクロな帰結

近年の日本社会はいくつの変動を経験している。雇用環境の変化や格差には多くの注目が集まっているが、それと平行して注目を集めてきた変動が少子化である。少子化は主に二つの影響を及ぼす。ひとつは人口構成比の変化からくるマクロな問題（主に労働力不足問題、社会保障の維持可能性の問題）、もうひとつは親族構成の変化からくるミクロな問題である。前者については大淵寛(1997)をはじめとして労働経済学や社会人口学の分野で多くの研究がなされているが、後者については研究の蓄積が比較的手薄である¹。

少子化がおよぼすミクロな影響として考えられるのは、次のようなものである。

(1)子どもが少なくなることにより、親に対するサポートが手薄になる可能性がある。逆に子どもにとっては、親をサポートしなくてはならない確率が高くなる。

(2)子どもが少なくなることにより、「家が存続」する可能性が低くなる。

むしろ、親族構成の変化は女性の社会参加と同じく、大きく「家族・市場・政府・社会的ネットワーク²」の関係のなかに位置づけて考えるべきである。親族によって得られるサポートが小さくなるとすれば、その分を他のセクターからのサポート供給によって補わなくてはならない。親族ネットワークが衰退しているのに市場や政府、そして社会的ネットワークで調達できないという場合、親族ネットワークが生活水準の格差に直結することになる。19世紀から少子化を経験し、社会制度をそれに合わせて調整する余裕があった欧米諸国と違って、日本は先進国の中ではじめて急激な少子化の帰結に直面しようとしている、と言われている。それだけに親族から得られるサポートの格差がそのまま生活格差につながっている可能性は高い。少子化のマクロな影響（低成長を背景とした経済格差拡大）とミクロな影響（親族機能の減退）が同一階層（下層）に負の影響を及ぼすようになる可能性もある。

他方、こういった問題とは別に、少子化は私たち日本人にとっていまだ根強く残っていると考えられる「家」の意識の変革を求めてくる可能性がある³。というのは、理論的に考えると子どもが少なくなることによって家の存続可能性が小さくなっていくからである。はたして日本人は結婚する際に家の存続を気にしてきたのだろうか？ たとえば、きょう

¹ 一例として保田時男(2004)など。

² ここではインフォーマルな知人・近隣ネットワークか、非営利団体を指す。

³ JGSS(2000-2001)では自分の埋葬方法の希望について質問しているが、約78%は自分の両親か、配偶者の両親か、あるいは夫婦の墓に入りたい、と答えている。

だい地位によって結婚行動に影響が出てくることはあったのだろうか？ そして実際に「途絶えた」家はどのくらい存在し、また将来どのくらいの人が自分の「家」の途絶を経験するのだろうか？

社会意識としては「個人化」が進むとしても、社会制度は必ずしも個人化されるとは限らない。もし低成長が社会保障の縮小を通じて個々人の親族への依存を促す方向に働き、かつ双系化が進まないか、そうではないにしても一人っ子が増え続けるとすれば、親族の希少性が増し、結婚はふたたび「家」を意識したものにならないとは限らない。この研究は、そういった可能性について考えるための基礎資料となるものである。

2. 少子化ときょうだい構成の変化

少子化とは生まれてくる子どもの数が減ることであるが、ミクロな側面に注目すればそれは「きょうだい構成の変化」を意味している。「家を継ぐ」ことへの要請が大きい場合、きょうだい構成の変化によっては結婚難に陥るグループが出てくるかもしれない。きょうだいに男性がいない女性の割合が増えることが考えられ、そういった女性が他家から次男を婿として迎える戦略をとる場合でも、同世代の次男の供給量が減っていることも考えられる。

きょうだい構成の変化の基礎的な分析として、以下を考えることができる。

- (1)きょうだいサイズの変化：ただし出生率とほぼ連動するので独自に知る必要は少ない。
- (2)きょうだい地位の分布の変化：長子、次子、性別といった区分をきょうだい地位の分類に用いたとき、どういったきょうだい地位にある者が減っている、あるいは増えているのか。

まずはこれらについて JGSS の 2000 年から 2002 年までのプールデータを利用して調べることにする。

最初に出生年ごとのきょうだい数の変化をみてみよう（図 1）。

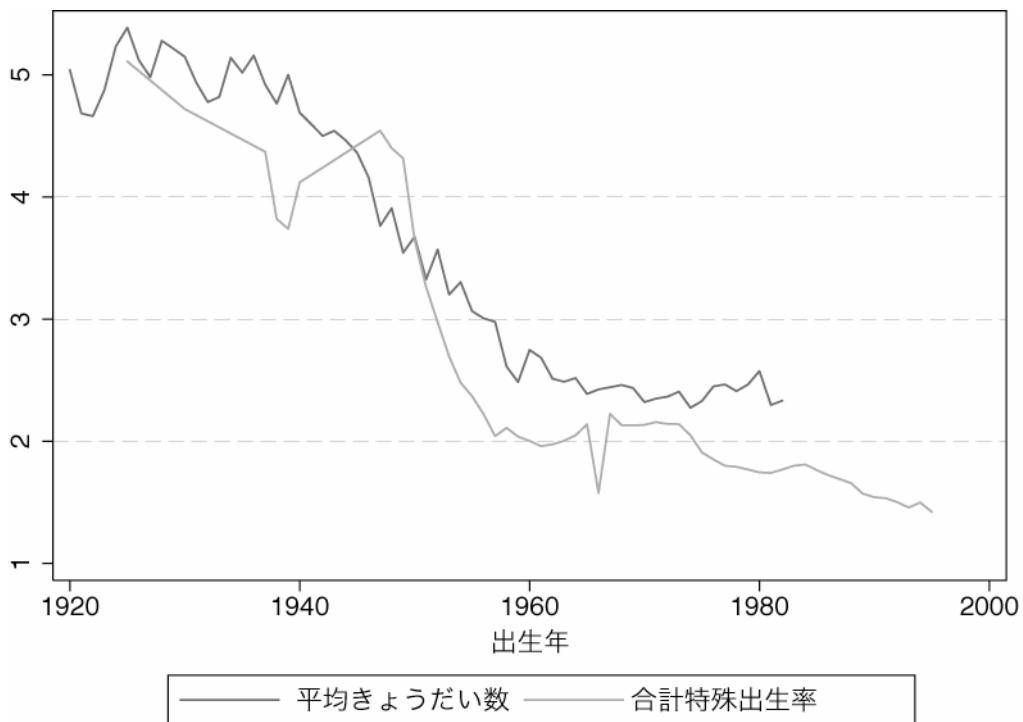


図1 平均きょうだい数と合計特殊出生率の変化

きょうだい数が多いのは1940年以前の時期（ベビーブーム期ではない）。本人含めて5人弱のきょうだいがいた。兄弟姉妹の分布はほぼ均等（1人弱ずつ）。ベビーブーム以降、きょうだい数ははじめて4を割り込み、本人を含めて3人台になる。ベビーブーム期に次子が多く生まれた、というわけでもない。

1958年生まれあたりから2人台になり、それ以降1979年までずっと2.5人きょうだいが維持されている（構成比はほぼ均等）⁴。

次に出生コーホートごとのきょうだい数の構成割合の変化を図2に示した。

⁴ 以上の結果は『第5回世帯動向調査』の結果と一致する。ただしJGSSは死亡したきょうだいを含み、『世帯動向調査』では含まないので、高齢世代のきょうだい数についてはJGSSの方が多くでている。

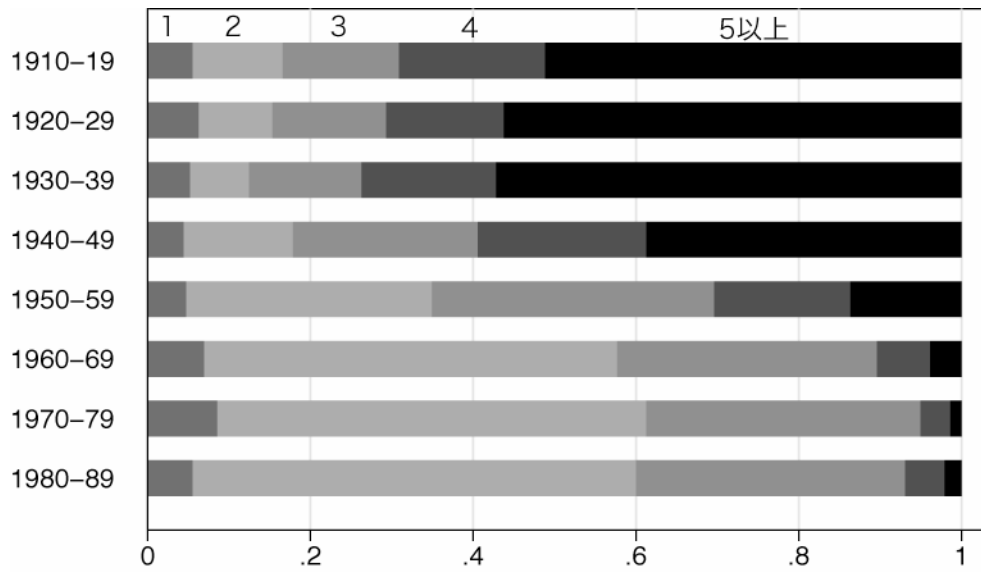


図2 きょうだい数ごとの構成割合の変化

2人きょうだいが多くを占めるパターンが、1960年出生コーホートから1980年出生コーホートまで続いてきているのが分かる。

さらに、きょうだい地位の変遷についてみる(図3および図4)。

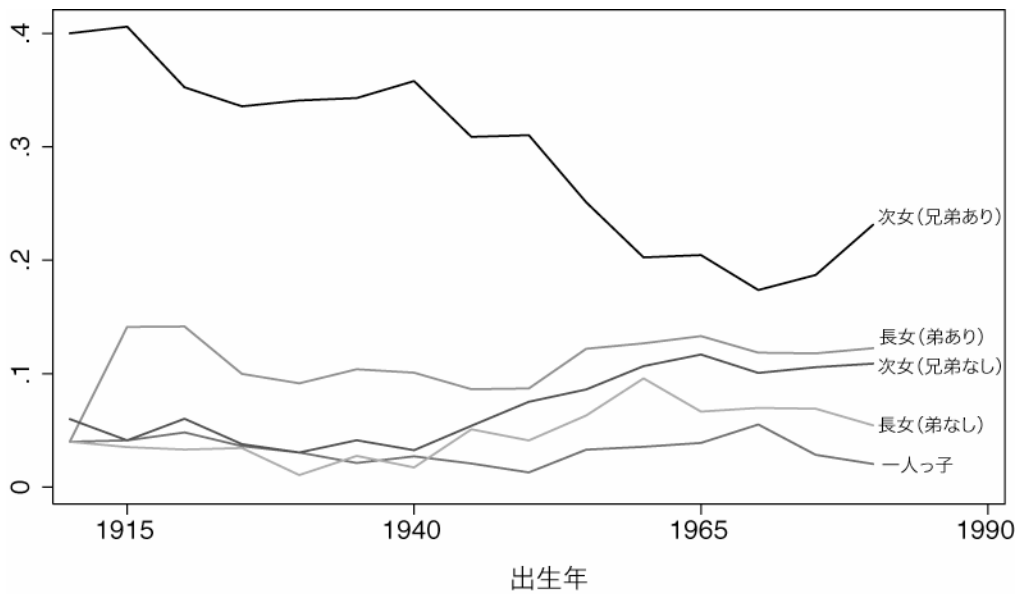


図3 きょうだい構成の変遷(女)

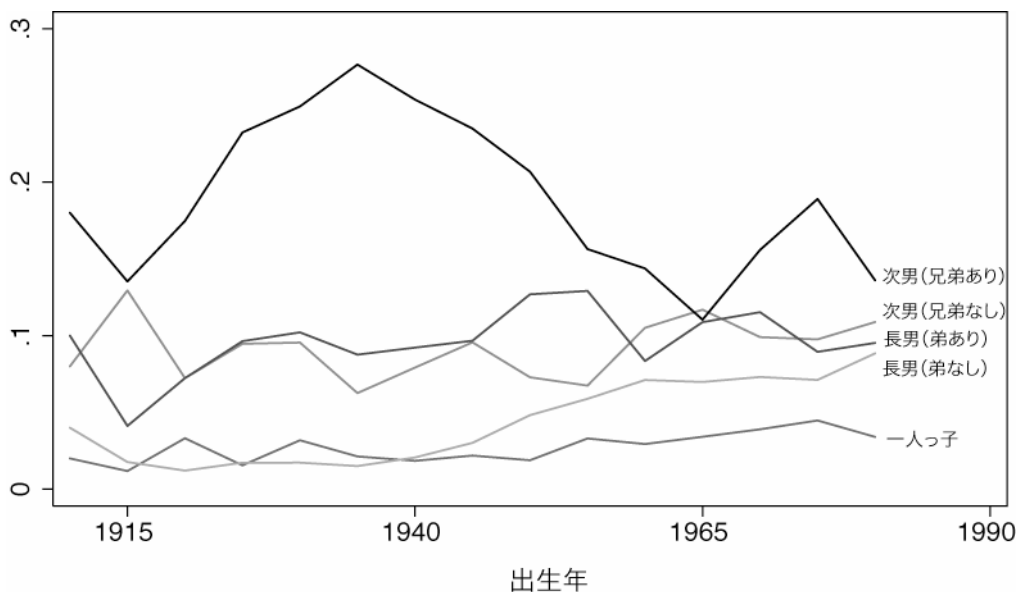


図4 きょうだい構成の変遷(男)

男女構成比がランダムだとして、きょうだい数の減少から予測できるきょうだい構成の変化としては、以下のようなことが挙げられるだろう。

- (1) 一人っ子が増える。
- (2) 長子の割合が増える。
- (3) 次子の割合が減る。
- (4) 「きょうだい女性のみ」が増える。

まずは1の予測であるが、一人っ子の率が最も少ないのは女性では1950-55出生コーホート(2.46%)、男性では1925-30, 1940-45, 1950-55コーホートである。たしかに一人っ子割合は徐々に上昇傾向にあるといえるが、1984年生まれまでに関してみると極端に一人っ子が増えているわけではない。ただし、1985年以降出生率は急激に減少しており、現在はもっと一人っ子が増えているはずである。

次に2(長子の割合が増える)。女性については、弟のいる長女は、たしかにベビーブーム以降、増え続けている。ただし兄弟なし長女はあまり増えていない。(割合も少ない。)男性については、弟のいる長男は起伏はあるが単調的に増えているわけではない。対して、弟のいない長男は最も少ない割合の位置から増加の一途をたどっている。

次に3(次子の割合が減る)。次女(兄弟あり)の割合は20世紀前半を通じてダントツの割合を占めていた。戦前までは実に全女性の3割以上がこの地位にあり、その後も他のきょうだい地位に抜かれたことは一度もない。とはいえ、1940年くらいを境にして急激に減り続けている(1970年代出生コーホートではとうとう2割を切っている)。他方、次女(兄弟なし)の割合は逆に単調増加である。

次に4(「きょうだい女性のみ」が増える)。これについては図5を参照。男きょうだいの

いない女性の割合は、戦前で1割以下と非常に低いが、ベビーブーム期以降は徐々に上昇し、1970-1974年出生コホートでは約3割となっている。図6をみると分かるが、戦後の変遷の傾向としては女あるいは男のみきょうだいの割合が増え、男女混合のみきょうだいの割合が単調減少である、ということ。(ただしそれでも混合みきょうだいの割合は1980年出生コホートまではほぼ5割以上をキープしている。)

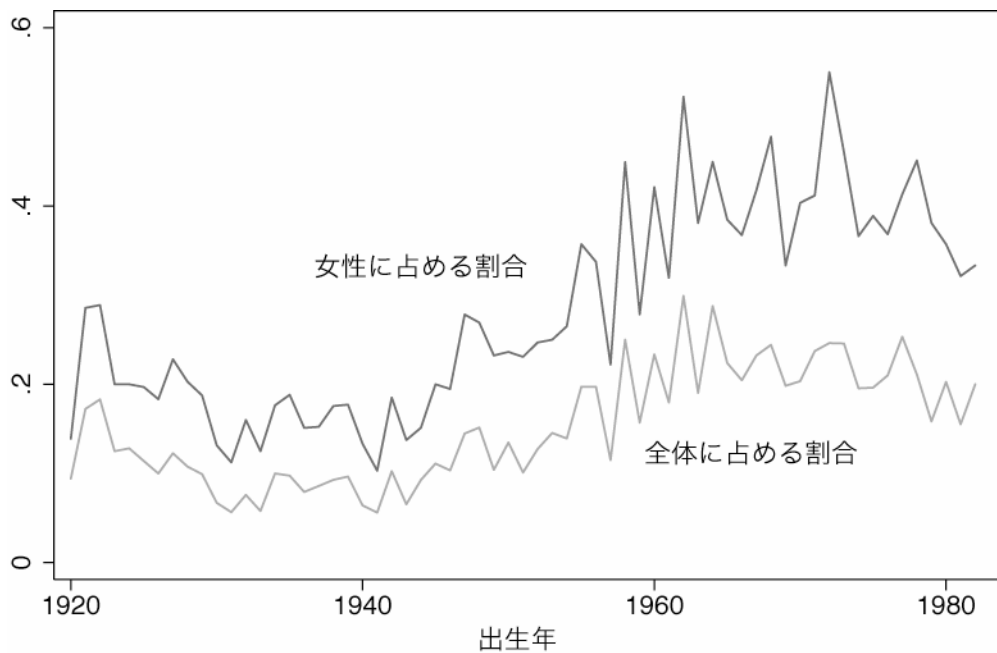


図5 きょうだいに男がいない女性の割合の変遷

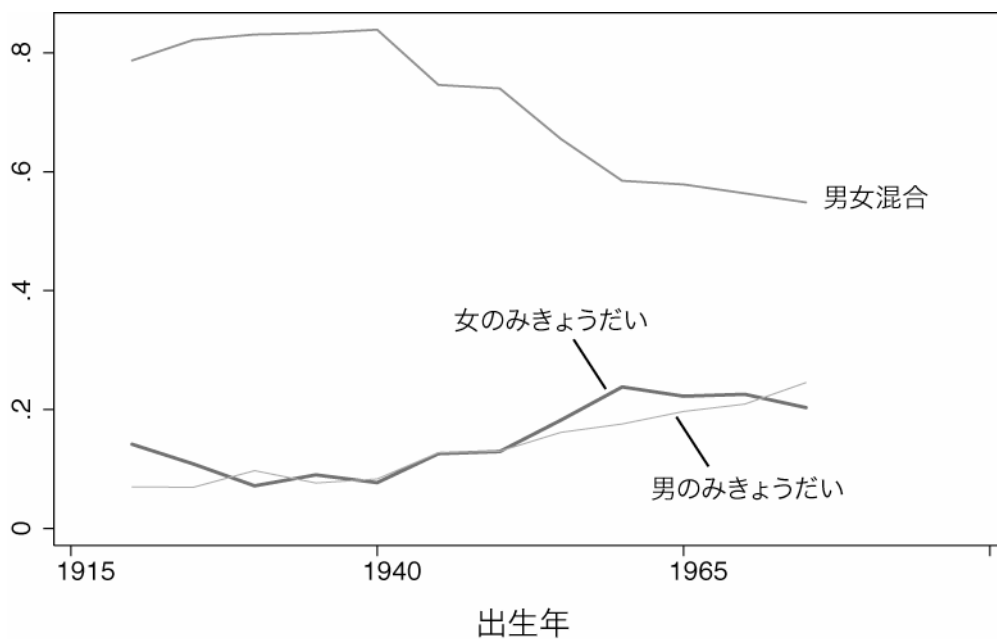


図6 男女混合，女のみ，男のみきょうだいの割合の変遷

サンプル全体の中での割合を見ると、女のみきょうだいの割合は約 15%であるが、きょうだい数二人以下のサンプルに絞ると 26%を超えている。したがって将来的には、少なくとも 4 つのうち 1 つの世帯で跡継ぎがいなくなる、ということになる⁵。

ところで、きょうだいの男女構成比はランダムなのか、偏っているのかを検定してみよう。まずは特定の期間のきょうだい数の分布を S_n として、その期間に男きょうだいがいる女性として生まれる確率 P を求めてみよう。このとき「ある女性が n 人きょうだいとして生まれる確立」の確率分布を Q_n ($Q_n=1$)、「 n 人きょうだいの女性に男きょうだいがいる確率」を R_n とすると、 P は分布 Q_n のもとでの R_n の累積確率であるから、式(1)で表現できる⁶。

$$P = \sum Q_n R_n \quad \dots(1)$$

ここで Q_n は

$$Q_n = \frac{nS_n}{\sum nS_n} \quad \dots(2)$$

で、 R_n は

$$R_n = 1 - \frac{1}{2^{n-1}} \quad \dots(3)$$

である。 R_n はきょうだい数分布 S に依存しない。式 2 と式 3 を式 1 に代入すると、次の式が得られる。

$$P = \frac{\sum (nS_n (1 - \frac{1}{2^{n-1}}))}{\sum nS_n} \quad \dots(4)$$

これを実際の分布に適用して年ごとの期待値を求め、実値とともにプロットしたのが図 7 である。

⁵ きょうだい地位の構成割合は『世帯動向調査』の結果と一致しないところが多い。これは、『世帯動向調査』では世帯をランダムサンプリングし、世帯主と世帯構成員について聞いているため、幼少の者のきょうだい構成も分かるからである。他方、逆にこれから生まれるきょうだいについて打ち切りが生じている可能性が高くなる。

⁶ ただし出生性比は 1:1 であると仮定している。偏り（一般に女対男は 100:105 の割合で生まれると言われている）は考慮していない。

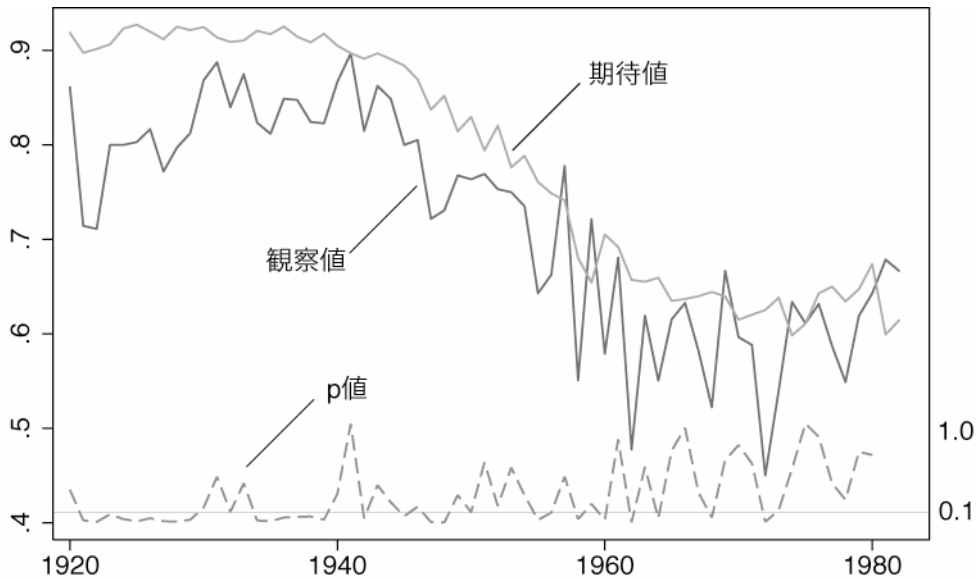


図7 女性に男きょうだいがいる割合の期待値と実値

概して期待値は実値よりも高い位置にある。図中「p値」は、サンプル出生年ごとに期待値と観察値の差のt検定を行った結果である。ベビーブームより前は基本的に女性に男きょうだいがいる割合が有意に多い。対して戦後はばらつきが大きい、統計学的に有意な差がある年は少なくなっている。

時代によって有意に「女性に男きょうだいがいる割合」が大きいということは、「男が最初に生まれた場合は子作りを打ち切るが、最初に女性が生まれた場合は男が生まれるまでトライする」という男児選好の表れと見ることもできるかもしれない。

3. きょうだい構成と結婚

きょうだい地位は結婚行動に影響するのだろうか？

結婚が「家」の存続を念頭に置いたものであるのなら、たとえば「長女（男きょうだいなし）は次男と結婚している割合が高くなる」という仮説をたてることができる。

まずは夫婦のきょうだい地位をクロス表にしてみよう（表1）⁷。「跡継ぎプレッシャー」のあるきょうだい地位には網掛けがしてある。「（妻側）跡継ぎリスク」がある結婚の組み合わせは線で囲んである（ただし次男は婿に入る、とする⁸）。「跡継ぎリスク」夫婦が全体に占める割合は6.6%である。

出生年が1970年代である夫婦については、やはりきょうだい数が減る分「跡継ぎリスク」夫婦の割合は少し増えて、9.6%になっている。これを「夫婦とも二人きょうだい」の夫婦

⁷ 配偶者のきょうだい数・きょうだい地位を聞いているのは2001年と2002年のみ。

⁸ 結婚時にどちらの姓を取ったかはJGSSでは聞いていない。NFRJ98は聞いている。が、配偶者のきょうだい数・きょうだい地位が分からない。

に限ってみるとさらに増えて、18.7%となる。

全体で一番多い結婚パターンは「次子(男きょうだいあり)」どうしの結婚で、全体の1/4を占めているが、この数字は1970年代出生コーホートについては13%まで下がっている。「二人(以下)きょうだい夫婦」に限ると、2.2%にまで小さくなる。跡継ぎの心配のない次男・次女どうしの夫婦(お気楽夫婦)の存在はこれからほとんどみられなくなっていくことが考えられる。

次に、きょうだい地位が本当に結婚行動に影響しているのかどうかについて考えてみよう。表2に示したのは、夫婦のきょうだい地位ごとの度数(セル上段)・期待値(セル中段)・セルカイ二乗値(セル下段)を示したものである。

表1 夫婦のきょうだい構成

■ : 跡継ぎプレッシャーのあるきょうだい地位
 □ : 跡継ぎリスクのある組み合わせ

有配偶者、1920-1979生まれ対象

	男きょうだい地位				次男	合計
	男一人っ子	長男(次男なし)	長男(次男あり)	非長子(兄弟なし)		
女一人っ子	0.41	0.24	0.98	0.65	2.37	4.65
長女(男兄弟なし)	0.46	0.62	1.58	1.68	4.00	8.35
長女(弟あり)	1.01	1.89	4.53	4.24	8.66	20.34
次女(兄弟なし)	0.50	1.32	2.42	2.61	5.16	12.01
次女(兄弟あり)	2.45	3.96	10.07	11.92	26.26	54.65
合計	4.82	8.03	19.59	21.10	46.45	100.00

跡継ぎリスク夫婦の割合: 6.62 %

有配偶、1970年代生まれ対象

	男きょうだい地位				次男	合計
	男一人っ子	長男(次男なし)	長男(次男あり)	非長子(兄弟なし)		
女一人っ子	0.71	1.06	0.71	0.71	2.12	5.30
長女(男兄弟なし)	1.41	1.41	1.77	1.77	4.95	11.31
長女(弟あり)	0.71	3.53	6.36	6.01	8.83	25.44
次女(兄弟なし)	1.06	4.24	5.65	4.24	6.01	21.20
次女(兄弟あり)	2.12	6.36	7.42	7.77	13.07	36.75
合計	6.01	16.61	21.91	20.49	34.98	100.00

跡継ぎリスク夫婦の割合: 9.55 %

有配偶、1970年代生まれ対象(一人っ子あるいは二人きょうだいからなる夫婦のみ)

	男きょうだい地位				次男	合計
	男一人っ子	長男(次男なし)	長男(次男あり)	非長子(兄弟なし)		
女一人っ子	2.20	3.30	1.10	1.10	3.30	10.99
長女(男兄弟なし)	2.20	3.30	2.20	3.30	7.69	18.68
長女(弟あり)	1.10	4.40	3.30	10.99	4.40	24.18
次女(兄弟なし)	3.30	6.59	5.49	8.79	5.49	29.67
次女(兄弟あり)	0.00	5.49	5.49	3.30	2.20	16.48
合計	8.79	23.08	17.58	27.47	23.08	100.00

跡継ぎリスク夫婦の割合: 18.70 %

表2 夫婦きょうだい地位ごとの観察値と期待値のズレ

有配偶者、1920-1979生まれ対象

	男一人っ子	長男(次男なし)	長男(次男あり)	非長子(兄弟なし)	次男	合計
女一人っ子	17	10	41	27	99	194
	9	16	38	41	90	194
	6.30	2.00	0.20	4.70	0.90	14.10
長女(男兄弟なし)	19	26	66	70	167	348
	17	28	68	73	162	348
	0.30	0.10	0.10	0.20	0.20	0.80
長女(弟あり)	42	79	189	177	361	848
	41	68	166	179	394	848
	0.00	1.70	3.10	0.00	2.70	7.70
次女(兄弟なし)	21	55	101	109	215	501
	24	40	98	106	233	501
	0.40	5.40	0.10	0.10	1.30	7.40
次女(兄弟あり)	102	165	420	497	1095	2279
	110	183	447	481	1059	2279
	0.60	1.80	1.60	0.50	1.30	5.70
合計	201	335	817	880	1937	4170
	201	335	817	880	1937	4170
	7.60	11.10	5.10	5.60	6.40	35.70

セルカイ二乗値が1.5以上で観察値(上段)の方が期待値(下段)より大きい組
セルカイ二乗値が1.5以上で観察値(上段)の方が期待値(下段)より小さい組

実測値と期待値，およびセルカイ二乗値をみると，期待値より顕著に多いのは（ここではセルカイ二乗値が1.5以上としている）以下の組み合わせである．

- (1)一人っ子どうし（ただし度数が少ない）
- (2)長女（弟あり）と長男（女のみ）
- (3)長女（弟あり）と長男（弟あり）
- (4)次女（女のみ）と長男（次男なし） いちばん偏って多い

逆に少ないのは...

- (1)女一人っ子と長男（女のみ）（ただし度数が少ない）
- (2)女一人っ子と次男（女のみ） いちばん偏って少ない
- (3)長女（弟あり）と次男（他に兄弟あり）
- (4)次女（他に兄弟あり）と長男（女のみ）
- (5)次女（他に兄弟あり）と長男（弟あり）

やはり，全体としては「家を継ぐ」というプレッシャーが効いているように見える．

しかし時代の変化を見てみると，様子が異なる．カイ二乗検定のp値の5年ごとの変化を表3に示す．

表3 出生コーホートごとのカイ二乗値の変化

出生コーホート	N	chi2(16)	p値	初婚年齢コーホート	N	chi2(16)	p値
1920	122	33.362	0.007	1940	41	28.072	0.031
1925	258	24.272	0.084	1945	153	33.575	0.006
1930	400	11.568	0.773	1950	199	27.226	0.039
1935	432	19.411	0.248	1955	340	17.858	0.332
1940	539	11.962	0.747	1960	452	15.065	0.520
1945	558	27.339	0.038	1965	480	11.971	0.746
1950	504	30.691	0.015	1970	513	17.990	0.324
1955	404	9.8134	0.876	1975	422	18.980	0.270
1960	345	15.823	0.465	1980	393	17.615	0.347
1965	325	15.572	0.483	1985	315	17.950	0.327
1970	209	16.182	0.440	1990	323	13.925	0.604
1975	74	10.705	0.827	1995	295	13.218	0.657
				2000	104	14.500	0.562

■:p<0.05

期待値からの偏りが棄却されないコーホートは逆に限られている。初婚年齢コーホートごとだと、1955-59年結婚コーホート以降は棄却されている。つまり、全体としては、きょうだい地位は結婚相手の選択に影響しなくなっている、といえる。

4. 結婚の規定要因としてのきょうだい地位

前節では、現に結婚している夫婦に関しては、全体的傾向として継承プレッシャーが弱まってきていることを明らかにした。しかし継承プレッシャーは逆に結婚相手の選択の困難、ひいては非婚につながっている可能性もある。この節ではこの可能性について検証してみよう。

継承プレッシャーを最も多く受けるのは、きょうだいに男性がいない女性である。「私のところは女きょうだいで、いつも両親から『あなたが家を継ぐのよ、お嬢さんをもらうのよ』とプレッシャーを受け続け、そのせいで婚期を逃がした」と言っている女性が周囲にいないだろうか。ほんとうに「継承」プレッシャーは婚期に影響しているのだろうか。調べてみた。

使用したデータはNFRJ03、対象は1945年～1970年生まれの女性で、被説明変数は結婚経験の有無⁹、説明変数は「きょうだい女性のみ」である。コントロール変数として「年齢階層(5年単位)」「居住地域の都市度」を投入する。ただし説明変数の効果には学歴ごとの

⁹ 厳密にはサバイバル率を被説明変数とすべきだろうが、解釈の簡便性を考慮して行わない。サンプルの年齢は34歳以上であり、サバイバル率がすでにほとんど変化しないため、問題ないと判断した。

インタラクションがあるようなので、表 4 において学歴別（大卒未満モデル 1，大卒以上モデル 2）に推計している（表中のアスタリスクは†...p<.10，*...p<.05，**...p<.01，***...p<.001 である．なお以下の表でも同じである）。

表 4 結婚経験の有無を被説明変数としたロジスティック回帰分析

	モデル 1	モデル 2
きょうだい女性のみ	-0.760** (-2.72)	0.133 -0.34
出生年	-0.062** (-3.17)	-0.090** (-2.82)
14 大都市圏	ref	ref
10 万人以上都市	0.974** -2.95	-0.14 (-0.30)
10 万人未満都市	1.165* -2.57	0.008 -0.01
町村	1.194** -2.89	-0.064 (-0.10)
切片	124.206** -3.23	178.930** -2.86
N	1203	607
カイ二乗値	32.391***	9.202

結果から、大卒未満の対象者においては、出生年や居住地域を考慮に入れても、きょうだいに男性がいないことは結婚経験のオッズを約半分にすることが分かる。ただしこの効果は大卒以上においては失われるし、大卒未満の対象者にしても回帰係数の推計値はそれほどはっきりしたものではない。出生年代ごとに推計すると、1950 年代生まれについてのみ「男きょうだいなし」が結婚経験の有無についての水準 5%において有意な負の影響を持っている。きょうだい構成は結婚の有無に影響はしているが、時代を通じてロバストに効いているというわけではないと言える。

5．姓選択は結婚後の親子関係に影響するか？

前節までにおいて、きょうだい数の減少が結婚行動（配偶者選択，結婚の有無）に与える影響は戦後～1970 年生まれ世代においては限定的であったことが示された。

他方できょうだい数の減少は、親夫婦にとって見れば子どもの数が少ないということであり、したがって自分たちの姓が子孫に継承される確率が小さくなるということである。

しかし、現実にはどの程度姓が継承されてきており、また将来はどうなっていくのだろうか。父系社会では長男が家業（農業を含む自営業）を継ぐことが期待される。自営業が少なくなっている現代において家督の代わりとなるのが「姓」であるとすれば、「家督（家業）を継ぐ」ことにこだわりのない親でも、子どもに姓を継いでほしいと考えている人は多いのではないだろうか。

ここではまず、姓の継承が親子関係の實質に影響を与えるかどうかを調べてみよう。NFRJは親子関係に関する様々なデータを含んでいるが、ここでは同居とサポート生起率（経済的・非経済的、方向問わず）について調べることにする。

表5 姓選択別の親子間関係(同居率とサポートの生起率(%))

	妻			夫		
	継承	非継承	無配偶	継承	非継承	無配偶
近接ポイント(父)	4.6	1.7	3.1	2.8	2.2	3.7
近接ポイント(母)	4.4	1.7	2.9	2.8	1.9	3.8
近接ポイント(義父)	1.9	2.7		1.7	4.1	
近接ポイント(義母)	1.6	2.7		1.7	4.3	
金銭的サポート(両方向)	0.20	0.14	0.18	0.14	0.17	0.12
金銭的サポート(親へ)	0.20	0.15	0.18	0.20	0.12	0.23
金銭的サポート(親から)	0.17	0.14	0.14	0.12	0.02	0.20
非金銭的サポート(両方向)	0.32	0.20	0.28	0.18	0.14	0.24
非金銭的サポート(親へ)	0.22	0.28	0.34	0.29	0.18	0.14
非金銭的サポート(親から)	0.09	0.04	0.05	0.05	0.00	0.17

表5をみると分かるように、ほとんどすべての場合で姓継承の方が非継承者よりも親子サポート関係が密であるが、男性では援助関係、女性では同居において差が顕著に表れる。姓を継承した妻の多くが自分の両親と同居している（そのうち約半分は父が自営業である）。

いずれにしても結婚時の姓の選択は親子間の関係にかなり影響することが分かる。もっとも、親との関係は一般に無配偶の方が有配偶者よりも密である。しかしだからといって多くの親が好む配偶を願ってきたとは考えにくい。親がサポートや同居を捨てても子どもに結婚を望むとすれば、その理由はやはり家（姓）、あるいは血の存続を願うからだろう。

6. 「絶家」の推計

では姓の継承は実際にどのくらいの割合で生じているのだろうか。

ある結婚において姓継承の失敗が生じたのかどうかをある程度正確に知るためには、かなり詳細なデータが必要になる。さしあたって必須になるのは対象者とそのきょうだいすべての結婚時の姓選択である¹⁰。しかしこういった質問を完備している社会調査データは存在しない。次善の策として、対象者のきょうだい地位と結婚時の姓選択の質問を組み合わせ推定するという方法がある。NFRJとJGSSについていえば、結婚時の姓選択についての質問が組み込まれたのはNFRJ98のみである。

NFRJ98では自分を含まない上から3人目までのきょうだいについて、性別や婚姻位置を尋ねている項目がある。表6に示したのは、本人を含めた性別・きょうだい地位・きょうだい構成(個々のきょうだいの性別と婚姻地位)を示したものである。対象は1945年以降生まれ(1970年生まれまで)、本人を含めてきょうだい数が4人以下の場合に限られている。というのは、きょうだい数が5人以上については出生年や性別が分からないからである。全3028ケース中、最も多いパターンは「女-男」のパターンである(N=402)。ついで「男-男」となる(N=343)。

¹⁰ 厳密には、ある夫婦あるいは親からみて自分の姓が継がれるパターンとしては、自分の子ども全てについて、(1)結婚しないで子どもがあり、その子どもが自分の姓を継いでいる場合、(2)結婚時に姓を継続させ、さらにその子どもに子どもがいる場合、になる。

表6 きょうだい構成のパターン（サンプル 1945年～1970年生まれ，きょうだい数4人以下）

N	第1子性別	第2子性別	第3子性別	第4子性別	長子出生年中央値
402	F	M	.	.	1961
343	M	M	.	.	1961
333	M	F	.	.	1961
325	F	F	.	.	1961
176	F	F	M	.	1955
149	M	M	F	.	1954
149	F	M	M	.	1954
141	F	M	F	.	1953
141	M	F	F	.	1953
141	F	F	F	.	1953
133	M	F	M	.	1954
130	M	M	M	.	1954
40	F	F	F	M	1949
38	F	F	F	F	1952
31	M	M	M	F	1950
31	M	F	M	F	1947
29	M	M	F	M	1948
28	M	F	F	F	1948
27	M	M	F	F	1948
26	F	M	F	M	1945
25	M	F	F	M	1950
25	F	M	F	F	1947
25	F	F	M	F	1949
24	F	M	M	M	1948
24	F	F	M	M	1948
23	M	M	M	M	1949
23	F	M	M	F	1948
18	M	F	M	M	1947
17	F	.	.	.	1956
11	M	.	.	.	1950

理想的には、これらのきょうだいすべてについて結婚時の姓選択が分かればよいのだが、NFRJ98 ではきょうだいについては不明である¹¹。そこで、上記表 6 のサンプル本人について、本人性別・本人きょうだい地位・本人きょうだい構成パターン（性別）のパターンごとに「何割が継承しているか」を割り出し、これをあらためて姓継承の有無が分からないきょうだいのデータに（性別・きょうだい地位ごとに）適用して姓断絶の推計を行う。ただしパターンのバリエーションが増えると、含まれるケースの数が少なくなるパターンが増え、信頼性が下がる。したがって次のような対策をとる。

- (1) 離死別経験者と結婚未経験者をまとめ、婚姻地位を未既婚の 2 カテゴリーにする¹²。
- (2) きょうだい数 3 人以下のサンプルにしぼる¹³。
- (3) データから得られない部分はパラメータを仮定する形で補完する。

理論的には、性別（2 パターン）・きょうだい地位（3 パターン）・きょうだい構成（14 パターン¹⁴）からなる 84 パターンがありうる。実際には 34 パターンしか存在しない。パターンごとの姓継承・姓放棄・無配偶の割合は表 7 の通りである。

¹¹ きょうだいについて「自分と姓が同じか」を尋ねている項目はあるのだが、本人が姓を変えている場合はこの問は無意味になるため、使えない。

¹² 全体のきょうだい数の合計は 6314 であるが、そのうち未婚きょうだいの総数は 1176（18.6%）、離死別は 308（4.9%）である。

¹³ 1945 年から 1970 年生まれの回答者のうち、きょうだい数が 3 人以下なのは全体の 58%である。

¹⁴ きょうだい数 k として 2^k 。

表7 きょうだい構成ごとのサンプルの姓継承率

サンプル性別	きょうだい構成 (大文字が本人)	継承率	放棄率	無配偶率
Female	F . .	0.06	0.59	0.35
Female	F f .	0.13	0.63	0.24
Female	F m .	0.00	0.82	0.18
Female	f F .	0.07	0.76	0.17
Female	m F .	0.00	0.74	0.26
Female	F f f	0.20	0.57	0.23
Female	F f m	0.03	0.78	0.19
Female	F m f	0.02	0.72	0.26
Female	F m m	0.00	0.86	0.14
Female	f f F	0.05	0.73	0.22
Female	f f m	0.00	0.79	0.21
Female	m F f	0.00	0.93	0.07
Female	m F m	0.00	0.88	0.12
Female	f f F	0.07	0.78	0.15
Female	f m F	0.02	0.71	0.27
Female	m f F	0.02	0.86	0.11
Female	m m F	0.00	0.91	0.09
Male	M . .	0.91	0.00	0.09
Male	M f .	0.70	0.01	0.29
Male	M m .	0.73	0.02	0.25
Male	f M .	0.75	0.00	0.25
Male	m M .	0.64	0.08	0.28
Male	M f f	0.74	0.02	0.23
Male	M f m	0.72	0.03	0.26
Male	M m f	0.75	0.03	0.22
Male	M m m	0.63	0.04	0.33
Male	f M f	0.80	0.05	0.15
Male	f M m	0.77	0.00	0.23
Male	m M f	0.65	0.08	0.27
Male	m M m	0.73	0.11	0.16
Male	f f M	0.80	0.02	0.18
Male	f m M	0.71	0.09	0.20
Male	m f M	0.84	0.02	0.14
Male	m m M	0.82	0.05	0.13

以上から求められた値（パターンごとの継承人数 / 有配偶者数）を，今度はそれぞれのきょうだいパターンに適用し，パターンごとの姓継承率を求める．同パターン内の有配偶率（有配偶者数 / 全体数）は別に実際の値を計算できる．第k子の継承率が S_k である場合，継承率Sは $1 - P_i(1 - S_k)$ で求められる（ $0 \leq S_k < 1$ ）¹⁵．

結果を表8に示す．

表8 きょうだいパターンと姓継承率

性別			継承率				
第1子	第2子	第3子	N	推計1	累積%	推計3	累積%
F			17	0.06	0%	0.21	0%
F	F		325	0.2	3%	0.38	5%
F	F	F	141	0.3	4%	0.52	8%
F	F	M	176	0.65	9%	0.85	13%
F	M		402	0.67	19%	0.85	27%
M	F		333	0.71	28%	0.87	38%
F	M	F	141	0.73	32%	0.88	43%
M	F	F	141	0.75	36%	0.89	47%
M	M		343	0.89	48%	0.96	60%
M			11	0.91	48%	0.95	61%
F	M	M	149	0.92	54%	0.98	66%
M	F	M	133	0.92	58%	0.98	71%
M	M	F	149	0.94	64%	0.98	77%
M	M	M	130	0.97	69%	0.99	82%

表中で2つの推計値を出しているが，それぞれを説明しておく．推計1は無配偶者を非継承とした場合の姓継承率，推計2は無配偶者の姓継承率を0.5に設定した場合の姓継承率である．さらに各々の推計値の横に記した累積%とは，それぞれのパターンに当てはまるサンプル数(N)に継承率をかけて推定継承数を求め，それを累積した数を総数(2591)で割ったものである．この累積%の一番下の数字が全体の継承成功率になる．

この結果を受け，さらに（表8の推計の信頼性を確保するために最初に省いた）きょうだい数4人以上のケースが全部継承成功した場合の推計値¹⁶，そしてきょうだい数が2人

¹⁵ 全体として非継承となる場合はどのきょうだいも継承しない組み合わせに限られる．たとえば2人きょうだいパターンで第1子の継承率が0.2，第2子の継承率が0.6の場合，それぞれにおいて非継承の割合が0.8と0.4であるから，2人とも非継承となる割合は 0.8×0.2 となる．

¹⁶ きょうだい数3人以下のケースの継承成功率をp，きょうだい数4人以上のケースの継承成功率をq，きょうだい数3人以下の全体に占める割合をrとすると，全体の継承率は全体ケース数にかかわらず

以下であった場合の推計値と合わせて表 9 に結果をまとめておく。また、参考までにもし「結婚において男性は姓を変えず、女性が姓を変える」という規範（以下「姓選択規範」と呼ぶ）が完全に守られた場合の継承成功率を併記しておく¹⁷。

表 9 継承成功率

対象	継承成功率
全体	89
3 人以下・無配偶継承率が 0	69
3 人以下・無配偶継承率が 0.5	82
2 人以下・無配偶継承率が 0	62
2 人以下・無配偶継承率が 0.5	77

まずは表 8 をみてみよう。推計方法によってかなり差が出てくるが、もし無配偶者が全員姓を継承する子どもを作らなかったと仮定すれば（推計 1）、戦後から 1970 年に生まれたきょうだい数 3 人以下の人については、姓の継承が途絶えた家庭は約 3 分の 1（31%）に及ぶと推計される。無配偶者（将来結婚して姓を継承し、またその姓を受け継いだ子どもをつくる可能性がある者、あるいは離婚しているが姓を継いだ子どもがいる者）のうち半分が姓継承に貢献しているとすれば、この数字は 18%にまで下がる。最も若い調査対象者の出生年は 1970 年（調査時 28 歳）であり、実際には調査時点で無配偶だったきょうだいが結婚して子を作り姓を継承させる確率と離死別経験者に姓を継いだ子がいる確率の平均は、0.5 よりも小さいことが予想される¹⁸。

姓継承規範が遵守された場合のシミュレーション値は、無配偶継承率のパラメータを 0.5 にしたときの値とほぼ同じである。実際には姓継承規範が破られることで継承率は上がるはずだが、無配偶継承率を 0 とした場合は姓継承規範が遵守された場合の値を大きく下回ることから、継承の成否においては結婚時の姓選択の影響よりも無配偶による継承率の低下の影響が大きいことが見て取れる。

また、きょうだい数 2 人以下で無配偶者の継承率が 0.5 の場合の推計値（77%）は、きょうだい数 3 人以下で無配偶継承率が 0 の場合の推計値（69%）を大きく上回っており、ここから姓継承の成否に与えるきょうだい数の影響は（少なくとも現在のきょうだい数分布からすれば）それほど大きくないと言える。

$pr+q(1-r)$ となる。ここで新たに設定するパラメータは q のみであるが、ここでは $q=1$ として計算した。

¹⁷ 姓継承規範が完全に守られ、かつ全員が結婚するとすれば、姓継承が途絶えるのはきょうだいが女性のみの場合である。きょうだい数を k 、きょうだい数分布を Q_n （ $Q_n=1$ ）とすればきょうだいが女性のみ確率は $(1/2^k) * Q_n$ によって求められる。

¹⁸ きょうだいの出生年については無回答が多いため正確さに欠けるが、無配偶者の平均出生年は 1962 年、約 4 分の 3 は調査時点で 30 歳以上である。

ただしきょうだい数分布は少子化の影響でこれから大きく変化していくはずである。国立社会保障・人口問題研究所の『第13回出生動向基本調査(2005)』による完結出生児数の分布(調査時において結婚持続期間が15年~19年の夫婦の出生児数)を利用して推計すると、姓継承規範が遵守された場合の既婚者の継承成功率は77%となる。有配偶率は不明だが、仮に80%で無配偶のうち半分が非継承だとすれば継承成功率は72%であり、表16のきょうだい数2人以下、無配偶継承率0.5の場合を下回るが、それでもきょうだい数3人以下、無配偶継承率0の場合よりも高い。無配偶率による継承の成否の影響の大きさが再確認できるだろう。

ここで以上の推計において考えられるバイアスをまとめておく。

- (1) 死亡したきょうだいを除外したことによるバイアス(プラス要因)
- (2) きょうだい数4人以上のサンプルを除外したことによるバイアス(パラメータ化)
- (3) 無配偶者の姓継承が不明であることによるバイアス(パラメータ化)
- (4) 回答誤記入によるバイアス(誤差)¹⁹
- (5) サンプルの姓継承率をきょうだいに適用したことによるバイアス(誤差)
- (6) サンプルングによるバイアス(誤差)

7. 結語

産業化による豊富なサービスの提供、政府によるサービスの充実は、家族が伝統的に調達してきた資源を外部化する方向に作用してきた。無配偶・無視の増加の傾向とあわせて考えると、将来にわたり、個人は家族の中に生まれ落ち、それを土台にして外部世界と交渉を持つというよりは、個人は多様な外部の一つとして家族経験する時代になりつつあるといえる。

謝辞

本稿は、2006年度二次分析研究会おける報告をもとに執筆したものです。御指導下さった佐藤博樹先生、永井暁子先生に感謝いたします。なお、二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター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、東京大学社会科学研究所)、「家族についての全国調査、1999」(日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。

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

¹⁹ NFRJ98のきょうだい関連質問は以下のような問題点がある。(1)きょうだい数に本人が含まれていることがある。(2)配偶者のきょうだいが含まれていることがある。今回の分析ではきょうだい数よりはきょうだいに関する詳細情報(上から3番目までの性別、出生年、婚姻地位)を主に利用したので大きな影響はないと思われるが、補正できないバイアスはそのままするしかない。

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(1999-2008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:岩井紀子,幹事:保田時男).東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている.

参考文献

大淵寛, 1997, 『少子化時代の日本経済』日本放送出版協会.

保田時男, 2004, 「親子のライフステージと世代間の援助関係」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, 347-365.

第6章 日本における学歴同類婚趨勢の再検討

三輪 哲

1. 問題の所在と本研究の目的

学歴同類婚は、社会階層研究において独自の意義付けを付与され発展してきた研究領域である。1 つには、社会の開放性の指標としてのそれがある。Breen and Jonsson (2005) が指摘するように、社会移動や教育達成と並び、同類婚の程度は社会の開放性を測るための重要な指標として扱われてきた(例えば、Ultee and Luijkx 1990 など)。そのために、これまでの研究蓄積は非常に多く、また趨勢分析や国際比較分析などの進展がみられる分野となっている。それから学歴同類婚の意味する夫婦の学歴のマッチングは、他のさまざまな問いと絡み合うところにある点も着目できる。配偶者選択、子女の地位達成などのミクロ過程に関わる問題群がそれであるし、また結婚市場、諸階層間の相互作用といったメゾないしマクロレベルの問題とも関係する。つまり学歴同類婚は、階層研究においてさまざまな切り口を提供するものなのである。

そんな学歴同類婚の研究において、解決されずに残されている基本問題が存在する。学歴同類婚の趨勢の「向き」に関して、である。幾多の趨勢研究があるものの、実証的知見はさまざまであって一貫したものではない。学歴同類婚の増加を主張する研究もあれば(Blossfeld and Timm 2003; Kalmijn 1991; Halpin and Chan 2003)、変わらないとする研究もある(Forse and Chauvel 1995; Jones 1987)。そのほか、欧州各国を比較分析したUltee and Luijkx (1990)の対象とした国のうちのいくつかでは、学歴同類婚の減少トレンドも報告されている。以上のものは対象国の違いがあるのでまだやむを得ない面があるのだが、こと日本だけに限ってみても、実証された趨勢の向きは一貫していない。志田ほか(2000)は学歴同類婚の趨勢は不変であるとしたが、Raymo and Xie(2000)やMiwa(2005)はむしろ逆で学歴同類婚が減少してきたとの立場をとっている。そのほかでは、白波瀬(2005)は低学歴は減少、高学歴は増加という学歴に依存して異なるとした。結局のところ、日本における学歴同類婚の趨勢に関する知見は、統一の見解には至っていないのである。

趨勢の向きの特定は記述的な問いに過ぎないが、それは極めて重要である。なぜなら「なぜ学歴同類婚が減少したのか(あるいは増加したのか)」という説明的な問いに挑むための前提になるからである。趨勢の向きさえわからないのであれば、それを説明するマクロ社会理論を考えることなどできようはずもない。そこで本稿では混沌とした状況を断つべく、日本における学歴同類婚の趨勢について実証的な再検討を行うものである。再現可能な先行研究の再分析、大規模データセットの分析、代替的な方法に基づく分析の3方向から、複合的にアプローチをする。できる限り精確な趨勢の記述を成し遂げて、日本の同類婚研

究を次なるステップへと進めるための礎となる基礎資料を提供することが本稿の目的である。

2．既存研究の成果と論点の整理

2-1 静学的アプローチと動学的アプローチ

同類婚をとらえるための分析モデルには、大きく分けて、静学的モデルと動学的モデルの2種類ある。前者は、夫の学歴と妻のそれとをクロスする「結婚表 (marriage table)」をデータソースとする。結婚表に対して対数線形モデルや対数乗法モデルを適用するアプローチをとるのが一般的である。ある一時点での社会の通婚状況を一枚の表に収めるので、いわば静学的なモデルと呼ぶことができよう。他方後者は、パーソン・ピリオド・データあるいは各々個人の結婚タイミング (打ち切り含む) を測定したデータを用いる。それらに対しイベントヒストリー分析を適用して「同類婚の状態へと遷移する」ことをとらえる。こちらの方法は、同一個人内の変化を分析対象とするものである。動学的と表現できる。それぞれ異なる角度からデータを眺め、社会のリアリティへと迫るものである。

2-2 学歴同類婚の趨勢研究の到達水準

趨勢に関する理論仮説については、Smits (2003) の研究がリードしている。彼の理論の中核にある概念は産業化である。いわゆる産業化命題の同類婚バージョンとして、産業化の進行に伴い同類婚が増えるとする地位達成仮説、高度な産業化段階に達すると同類婚は変わらなくなるとする飽和仮説などが提示されている。しかし、Smits が主張するのはそれらではなく、初期には学歴同類婚が増え、後に減っていくとする逆U字仮説である (Smits et al. 1998; Smits 2003)。ただしこの仮説は彼自身の国際比較分析を除けば、支持的な知見を得られてはいない (Halpin and Chan 2003)。

それに並ぶ仮説は、ライフコース仮説または乖離仮説である (Mare 1991)。これは高学歴化が進むと、卒業してから結婚までの年数が縮小するので、学歴同類婚は増加するとみる。英国・愛国において静学的アプローチで比較的適合すると報告されたが (Halpin and Chan 2003)、日本ではそうではなかった (三輪 2007)。動学的アプローチでは国により結果がまちまちで、必ずしも経験的に評価できる仮説ではない (Blossfeld and Timm 2003)。

Smits は他にも、宗教の効果や社会の技術的水準などを、マクロ趨勢をつくりだす要因候補として挙げているが、Raymo and Xie (2000) はそれらに否定的な実証結果を示した。

経験的な研究では、より大規模なデータを使う方向へとシフトしてきている。その方向性の1つの到達点を示すのが、Park and Smits (2005) の研究である。彼らは韓国における学歴同類婚の趨勢を分析するために、複数の全国調査データをプールした大規模ファイルを用意した。結果、サンプルサイズは7万ほどになる。それをを用いて、この半世紀にわたって韓国で起きた学歴同類婚の増加趨勢を実証した。

2-3 先行研究の批判的検討

さて日本の研究を顧みると、前述の知的遺産があまり活かされていないことに気付く。Smits や Mare の仮説を明示的に検証の俎上にあげたものはほとんどなく、また大規模なデータファイルを使用した検討も試みられていない。それから方法的にも、近年のスタンダードを取り入れていない研究が多いのが実情である。それゆえに、もし方法を変えて再分析したらどのような結果が得られるのか、検討の余地があるといえる。

例えば、志田ほか（2000）は、サンプル 2000 名ほどのデータで、記述的統計指標に頼った解析をしている。そこで得られた結論が、より大きなデータでも再現されるのか、手法を変えても頑健であるのかは吟味されるべきであろう。白波瀬（2005）の結果は対数線形モデルに基づくが、それは対数乗法モデルでも同様の結果に至るのか。Raymo and Xie（2000）は静学的分析によるものであるが、そこで導かれた知見と動学的分析のそれとは一致するか。以上の諸点は、科学が本来的に有する「再現性」という性質からも、非常に興味深いところである。

本稿では、それら先行研究の再分析と、新たに作成した大規模データファイルの分析を通して、学歴同類婚趨勢の洗練された記述を成し遂げる。分析手法に関しても、既に述べた「静学的」と「動学的」の両アプローチを併用して、より確かな実証的検討を行っていく。残念ながら、開発されてきた学歴同類婚の趨勢命題それ自体の検証¹は本稿の扱う範囲を超える。それらは別の拙稿（三輪 2007）に譲ることとしたい。

3. 既発表データの再分析

日本に関する学歴同類婚趨勢の分析結果のうち、志田ほか（2000）、白波瀬（2005）、そして Raymo and Xie（2000）については、セルの度数が再現できる。そこでそれらから再現したデータに基づき、各々が結論を導くのに用いた手法を複数適用して、本節において再分析をおこなう。

まず、表 1 に夫と妻の学歴の分布を示した。3 つの論文ではそれぞれ使用しているデータ、結婚コーホートの区切りにおいて違いがある。データについては表頭に示したとおりである。コーホートはそれぞれのクロス表ごとに示し、大まかな時代をそろえるよう縦に並べた。クロス表の中の数値は、全体を 1 とした構成割合を表している。

表 1 のデータに対して、種々の記述的統計量を計算したものが表 2 である。内婚率をみる限りでは、戦後日本の学歴同類婚の強さはほとんど変わらずに推移してきたといえることができる。それはどの論者のデータに関しても同様である。

¹ 趨勢命題は「産業化が進行するほど同類婚が減少していく」などの形をとるので、変数間関係をとらえることでより因果的な推論を行うことが可能となる。本稿はあくまで、結婚した西暦年と同類婚の強さとの関連についての記述的な計量分析の域を出るものではない。

志田ほか(2000)が根拠とした閉鎖性係数の動きを検討すると、全体の閉鎖性係数はそれほど大きく変わっていないことがうかがえる。白波瀬(2005)が用いた資料による値が最も大きく変わっているが、それとて0.1以内におさまる程度に過ぎない。ただ方向としては減少へ向かっていることは共通している。個別の閉鎖性係数によれば、大学・短大卒と中学校卒において閉鎖性が下がってきていたことが目立つ。つまり、個々の学歴ごとに見ると同類婚が弱まった様子が観察される一方で、高学歴化に伴い学歴構成が変わるため、全体としては同類婚減少の非常に緩やかな進行として表れたものと思われる。

表1 妻学歴と夫学歴の同時分布

志田ほか(2000)-SSM95					白波瀬(2005)-SSM85,95					Raymo&Xie(2000)-第10回 出生動向基本調査				
-1955 (N=231) 妻学歴					1932-59 (N=1,055) 妻学歴									
夫学歴	(1)	(2)	(3)	計	(1)	(2)	(3)	計						
(1) 大学・短大	.026	.126	.026	.177	.032	.112	.026	.170						
(2) 高校	.013	.199	.113	.325	.007	.189	.110	.305						
(3) 中学	.009	.074	.416	.498	.003	.078	.445	.525						
計	.048	.398	.554	1	.042	.378	.580	1						
1956-70 (N=807) 妻学歴					1960-74 (N=1,745) 妻学歴									
夫学歴	(1)	(2)	(3)	計	(1)	(2)	(3)	計						
(1) 大学・短大	.052	.119	.011	.182	.067	.130	.010	.207						
(2) 高校	.015	.311	.119	.445	.026	.364	.097	.488						
(3) 中学	.005	.092	.276	.373	.003	.097	.205	.305						
計	.072	.522	.406	1	.097	.591	.312	1						
1971-85 (N=778) 妻学歴					1975-95 (N=1,361) 妻学歴					1970-74 (N=1,840) 妻学歴				
夫学歴	(1)	(2)	(3)	計	(1)	(2)	(3)	計	(1)	(2)	(3)	計		
(1) 大学・短大	.188	.145	.006	.339	.214	.159	.007	.379	.146	.115	.009	.270		
(2) 高校	.060	.419	.050	.530	.071	.394	.048	.513	.057	.394	.062	.513		
(3) 中学	.001	.075	.055	.131	.001	.077	.029	.108	.011	.088	.119	.218		
計	.249	.639	.112	1	.286	.630	.084	1	.213	.597	.190	1		
1986-95 (N=356) 妻学歴										1988-92 (N=1,343) 妻学歴				
夫学歴	(1)	(2)	(3)	計					(1)	(2)	(3)	計		
(1) 大学・短大	.236	.157	.003	.396					.348	.144	.007	.500		
(2) 高校	.084	.424	.034	.542					.118	.297	.024	.439		
(3) 中学	.000	.051	.011	.062					.009	.033	.020	.062		
計	.320	.632	.048	1					.474	.474	.051	1		

それでは次に、白波瀬(2005)で用いられた対数線形モデルと、Raymo and Xie(2000)

の対数乗法モデルを使用して、同じデータを解析してみよう。結果の検討の前に、統計モデルについて説明しておきたい。対数線形モデルとは、各セルの期待度数の対数をとったものを、様々な効果の線形結合で説明するものである。これにより、周辺分布の影響を除いて、純粋に変数の連関だけを取り出すことが可能となる。

表2 記述的統計指標による同類婚の趨勢分析

	内婚率	閉鎖性係数			
		全体	大学・短大	高校	中学
志田ほか(2000)					
-1955	.641	.497	.447	.357	.629
1956-70	.639	.492	.663	.371	.563
1971-85	.662	.495	.625	.422	.418
1986-95	.671	.454	.564	.409	.185
白波瀬(2005)					
1932-59	.665	.536	.726	.386	.635
1960-74	.637	.479	.612	.383	.523
1975-95	.637	.444	.594	.373	.269
Raymo&Xie(2000)					
1970-74	.659	.497	.567	.426	.524
1988-92	.665	.420	.467	.386	.351

また、トレンドをとらえるために、対数乗法層別効果モデル(Log-multiplicative layer effect model)を使用した。これは、Xie(1992)により開発された、複数のクロス表間で連関の大きさを比較するための対数線形モデルの拡張版である。例えば、夫の地位(Hと表記)と妻の地位(Wと表記)との連関が結婚コーホート(C)間で異なるかどうか分析するためのモデル式は、以下の通り。

$$\log_e F_{ijk} = \mu + \alpha_i^H + \alpha_j^W + \alpha_k^C + \alpha_{ik}^{HC} + \alpha_{jk}^{WC} + \alpha_{ij}^{HW} \times \alpha_k^C$$

夫婦の地位の連関を表す α_{ij}^{HW} に対して層別効果パラメータ α_k^C を掛けている点だけが、通常の対数線形モデルと異なる。 α_k^C の値は、各コーホートにおける連関の強さを比較するために用いられる。つまり対数乗法層別効果モデルの場合、「夫婦の地位の連関の相対的パターンはどのコーホートでも同じだが、連関の強さはコーホート間で違いがある」というように仮定して、実質的解釈を導くのである。 α_k^C の値が大きいほど、夫婦の地位の連関がより強い、すなわち同類婚の傾向が強いということである。

表3は、それら複数のモデルを適用した際のモデル適合度である。モデル1は夫と妻の

学歴を無関連と設定した「独立モデル」、モデル2は夫婦の学歴に関連はあるがそれは結婚コーホート間では変わらないとする「不変モデル」を示す。3つのデータともに、尤度比検定、BICなどどの基準を用いても、モデル2はモデル1よりも良好といえる。よって、夫婦間の学歴には関連がみられるといえ、学歴同類婚の存在が裏付けられる。

表3 対数線形/乗法モデルの適合度

		G^2	df	p-value	BIC	
志田ほか(2000)						
N=2,172	1	WC+HC	768.5	16	.000	645.6
	2	WC+HC+WH	16.9	12	.154	-75.3
	3	WC+HC+ δ	17.7	13	.170	-82.2
	4	WC+HC+ δ *C	8.2	4	.086	-22.6
	5	WC+HC+ δ * ϕ^c	16.9	10	.077	-59.9
	6	WC+HC+ δ * $\phi(1+\beta X)$	17.7	12	.126	-74.5
白波瀬(2005)						
N=4,161	1	WC+HC	1458.6	12	.000	1358.6
	2	WC+HC+WH	24.4	8	.002	-42.3
	3	WC+HC+ δ	24.4	9	.004	-50.6
	4	WC+HC+ δ *C	4.9	3	.178	-20.1
	5	WC+HC+ δ * ϕ^c	20.6	7	.004	-37.7
	6	WC+HC+ δ * $\phi(1+\beta X)$	20.9	8	.008	-45.8
Raymo&Xie(2000)						
N=3,183	1	WC+HC	1035.3	8	.000	970.8
	2	WC+HC+WH	5.0	4	.285	-27.2
	3	WC+HC+ δ	6.7	5	.243	-33.6
	4	WC+HC+ δ *C	2.4	2	.295	-13.7
	5	WC+HC+ δ * ϕ^c	2.9	4	.581	-29.4

モデル3は夫婦の学歴関連を、対角パラメータ ϕ_{ij} のみで表現している²。これがモデル2より適合がよいので、対角すなわち内婚を意味するセルだけが特別扱いすれば十分だということになる。さらにモデル4から6はそれぞれ、対角パラメータのパターンそのものも含めて時間的変化を認めるモデル(モデル4)、対角パラメータのパターンは一定で大きさだけが異なるとするもの(モデル5)、そして大きさだけ変化するがそれは線形の変化に限定するもの(モデル6)を表している。

モデル3から6のあいだでどれが最適かは、やや判断が難しい。なぜならデータごと、判断に用いる基準ごとで、相対的によいとされるものが異なるからである。ここで「BIC

² 対角パラメータとは、行と列が同じカテゴリーとなる対角セルにのみ設定される効果をいう。ここでは大学・短大、高校、中学の3つの効果があることになる。

の最小値のモデルを選ぶ」とする情報量基準³に依拠すれば、3つのデータのどれでもモデル3が最適とされる。その示唆するところは、同類婚の強さが時間的に安定的であることである。だが仮に「尤度比の差の検定」によるならば、志田ほか(2000)の表ではモデル3が、白波瀬(2005)のものではモデル4、Raymo and Xie(2000)ではモデル5がよいということになる⁴。ピアソンのカイ2乗統計量と同様に、尤度比統計量の検定もサンプルの大きさにより影響を受ける。サンプルが大きいほど、有意すなわち「違いがある」と判定しやすくなる傾向があると知られている。3つのデータの結果の違いは、サンプルサイズの違いによるものと考えられるかもしれない。

言えることは、閉鎖性係数、BIC、尤度比検定などの統計手法的な要素によって、見え方が変わりうるということである。同じデータであってもそうであるし、異なるデータ間の比較であればなおさらであろう。そこで、行わなければならないことは何か。それは利用できる情報を最大限活かしつつ、複数の統計指標を用いても一貫した、信頼できる結論を得るに相応の分析を試みることだと考える。

4. 大規模統合データの分析による「学歴同類婚減少トレンド」の発見

4-1 大規模統合データファイルの作成

複数のデータセットを統合して大規模データをつくるのが、最初になすべきことである。学歴同類婚の趨勢をなるべく正確にとらえることが目的であるので、選ぶべきデータは自ずと限られる。ここで条件としたのは、以下に述べる3点である。まず、夫婦ともに学歴が測定されており、同時に結婚した暦年または年齢がわかることである。当たり前だが、これらの情報がなければ学歴同類婚の趨勢分析はできない。2点目として、無作為抽出されたサンプルの全国調査であることである。比較可能性が高い良質なデータに絞るねらいがある。そして3点目として、有効回答が1000を超える調査データであることである。これらの条件をクリアするデータとして、社会階層と社会移動調査(SSM)データ、日本版総合的社会調査(JGSS)、家族についての全国調査(NFRJ)を選んだ。

それらデータの基本情報を以下の表4に示した。いずれ劣らぬ日本の社会学を代表する大規模データセットであるが、意外にも情報が重なっていないことに気付かれるであろう。SSM調査では、現在の配偶者との結婚年、夫婦の学歴がたずねられているのは1965年と1995年の2回しかない。JGSSも2003年調査では結婚年の変数がたずねられていない。NFRJはさすがに家族の調査だけあってほとんどの情報を含むが、2003年調査では初婚のタイミングがとられていない。

本稿における分析では、これらのうち、1995年SSM調査、JGSS-2000から2002、

³ 情報量基準BICは、値が小さいほど相対的に適合しているという意味になる。詳しくは、Raftery(1995)を参照。

⁴ 実はこれらの答えは、もともとの論文における結論とも一致する。

1998年と2003年のNFRJデータを用いることにした。ただし、サンプルの年齢の下限はNFRJにあわせて28歳とし、上限はSSMにあわせて69歳とした。そうして年齢範囲を制限し、さらに結婚年・夫学歴・妻学歴すべてが有効回答をしたものだけに絞っても、分析に利用できるサンプルサイズは16136にものぼる。

表4 学歴同類婚の検討に利用可能なデータセット

	性別ごとの サンプルサイズ		出生	結婚年		本人学歴		配偶者学歴	
	男性	女性		現配偶者	初婚相手	現配偶者	初婚相手		
SSM									
1955	2014	0	1886-1935						
1965	2077	0	1896-1945						
1975 A	2724	0	1906-1955						
B	1296	0	1906-1955						
1985 A	1239	0	1916-1965						
B	1234	0	1916-1965						
F	0	1474	1916-1965						
1995 A	1248	1405	1926-1975						
B	1242	1462	1926-1975						
P	566	648	1926-1975						
JGSS									
2000	1318	1575	1911-1980						
2001	1283	1507	1912-1981						
2002	1367	1586	1913-1982						
2003	1591	2072	1914-1983						
NFRJ									
1998	3323	3662	1921-1970						
2001	0	3475	1920-1969						
2003	2966	3336	1926-1975						

4-2 分析モデル

再び、対数線形モデルおよび対数乗法層別効果モデルを使用して分析を進める。ただし、複数のデータをプールした上で分析を実行する点で、前節とは異なる。大規模な統合データセットを扱うために、モデルを以下のように工夫する。

$$\log_e F_{ijklm} = + \frac{H}{i} + \frac{W}{j} + \frac{C}{k} + \frac{S}{l} + \frac{D}{m} + \frac{HCSD}{iklm} + \frac{WCSD}{jklm} + \frac{HW}{ij} \quad \dots(1)$$

$$\log_e F_{ijklm} = + \frac{H}{i} + \frac{W}{j} + \frac{C}{k} + \frac{S}{l} + \frac{D}{m} + \frac{HCSD}{iklm} + \frac{WCSD}{jklm} + \frac{HW}{ij} \times \frac{C}{k} \quad \dots(2)$$

$$\log_e F_{ijklm} = + \frac{H}{i} + \frac{W}{j} + \frac{C}{k} + \frac{S}{l} + \frac{D}{m} + \frac{HCSD}{iklm} + \frac{WCSD}{jklm} + \frac{HW}{ij} \times (1 + \frac{C}{k}) \quad \dots(3)$$

$$\log_e F_{ijklm} = + \frac{H}{i} + \frac{W}{j} + \frac{C}{k} + \frac{S}{l} + \frac{D}{m} + \frac{HCSD}{iklm} + \frac{WCSD}{jklm} + \frac{HW}{ij} \times (1 + {}_1X + {}_2X^2) \dots(4)$$

式1は、同類婚に変化がないと仮定した不変モデルである。右辺をみると、夫学歴(H)、妻学歴(W)、結婚コーホート(C)のほか、回答者の性別(S)とデータ(D)の効果を調整していることがわかる。とりあげた調査はいずれも、世帯を対象としたものではなく、個人対象である。ゆえに、回答者の性別による何らかの分布の偏りがあるかもしれない。その可能性を除去するため、性別を変数として投入した。同じくデータの特性に何らかのクセがあって、分布の偏りが生み出される可能性も否定できない。そこでやはり、データの違いを変数として含めたわけである⁵。HCSDとWCSDの2つの4次交互作用効果を入れることによって、性別、データに関わる連関を統制することができる⁶。つまり、統合データから攪乱される主な部分を除いた上で、学歴同類婚の効果をHWで取り出そうとしている。

式2は夫婦の学歴連関が、結婚コーホート間でことなるとしている。ただし、連関のパターンは同じとした上で、その強さないしレベルのみ変動するようにしている点に留意されたい。さらに、式3は同類婚の強さが直線的変化すること、式4は2次曲線型の変化をすることを、それぞれ仮定している。そのように、式2よりも単純な形で変化を特定しようとしているのである。

これら4つのモデルの適合度、パラメータ推定値を比較することで、学歴同類婚趨勢のより確かな記述を行いたい。

表5 対数乗法層別効果モデルの適合度(N=16,136)

	G ²	df	p-value	BIC
M1: 不変	412.9	351	.013	-2989.3
M2: 何らかの変化	376.6	347	.132	-2986.8
M3: 直線的変化	389.3	350	.072	-3003.2
M4: 曲線的変化	380.7	349	.117	-3002.1
M1 vs M2	36.3	4	.000	-2.4
M3 vs M2	12.7	3	.005	-16.4
M4 vs M2	4.1	2	.129	-15.3
M3 vs M4	8.6	1	.003	-1.1

⁵ 具体的には、1995年SSM調査データを1、2000年から2002年までのJGSS累積データを2、NFRJ98に3、NFRJ03は4として、名義レベルの値を与えた。

⁶ 階層的モデルの下では、4変数に関して飽和とする項を投入したことは、それより低次にあたる項をすべて含めたことに等しい。例えば、HCSやHCDのような3次交互作用や、CSなど2次交互作用は、4次交互作用HCSDを入れることによって同時に含まれたことになる。

4-3 推定結果

その結果は表5の通りである。情報量基準BICでみると、直線的变化か、2次曲線的变化か、どちらかを仮定すると良好であることがわかる。尤度比の差を検定してモデル選択をすると、モデル4がこのなかでは最適であるという結論が導かれる。いずれにせよ、同類婚の強さに変化はないとするモデル1は、どのような基準⁷を用いても支持されがたいことが明らかになった。

ではどのような趨勢とみるのがよいのか、図1より確認しよう。ここではモデル4から得られる層別効果パラメータの推定値をプロットした。1950年代から1970年代までは、の値はほとんど変わっていない。その後、70年代以降になると同類婚は弱まっていく。そのように、曲線型とはいうものの、1970年代までの安定的な時期と、そこから90年代にかけての減少期の2つに分けられることがわかった。

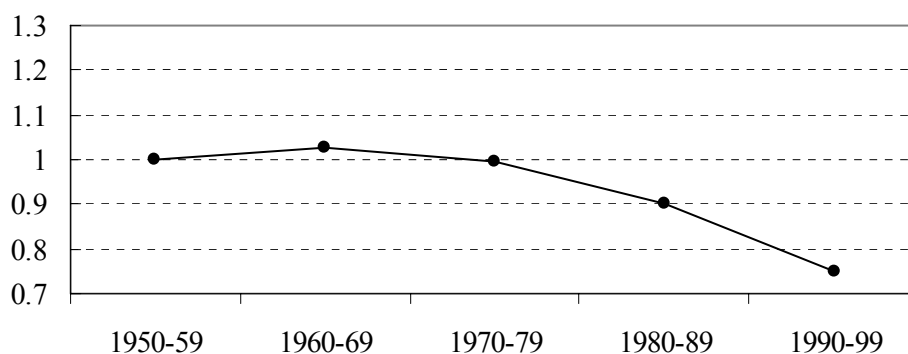


図1 層別効果 の変化(モデル4)

5. 動学的アプローチによる減少トレンドの確証

前節における対数乗法層別効果モデルの結果によって、戦後日本の学歴同類婚の趨勢は二次曲線で近似されること、1970年代以降に同類婚の傾向は弱まっていったことが明らかになった。その結論が正しいといえるか、もう一方の接近方法である動学的アプローチイベントヒストリー分析⁸によっても裏付けられるだろうか。

初婚時の配偶者の学歴を測定しているデータは希少であって、NFRJの2001年調査くらいしか利用可能なものはない。同調査データを用いて、連続時間型のイベントヒストリー分析であるコックス回帰分析⁸を行った結果を、表6に示した。トレンドの析出のみに関心があるので、必要最小限の変数しか含めていない⁹。

⁷ 例えば、「5%水準で棄却されないモデルの中で最もシンプルなものを選ぶ」としても、別の情報量基準AICを用いても、モデル1ではなく他のモデルが最適となる。

⁸ 紙幅の都合上、手法についての解説は割愛した。詳しくは、Cox(1972)、あるいはYamaguchi(1991)、中村(2001)などの成書を参照されたい。

⁹ NFRJ-S01データは女性のみが対象のため、独立変数から性別は除外される。なおここでは、初婚

出生コーホートの係数をみると、前節の結果とほとんど同じであることが理解できよう。本節の分析においても、最近のコーホートほど同類婚となることが少なくなっているのだ。それは妻・短大と夫大学の組み合わせをも同類婚に含めたモデル2でもまったく同様であった。しかも、最も古いコーホートから次にかけて、同類婚が微増した後に減少していくところまできわめて類似していた。1970年代以降の同類婚減少趨勢はかなり確かなものであったと結論付けられるだろう。

表6 学歴同類婚に関するイベントヒストリー分析結果

	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
本人学歴(基底カテゴリー:大学以上)				
短大	-1.753	0.132	-0.227	0.089
高校	-0.166	0.081	-0.152	0.081
中学	0.115	0.093	0.145	0.092
出生コーホート(基底カテゴリー:1925-34年)				
1935-44	0.002	0.075	0.032	0.073
1945-54	-0.057	0.076	-0.041	0.074
1955-64	-0.222	0.086	-0.173	0.080
1965-74	-0.358	0.104	-0.338	0.095
イベント数	1728		2022	
N	3350		3350	
Model χ^2	478.3		83.6	
df	7		7	

注: 5%水準で有意な回帰係数は、太字にした。

モデル2では、夫・大学と妻・短大の組み合わせも同類婚に加えた。

5. まとめ

本稿のねらいはただ1つ、日本における学歴同類婚の趨勢をできるだけ精確に記述することであった。そのために、従来の研究のあいだにみられた不統一な見解から脱するべく、できるだけもっともらしい証拠を提示することをめざした。その目論見は、ほぼ完全に達成されたとみてよいだろう。戦後日本の学歴同類婚は、減少趨勢をたどったことが明らかにされた。単純な直線的現象というわけではなく、1970年代くらいまではほとんど変わらずに推移して、その後に減少していったのである。そしてそれは、静学的な対数乗法モデルのみならず、動学的すなわちイベントヒストリー分析でも裏付けられた。

これらの結果をもって、学歴同類婚趨勢の記述は完了したとしてよい。これでようやく、

において学歴同類婚が起こったことを状態変数、16歳から初婚までの経過年数を時間変数としている。

「なぜ日本では学歴同類婚が弱まってきたか」の説明をしようとする段階に入れるのである。その意味において、本稿の意義は大きいといえる。これまでは趨勢的变化の方向さえ確定していなかったため、それ以上の深まった理論的問いに進めなかった。だが今後は、理論の検証に向かうことが許されるのである。

とはいえ、マクロ趨勢理論の検証は容易ではないことが推察される。まず、韓国との結果の差異を説明できる理論が見当たらないことが障壁となるだろう。Smits(2003)が挙げた要因では、学歴同類婚の減少がみられた日本と、増加がみられた韓国との差異を説明できないことはもはや明白である。後発の急激な産業化という条件はほぼ同じであるにもかかわらず、結果はまったく一致していなかった。儒教の影響が存在するとも彼は言うが、それについても日韓で条件が決定的に異なるとは思えない。高学歴化をキーとした Mare のライフコース仮説(Mare 1991)にも大きな期待はできない。そのため、新たに理論的地平を切り拓くことが要求されることは想像に難くない。原初的な趨勢の記述の段階を終えた今、新たな問いが挑戦者たちを待っている。そしてそれこそが、社会科学の理論体系にさらなる一步を加えるための、解明すべき重要な問いといえるのではないだろうか。

謝辞

本稿は、2006年度二次分析研究会おける報告をもとに執筆したものである。御指導下さった佐藤博樹先生、永井暁子先生をはじめ二次分析研究会メンバーの皆様、コメントをくださった西野理子先生に感謝いたします。

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日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成に協力している。そのほか、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「1995年SSM調査(1995年SSM調査研究会 代表・盛山和夫)」「家族についての全国調査,1999」,「家族についての全国調査,2004」,「全国調査『戦後日本家族のあゆみ』,2002」(日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けた。謹んで感謝申し上げたい。

文献

- Blossfeld, H-P. and A. Timm. (eds). 2003. *Who Marries Whom: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Kluwer.
- Breen, R. and J. O. Jonsson. 2005. "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility." *Annual Review of Sociology* 31: 223-243.

- Cox, D. R. 1972. "Regression Models and Life Tables." *Journal of the Royal Statistical Society Ser.B* 34: 187-220.
- Forse, M. and L. Chauvel. 1995. "Evolution of homogamy in France: A Method to Compare Diagonal Characteristics of Several Tables." *Revue Francaise de Sociologie* 36: 123-142.
- Halpin, B. and T. W. Chan. 2003. "Educational Homogamy in Ireland and Britain: Trends and Patterns." *British Journal of Sociology* 54: 473-495.
- Jones, F. L. 1987. "Marriage Patterns and the Stratification System: Trends in Educational Homogamy Since 1930s." *Australian and New Zealand Journal of Sociology* 23: 185-198.
- Kalmijn, M. 1991. "Status Homogamy in the United States." *American Journal of Sociology* 97: 496-523.
- Mare, R. D. 1991. "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review* 56: 15-32.
- Miwa, S. 2005. "Educational Homogamy in Contemporary Japan." *Social Science Japan* 33: 9-11.
- 三輪哲. 2007. 「日本と韓国における階層同類婚の変動」『社会学研究』81号(印刷中).
- 中村剛. 2001. 『Cox 比例ハザードモデル』朝倉書店.
- Park, H. and J. Smits. 2005. "Educational Assortative Mating in South Korea: Trends 1930-1998." *Research in Social Stratification and Mobility* 23: 103-127.
- Raftery, A E. 1995. "Bayesian Model Selection in Social Science." *Sociological Methodology* 25: 111-163.
- Raymo, J. M. and Y. Xie. 2000. "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy." *American Sociological Review* 65: 773-781.
- 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. 2005. 『少子高齢社会のみえない格差 ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会.
- Smits, J. 2003. "Social Closure among the Higher Educated: Trends in Educational Homogamy in 55 Countries." *Social Science Research* 32: 251-277.
- Smits, J., W. Ultee. and J. Lammers. 1998. "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables." *American Sociological Review* 63: 264-285.
- Ultee, W. and R. Luijkx. 1990. "Educational Heterogamy and Father to Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations: General Societal Openness or Compensatory

- Strategies of Reproduction ?." *European Sociological Review* 6: 125-149.
- Xie, Y. 1992. "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables." *American Sociological Review* 57: 380-395.
- Yamaguchi, K. 1991. *Event History Analysis*. Sage.