

初婚のタイミングとライフコース -早婚・晩婚・非婚-

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2020-05-27 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 南, 拓磨 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/20854

明治大学大学院政治経済学研究科

2019 年度

博士学位請求論文

初婚のタイミングとライフコース

—早婚・晩婚・非婚—

A Study of First Marriage Timing and Life Course:
Early Marriage, Late Marriage, and Never Married

学位請求者 経済学専攻

南 拓磨

目次

第1章 少子高齢化と未婚化・晩婚化・非婚化	1
第1節 わが国における少子高齢化の趨勢	1
1-1 わが国における少子化の趨勢	1
1-2 わが国における高齢化の趨勢	3
第2節 わが国における未婚化・晩婚化・非婚化	5
2-1 わが国における未婚化・晩婚化・非婚化の推移	5
2-2 未婚化・晩婚化・非婚化に関する先行研究	13
第3節 本論文における分析枠組み	14
第2章 初婚タイミングがライフイベントの発生に対して与える影響 —ライフコース指標の検討から—	16
第1節 初婚年齢の多様化の様相とライフコースに関する先行研究	17
1-1 初婚年齢の多様化	17
1-2 ライフコースに関する先行研究	19
第2節 早婚者、晩婚者、非婚者の特性とライフイベント生起時の年齢	20
2-1 データと方法	20
2-2 分析結果	21
2-2-1 早婚者、晩婚者、非婚者の特性	21
2-2-2 男性の初婚タイミング区分別に見たライフイベントの生起時の年齢	27
2-2-3 女性の初婚タイミング区分別に見たライフイベントの生起時の年齢	31
第3節 小括	35
第3章 早婚型ライフコースに関する分析 —婚前妊娠結婚に着目して—	36
第1節 わが国における婚前妊娠結婚の趨勢と離婚率	36
第2節 婚前妊娠結婚と子ども数に着目した離婚の要因分析	42
2-1 データと方法	42
2-2 記述分析	42
2-3 離散時間ロジットモデルによる離婚の規定要因分析	47
2-3-1 使用する変数と分析手法	47
2-3-2 分析結果	50
第3節 小括	53

第4章 晩婚型ライフコースに関する分析	
—ダブルケアに着目して—	54
第1節 わが国における高齢化と介護の様相およびダブルケアに関する先行研究	55
1-1 介護に関する先行研究	55
1-2 ダブルケアに関する先行研究	57
第2節 ダブルケアを行う者の特性と、ダブルケアに陥る要因	59
2-1 データと方法	59
2-2 記述分析	59
2-3 多項ロジスティック回帰分析によるダブルケアの規定要因分析	66
2-3-1 使用する変数と分析手法	66
2-3-2 分析結果	67
第3節 小括	70
第5章 非婚型ライフコースに関する分析	
—多様化する非婚者—	71
第1節 わが国における非婚化の進展状況と未婚化・晩婚化	72
1-1 非婚化の進展状況	72
1-2 未婚化・晩婚化に関する先行研究	74
第2節 非婚者の特性と非婚の要因分析	75
2-1 データと方法	75
2-2 記述的分析	77
2-3 二項ロジスティック回帰分析による非婚の規定要因分析	83
2-3-1 使用する変数と分析手法	83
2-3-2 分析結果	85
第3節 小括	89
付表	90
第6章 初婚のタイミングとライフコースの様相	98
謝辞	101
参考文献	102

図表目次

図 1-1 出生数および合計特殊出生率の推移	2
図 1-2 65 歳以上人口（高齢者人口）および高齢化率の推移	4
図 1-3 性別平均寿命	4
図 1-4 性別 50 歳時未婚割合(生涯未婚率)	6
図 1-5 性別初婚年齢(SMAM)の年次推移	6
図 1-6 年齢別配偶関係別人口構成割合（男性：1960 年）	7
図 1-7 年齢別配偶関係別人口構成割合（男性：1980 年）	8
図 1-8 年齢別配偶関係別人口構成割合（男性：2010 年）	8
図 1-9 年齢別配偶関係別人口構成割合（女性：1960 年）	9
図 1-10 年齢別配偶関係別人口構成割合（女性：1980 年）	9
図 1-11 年齢別配偶関係別人口構成割合（女性：2010 年）	10
表 1-1 初婚の平均婚姻年齢と初婚時の夫と妻の年齢差	11
図 1-12 調査回別に見た，結婚相手との希望年齢差の構成(%) (男性)	12
図 1-13 調査回別に見た，結婚相手との希望年齢差の構成(%) (女性)	12
図 2-1 初婚年齢別婚姻件数の年別構成割合（男性）	18
図 2-2 初婚年齢別婚姻件数の年別構成割合（女性）	18
図 2-3 出生コホート別に見た早婚，晩婚，非婚者割合（男性）	22
図 2-4 出生コホート別に見た早婚，晩婚，非婚者割合（女性）	22
表 2-1 初婚タイミング区分別最終学歴	23
図 2-5 出生コホート別，初婚タイミング区分別に見た最終学歴	23
表 2-2 初婚タイミング区分別初職の就業時期	24
図 2-6 出生コホート別，初婚のタイミング区分別に見た初職の就業時期	24
表 2-3 初婚タイミング区分別初職の雇用形態（男性）	25
図 2-7 出生コホート別，初婚のタイミング区分別に見た初職の雇用形態(男性)	25
表 2-4 初婚タイミング区分別初職の雇用形態（女性）	26
図 2-8 出生コホート別，初婚のタイミング区分別に見た初職の雇用形態(女性)	26
表 2-5 初婚タイミング区分別離婚経験の有無	26
図 2-9 出生コホート別，初婚のタイミング区分別に見た離婚経験ありの割合	27
表 2-6 初婚タイミング区分別，出生コホート別に見たライフコース指標	29
（男性：早婚・晩婚）	
表 2-7 初婚タイミング区分別，出生コホート別に見たライフコース指標	30
（男性：非婚・合計）	

表 2-8 初婚タイミング区分別, 出生コーホート別に見たライフコース指標	33
(女性: 早婚・晩婚)	
表 2-9 初婚タイミング区分別, 出生コーホート別に見たライフコース指標	34
(女性: 非婚・合計)	
図 3-1 結婚期間が妊娠期間より短い出生が嫡出第 1 子出生に占める割合	37
図 3-2 普通離婚率と離婚件数	38
図 3-3 同居期間別離婚数	38
図 3-4 子どもの数別, 同居期間別離婚件数と構成割合	40
表 3-1 子どもの数別, 同居期間別離婚件数と構成割合	41
図 3-5 本分析における婚前妊娠結婚の定義	42
図 3-6 第一子出産からの年数別婚前妊娠結婚の有無別期間内離婚発生割合	44
表 3-2 学歴別婚前妊娠結婚の有無割合	44
表 3-3 初婚年齢区分別婚前妊娠結婚の有無割合	45
表 3-4 結婚コーホート別婚前妊娠結婚の有無割合	45
表 3-5 夫職業別婚前妊娠結婚の有無割合	45
表 3-6 婚前妊娠結婚の有無別平均初婚年齢及び出産時平均年齢	46
表 3-7 使用する変数の記述統計量	49
表 3-8 離婚発生に対する離散時間ロジットモデルの推計結果	51
表 3-9 離婚発生に対する離散時間ロジットモデルの推計結果(交互作用項あり)	52
図 4-1 人口ピラミッド(2015 年)	55
図 4-2 被介護者の所在地別, 主たる介護者の続柄の構成割合	56
表 4-1 性別同居家族の年齢階級別続柄別介護従事者数および構成割合	57
図 4-3 ダブルケアを行う者の推計人口	58
図 4-4 性別年齢階級別に見たダブルケアを行う者の割合	58
図 4-5 年齢階級別に見たケア状態の構成割合	61
図 4-6 ケア状態別に見た年齢高齢割合	61
表 4-2 年齢階級別ケア状態別件数と構成割合	62
図 4-7 ダブルケアを行う者の特性	63
表 4-3 ダブルケア者における夫と妻の職業組み合わせ	64
表 4-4 ダブルケア者における夫と妻の業種組み合わせ	65
表 4-5 使用する変数の記述統計量	67
表 4-6 ケア状態に対する多項ロジスティック回帰分析結果	69
図 5-1 性別 50 歳時未婚割合(生涯未婚率)	73
表 5-1 出生動向基本調査の調査別に見た, 未婚者の生涯の結婚意思	73
表 5-2 使用する調査名, 調査時点および変数名	76
表 5-3 調査回別結婚状態および構成割合	76

図 5-2	性別，出生コーホート別非婚割合	78
図 5-3	出生コーホート別，学歴別非婚割合（男性）	79
図 5-4	出生コーホート別，学歴別非婚割合（女性）	79
図 5-5	出生コーホート別，初職の企業規模別非婚割合（男性）	80
図 5-6	出生コーホート別，初職の企業規模別非婚割合（女性）	80
図 5-7	出生コーホート別，本人年収別非婚割合（男性）	81
図 5-8	出生コーホート別，本人年収別非婚割合（女性）	81
図 5-9	出生コーホート別，三世代同居観別非婚割合（男性）	82
図 5-10	出生コーホート別，三世代同居観別非婚割合（女性）	82
表 5-4	分析に用いる変数の記述統計	85
図 5-11	出生コーホート別に見た性別非婚確率	86
表 5-5	非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果	87
表 5-6	非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果(性別モデル)	88
図 5-12	性別，出生コーホート別非婚割合	90
図 5-13	出生コーホート別，学歴別非婚割合（男性）	91
図 5-14	出生コーホート別，学歴別非婚割合（女性）	91
図 5-15	出生コーホート別，初職の企業規模別非婚割合（男性）	92
図 5-16	出生コーホート別，初職の企業規模別非婚割合（女性）	92
図 5-17	出生コーホート別，本人年収別非婚割合（男性）	93
図 5-18	出生コーホート別，本人年収別非婚割合（女性）	93
図 5-19	出生コーホート別，三世代同居観別非婚割合（男性）	94
図 5-20	出生コーホート別，三世代同居観別非婚割合（女性）	94
表 5-7	非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果	95
表 5-8	非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果(性別モデル)	96
図 5-21	出生コーホート別に見た性別非婚確率	97

第1章 少子高齢化と未婚化・晩婚化・非婚化

第1節 わが国における少子高齢化の趨勢

第2節 わが国における未婚化・晩婚化・非婚化

第3節 本論文における分析枠組み

本論文では初婚のタイミングの多様化が、ライフコースにどのような影響を与えるのかについて、初婚タイミングごとに特徴的な概念を用いて、多変量解析を用いた実証的なアプローチで分析することを目的とする。最終的に分析によって実証された初婚タイミング別のライフコースの特性、指標に基づいて、それぞれのライフコースにマッチした社会的サービス、政策について考察することが目的である。

第1節ではわが国における少子高齢化の趨勢について、マクロデータを用いながら概観する。少子高齢化は「未婚化」、「晩婚化」、「非婚化」そして本論文で着目する初婚タイミングとライフコースの変化に大きな影響を及ぼしている可能性が高い。改めてわが国における少子高齢化の趨勢を考察することによって、本論文が一貫して扱う初婚タイミングの多様化とライフコースの変化に対して示唆を与えるものである。第2節では、わが国における未婚化・晩婚化・非婚化の趨勢について、こちらもマクロデータを用いながら考察を行う。第3節では、本論文で一貫して扱う初婚タイミングの類型について、第1節と第2節での議論を踏まえながら定義し、本論文における分析枠組みを記述する。

第1節 わが国における少子高齢化の趨勢

1-1 わが国における少子化の趨勢

少子高齢化とは、少子化と高齢化が同時に進行している状態のことを指す。うち、少子化は「出生力水準が親の世代の人口規模を維持するのに必要な水準、「人口置換水準」(Replacement Level)を下回り、継続的に低下していく状態」(安藏 2015)である。出生力水準の指標には、合計特殊出生率(Total Fertility Rate)¹が用いられることが多い。図 1-1 はわが国の合計特殊出生率と出生数の推移を、1947年から2017年まで示したものである。

¹ 合計特殊出生率(Total Fertility Rate)とは「15歳～49歳までの女性の年齢別出生率を合計したもの」であり、年齢別出生率を f_x として以下のように表される。(xは年齢)(Hinde 1998, Preston 2001)

$$TFR = \sum_{x=15}^{49} f_x$$

1

1947年から1949年までは第一次ベビーブームと呼ばれる時期で、これは第二次世界大戦後の、若い軍人、軍属、民間人の本土帰還に続く結婚の激増を受けて発生している。その後出生数は急落し、1957年には合計特殊出生率が2.04まで低下した。これ以後、合計特殊出生率は人口置換水準の近辺の値に停滞していたが、1970年代の半ばに第一次ベビーブームを受けた第二次ベビーブームが発生し、出生数は一時的に200万を超えた(大淵 2006)。1974年以降、合計特殊出生率は人口置換水準を割り込み、年々乖離が進んできており、わが国はこの時期から少子化の状態に突入したと考えられている。特に2005年には合計特殊出生率が1.26と過去最低を記録し、以後は1.4近辺の値をとり続けている。

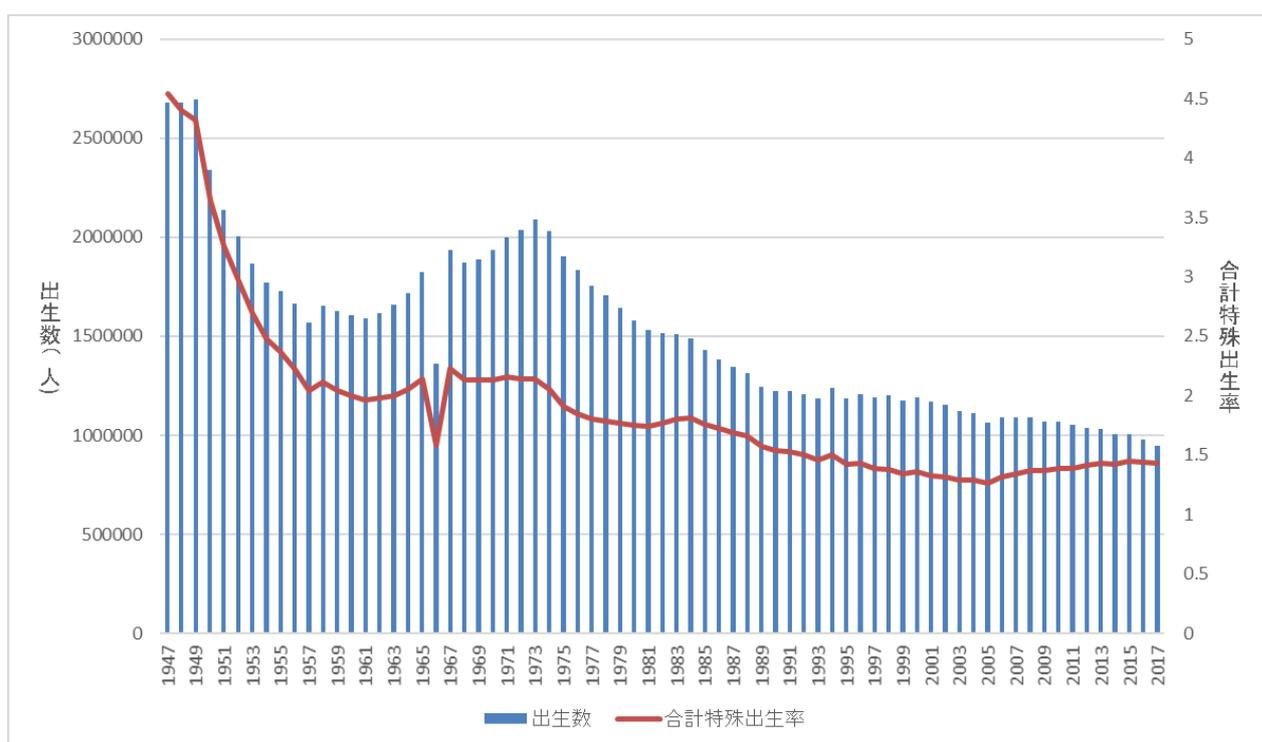


図 1-1 出生数および合計特殊出生率の推移

資料 厚生労働省「人口動態統計」年報

この出生率の低下の要因について、一度目の低下である1949年から1957年の合計特殊出生率の低下は、夫婦出生力の低下、すなわち夫婦の間のできる子どもの数の減少と人工妊娠中絶の合法化が寄与しているとされている(大淵 2006)。また1970年代から2000年代にかけての合計特殊出生率の低下は、その7割が未婚化によって引き起こされたこととされている(岩澤 2002)。これはわが国における出生に占める結婚した夫婦以外から生まれる子ども(非嫡出子)の割合が非常に低いことによる(国立社会保障・人口問題研究所 2008)。1970年に出生数に占める非嫡出子の割合は0.9%で、2000年には1.6%と若干上昇はしているものの、その割合は非常に低い(厚生労働省 2018)。

1-2 わが国における高齢化の趨勢

高齢化とは、「一般に人口に占める高齢者の割合が高まること」(別府 2006)である。ここでいう高齢者については、老化の程度に個人差があるため、一概には定義できないが、人口集団を統計的に処理する場合、機械的に 65 歳以上とすることが多い(別府 2006)。図 1-2 はわが国における 65 歳以上人口の総人口に占める割合(高齢化率)と 65 歳以上の高齢者の数の推移を表したものである。1947 年に 4.7%であった高齢化率は、1970 年に 7.1%、1995 年に 14.5%、2010 年に 22.8%と、急速に上昇していることがわかる。²

高齢化の進行する要因は、死亡率の低下による平均寿命の増加と少子化である。平均寿命の延伸は、総人口に占める高齢者の割合を増加させる。図 1-3 はわが国の性別平均寿命の年次推移である。男性の平均寿命は、1947 年に 49.82 歳であったが、1959 年に 65.09 歳と 65 歳を超え、1986 年に 75.25 歳、2013 年には 80.19 歳とここ 60 年ほどで、約 30 歳ほど伸びている。女性の平均寿命も同様に、1947 年に 53.6 歳だった平均寿命は、1953 年に 65.08 歳、1971 年に 75.47 歳、2002 年には 85.14 歳とこちらも約 30 歳ほど平均寿命が伸びていることがわかる。

少子化が進行すると総人口に占める年少人口の割合が減少し、相対的に高齢者の割合が増加する。図 1-2 で示した高齢化率のグラフと、図 1-1 で示した合計特殊出生率のグラフをみると、少子化が進行してきた 1970 年代から 2000 年代にかけて高齢化率も急速に上昇していることがわかる。

² 一般に、高齢化率が 7~14%の社会を高齢化社会、14~21%の社会を高齡社会、21%以上の社会を超高齡化社会という。

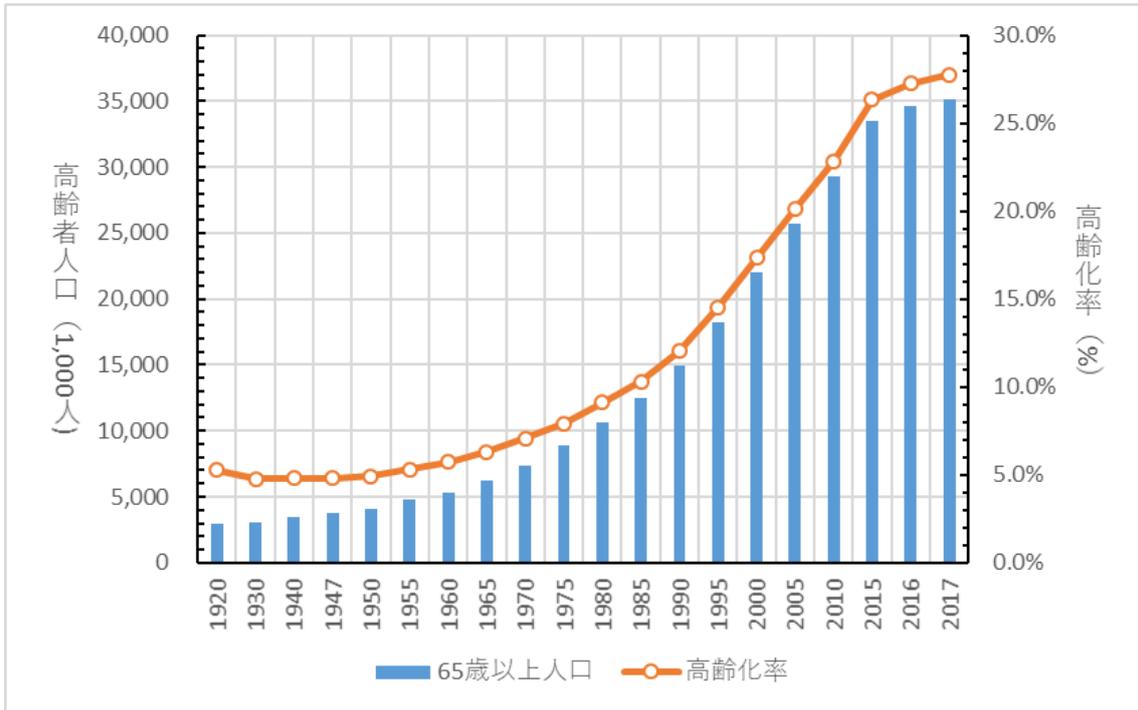


図 1-2 65 歳以上人口（高齢者人口）および高齢化率の推移

資料 総務省統計局「国勢調査」

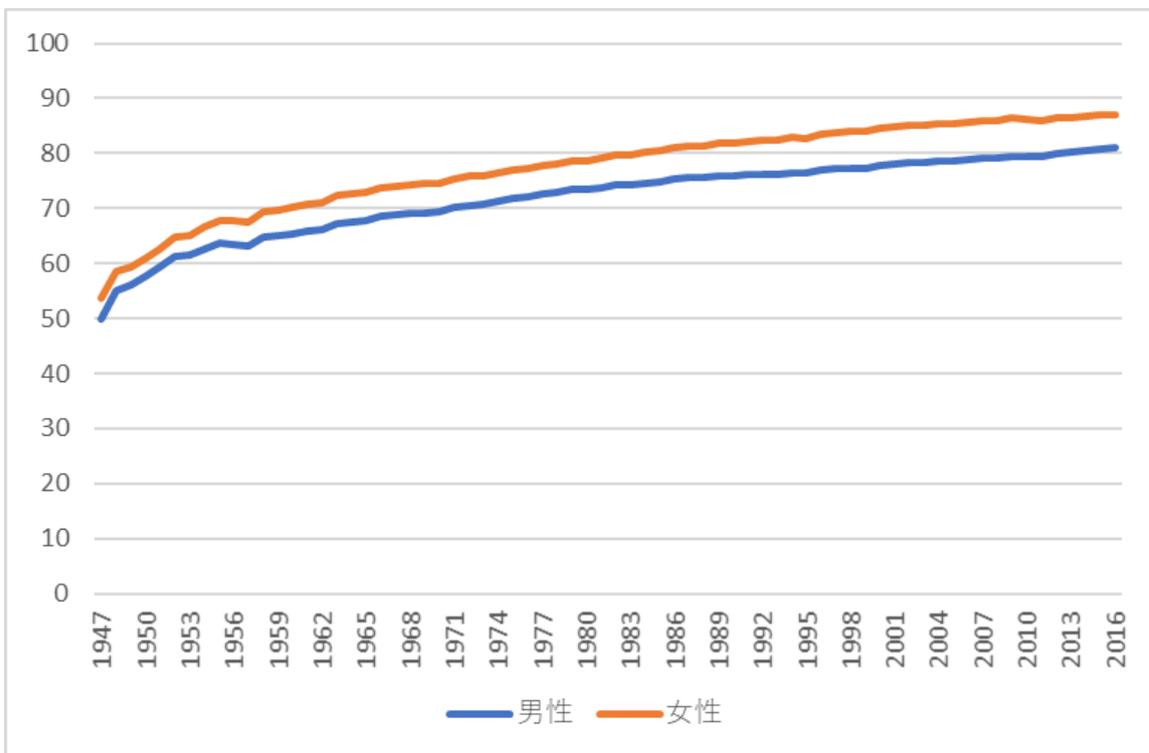


図 1-3 性別平均寿命

資料 厚生労働省「完全生命表」および「簡易生命表」

第2節 わが国における未婚化・晩婚化・非婚化

2-1 わが国における未婚化・晩婚化・非婚化の推移

未婚化とは、総人口に占める未婚者の割合が増加することである。わが国の未婚化についてマクロ的な趨勢を確認する。図1-4は性別の生涯未婚率を表している。これによると、男性の生涯未婚率は1960年から上昇し始め、1980年の時点で2.6%であった生涯未婚率は2010年には20.1%へと急激に上昇していることがわかる。また女性の生涯未婚率についても1950年の時点で1.4%であった生涯未婚率が1970年に3.3%に上昇したのち、1990年に4.3%、2010年には10.6%と急激に上昇していることが確認できる。

生涯未婚率の急激な上昇に伴って、初婚年齢(Singulate mean age at marriage : SMAM)³についても急激な上昇が発生した。これはSMAMの計算に生涯未婚率の計算に用いる年齢別未婚率が使われるからで、図1-5に示した性別初婚年齢の推移によれば、1920年の25.02歳から1940年では27.20歳と約2歳の上昇をしたのち、1970年で27.46歳、2010年に31.18歳と約4歳の上昇が起こった。女性は男性と比べてより変化が急であり、1920年に21.16歳だった初婚年齢は、2010年には29.96歳と約9歳分の上昇が確認できる。

このように1920年から2010年にかけての日本は大きな未婚化の波を2度経験している。1度目は1920年から1940年代であり、これは世界的に戦争が多発していた時期と一致する。2度目は1970年代以降という石油危機以降の時期である。この未婚化の進展は、1度目については戦争への出征による人口内の性比不均衡が引き起こす未婚「結婚難(Marriage Squeeze)」として捉えられ(Dixon 1978)、日本の晩婚化、未婚化研究は主に2度目の晩婚化、未婚化の要因の探求にその焦点が当てられてきた。歴史的には19世紀のはじめに東北日本で未婚率が高く、西南日本で未婚率が低い東高西低型の分布をしていたことが知られている(速水 1997, 黒須編 2012, Kumagai 2015)。渡辺は国勢調査から算出したSMAMを利用して詳細な分析を行っている。渡辺によれば、1920年における結婚年齢パターンは西高東低であったが、中部地方を中心に晩婚化が進展し、また北陸地方で晩婚化の遅れが発生するなど新たな結婚年齢の地域パターンが現れると、重工業と戦時体制の進展のなかで全国的な晩婚化が1960年代までに進展した。その後1975年以降に各都道府県の20歳代、30歳代前半の未婚率と初婚年齢(SMAM)が大幅な上昇をした結果、男女の初婚年齢の地域間の水準差にはあまり関連がなくなったと指摘している(渡辺・坂東 1992)。

³ SMAMはヘイナル法によって算出される平均初婚年齢のことであり、以下の計算式によって算出される。

$$SMAM = \frac{5 * \sum_{5} Cx_n - 50 * S}{1 - S}$$

ただし、Cxは年齢別未婚率、Sは生涯未婚率。計算法は(Hinde 1998)によった。

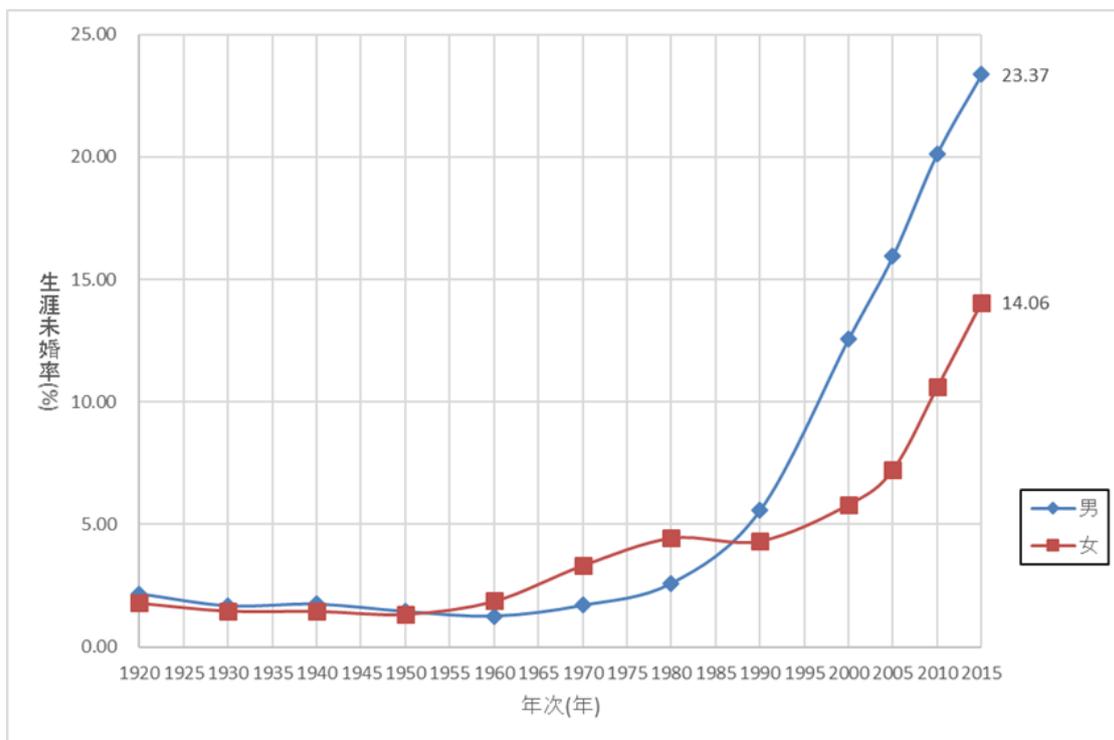


図 1-4 性別 50 歳時未婚割合(生涯未婚率)

出所 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2018』第 6-23 表の数値より作図

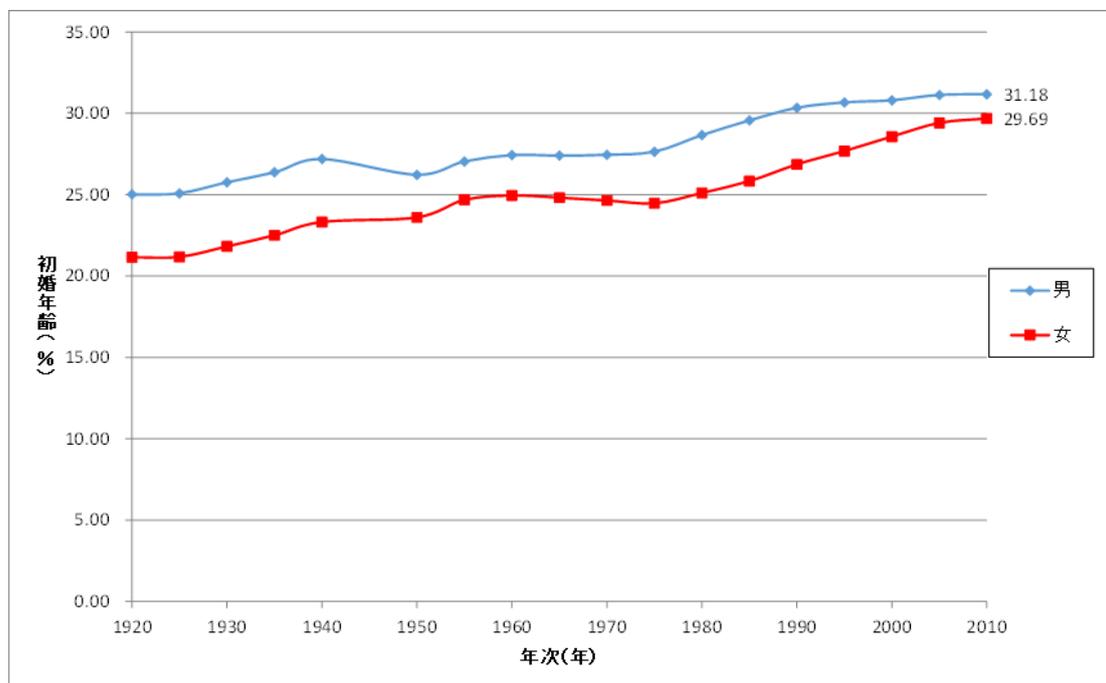


図 1-5 性別初婚年齢(SMAM)の年次推移

出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2015』第 6-23 表の数値より作図

年齢各歳別にも未婚者の割合の推移を確認する。図 1-6~図 1-8 は 1960 年, 1980 年, 2010 年の総務省『国勢調査』による, 男性の配偶関係別人口の年齢別の構成割合である。図 1-6 を確認すると 1960 年時点での 30 歳での未婚割合は 10%程度であったのに対して, 図 1-7 の 1980 年時点で 30%, 図 1-8 の 2010 年には 50%以上と急速にその割合が増加していることが確認できる。また高齢の部分を確認すると, 1960 年から 1980 年にかけて死別者の割合が減少していることがわかる。1980 年から 2010 年の死別者の割合の変化をみると, こちらも減少傾向にあるが, 1960 年から 1980 年の変化に比べるとその変化の度合いは小さい。1980 年と 2010 年では図における未婚者の割合の形状が大きく異なり, 中高年での未婚者の割合が急激に増加していることが確認できる。図 1-9~図 1-11 は同様にして 1960 年, 1980 年, 2010 年の総務省『国勢調査』による, 女性の配偶関係別人口の年齢別の構成割合を示している。こちらも男性と同様に, 図 1-9, 1960 年時点での 30 歳での未婚割合は 10%程度であるが, 図 1-10 の 1980 年時点でも 10%程度とほとんど変化がない。しかし図 1-11 の 2010 年時点では 40%近い割合になっており, 女性の方は 1980 年~2010 年にかけて急速にその割合が増加していることがわかる。

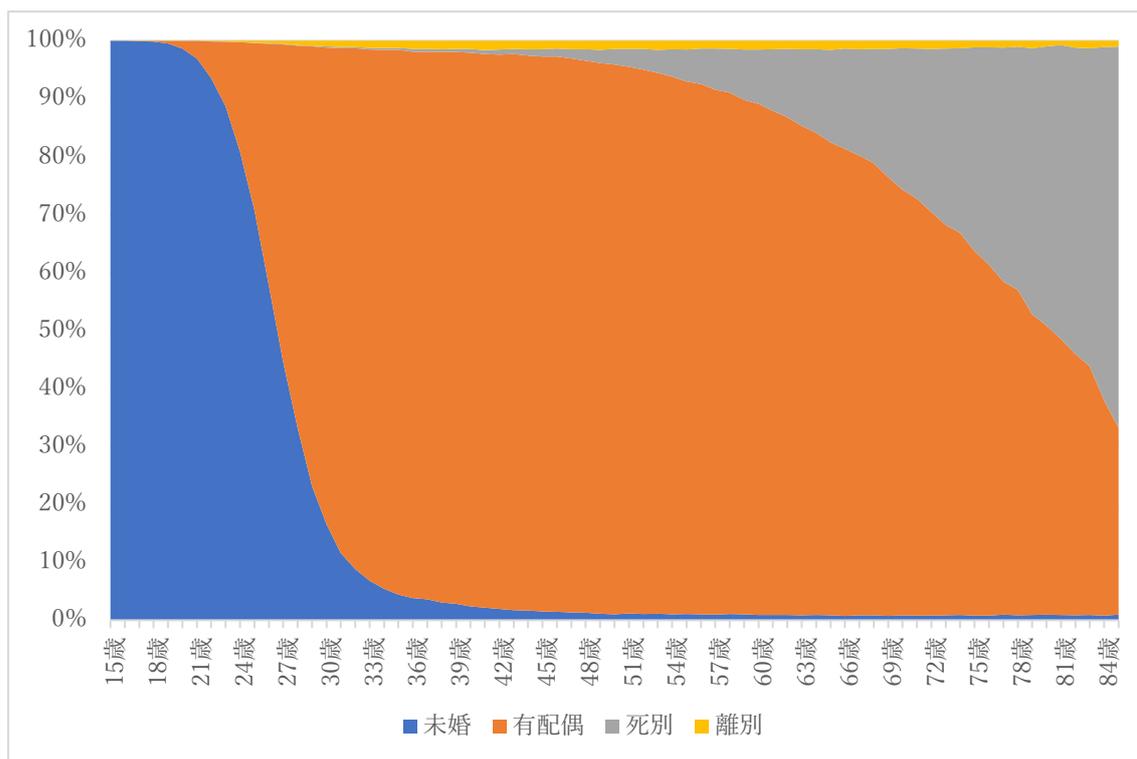


図 1-6 年齢別配偶関係別人口構成割合 (男性 : 1960 年)

出所 総務省『国勢調査』

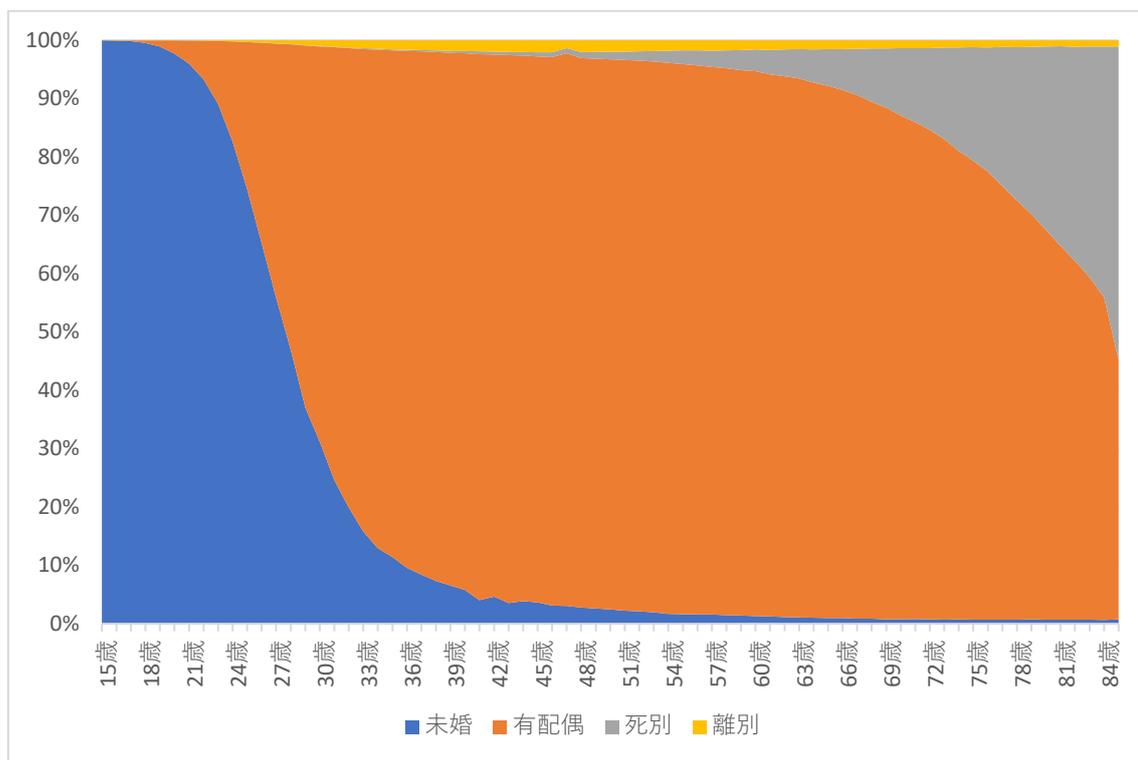


図 1-7 年齢別配偶関係別人口構成割合（男性：1960年）

出所 総務省『国勢調査』

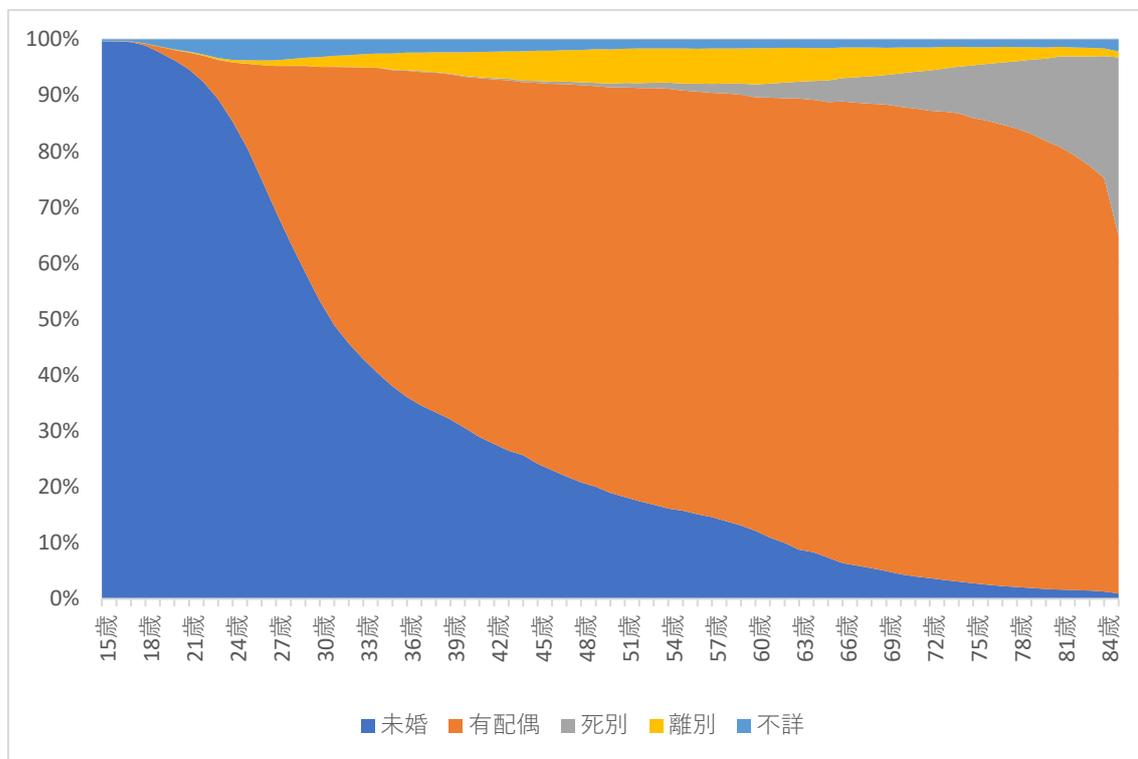


図 1-8 年齢別配偶関係別人口構成割合（男性：2010年）

出所 総務省『国勢調査』

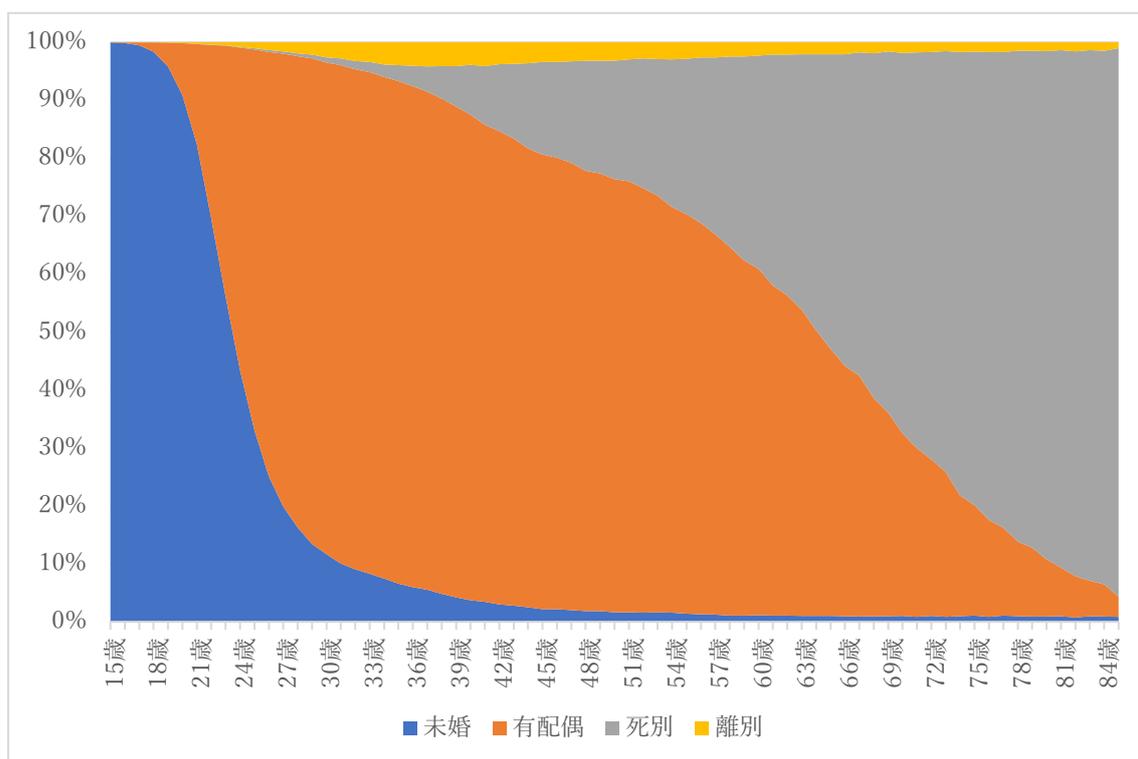


図 1-9 年齢別配偶関係別人口構成割合（女性：1960年）

出所 総務省『国勢調査』

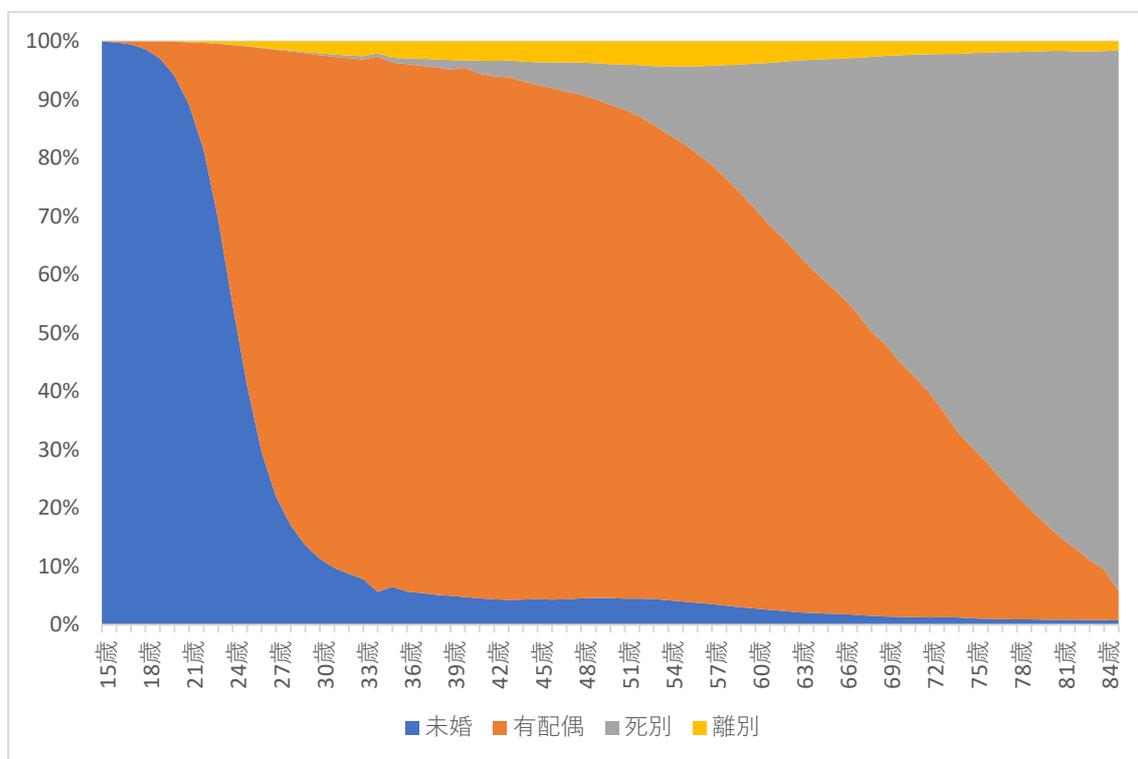


図 1-10 年齢別配偶関係別人口構成割合（女性：1980年）

出所 総務省『国勢調査』

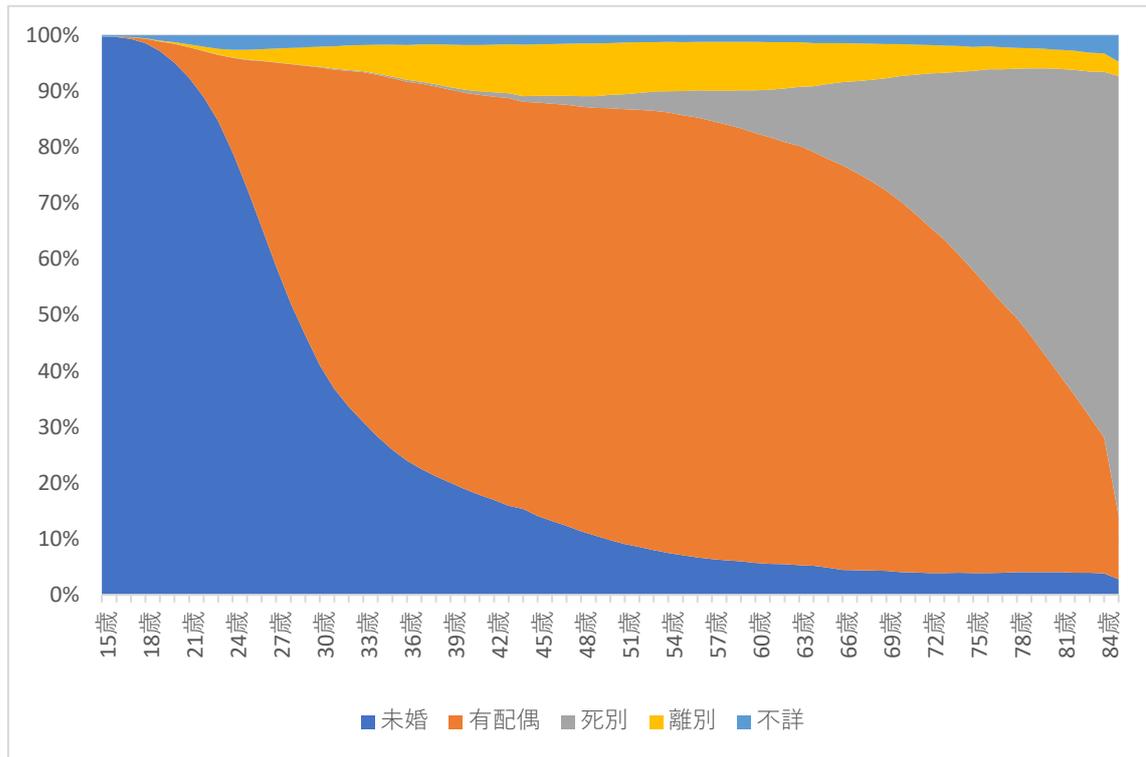


図 1-11 年齢別配偶関係別人口構成割合 (女性：2010年)

出所 総務省『国勢調査』

このように未婚化が進展していく中でその構造的な要因の一つとして挙げられるのが晩婚化である。晩婚化は初婚年齢が上昇していくことを指す。表 1-1 はわが国における初婚の平均婚姻年齢 と初婚時の夫と妻の年齢差を表したものである。前述した SMAM と同様に、平均婚姻年齢でも、男女双方に年齢の上昇がみられる。また、夫と妻の年齢差を確認すると、1910 年~1940 年頃までは夫婦の年齢差は 4 歳ほど離れていたが、近年になるにしたがって年齢差は縮小してきており、2010 年には 1.7 歳まで縮まっていることがわかる。図 1-6 と図 1-7 は国立社会保障・人口問題研究所が実施した『出生動向基本調査』の独身者調査の結果であり、独身者における希望する結婚相手の年齢に関する設問の回答結果を調査年次毎にグラフにしたものである。図 1-12 をみると、男性では結婚相手に同い年を希望する人の割合は、1987 年の第 9 回調査時点では 8.7%であったが、最新の第 15 回調査時点では 41.8%と、急激に上昇していることがわかる。女性についても同様に、図 1-13 をみると、第 9 回調査時点では 8.9%であった結婚相手に同い年を希望する人の割合は、第 15 回調査時点で 28.4%とこちらも急激に上昇している。

表 1-1 初婚の平均婚姻年齢と初婚時の夫と妻の年齢差

年次	初 婚			年次	初 婚		
	夫	妻	年齢差		夫	妻	年齢差
1899	…	…	…	1985	28.2	25.5	2.7
1900	…	…	…	1986	28.3	25.6	2.7
1905	…	…	…	1987	28.4	25.7	2.7
1910	27.0	23.0	4.0	1988	28.4	25.8	2.6
1915	27.4	23.2	4.2	1989	28.5	25.8	2.6
1920	27.4	23.2	4.2	1990	28.4	25.9	2.5
1925	27.1	23.1	4.0	1991	28.4	25.9	2.5
1930	27.3	23.2	4.1	1992	28.4	26.0	2.4
1935	27.8	23.8	4.0	1993	28.4	26.1	2.3
1940	29.0	24.6	4.4	1994	28.5	26.2	2.3
1947	26.1	22.9	3.2	1995	28.5	26.3	2.2
1950	25.9	23.0	2.9	1996	28.5	26.4	2.1
1955	26.6	23.8	2.8	1997	28.5	26.6	1.9
1960	27.2	24.4	2.8	1998	28.6	26.7	1.9
1965	27.2	24.5	2.7	1999	28.7	26.8	1.9
1966	27.3	24.5	2.8	2000	28.8	27.0	1.8
1967	27.2	24.5	2.7	2001	29.0	27.2	1.8
1968	27.2	24.4	2.8	2002	29.1	27.4	1.8
1969	27.1	24.3	2.8	2003	29.4	27.6	1.8
1970	26.9	24.2	2.7	2004	29.6	27.8	1.8
1971	26.8	24.2	2.6	2005	29.8	28.0	1.8
1972	26.7	24.2	2.5	2006	30.0	28.2	1.8
1973	26.7	24.3	2.4	2007	30.1	28.3	1.8
1974	26.8	24.5	2.3	2008	30.2	28.5	1.8
1975	27.0	24.7	2.3	2009	30.4	28.6	1.8
1976	27.2	24.9	2.3	2010	30.5	28.8	1.7
1977	27.4	25.0	2.4	2011	30.7	29.0	1.7
1978	27.6	25.1	2.5	2012	30.8	29.2	1.7
1979	27.7	25.2	2.5	2013	30.9	29.3	1.7
1980	27.8	25.2	2.6	2014	31.1	29.4	1.7
1981	27.9	25.3	2.6	2015	31.1	29.4	1.7
1982	28.0	25.3	2.7	2016	31.1	29.4	1.7
1983	28.0	25.4	2.7	2017	31.1	29.4	1.7
1984	28.1	25.4	2.7				

注) 単位は歳

出典 国立社会保障人口問題研究所「人口統計資料集」 表 6-12 より

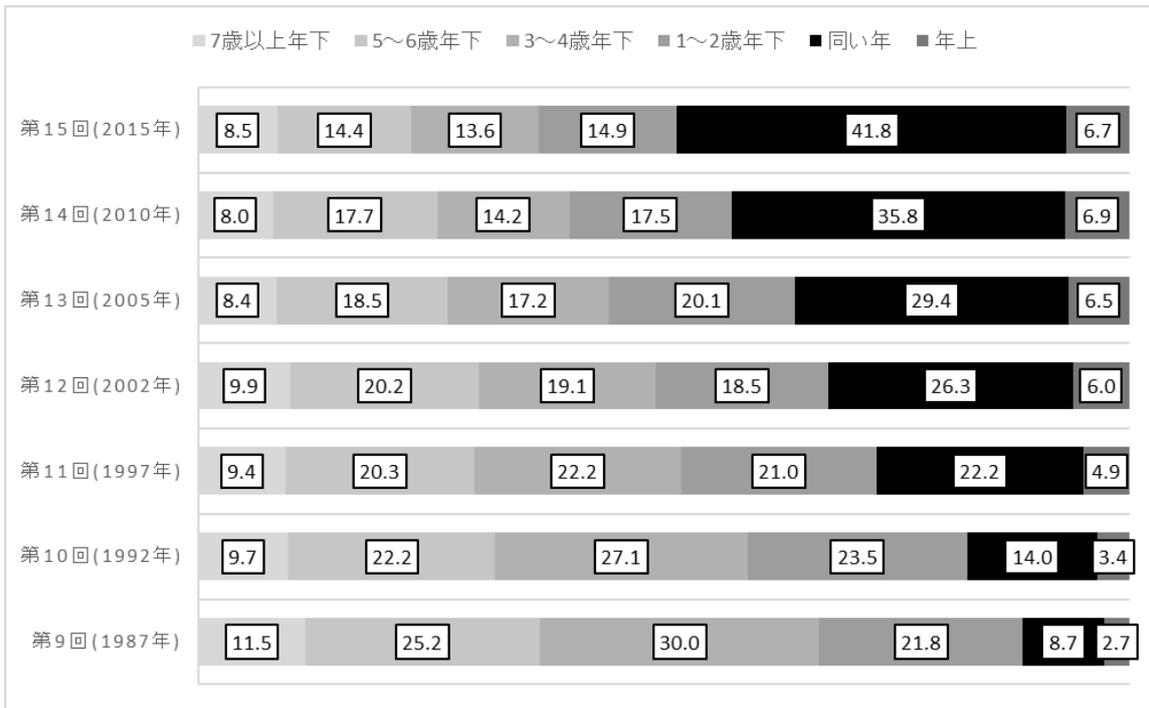


図 1-12 調査回別に見た，結婚相手との希望年齢差の構成(%)(男性)

出所：国立社会保障・人口問題研究所『第15回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要』を参照

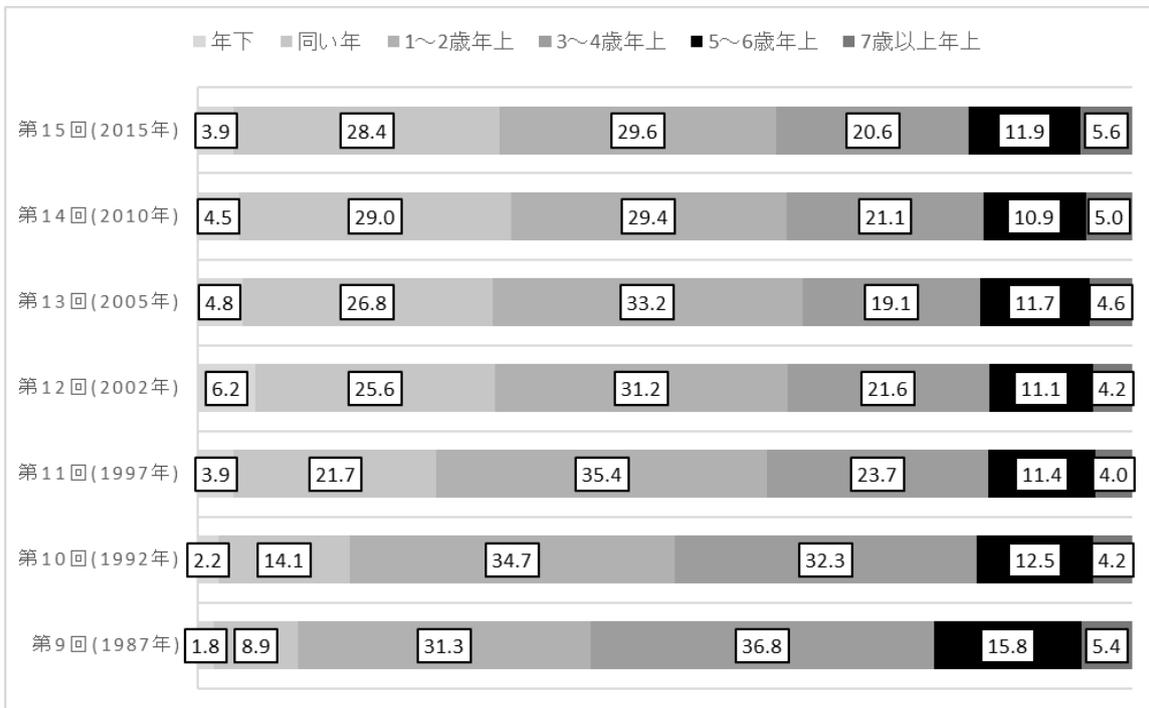


図 1-13 調査回別に見た，結婚相手との希望年齢差の構成(%)(女性)

出所：国立社会保障・人口問題研究所『第15回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要』を参照

2-2 未婚化・晩婚化・非婚化に関する先行研究

これら確認された「全体的な」未婚化・晩婚化の進展が何によってたらされているかという点については、先行研究の蓄積が多い。1970年代以降の未婚化や晩婚化について、安藏は女性の高学歴化や女子就業の拡大などの女性のライフコースの多様化を挙げている(安藏 2008)。さらに加藤は未婚化をもたらした主な要因について、マクロ経済成長の低下にともなう階層格差の拡大と個人主義イデオロギーの普及による共同体的結婚システムの弱体化を挙げている(加藤 2011)。加藤は男性の未婚化が女性の未婚化に先行して発生したことに着目し、女性の未婚化の主因を女性側の結婚相手の選択可能性の低下、すなわち経済的に結婚可能な男性の人口規模の減少であるとしている(加藤 2004)。

前述した Dixon が指摘した結婚難が戦後の日本でも発生していたとする研究もある。1950年代から60年代後期までは、女子の結婚難とされ、1950年代の厳しい女子の結婚難は第2次大戦における結婚適齢期男子の損失が大きな原因であり、1960年代後期には、戦後のベビーブーム世代の女子が男子よりも先に結婚市場に参入したためにおこったと示されている。1970年代以降は、男子が結婚難の状況にあり、ベビーブーム世代の男子の結婚市場への参入、そして女子の教育水準の上昇による結婚の延期が原因と指摘されている(Anzo 1985)。

また結婚の形態に関して、戦後から現代に至るまでの間に、いわゆる見合い結婚の数が減少し、職縁、学縁、友縁結婚の数が相対的に増加したことが未婚率を引き上げたとする分析もある(岩澤・三田 2005)。これは加藤のいう共同体的結婚システムの弱体化が女性の未婚化を引き起こしているということである。

さらに Oppenheimer は「メイトサーチ仮説」を提唱して女性の結婚行動を説明した。Oppenheimer によれば、配偶者を探すにあたって、その探索期間が長くなればなるほど費用がかかるため、女性が高い経済力を得れば得るほど、配偶者を探す期間を延長し、結婚のタイミングを遅くすることができる。この仮説に従えば、高い経済力をもつ女性は、配偶者を探す期間が長くなるため晩婚になりやすくなるが、結婚自体は行うことができる(Oppenheimer 1988)。加えて Raymo は女性の社会進出の進行と高学歴化に伴い、上方婚指向の女性に対する結婚市場が相対的に縮小し、これが結果的に未婚率の上昇を引き起こしているとする「結婚市場におけるミスマッチング仮説」を日本の結婚市場において実証し、未婚率上昇の原因として、女性の社会進出の進行と高学歴化による結婚市場のミスマッチを指摘した(Raymo and Iwasawa 2005)。

前述したように、社会学、人口学的な観点からは「全体的な」未婚化・晩婚化の進展を、ライフコースの変化や結婚市場、経済要因などマクロ的な視点で捉えたり、結婚形態の変化として文化的な側面から説明したりするものが多い。これとは異なる視点として、渡辺が示した1970年代までの未婚率の地域差や、1970年代以降の未婚率上昇の進展の地域差について、その要因を捕らえた分析には、阿藤(1996)が上げられる。阿藤は1975年から1990

年の15年間の未婚率の上昇について、人口学的要因分解を行い、その上昇がどの地域、どの社会集団でも同時的に発生していることを指摘した。すなわち、社会経済的属性別人口構成比の変化は全体の未婚化・晩婚化傾向に大きな影響を及ぼさなかったという結論であるが、学歴構成の変化(高学歴化)は、若干、未婚化・晩婚化の促進要因として影響を及ぼしているという分析を行っている(阿藤 1996)。また地域別の未婚率に関しては工藤が、結婚適齢時期の男性未婚率について、東高西低型の分布を取ることを確認しており、未婚の分析を行う際に地域要因について検討すべきであるという指摘をしている(工藤 2012)。

学歴が結婚に対して大きな影響を持つということについては国内外問わず先行研究が多数存在する。Mare は学歴が同じ男女による結婚、いわゆる学歴同類婚について、アメリカにおける趨勢をまとめており(Mare 1991)、学歴が女性の結婚タイミングに影響を与えることも示されている。(Lichter 1995, Lewis and Oppenheimer 2000)。

第3節 本論文における分析枠組み

第1節で示された少子化の進展は、第2節で示された未婚化、その帰結としての非婚化、そして晩婚化が主たる要因であった。高齢化はもっぱら少子化の帰結として進展するものであるため、少子高齢化の進展と未婚化・晩婚化・非婚化の進展には大きく関係しているといえる。この未婚化・晩婚化・非婚化の要因については、人口構造から生じる結婚難(Marriage Squeeze)、女性の高学歴化等の学歴の要因、就業を含めた経済的な要因、地域の文化的な背景に依拠した地域差、共同体的結婚システムの弱体化等が主たる要因として議論されてきた。本論文では、これら未婚化・晩婚化・非婚化とそれに伴って変化してきた社会、個人のライフコースをとらえなおすために、「早婚者」「晩婚者」「非婚者」を以下のように定義して議論する。

早婚者：初婚年と同年の平均初婚年齢よりも、年齢が低いもの

晩婚者：初婚年と同年の平均初婚年齢よりも、年齢が高いもの

非婚者：結婚経験がないもの

ただし実際に行う分析においては、使用するデータに合わせて適宜定義を行う。初婚タイミングの3類型に関する分析上の定義については、各章を参照されたい。

このように初婚タイミングの3分類を行うと、すべての人々は最終的に「早婚者」「晩婚者」「非婚者」のいずれかに分類されることになる。この包括的な分類で分析することで、結婚行動の変化によって個人のライフコースがどのように変化しているのかをより実態に即した形で考察することができる。

第2章ではこの「早婚者」「晩婚者」「非婚者」の初婚タイミングの3類型を使用して、初婚タイミングごとの特性を確認し、各初婚タイミングにおけるライフイベントの生起年齢

を考察することで、「早婚者」「晩婚者」「非婚者」がそれぞれどのような集団であるのかを検討する。第3章では前章で検討した初婚タイミングの3類型のうち「早婚者」について、婚前妊娠結婚と子ども数に着目しながらより精緻な分析を行う。第4章では「晩婚者」について、結婚と子育ての同時進行「ダブルケア」に着目しながら、「晩婚者」のライフコースについて検討する。第5章では「非婚者」について、実際の非婚者を特定しながらその特性とライフコースについて検討する。第6章では本節で定義した「早婚者」「晩婚者」「非婚者」の区分ごとの特性をこれまでの章で行ってきた分析をもとに再考することで、現代の日本において発生しているライフコースと社会の変化を概観し、実施されるべき各種政策について再検討を行う。

第2章 初婚タイミングがライフイベントの発生に対して 与える影響

ーライフコース指標の検討からー

第1節 初婚年齢の多様化の様相とライフコースに関する先行研究

第2節 早婚者、晩婚者、非婚者の特性とライフイベント生起時の年齢

第3節 小括

わが国では現在、未婚化・晩婚化の進展に伴い、初婚年齢の多様化が進行している。初婚年齢が高齢化し、晩婚者・非婚者が増加する一方で、20代前半の比較的若い年齢で結婚する相対的な早婚者も存在する。本章の目的はこれら相対的な早婚者が、増加してきた晩婚者や非婚者とその後の就業、出産、離婚等のライフイベントの発生の有無や発生時期が異なるのかを考察することである。従来のライフコース研究はその多くが男性、女性それぞれの性別についてそのライフコースを記述するものであり、結婚はライフコース上の1イベントでしかなかった。しかし結婚と出産、結婚と就業がそれぞれ密接に関係していることが明らかになっている現在において、結婚をライフコース上の1イベントとしてとらえるのではなく、結婚を起点としてその前後のライフコースがどのようになっていくかを研究することには一定の意義が存在すると考える。

第1節では我が国における初婚年齢の多様化の様相と、既存のライフコース研究を概観する。厚生労働省『人口動態調査』の数値を用いながら、初婚年齢の多様化がどのように進んできたのかを確認し、既存のライフコース研究から分析に当たって利用する説明変数の考察を行う。第2節では日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の2012年版のデータを用いて、早婚者、晩婚者、非婚者のそれぞれについて、その特性を比較検討し、ライフコース上におけるイベント生起時の年齢を計算、分析する。第3節では小括として、これらの分析から想定される早婚者、晩婚者、非婚者の長期的なライフコースにおける展望について考察する。

第1節 初婚年齢の多様化の様相とライフコースに関する先行研究

1-1 初婚年齢の多様化

はじめに、本章の出発点である初婚年齢の多様化の様相を確認する。図 2-1 は男性の初婚年齢の年齢階級別婚姻件数について、各年の年齢階級の構成割合を示したものである。これを見ると、25 歳～29 歳の年齢階級がどの年でも最も構成割合が高いが、その値は 1970 年を頂点に下がり続けていることがわかる。対して、30 歳～34 歳、35 歳～39 歳、40 歳～44 歳の年齢階級では 1950 年以降その構成割合がそれぞれ増加している。また 19 歳以下での初婚については構成割合の変動も、件数の変動もほとんど存在しない。このように男性の初婚年齢については 19 歳以下の非常に若い年齢での初婚が常に一定数存在するうえで、20 歳～24 歳、25 歳～29 歳といった比較的若い年齢での初婚が減少し、30 歳以上での初婚が増加することによって、初婚年齢の多様化が進行しているといえる。

次に女性の初婚年齢の多様化の状況について確認する。図 2-2 をみると、1970 年までは 20 歳～24 歳の年齢階級の構成割合が最も高いが、1990 年以降は 25 歳～29 歳の年齢階級の構成割合が最も高くなっている。一方で 1990 年から 2010 年にかけて、30 歳～34 歳の年齢階級の構成割合が急激に上昇していることがわかる。(1990 年:8.2%→2010 年:23.1%) また 19 歳以下での初婚については 1950 年から 1970 年にかけて急激に減少し (1950 年:16.3%→1970 年:4.1%)、以降緩やかに下降を続けている。この年齢階級における初婚件数は 1950 年に 50190 件存在したものが、2017 年では 8061 件となっており、男性に比べると初婚件数自体も大幅に減少したことがわかる。⁴このように女性の初婚年齢については、19 歳以下の非常に若い年齢での初婚が急激に減少する一方で、20 歳～24 歳から 25 歳～29 歳に構成割合の頂点がシフトし、30 歳以上での初婚が増加することによって初婚年齢の多様化が進行しているといえる。

⁴ 男性の 19 歳以下での初婚件数は 1950 年:7526 件→2017 年:4479 件である。

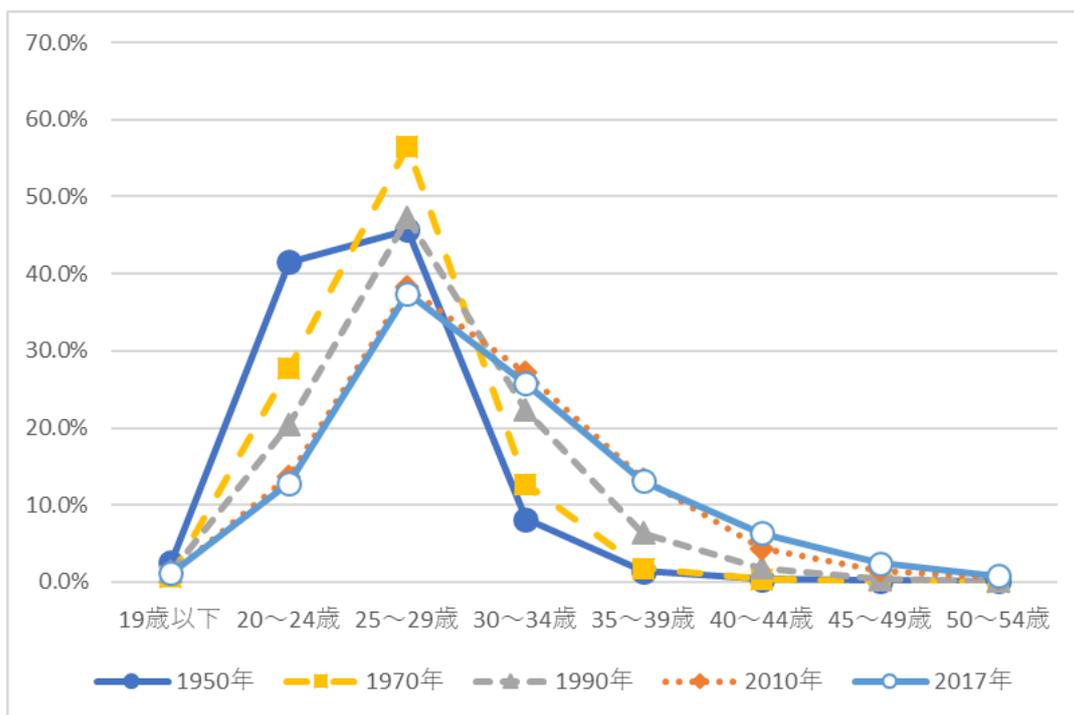


図 2-1 初婚年齢別婚姻件数の年別構成割合（男性）

出所 厚生労働省『人口動態調査 人口動態統計 婚姻』上巻 表 9-7 より作成

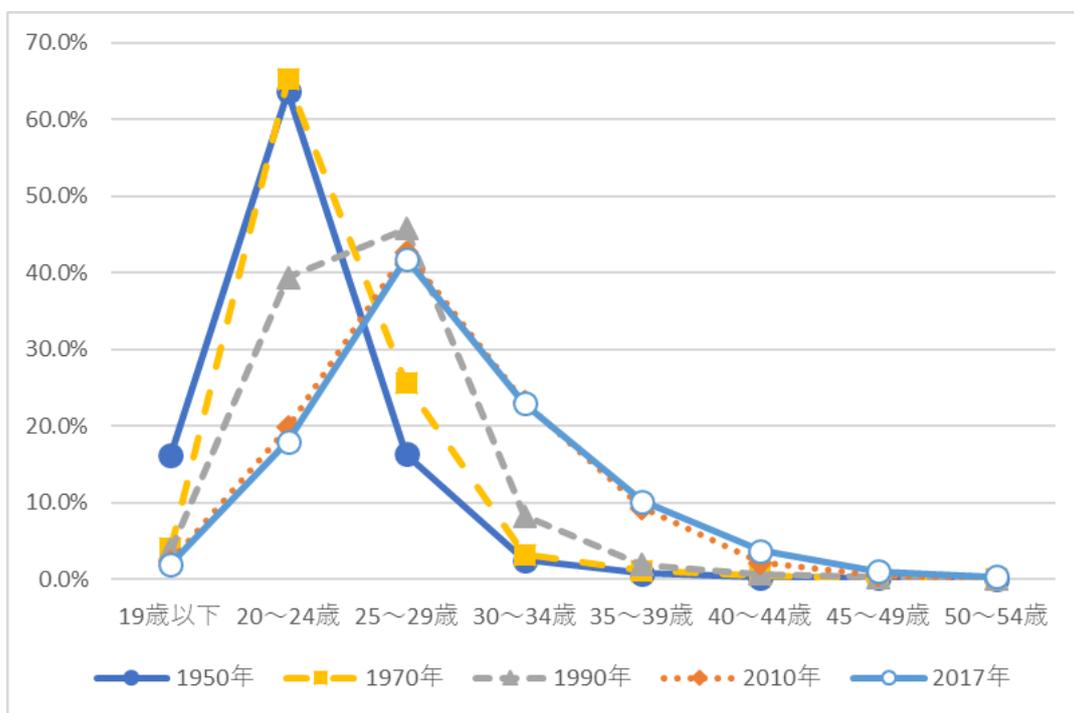


図 2-2 初婚年齢別婚姻件数の年別構成割合（女性）

出所 厚生労働省『人口動態調査 人口動態統計 婚姻』上巻 表 9-7 より作成

男性、女性それぞれの初婚年齢の多様化の進展について確認したが、男性、女性共に30歳以上での初婚が増加することによって、それらが引き起こされたことが確認できる。この現象は、日本における未婚化、晩婚化の進展として、その要因に関する研究がなされてきた。未婚化、晩婚化の要因に関する先行研究は前章でまとめたが改めて確認すると、女性の高学歴化や女子就業の拡大などの女性のライフコースの多様化（安藏 2008）、経済的に結婚可能な男性の人口規模の減少（加藤 2004）、女性の社会進出の進行と高学歴化による結婚市場のミスマッチ（Raymo and Iwasawa 2005）、見合い結婚の数が減少し、職縁、学縁、友縁結婚の数が相対的に増加したこと（岩澤・三田 2005）、などがあげられている。

1-2 ライフコースに関する先行研究

本研究ではライフコースを分析するための指標として、ライフイベント生起時の年齢を用いるが、ここで改めて、ライフコースという用語とライフコースに関する先行研究をまとめる。

ライフコースとは「個人が年齢別の役割や出来事を経つつ辿る人生行路」（Elder 1977）であり、「個人が時間の経過の中で演じる社会的に定義された出来事や役割の配列」（Elder and Giele 1998）のことである。個人が加齢ともに生きていく過程で受ける様々な社会経済文化的環境やイベントの影響の結果として得られるものである。このライフコースという概念を用いて我が国における社会の変化を分析した研究は非常に多い。

岩井は、高度経済成長期と石油ショック期という二つの時期に着目し、これらの時期にライフコースに対して、男性と女性でそれぞれ異なる変化がみられたと指摘している。岩井によれば、高度経済成長期に女性では、20代前半までの短期勤続の雇用形態が確立され、20代後半以降は妻として、または母として家庭にとどまるライフコースをとった。これに対し男性では大企業雇用者が最初の従業先に定着する一方、中小企業雇用者は20代後半までに多くが従業先移動を経験し、従業先の移動後の方向には多様性がみられた。

石油ショック以降には、女性では未婚女性の雇用労働化が進行し、20代前半までのライフコースはより一層画一化していく一方、既婚女性がパートタイム雇用者として再就業するという新たなライフコースが生まれた。これにより20代後半以後にライフコースの分岐点が発生したと捉えている。これに対して男性では中小企業雇用者の20代における従業先移動が中小企業の枠内に固定化されたと指摘している（岩井 1990）。

岩井のように日本における社会経済の変化をライフコースの視点で検討する分析に対して、岩澤は出生動向基本調査を用い、近年女性が「理想」とするライフコースの実現確率が高まりつつあることを指摘しつつも、いまだ3分の2程度の女性について、「理想」ライフコースと「予想」ライフコースに乖離があることを示している。岩澤によれば、仕事と育児の両立を実現することを「理想」ライフコースとする人々が両立を実現する要因は「官公庁勤務」や「母親が両立を経験している」等である。一方両立を断念する要因とし

では「大企業勤務」や「母親が育児専業であった」等が示されている(岩澤 1999)。これは、ライフコースの類型化によって規定されたある種一般化されたライフコースについて、その実現を促進する社会的環境的要因や、社会的過程を分析したものである。

福田・守泉はライフコースを通じた希望子ども数の変化について、「21世紀成年者縦断調査」の調査データを用いて分析を行い、希望子ども数の変化に、結婚とそれに伴う2子規範への収束、出生とそれに伴う希望子ども数の上昇、加齢とそれに伴う希望子ども数の低下など、ライフステージの変化が希望子ども数に影響を与えることを示した(福田・守泉 2015)。これはライフコースにおける一つ一つのライフステージが希望子ども数という個人の指向に対して影響を与えていることを示した分析であるといえる。

打越は育児休業制度を取得することが出産直後の就業継続に加えて、中長期的な就業継続を促すことを示した(打越 2017)。これは近年、結婚後に女性があゆむライフコースとして、結婚して子どもを持ち、仕事も一生続けるという「両立コース」を希望する割合が増加していることを踏まえて、育児休業取得という社会的環境的要因によって生じたイベントが、ライフコースに対してどのような影響を与えたかを検討した分析であるといえる。

以上の先行研究から、初婚のタイミングによるライフコースの違いを検討するにあたって、以下の3点に特に着目するべきであることがわかる。(1) 高度経済成長期と石油ショック期という時代の効果。(2) 加齢による年齢の効果。(3) 就業状況、雇用形態。本研究では以上の3点を考慮しながら、早婚者、晩婚者、非婚者について、その後の出産、離婚、就業等のライフイベントの発生タイミングの差異を検討する。

第2節 早婚者、晩婚者、非婚者の特性とライフイベント生起時の年齢

2-1 データと方法

本章では、日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の2012年版のデータ(以下、JGSS-2012)を用いる。JGSS-2012は全国を調査対象地域として大阪商業大学JGSS研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトであり、層化二段無作為抽出法によって標本抽出がなされている。調査対象は2012年8月31日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人である。

本分析では初婚時点の平均初婚年齢よりも初婚年齢が低い場合を早婚、高い場合を晩婚とした。これに結婚経験がないものを非婚として初婚タイミングの区分を行った。初婚時点の平均初婚年齢は、厚生労働省の人口動態調査を参照した。なお、JGSS2012に含まれるサンプルのうち最も若いコーホートは1985年～1991年生まれの出生コーホートであり、これらの人々は調査時点での年齢が20歳～26歳である。本分析の定義に従うと、このコーホ

ートのサンプルで結婚経験があるものはすべて早婚に分類されてしまうため、本分析からは除外した。

上記で定義した初婚タイミングの3区分について、その特性を分析するために、最終学歴（高卒以下，短大・高専卒，大卒以上），初職の就労時期（最終学校卒業後3か月以内に付いた，3か月以上たってからついた，仕事に就いたことはない），初職の雇用形態（正規，非正規），離婚経験の有無を確認した。次に初婚タイミングの3区分について，出生コーホート別に各ライフイベントの生起時の年齢を計算した。対象としたライフイベントは，最終学校の卒業年齢，第一子，第二子，第三子出生時の年齢，1回目，2回目，3回目の離婚時の年齢，配偶者との1回目，2回目の死別の4つである。

2-2 分析結果

2-2-1 早婚者，晩婚者，非婚者の特性

3データと方法で述べた通り，本分析で使用するデータからは，1985年～1991年生まれの出生コーホートを除外しているが，晩婚者と非婚者を正確に区分するためには本来調査時点で50歳以上であることが必要である。本分析ではより最近の出生コーホートの動向も確認するために，1975年～1984年生まれの出生コーホートについては分析に含めているが，それら比較的新しいコーホートについては，初婚タイミングの3区分の割合を慎重に確認する必要がある。

図2-3，図2-4は各出生コーホート別の初婚タイミングの区分の割合を示している。1925年以前生まれ出生コーホートでは早婚者の割合が非常に高くなっている（男性，女性共に72.7%）が，このコーホートの調査時点の年齢は87歳～89歳であり，死亡が初婚タイミングの区分の割合に影響している可能性がある。1925～1934年出生コーホートでは男性，女性ともに早婚者，晩婚者の割合は50%前後であり（早婚男性46.5%，早婚女性48.5%，晩婚男性52.8%，晩婚女性49.5%），ほとんど等しいといえる。1935～1944年出生コーホートから1945～1954年出生コーホートにかけて，男性の早婚者の割合は55.9%から51.4%へと減少しているのに対して，女性の早婚者の割合は62.4%から68.4%へと増加している。また男性の晩婚者の割合は41.1%から42.8%とほぼ横ばいで推移しており，女性の晩婚者の割合は34.5%から28.1%へと減少している。1955～1964年出生コーホートから1965～1974年出生コーホートにかけては，男性の早婚者の割合は51.0%から42.4%と減少しており，女性の早婚者の割合は60.4%から48.2%へと減少している。また男性の晩婚者の割合は36.7%から34.0%へ減少しており，女性の晩婚者の割合は34.8%から41.1%へと増加している。1965～1974年出生コーホートは調査時点での年齢が37歳から46歳であるため，晩婚者の割合が低く算出されている可能性がある。非婚者の割合が高い（男性23.6%，女性10.7%）ことも同様に調査時点での年齢が影響している可能性がある。1975～1984年出生コ

ーホートについては非婚者の割合が男女ともに 30%程（男性 33.3%，女性 32.5%）となっているが、この出生コーホートの調査時点での年齢は 27 歳から 36 歳であるため、この 30%の中には一定数の未婚者（まだ結婚していないが、いずれ結婚する予定がある）が含まれている可能性がある。

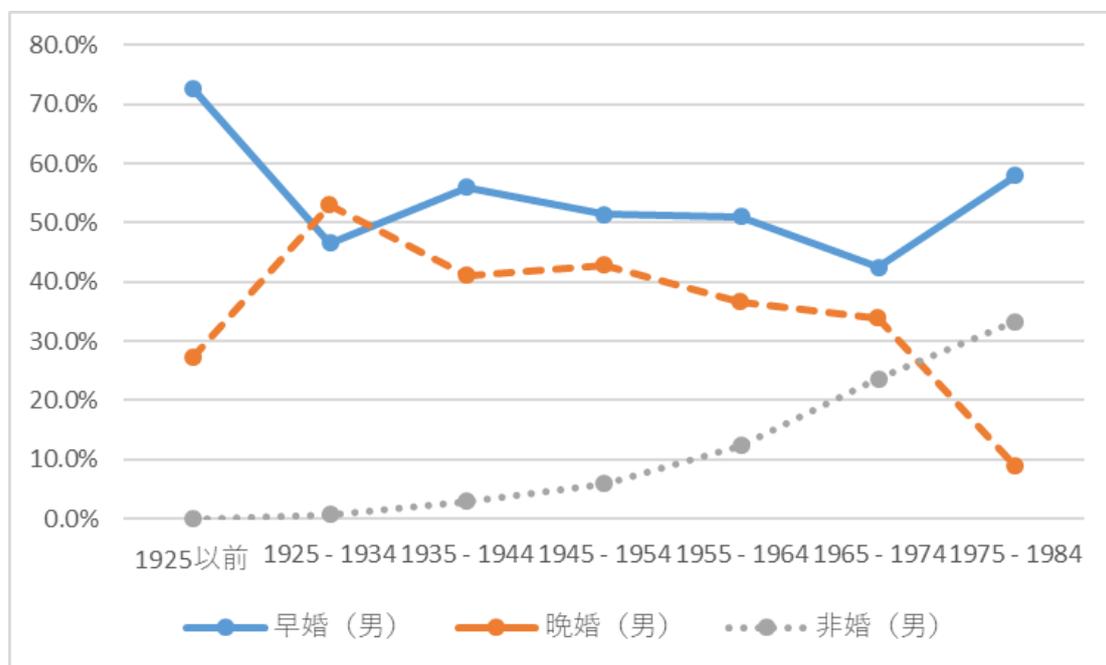


図 2-3 出生コーホート別に見た早婚，晩婚，非婚者割合（男性）
出所 JGSS2012 データより筆者作成

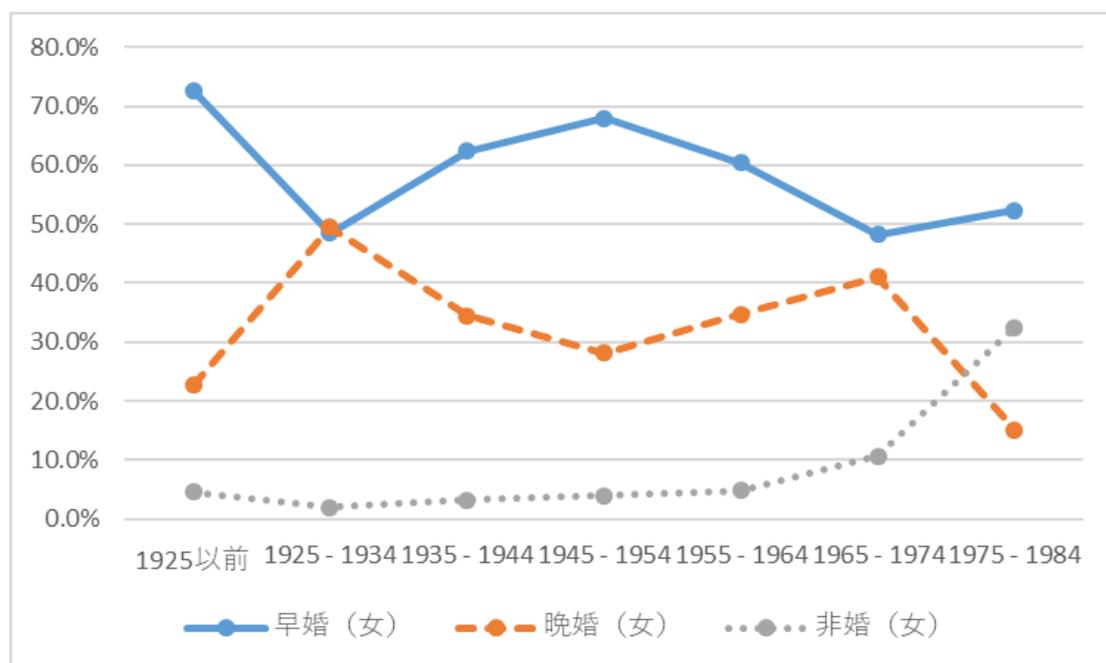


図 2-4 出生コーホート別に見た早婚，晩婚，非婚者割合（女性）
出所 JGSS2012 データより筆者作成

図 2-3, 図 2-4 で検討した出生 cohorts 別の初婚タイミングの 3 区分の割合を踏まえたうえで、初婚タイミングの区分別の特性を確認していく。表 1 は初婚タイミング区分別の最終学歴を表している。早婚者の 68.9%が高卒以下の学歴であるのに対して、晩婚者と非婚者では大卒以上の割合が早婚者に比べて高くなっている。最終学歴の割合は出生 cohorts の影響を強く受けると考えられる。図 4 は初婚タイミング区分別の最終学歴の出生 cohorts 別の割合を示している。非婚者に着目すると、その割合は最終学歴には影響を受けず、各出生 cohorts で一定の割合で推移していることがわかる。一方で早婚者では高卒以下が、晩婚者では大卒以上がそれぞれ各出生 cohorts で最も高い割合を示していることが確認される。

表2-1 初婚タイミング区分別最終学歴

	高卒以下	短大高専	大卒以上	合計	高卒以下	短大高専	大卒以上
早婚	1658	324	424	2406	68.9%	13.5%	17.6%
晩婚	845	214	418	1477	57.2%	14.5%	28.3%
非婚	326	124	278	728	44.8%	17.0%	38.2%
合計	2829	662	1120	4611	61.4%	14.4%	24.3%

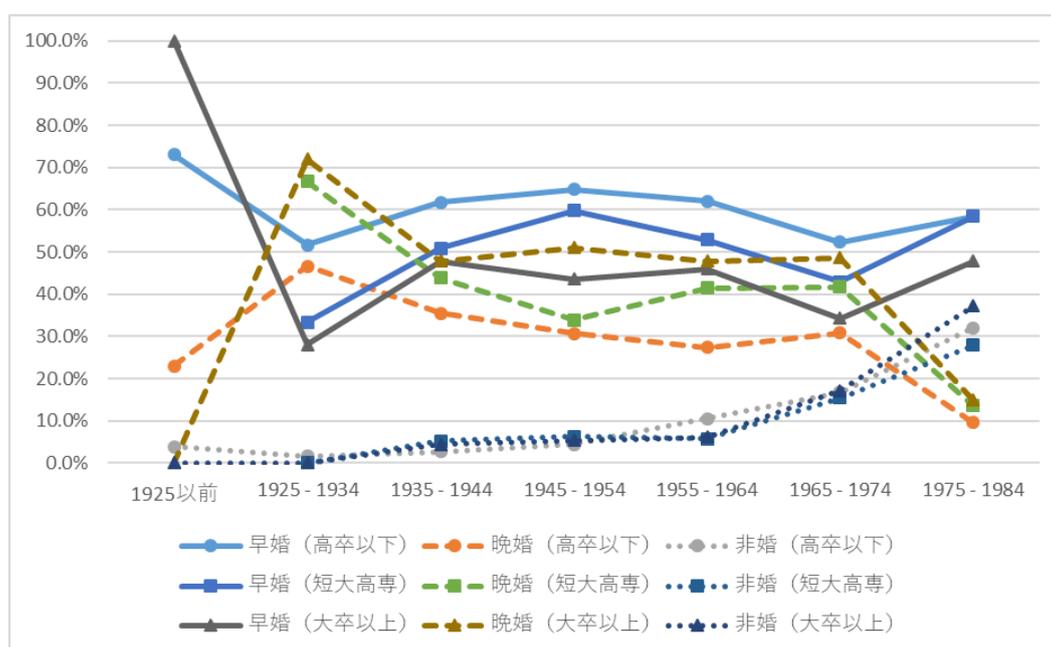


図 2-5 出生 cohorts 別、初婚タイミング区分別に見た最終学歴

注) 1925 年以前出生 cohorts の短大高専は該当者がいないため図から除外している。

出所 JGSS2012 データより筆者作成

次に初職の就労時期を初婚のタイミング区分別にみる。表 2 を確認すると初婚タイミングの区分では、初職の就労時期はほとんど割合が変わらないことがわかる。出生 cohorts

ト別にみても（図5）、初婚タイミングの区分では初職の就労時期は変わらない。早婚者と晩婚者では90%程度、非婚者では80%程度が最終学校を卒業してからすぐに（3カ月以内に）初職に就業しており、このことからのちに計算する最終学校を卒業した年齢は、初職に就業した年齢とほぼ一致していると考えられる。なお、就業経験なしについては、早婚者（40名）と晩婚者（18名）のすべてが女性であり、非婚者（67名）のうち29名が女性であった。

表2-2 初婚のタイミング区分別初職の就業時期

	すぐついた	3ヶ月以上	就労経験なし	合計	すぐついた	3ヶ月以上	就労経験なし
早婚	2084	240	40	2364	88.2%	10.2%	1.7%
晩婚	1306	135	18	1459	89.5%	9.3%	1.2%
非婚	556	92	67	715	77.8%	12.9%	9.4%
合計	3946	467	125	4538	87.0%	10.3%	2.8%

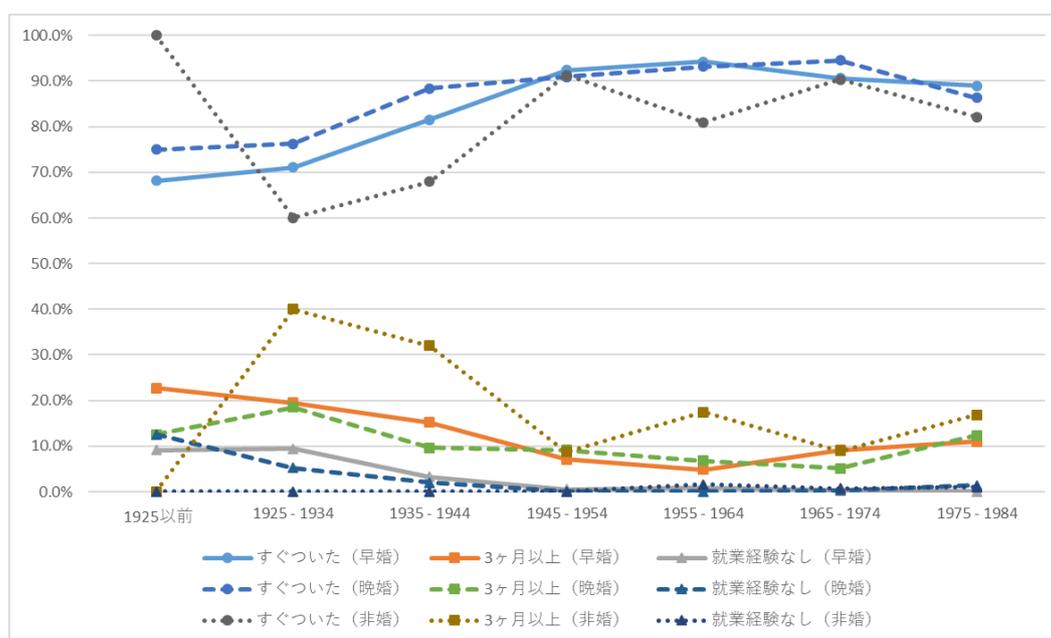


図 2-6 出生コーホート別，初婚のタイミング区分別に見た初職の就業時期
出所 JGSS2012 データより筆者作成

初職の雇用形態に関しては男女別に示す。男性について表 2-3 を確認すると、初婚タイミングの区分のうち、早婚者と晩婚者の初職の雇用形態の構成割合は変わらないが、非婚者は早婚、晩婚者に比べて非正規の割合が高くなっている。出生コーホート別にみると（図 2-6）、非婚者における非正規雇用の割合の上昇は 1935～1944 年出生コーホートから段階的に上昇していることがわかる。

次に女性について表 2-4 を確認すると、女性も初婚タイミングの区分のうち、早婚者と晩婚者の初職の雇用形態の構成割合はほとんど変わらないが、非婚者の非正規雇用の割合

は早婚，晩婚者に比べて高くなっている。出生コーホート別にみると（図2-7），非婚者における非正規雇用の割合は1975～1984年出生コーホートで大きく上昇していることがわかる。ただし，前述した通り，このコーホートは調査時点での年齢が27歳から36歳であり，多くの未婚者を含んでいることから，この非正規雇用の割合の高さを直接非婚者の特性ととらえることには慎重にならなければいけない。

表2-3 初婚のタイミング区分別初職の雇用形態（男性）

	正規	非正規	合計	正規	非正規
早婚	847	42	889	95.3%	4.7%
晩婚	609	30	639	95.3%	4.7%
非婚	219	30	249	88.0%	12.0%
合計	1675	102	1777	94.3%	5.7%

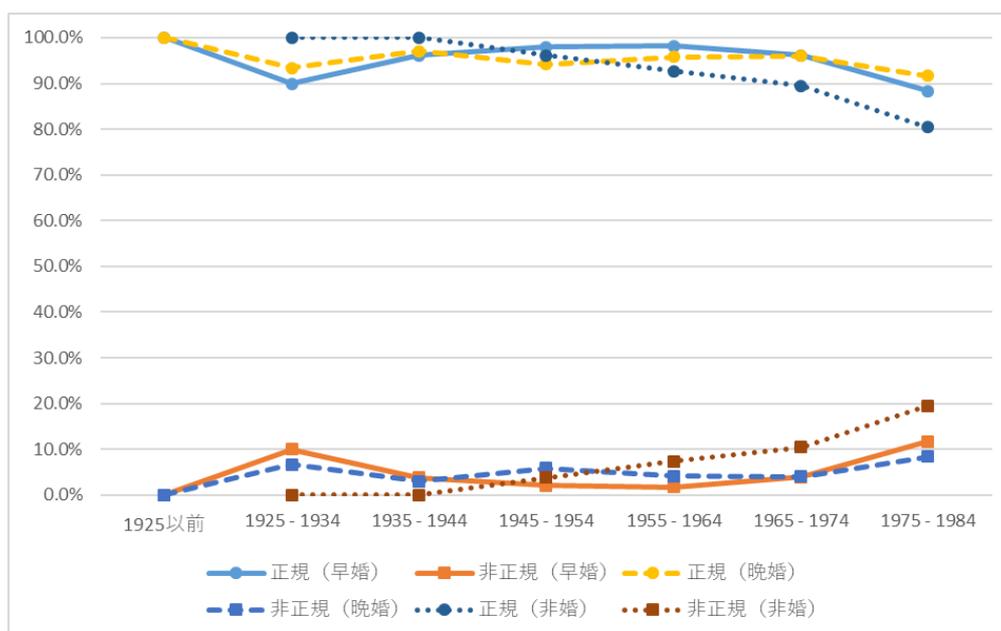


図2-7 出生コーホート別，初婚のタイミング区分別に見た初職の雇用形態(男性)
出所 JGSS2012 データより筆者作成

表2-4 初婚のタイミング区別初職の雇用形態（女性）

	正規	非正規	合計	正規	非正規
早婚	1052	91	1143	92.0%	8.0%
晩婚	627	55	682	91.9%	8.1%
非婚	156	39	195	80.0%	20.0%
合計	1835	185	2020	90.8%	9.2%

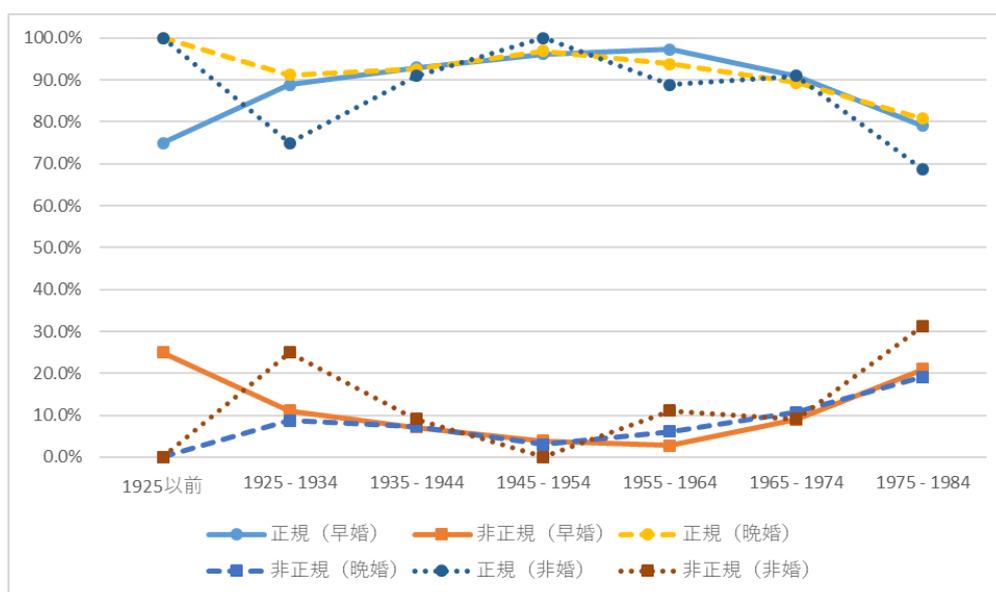


図 2-8 出生コホート別，初婚のタイミング区別に見た初職の雇用形態(女性)
出所 JGSS2012 データより筆者作成

離婚経験については早婚者の方が若干離婚経験がある割合が高くなっている。(表 2-5) 出生コホート別にみると(図 2-8)，1925~1934 年出生コホートと 1935~1944 年出生コホートでは離婚経験ありの割合はほとんど変わらないが，1945~1954 年出生コホート以降では早婚者の離婚経験ありの割合が，晩婚者よりも高くなっていることが示されている。

表2-5 初婚のタイミング区別離婚経験の有無

	離婚経験あり	離婚経験なし	合計	離婚経験あり	離婚経験なし
早婚	262	2156	2418	10.8%	89.2%
晩婚	106	1375	1481	7.2%	92.8%
合計	368	3531	3899	9.4%	90.6%

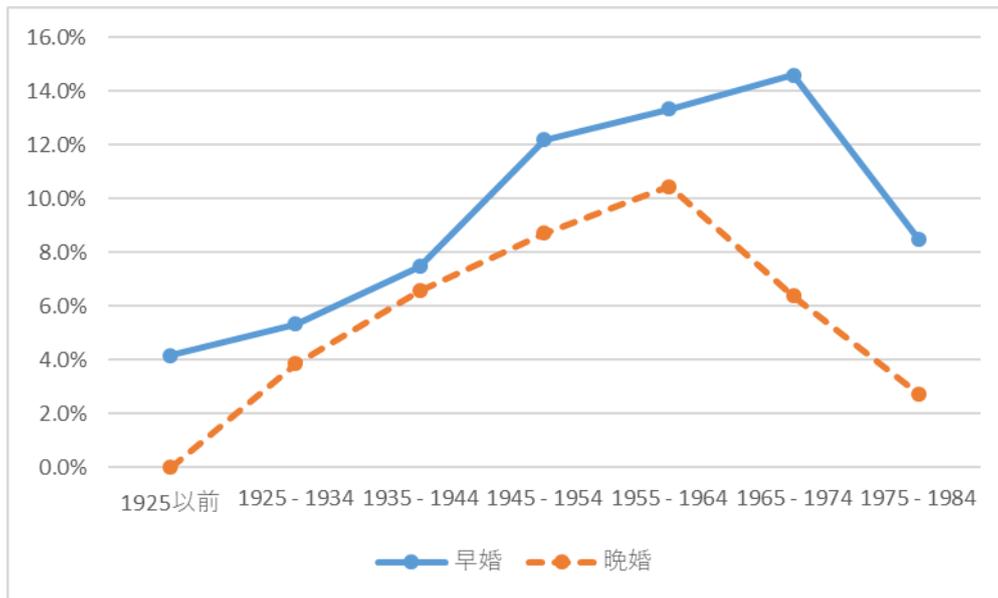


図 2-9 出生コホート別，初婚のタイミング区分別に見た離婚経験ありの割合
出所 JGSS2012 データより筆者作成

2-2-2 男性の初婚タイミング区分別に見たライフイベントの生起時の年齢

早婚者，晩婚者，非婚者の特性で確認された初婚タイミング区分別の各特性をふまえたうえで，初婚タイミング区分別のライフイベント生起時の年齢を計算し，確認する。表 2-6，表 2-7 は男性の初婚タイミング区分別，出生コホート別の各ライフイベント生起時の年齢の中央値を表している。表中初婚年齢については，初婚タイミングの区分を定義する際に使用しているため，その差を確認することに意味はないが，他のライフイベント生起時の年齢と比較することで，ライフイベント同士の間隔を想起しやすくするために明示している。男性の早婚者についてみると，最終学校の卒業時の年齢は 1935～1944 年出生コホート以降は 18 歳から変化しておらず，先に示した初職の就業時期の分析結果と合わせて，早婚者については 18 歳で高等学校を卒業し，すぐに初職に就くというライフコースを歩んでいたことがわかる。第一子の出産年齢についても 1935～1944 年出生コホート以降 27 歳で変化しておらず，就業後約 9 年で第一子を出産している。これに対して，第二子出産年齢は，出生コホートによる差はほとんど存在せず，29～30 歳で第二子を出産していた。第三子についても，約 32 歳での出産となっている。1 回目の離婚時の年齢については若干幅が存在するが，離婚が発生する場合は 30 代で発生している。2 回目の離婚年齢，再婚時の年齢（結婚した年齢：2 回目，結婚した年齢 3 回目）はコホートによっては観測されていないが，おおむね一回目の離婚年と類似した年齢でのイベント発生となっていた。

次に男性の晩婚者についてみる。最終学校の卒業時の年齢は 1925～1934 年出生コホートから 1945～1954 年出生コホートまでは 18 歳で変化していないが，1955～1964 年出

生コーホートで 22 歳に上昇し、以後ほとんど変化していない。晩婚者については 1945～1954 年出生コーホートまでは高等学校卒業時の年齢が中央値を示しているが、1955～1964 年出生コーホート以降は大学卒業時の年齢が中央値になったと考えられる。第一子の出産年齢については 1945～1954 年出生コーホート以前は 30～31 歳であったが、1955～1964 年出生コーホート以降、33 歳に上昇している。晩婚者についても、第二子出産時年齢についてコーホート間での差はほとんど存在しなかった。ただし第三子出産時年齢については 1965～1974 年出生コーホートで 38.5 歳と若干年齢が上昇していることが確認される。1 回目の離婚時の年齢については、こちらも若干幅が存在するが、おおむね 40 代での離婚発生となっている。2 回目の離婚年齢についてはほとんど観測されず、再婚については早婚者に比べて約 5 歳遅いタイミングとなっているが（早婚者：34.5 歳，晩婚者：39.5 歳）これは初婚年齢の差の幅と同一である。（早婚者：25 歳，晩婚者：30 歳）

最後に非婚者についてみると、最終学校の卒業時の年齢は 1935～1944 年出生コーホートから 1965～1974 年出生コーホートまで 18 歳で変化していない。また第一子出産時の年齢について 1965～1974 年出生コーホートで 33 歳と計算されたが、データセット上で確認された件数は 2 件で、そのどちらの年齢も 33 歳であった。

表2-6 初婚タイミング区分別, 出生コホート別に見たライフコース指標 (男性: 早婚・晩婚)

	出生コホート	最終学校の		第一子出産			第二子出産			第三子出産			1回目の離		2回目の離		結婚した年		結婚した年		配偶者との		
		卒業年齢	初婚年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢
早婚	1925以前	14.5	24	26	29	32	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1925 - 1934	15.5	25	26	29	31	32	-	33	-	33	-	33	-	33	-	33	-	33	-	33	-	33
	1935 - 1944	18	26	27	30	32	35	34	35	35	35	34	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35
	1945 - 1954	18	25	27	29	33	38	53	38	54	38	53	38	54	38	53	38	54	38	54	38	54.5	-
	1955 - 1964	18	26	27	29	32	35	32	38	-	38	32	38	-	38	32	38	-	38	32	38	42	-
	1965 - 1974	18	26	27	30	32	32	38	33	-	33	38	33	-	33	38	33	-	33	38	33	36	-
	1975 - 1984	19	26	27	29	30.5	30	-	31	-	31	-	31	-	31	-	31	-	31	-	31	-	-
	合計	18	25	27	29	32	32.5	38	34.5	52	34.5	52	34.5	52	34.5	52	34.5	52	34.5	52	34.5	61	57
	晩婚	1925以前	13.5	28	30	35.5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1925 - 1934		18	29	31	34	36.5	40	46.5	-	46.5	-	46.5	-	46.5	-	46.5	-	46.5	-	46.5	-	70	72
1935 - 1944		18	29	30	33	35	47	-	61.5	-	61.5	-	61.5	-	61.5	-	61.5	-	61.5	-	64	-	-
1945 - 1954		18	30	31	34	37	45.5	50	39	39	50	39	39	39	39	39	39	39	39	39	59	-	-
1955 - 1964		22	31	33	35	36.5	42	-	39	-	39	-	39	-	39	-	39	-	39	-	47	-	-
1965 - 1974		21.5	32	33	35	38.5	32	-	32.5	-	32.5	-	32.5	-	32.5	-	32.5	-	32.5	-	-	-	-
1975 - 1984		22	31	32	34	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合計		18	30	32	34	37	42	50	39.5	62.5	39.5	62.5	39.5	62.5	39.5	62.5	39.5	62.5	39.5	62.5	39.5	62.5	72

注) 値は中央値

表2-7 初婚タイミング区分別、出生コホート別に見たライフコース指標（男性：非婚・合計）

	出生コホート	最終学校の		第一子出産		第二子出産		第三子出産		1回目の離 婚年齢	2回目の離 婚年齢	結婚した年		配偶者との		
		卒業年齢 (本人)	初婚年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	結婚した年 年齢：2回目	結婚した年 年齢：3回目			1回目の死 別年齢	2回目の死 別年齢			
非婚	1925以前	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1925 - 1934	15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1935 - 1944	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1945 - 1954	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1955 - 1964	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1965 - 1974	18	-	33	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1975 - 1984	20.5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	合計	18	-	33	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合計	1925以前	14	25	26.5	30	32	32	32	32	-	-	-	-	84	-	-
	1925 - 1934	17	27	29	32	35	35	35	35	36	-	36	-	72	64.5	-
	1935 - 1944	18	27	28	31	33	33	33	33	37	34	39	35	60	-	-
	1945 - 1954	18	27	28	31	34	34	34	34	40	51.5	38.5	54	56	-	-
	1955 - 1964	18	27	29	31	33	33	33	33	38	32	39	-	44	-	-
	1965 - 1974	20	28	30	32	35	35	35	35	32	38	33	-	36	-	-
	1975 - 1984	20	26	27	29	30.5	30.5	30.5	30.5	30	-	31	-	-	-	-
	合計	18	27	29	31	34	34	34	34	36	38	36.5	52	61	64.5	64.5

(注) 値は中央値

2-2-3 女性の初婚タイミング区分別に見たライフイベントの生起時の年齢

次に女性についても初婚タイミング区分別の各ライフイベント生起時の年齢を確認する。表 2-8、表 2-9 は女性の初婚タイミング区分別、出生コーホート別のライフイベント生起時の年齢の中央値を表している。

女性の早婚者についてみると、最終学校の卒業時の年齢は 1935～1944 年出生コーホートから 1965～1974 年出生コーホートまで 18 歳で変化していないことがわかる。女性についても男性と同じく、早婚者の多くは 18 歳で高等学校を卒業し、すぐ初職に就くというライフコースを歩んできたことがわかる。第一子の出産年齢については 1925～1934 年出生コーホートの 23 歳から 1965～1974 年出生コーホートの 26 歳まで段階的に上昇してきていることが確認できる。これは出生コーホートが新しくなるにしたがって、初職に就いてから第一子出産までの間隔が少しずつ長くなっていることを意味しているが、これは早婚者のなかでの初婚年齢の上昇に影響を受けていると考えられる。第二子出産時年齢は 1925～1934 年出生コーホートの 26 歳から、1955～1964 年出生コーホートの 28 歳まで段階的に上昇しているのに対して、第三子出産時年齢は 1925～1934 年出生コーホートで 28.5 歳であったものが、1935～1944 年出生コーホートで 30 歳に上昇して以降はほとんど変化がないことが確認された。1 回目の離婚時の年齢についてはこちらも若干幅が存在するが、離婚が発生する場合は 30 代で発生している。2 回目の離婚時の年齢、再婚時の年齢については、男性よりも若干幅があるものの、おおむね 1 回目の離婚時の年齢と類似した年齢となっている。

次に女性の晩婚者についてみる。最終学校の卒業時の年齢は 1935～1944 年出生コーホートから 1945～1954 年出生コーホートまで 18 歳だが、1955～1964 年出生コーホート以降は 20 歳になっている。晩婚者については 1945～1954 年出生コーホートまでは高校卒業時の年齢が最終学校卒業時の年齢の中央値となっていたが、1955～1964 年出生コーホート以降は短期大学の卒業時の年齢が中央値になったと考えられる。第一子の出産年齢については、1955～1964 年出生コーホート以前は 28 歳であったが、1955～1964 年出生コーホート以降は 30～32 歳と段階的に上昇している。第二子出産時年齢は 1925～1934 年出生コーホートで 30 歳であったものが、1965～1974 年出生コーホートの 34 歳まで上昇しており、第三子出産時年齢についても 1925～1934 年出生コーホートの 32 歳から 1965～1974 年出生コーホートの 35.5 歳まで段階的に上昇している。1 回目の離婚時の年齢については、おおむね 40 代での発生となっている。2 回目以降の離婚年は観測されず、再婚についてはこちらも 1 回目の離婚年とほぼ同じ年齢であった。

最後に非婚者について確認すると、非婚者の最終学校卒業時の年齢は 1955～1964 年出生コーホート以前は 18 歳で変化していないが、1965～1974 年出生コーホート以後は 20 歳になっている。また第一子出産時の年齢については 1935～1944 年出生コーホートで 39 歳、1965～1974 年出生コーホートで 30 歳、1975～1984 年出生コーホートで 24.5 歳とそ

れぞれ計算されており，1935～1944 年出生コーホートと 1965～1974 年出生コーホートはそれぞれ 1 件，1975～1984 年出生コーホートは 2 件，データセット上で確認することが出来た。

表2-8 初婚タイミング区分別，出生コーホート別に見たライフコース指標（女性：早婚・晩婚）

	出生コーホート	最終学校の卒業年齢 (本人)		初婚年齢	第一子出産			第二子出産			第三子出産			1回目の離		2回目の離		3回目の離		結婚した年		配偶者との	
		卒業年齢	初婚年齢		時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢	時年齢
早婚	1925以前	14.5	24	24	27	28	19	-	-	-	35.5	-	-	73	80								
	1925 - 1934	15.5	25	23	26	28.5	40	-	-	-	70	-	-	71	-								
	1935 - 1944	18	26	24	27	30	34	36.5	-	33	38	-	-	60	68								
	1945 - 1954	18	25	24	27	30	34.5	47	59	32	40	-	-	54.5	-								
	1955 - 1964	18	26	25	28	30	36.5	46.5	-	38	36	-	-	42	47								
	1965 - 1974	18	26	26	28	31.5	30	32.5	-	35	-	-	-	32	-								
	1975 - 1984	19	26	26	28	30	27	28	-	23	-	-	-	27.5	-								
	合計	18	25	25	27	30	32	36.5	59	35	37	60	68										
晩婚	1925以前	13.5	28	28.5	32	-	-	-	-	-	-	-	-	69	-								
	1925 - 1934	18	29	28	30	32	53.5	-	-	-	-	-	66	-									
	1935 - 1944	18	29	28	30	33	40	-	-	52	-	-	63	-									
	1945 - 1954	18	30	28	31	34	41	-	-	41	-	-	56	-									
	1955 - 1964	22	31	30	33	35	39	-	-	36.5	-	-	42.5	-									
	1965 - 1974	21.5	32	31	34	35.5	34	-	-	35	-	-	35	-									
	1975 - 1984	22	31	32	33	34	34.5	-	-	-	-	-	-	-									
	合計	18	30	29	32	34	37.5	-	-	38	-	-	63	-									

注) 値は中央値

表2-9 初婚タイミング区分別，出生コーホート別に見たライフコース指標（女性：非婚・合計）

非婚	出生コーホート	最終学校の 卒業年齢 (本人)		初婚年齢	第一子出産 時年齢	第二子出産 時年齢	第三子出産 時年齢	1回目の離 婚年齢			2回目の離 婚年齢			3回目の離 婚年齢			結婚した年 齢：2回目* 齢：3回目*		配偶者との 1回目の死 別年齢		配偶者との 2回目の死 別年齢	
		1925以前	1925 - 1934					1935 - 1944	1945 - 1954	1955 - 1964	1965 - 1974	1975 - 1984	合計	19	42	37	38	35.5	71	80		
	1925以前	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1925 - 1934	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1935 - 1944	18	-	-	39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1945 - 1954	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1955 - 1964	18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1965 - 1974	20	-	-	30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1975 - 1984	20	-	-	24.5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	合計	20	-	-	28	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
合計	1925以前	15	23	23	25	28	28	28	28	19	-	-	-	35.5	-	-	-	71	-	80	-	-
	1925 - 1934	16	23.5	23.5	25	28	28	30	30	42	-	-	-	70	-	-	-	70	-	-	-	-
	1935 - 1944	18	24	24	25	28	28	31	31	37	36.5	-	-	33.5	38	-	-	60	68	-	-	-
	1945 - 1954	18	23	23	25	28	28	30	30	38	47	59	-	34.5	40	-	-	55	-	-	-	-
	1955 - 1964	18	24	24	26	29	29	31	31	37	46.5	-	-	37.5	36	-	-	42	47	-	-	-
	1965 - 1974	18	26	26	28	31	31	33	33	32	32.5	-	-	35	-	-	-	32	-	-	-	-
	1975 - 1984	20	26	26	27	29	29	30	30	27	28	-	-	23	-	-	-	27.5	-	-	-	-
	合計	18	24	24	26	29	29	31	31	34	36.5	59	-	35	37	-	-	60.5	68	-	-	-

注) 値は中央値

第3節 小括

以上の分析の結果から、早婚者、晩婚者、非婚者の特性およびライフイベントの生起時の年齢について以下の指摘ができる。

(1) 男性の早婚者と晩婚者の割合は1935～1944年出生コーホートから1955～1964年出生コーホートまであまり変化していないのに対して、女性の早婚者は同じ時期に相対的にその割合を増加させている。

(2) 非婚者については最終学歴によらず一定数存在し、その割合は最近の出生コーホートになるにしたがって高くなっている。

(3) 初職の就労時期は初婚タイミングの区分の影響をほとんど受けず、早婚者、晩婚者の9割、非婚者の8割が最終学校卒業後3か月後に初職に就業している。

(4) 早婚者の方が若干離婚しやすい傾向にある。

(5) 初職の雇用形態は男女ともに非婚者における非正規雇用の割合が高い。

(6) 男性早婚者の最終学校卒業時の年齢、第一子出産時の年齢は出生コーホート間で変化は見られないが、女性早婚者の第一子出産時の年齢の中央値は、2歳上昇している。

(7) 男性、女性共に、晩婚者については最終学校卒業時の年齢と第一子出産時の年齢は1945～1954年出生コーホート以前と1955～1964年出生コーホート以後で異なっている。

(8) 男性では第二子、第三子出産時の年齢のコーホート間での変化はほとんど見られなかったが、女性では段階的に上昇していた。

また非婚者の第一子出産時の年齢について、サンプル数は少ないながらも、晩婚者の第一子出産時の年齢に近い数値が示されていることが確認された。

ライフイベント生起時の年齢が変化したことが確認された1945～1954年出生コーホート以前と1955～1964年出生コーホート以後というコーホートは、就業、初婚周辺で石油ショックが起こったコーホートである。これは岩井が指摘した石油ショック期の雇用の変化がライフイベントの生起時の年齢に影響を与えた可能性がある。また、本分析において1935～1944年出生コーホートから1955～1964年出生コーホートにかけて、女性の早婚者の割合が相対的に増加したことは、一つの興味深い結果である。このコーホートも高度経済成長期から石油ショック期への過渡期に最終学校卒業、初職への就業、初婚等のライフイベントが起こったコーホートであるが、同時に岩澤が指摘する見合い結婚から職縁、学縁、友縁結婚へのシフトが起こった時期でもある。これらの経済的な要因や社会環境の変化がこの時期の女性の早婚者を相対的に増加させた可能性がある。(4)で示された早婚者の方が若干離婚しやすい傾向があるという分析結果については、次章にてより精緻な分析を行う。

第3章 早婚型ライフコースに関する分析

—婚前妊娠結婚に着目して—

第1節 わが国における婚前妊娠結婚の趨勢と離婚率

第2節 婚前妊娠結婚と子ども数に着目した離婚の要因分析

第3節 小括

前章では早婚者、晩婚者、非婚者と初婚タイミングの別に特性を比較し、ライフコース上のイベントの生起年齢を分析した。その結果、早婚者について他の初婚タイミングよりも離婚が発生しやすいという傾向が確認された。本章では、この早婚者の離婚リスクについて、より精緻な分析を行うことで、早婚型ライフコースの特徴をより明瞭に描画することを目的とする。

この早婚者の離婚リスクを考察する際に、一つのキーワードとなるものが、婚前妊娠結婚である。わが国においては婚前妊娠結婚は早婚者において特に顕著に発生している(鎌田 2005)。また婚前妊娠結婚はそうでない結婚に比べて、ライフコース上で想定された結婚でないため、夫婦紐帯が弱く、離婚に終わることが多いという先行研究がある(Teachman 2002; Raymo et al. 2004)。これに対して離婚リスクを抑制する効果をもつとされてきたものは子どもを持つことである。未就学の子どもを持っていると、そうでない場合に比べて離婚しづらいという研究が加藤によってなされている(加藤 2005)。

第1節ではマクロ統計資料を用いてわが国における婚前妊娠結婚と離婚の趨勢を確認する。離婚については同居期間別離婚率と子ども数別同居期間別離婚件数に着目する。第2節では「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)を利用し、離婚の要因を実証分析する。第3節では小括として実証分析の結果を用いて、早婚型ライフコースにおける婚前妊娠結婚と子ども数、そして離婚について考察を行う。

第1節 わが国における婚前妊娠結婚の趨勢と離婚率

わが国における婚前妊娠結婚の趨勢について確認する。厚生労働省が行っている「人口動態統計特殊報告」では、結婚期間が妊娠期間より短い出生数について報告を行っている。図3-1は「人口動態統計特殊報告」による結婚期間が妊娠期間より短い出生が嫡出第一子出生に占める割合の年次推移を表している。これによると1980年代から2000年代にかけて、結婚期間が妊娠期間より短い出生が、嫡出第一子の出生に占める割合は12.6%から26.3%へと大きく増加したことがわかる。しかし2000年代に入るとその割合の増加に歯止めがか

かり、2009年まで結婚期間が妊娠期間より短い出生が、嫡出第一子の出生に占める割合は横ばいで推移している。

厚生労働省が報告している「人口動態特殊報告」のみでは、婚前妊娠結婚の趨勢を直接確認することはできない。婚前妊娠結婚の趨勢を確認するためには何らかのデータからその割合を推計する必要がある。岩澤と鎌田は「人口動態統計」の個票データを再集計し、婚前妊娠結婚が初婚に占める割合を推計している。これによると、1975年時点で7.5%に過ぎなかった婚前妊娠結婚の割合は、2000年には20.7%に増加しており、推計を利用して直接婚前妊娠結婚の割合を算出する手法においても婚前妊娠結婚の増加は確認されている(岩澤・鎌田 2013)。また婚前妊娠結婚である人々は相対的に学歴が低く(Raymo and Iwasawa 2008)、早婚であることが多く、夫の学歴が低く、経済状況が悪いほど婚前妊娠結婚になりやすいという指摘がなされている(鎌田 2005, 2012)。

図 3-2 はわが国における普通離婚率と離婚件数を表している。離婚件数は1970年代に徐々に増加し始め、1983年をピークに増加し続けた。その後1990年頃まで減少傾向にあったものの、1990年以降再び増加し始め、2002年までその件数を増やし続けた。普通離婚率についても離婚件数の趨勢に合わせて増加と減少を繰り返していることがわかる。

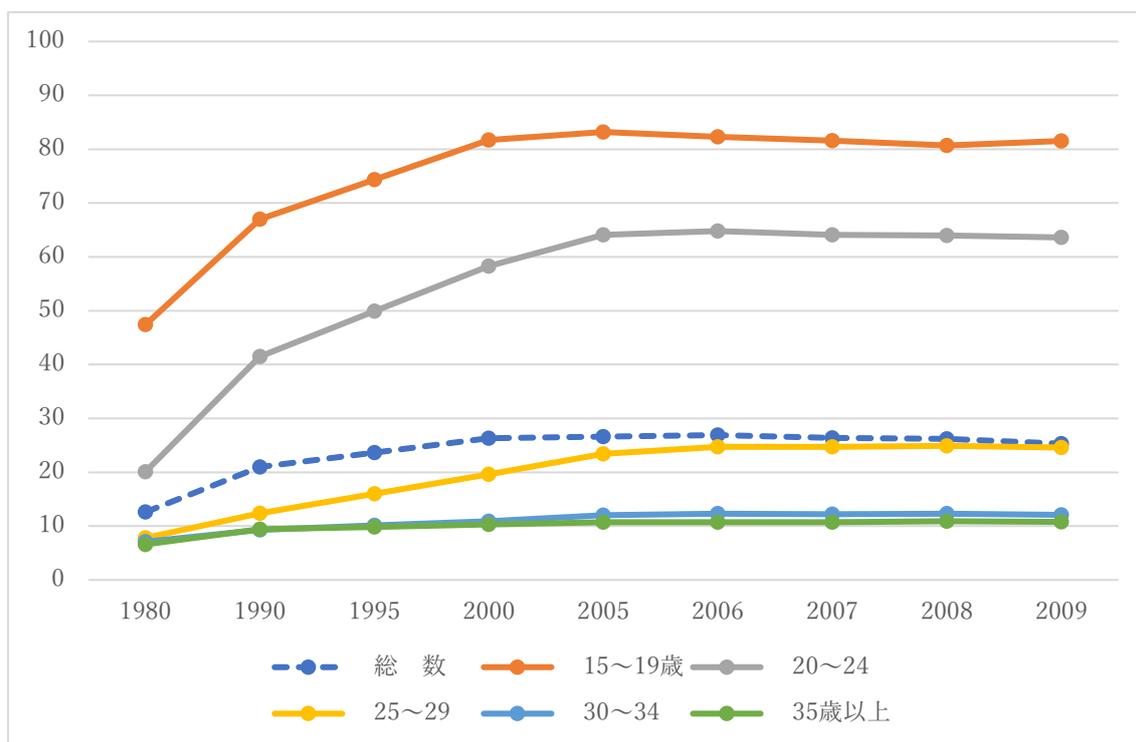


図 3-1 結婚期間が妊娠期間より短い出生が嫡出第1子出生に占める割合
出所：厚生労働省『平成22年度人口動態統計特殊報告』第13表より作成

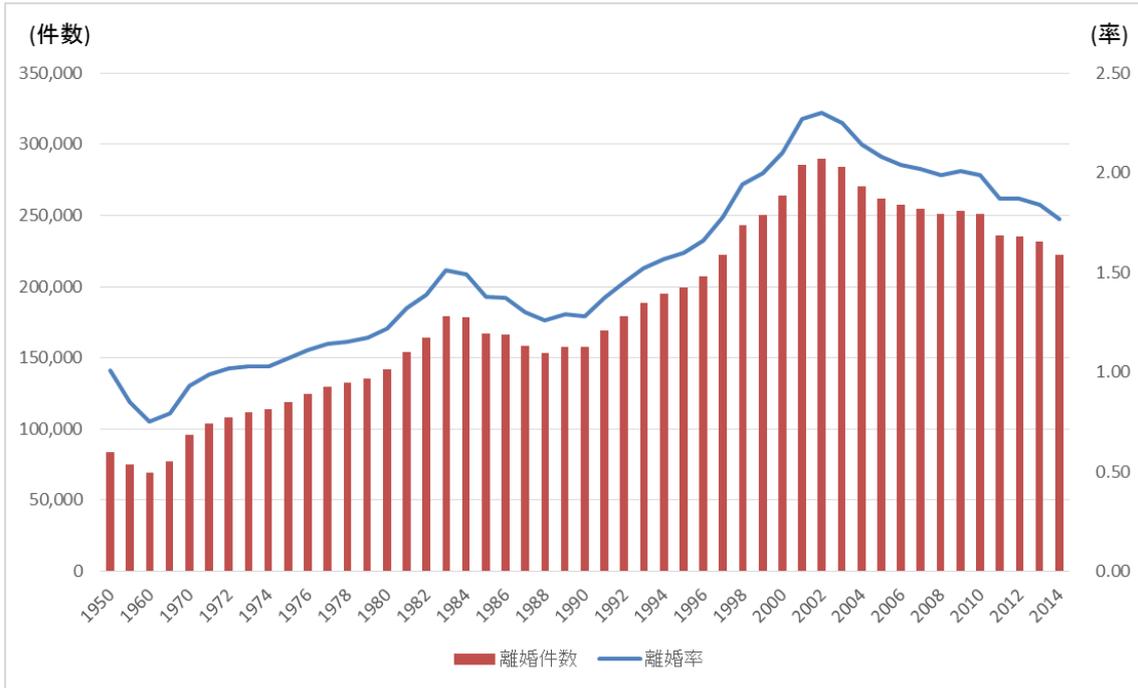


図 3-2 普通離婚率と離婚件数

出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2015』第 6-2 表の数値より作図。

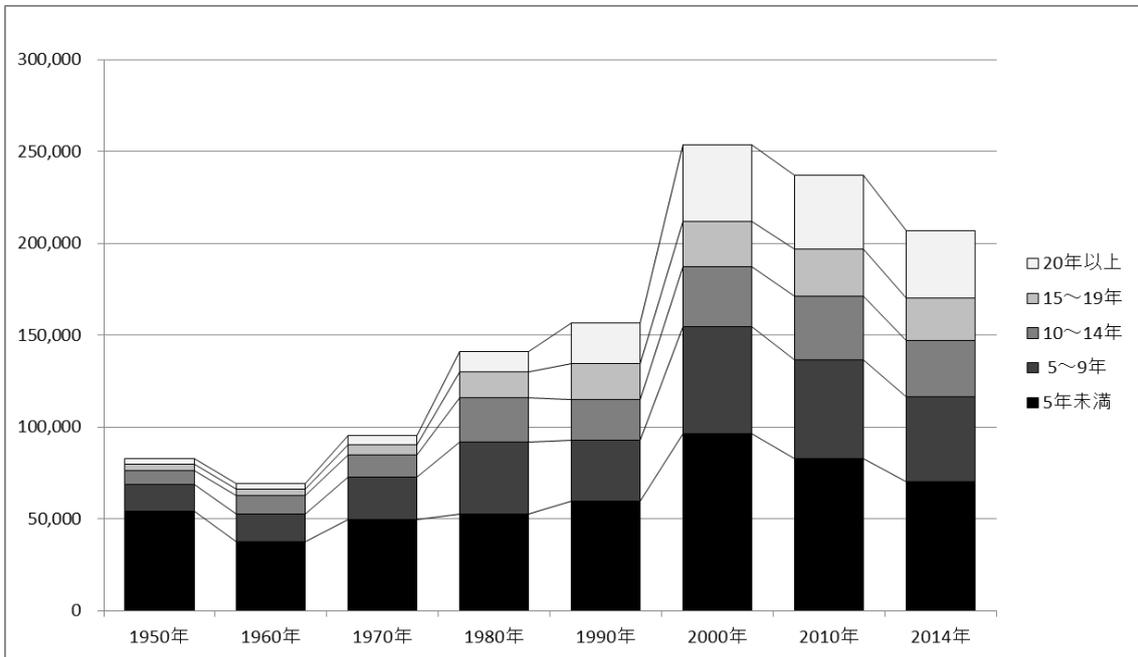


図 3-3 同居期間別離婚数

出所：国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2015』第 6-13 表の数値より作図

図 3-3 は図 3-2 における離婚件数を 10 年毎に集計し、結婚から離婚までの同居期間別にカテゴライズしたものである。これを用いて図 3-2 で確認された離婚件数の増加の波を見ると、1970 年代から 1980 年代にかけての離婚件数の増加は、主に結婚後 5 年以上の結婚によって引き起こされていることがわかる。また 1990 年代から 2000 年代にかけての離婚件数の増加は、結婚後 5 年未満の時期に発生した離婚の増加によって引き起こされていることが確認できる。

次に子どもの数と離婚の関係を確認する。図 3-4、表 3-1 は夫妻が親権を行わなければならない子の数別に見た同居期間別離婚件数と構成割合である。これを見ると、ほとんどの同居期間の階級で子どもの数 0 人での離婚件数が最も多くなっている。ただし同居期間が 10 年から 15 年の階級では、子どもの数 2 人で離婚件数が最も多くなっており、同居期間が 15 年から 20 年の階級でも同様に子どもの数 2 人で離婚件数が多くなっている。構成割合を確認すると、子どもの数 0 人と子どもの数 1 人のグループはほぼ同じ構成割合となっており、子どもの数 2 人から 8 人のグループもほぼ同じ構成割合となっている。このことから、子どもを持っている事が離婚に対して与える効果は子どもの数によって変化する可能性が示唆される。

マクロデータによるここまでの検討から、婚前妊娠結婚の増加の推移と、離婚率の上昇の推移が、同一の時期に起こっていることがわかる。また、子ども数別にみた同居期間別離婚率を検討すると、5 年未満の同居期間では子ども 1 人での離婚が、5 年以上 9 年未満の同居期間では子ども 2 人での離婚が、それぞれ多くなっており、結婚からの同居期間によって離婚時の子どもの数が異なることがわかる。

日本における離婚の増加に関してその要因を定量的に分析した研究は少ない。⁵これは離婚の要因をさぐるためには、個々人が持つ様々な特質に関するデータが必要であるが、それらを完備したデータが過去の日本にはほとんど存在しなかったことに依拠する。このため、離婚の定量的分析を行うことは困難を極めた。歴史的には 18 世紀から 19 世紀にかけて東北日本で離婚率が高く、西南日本で離婚率が低い東高西低型の分布をしていたが、20 世紀には西高東低型の分布へと変化しており(速水 1997, Kumagai 2008)、一定の地域性が認められている。その中でも、安藏は JGSS-2000(日本版総合的社会調査)を利用して離婚の要因分析を行っている。安藏によれば、男性の場合 15 歳時に片親であったり、母親が常勤労働している場合に離婚経験が多く、女性の場合結婚に関する非伝統的な価値観を強く有する場合、離婚の可能性が高まる(安藏 2003)。

また、本論文でも使用する「戦後日本家族の歩み全国調査(NFRJ-S01)」(2002)を利用した分析を行った加藤によれば、経済成長率が高い場合、職業や学歴といった社会階層要因が

⁵ アメリカにおいては、早婚であると離婚しやすくなることは実証的に示されている(Moore and Waite 1981)。

離婚に対して持つ影響は緩和される。しかしゼロ成長に近い経済成長率の下では社会階層要因が強く働き、離婚を促進するという結果を報告している(加藤 2005)。

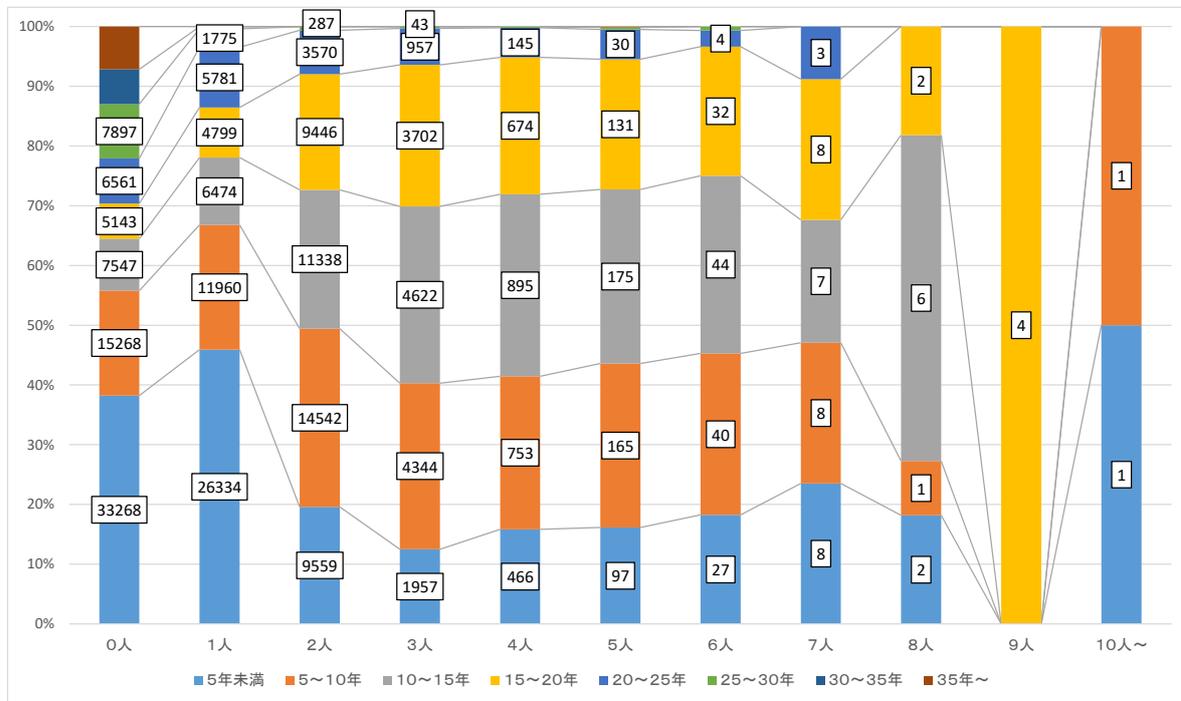


図 3-4 子どもの数別、同居期間別離婚件数と構成割合
 出典 厚生労働省『人口動態調査』 第6表より作成

表3-1 子供の数別、同居期間別離婚件数と構成割合

同居期間	子ども数											
	0人	1人	2人	3人	4人以上	4人	5人	6人	7人	8人	9人	10人～
5年未満	33268	26334	9559	1957	601	466	97	27	8	2	-	1
5～10年	15268	11960	14542	4344	968	753	165	40	8	1	-	1
10～15年	7547	6474	11338	4622	1127	895	175	44	7	6	-	-
15～20年	5143	4799	9446	3702	851	674	131	32	8	2	4	-
20～25年	6561	5781	3570	957	182	145	30	4	3	-	-	-
25～30年	7897	1775	287	43	9	6	2	1	-	-	-	-
30～35年	5083	201	23	7	1	1	-	-	-	-	-	-
35年～	6238	24	3	1	1	-	1	-	-	-	-	-
総計	87005	57348	48768	15633	3740	2940	601	148	148	34	11	4
構成割合 (%)	0人	1人	2人	3人	4人以上	4人	5人	6人	7人	8人	9人	10人～
5年未満	38.2%	45.9%	19.6%	12.5%	16.1%	15.9%	16.1%	18.2%	23.5%	23.5%	18.2%	-
5～10年	17.5%	20.9%	29.8%	27.8%	25.9%	25.6%	27.5%	27.0%	23.5%	23.5%	9.1%	50.0%
10～15年	8.7%	11.3%	23.2%	29.6%	30.1%	30.4%	29.1%	29.7%	20.6%	20.6%	54.5%	-
15～20年	5.9%	8.4%	19.4%	23.7%	22.8%	22.9%	21.8%	21.6%	23.5%	18.2%	100.0%	-
20～25年	7.5%	10.1%	7.3%	6.1%	4.9%	4.9%	5.0%	2.7%	8.8%	-	-	-
25～30年	9.1%	3.1%	0.6%	0.3%	0.2%	0.2%	0.3%	0.7%	-	-	-	-
30～35年	5.8%	0.4%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	-	-	-	-	-	-
35年～	7.2%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	-	0.2%	-	-	-	-	-
総計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

出典 厚生労働省『人口動態調査』第6表より作成

第2節 婚前妊娠結婚と子ども数に着目した離婚の要因分析

2-1 データと方法

本分析では、日本家族社会学会が実施した「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)を利用して分析を行う。「戦後日本家族の歩み全国調査」は2002年1月から3月にかけて実施された調査である。この調査は、戦後の家族の変動をとらえるために、家族に関する様々なデータを取得している。サンプルとなっているのは調査時点で32歳から81歳の女性であり、サンプルサイズは3,475人である。なお本データは家族に関する豊富なデータを有しているが、サンプル対象と調査年の関係から、国勢調査等で見られる数値よりも、未婚者が少なくサンプリングされていることに留意する必要がある。

本分析では婚前妊娠結婚を「妊娠と出産の間に結婚する事象」(Akerlof et al.1996)と定め、婚前妊娠結婚であるかどうかを、結婚年と第1子出産年から判別する。これは「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)で収集している個人についての結婚歴、離婚歴、出産歴の集計単位が年単位であることに依拠する。人口動態統計特殊報告では婚前妊娠結婚による出生は「結婚期間が妊娠期間よりも短い出生」という形で集計され、第一子出生までの平均結婚期間が約6ヶ月であるということや、婚姻の届出が結婚旅行後にずれ込むハネムーン効果を考慮し、結婚から第一子出生までの期間が9ヶ月である場合を婚前妊娠結婚であると捉える。しかし本データは年単位の結婚歴、出産歴しか保持していないため、結婚一年前から結婚同年までに第一子が生まれた場合を婚前妊娠結婚であると定義した(図3-5)。また結婚前に出産した子どもについて、本データではその子どもが再婚時の連れ子であるかどうかを判別できないため、分析対象は本人配偶者ともに初婚であるケースに限った。

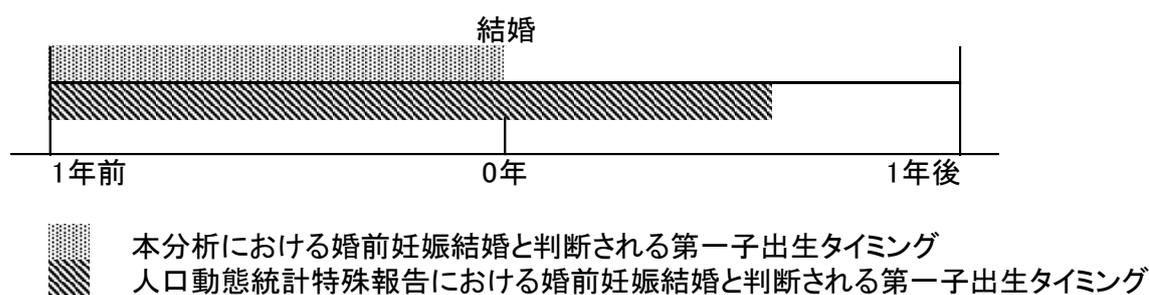


図3-5 本分析における婚前妊娠結婚の定義

2-2 記述分析

婚前妊娠結婚と非婚前妊娠結婚で、離婚の発生の仕方に違いがあるかを確認する。図3-6は観察期間における離婚発生の構成割合を婚前妊娠結婚の有無別にまとめたものである。これを確認すると、第一子出生から5年までは婚前妊娠結婚での離婚は、非婚全妊娠結婚

とほとんど変わらない割合で発生している。しかし第一子出生から6年～10年の期間では、婚前妊娠結婚での離婚は、非婚前妊娠結婚と比べて高い割合で発生している。すなわち、婚前妊娠結婚であることは、離婚を促進し、特に第一子出産から6年～10年の期間で、離婚を促進する効果が強いことが示唆される。表3-2は学歴別に婚前妊娠結婚の有無をまとめたものである。これを確認すると、婚前妊娠結婚であるかどうかの割合は、学歴によって大きな差が存在するとまでは言えないことがわかる。表3-3は同様に初婚年齢の階級別に婚前妊娠結婚であるかどうかをまとめたものであり、こちらは30歳以上のカテゴリで婚前妊娠結婚の割合が高くなっていることがわかる。さらに表3-4は結婚コホート別にまとめたものであるが、1960年代結婚コホート以前と1970年代結婚コホート以後で婚前妊娠結婚の割合が異なり、1970年代結婚コホート以後の方が4ポイントほど婚前妊娠結婚の割合が上昇していることが確認できる。表3-5は夫の職業別にみた婚前妊娠結婚の有無割合であるが、大企業正規で8.3%と低く、臨時非正規で22.1%、無職で17.5%と高かった。表3-6は婚前妊娠結婚の有無別にみた平均初婚年齢及び、出産時平均年齢を表している。これによると、初婚年齢の平均値は婚前妊娠結婚の有無では差はなかったが、第一子出産時の年齢が非婚前妊娠結婚で26.32歳であるのに対して、婚前妊娠結婚では24.86歳と1歳ほど若いことが示されている。また第二子出産時の年齢も、非婚前妊娠結婚で28.74歳であるのに対して、婚前妊娠結婚では27.63歳とこちらも1歳ほど若い。この出産時の年齢の差は第三子以降になるとみられなくなる。⁶

ここで行った記述分析は子どもの数やその他の要因の影響をコントロールした結果ではない。そこで離婚発生を従属変数とした離散時間ロジットモデルを推定し、多変量分析を行う。

⁶ 第五子出産時の年齢が婚前妊娠結婚のほうが若く出ているが、N数が2と非常に少ない。

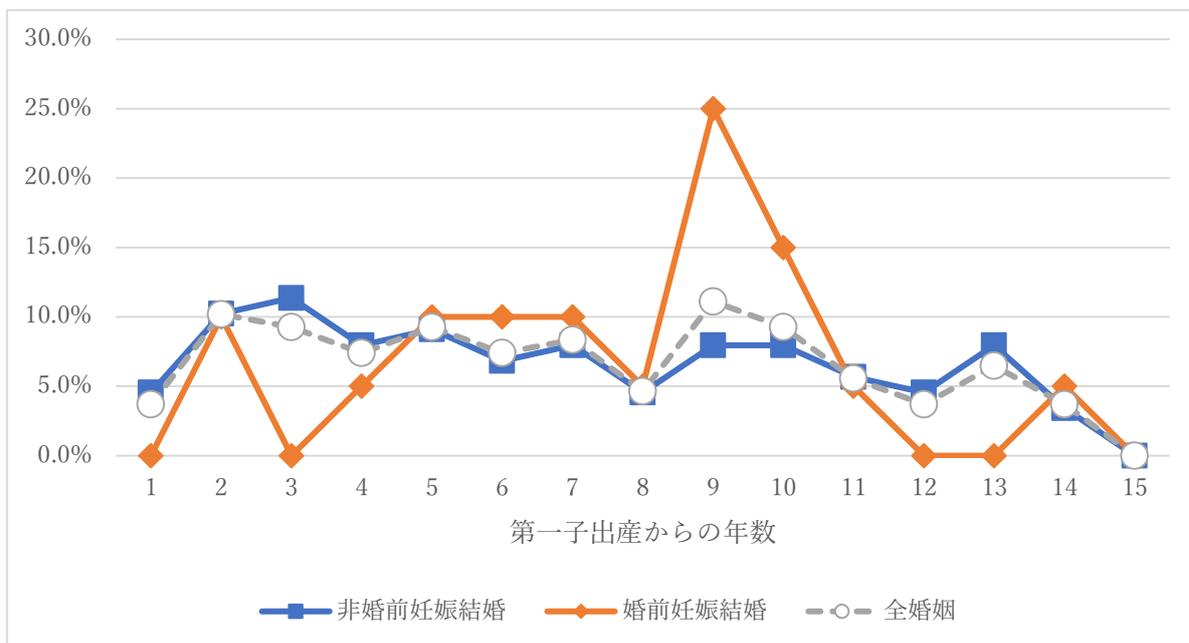


図 3-6 第一子出産からの年数別婚前妊娠結婚の有無別期間内離婚発生割合
出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

表3-2 学歴別婚前妊娠結婚の有無割合

	N数			構成割合		
	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計
義務教育	697	84	781	89.2%	10.8%	100.0%
高卒	1399	175	1574	88.9%	11.1%	100.0%
短大高専卒	490	51	541	90.6%	9.4%	100.0%
大卒以上	168	21	189	88.9%	11.1%	100.0%
合計	2761	334	3095	89.2%	10.8%	100.0%

出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

表3-3 初婚年齢区分別婚前妊娠結婚の有無割合

	N数			構成割合		
	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計
20歳以下	284	33	317	89.6%	10.4%	100.0%
21~23歳	843	91	934	90.3%	9.7%	100.0%
24~26歳	1017	124	1141	89.1%	10.9%	100.0%
27~29歳	407	48	455	89.5%	10.5%	100.0%
30歳以上	187	38	225	83.1%	16.9%	100.0%
合計	2761	334	3095	89.2%	10.8%	100.0%

出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

表3-4 結婚コーホート別婚前妊娠結婚の有無割合

	N数			構成割合		
	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計
1940年代以前結婚コーホート	174	17	191	91.1%	8.9%	100.0%
1950年代結婚コーホート	390	40	430	90.7%	9.3%	100.0%
1960年代結婚コーホート	679	59	738	92.0%	8.0%	100.0%
1970年代結婚コーホート	671	98	769	87.3%	12.7%	100.0%
1980年代結婚コーホート	543	80	623	87.2%	12.8%	100.0%
1990年代結婚コーホート	277	40	317	87.4%	12.6%	100.0%
不詳	23	0	23	100.0%	0.0%	100.0%
合計	2761	334	3095	89.2%	10.8%	100.0%

出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

表3-5 夫職業別婚前妊娠結婚の有無割合

	N数			構成割合		
	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計	非婚前妊娠結婚	婚前妊娠結婚	合計
大企業正規	1006	91	1097	91.7%	8.3%	100.0%
中小企業正規	1147	145	1292	88.8%	11.2%	100.0%
農林自営	195	24	219	89.0%	11.0%	100.0%
非農自営	298	48	346	86.1%	13.9%	100.0%
臨時非正規	53	15	68	77.9%	22.1%	100.0%
無職	33	7	40	82.5%	17.5%	100.0%
合計	2761	334	3095	89.2%	10.8%	100.0%

出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

表3-6 婚前妊娠結婚の有無別平均初婚年齢及び出産時平均年齢

		初婚年齢	第一子出生	第二子出生	第三子出生	第四子出生	第五子出生
非婚前妊娠結婚	年齢 (平均)	24.36	26.32	28.74	30.92	31.84	33.72
	N	2738	2761	2388	950	170	32
	SD	3.261	3.64	3.538	3.599	3.448	4.386
婚前妊娠結婚	年齢 (平均)	24.86	24.84	27.63	30.43	31	29
	N	334	334	309	145	24	2
	SD	3.739	3.728	3.664	3.844	4.453	1.414
合計	年齢 (平均)	24.42	26.16	28.61	30.85	31.74	33.44
	N	3072	3095	2697	1095	194	34
	SD	3.319	3.677	3.57	3.634	3.584	4.405

出所：「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)データより筆者作成

2-3 離散時間ロジットモデルによる離婚の規定要因分析

2-3-1 使用する変数と分析手法

本分析には、イベントヒストリー分析(Event History Analysis)の一種である、離散時間ロジットモデル(Discrete-Time Logit Model)を用いる(Allison 1984)。イベントヒストリー分析は、あるライフ・イベントの発生パターンとその発生の要因に関する分析の総称である。そのうち今回の分析で採用するのは、離散時間ロジットモデルという、年単位で記録されたデータに適した手法である。分析には Light Stone 社の Stata15 を利用した。

離散時間ロジットモデルでは従属変数をイベントが発生するハザード確率(危険率)とする。今回の分析におけるハザード確率は個人 i が時点 j において結婚していないという条件の下で、時点 $t+1$ 年までの期間に結婚する確率 $p(t_{ij})$ で表される。推定されるモデルは以下のように表される。また、モデルのパラメーターは最尤法によって推定される。

$$p(t_{ij}) = \Pr(T_i = j | T_i > j) \quad (j \neq 0)$$
$$\text{logit } p(t_{ij}) = \lambda(j) + \sum_1^n X_{kij} \beta_k$$

ここで $\lambda(j)$ は基底ハザード(Baseline hazard)関数を意味する。離散時間ロジットモデルではこの基底ハザード関数を自由に設定できる。本分析ではリスク期間によってこれを近似する。

離散時間ロジットモデルでの分析には、パーソン・ピリオド(Person-Period)形式のデータを作成する必要がある。パーソン・ピリオドデータは、ある個人がリスク開始からイベント発生までの期間となった時点までの期間分の情報が入っているデータ形式をとる(山口 2001)。またこの際、観察期間内にイベントが発生しなかったケースは打ち切り(Censoring)となり、この場合もその時点までの期間分のデータを保持する。今回の離婚の分析では、リスク開始は第一子出産時点であり、その後離婚が発生した時点で観察を終了し、第一子出産から 15 年間で離婚が発生しなかった場合には打ち切りとみなす(右センサリング)。また分析に用いる変数に欠損がある場合は分析からそのケースを除外する。⁷以上の処理の結果、分析に用いるケースサイズは 45,218 人年である。

こうして離散時間ロジットモデルを利用することによって、個人が第一子出産から離婚を経験するまでの時間の差異を分析することができ、観察期間中に離婚が発生しなかった個人についても分析に含めることができる。また離散時間ロジットモデルでは観察期間

⁷ 2-2 記述分析で扱った変数のうち、初婚年齢が不詳であったものが 23 件あったため、分析から除外した。

中に値が変化する変数(時間可変変数：Time Varying Covariate)を説明変数とすることができる。本分析では本人の職業と子ども数⁸が時間可変変数である。本人の職業は転職が発生した場合、発生した年の職業は前職とし、発生した年よりも後の職業を転職後の職業とした。子ども数も同様に、子どもを出産した年の子ども数は前年のままとし、出産した年よりも後の子ども数を1増やした。また社会階層を表す変数として、本人の学歴、夫の職業を投入した。学歴は「義務教育」「高卒」「短大高専卒」「大卒以上」の4つのカテゴリーに分類した。加えて初婚時の時代効果を考慮するために結婚コーホートをの変数を分析に加えた。これに婚前妊娠結婚の有無と本人初婚年齢を投入したモデルを推定する。分析に用いる変数の記述統計は以下の表 4-1 である。

⁸ 第一子出産がリスク開始時点であるので、本分析では子ども数は1以上の数値をとる。(双子、三つ子の場合それぞれ2,3の値をとる。)

本人学歴	義務教育	25.34
	高卒	50.77
	短大・高専卒	17.36
	大学以上	6.20
職業(t年)	正社員	15.15
	自営・家族従業員	6.76
	臨時雇い・派遣	9.90
	無職	68.27
夫職業(結婚時)	大企業正規	35.75
	中小企業正規	41.59
	農林自営	7.14
	非農自営	11.12
	臨時非正規	2.05
	無職	1.27
結婚時年齢	20歳以下	10.01
	21～23歳	30.06
	24～26歳	36.95
	27～29歳	14.88
	30歳以上	7.34
子ども数	1人	29.75
	2人	48.90
	3人以上	18.50
結婚コーホート	1940年代以前結婚コーホート	6.28
	1950年代結婚コーホート	14.11
	1960年代結婚コーホート	24.22
	1970年代結婚コーホート	25.06
	1980年代結婚コーホート	19.94
	1990年代結婚コーホート	10.25
婚前妊娠結婚有無		10.67
離婚までの年数	1年～5年	33.79
	6年～10年	33.31
	11年～15年	32.89
		N= 45,218

注) 数値はパーセント

2-3-2 分析結果

表 4-2 が離散時間ロジットモデルを用いた離婚発生に関する推定結果である。まず婚前妊娠について、本モデルでは離婚を促進する効果が確認できた。これは他の人口学的要因やリスク期間をコントロールしても、婚前妊娠が離婚発生に対して効果を持っているということである。次に子ども数について確認すると、子ども数は1人のとき、すなわち結婚時の状態に比べて、2人、3人と子どもが生まれると、離婚を抑制する効果が確認できる。コントロール変数として投入した変数は、おおむね先行研究どおりの結果を示した。本人学歴は離婚に対して有意な効果を持たなかった。また本人の初婚時の年齢は年齢が低いほど離婚しやすいことが示されており、早婚による離婚リスクの上昇は、本分析でも確認されたことになる。

記述分析では、婚前妊娠結婚であることの離婚に対する効果は、第一子出産からの年数と交互作用を持っていることを示唆していた。表 4-3 は表 4-2 のモデルに婚前妊娠結婚の有無と第一子出産からの期間の交互作用項を加えたモデルである。このモデルでは、婚前妊娠結婚の主効果の係数および、離婚までの年数の趣向かの係数は統計的に有意な効果を持たない。しかし婚前妊娠結婚の有無と第一子出産からの期間の交互作用項の係数は第一子出産から5~9年の期間で有意な正の効果を持っていることが示されている。これは婚前妊娠結婚の効果は第一子出産から5~9年の期間に離婚を促進する効果を持つものとして解釈できる。

表3-8 離婚発生に対する離散時間ロジットモデルの推計結果

		係数	標準誤差	95%信頼区間	
学歴	義務教育	-0.13	0.36	-0.84	0.58
	高卒	-0.07	0.26	-0.58	0.43
	(短大・高専卒)	0.00	-	-	-
	大学以上	-1.28 *	0.74	-2.73	0.17
初婚時年齢	20歳以下	1.32 ***	0.30	0.73	1.91
	21～23歳	0.42 *	0.24	-0.05	0.90
	(24～26歳)	0.00	-	-	-
	27～29歳	-0.74 **	0.38	-1.48	0.00
	30歳以上	-1.34 **	0.61	-2.54	-0.14
職業(t年)	正社員	1.21 ***	0.23	0.76	1.66
	自営・家族従業員	0.46	0.42	-0.36	1.28
	臨時雇い・派遣	0.81 ***	0.28	0.26	1.37
	(無職)	0.00	-	-	-
子どもの数(t年)	(1人)	0.00	-	-	-
	2人	-0.66 ***	0.22	-1.10	-0.23
	3人	-1.66 ***	0.43	-2.50	-0.82
夫職業(結婚時)	婚前妊娠結婚ダミー	0.47 *	0.25	-0.03	0.97
	(大企業正規)	0.00	-	-	-
	中小企業正規	0.58 **	0.26	0.07	1.09
	農林自営	0.68	0.49	-0.27	1.63
	非農自営	0.84 **	0.37	0.13	1.56
	臨時非正規	1.91 ***	0.43	1.07	2.75
	無職	1.10 *	0.65	-0.17	2.38
結婚コーホート	1940年代結婚コーホート	-0.92	0.80	-2.48	0.65
	(1950年代結婚コーホート)	0.00	-	-	-
	1960年代結婚コーホート	0.39	0.45	-0.48	1.27
	1970年代結婚コーホート	1.04 **	0.42	0.22	1.87
	1980年代結婚コーホート	1.91 ***	0.43	1.07	2.74
離婚までの年数	1990年代結婚コーホート	1.72 ***	0.51	0.72	2.72
	(0年～5年)	0.00	-	-	-
	6年～10年	0.45 *	0.24	-0.03	0.92
	11年～15年	-0.28	0.29	-0.86	0.29
	_cons	-7.75 ***	0.52	-8.76	-6.73
Observations			45,218		
Loglikelihood			-677.22		

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 離散時間ロジットモデルによる推計。()はレファレンスカテゴリーをあらわす。(t年)は時間可変変数。

表3-9 離婚発生に対する離散時間ロジットモデルの推計結果

		係数	標準誤差	95%信頼区間	
学歴	義務教育	-0.14	0.36	-0.85	0.57
	高卒	-0.07	0.26	-0.58	0.43
	(短大・高専卒)	0.00	-	-	-
	大学以上	-1.29 *	0.74	-2.74	0.16
初婚時年齢	20歳以下	1.33 ***	0.30	0.74	1.92
	21～23歳	0.42 *	0.24	-0.05	0.90
	(24～26歳)	0.00	-	-	-
	27～29歳	-0.74 **	0.38	-1.47	0.00
職業(t年)	30歳以上	-1.34 **	0.61	-2.54	-0.14
	正社員	1.20 ***	0.23	0.75	1.65
	自営・家族従業員	0.46	0.42	-0.36	1.28
	臨時雇い・派遣	0.82 ***	0.28	0.27	1.38
子どもの数(t年)	(無職)	0.00	-	-	-
	(1人)	0.00	-	-	-
	2人	-0.67 ***	0.22	-1.11	-0.23
	3人	-1.68 ***	0.43	-2.52	-0.84
夫職業(結婚時)	婚前妊娠結婚ダミー	-0.15	0.48	-1.09	0.80
	(大企業正規)	0.00	-	-	-
	中小企業正規	0.57 **	0.26	0.06	1.09
	農林自営	0.69	0.49	-0.27	1.64
	非農自営	0.84 **	0.37	0.13	1.56
	臨時非正規	1.91 ***	0.43	1.07	2.75
結婚コーホート	無職	1.07 *	0.65	-0.20	2.35
	1940年代結婚コーホート	-0.92	0.80	-2.49	0.64
	(1950年代結婚コーホート)	0.00	-	-	-
	1960年代結婚コーホート	0.40	0.45	-0.48	1.27
	1970年代結婚コーホート	1.05 **	0.42	0.22	1.88
	1980年代結婚コーホート	1.91 ***	0.43	1.08	2.75
離婚までの年数	1990年代結婚コーホート	1.72 ***	0.51	0.72	2.72
	(0年～5年)	0.00	-	-	-
	6年～10年	0.21	0.27	-0.31	0.73
婚前妊娠結婚ダミー× 離婚までの年数	11年～15年	-0.29	0.31	-0.88	0.31
	(0年～5年)	0.00	-	-	-
離婚までの年数	6年～10年	1.26 **	0.58	0.11	2.40
	11年～15年	-0.06	0.89	-1.80	1.68
	_cons	-7.65 ***	0.52	-8.67	-6.64
Observations			45,218		
Loglikelihood			-674.08		

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 離散時間ロジットモデルによる推計。()はレファレンスカテゴリーをあらわす。(t年)は時間可変変数。

第3節 小括

以上の分析結果から、婚前妊娠結婚と子ども数が離婚に与える影響について以下の2点が指摘できる。

- (1)婚前妊娠結婚である場合、第一子出産から5~9年後に離婚が促進される。
- (2)子ども数が2人,3人と増えると離婚は抑制される。

先行研究がしめしていた婚前妊娠結婚であることによる離婚促進効果は第一子出産から5~9年の期間で確認され、子ども数による離婚抑制効果も確認された。この結果は記述分析による離婚発生割合の分布や、同居期間別子ども数別離婚者数の分布とも適合的である。

婚前妊娠結婚であることによる離婚促進効果が第一子出産から5~9年の期間でのみ確認されたのはなぜだろうか。これはこの期間に追加出生が起こるかどうかが婚前妊娠結婚による夫婦紐帯が継続するかどうかを決めていることを示唆している。子ども数は2人,3人と増えることで離婚を抑制する。婚前妊娠結婚であっても、ライフコースの中で追加出生が起これば、離婚のリスクは抑制される。一方、この期間に追加出生がない場合、それは結婚初期の夫婦紐帯の弱さや、経済的要因などで追加出生が起こらなかったと考えることができる。すなわち、婚前妊娠結婚が持つ夫婦紐帯の不安程さは、結婚初期のライフコースに影響を与え、結婚中期に離婚という形で顕在化するのだろう。ただし、婚前妊娠結婚であることが、第二子の出産タイミングに影響を与えているという分析も存在する(Uchikoshi and Mogi 2018)ため、追加出生の効果をとらえる際には留意が必要である。

また、本研究では第一子出産をリスク開始時点として定めているため、第一子出産から5~9年の期間というのは、第一子の年齢が5~9歳であることを意味する。この期間内に第一子が就学するため、これが離婚リスクを高めている可能性がある。

本研究は「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)のサーベイデータを利用して婚前妊娠結婚と子ども数が離婚に与える影響を分析した。しかし前述したとおり「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)は年単位で結婚暦、離婚暦、出産暦を把握しているため、婚前妊娠結婚の定義が粗い定義となってしまう。本研究によって粗い定義によっても婚前妊娠結婚が離婚に与える影響が確認できたため、月単位で結婚暦、離婚暦、出産暦を把握したサーベイデータによる分析を今後の課題としたい。

第4章 晩婚型ライフコースに関する分析

—ダブルケアに着目して—

第1節 わが国における高齢化と介護の様相およびダブルケアに関する先行研究

第2節 ダブルケアを行う者の特性と、ダブルケアに陥る要因

第3節 小括

前章では早婚者が持つ離婚リスクについて、婚前妊娠結婚と子ども数の観点から考察を行い、早婚型ライフコースにおける離婚リスクと、その抑制可能性について描画した。本論文で扱う3つの初婚タイミングの区分—早婚者、晩婚者、非婚者—のうち、本章では晩婚者の持つリスクと、晩婚型ライフコースの特性について考察を行う。晩婚者については、第2章において、初婚年齢の多様化の帰結として晩婚者が増加してきたこと、晩婚者のライフイベントのうち最終学校卒業年と第一子出産年という結婚に隣接したライフイベントの生起年齢が1945～1954年出生コーホート以前と1955～1964年出生コーホート以後で異なっていることを指摘した。

では晩婚型ライフコースをとった際に、他の初婚タイミングでのライフコースに比べて大きく異なるリスクは何なのか。近年、晩婚化の進行によって顕在化してきたリスクとして、子育てと介護の同時進行「ダブルケア」が議論されてきている。相馬と山下はこの「ダブルケア」について、主に晩婚化のために、子どもを持った際の親世代の年齢が高齢化したことによって発生した、現代日本において特徴的なケア状態であるという指摘を行っている(相馬・山下 2012)。しかし、ダブルケアを含めた介護の研究は、介護の質、ケアの質に着目したものが多く、その要因分析はあまり行われていない。仮に年齢的な要因以外にダブルケア状態に陥りやすい社会・経済的属性が存在するのならば、「発生している」ダブルケアの質ではなく、ダブルケアが「どのような要因によって発生するのか」を検証することには相応の意義が存在するといえる。

第1節ではマクロ統計を用いて、ダブルケアに従事する人、ダブルケアによってケアされる人がそれぞれどのような人々であるのかを描画する。また相馬らの研究を中心に、ダブルケアに関する先行研究を検討する。第2節では日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の2010年版のデータを用いて、ダブルケア状態に陥っている人々について、その特性を記述し、実証分析によって、ダブルケア状態に陥る要因について考察を行う。第3節では小括として実証分析の結果を用いて、晩婚型ライフコースにおけるダブルケア状態について考察を行う。

第1節 わが国における高齢化と介護の様相およびダブルケアに関する先行研究

1-1 介護に関する先行研究

少子高齢化が劇的な速度で進行している我が国にとって、介護の問題は喫緊の課題である。図1に示したとおり、我が国の人口構造は戦後の2回のベビーブームののち少子化が進んだことによって、大きく高齢化が進んだ形になっている。第一次ベビーブーム世代(1947年~1949年生まれ)、いわゆる団塊の世代はすでに65歳以上になっており、この世代がすべて75歳以上の後期高齢者となる2025年、そして第二次ベビーブーム世代(1971年~1974年生まれ)が65歳以上になる2040年に向けて、介護サービスの整備は急務である。

図2は厚生労働省が実施している「国民生活基礎調査」を利用して、被介護者の所在地別に主たる介護者の続柄の構成割合をまとめたものである。これを確認すると、所在地は同居の59%が最も多く、次いで別居の12%、事業者による介護の13%と続く。続柄を確認すると、被介護者と同居している場合、被介護者の配偶者と子はそれぞれほとんど変わらない割合で主たる介護者となっているが、被介護者と別居している場合、そのほとんどは被介護者の子が主たる介護者となっていることがわかる。

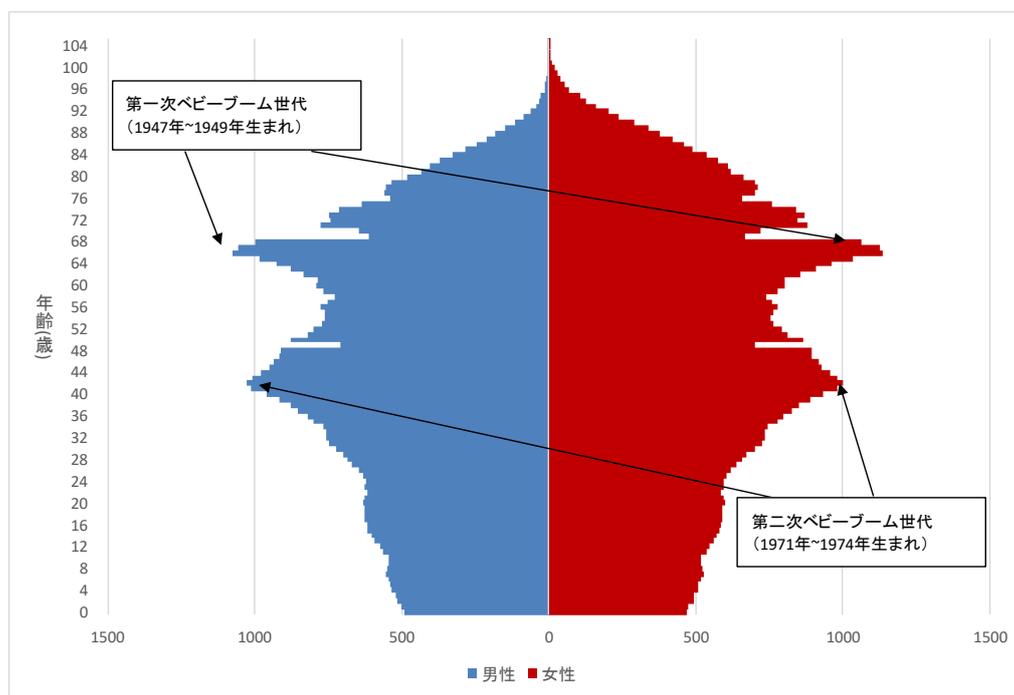


図 4-1 人口ピラミッド(2015年)

出所 国立社会保障・人口問題研究所 「日本の将来推計人口(平成29年推計)」出生中位・死亡中位推計の値より筆者作成

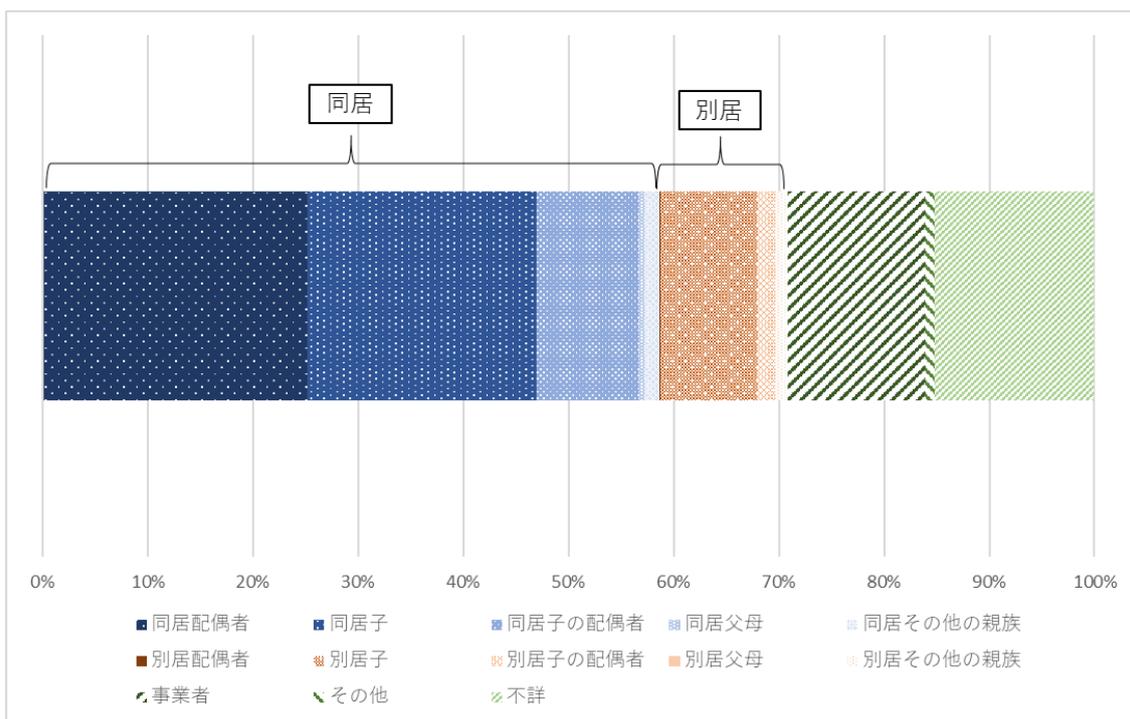


図 4-2 被介護者の所在地別，主たる介護者の続柄の構成割合

出所 厚生労働省『平成 28 年 国民生活基礎調査』第 39 表の数値より筆者作成

国民生活基礎調査では同居家族についてはその続柄別年齢階級別の介護従事者数をとらえている。表 1 は性別，同居家族の年齢階級別続柄別介護従事者数を表したものである。これを見ると，子による介護では性別によって年齢構成に差がないものの，子の配偶者による介護では 40 代において男女に差異がみられる。(男性 40 代：0%，女性 40 代：9.8%) また，子と子の配偶者を合わせた子世代では，男女間に年齢構成の差異は見られない。

図 1，図 2 で見てきた主たる介護者の続柄，年齢の構成について，上野は男性の介護者数が増えてきていることは近年の特徴であるとしている(上野 2013)。また介護の状態については，地域によるサポート・ネットワークが介護の状態をより良好にすること(藤崎 1990) や低い年金受給額のための経済的な問題によって介護サービスの利用率が下がること(丸山 2006)などが実証分析により指摘されている。

また介護状態になるリスク要因については，国内にはほとんど知見が存在しないが，平井らは高齢者に対する追跡調査を行い，要介護認定のリスク要因について検討を加えている。平井らによれば，年齢的な要因以外にも友人と会う頻度が月 1 回未満であることや外出頻度が少ないこと，生活機能が低いことなどが要介護認定のリスク要因として挙げられている(平井・近藤・尾島・村田 2009)。

表 4-1 性別同居家族の年齢階級別続柄別介護従事者数および構成割合

男	続柄						構成割合(%)					
	総数	配偶者	子	子の 配偶者	その他の 親族	(再掲) 子世代	総数	配偶者	子	子の 配偶者	その他の 親族	(再掲) 子世代
29歳以下	104	0	22	0	82	22	100%	0.0%	0.2%	0.0%	17.9%	0.2%
30～39歳	234	0	142	0	91	142	100%	0.0%	1.4%	0.0%	19.8%	1.4%
40～49	1370	30	1320	0	20	1320	100%	0.3%	13.1%	0.0%	4.4%	12.8%
50～59	4253	176	4040	28	9	4068	100%	1.9%	40.0%	15.3%	2.0%	39.5%
60～69	5681	1239	4172	120	149	4292	100%	13.5%	41.3%	65.6%	32.5%	41.7%
70～79	3366	2919	405	24	18	429	100%	31.8%	4.0%	13.1%	3.9%	4.2%
80歳以上	4914	4811	4	11	88	15	100%	52.4%	0.0%	6.0%	19.2%	0.1%
合計	19922	9174	10107	183	459	10290	100%	100%	100%	100%	100%	100%
女	総数	配偶者	子	子の 配偶者	その他の 親族	(再掲) 子世代	総数	配偶者	子	子の 配偶者	その他の 親族	(再掲) 子世代
29歳以下	119	0	15	13	91	28	100%	0.0%	0.1%	0.1%	6.1%	0.1%
30～39歳	573	27	204	193	149	397	100%	0.2%	1.7%	2.0%	10.1%	1.9%
40～49	2726	58	1618	933	118	2551	100%	0.4%	13.9%	9.8%	8.0%	12.0%
50～59	8185	621	3999	3420	145	7419	100%	3.9%	34.3%	35.9%	9.8%	35.0%
60～69	12811	3014	5021	4544	232	9565	100%	18.8%	43.1%	47.7%	15.7%	45.1%
70～79	9723	7970	799	428	526	1227	100%	49.6%	6.9%	4.5%	35.5%	5.8%
80歳以上	4547	4315	6	6	219	12	100%	26.9%	0.1%	0.1%	14.8%	0.1%
合計	38737	16057	11662	9536	1481	21198	100%	100%	100%	100%	100%	100%

出所 厚生労働省『平成28年 国民生活基礎調査』第43表の数値より筆者作成

1-2 ダブルケアに関する先行研究

ダブルケアは相馬と山下が提唱した育児と介護の同時進行の状況を指す言葉であり、晩婚化の進展によって出産年齢の高齢化が進行する中でその増加が予測されている(相馬・山下2012)。相馬らの研究を受けて、内閣府は2015年にインターネット・モニター調査「育児と介護のダブルケアに関するアンケート」を実施し、既存の知見を含めて「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」にまとめた。これによるとダブルケアを行う者の推計人口は2012年時点で男性が85,400に対して女性が167,500と、男性の二倍以上の人数で女性がダブルケアを行っている(図3)。また性別年齢階級別のダブルケアを行う者の割合は、性別によらず、30代～40代の年齢階級にその80%以上が集中していることが指摘されている(図4)。加えて、ダブルケアを行う者の就業形態について、男性は正社員、女性はパートが占める割合が最も多いことが示されている(内閣府2015)。

ダブルケアという言葉が使用され始める以前にも、育児と介護の同時進行による負担についてはいくつかの先行研究が指摘している。Zalは親世代と子世代に挟まれて、両方の世代から同時に経済的援助を求められる世代を「サンドイッチ世代」と称し、その育児と介護の負担の大きさを指摘した(Zal1992)。また大久保は日本においてこのサンドイッチ世代に当てはまる人々に対して調査を行い、援助の内容や質について検討している。大久保によれ

ば、サンドイッチ世代の女性たちは子育てに対する援助をそこまで必要としていないが、介護に対してはその負担を大きく感じる傾向がある(大久保・杉山 2000)。

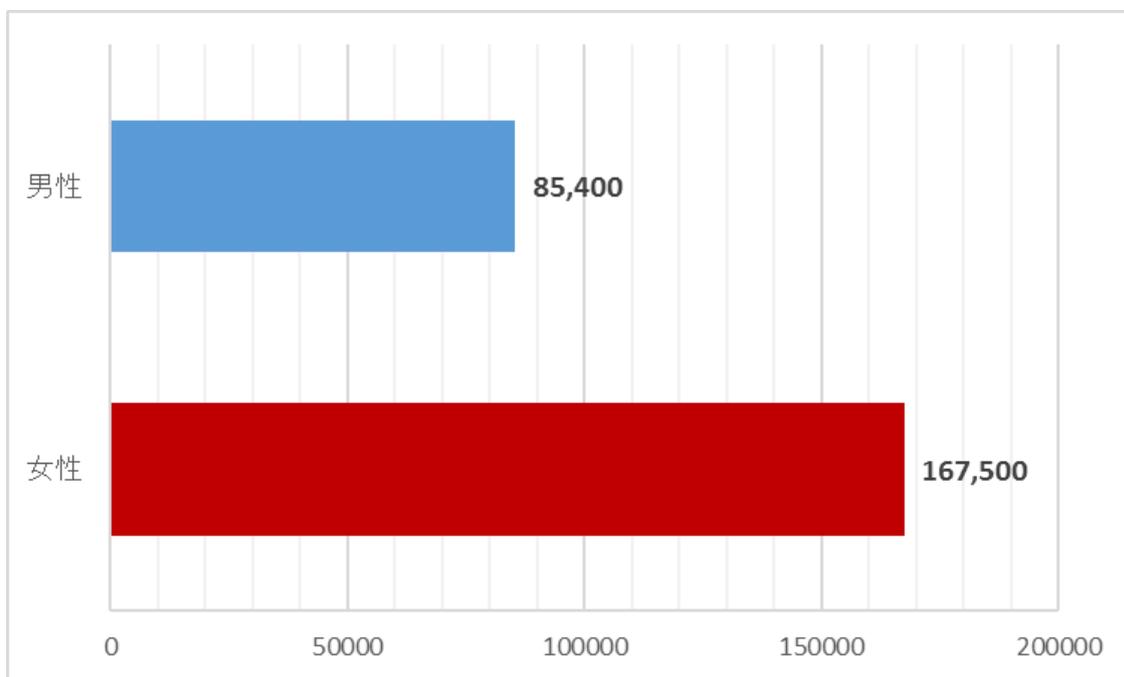


図 4-3 ダブルケアを行う者の推計人口

出典 内閣府「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」 p14

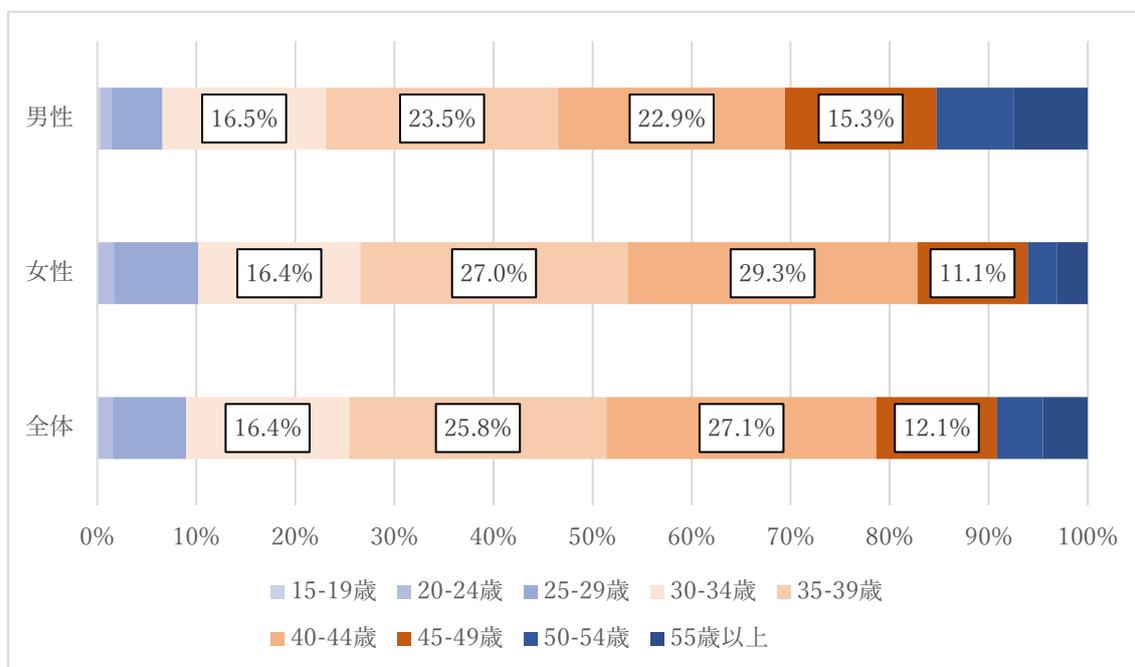


図 4-4 性別年齢階級別に見たダブルケアを行う者の割合

出典 内閣府「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」 p16

第2節 ダブルケアを行う者の特性と、ダブルケアに陥る要因

2-1 データと方法

本分析では、日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の2010年版のデータ(以下、JGSS-2010)を用いる。JGSS-2010は全国を調査対象地域として大阪商業大学JGSS研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトであり、層化二段無作為抽出法によって標本抽出がなされている。調査対象は2010年8月31日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人である。

本分析ではダブルケアを「子育てと介護の同時進行」(相馬 2012)と定め、ダブルケアであるかどうかを、末子年齢と介護が必要な家族がいるかから判別する。これはJGSS-2010がクロスセクション・データであることに依拠する。⁹まず末子年齢については、末子が小学校を卒業する12歳未満である場合に、子育て状態にあると定義した。また介護が必要な家族については、JGSS-2010では「あなたのご家族には、長期にわたる心身の病気・障がいや高齢のためにケアが必要な方はいますか。(あなたと別々に暮らしている方も含めてお答えください)」という質問項目で、いるかないかを調査している。この質問にいと回答した上で、回答者本人が主たる介護者である場合に、介護状態にあると定義した。最後に、子育て状態にも介護状態にもないものをケア状態なしに、子育て状態でありかつ介護状態であるものをダブルケアとし、4値をとるケア状態の変数を作成した。ケア状態の4値それぞれの度数は、ケア対象無し:1823, 子育てのみ:339, 介護のみ:244, ダブルケア43であり、ケース数は2449ケースである。

2-2 記述分析

まずケア状態別の年齢構成を確認する。図4-5、表4-2は年齢階級別にケア状態の構成割合をまとめたものである。これを確認すると、他の年齢階級に比べて30代~40代ではダブルケアの状態にある者が多いことがわかる。介護のみの状態の者はその年齢層では割合が低下するが、年齢階級にかかわらずに分布していることが確認できる。次にケア状態別に本人の年齢階級の割合を見る。図4-6を確認すると、ケア状態なしと介護のみが、子育てのみ

⁹ パネルデータを用いれば、子ども数と介護状態を時変の変数としたイベントヒストリー分析によるモデル化も可能である。しかし出産に比べると介護は発生するリスク期間が非常に長いことから、本分析ではクロスセクション・データを用いた横断的な分析にとどめる。

とダブルケアがそれぞれ類似した構成割合を形成している。これはダブルケア状態への移行がまず子育て期に突入したのちに介護が発生することによっておこることが多いことを示唆している。

ここで、ケア状態がダブルケアであった者がどのような特性を持っているかについて、記述する。ダブルケアであった43人のうち男性は12人(27.9%)、女性は31人(72.1%)であった。この値は内閣府「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」で示されたダブルケアを行う者の男女比に比べると、女性の割合が若干高い。就労経験については29人(67.4%)があり、14人(32.6%)が就労経験がなかった。就労経験があった29人のうち、正規雇用で就労している者は13人(44.8%)であり、臨時雇用で就労している者は8人(18.6%)であった。就労経験がなかった14人のうち、主に家事を行っていたのは13人(92.9%)であった。また、現在配偶者がいると回答したのは40人(93%)であり、3人(7%)は離別していた。子どもの人数が2人である者は29人(67.4%)であり、次いで子どもの人数が1人、3人である者がそれぞれ6人(14%)、4人である者が2人(4.7%)であった。本人学歴は、短大高専卒が18人(41.9%)、高卒以下が17人(39.5%)、大卒以上が8人(18.6%)であった(図4-7)。

表4-3はダブルケア者における夫と妻の職種組み合わせを示している。JGSSでは本人の職種、業種以外に配偶者の職種、業種も質問しており、これを利用して、本人の性別が男性の場合は妻の、女性の場合は夫の職種を把握することが出来る。これによると、ダブルケア者43人のうち専業主婦であったのは20人であり、その20人の職種は多岐にわたっている。専業主婦でなかった23人のうち、離婚して夫がいない女性は3人であり、逆にダブルケアに陥っているもので調査時点で離婚している男性は0人であった。男性の職種は専業主婦の夫と同じく多岐にわたるが、働いている女性(妻)の職種は看護師(看護婦・看護師)をはじめとする保健医療従事者や、総務・企画事務員、会計事務員、販売店員などに集中していることがわかる。

表4-3による業種組み合わせの分析は、実態を細密に示しているものの、専業主婦以外の職種が多岐にわたり傾向を把握しづらい。表4-4はダブルケア者における夫と妻の業種組み合わせを示している。この表によると、夫と妻の業種組み合わせでは、夫製造業・妻医療福祉サービス業、夫製造業・妻専業主婦、夫建設業・妻専業主婦、夫金融・保険業・妻専業主婦の組み合わせがそれぞれ3組存在した。夫の業種で最も多かったのは製造業の9人で、以下建設業とその他サービス業が5人、運輸業と医療・福祉サービス業が4人であった。妻の業種で最も多かったのは専業主婦の20人ではあるが、以下医療・福祉サービス業5人、小売業4人の順で多かった。

ここで行った記述分析は社会階層やその他の要因の影響をコントロールした結果ではない。そこでケア状態を従属変数とした多変量解析を行う。本分析では従属変数が4値をとるカテゴリカル変数であるため、分析には多項ロジスティック回帰分析を使用した。

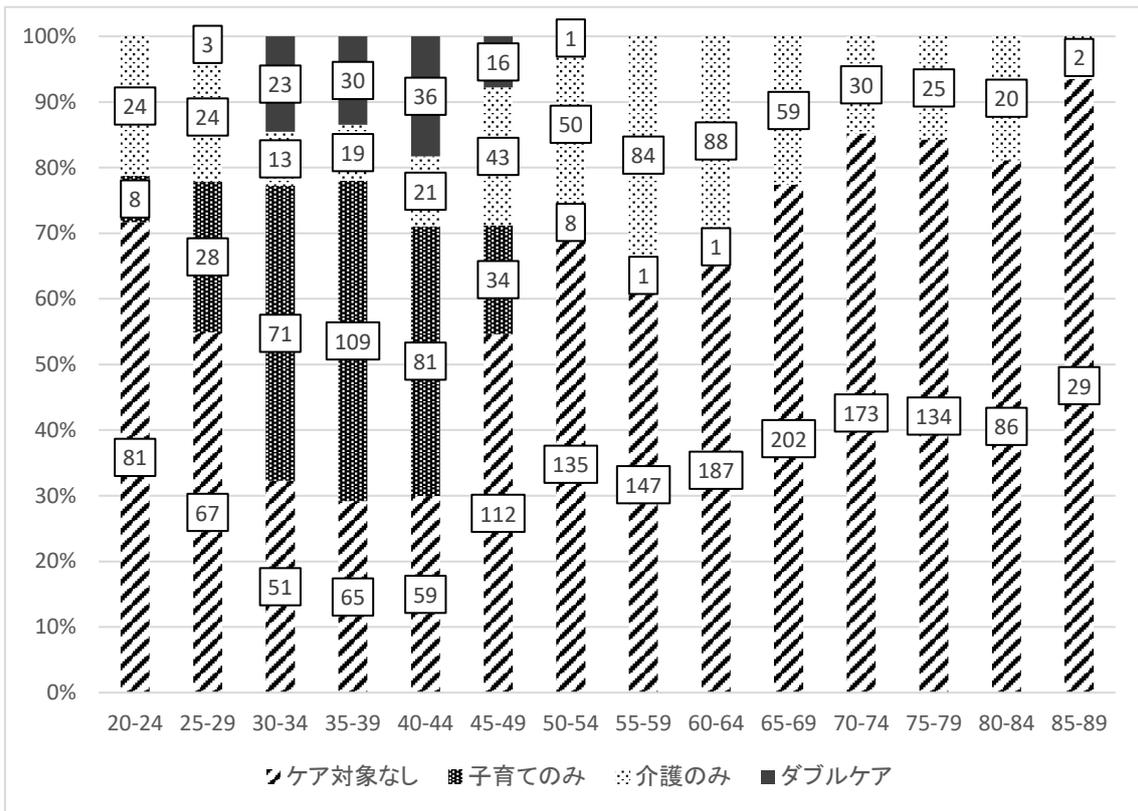


図 4-5 年齢階級別に見たケア状態の構成割合
出所：JGSS2010 データより筆者作成

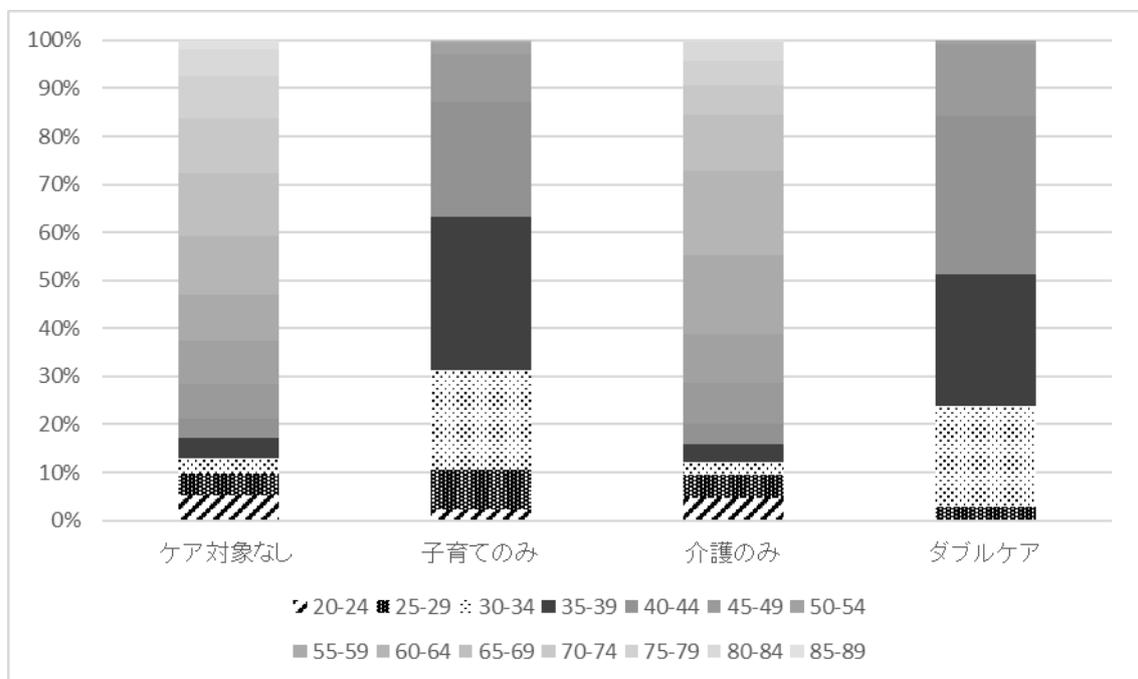


図 4-6 ケア状態別に見た年齢高齢割合
出所：JGSS2010 データより筆者作成

表4-2 年齢階級別ケア状態別件数と構成割合

ケア状態	年齢階級														
	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	
ケア対象なし	81	67	51	65	59	112	135	147	187	202	173	134	86	29	
子育てのみ	8	28	71	109	81	34	8	1	1	0	0	0	0	0	
介護のみ	24	24	13	19	21	43	50	84	88	59	30	25	20	2	
ダブルケア	0	3	23	30	36	16	1	0	0	0	0	0	0	0	
合計	113	122	158	223	197	205	194	232	276	261	203	159	106	31	
構成割合 (%)	71.7%	54.9%	32.3%	29.1%	29.9%	54.6%	69.6%	63.4%	67.8%	77.4%	85.2%	84.3%	81.1%	93.5%	
	7.1%	23.0%	44.9%	48.9%	41.1%	16.6%	4.1%	0.4%	0.4%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	
	21.2%	19.7%	8.2%	8.5%	10.7%	21.0%	25.8%	36.2%	31.9%	22.6%	14.8%	15.7%	18.9%	6.5%	
	0.0%	2.5%	14.6%	13.5%	18.3%	7.8%	0.5%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	
合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	

出所：JGSS2010データより筆者作成

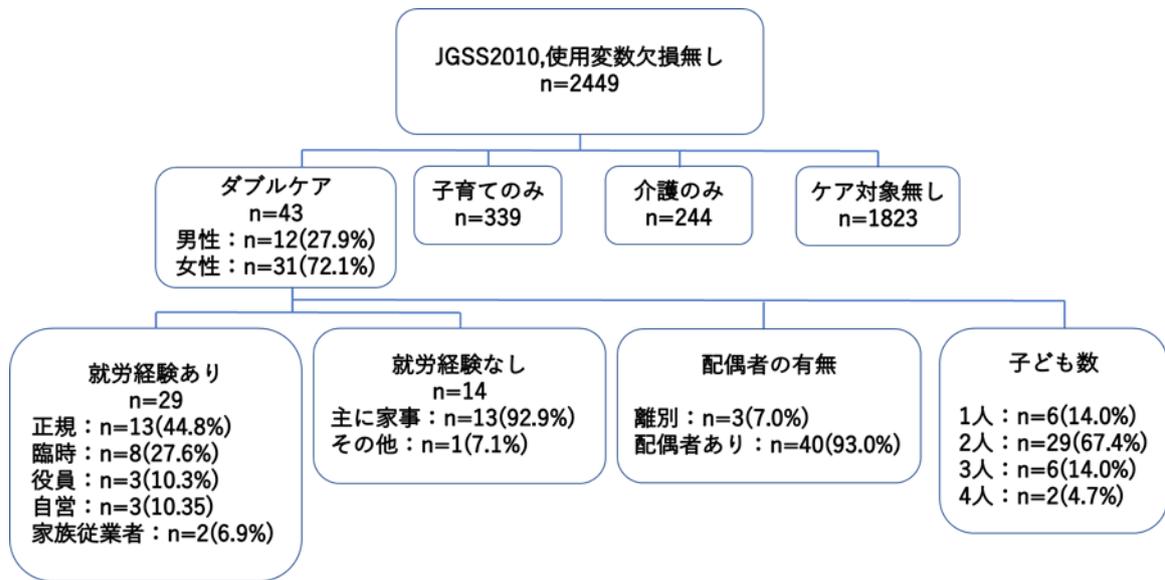


図 4-7 ダブルケアを行う者の特性
出所：JGSS2010 データより筆者作成

表4-4-3 ダブルケア者における夫と妻の職種組み合わせ

夫	妻	夫組	妻	妻組	組
離婚		1	スーパードレジスター係員、キャッシャー	1	離婚
外交員（保険、不動産を除く）		1	その他の技能工・生産工程作業者	1	自衛官
一般機械組立工・修理工		1	その他の保健医療従事者	1	営業・販売事業員
自動車組立工・整備工		1	その他の保健医療従事者	1	会社役員
営業・販売事務員		1	飲食店主	1	小売店主
製紙工、紙器製造工、パルプ・紙・紙製品製造作業者		1	化学製品製造作業者	1	その他の保健医療従事者
味噌・醤油・缶詰食品・乳製品製造工、飲食料品製造作業者		1	家政婦、家事サービス職業従事者	1	電気・機械・科学技術者
その他の保健医療従事者		1	会計事務員	1	電車・機関車運転士
会計事務員		1	会計事務員	1	美容師、美容師
大工		1	会計事務員	1	会計事務員
離婚		1	看護師（看護婦・看護師）	1	会社役員
写真家・カメラマン		1	受付・案内事務員	1	外交員（保険、不動産を除く）
大工		1	小学校教員	1	現場監督、その他の建設作業者
その他の保健医療従事者		1	倉庫夫、仲仕	1	自動車運転者
会社・団体等の管理職員		1	総務・企画事務員	1	自動車組立工・整備工
情報処理技術者		1	総務・企画事務員	1	情報処理技術者
農耕・養蚕作業者		1	総務・企画事務員	1	電気機械器具組立工・修理工
一般機械組立工・修理工		1	販売店員	1	販売店員
汽かん士、汽かん火夫		1	販売店員	1	保険代理人・外交員
郵便・電報外務員		1	販売店員	1	不明
総務・企画事務員		1	幼稚園教員	1	不明
		1		1	合計
					43

出所：JGSS2010データより筆者作成

表4-4 ダブルケア者における夫と妻の業種組み合わせ

夫	妻	妻	夫	妻	組
医療福祉サービス業	医療福祉サービス業	医療福祉サービス業	農業	農業	1
製造業	医療福祉サービス業	医療福祉サービス業	建設業	教育・研究サービス業	1
離婚	医療福祉サービス業	医療福祉サービス業	その他サービス業	教育・研究サービス業	1
小売業	飲食業	飲食業	法律・会計サービス業	教育・研究サービス業	1
公務	飲食業	飲食業	医療・福祉サービス業	専業主婦	1
医療・福祉サービス業	運輸業	運輸業	運輸業	専業主婦	1
製造業	運輸業	運輸業	小売業	専業主婦	2
運輸業	建設業	建設業	製造業	専業主婦	3
建設業	建設業	建設業	その他サービス業	専業主婦	2
その他サービス業	建設業	建設業	医療福祉サービス業	専業主婦	1
電気・ガス・熱供給・水道業	建設業	建設業	運輸業	専業主婦	2
その他のサービス業	小売業	小売業	建設業	専業主婦	3
情報・通信サービス業	小売業	小売業	金融・保険業	専業主婦	3
離婚	小売業	小売業	情報・通信サービス業	専業主婦	1
製造業	製造業	製造業	不明	専業主婦	1
製造業	その他サービス業	その他サービス業		合計	43

出所：JGSS2010データより筆者作成

2-3 多項ロジスティック回帰分析によるダブルケアの規定要因分析

2-3-1 使用する変数と分析手法

本分析には、多項ロジスティック回帰分析を用いる(三輪・林 2014)。多項ロジスティック回帰分析は、3 値以上の値をとるカテゴリカル変数に関する確率のオッズ、そしてロジットを従属変数とする回帰分析である。本分析で扱う従属変数であるケア状態は、ケア無し、子育てのみ、介護のみ、ダブルケアの 4 値を取るため、多項ロジスティック回帰分析のモデルは以下のように表され、これらの式が同時に推定される。

$$\log_e \left(\frac{p_A}{p_D} \right) = b_{0A} + b_{1A}x_1 + b_{2A}x_2 + \dots + b_{kA}x_k$$

$$\log_e \left(\frac{p_B}{p_D} \right) = b_{0B} + b_{1B}x_1 + b_{2B}x_2 + \dots + b_{kB}x_k$$

$$\log_e \left(\frac{p_C}{p_D} \right) = b_{0C} + b_{1C}x_1 + b_{2C}x_2 + \dots + b_{kC}x_k$$

ここで、 p_A, p_B, p_C, p_D は、それぞれカテゴリ A, B, C, D が生じる確率を意味しており、カテゴリ D が基準カテゴリである。またモデルのパラメーターは最尤法によって推定される。また分析ソフトは IBM 社の SPSS Statistics 25 を利用した。

前述したとおり、本分析で扱う従属変数は、ケア対象なし、子育てのみ、介護のみ、ダブルケアの 4 値をとるカテゴリカル変数である。本分析ではデータセットが保持しているケースから未婚者を除いたケースを分析に用いる。またコントロール変数として、社会・経済的要因である、本人の学歴（高卒以下、短大・高専卒、大卒以上）、本人の就労形態（経営者・役員、正規雇用、臨時・派遣、自営業主、家族従業者、無職、主として家事）を投入した。加えて、地域のサポートを表す変数として近所の人々はお互いを機にかけているか、近所の人々は困っていたら手助けしてくれるかを投入した¹⁰。これに性別と年齢を投入したモデルを推定する。分析に用いる変数の記述統計は以下の表 4-5 である。

¹⁰ JGSS-2010 では家から 1 キロ（徒歩 15 分程度）以内の近隣の状況について、近所の人々は自分が困っていたら手助けをしてくれるか、およびお互いを気にかけているかどうかを 5 件法(よくあてはまる、あてはまる、どちらともいえない、あてはまらない、まったくあてはまらない)で調査している。本分析ではこれらを連続変数として投入した。

表4-5 使用する変数の記述統計量

性別	男性	47.6
	女性	52.4
本人年齢		53.6
本人学歴	高卒以下	58.4
	短大高専	16.8
	大卒以上	24.7
就労状況	経営者・役員	3.6
	正規雇用	26.7
	臨時・派遣	16.2
	自営業主	8.6
	家族従業者	3.5
	無職	21.9
	主として家事	19.6
近隣状況	お互いに気にかける	2.52
	困ったときに手助けしてくれる	2.71
N=		2449

注) 数値はパーセント。ただし本人年齢と近隣状況については平均値。

2-3-2 分析結果

表 4-6 が多項ロジスティック回帰分析を用いたケア状態に関する推定結果である。Model1 を見ると、性別、本人年齢、就労状況のうち無職、主として家事、近隣状況の「お互いを気にかける」、「困ったときに手助けしてくれる」の係数がそれぞれ有為な効果を持っていることがわかる。就労状況が無職であるとケア対象なしよりも子育てのみになりやすく、主として家事であるとケア対象なしよりも子育てのみになりやすいことがこのモデルからいえる。また近隣状況の変数はお互いを気にかけるかどうかの変数は負の効果を持ち、困ったときに手助けをしてもらえるかどうかの変数は正の効果を持った。これは子育てのみを行っている場合に、近隣住民の手助けは有用なものとしてとらえられ、他方他の近隣住民に気を遣う余裕がなくなることを示唆している。

続いて Model2 を見るとすべての変数の係数が有為な効果を持たなかった。これは記述分析で確認した際にケア状態なしと介護のみの年齢構成割合がほとんど同じだったことに起因している可能性がある。

最後に Model3 を見ると、本人年齢、本人学歴のうち短大高専卒、就労状況のうち経営者・役員、主として家事の係数がそれぞれ有為な効果を持っていることが示されている。本人年齢が高いほどダブルケア状態になりづらくなることは、先行研究及び記述分析の結果と合致する。学歴が短大高専卒であると、大卒以上に比べて、ケア対象なしよりもダブルケア状態になりやすいことがこのモデルからいえる。これは 2010 年時点における 30 代~40 代に短大高専卒が多いことが影響している可能性がある。また経営者・役員と主として家事はどちらも正規雇用と比べて、ケア対象なしよりもダブルケア状態になりやすいことが示されている。これは安定した経済的基盤と比較的自由になりやすい時間がダブルケア状態になるために効果を持っている可能性を示唆している。また統計的に有意な効果は持たないものの、性別の係数の符号はマイナスであり、男性であることがダブルケア状態になりづらくなる＝女性であることがケア状態なしよりもダブルケア状態になりやすいことを示しており、この結果は先行研究の指摘と合致する。

多項ロジスティック回帰分析では推定された係数の差をとるとによって、直接比較されていないカテゴリー間の係数を計算することが出来る。¹¹子育てのみとダブルケアを比較した場合、本人年齢の効果は 0.02 となり $(-0.08 - (-0.10)) = 0.02$ 、年齢が高い場合子育てのみよりもダブルケア状態になりやすいことが示される。

¹¹ 前述した多項ロジスティック回帰分析のモデル式の差を取ると

$$\log_e \left(\frac{p_A}{p_D} \right) - \log_e \left(\frac{p_B}{p_D} \right) = (b_{0A} + b_{1A}x_1 + \dots + b_{kA}x_k) - (b_{0B} + b_{1B}x_1 + \dots + b_{kB}x_k)$$

$$\log_e \left(\frac{p_A}{p_D} \times \frac{p_D}{p_B} \right) = b_{0A} - b_{0B} + (b_{1A} - b_{1B})x_1 + \dots + (b_{kA} - b_{kB})x_k$$

$$\log_e \left(\frac{p_A}{p_B} \right) = b_{0A} - b_{0B} + (b_{1A} - b_{1B})x_1 + \dots + (b_{kA} - b_{kB})x_k$$

表4-6 ケア状態に対する多項ロジスティック回帰分析結果

	Model1 子育てのみVS ケア対象なし			Model2 介護のみVS ケア対象なし		Model3 ダブルケアVS ケア対象なし		
	係数		標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
性別	0.40	**	0.17	-0.20	0.18	-0.32	0.42	
本人年齢	-0.10	***	0.01	0.01	0.01	-0.08	***	0.01
本人学歴								
高卒以下	0.09		0.16	0.17	0.15	0.10	0.44	
短大高専	-0.04		0.20	0.12	0.21	1.01	**	0.45
(大卒以上)	0.00		-	0.00	-	0.00	-	
就労状況								
経営者・役員	0.40		0.36	0.52	0.37	1.54	**	0.69
(正規雇用)	0.00		-	0.00	-	0.00	-	
臨時・派遣	-0.11		0.20	0.17	0.24	0.09	0.49	
自営業主	0.01		0.29	-0.01	0.31	0.78	0.68	
家族従業者	-0.54		0.43	-0.24	0.47	0.67	0.79	
無職	-3.31	***	0.60	0.20	0.24	-1.67	1.05	
主として家事	0.82	***	0.22	0.37	0.25	1.20	**	0.47
近隣状況								
お互いに気にかける	-0.35	***	0.11	0.03	0.11	0.12	0.26	
困ったときに手助けしてくれる	0.37	***	0.11	-0.05	0.11	-0.05	0.26	
cons	2.45	***	0.34	-2.62	***	0.37	-0.67	0.84
N	2449							
-2loglikelihood	3027.64							

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 多項ロジスティック回帰による推計。 () はレファレンスカテゴリをあらわす。

第3節 小括

本章では、子育てと介護を同時に行うダブルケア状態の人々が、どのような人々であるかを記述し、ダブルケア状態に陥っている人々が、どのような要因によってその状態に陥ったのかを明らかにすることを目的とした。

以上の結果からケア状態に関して以下の点が指摘できる。

- (1) 年齢が低い場合、ケア対象無しよりも子育てのみになりやすい。
- (2) 近隣状況は、困ったときに手助けしてくれるすなわち地域によるサポートが見込める場合に、ケア対象無しよりも子育てのみになりやすい。
- (3) 年齢が低い場合、ケア対象無しよりもダブルケア状態になりやすい。
- (4) 近隣状況はダブルケアに対しては有意な効果を持たない。
- (5) 年齢が高い場合、子育てなしよりもダブルケア状態になりやすい。年齢の効果についてはおおむね先行研究の結果が支持されたが、近隣状況の効果については、介護およびダブルケアに与える影響という点では確認することが出来なかった。

多項ロジスティック回帰分析の係数から、各ケア状態は本人年齢によって、子育てのみ<ダブルケア<ケア対象なし<介護のみ、の順に年齢が高くなることが確認できる。これは記述分析や先行研究が示した年齢構成と合致しており、社会・経済的要因をコントロールしたとしても、有意な効果を持っていた。さらに記述分析の段階で子育てのみの年齢構成とダブルケアの年齢構成が類似した分布を持っていたことから、ダブルケア状態については子育てを行っている時期に介護が発生することによって起こることが多いことが推察される。また就労状況が経営者・役員である場合、ケア対象なしよりもダブルケア状態になりやすいという分析結果は、時間や金銭に余裕がある場合に、ダブルケア状態を選択しやすい可能性を示唆している。加えて近隣状況が効果を持つのは子育てのみに対してだけであり、介護のみ、またはダブルケア状態に対しては効果を持っていなかった。

JGSS-2010 では介護が必要な家族がいるか、および回答者が主たる介護者かを調査しているが、介護が必要な家族と本人の続柄に関しては調査していない。このため国民生活基礎調査で示された続柄による差異については本分析では検証しきれていない。また介護については、夫の親の介護が原因で結婚をせずに未婚を選択するような事象が先行研究によって確認されており(彭・佐藤・武藤 1999)、既婚未婚の別によって推定結果にバイアスがかかっている可能性もある。

第5章 非婚型ライフコースに関する分析

—多様化する非婚者—

第1節 わが国における非婚化の進展状況と未婚化・晩婚化

第2節 非婚者の特性と非婚の要因分析

第3節 小括

第3章では早婚型ライフコース、第4章では晩婚型ライフコースの特性をそれに伴うリスクの視点からそれぞれ考察した。本章では初婚タイミングの3類型のうち、非婚者について考察を行う。わが国における未婚化・晩婚化問題は新たなステージへと進行しつつある。2015年の50歳時未婚割合(以下生涯未婚率)¹²は男性で23.4%、女性で14.1%と未婚化・晩婚化社会の帰結としての非婚化社会がいよいよ現実として現れるようになってきた。第2章で行った分析の結果、非婚者については最終学歴によらずに一定数存在し、その割合は最近の出生コホートにおいて増加していることが示されており、また初職の雇用形態が非正規雇用である割合が男女ともに高いことが確認されていた。

そもそも未婚化という単語は「未だ結婚しないがいずれ結婚する」という状態を、晩婚化という単語は「未婚化の結果、結婚が遅れている」という状態をそれぞれ表しており、そこには共通して「いずれは結婚する」という期待が込められていた。しかし前述した通り50歳時の未婚率は非常に高い水準を示すようになり、50歳以降に結婚する件数が非常に少ないことから、もはや「いずれ結婚する」という見立ては通らず、「結婚しない」という選択をとる人々が増えた社会、すなわち非婚化社会に突入してきているといえる。

しかしそのような状況の中で、非婚がなぜ起こるのかということについてはあくまで未婚化の分析の文脈の中でのみ語られ、非婚化それ自体の要因を分析した研究はほとんど行われていない。これは非婚をとらえるためには観察対象が50歳以上にならないためには、サーベイを行ってもサンプルが少なく非婚をとらえきれないことが一つの要因である。そこで本章ではJGSS(日本版総合社会調査)のJGSS2000, JGSS2001, JGSS2002, JGSS2003, JGSS2005, JGSS2006, JGSS2008, JGSS2010, JGSS2012をプールすることで50歳以上かつ配偶関係がとらえられる大規模データを作成し、非婚化社会をとりまく環境を記述し、その要因について一定の示唆を与えることを目標とする。

第1節ではマクロ統計を用いて非婚化の進展状況を概観し、未婚化・晩婚化の要因分析の先行研究について検討する。第2節では上述したJGSSのプールデータを用いて非婚者の特性を記述し、非婚を引き起こす要因についてロジスティック回帰分析を用いた実証分析

¹² 生涯未婚率は、45~49歳の年齢別未婚率と50~54歳の年齢別未婚率の平均値である。

を行う。第3節では小括として、実証分析の結果を用いて、非婚型ライフコースについてその特性の考察を行う。

第1節 わが国における非婚化の進展状況と未婚化・晩婚化

1-1 非婚化の進展状況

第1章でも確認したが、改めてわが国の未婚化、晩婚化、非婚化についてマクロ的な趨勢を確認する。図1は性別の50歳時未婚割合（生涯未婚率）を表している。これによると、男性の50歳時未婚割合は1980年から上昇し始め、1980年の時点で2.6%であった50歳時未婚割合は2015年には23.4%へと急激に上昇していることがわかる。また女性の50歳時未婚割合についても1950年の時点で1.4%であった50歳時未婚割合が1970年に3.3%に上昇したのち、1990年に4.3%、2015年には14.1%と急激に上昇していることが確認できる。

非婚をとらえた調査としては国立・社会保障人口問題研究所が行っている『出生動向基本調査』があげられる。『出生動向基本調査』では結婚している夫婦と独身者それぞれに別の調査を行っており、このうち独身者の調査で非婚に関する状況をとらえることが出来ている。『出生動向基本調査』によると1987年の第9回調査時に生涯の結婚意思について「一生結婚するつもりはない」と答えた割合は男性で4.5%、女性で4.6%であり、その後横ばいの状態が続いたが、2005年の第13回調査から微増しはじめ、2015年の第15回調査では男性で12.0%、女性で8.0%と増加傾向にある（表1）。この「一生結婚するつもりはない」と答えた人に対して、これまでに「いずれ結婚するつもりがある」と思った経験の有無を聞いた設問では、男性の41.4%、女性の50.7%が「ある」と答えており、今後結婚の意思が変わる可能性があるかを尋ねた設問では、「ある」と回答した割合は男性で44.1%、女性で50.7%であった（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。

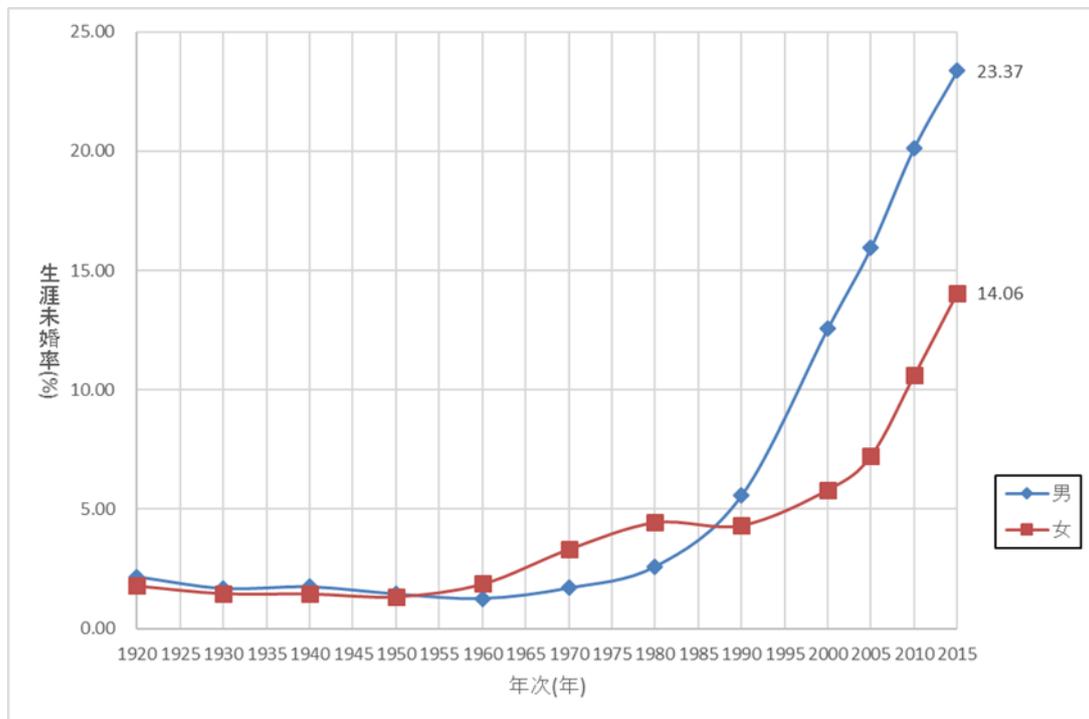


図 5-1 性別 50 歳時未婚割合(生涯未婚率)

出所 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 2018』第 6-23 表の数値より作図。

表5-1 出生動向基本調査の調査別に見た、未婚者の生涯の結婚意思

生涯の結婚意思		第9回調査 1987年	第10回調査 1992年	第11回調査 1997年	第12回調査 2002年	第13回調査 2005年	第14回調査 2010年	第15回調査 2015年
【男性】	いずれ結婚するつもり	91.8%	90.0%	85.9%	87.0%	87.0%	86.3%	85.7%
	一生結婚するつもりはない	4.5%	4.9%	6.3%	5.4%	7.1%	9.4%	12.0%
	不詳	3.7%	5.1%	7.8%	7.7%	5.9%	4.3%	2.3%
	総数(18~34歳)	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	客体数	3299	4215	3982	3897	3139	3667	2705
【女性】	いずれ結婚するつもり	92.9%	90.2%	89.1%	88.3%	90.0%	89.4%	89.3%
	一生結婚するつもりはない	4.6%	5.2%	4.9%	5.0%	5.6%	6.8%	8.0%
	不詳	2.5%	4.2%	6.0%	6.7%	4.3%	3.8%	2.7%
	総数(18~34歳)	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
	客体数	3299	4215	3982	3897	3139	3667	2705

出所 国立社会保障・人口問題研究所「第 15 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要」 p. 13

1-2 未婚化・晩婚化に関する先行研究

1-1 で確認された 50 歳時未婚割合の急激な上昇は、この時期にわが国において急激に未婚化・晩婚化が進行したことを示唆しており、それらの要因については第 1 章や第 2 章で議論してきた。非婚化そのものに対する研究に比べて、「全体的な」未婚化・晩婚化の進展が何によってたらされているかという点については、非婚化そのものに対する研究に比べて、先行研究の蓄積が多い。ここで改めて、未婚化・晩婚化に関する先行研究をレビューし、非婚化の様相をとらえるための示唆としたい。Oppenheimer は「メイトサーチ仮説」を提唱して女性の結婚行動を説明した。Oppenheimer によれば、配偶者を探すにあたって、その探索期間が長くなればなるほど費用がかかるため、女性が高い経済力を得れば得るほど、配偶者を探す期間を延長し、結婚のタイミングを遅くすることができる。この仮説に従えば、高い経済力をもつ女性は、配偶者を探す期間が長くなるため晩婚になりやすくなるが、結婚自体は行うことができる(Oppenheimer 1988)。

日本については、1970 年代以降の未婚化や晩婚化について、安藏は女性の高学歴化や女子就業の拡大などの女性のライフコースの多様化を未婚化の要因として提示している(安藏 2008)。さらに加藤は未婚化をもたらした主要因を、マクロ経済成長の低下にともなう階層格差の拡大と個人主義イデオロギーの普及による共同体的結婚システムの弱体化であると指摘している(加藤 2011)。加藤は男性の未婚化が女性の未婚化に先行して発生したことに着目し、女性の未婚化の主要因を女性の側から見た結婚相手の選択可能性の低下、すなわち経済的に結婚可能な男性の人口規模の減少であるとしている(加藤 2004)。

また Raymo は女性の社会進出の進行と高学歴化に伴い、上方婚指向の女性に対する結婚市場が相対的に縮小し、これが結果的に未婚率の上昇を引き起こしているとする「結婚市場におけるミスマッチング仮説」を日本の結婚市場において実証し、未婚率上昇の原因として、女性の社会進出の進行と高学歴化による結婚市場のミスマッチを指摘した(Raymo and Iwasawa 2005)。

加えて結婚の形態に関して、戦後から現代に至るまでの間に、いわゆる見合い結婚の数が減少し、職縁、学縁、友縁結婚の数が相対的に増加したことが未婚率を引き上げたとする分析もある(岩澤・三田 2005)。これは加藤のいう共同体的結婚システムの弱体化が女性の未婚化を引き起こしているということである。

以上の先行研究からわかる通り、未婚化・晩婚化の分析においては、本人の学歴および就業形態、雇用形態等の個人の社会・経済的な特性がその要因として挙げられているものが多い。本章ではそれらの社会・経済的な特性に着目して以後分析を進める。

第2節 非婚者の特性と非婚の要因分析

2-1 データと方法

本分析では日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys: JGSS)の2000年版(以下JGSS2000),2001年版(以下JGSS2001),2002年版(以下JGSS2002),2005年版(以下JGSS2005),2006年版(以下JGSS2006),2008年版(以下JGSS2008),2010年版(以下JGSS2010),2012年版(以下JGSS2012)をプールして用いる。JGSSは全国を調査対象地域として大阪商業大学JGSS研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトであり、層化二段無作為抽出法によって標本抽出がなされている。調査対象は表2の時点で満20歳以上89歳以下の男女個人である。

本分析はこれらのデータを利用して非婚者の特性を検討し、非婚化社会をとりまく環境を記述することで、その要因について一定の示唆を与えることを目標としている。第1節で検討した国立社会保障・人口問題研究所の『出生動向基本調査』では、独身者に限定したサンプルに対して将来の結婚見通しを質問することで、非婚者を算出していた。横断的な調査で非婚者をとらえる上で最も合理的な手法の一つであると考えられる。しかし本分析で用いるJGSSにはどの年度にも独身者、未婚者に対して将来の結婚見通しに関する設問は存在しない。そのため、本データを用いて分析を行うためには非婚者をとらえる方法を検討する必要がある。非婚者になる可能性がある個人は、少なくとも未婚者でなくてはならない。JGSSでは調査年度によって選択肢に差があるものの、すべての調査年度において結婚状況を尋ねている。この設問によって把握される未婚者には、今後結婚することによって既婚者になる可能性があるものと、今後も未婚状態でありつづけて、非婚者となる可能性があるものが混在している。このように横断的な調査における結婚状況の設問では、未婚者の中にいずれ結婚する者と、生涯結婚しない者が混在するため、従来の研究では非婚者に限定することなく、未婚者の分析を行うことで、その様相を検討している。

本分析では非婚をとらえるために対象者を50歳以上に限定する。50歳という年齢は、これまで生涯未婚率と呼ばれてきた「50歳時未婚者割合」を算出する際の基準となる年齢であり、人口学において非婚を規定する一つの基準である。50歳以上に限定した上で結婚状況について未婚と回答した場合に非婚状態に、それ以外の状態(現在、配偶者がいる・離別・死別・離婚を前提に別居中、同棲中)については結婚経験ありとし、二値をとる結婚状態の変数を作成した。表3はこのようにして50歳以上に限定した各データセットにおける結婚状態に関する変数の度数とその構成割合を表したものである。また本データはプールデー

タであるため本人年齢について同じ値をとっていても生年が異なることがある。¹³このため本分析では生年から出生コーホートの変数を作成し、これを投入している。

表5-2 使用する調査名，調査時点および変数名

調査名	調査時点	変数名		
		三世代同居親	初職の企業規模	15歳の頃の世帯収入のレベル
JGSS2000	2000年6月25日	○	○	○
JGSS2001	2001年9月1日	○	○	○
JGSS2002	2002年9月1日	○	○	○
JGSS2003	2003年9月1日	留置A	×	留置A
JGSS2005	2005年9月1日	○	○	○
JGSS2006	2006年9月1日	留置B	○	○
JGSS2008	2008年8月31日	留置A	○	○
JGSS2010	2009年12月31日	留置A	○	○
JGSS2012	2011年12月31日	○	○	○

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

表5-3 調査回別結婚状態および構成割合

調査名	結婚経験(件)			構成割合(%)		
	合計	結婚経験あり	未婚	合計	結婚経験あり	未婚
JGSS2000	1589	1552	37	100.0%	97.7%	2.3%
JGSS2001	1605	1555	50	100.0%	96.9%	3.1%
JGSS2002	1682	1639	43	100.0%	97.4%	2.6%
JGSS2003	2184	2110	74	100.0%	96.6%	3.4%
JGSS2005	1205	1162	43	100.0%	96.4%	3.6%
JGSS2006	2471	2389	82	100.0%	96.7%	3.3%
JGSS2008	2434	2350	84	100.0%	96.5%	3.5%
JGSS2010	2880	2759	121	100.0%	95.8%	4.2%
JGSS2012	2703	2594	109	100.0%	96.0%	4.0%
合計	18753	18110	643	100.0%	96.6%	3.4%

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

¹³ 例えば同じ 50 歳でも JGSS2012 における 1961 年生まれの 50 歳と、JGSS2000 における 1950 年生まれの 50 歳が同じデータセット内に混在することになる。

2-2 記述的分析

作成したデータセット内における出生コーホート別の結婚状態を確認する。図 5-2 は出生コーホート別に結婚状態の構成割合をまとめたものである。これを確認すると、男性については出生コーホートの年代が上昇するにしたがって非婚の割合は増加しており、特に 1940 年～1944 年出生コーホート以降急激に増加していることがわかる。また女性についてはほぼ横ばい状態となっている。加えて女性の非婚の割合の変化が少ないために 1940 年～1944 年出生コーホートを境に男性と女性の非婚の割合が逆転している。1940 年～1944 年出生コーホートは 50 歳時に 1990 年～1994 年になっており、これは第 1 節で提示した図 5-1 で生涯未婚率の男女の値が逆転した時期とほぼ一致している。

次に、図 5-2 で示されている非婚者の割合について特性別に検討していく。図 5-3 は男性における学歴カテゴリー内の非婚者の割合を示したものである。これを確認すると、高卒以下・短大高専卒の学歴カテゴリーに対して、大卒以上の学歴カテゴリーでは、1945～1949 年出生コーホートより後で非婚者割合が低くなっていることが確認できる。1950～1954 年出生コーホートでは、男性全体の非婚者割合が 8.7%であるのに対して、大卒以上の学歴カテゴリーでは 5.1%と、3.6 ポイントほどの差が生じている。図 5-4 は女性について図 5-3 と同じく学歴カテゴリー内の非婚者の割合を示したものであるが、女性については、男性で見られたような傾向を確認することはできなかった。¹⁴

初職の企業規模についても、性別にカテゴリー内の非婚者の割合を確認する。図 5-5 は男性における初職の企業規模別にみた非婚者の割合である。学歴と同様に、1945～1949 年出生コーホート以後、初職の企業規模が官公庁であった場合に、非婚の割合が低くなっている。女性についても確認する。女性は、就労経験なしも含めた 4 カテゴリーで非婚者の割合を見る。女性においても学歴と同様に、カテゴリー間の非婚者の割合に特徴は見いだせないが、初職の企業規模が就労経験なしであった場合、1950～1954 年出生コーホートまでは非婚者の割合が増加していた(図 5-6)。

図 5-7 は男性における本人年収別の非婚者の割合を表している。本人年収については、本データセットには 50 歳以上の人々しか含まれていないため、65 歳以上の定年退職後の人々が多くデータに存在することに留意しなければならない。その上で図 5-7 を確認すると、1945～1949 年出生コーホート以後で、年収 250～550 万円のカテゴリーにおける非婚者割合が増加していることが確認できる。1945～1949 年出生コーホートは、最も若いもので 51 歳、最も高齢なもので 66 歳であり、前述した定年退職の影響が大きくない。図 5-8 は女性について同じく本人年収別の非婚者割合を示したものであるが、女性については、男性のような特徴は見られない。1935～1939 年出生コーホート以前において若干年収 130 万円以下のカ

¹⁴ 図 5-4 における 1925～1929 年出生コーホートの短大・高専卒は該当ケースが 3 件であり、うち 3 件ともが非婚（非婚割合 100%）であった。

テゴリーにおける非婚者割合が高くなっているが、これは前述した定年退職の影響が大きいと考えられる。

図 5-9 は男性における三世帯同居への賛成反対別の非婚者の割合を表している。男性については、どの出生コーホートにおいても非婚者の割合は三世帯同居への賛成反対では変化がないことが示されている。これに対して図 5-10 は女性について同様に三世帯同居への賛成反対別に非婚者割合を表したものであるが、こちらは 1935~1939 年出生コーホート以後、三世帯同居が望ましいと回答したグループの非婚者割合が高くなっている。

次にこの結婚状態の変数を従属変数とした多変量解析を行い、出生コーホート以外の社会・経済的な要因の影響をコントロールする。本分析では従属変数が二値をとるカテゴリカル変数であるため、分析には二項ロジスティック回帰分析を使用した。

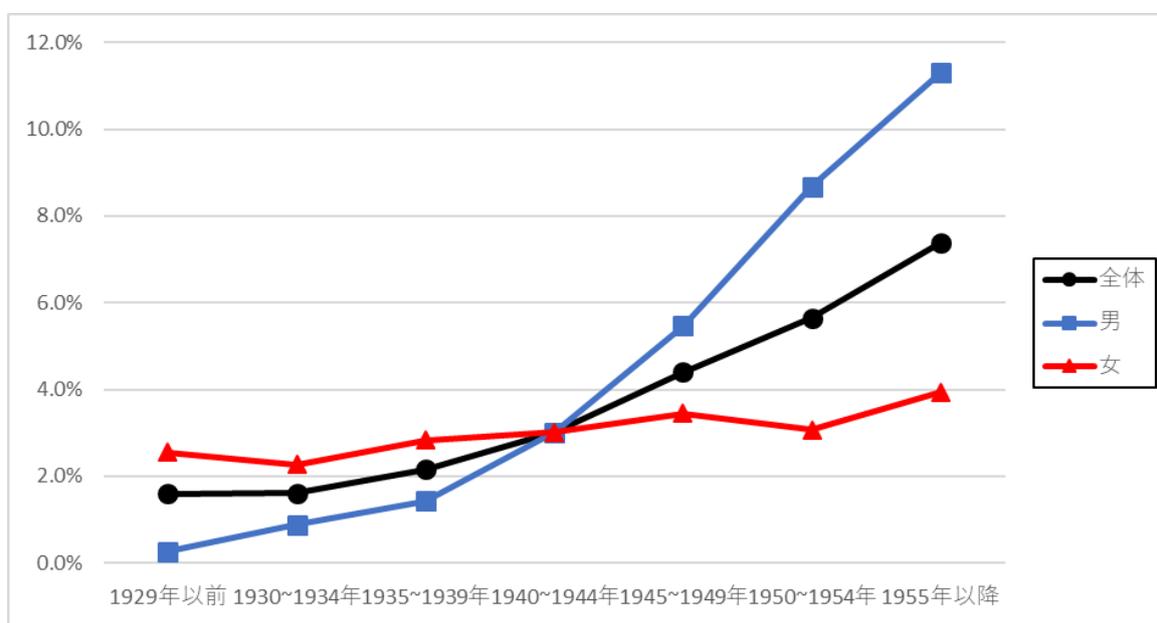


図 5-2 性別、出生コーホート別非婚割合

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

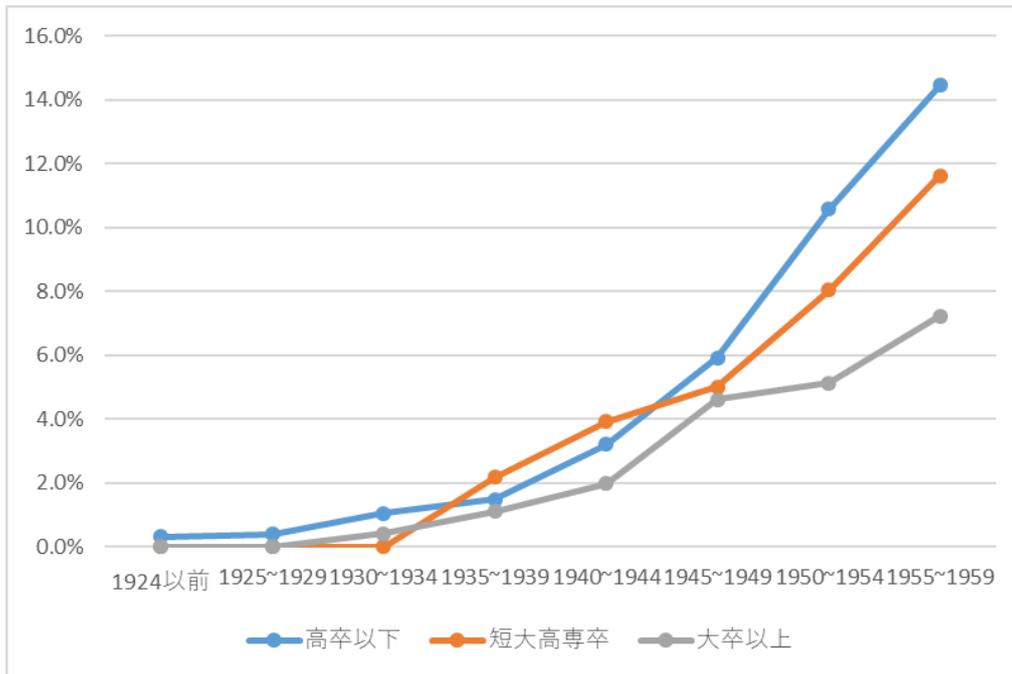


図 5-3 出生コホート別，学歴別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

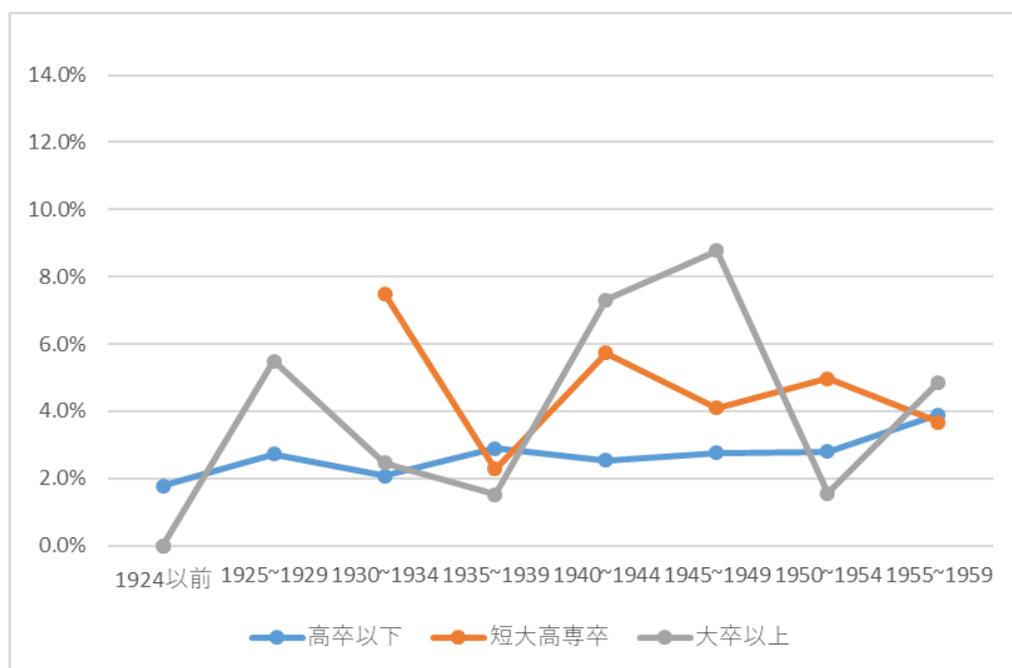


図 5-4 出生コホート別，学歴別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

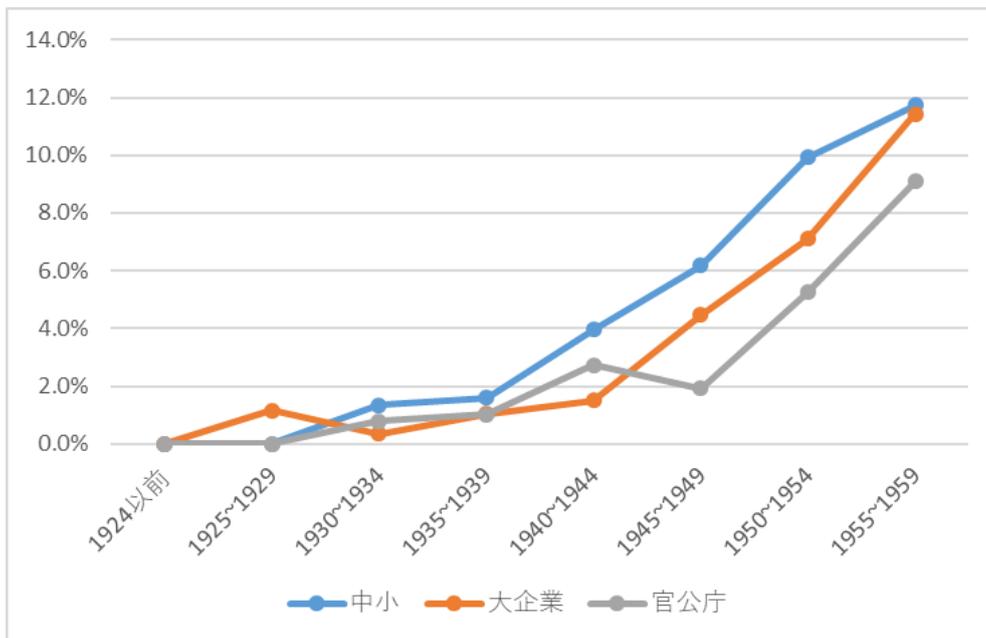


図 5-5 出生コホート別，初職の企業規模別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

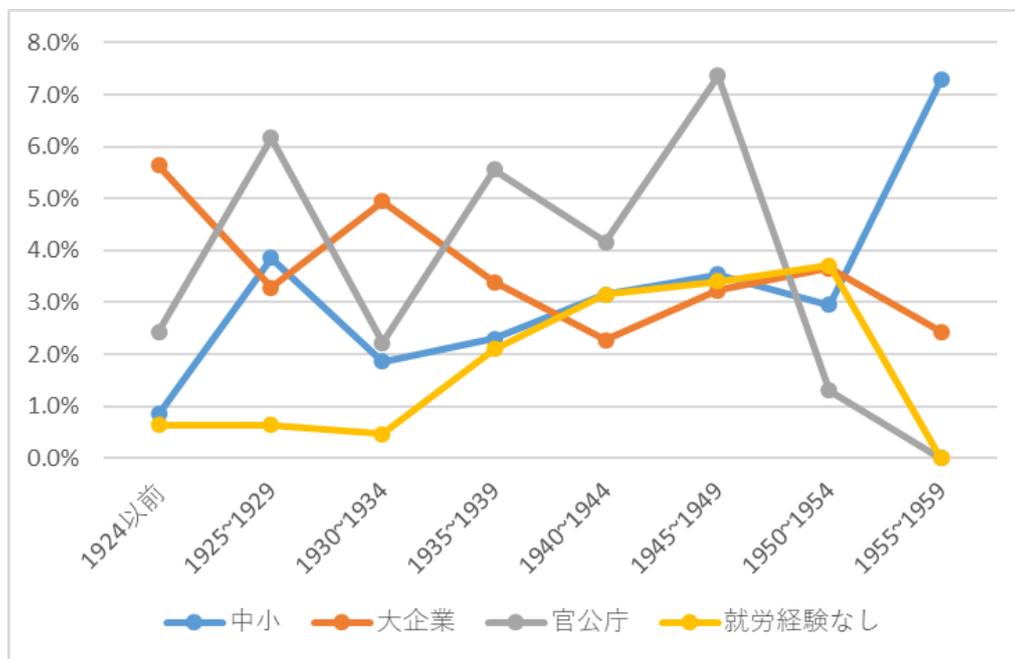


図 5-6 出生コホート別，初職の企業規模別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

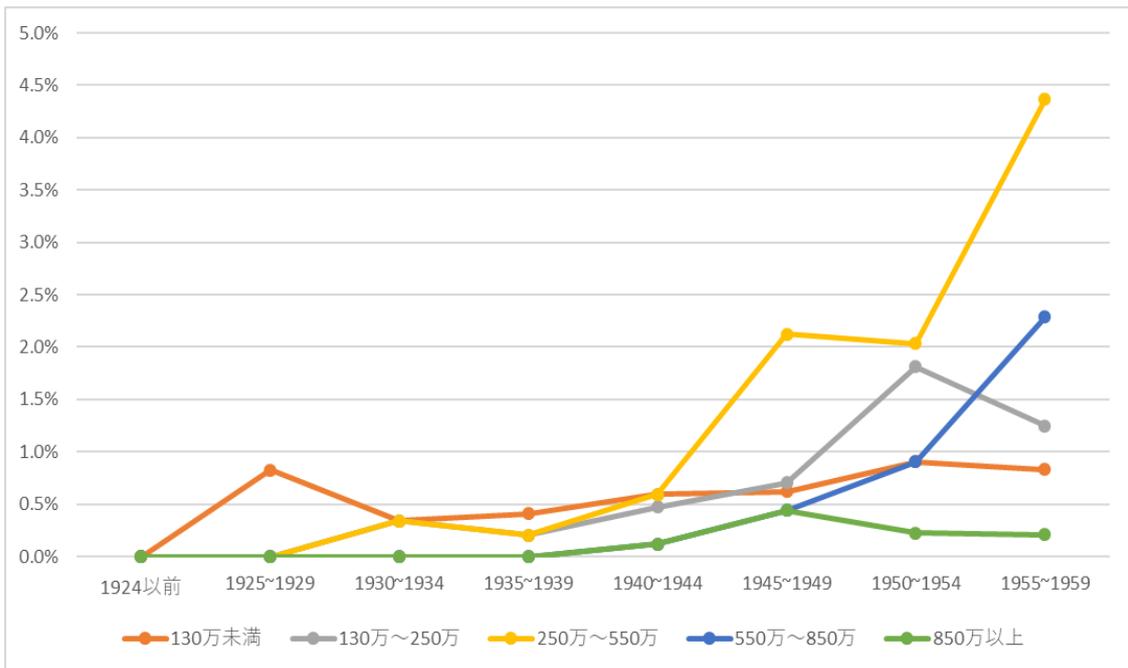


図 5-7 出生コホート別，本人年収別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

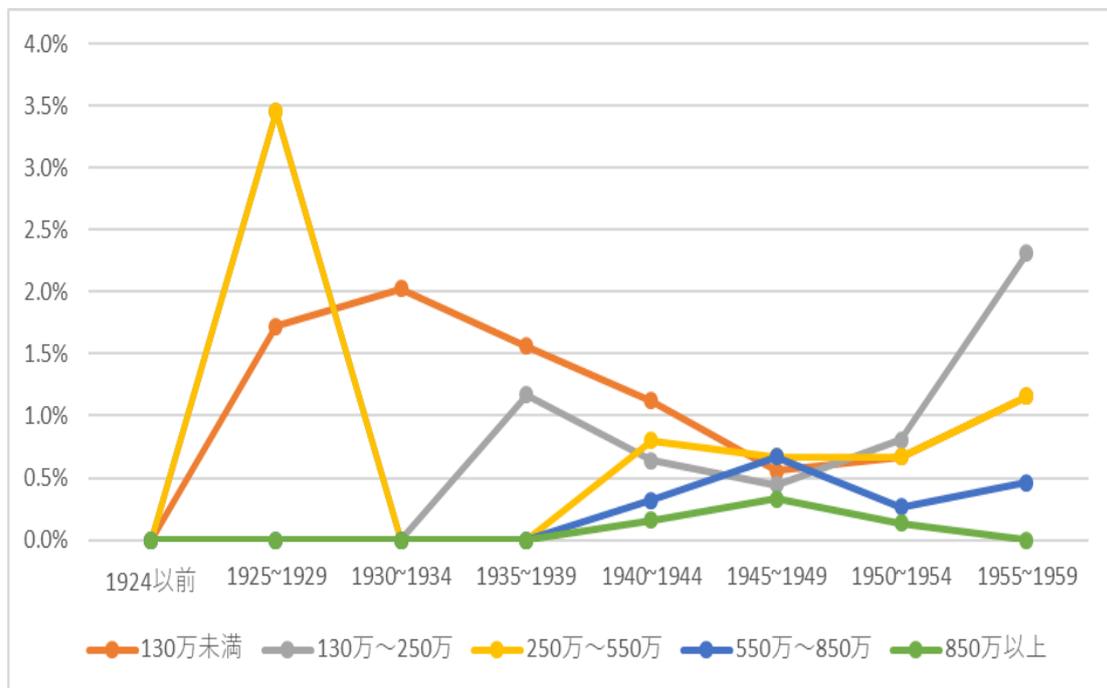


図 5-8 出生コホート別，本人年収別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

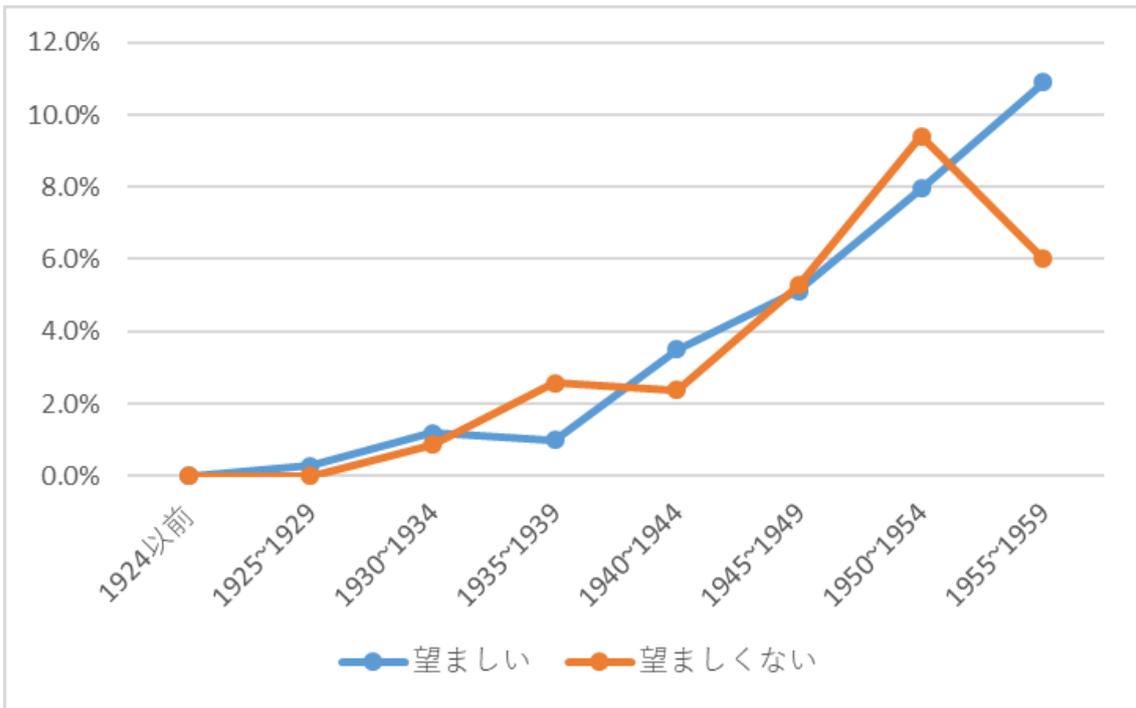


図 5-9 出生コホート別，三世同居観別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

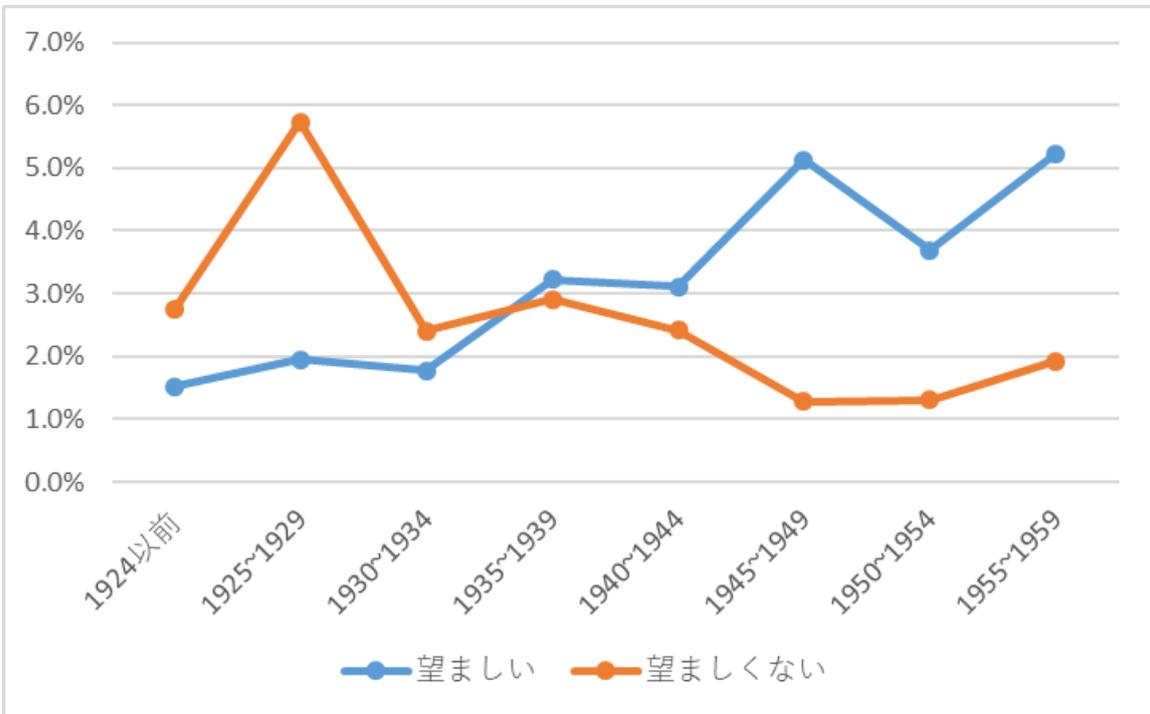


図 5-10 出生コホート別，三世同居観別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

2-3 二項ロジスティック回帰分析による非婚の規定要因分析

2-3-1 使用する変数と分析手法

本分析には、二項ロジスティック回帰分析を用いる（三輪・林 2014）。二項ロジスティック回帰分析は、二値の値をとるカテゴリカル変数に関する確率のオッズ、そしてロジットを従属変数とする回帰分析である。本分析で扱う従属変数である結婚状態は、非婚、結婚経験ありの二値をとるため、二項ロジスティック回帰分析を使用した。二項ロジスティック回帰分析のモデルは以下のように表される。

$$\log_e \left(\frac{p}{1-p} \right) = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k$$

ここで p は結婚状態の変数が非婚の値をとる確率を意味しており、モデルのパラメータは最尤法によって推定される。また分析ソフトは IBM 社の SPSS Statistics 25 を利用した。

前述したとおり、本分析で扱う従属変数は、非婚、結婚経験ありの二値をとるカテゴリカル変数である。またコーホート効果をコントロールするために出生コーホートの変数を投入した。本分析では 2000 年時点の 89 歳(1911 年生まれ)から 2011 年時点の 50 歳(1961 年生まれ)までの生年が分析に含まれるため、1929 年以前の出生コーホートと 1955 年以後の出生コーホートはそれぞれ一つの値にまとめ、間の出生コーホートは 5 年間隔で投入した。

また先行研究から未婚に対して効果を持っていた要因として、本人学歴(安藏 2008・Raymo and Iwasawa 2005)を投入した。本人学歴の変数は調査回によって回答できる学校種に差異があるが、高卒以下、短大高専卒、大卒以上の 3 つのカテゴリを設定し、再コーディングを行った。就業についても未婚化への影響が指摘されていたが(Raymo and Iwasawa 2005)、本分析ではデータをプールして分析を行う都合上、就業形態の変数を利用することが出来ない。そこで代替変数として初職の企業規模を投入した。JGSS では初職の企業規模を「同じ会社・組織で働いていた方の人数は、この中のどれにあたりますか。身近な職場だけではなく、会社・組織全体でお答えください。また、あなた自身、家族従業者、パートタイムの方など、働いている方すべてを含めてください。」という設問を設定している。回答は人数別の 11 カテゴリと官公庁、わからないから選択するようになっているが、本分析では従業員数 300 人を基準として中小企業、大企業にカテゴリ化を行った。また初職について就労経験はないと答えたものについては就労経験なしとしてカテゴリを設定し分析に投入した。ただし表 2 にあるとおり初職の企業規模については JGSS2003 で設問が設定されていないため、多変量回帰分析を行うにあたっては JGSS2003 のデータは分析から除外した。加えて個人主義イデオロギーの影響(加藤 2011)を考慮し、三世同居について賛成か反対かを聞いた変数を分析に投入した。この三世同居への賛否の変数は

JGSS の年度によっては片方の留置票でしか聞かれてないことがあり、それら非該当となるケースについては分析から除外した。表 2 にどのデータセットで三世代同居観が片側の留置票によって聞かれたかがまとまっている。また経済的な影響(加藤 2004)を考慮するために、15 歳の頃の世帯収入レベルを投入した。JGSS では 15 歳の頃の世帯収入のレベルについて、「あなたが 15 歳の頃のあなたの世帯収入は、当時の平均的な世帯と比べて、どうでしたか。」という設問を設定している。回答は平均よりかなり少ない, 平均より少ない, ほぼ平均, 平均より多い, 平均よりかなり多いの 5 件法で答える形となっている。これは本分析に含まれるサンプルには定年退職等で仕事を行っていない個人が多く含まれている関係で、世帯年収や本人年収等の値が直接利用できないことによる。本分析では 5 つのカテゴリに対して 1~5 の得点をそれぞれ与え、そのまま連続変数として分析に投入した。

これらの変数に性別をコントロール変数として加えて分析を行った。また、図 5-2 から出生コーホートと性別の間に交互作用が存在することが示唆されるため、上記変数によるモデルを推定したのちに性別と出生コーホートの交互作用項を投入したモデルについても推定を行った。以上の操作の結果、多変量解析に用いるデータセットのサンプルサイズは 11443 件となった。多変量解析に用いる変数の記述統計は以下の表 5-4 である。

表5-4 分析に用いる変数の記述統計

出生コーホート	1929年以前生まれコーホート	14.3%
	1930~1934年生まれコーホート	12.6%
	1935~1939年生まれコーホート	15.5%
	1940~1944年生まれコーホート	18.1%
	1945~1949年生まれコーホート	18.8%
	1950~1954年生まれコーホート	13.5%
	1955年以後生まれコーホート	7.1%
初職の企業規模	中小企業	48.9%
	大企業	35.5%
	官公庁	9.0%
	就労経験なし	6.6%
本人学歴	高卒以下	77.0%
	短大高専卒	7.2%
	大卒以上	15.8%
性別	男性	46.6%
	女性	53.4%
三世代同居観	望ましい	68.5%
	望ましくない	31.5%
15歳の頃の世帯収入レベル		2.26
N=		11443

注) 数値はパーセント。ただし15歳の頃の世帯収入レベルについては平均値。

2-3-2 分析結果

表 5-5 が二項ロジスティック回帰分析を用いた結婚状態に関する推定結果である。Model 1 を見ると、1935~1939 年生まれコーホート以外の出生コーホートの変数と、初職の企業規模の変数のうち大企業であること、性別、三世代同居に賛成であることが非婚に対して有意な効果を持っていることがわかる。出生コーホートの変数の効果については前述した記述分析の結果と適合しており、コーホートの年代が上昇するほど非婚となる確率が上昇していることを表している。また初職の企業規模が大企業であることは非婚に対して負の効果を持っており、これは相対的に経済力が豊かな個人が結婚を行うことを示唆しており、未婚化の要因に関する先行研究と適合する。三世代同居に賛成であることは非婚に対して正の効果を持っており、これは先行研究で示された効果とは逆の効果である。

Model 2 では性別と出生コーホートの交互作用項を投入したモデルを推定している。このモデルでは出生コーホートと性別の主効果はすべて有意な効果を持っておらず、交互作用項が有意な効果を持った。これは出生コーホートの効果が男性にのみ効果があることを意味しているが、これも前述した記述分析の結果と適合している。また性別と出生コーホートの交互作用項を投入したモデルでも初職の企業規模が大企業であることと三世帯同居に賛成であることは Model 1 と同様に有意な効果を持っていた。加えて交互作用項を投入したモデルでは初職の企業規模が就労経験なしであることが非婚に対して負の効果を持っていた。

図 5-11 は Model 2 で推定された係数を使用して、非婚の予測確率を出生コーホート別にまとめたものである。これを確認すると、やはり 1940~1944 年出生コーホートを境に男女の非婚確率の値は逆転していることがわかる。

Model1, Model2 の分析では、学歴が有意な効果を持たなかった。先行研究によれば、女性の高学歴化は未婚化・晩婚化に影響を与えている。そこで Model3, Model4 ではサンプルを性別に分類し、男性のモデル、女性のモデルで再分析を行った。結果、男性の大卒以上は非婚に負の効果、女性の大卒以上は非婚に正の効果を持つことがそれぞれ確認された。また、Model2 で交互作用項を用いて表された、性別による出生コーホートの効果の有無は、性別モデルでもはっきりと表れており、Model3 の男性モデルでは、近年の出生コーホートになるにつれて、非婚の確率が上昇してきていることが示されている一方で、Model4 の女性モデルでは、出生コーホートは有意な効果を持たなかった。

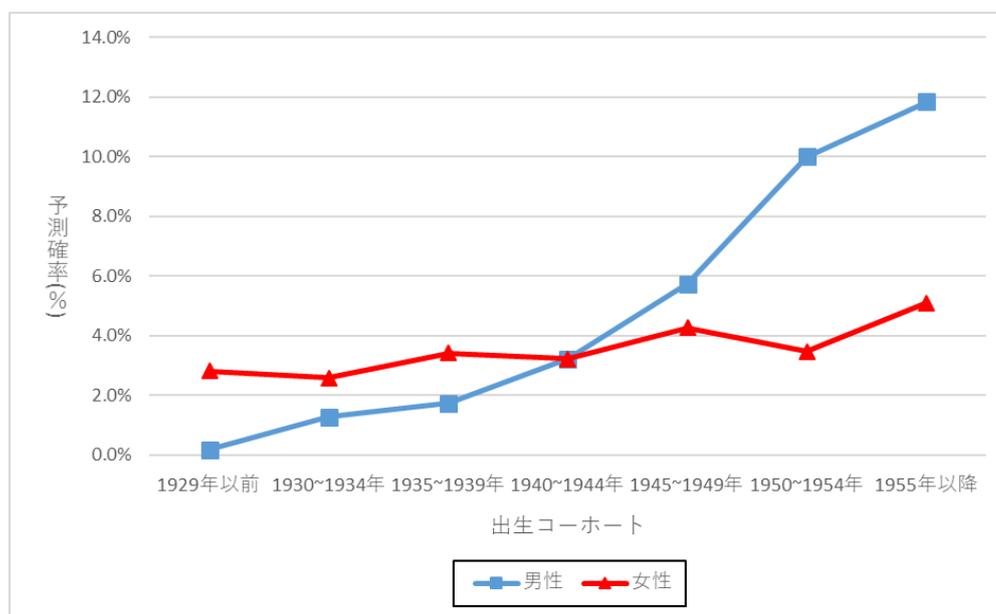


図 5-11 出生コーホート別に見た性別非婚確率

出所 表 5-5 Model 2 の推定値より筆者計算。出生コーホートと性別の変数以外の変数はレファレンスカテゴリの値を使用している。

表5-5 非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果

	Model 1		Model 2	
	B	標準誤差	B	標準誤差
出生コーホート				
1929年以前生まれコーホート	-0.71 ***	0.26	-0.14	0.29
1930~1934年生まれコーホート	-0.55 **	0.25	-0.22	0.32
1935~1939年生まれコーホート	-0.24	0.21	0.06	0.27
(1940~1944年生まれコーホート)	0.00	-	0.00	-
1945~1949年生まれコーホート	0.46 ***	0.17	0.30	0.25
1950~1954年生まれコーホート	0.76 ***	0.18	0.08	0.28
1955年以後生まれコーホート	1.03 ***	0.19	0.48	0.30
初職の企業規模				
(中小企業)	0.00	-	0.00	-
大企業	-0.23 **	0.12	-0.23 **	0.12
官公庁	-0.13	0.20	-0.13	0.20
就労経験なし	-0.22	0.29	-0.52 *	0.29
本人学歴				
(高卒以下)	0.00	-	0.00	-
短大高専卒	0.03	0.18	0.15	0.19
大卒以上	-0.22	0.16	-0.25	0.16
性別	0.24 **	0.11	0.00	0.27
三世代同居賛成	0.21 *	0.12	0.20 *	0.12
15歳の頃の世帯収入レベル	-0.04	0.05	-0.06	0.05
性別×出生コーホート				
性別×1929年以前生まれコーホート			-2.83 ***	1.06
性別×1930~1934年生まれコーホート			-0.72	0.51
性別×1935~1939年生まれコーホート			-0.70 *	0.43
(性別×1940~1944年生まれコーホート)			0.00	-
性別×1945~1949年生まれコーホート			0.31	0.34
性別×1950~1954年生まれコーホート			1.13 ***	0.36
性別×1955年以後生まれコーホート			0.91 **	0.39
cons	-3.566 ***	0.209	-3.41 ***	0.24
-2loglikelihood	3259.60		3204.09	
N	11443			

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 二項ロジスティック回帰による推計。()はレファレンスカテゴリをあらわす。

表5-6 非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果

	Model 3(男性)		Model 4(女性)	
	B	標準誤差	B	標準誤差
出生コーホート				
1929年以前生まれコーホート	-2.22 **	1.02	0.16	0.32
1930~1934年生まれコーホート	-0.71 *	0.40	-0.11	0.30
1935~1939年生まれコーホート	-0.43	0.33	0.19	0.26
(1940~1944年生まれコーホート)	0.00	-	0.00	-
1945~1949年生まれコーホート	0.86 ***	0.24	0.32	0.23
1950~1954年生まれコーホート	1.51 ***	0.23	0.05	0.27
1955年以後生まれコーホート	1.75 ***	0.25	0.39	0.29
初職の企業規模				
(中小企業)	0.00	-	0.00	-
大企業	-0.35 **	0.16	0.02	0.17
官公庁	-0.43	0.29	0.05	0.29
就労経験なし	0.28	1.05	-0.53 *	0.30
本人学歴				
(高卒以下)	0.00	-	0.00	-
短大高専卒	-0.23	0.33	0.44 *	0.23
大卒以上	-0.53 ***	0.19	0.55 **	0.26
三世代同居賛成	0.00	0.16	0.42 **	0.18
15歳の頃の世帯収入レベル	-0.09	0.07	-0.04	0.06
cons	-3.297 ***	0.285	-3.85 ***	0.28
-2loglikelihood	1614.23		1579.99	
N	5515		5928	

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 二項ロジスティック回帰による推計。()はレファレンスカテゴリーをあらわす。

第3節 小括

非婚は定義上観察対象が50歳を迎えてからでしか実質的には測定できないため、サンプルサイズの問題からこれまでサーベイを用いた実証的な研究はほとんど行われてこなかった。そこで本章ではJGSSのプールデータを作成することでサンプルサイズの問題を解決し、非婚をより精緻にとらえ、その要因を明らかにすることを目的とした。

以上の結果から非婚に対して以下の点が指摘できる。

- (1)近年の出生コーホートであればあるほど非婚になる確率は上昇している。
- (2)ただし本研究で扱ったデータセットの範囲(1911年生まれ～1961年生まれ)では、男性にのみ出生コーホートの効果があり、女性については出生コーホートの効果は見られない。
- (3)初職の企業規模が大企業であると非婚になりづらくなる。
- (4)本人学歴は大卒以上であると男性では非婚になりづらくなり、女性では非婚になりやすくなる。
- (5)三世同居に賛成であると非婚になりづらくなる。

出生コーホートの効果と初職の企業規模、学歴についてはおおむね未婚化に関する先行研究やマクロ統計に適合する結果が得られたが、三世同居観についてはその影響を確認することはできなかった。

従来未婚化の分析では女性の高学歴化が未婚化を促進する要因として指摘されてきたが、この傾向は非婚化の分析である本分析でも確認された。しかし、本分析で扱ったデータセットの範囲は1911年生まれ～1961年生まれの間であり、女性の社会進出が加速していくのはまさに1960年代以降であるため、本分析ではその効果を適切にとらえられていない可能性がある。また三世同居観については本分析ではデータセットの制約から本人のきょうだい数に関して変数を投入することが出来なかったが、このことが未婚化の要因に関する先行研究とは逆の効果を持った要因である可能性がある。この問題については50歳以上の未婚者を非婚者としている年齢上の定義を、45歳まで引き下げることで、1966年生まれまでをデータセット内に含むことが出来、部分的に解決できる。この45歳まで定義を引き下げたデータセットによる分析結果は付表にて提示するが、より新しいコーホートを含んだために、最も新しいコーホートのモデルから計算される非婚確率が上昇した以外は、45歳以上の未婚者を非婚者として定義した場合でも、おおむね本章で示した分析結果に即した結果となっている。

本分析によって確認された非婚化の加速や、未婚化の要因として挙げられていたものの内の一部が、非婚化に対しても影響を持っていたという点については、今後非婚化について考察を加える上で有用な知見となりえると考えられる。しかし上述した通り、本分析で扱ったデータセットの範囲では多くの個人が高度経済成長中に結婚しており、男女雇用機会均等法成立以降の女性の社会進出等の要因については適切にとらえられていない可能性がある点は付記しておきたい。

付表

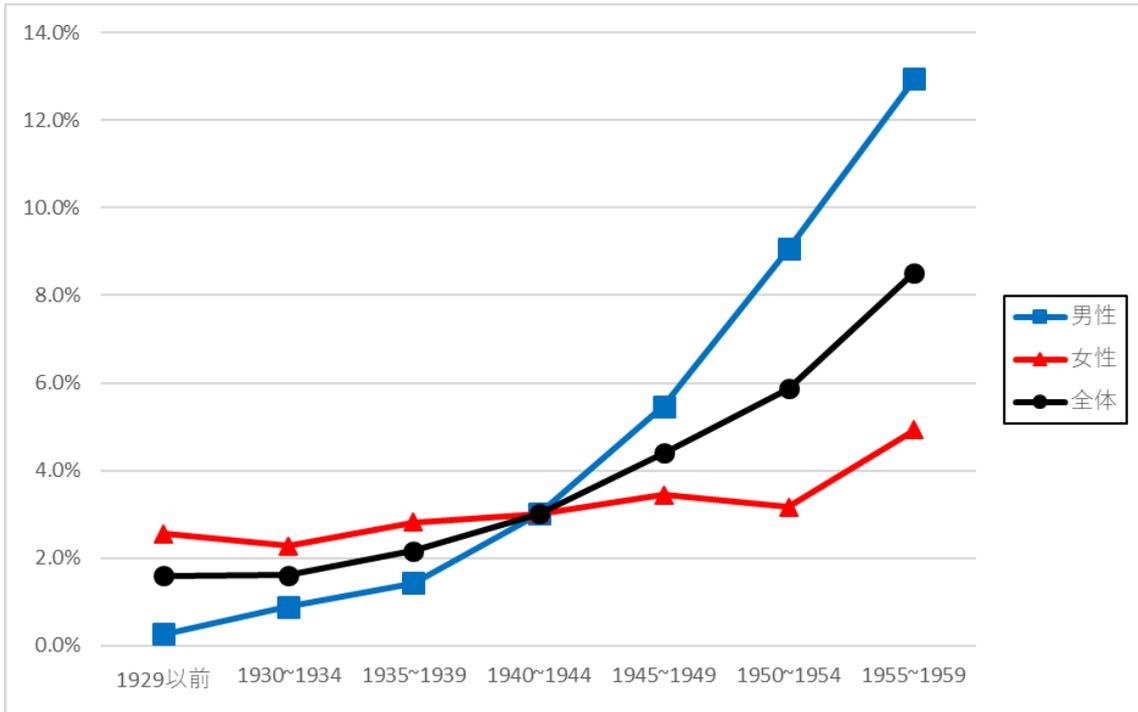


図 5-12 性別，出生コホート別非婚割合

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

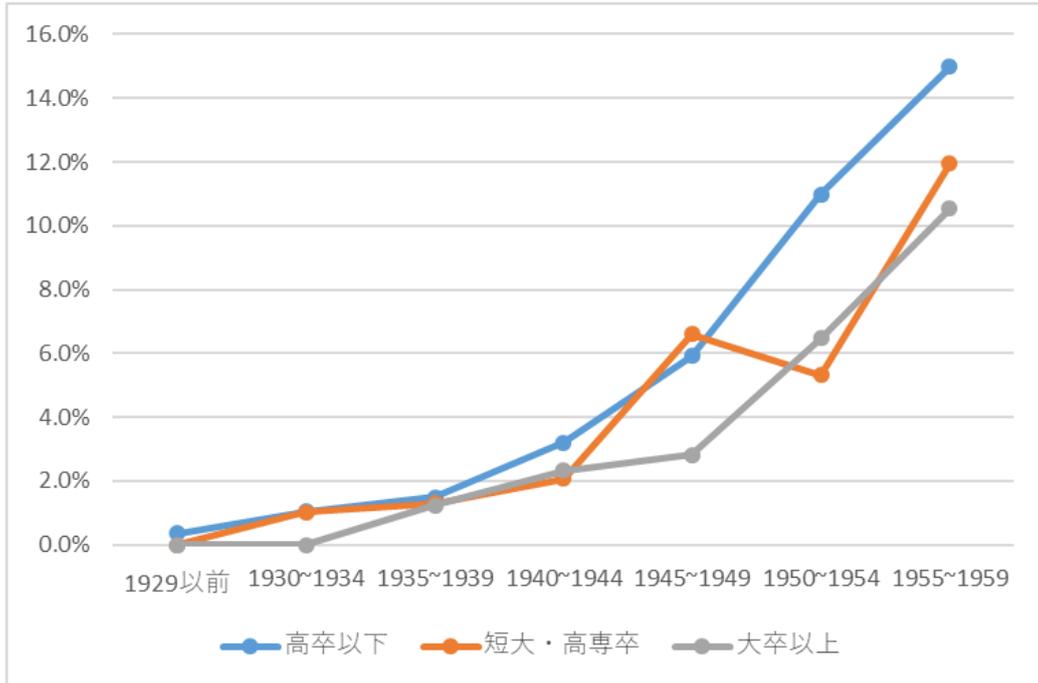


図 5-13 出生コホート別，学歴別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

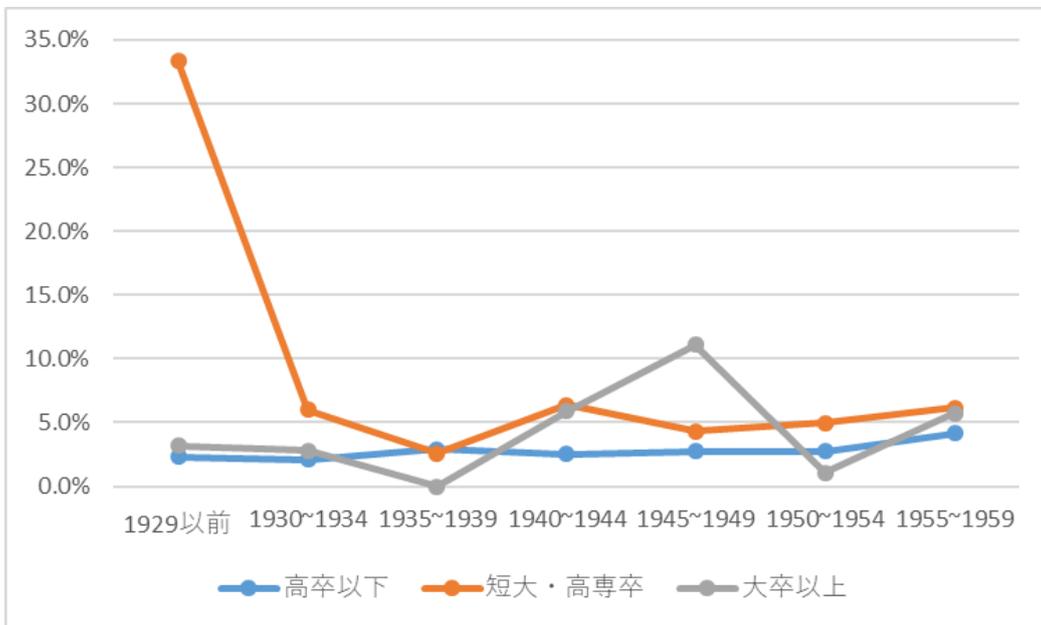


図 5-14 出生コホート別，学歴別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

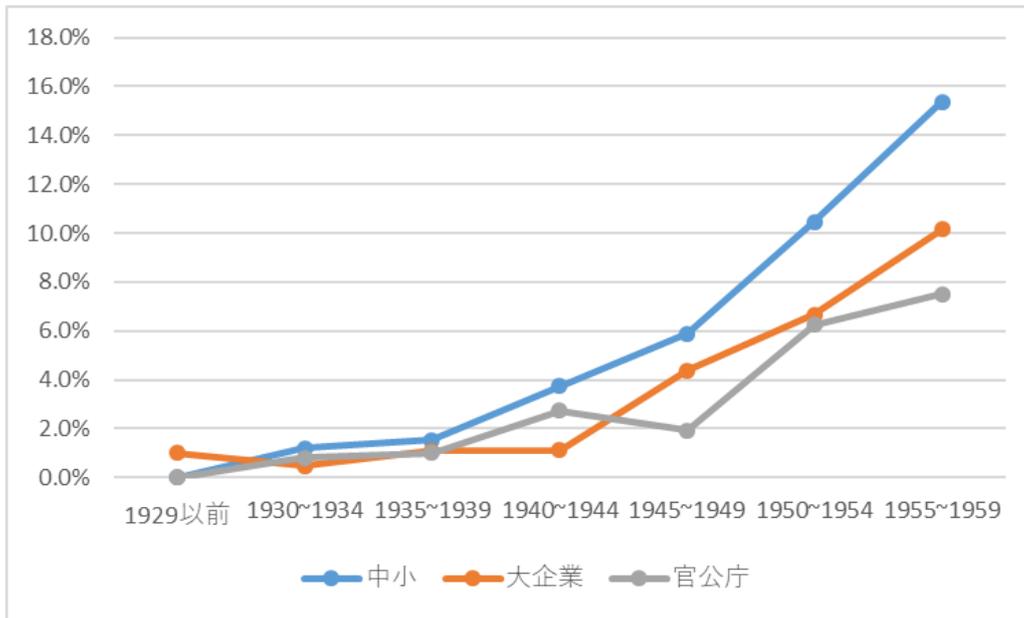


図 5-15 出生コホート別，初職の企業規模別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

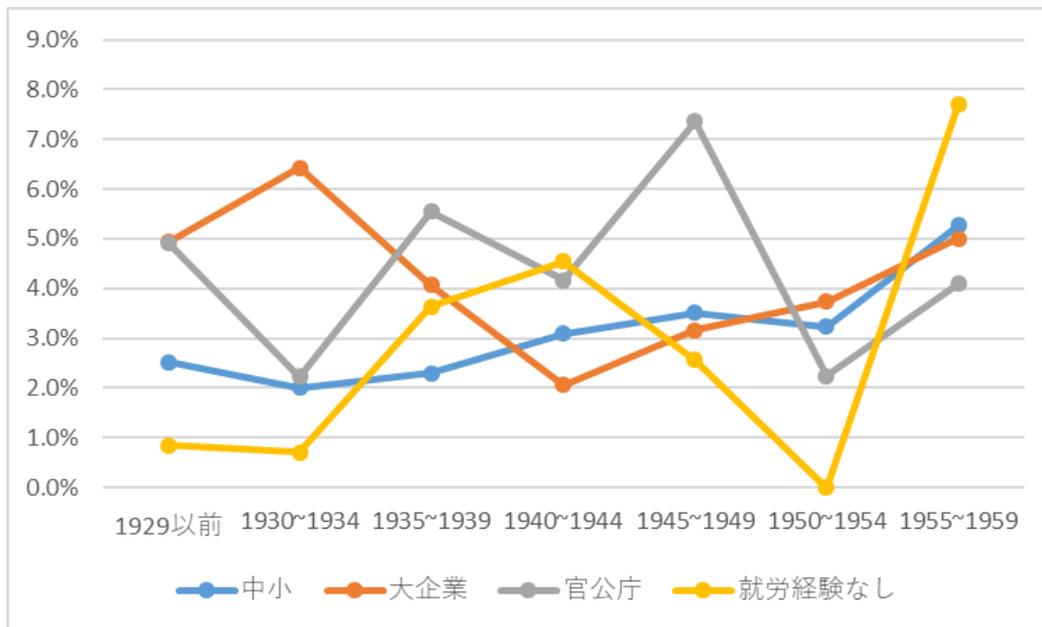


図 5-16 出生コホート別，初職の企業規模別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

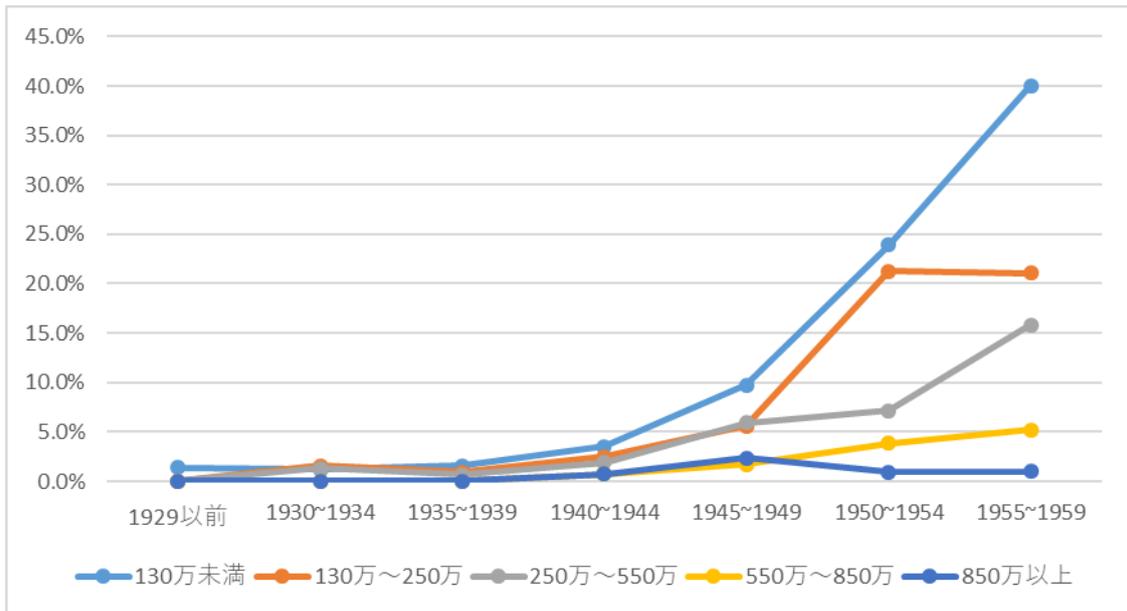


図 5-17 出生コホート別，本人年収別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

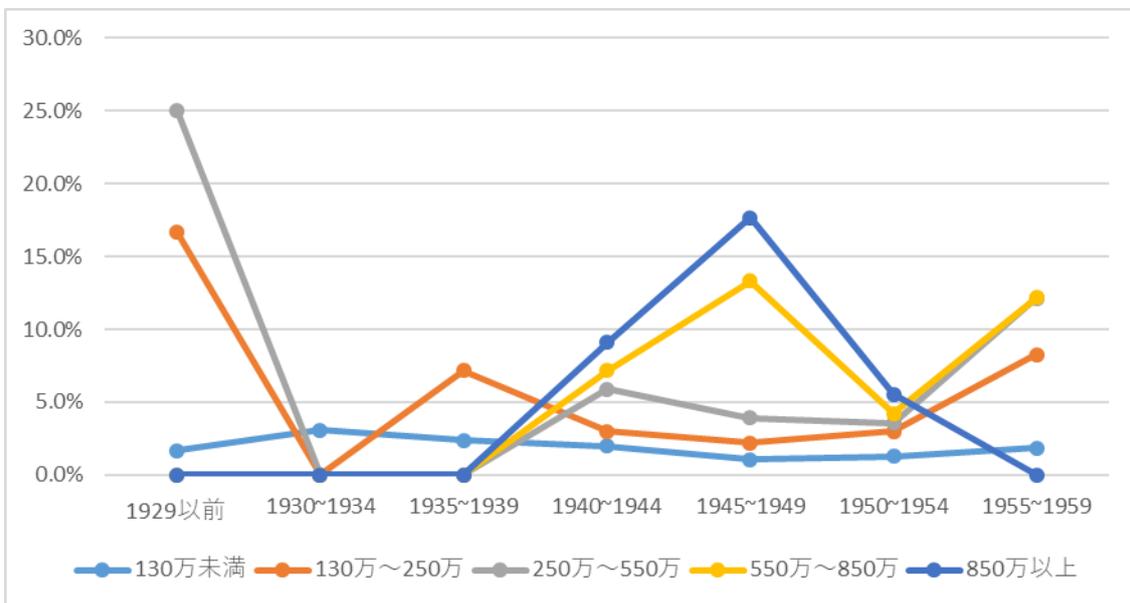


図 5-18 出生コホート別，本人年収別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

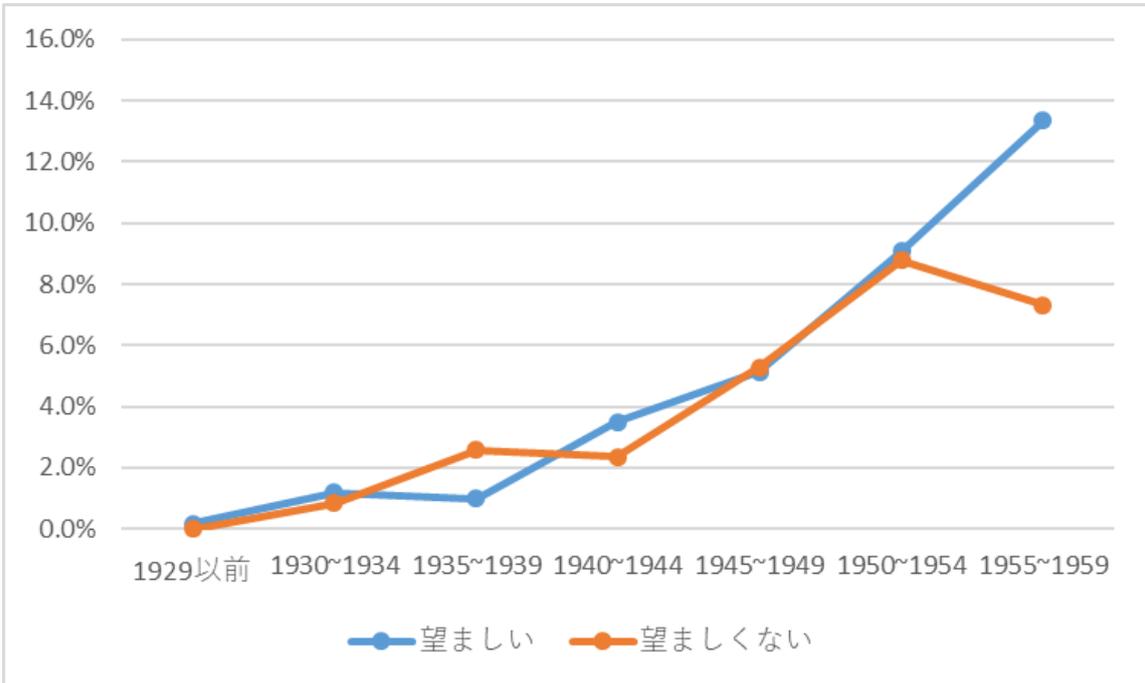


図 5-19 出生コホート別，三世代同居観別非婚割合（男性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

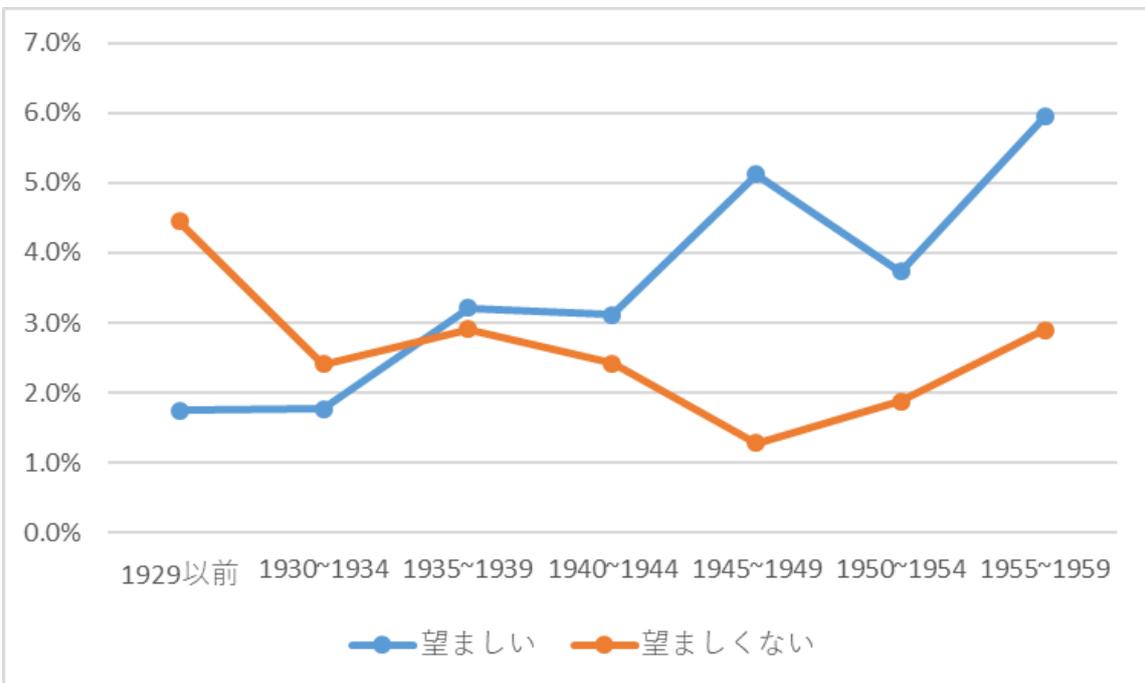


図 5-20 出生コホート別，三世代同居観別非婚割合（女性）

出所 JGSS2000,JGSS2001,JGSS2002,JGSS2003,JGSS2005,JGSS2006,JGSS2008,
JGSS2010,JGSS2012 の 50 歳以上ケースプールデータより筆者作成

表5-7 非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果（45歳以上データセット）

	Model 1		Model 2	
	B	標準誤差	B	標準誤差
出生コーホート				
1929年以前生まれコーホート	-0.68 ***	0.21	-0.18	0.25
1930~1934年生まれコーホート	-0.67 ***	0.22	-0.35	0.27
1935~1939年生まれコーホート	-0.37 **	0.18	-0.08	0.23
(1940~1944年生まれコーホート)	0.00	-	0.00	-
1945~1949年生まれコーホート	0.40 ***	0.14	0.20	0.21
1950~1954年生まれコーホート	0.78 ***	0.14	0.10	0.21
1955年以後生まれコーホート	1.22 ***	0.13	0.62 ***	0.19
初職の企業規模				
(中小企業)	0.00	-	0.00	-
大企業	-0.23 ***	0.09	-0.22 **	0.09
官公庁	-0.19	0.15	-0.20	0.15
就労経験なし	0.17	0.29	-0.23	0.30
本人学歴				
(高卒以下)	0.00	-	0.00	-
短大高専卒	0.27 *	0.15	0.33 **	0.15
大卒以上	-0.14	0.10	-0.12	0.10
性別	0.54 ***	0.08	0.02	0.22
三世代同居賛成	0.01	0.01	0.01	0.01
15歳の頃の世帯収入レベル	-0.10 **	0.04	-0.11 **	0.04
性別×出生コーホート				
性別×1929年以前生まれコーホート			-2.39 ***	0.77
性別×1930~1934年生まれコーホート			-0.69	0.45
性別×1935~1939年生まれコーホート			-0.66 *	0.37
(性別×1940~1944年生まれコーホート)			0.00	-
性別×1945~1949年生まれコーホート			0.37	0.29
性別×1950~1954年生まれコーホート			1.12 ***	0.28
性別×1955年以後生まれコーホート			1.04 ***	0.26
cons	-3.519 ***	0.162	-3.21 ***	0.19
-2loglikelihood	6013.65		5920.29	
N	21483			

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 二項ロジスティック回帰による推計。()はレファレンスカテゴリをあらわす。

表5-8 非婚に関する二項ロジスティック回帰分析結果（45歳以上データセット）

	Model 3(男性)		Model 4(女性)	
	B	標準誤差	B	標準誤差
出生コーホート				
1929年以前生まれコーホート	-2.63 ***	0.73	-0.12	0.25
1930~1934年生まれコーホート	-1.06 ***	0.36	-0.31	0.28
1935~1939年生まれコーホート	-0.80 ***	0.29	-0.04	0.23
(1940~1944年生まれコーホート)	0.00	-	0.00	-
1945~1949年生まれコーホート	0.60 ***	0.20	0.14	0.21
1950~1954年生まれコーホート	1.27 ***	0.19	-0.01	0.22
1955年以後生まれコーホート	1.75 ***	0.18	0.40 **	0.20
初職の企業規模				
(中小企業)	0.00	-	0.00	-
大企業	-0.46 ***	0.12	0.19	0.14
官公庁	-0.67 ***	0.21	0.29	0.21
就労経験なし	1.72 **	0.86	-0.30	0.32
本人学歴				
(高卒以下)	0.00	-	0.00	-
短大高専卒	0.05	0.24	0.62 ***	0.20
大卒以上	-0.39 ***	0.12	0.43 ***	0.16
三世同居賛成	0.02	0.02	0.01	0.02
15歳の頃の世帯収入レベル	-0.12 **	0.06	-0.10	0.06
cons	-3.02 ***	0.21	-3.39 ***	0.23
-2loglikelihood	3109.64		2761.01	
N	9930		11553	

***p<0.01 **p<0.05 *p<0.10

注) 二項ロジスティック回帰による推計。()はレファレンスカテゴリーをあらわす。

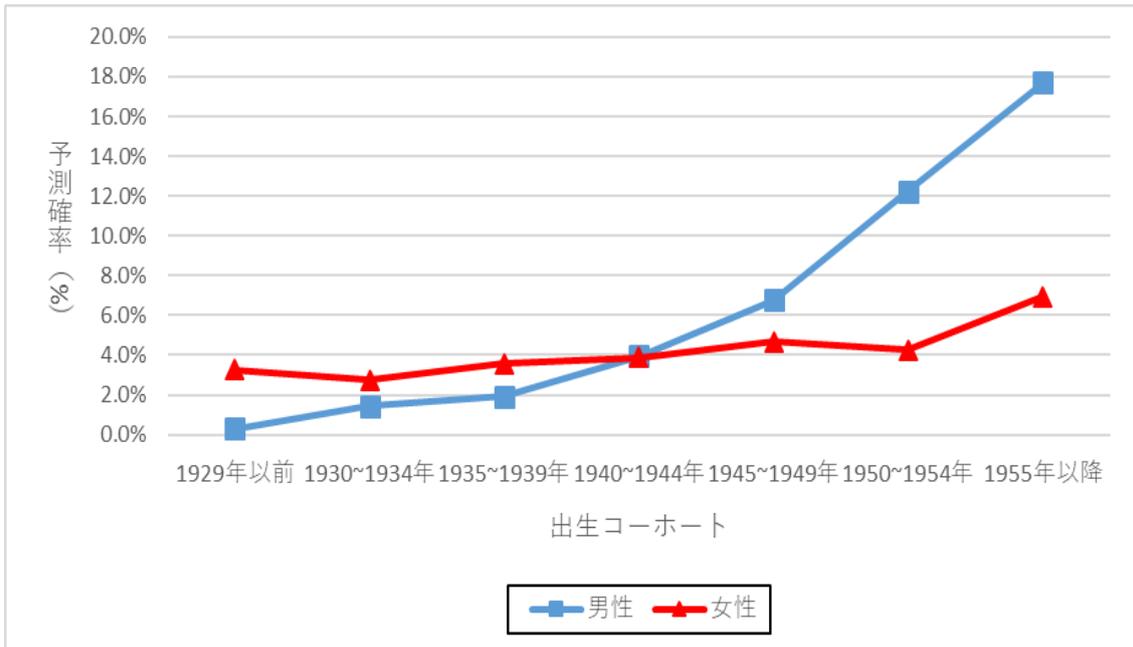


図 5-21 出生コーホート別に見た性別非婚確率

出所 表 5-5 Model 2 の推定値より筆者計算。出生コーホートと性別の変数以外の変数はレファレンスカテゴリの値を使用している。

第6章 初婚のタイミングとライフコースの様相

本論文では初婚のタイミング多様化がライフコースにどのような影響を与えるのかについて、初婚タイミングごとに特徴的な概念を用いて、多変量解析を用いた実証的なアプローチで分析を行い検討した。この初婚のタイミングの区分は、包括的なものであり、すべての人々が最終的に、「早婚」「晩婚」「非婚」のいずれかの初婚タイミングに分類される。本章ではこの区分ごとのライフコースの特性を抑えることで、現代の日本において発生しているライフコースと社会の変化を概観し、実施されるべき各種政策について再検討を行い、本論文の結びとしたい。

第1章では、マクロ統計を用いながら、わが国における少子高齢化の趨勢と、未婚化・晩婚化・非婚化の趨勢について概観した。高齢化の進行に少子化の進行がかかわっていること、少子化の主たる要因が未婚化・晩婚化であること等を記述した。また、本論文で一貫して扱う、「早婚者」「晩婚者」「非婚者」について、平均初婚年齢を用いて定義することを示した。

第2章では、初婚タイミングが各種ライフイベントの発生に対して与える影響について、JGSS2012のデータを用いて分析を行った。その結果、わが国におけるライフイベント生起時の年齢は、1945～1954年出生コーホート以前と1955～1964年出生コーホート以後で変化しており、石油ショック期の雇用の変化がライフコースを変化させたという岩井の指摘に適合的であった。

また、「早婚者」、「晩婚者」、「非婚者」が出生コーホートごとにどれだけの割合で存在したか、各初婚タイミング区別に初職の雇用形態や離婚発生割合、第一子出産時の年齢等、特性やライフイベント生起時の年齢についてまとめている。

第3章では「早婚者」について、婚前妊娠結婚と子ども数に着目しながら、その離婚リスクを多変量解析を用いて分析した。分析に用いたデータは日本家族社会学会が実施した「戦後日本家族の歩み全国調査」(NFRJ-S01)であり、年単位の履歴データを持つ家族に関する豊富なデータを有するサーベイである。今回の分析では再婚者を除いたうえで、初婚から離婚に至るハザードをイベントヒストリー分析の一種である、離散時間ロジットモデルを用いて分析した。TeachmanやRaymoらが示した婚前妊娠結婚による離婚リスクと、加藤が示した未就学の子どもを持つことによる離婚抑制効果は、婚前妊娠結婚が未就学の子どもを必ず一人ともなうという意味で、一見対立する研究結果である。しかし第3章で行われた多変量解析の結果、子どもを持つことによる離婚抑制効果と婚前妊娠結婚による離婚リスクの増大は、どちらも同時に存在することが確認された。すなわち、婚前妊娠結婚であっても、その後第2子、第3子と追加出生が起こることで離婚リスクは抑制され、婚前妊娠結婚でなかったとしても、子どもが1人のみの場合、子どもが2人、3人いるものと比較すると離婚リスクが高くなることが示された。

第4章では「晩婚者」について、子育てと介護の観点から、それらが同時に発生するダブルケアについて、その要因を多変量解析を用いて分析した。従来指摘されてきた晩婚化とダブルケアの関係について、年齢が高いほどダブルケアになりやすいということを多項ロジスティック回帰分析によって実証した。また、ダブルケア状態の人々は、経営者・役員や主として家事といった、比較的時間の融通が利きやすい就労状況にあることも示された。

第5章では「非婚者」について、JGSSの利用可能なデータセットをすべてプールすることで、50歳以上の生涯未婚となる要因を多変量解析を用いて分析した。第5章の分析の結果、近年の出生コホートであればあるほど非婚になる確率が上昇していることが示された。ただし、コホートの効果は性別によって異なっており、男性モデルで出生コホートが効果を持った一方で、女性モデルでは出生コホートは効果を持たなかった。初職の企業規模についても性別で差があり、男性では初職の企業規模が大規模であると非婚になりづらく、女性は初職の企業規模が就労経験なしだと非婚になりづらかった。また、学歴も性別で効果が異なり、男性では大卒以上であることが非婚に対して負の効果、女性では正の効果を持っていた。

本章では第1章から第5章までに行われてきた分析をもとに、「早婚者」、「晩婚者」、「非婚者」のライフコースの特性を抑え、現代の日本において発生しているライフコースと社会の変化を概観し、実施されるべき各種政策について再検討を行う。

まず「早婚者」については第2章で行われた分析から、初婚以降のライフイベントの生起年齢が3区分の中で最も早いことが示された。また離婚のリスクが晩婚者に比べて高く、この離婚のリスクについては、第3章で行われた多変量解析によって、婚前妊娠結婚であることが「早婚者」の離婚リスクを高めていることが確認された。ただし、この「早婚者」の離婚リスクは子ども数によって抑制されることも確認されており、「早婚者」のライフコースにおいては、安心して追加出生を行えるような社会・経済的な支援による環境づくりが、ライフコースを安定させることにつながる可能性が示唆される。

次に「晩婚者」については第2章で行われた分析から、初婚以降のライフイベントの生起年齢が3区分の中で最も遅いことが示された。離婚のリスクも「早婚者」に比べると相対的に低く、初婚のタイミングの遅れを考慮したとしても、初婚発生から離婚までの期間は、「早婚者」のそれと比べて長くなることが確認された。「晩婚者」の第一子出産時年齢は、「早婚者」のものに比べて、3~6歳ほど遅くなっており、この遅れが子育てと介護の同時進行「ダブルケア」を発生させやすくなる。第4章で行われた多変量解析によって、ダブルケアの発生は基本的に本人年齢にのみ起因する、すなわち晩婚の結果避けえないものとして発生することが確認された。ダブルケアを行う者の特性は多岐にわたるため、ダブルケア者としてまとめて対策を行うよりも、より個別具体的なケースに合わせてフォローアップすることが、「晩婚者」のライフコースを安定させるために重要であることが示唆された。

最後に「非婚者」について、第5章で行われた分析から、近年の出生コホートになるにつれて、非婚割合が増加していることが示された。また第2章で行われた分析では、初職の

雇用形態が非正規である割合が、他の区分に比べて高いことが示されており、近年の雇用形態の傾向である正規雇用から非正規雇用の転換が、「非婚者」の増加と連関している可能性が示唆された。この分析で示された非婚の要因は、人口学で議論されてきたいわゆる結婚難の要因と一致している一方で、最新のコーホートの結果はそれよりもさらに多様な要因によって「非婚者」が生じていることを示唆しており、「非婚者」が近年より多様な存在になってきている可能性を示している。

本論文で示された初婚タイミング区別のライフコースの様相は、彼らがそれぞれのどのような社会と適合し、どのような各種政策を必要としているのかに、一定の示唆を与えている。「早婚者」・「晩婚者」ともに、結婚を行った者については、子育てに際しての困難に直面しやすい。「早婚者」は安定した子育て、追加出生が行われなければ、離婚のリスクに直面し、「晩婚者」は、高齢者の増加によって、「ダブルケア」となり負担増となるリスクが顕在化してくる。このため、保育所の増加、保育士の待遇改善、および待機児童の削減をはじめとする子育て支援政策は、これらの人々を射程に置いたサービスとして機能することが予想される。

また「非婚者」については、以前の非婚者よりも多様な様相をとりつつあり、大きく分類しても、結婚したくても出来ない非婚なのか、結婚する気のない非婚なのかの異なる2つの非婚が存在する。前者に絞っても、経済的な事由によって結婚したくても出来ない非婚状態の人々と、出会いの場がなく結婚に移行できない人々では必要なサービスが異なる。これらに加えて、事実婚や2015年に東京都渋谷区と世田谷区で施行された両性パートナーシップ証明制度など、多様な婚姻の形を認め、法律婚を前提としたサービスからの脱却を図ることが、非婚が多様化していく現代において必要とされている。

本論文では結婚の有無とタイミングによって、人々のライフコースが多様な様相をとることを精緻に描画し、「早婚者」と「晩婚者」については子育て、離婚、介護の問題が、「非婚者」については雇用と意識の変化の問題がそれぞれ相互に影響しあうことによってそれぞれのライフコースを形成していることを示した。これらの初婚タイミングの区分に着目することで、個人個人がライフコース上で抱える可能性がある問題が明確になり、実施される各種政策の焦点がより明白になるであろう。

謝辞

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。JGSS-2000~2008 は学術フロンティア推進拠点、JGSS-2010~2012 は共同研究拠点の推進事業と大阪商業大学の支援を受けている。

本分析に当たり、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 [「全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01)」（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。

本論執筆にあたり、指導教授である安藏伸治氏には、大学1年時の講義から、学部時代の3,4年次のゼミナール、そして博士前期課程、博士後期課程における指導において非常にお世話になった。

一橋大学経済研究所研究員である麦山亮太氏が主宰する東京大学計量社会学研究会のメンバーからは、博士後期課程での研究活動を通じて多くの非常に有益なアドバイスをいただいた。特に同研究会メンバーであり、プリンストン大学博士課程の打越文弥氏には同研究会に誘っていただいたほか、研究、分析に際して多くのコメントをいただいた。

また共に研究を続けてきた安藏ゼミナールのメンバーからは、分析に対するコメントや研究に対するたくさんの刺激を受けた。特に現国立社会保障・人口問題研究所研究員である中村真理子氏には、研究に関するコメントから些事まで、多くの相談に乗っていただいた。この場を借りて感謝申し上げたい。

参考文献

- 阿藤誠 (1996) 「未婚化・晩婚化の進展 —その動向と背景—」, 『家族社会学研究』, No.6, pp. 5-17.
- 安藏伸治 (2003) 「離婚とその要因 —わが国における離婚に関する要因分析—」, 『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2] JGSS で見た日本人の意識と行動』, pp. 25-45.
- 安藏伸治 (2008) 「女性の生き方と家族形成」, 『人口学ライブラリー7 人口減少時代の社会保障』, 原書房 pp. 185-225.
- 安藏伸治 (2015) 「少子化の本当の「原因」とその対応」, 小峰隆夫・21世紀政策研究所編 『実効性のある少子化対策のあり方 日本の世界的な役割』, 経団連出版, pp. 28-59.
- 岩井八郎 (1990) 「高度成長期以後の学歴とライフコース」『大阪外国語大学教育社会学研究論集』第46集, pp. 71-95.
- 岩澤美帆 (1999) 「だれが「両立」を断念しているのか —未婚女性によるライフコース予測の分析—」, 『人口問題研究』, 第55巻, 第2号, pp. 16-37.
- 岩澤美帆 (2002) 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」, 『人口問題研究』, 第58巻, 第3号, pp. 15-44.
- 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』, No.535, pp. 16-28.
- 岩澤美帆, 鎌田健司 (2013) 「婚前妊娠結婚経験は出産後の女性の働き方に影響するか?」 『日本労働研究雑誌』労働政策研究・研修機構, No.638 pp.17-32.
- 上野千鶴子 (2013) 「介護の家族戦略—規範・選考・資源—」『家族社会学研究』第25巻第1号, pp. 30-42.
- 打越文弥 (2017) 「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響 —JGSS-2009LCS を用いた生存分析—」『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』, 第17集, pp. 29-40.
- 大久保孝治・杉山圭子 (2000) 「サンドウィッチ世代の困難」藤崎宏子編『親と子: 交錯するライフコース』ミネルヴァ書房, pp. 211-233.
- 大淵寛 (2006) 「20世紀日本の人口変動と経済発展」, 大淵寛・森岡仁編『人口学ライブラリー5 人口減少時代の日本経済』, 原書房 pp. 1-33.
- 加藤彰彦 (2004) 「未婚化と晩婚化と社会経済的状況」, 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, pp. 41-58.

- 加藤彰彦 (2005) 「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」, 熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究：全国調査「戦後日本の家族の歩み」(NFRJ-S01) 報告書 No.2』, 日本家族社会学会 全国家族調査委員会, pp. 77-90.
- 加藤彰彦 (2011) 「未婚化を推し進めてきた 2 つの力 —経済成長の低下と個人主義のイデオロギー—」, 『人口問題研究』, 第 67 卷 2 号, pp. 3-39.
- 鎌田健司 (2005) 「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」『経済学研究論集』第 24 号, pp. 45-63.
- 鎌田健司, 岩澤美帆 (2009) 「出生力の地域格差の要因分析」, 『人口問題研究』, 第 45 号, pp. 1-20.
- 鎌田健司 (2012) 「全国家族調査を用いた分析 —婚前妊娠出生の社会経済的要因—」, 安藏伸治・小島浩 編著『ミクロデータの計量人口学』, 原書房, pp. 67-91.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究 —マルチレベルモデルによる検証—」, 『人口問題研究』, 第 69 卷 第 3 号, pp. 42-66.
- 工藤豪 (2012) 「未婚化・晩婚化行為の地域性 —東日本地域を中心として—」, 『比較家族史研究』, 第 26 号, pp. 200-231.
- 黒須里美 (2012) 『歴史人口学からみた結婚・離婚・再婚』 麗澤大学出版.
- 厚生労働省 (2011) 『人口動態統計特殊報告』
- 厚生労働省 (2015) 『平成 27 年 人口動態調査』
- 厚生労働省 (2017) 『平成 28 年 国民生活基礎調査』
- 厚生労働省 (2018) 『人口動態調査』
(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1.html>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2008) 『日本の人口減少社会を読み解く 最新データから見る少子高齢化』, 中央法規.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011) 「第 14 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要」
(<http://www.ipss.go.jp/>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015) 『人口統計資料集 2015』
(<http://www.ipss.go.jp/>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2016) 「第 15 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要」
(<http://www.ipss.go.jp/>)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 「日本の将来推計人口(平成 29 年推計)」
(http://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2017/pp_zenkoku2017.asp)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2018) 『人口統計資料集 2018』
(<http://www.ipss.go.jp/>)

- 佐々井司 (2007) 「夫婦出生力の地域間格差に関する研究」, 『人口問題研究』, 第 63 巻 第 3 号, pp. 3-23.
- 相馬直子・山下順子 (2012) 「ダブルケア (子育てと介護の同時進行) から考える新たな家族政策—世代間連帯とジェンダー平等に向けて」『調査季報』第 171 巻, pp. 14-17.
- 総務省 (1960) 『昭和 35 年国勢調査』
- 総務省 (1980) 『昭和 55 年国勢調査』
- 総務省 (2010) 『平成 22 年国勢調査』
- 内閣府 (2015) 「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」
(http://www.gender.go.jp/research/kenkyu/wcare_research.html)
- 速水融 (2007) 『歴史人口学の世界』岩波書店.
- 平井寛・近藤克則・尾島俊之・村田千代栄 (2009) 「地域在住高齢者の要介護認定リスク要因の検討 AGES プロジェクト 3 年間の追跡研究」『日本公衛誌』 第 56 巻 第 8 号, pp. 501-512.
- 福田節也・守泉理恵 (2015) 「ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析」, 『人口問題研究』, 第 71 巻, 第 3 号, pp. 179-200.
- 藤崎宏子 (1990) 「要介護老人の在宅介護を規定する家族的要因—分析枠組みの検討—」『総合都市研究』第 39 号, pp. 61-83.
- 別府志海 (2006) 「人口減少・超高齢社会への突進」, 大淵寛・森岡仁編『人口学ライブラリー5 人口減少時代の日本経済』, 原書房 pp. 35-59.
- 彭潤希・佐藤龍三郎・武藤考司 (1999) 「未婚女性の結婚・出産に対する阻害要因—結婚・出産・育児・介護及び就業に関する意識調査から—」『順天堂医学』第 44 巻 第 4 号, pp. 423-433.
- 丸山桂 (2006) 「家族介護の社会的評価と介護保険利用状況の要因分析」富田武・李静和編『家族の変容とジェンダー—少子高齢化とグローバル化の中で』日本評論社.
- 三輪哲・林雄亮 (2014) 『SPSS による応用多変量解析』オーム社.
- 山口一男 (2001) 「イベントヒストリー分析(4)」, 『統計』, 第 52 巻 第 12 号, pp. 73-78.
- Akerlof, G., Yellen, J., and Katz, M. (1996) “An Analysis of out-of wedlock childbearing in the United States”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, Issue 2, pp. 277-317.
- Allison, P. D. (1984) *Event history analysis : regression for longitudinal event data* in, Sage university papers series, No. Quantitative applications in the social sciences ; no. 07-046: Sage Publications.
- Anzo, Sinji. (1985) “Measurement of the Marriage Squeeze and its Application.” *Jinko-gaku-kenkyu*, Vol. 8, pp. 1-10.

- Dixon, R. B. (1978) "Late Marriage and Non-Marriage as Demographic Responses: Are They Similar?" *Population Studies*, Vol. 32, No. 3, pp. 449-466.
- Elder, G. H., Jr. (1977). "Family History and the Life Course." *Journal of Family History*, Vol. 2, No. 4, pp. 279-304.
- Giele, J. Z., and Elder, G. H., Jr. (Eds.) (1998). *Methods of Life Course Research: Qualitative and Quantitative Approaches*. Thousand Oaks, CA: Sage; 正岡寛司・藤見純子訳(2003)『ライフコース研究の方法—質的並びに量的アプローチ』明石書店。
- Hinde, Andrew. (1998) *Demographic Methods*. Hodder Arnold Publication.
- Kumagai, Fumie. (2008) *Families in Japan. : Changes, Continuities, and Regional Variations*. University Press of America.
- Kumagai, Fumie. (2015) *Family Issues on Marriage, Divorce, and Older Adults in Japan. : With Special Attention to Regional Variations*. Springer.
- Lewis, S. K. and Oppenheimer, V. K. (2000) "Educational Assortative Mating across Marriage Market: Non-Hispanic Whites in the United States." *Demography*, Vol. 37, No. 1, pp. 29-40.
- Lichter, D. T., Anderson, R. N., and Hayward M. D. (1995) "Marriage Markets and Marital Choice." *Journal of Family Issues*, pp. 412-431.
- Mare, R. D. (1991) "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review*, Vol. 56, No. 1, pp. 15-32.
- Moore, K. A., and Waite, L. J. (1981) "Marital Dissolution, Early Motherhood and Early Marriage." *Social Forces*, Vol. 60, No. 1. pp. 20-40.
- Oppenheimer, V. K. (1988) "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology*, Vol. 94, No. 3, pp. 563-91.
- Preston, S. H., Heuveline Patrick, and Michel Guillot. (2001) *Demography Measuring and Modeling Population Processes*. Blackwell Publishing.
- Raymo, J. M., Iwasawa, M., and Bumpass, L. (2004) "Marital dissolution in Japan: Recent trends and differentials". *Demographic Research*, 11, pp. 395-419
- Raymo, J. M., and Iwasawa, M. (2005) "Marriage Market Mismatches in Japan: An Alternative View of relationship between Women's Education and Marriage." *American Sociological Review*, Vol. 70, No. 5, pp. 801-822.
- Raymo, J. M., and Iwasawa, M. (2008) "*Bridal Pregnancy and Spouse Pairing Patterns in Japan.*" *Journal of Marriage and Family*, Vol. 70, No. 4, pp. 847-860.
- Teachman J. D. (2002) "*Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors.*" *Demography*, Vol. 39, No. 2, pp. 331-351.

Uchikoshi, Fumiya and Mogi, R. (2018) "Order matters: The effect of premarital pregnancy on second childbearing in Japan" *Demographic Research*, Vol. 39, Article. 48, pp. 1305-1330.

Zal, H. M. (1992) *The Sandwich Generation*, Plenum Press, New York.