
特 集 I

長期的視点からみた日本の結婚行動：多相生命表アプローチ

年次別およびコーホート別の結婚の多相生命表：
1980～2021年および1965～1985年生まれの結婚をめぐる
日本人のライフコース

別府志海*・石井太**・余田翔平*・岩澤美帆*・堀口侑***

本研究は年次別に加えてコーホート別に結婚の多相生命表を作成、分析を試みた。

1980年から2021年の各年次について結婚の多相生命表を作成したところ、平均未婚期間・平均離別期間は大きく伸びている一方で、平均有配偶期間・平均死別期間は変動が小さかった。こうした変化について1980年と2019年を対象に、死亡率の変化と結婚・離婚の変化である遷移率の変化へ要因分解を行った結果、男女とも平均未婚期間の伸長と平均有配偶期間の変化に対していずれも遷移率変化の効果が大きかった。平均死別期間の変化に対しては、男性の場合は遷移率変化の効果が、女性の場合は死亡率変化の効果が大きかった。

コーホートによる多相生命表においても平均未婚期間の長期化や平均有配偶期間の短縮等が確認された。さらに1965年生まれと1985年生まれを対象に要因分解を行ったところ、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかったとされた。

キーワード：結婚、多相生命表、ライフコース、要因分解

はじめに

人口学者・河野稠果によれば、生命表 life table は形式人口学のバックボーンである(河野 1996)。生命表形式を用いる利点は、人口構成による影響を受けない状態間遷移確率・平均滞在期間などを分析でき、結婚や離婚といった配偶関係状態間遷移(異動)の様子を詳細に分析できる点である(別府 2002)。この生命表手法を拡張し、可逆的かつ増加する要因についても作成・分析することを可能にしたものが多相生命表 multistate life table である。この多相生命表は人口構成による影響を受けずに、死亡確率・生存期間な

* 国立社会保障・人口問題研究所

** 慶應義塾大学

*** 慶應義塾大学・院

どを考慮した上で、配偶関係状態間遷移の状況を理解する方法として有用である。

本稿はこの多相生命表を応用し、マクロの視点から結婚過程の分析を行うものである。さらに、これまで行われている他の研究と同様に単年次のデータに基づいた5年ごとの年次別の多相生命表に加え、年次間を補間したデータに基づくコーホート別の多相生命表も作成し分析を試みる。

1. 多相生命表作成の意義

配偶関係状態を分析する場合、未婚状態からの初婚、有配偶状態からの離婚や死別といった減少要因に加えて、離死別状態からの再婚といった増加要因が存在することから、通常の生命表形式による分析を行うことが出来ない。そのため多相生命表が開発される以前の生命表を応用した結婚の分析においては、配偶関係による死亡率の相違¹⁾、初婚と死亡による未婚人口の減少過程²⁾、有配偶人口の死離別による減少過程（結婚の解消過程）³⁾が対象とされていた。

しかしながら多相生命表の開発によって増加過程も扱えるようになり、離婚や再婚といった複雑な状態間遷移を含む過程が分析可能となるなど分析の幅が広がった。ここで結婚の多相生命表とは、出生（または15歳など結婚可能開始年齢）から死亡の間にある配偶関係状態間の遷移率および死亡率の相違を考慮し、それを一つの生命表上にまとめて示したものである。状態間遷移率を考慮した配偶関係別生命表ともいえるだろう。そのためデータとして配偶関係別の死亡率と配偶関係状態間の遷移率が必要となる。

総じて生命表形式の分析では、時間の経過あるいはテンポの概念・次元を分析に導入することが可能である。これまで日本の結婚の多相生命表は那須（1971）、高橋（1989）、池ノ上・高橋（1994）、別府（2002）、別府・余田・石井（2018）などがある。

2. 作成にあたってのデータ上の諸問題

結婚の多相生命表を作成するに当たり直面する最大の困難は、計算過程以前の、作成に必要なデータの収集にある（別府 2002）。一般に多相生命表の作成には、遷移確率の計算に非常に多様なデータが必要となる。結婚の多相生命表の場合、男女・年齢・配偶関係別の人口と死亡数に加え、配偶関係状態間の遷移（異動）に関する詳細なデータが必要となる。日本のデータを例にとると、分母となる配偶関係別の人口は国勢調査報告から、また分子となる各配偶関係間遷移（異動）数は人口動態統計から得られる。

しかしながら、作成に当たって解決すべき点がいくつかある。詳しくは参考文献を参照されたいが、ここではその概略を示す⁴⁾。

1) 一般に「配偶関係別生命表」と呼ばれており、石川（1988, 1999）などがある。

2) 一般に「初婚表」と呼ばれており、岡崎（1940）、伊藤（1983）、伊藤・山本（1977）などがある。

3) 一般に「結婚の生命表」と呼ばれており、河野（1960）、金子・白石（1998）、金子・三田（1989）などがある。

4) 詳細は石川（1989, 1995, 1999）、高橋（1994）などを参照されたい。

まず、人口動態統計の観察期間は1月から12月までであるため、分母となる配偶関係別人口は同期間の平均人口が望ましい。1年間の動態発生確率は均一であると仮定すれば年央（7月1日）人口を平均人口とみなすことができる。しかし国勢調査は10月1日現在で行われるため、理論的には平均人口やその近似である年央人口の推計を行う必要がある（南條・重松 1995）。本研究でも年央人口を推計して用いている。

次に、人口動態統計では婚姻数および離婚数の年齢別集計が、当該年内に届け出られたもののみを対象としている。しかしながら、同居や別居を開始してから1年後や2年後の届け出も一定数あることから、実際に生じた件数を得るためには、こうした届出遅れを加味し補整する必要がある。

また、調査による定義の相違がある。配偶状態について国勢調査では調査票に「届出の有無にかかわらず」とあるように事実主義を採るが、人口動態統計は届出主義を採ることになる。定義の相違と関連するが、同棲の扱いにも注意を払う必要がある。同棲を事実婚と捉えた場合、分析に用いる人口動態統計と定義上の齟齬が生じうるが、近年の調査の結果において同棲しているとする割合はまだ少数である（国立社会保障・人口問題研究所 2023）。そこで本研究では、同棲は明示的には扱わない。ただし、上述のように同棲や事実婚から始まり、最終的に届が提出されるものについては、過去の届出遅れの発生状況をもとに推定しているため、今回の分析には同棲の一部も含まれることになる。

なお、本稿における多相生命表作成の具体的な計算方法についての詳細は、本特集に収録されている石井（2024）を参照されたい。

3. 年次別の結婚の多相生命表による各指標

はじめに、1980～2021年の多相生命表の作成に用いた配偶関係 i から j への遷移しやすさを示す、各配偶関係別遷移率 m_x^{ij} の年齢パターンを図1に示す。初婚率の推移を見ると、男女で形状は異なるものの1980年から2021年にかけて水準が最も高い20～30歳代で大きく低下しており、いわゆる「未婚化」が進展していることを示している。また、女性は50歳以上になると初婚がほぼなくなるものの、男性は高年齢でも若干存在する。再婚では、死別再婚と離別再婚によって男女差や水準差がみられる。死別再婚率は男女ともに水準はかなり低い。女性に比べて男性は年齢の幅が広がっている。離別再婚は、水準が高くなっている20歳代で男性は女性の2倍ほど高く、また初婚と同様に男性は高年齢でも女性より水準が高い。最後に離婚率は男女とも最近になるにつれて高くなる傾向があるものの、特に水準が高い年齢は25歳以下であり、このパターンはあまり変化していない。

次に、前述の方法により作成された結婚の多相生命表から得られた各種ライフコース指標を表1に、また配偶関係別平均期間を図2に、生涯遷移率を図3に掲げる。時系列で見ると、特に2019年までと2020年以降とで傾向が大きく変わっているように見える。これは、2020年以降が2019年の平成から令和への改元やコロナ禍による影響を受けて結婚・離婚の通常のパターンが崩れていることを示している。そこで、以下では主に2019年までについて分析を行うこととする。

配偶関係別平均期間をみると、平均未婚期間は1980年から2019年にかけて男女とも12年ほど長くなっており、男女とも全部で4つある配偶関係別平均期間の中で最も変化が大きい。こうした長期化によって男女とも2000年からは平均有配偶期間を抜いて全配偶関係の中で最も期間が長くなっている。なお、2020年以降は男女とも平均未婚期間が急激に伸びており、コロナ禍等で特に初婚の届出が回避もしくは延期されている可能性がある。他方、平均有配偶期間は男性で0.1年、女性で0.6年とわずかな伸長に留まっており、1990年代後半には平均未婚期間と長さが逆転して2番目の長さとなっている。しかし男女とも2000年代前半までは短縮傾向であったが、その後は伸長傾向へと転じており、2019年までは平均未婚期間の動きとほぼ並行に推移している。平均死別期間は男性で0.3年延びているものの女性では逆に1.6年短縮している。死亡率が低下しているにもかかわらず平均有配偶期間や女性の平均死別期間が短縮しているのは、配偶関係状態間の遷移が変化してその状態に短期間だけ滞在するケースが増えているためと考えられる。この点については、次節で分析することとする。平均離別期間は男性で3.5年、女性で4.3年長くなっているが、男女とも特に2000年以降になって伸長傾向が強くなっている。

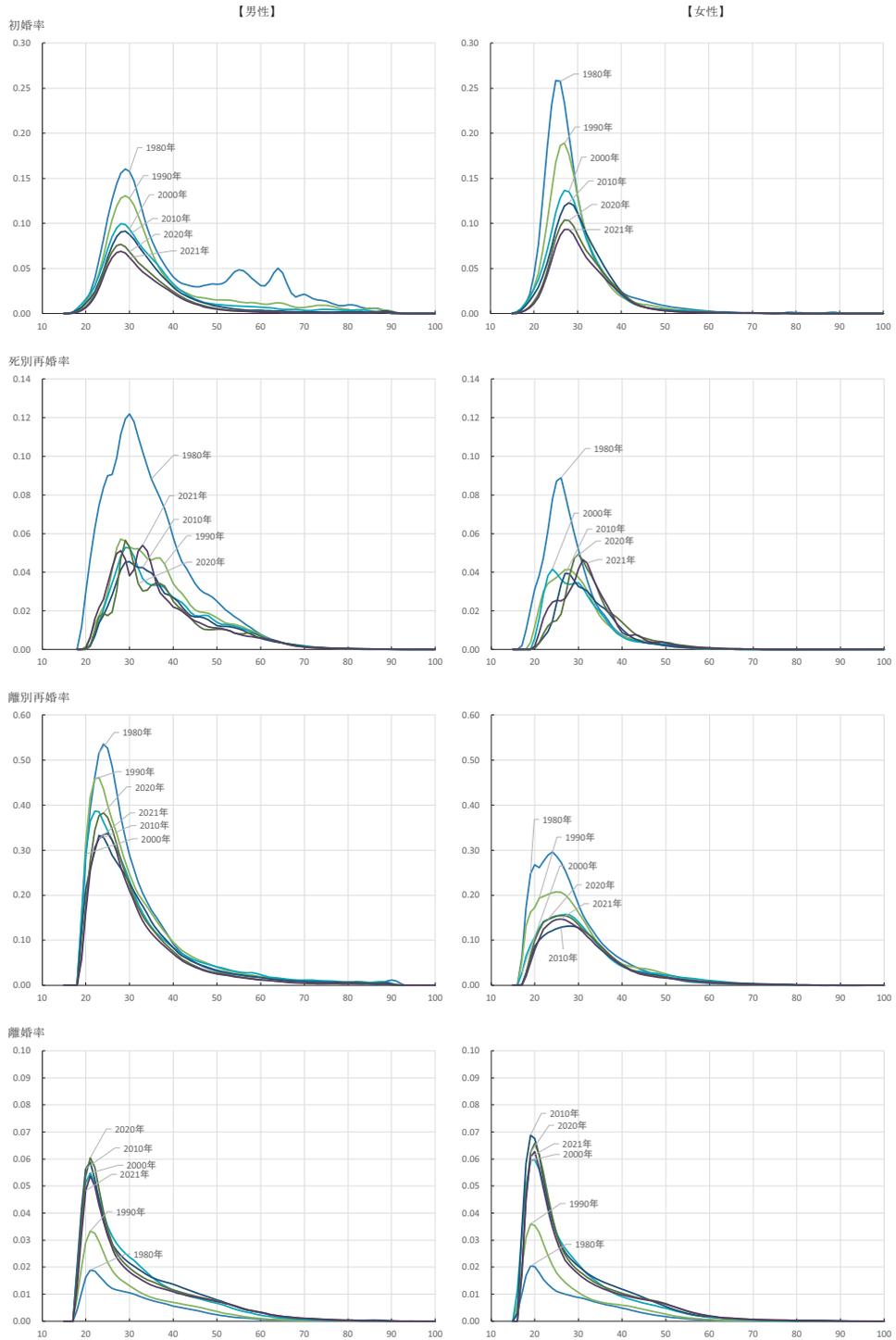


図1 各配偶関係状態間の遷移率：1980～2021年

資料：厚生労働省「人口動態統計」および総務省「国勢調査」をもとに算出。

表1 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標

ライフコース指標	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2019年	2020年	2021年
男性											
平均寿命	73.4	74.9	75.9	76.4	77.7	78.5	79.5	80.7	81.4	81.6	81.5
生涯初婚確率	0.903	0.871	0.840	0.822	0.786	0.747	0.744	0.731	0.715	0.670	0.631
15歳以降での初婚確率	0.916	0.880	0.847	0.829	0.791	0.751	0.748	0.734	0.718	0.672	0.633
生涯死別確率	0.223	0.209	0.202	0.190	0.174	0.174	0.176	0.183	0.184	0.188	0.191
生涯離婚確率	0.137	0.166	0.170	0.207	0.267	0.273	0.283	0.284	0.282	0.270	0.257
生涯死別再婚確率	0.037	0.032	0.025	0.024	0.022	0.018	0.017	0.015	0.015	0.013	0.013
生涯離別再婚確率	0.651	0.655	0.673	0.675	0.672	0.637	0.603	0.594	0.586	0.552	0.524
平均初婚年齢	30.0	30.1	30.3	30.3	30.5	31.1	30.8	30.9	30.8	30.8	31.1
平均離婚年齢	38.3	38.9	38.4	38.4	38.5	39.4	40.3	40.3	40.8	40.8	41.4
平均死別年齢	72.9	73.9	74.8	75.2	76.3	77.3	78.4	79.6	80.2	80.5	80.4
平均離別再婚年齢	39.3	40.4	39.8	40.2	40.7	41.5	41.7	41.0	41.1	41.0	41.4
平均死別再婚年齢	52.5	54.4	55.7	56.1	57.6	57.9	58.2	57.7	59.1	59.3	58.5
平均未婚期間	31.6	33.4	35.1	36.1	38.1	40.6	41.1	42.5	43.4	45.6	47.6
平均有配偶期間	37.4	37.2	37.8	36.6	34.6	34.8	35.7	36.5	37.3	38.2	38.7
平均死別期間	9.4	9.8	9.9	9.5	10.3	10.2	9.9	9.8	9.7	9.8	9.8
平均離別期間	10.7	11.1	10.8	10.9	11.5	12.5	13.3	14.0	14.2	15.3	16.0
生涯の未婚期間割合	0.435	0.453	0.470	0.480	0.501	0.529	0.525	0.533	0.539	0.567	0.593
生涯の有配偶期間割合	0.515	0.496	0.482	0.468	0.438	0.410	0.411	0.404	0.399	0.375	0.353
生涯の死別期間割合	0.029	0.027	0.026	0.023	0.023	0.021	0.020	0.020	0.019	0.018	0.017
生涯の離別期間割合	0.020	0.024	0.023	0.029	0.039	0.040	0.043	0.044	0.043	0.041	0.037
女性											
平均寿命	78.7	80.5	81.8	82.8	84.5	85.4	86.2	87.0	87.4	87.7	87.6
生涯初婚確率	0.917	0.904	0.866	0.845	0.812	0.778	0.798	0.795	0.781	0.740	0.702
15歳以降での初婚確率	0.927	0.911	0.872	0.851	0.816	0.782	0.801	0.797	0.783	0.742	0.704
生涯死別確率	0.620	0.609	0.615	0.596	0.551	0.546	0.540	0.534	0.539	0.544	0.555
生涯離婚確率	0.144	0.170	0.170	0.201	0.263	0.271	0.275	0.277	0.275	0.262	0.249
生涯死別再婚確率	0.005	0.004	0.004	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
生涯離別再婚確率	0.606	0.589	0.600	0.600	0.586	0.548	0.526	0.533	0.519	0.489	0.459
平均初婚年齢	25.5	26.0	26.8	27.3	27.7	28.2	28.4	28.7	28.9	29.0	29.3
平均離婚年齢	35.0	36.0	35.6	35.8	35.8	36.6	37.3	37.6	38.3	38.5	39.1
平均死別年齢	68.6	70.1	71.6	72.6	74.0	75.2	76.5	77.6	78.6	78.7	78.7
平均離別再婚年齢	36.0	37.6	37.4	38.1	38.7	39.6	39.8	39.3	39.5	39.6	40.0
平均死別再婚年齢	43.0	44.5	45.3	46.1	46.8	46.0	46.6	47.7	50.0	49.5	50.1
平均未婚期間	28.3	29.8	32.6	34.2	36.6	39.2	38.7	39.5	40.6	43.1	45.4
平均有配偶期間	37.7	37.3	37.8	36.7	34.6	34.8	35.7	36.3	37.0	37.8	38.3
平均死別期間	15.5	15.6	15.4	15.4	15.7	15.4	14.9	14.4	13.9	14.0	13.9
平均離別期間	18.2	19.0	19.0	19.2	20.5	22.1	22.7	22.2	22.5	23.8	24.8
生涯の未婚期間割合	0.360	0.371	0.401	0.417	0.439	0.465	0.453	0.458	0.467	0.495	0.523
生涯の有配偶期間割合	0.483	0.469	0.449	0.430	0.399	0.378	0.391	0.393	0.389	0.370	0.350
生涯の死別期間割合	0.123	0.119	0.112	0.108	0.100	0.092	0.088	0.083	0.079	0.075	0.071
生涯の離別期間割合	0.034	0.041	0.038	0.045	0.062	0.065	0.068	0.066	0.065	0.061	0.056

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表による。平均寿命はJMD (ver.004_003) による。

次に配偶関係状態間の生涯遷移確率をみると（前掲表1および図3），生涯初婚確率は、1980年では男女とも9割を超えていたが2019年では男性が0.72，女性が0.78まで低下しており，2020年からはさらに落ち込んで2021年には男性0.63，女性0.70となっている。一方で生涯離婚確率は上昇しているが，2000年代中頃からは男女とも0.3付近で推移しており，

2020年以降に若干の低下がみられる。再婚では、生涯死別再婚確率は低下しているが水準は低い。他方で生涯離別再婚確率は死別再婚確率と同様に低下傾向にあるものの、その水準は5割～6割強と比較的に高い。これは、離婚は平均的に死別に比べ若い年齢で起きていることにも起因する。例えば2019年で見ると、平均死別年齢が78.7歳であるのに対し、平均離婚年齢は38.5歳である。

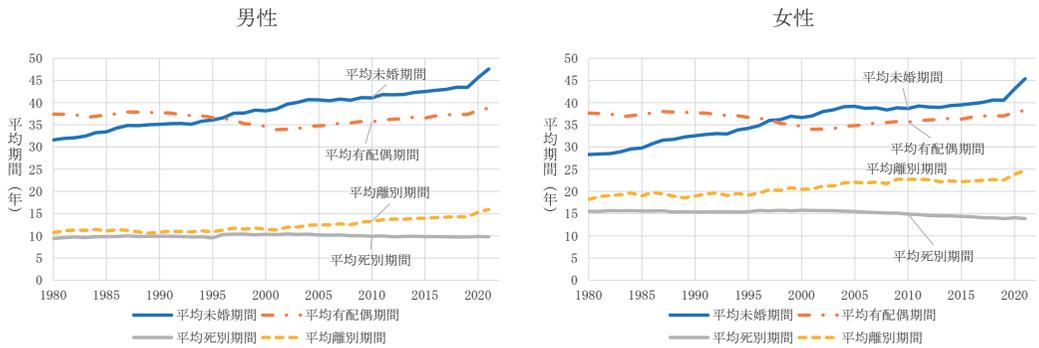


図2 配偶関係別平均期間：1980～2021年

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

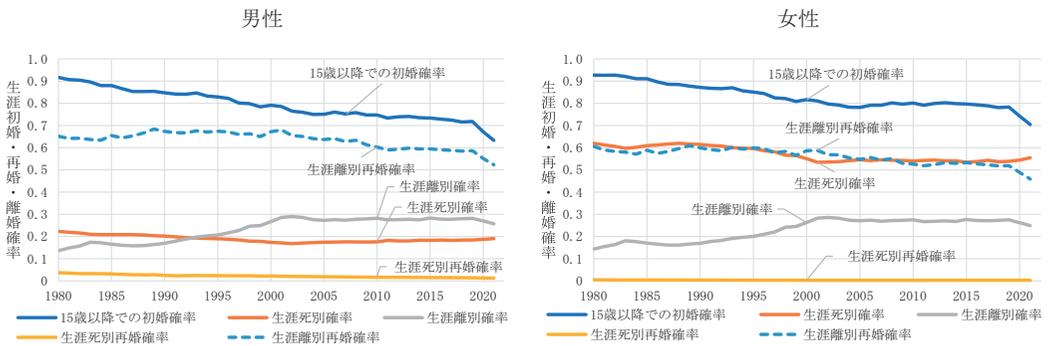


図3 生涯遷移確率：1980～2021年

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

以上から、多相生命表から得られた配偶関係状態別の平均期間は平均死別期間を除くいずれも長期化の傾向にあった。その一方で、死別確率および死亡確率を除くすべての状態間遷移確率は平均有配偶期間を短縮させる方向に変化していたといえる。

4. 年次間のライフコース変化の要因分解

平均未婚期間の短縮など、こうした変化が死亡率の変化とそれ以外の、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているのだろうか。ここでは多相生命表を用いて死亡・死別と、それ以外の要素の2つに大別し、どちらの影響が大きいかの要因分解を行う。

要因分解法の考え方は、異なる地域・時間の指標の差を二つ以上の要因から説明するもので、それぞれに仮定された架空の組み合わせによる指標による数値を求め、それぞれの要因の効果を算出する（河野 1996）。本稿では2つの人口・要因を対象とする。

人口構成	遷移率	
	人口 A	人口 B
人口 A	a	c
人口 B	d	b

ここで a, b はどちらも実際の人口から観察された値だが、c は遷移率に人口 B を、d は人口構成に人口 A の値を用いた架空の値である。つまり (c - a) は遷移率変化の効果を表し、(b - c) は人口構成変化の効果をあらわす。(b - d), (d - a) も同様である。そこで以下の式により、観察値の変化を遷移率変化の効果と人口構成変化の効果という2つの要素に分解できる。ただし、多相生命表では遷移率の変化によって人口構成が変化してしまうため、ここでは人口構成の変化を死亡率の変化とし、結婚・離婚要因と死亡要因の2つに分解する。

$$(b - a) = \overset{\text{(遷移率変化の効果)}}{(c - a)} + \overset{\text{(人口構成変化の効果)}}{(b - c)} \dots\dots\dots [1]$$

$$(b - a) = (b - d) + (d - a) \dots\dots\dots [2]$$

前述したように2020年以降は結婚・離婚の通常のパターンが崩れている可能性があるため、ここでは1980年と2019年について要因分解を行った（表2）。この期間に平均未婚期間は男女とも12年ほど長期化しているが、そのうち男性9年、女性10年は遷移率の変化によって、そして残りの約2～3年は死亡の変化によることが示された。未婚の場合、遷移率は初婚率しか存在しないため、平均未婚期間の伸長は、男女ともその8割ほどが初婚率の変化に起因しているといえる。

次に平均有配偶期間の長さは、両年次で男女ともほとんど差はない。これを要因分解すると、遷移率変化の効果が6年を超える短縮効果を示している。ただし、遷移率変化の効果には初婚率、離婚率、死別・離別からの再婚率が含まれるため、その解釈には注意を要する。

平均死別期間を分解すると、男性の場合は遷移率変化の効果が死亡率変化の効果よりもやや大きく、女性の場合は逆に死亡率変化の効果の方が大きくなっている。男性の場合、遷移率は死別再婚率の低下の影響と考えられるが、女性の場合、死亡率変化の効果は配偶者の死亡率と死別者の死亡率の低下が考えられる。このうち、死別者の死亡率低下は死別

表2 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標の要因分解：1980年，2019年

ライフコース指標	男 性					女 性				
	1980年	2019年	差	結婚・離婚要因	死亡要因	1980年	2019年	差	結婚・離婚要因	死亡要因
生涯初婚確率	0.903	0.715	-0.188	-0.216	0.028	0.917	0.781	-0.136	-0.147	0.010
15歳以降での初婚確率	0.916	0.718	-0.198	-0.218	0.020	0.927	0.783	-0.144	-0.148	0.004
生涯死別確率	0.223	0.184	-0.040	-0.036	-0.003	0.620	0.539	-0.081	-0.091	0.010
生涯離婚確率	0.137	0.282	0.145	0.141	0.004	0.144	0.275	0.132	0.125	0.007
生涯死別再婚確率	0.037	0.015	-0.022	-0.007	-0.016	0.005	0.003	-0.002	0.002	-0.004
生涯離別再婚確率	0.651	0.586	-0.065	-0.083	0.018	0.606	0.519	-0.087	-0.081	-0.005
平均初婚年齢	30.0	30.8	0.8	0.3	0.5	25.5	28.9	3.3	3.3	0.1
平均離婚年齢	38.3	40.8	2.5	1.9	0.6	35.0	38.3	3.3	2.9	0.5
平均死別年齢	72.9	80.2	7.3	-0.1	7.4	68.6	78.6	10.0	0.1	9.9
平均離別再婚年齢	39.3	41.1	1.9	0.9	0.9	36.0	39.5	3.5	3.2	0.2
平均死別再婚年齢	52.5	59.1	6.5	4.1	2.4	43.0	50.0	6.9	7.6	-0.6
平均未婚期間	31.6	43.4	11.8	9.2	2.7	28.3	40.6	12.2	10.1	2.1
平均有配偶期間	37.4	37.3	-0.1	-6.1	6.0	37.7	37.0	-0.6	-7.9	7.2
平均死別期間	9.4	9.7	0.3	0.3	0.0	15.5	13.9	-1.6	-0.1	-1.5
平均離別期間	10.7	14.2	3.5	1.5	2.0	18.2	22.5	4.3	2.5	1.9
生涯の未婚期間割合	0.435	0.539	0.104	0.134	-0.030	0.360	0.467	0.107	0.128	-0.021
生涯の有配偶期間割合	0.515	0.399	-0.117	-0.147	0.030	0.483	0.389	-0.094	-0.133	0.040
生涯の死別期間割合	0.029	0.019	-0.010	-0.007	-0.002	0.123	0.079	-0.045	-0.026	-0.019
生涯の離別期間割合	0.020	0.043	0.023	0.021	0.002	0.034	0.065	0.032	0.031	0.000

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

期間を伸長させるが，今回の分析結果から，むしろ配偶者，つまり男性の死亡率が若年齢中心に低下したことによって死別の平均年齢が上昇し，結果として死別期間が短縮していると考えられる。

平均離別期間の延長については，遷移率変化の効果が男性は4割，女性は6割とされた。両年次の遷移率を比較すると，離別再婚率は低下している一方，離婚率は特に30歳以下の若年層において上昇している。このことから，特に離婚が増えている若年齢において再婚しないことで，離別者が長期に離婚状態に留まるようになっていていると考えられる。

ところで，初婚を経なければ他の配偶関係状態へ遷移することが出来ないことから，初婚の変化は直接・間接に各ライフコース指標に影響を与えているはずである。そこで1980年と2019年について，初婚の変化のみと死亡を含めた他の要因の変化に分けた要因分解を行った（表3）。その結果，男性の場合は配偶関係別平均期間に対してあまり影響が見られなかった。これは前掲図1で示しているように，男性の初婚率の変化が主に低下方向のみであったことによると考えられる。他方，女性の場合は平均離別期間に対して2年ほどの延長効果があり，また平均有配偶期間に対しては，効果自体は小さいものの，期間短縮のほとんどが初婚率の変化によって説明される。

表3 年次別の結婚の多相生命表から得られたライフコース指標の要因分解
(初婚率のみ変化の場合) : 1980年, 2019年

ライフコース指標	男 性					女 性				
	1980年	2019年	差	初婚要因	初婚以外の要因	1980年	2019年	差	初婚要因	初婚以外の要因
生涯初婚確率	0.903	0.715	-0.188	-0.216	0.028	0.917	0.781	-0.136	-0.147	0.010
15歳以降での初婚確率	0.916	0.718	-0.198	-0.218	0.020	0.927	0.783	-0.144	-0.148	0.004
生涯死別確率	0.223	0.184	-0.040	0.002	-0.041	0.620	0.539	-0.081	0.029	-0.111
生涯離婚確率	0.137	0.282	0.145	-0.007	0.153	0.144	0.275	0.132	-0.040	0.171
生涯死別再婚確率	0.037	0.015	-0.022	0.000	-0.022	0.005	0.003	-0.002	-0.001	-0.002
生涯離別再婚確率	0.651	0.586	-0.065	-0.020	-0.045	0.606	0.519	-0.087	-0.071	-0.016
平均初婚年齢	30.0	30.8	0.8	0.3	0.5	25.5	28.9	3.3	3.3	0.1
平均離婚年齢	38.3	40.8	2.5	0.7	1.8	35.0	38.3	3.3	2.3	1.0
平均死別年齢	72.9	80.2	7.3	0.0	7.4	68.6	78.6	10.0	0.1	9.9
平均離別再婚年齢	39.3	41.1	1.9	0.7	1.1	36.0	39.5	3.5	2.2	1.3
平均死別再婚年齢	52.5	59.1	6.5	0.3	6.2	43.0	50.0	6.9	2.2	4.8
平均未婚期間	31.6	43.4	11.8	9.2	2.7	28.3	40.6	12.2	10.1	2.1
平均有配偶期間	37.4	37.3	-0.1	0.1	-0.2	37.7	37.0	-0.6	-0.6	0.0
平均死別期間	9.4	9.7	0.3	0.0	0.3	15.5	13.9	-1.6	-0.1	-1.6
平均離別期間	10.7	14.2	3.5	0.4	3.1	18.2	22.5	4.3	2.2	2.2
生涯の未婚期間割合	0.435	0.539	0.104	0.130	-0.026	0.360	0.467	0.107	0.127	-0.020
生涯の有配偶期間割合	0.515	0.399	-0.117	-0.115	-0.001	0.483	0.389	-0.094	-0.096	0.002
生涯の死別期間割合	0.029	0.019	-0.010	-0.006	-0.004	0.123	0.079	-0.045	-0.016	-0.029
生涯の離別期間割合	0.020	0.043	0.023	-0.009	0.032	0.034	0.065	0.032	-0.015	0.047

出所：筆者作成の年次別の結婚の多相生命表に基づく。

以上から、1980年と2019年におけるライフコース指標の変化について、死亡率変化の効果と遷移率変化の効果に要因分解した結果、死亡率の低下から各期間は潜在的に長期化する方向にありながら、配偶関係状態間の遷移状況が変化することによって、平均有配偶期間のようにむしろ短縮化したものもあったことが示された。

さらに、初婚率だけを変化させた要因分解の結果から、初婚の変化が特に女性のライフコースに対して影響を与えていた様子が示された。遷移率は相互に関連があるため単純には言えないが、初婚の変化だけでも小さくない影響があったといえるだろう。

5. コーホートの結婚の多相生命表

ここまではある年次についての結婚行動について多相生命表を作成し、分析を行ってきた。しかしながら、実際の結婚・離婚行動の分析、および将来推計人口との関係を考えると、結婚の多相生命表をコーホートについても作成することが有用である。

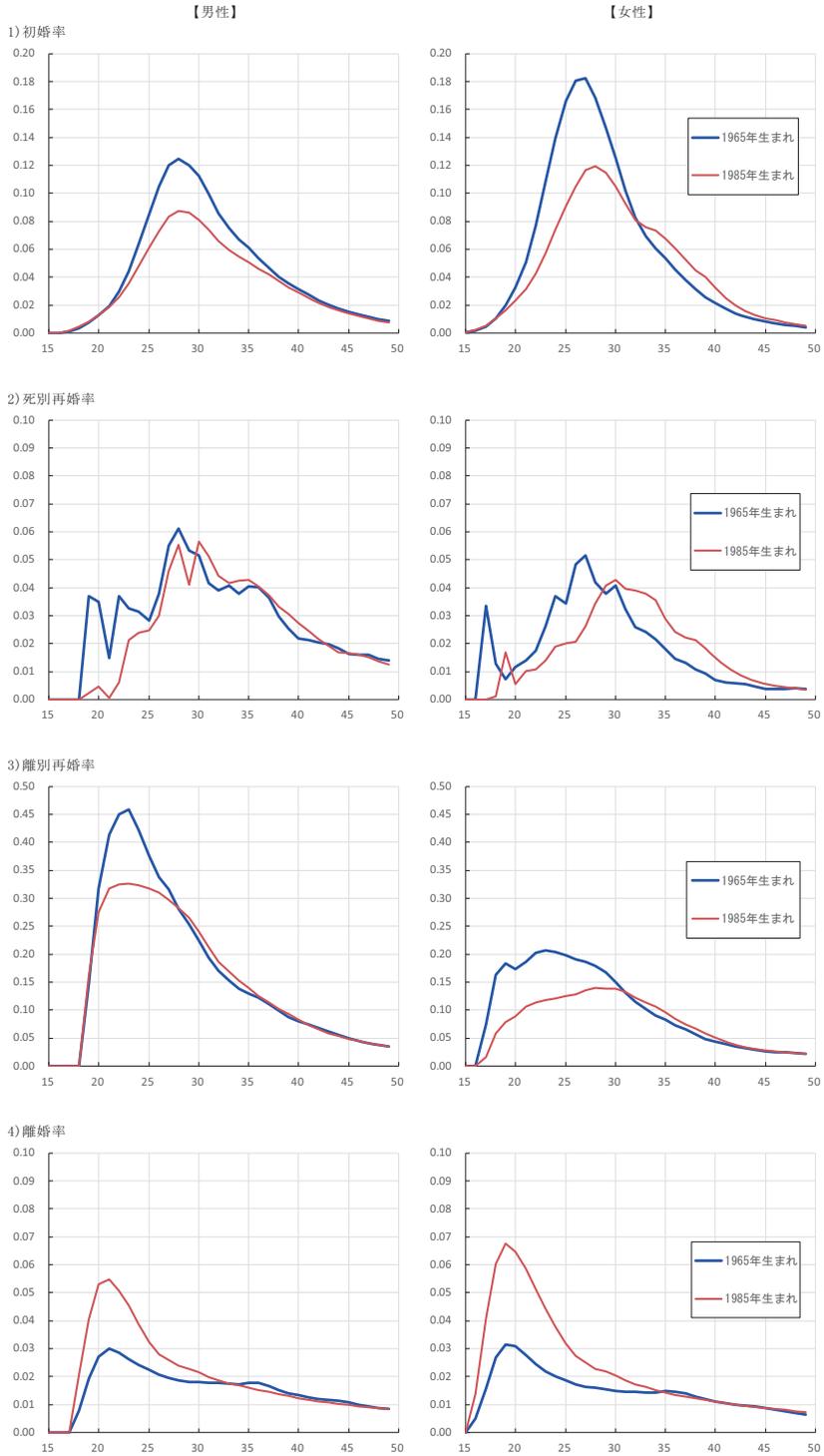


図4 各配偶関係間の遷移率：1965年，1985年生まれ

資料：厚生労働省「人口動態統計」および総務省「国勢調査」をもとに算出。

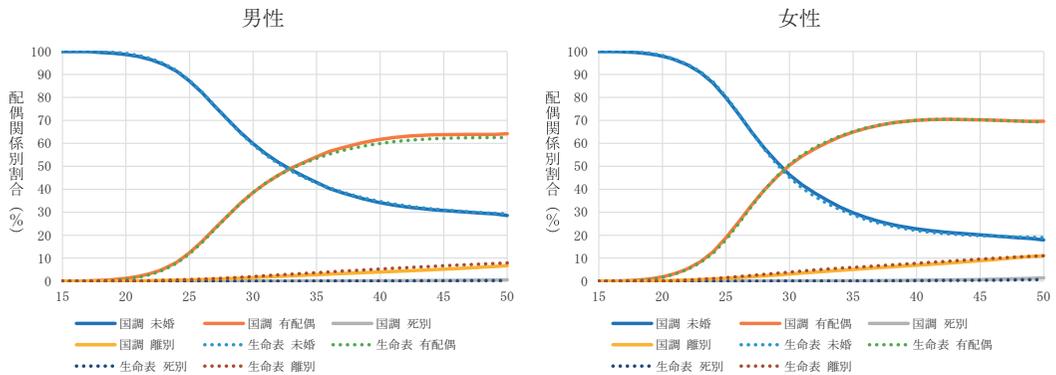


図5 コーホート別多相生命表の結果と国勢調査との比較：2020年

資料：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表および総務省「国勢調査」に基づく。

しかし、日本では詳細な配偶関係別人口が国勢調査からしか得られないため、国勢調査が行われない年次の各遷移確率をどのように求めるかが重要な部分となる。本研究では国勢調査間の年次に関する配偶関係別割合について線形補間を行い、各遷移確率を算出することとする（石井 2024）。また1985年生まれについては将来推計で補完しつつ、上限年齢を50歳とすること等により分析を行うこととする。

分析に先立ち、作成に用いた各配偶関係別遷移率について図4に掲げる。初婚率は、男女とも水準が低下しており、未婚化が進展している様子が見られる。死別再婚率は特に女性で高齢方向へシフトしているが、水準はあまり変化していない。離別再婚率は30歳未満において男女とも低下が大きい。30歳以上ではコーホート間でほとんど差が見られない。その一方で、離婚率は35歳以下において男女とも大きく上昇しており、特に25歳未満における上昇が顕著である。

次に、作成されたコーホート多相生命表から得られた2020年時点における配偶関係別人口の割合について国勢調査と比較しよう。図5から、いずれのコーホートにおいても若年齢および離別において若干の相違がみられるものの、両者の水準はかなりの程度一致していると言えるだろう。したがって、今回作成されたコーホート別多相生命表による分析から、現実の結婚・離婚における変化について説明力も高いものと考えられる。

作成されたコーホート別多相生命表による50歳時までの各種ライフコース指標を表4に示す。なお、前掲表1では上限年齢を設定していないため、コーホート別の多相生命表分析と比較できるよう50歳時に限定した期間別の指標を参考として掲げている。この表をみると、1965年生まれと1985年生まれでは平均未婚期間が男女とも3年前後伸びている。平均有配偶期間は逆に男性では1年弱、女性では2年弱短縮している。平均死別期間、平均離別期間は男女ともわずかに短縮傾向である。

以上、これまでほとんど作成されていなかったコーホートの結婚の多相生命表を作成・分析を試みた。作成された多相生命表による結果を国勢調査と比較すると、両者の相違は

限定的であり、実態の結婚・離婚行動について再現性が高いことが示唆された。また、コーホートにおいても未婚化・晩婚化が進行しており、平均未婚期間は長期化している一方で平均有配偶期間は逆に短縮していること等が確認された。

表4 コーホート別の結婚の多相生命表から得られた50歳時におけるライフコース指標

ライフコース指標	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	参考)		
	生まれ	生まれ	生まれ	生まれ	生まれ	2000年	2010年	2020年
男性								
生涯初婚確率	0.763	0.730	0.718	0.716	0.701	0.758	0.723	0.654
15歳以降での初婚確率	0.786	0.746	0.730	0.725	0.708	0.763	0.727	0.656
生涯死別確率	0.007	0.006	0.006	0.006	0.005	0.008	0.007	0.006
生涯離婚確率	0.241	0.252	0.246	0.245	0.239	0.243	0.245	0.225
生涯死別再婚確率	0.143	0.148	0.146	0.144	0.140	0.136	0.133	0.109
生涯離別再婚確率	0.550	0.587	0.595	0.595	0.584	0.627	0.573	0.552
平均初婚年齢	29.1	29.3	29.5	29.6	29.8	29.4	29.9	30.1
平均離婚年齢	36.7	35.9	35.7	35.6	35.9	35.1	36.2	36.1
平均死別年齢	41.8	41.8	42.1	42.1	42.2	42.6	42.6	42.9
平均離別再婚年齢	37.0	36.3	35.8	35.6	35.9	35.8	36.3	35.8
平均死別再婚年齢	41.4	41.1	41.2	41.0	41.4	42.2	42.1	41.8
平均未婚期間	32.2	33.5	34.2	34.5	35.1	33.8	34.9	36.6
平均有配偶期間	16.5	16.0	15.9	15.9	15.9	15.8	15.7	16.0
平均死別期間	6.7	6.6	6.5	6.4	6.5	6.1	6.2	6.2
平均離別期間	5.9	5.8	5.7	5.7	5.7	5.7	5.7	6.0
生涯の未婚期間割合	0.670	0.690	0.701	0.704	0.713	0.686	0.708	0.738
生涯の有配偶期間割合	0.303	0.283	0.274	0.272	0.263	0.288	0.267	0.241
生涯の死別期間割合	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
生涯の離別期間割合	0.026	0.026	0.024	0.024	0.023	0.025	0.024	0.020
女性								
生涯初婚確率	0.846	0.818	0.804	0.802	0.798	0.804	0.792	0.733
15歳以降での初婚確率	0.865	0.832	0.814	0.810	0.804	0.808	0.795	0.735
生涯死別確率	0.020	0.016	0.013	0.012	0.012	0.024	0.018	0.012
生涯離婚確率	0.238	0.262	0.255	0.252	0.247	0.245	0.252	0.229
生涯死別再婚確率	0.065	0.078	0.084	0.090	0.089	0.048	0.056	0.074
生涯離別再婚確率	0.473	0.504	0.511	0.517	0.511	0.543	0.489	0.475
平均初婚年齢	26.4	27.1	27.8	28.1	28.2	27.4	28.2	28.7
平均離婚年齢	35.2	34.6	34.5	34.4	34.6	33.4	34.6	35.1
平均死別年齢	41.2	40.9	41.1	41.3	41.4	42.4	42.4	42.3
平均離別再婚年齢	35.5	35.4	35.4	35.2	35.3	34.7	35.5	35.4
平均死別再婚年齢	38.2	38.4	38.3	38.2	38.3	38.6	38.6	39.3
平均未婚期間	28.8	30.3	31.4	31.8	32.1	31.4	32.4	34.1
平均有配偶期間	18.8	17.6	17.1	16.9	16.9	17.3	16.9	17.0
平均死別期間	7.9	8.1	7.8	7.6	7.5	6.9	6.9	6.9
平均離別期間	7.8	7.9	7.9	7.8	7.8	8.2	8.2	7.9
生涯の未婚期間割合	0.593	0.619	0.638	0.645	0.650	0.634	0.653	0.687
生涯の有配偶期間割合	0.368	0.338	0.322	0.316	0.312	0.325	0.307	0.281
生涯の死別期間割合	0.003	0.003	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002	0.001
生涯の離別期間割合	0.037	0.040	0.038	0.037	0.036	0.038	0.038	0.030

出所：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表および表1の年次別の結婚の多相生命表の年齢上限を50歳とした参考表に基づく。

6. コーホート別の結婚の多相生命表による要因分解

前節で作成したコーホートによる結婚の多相生命表を用いて、期間分析の際と同様に死亡率の変化と、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているかについて、要因分解を行おう。

要因分解した各種ライフコース指標を表5に掲げる。これをみると、男女とも生涯初婚確率が低下した要因の大半は遷移率変化の効果である。平均未婚期間は男女とも3年前後伸びているが、遷移率の変化の効果は男性で75%、女性で86%を占めている。また平均有配偶期間は男性が0.6年、女性が1.9年短縮しているが、男女とも遷移率変化の効果によって短縮したとされた。

平均死別期間は、男女とも0.5年未満の短縮であったが、遷移率変化の効果が大きくなっている。これには、初婚率の水準低下や晩婚化による高年齢での初婚の増加といった効果も含まれる。また死亡率変化の効果は男性でわずかにマイナス、逆に女性ではプラスとなっているのは、両コーホート間で男性の有配偶死亡率が低下したことにより死別状態への参入が高年齢へシフトしたことが考えられる。平均離別期間は男女とも若干の短縮となっているが、男性では主に遷移率変化の効果によって、女性では遷移率と死亡率の変化の効果が逆方向に作用している。

表5 コーホート別の結婚の多相生命表を用いたライフコース変化の要因分解

ライフコース指標	男 性					女 性				
	1965年 生まれ	1985年 生まれ	差	結婚・離 婚要因	死亡要因	1965年 生まれ	1985年 生まれ	差	結婚・離 婚要因	死亡要因
生涯初婚確率	0.763	0.701	-0.063	-0.080	0.018	0.846	0.798	-0.048	-0.061	0.013
15歳以降での初婚確率	0.786	0.708	-0.079	-0.082	0.003	0.865	0.804	-0.061	-0.062	0.001
生涯死別確率	0.007	0.005	-0.002	0.000	-0.002	0.020	0.012	-0.009	-0.001	-0.008
生涯離婚確率	0.241	0.239	-0.002	-0.003	0.001	0.238	0.247	0.009	0.007	0.002
生涯死別再婚確率	0.143	0.140	-0.003	-0.002	-0.001	0.065	0.089	0.025	0.015	0.010
生涯離別再婚確率	0.550	0.584	0.034	0.030	0.004	0.473	0.511	0.037	0.037	0.000
平均初婚年齢	29.1	29.8	0.7	0.7	0.0	26.4	28.2	1.8	1.8	0.0
平均離婚年齢	36.7	35.9	-0.8	-0.8	-0.0	35.2	34.6	-0.6	-0.6	-0.0
平均死別年齢	41.8	42.2	0.4	0.2	0.2	41.2	41.4	0.2	0.5	-0.3
平均離別再婚年齢	37.0	35.9	-1.1	-1.1	0.0	35.5	35.3	-0.2	-0.3	0.1
平均死別再婚年齢	41.4	41.4	-0.1	-0.1	0.0	38.2	38.3	0.1	0.9	-0.9
平均未婚期間	32.2	35.1	2.9	2.1	0.7	28.8	32.1	3.3	2.9	0.5
平均有配偶期間	16.5	15.9	-0.6	-0.6	0.0	18.8	16.9	-1.9	-1.9	0.0
平均死別期間	6.7	6.5	-0.2	-0.2	-0.0	7.9	7.5	-0.4	-0.6	0.2
平均離別期間	5.9	5.7	-0.2	-0.2	0.0	7.8	7.8	-0.0	-0.1	0.1
生涯の未婚期間割合	0.670	0.713	0.043	0.044	-0.001	0.593	0.650	0.058	0.058	-0.001
生涯の有配偶期間割合	0.303	0.263	-0.039	-0.040	0.001	0.368	0.312	-0.055	-0.056	0.001
生涯の死別期間割合	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.003	0.002	-0.002	0.000	-0.001
生涯の離別期間割合	0.026	0.023	-0.003	-0.004	0.000	0.037	0.036	-0.001	-0.001	0.001

出所：筆者作成のコーホート別の結婚の多相生命表に基づく。

注：いずれの指標も年齢の上限を50歳として算出したもの。

ここで遷移率変化の効果が大きくなっている配偶関係別平均期間をみると、男女とも平均未婚期間の変化に対する遷移率変化の効果が最大であり、男性で2年、女性で3年の伸長効果があったとされる。2番目は平均有配偶期間の変化に対する効果であり、男性で1年弱、女性で2年の短縮効果があったとされる。

総じて、死亡率変化の効果が各期間を変化させる効果は限定的であり、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかった。

7. 結論

本稿では、マクロの視点から結婚・離婚を総合的に扱うことが可能な多相生命表を用い、まずは1980年から2021年について結婚の多相生命表を作成した。その結果、平均未婚期間・平均離別期間は大きく延びている一方で、平均有配偶期間・平均死別期間は変動が小さかったことが明らかになった。

こうした変化が死亡率の変化とそれ以外の、結婚・離婚の変化のどちらに起因しているかを探るため、1980年と2019年を対象に要因分解を行った。その結果、男女とも平均未婚期間が12年ほど伸長したのに対し、男女のいずれもその約8割が遷移率変化の効果であった。平均有配偶期間は、1980年と2019年で男女とも1年未満の変化であったが、これを要因分解すると、遷移率変化の効果が6年を超える短縮効果を示した。ただし、この遷移率変化の効果には初婚や離婚など多くの要素が含まれる点には注意を要する。平均死別期間を要因分解した結果から、男性の場合は遷移率変化の効果がやや大きく、女性の場合は逆に死亡率変化の効果が大きかった。男性の場合、遷移率の効果は死別再婚率の低下の影響と考えられるが、女性の場合、配偶者である男性の死亡率が若年齢中心に低下したことによって死別年齢が上昇し、結果として死別期間が短縮したと考えられる。

また初婚率だけを変化させた要因分解の結果から、初婚の変化が特に女性のライフコースに対して影響を与えていた様子が示された。遷移率は相互に関連があるため単純にはいえないが、初婚の変化だけでも小さくない影響があったといえるだろう。

さらに本稿では、上記分析で用いた初婚率・離婚率等の各種遷移率を補間することにより、これまでほとんど作成されてこなかったコーホート多相生命表の分析を試みた。分析の前にコーホートの多相生命表から得られた配偶関係別人口の割合を2020年の国勢調査と比較して精度を検証したが、両者は概ね合致していた。その上でコーホートによる多相生命表からライフコース指標を求めると、コーホートにおいても未婚化・晩婚化が進行しており、平均未婚期間は長期化している一方で平均有配偶期間は短縮していること等が確認された。さらに1965年生まれと1985年生まれを対象に要因分解を行ったところ、総じて死亡率変化の効果が各期間を変化させる効果は限定的であり、コーホートによる結婚や離婚の変化は主に遷移率変化の効果による部分が大きかったとされた。

以上、本研究では結婚・離婚に関するライフコースの変化について、結婚に関する多様な情報が得られる多相生命表を用い、これをさらにコーホートで作成することによって、マクロ統計から詳細な分析を試みた。特にコーホート分析には試行的な部分が存在するも

の、分析結果からその有用性が示されたといえるだろう。

最後に、今後の課題について触れたい。第1の課題は、結婚・離婚データにおける届出遅れの補正について、より現実的な推計値を得るための方法の改善である。あわせて1980年以前についても作成することで、期間・コーホートともにより長期の分析を行いたい。第2に、要因分解の詳細化である。本稿では初婚などの遷移率と死亡率との2要素への分解に留まったため、離婚や再婚といった個別の要因についての影響までは明らかに出来ない。現状では解釈の難しい面があるため、各要素別の効果を定量的に示したい。これらの点を検討・改善していくことで、期間分析並びにコーホート分析における結婚・離婚に関する分析の精度向上に資したいと考える。

(謝辞)

本研究は、JSPS 科研費 JP21H00777・23K20645 (「長期的視点からみたライフコース変化の多面的実証研究」, 研究代表者: 津谷典子), ならびに厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) JPMH20AA2007 (「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」, 研究代表者: 小池司朗), 厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) JPMH23AA2005 (「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究」, 研究代表者: 小池司朗) による助成を受けた。なお、本研究で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には、統計法第33条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれており、死亡票・婚姻票・離婚票の独自集計を含むため、分析結果が公表数値とは一致しない場合がある。

参考文献

- 池ノ上正子・高橋重郷. (1994) 「結婚の多相生命表：1975年，1980年，1985年および1990年」『人口問題研究』第50巻第2号，pp.73-96.
- 石井 太. (2024) 「結婚の多相生命表：基礎的概念と手法」『人口問題研究』第80巻第3号，pp.301-325.
- 石川 晃. (1988) 『配偶関係別生命表—昭和30年～60年—』研究資料第255号.
- . (1989) 『わが国女子の世代結婚表：1950～87年—配偶関係別人口割合の推定—』研究資料第261号.
- . (1995) 「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』第50巻第4号，pp.45-56.
- . (1999) 「配偶関係別生命表：1995年」『人口問題研究』第55巻第1号，pp.35-60.
- 伊藤達也. (1983) 「日本人の初婚表：1980年」『人口問題研究』第167号，pp.53-57.
- ・山本千鶴子. (1977) 「結婚数の将来推計 (試算) 附・日本人女子の初婚表：1970年」『人口問題研究』第141号，pp.40-52.
- 岡崎文規. (1940) 「婚姻表について」『人口問題研究』第1巻第1号，pp.47-54.
- 河野綱果. (1960) 「日本人夫婦に関する結婚の生命表 附 配偶関係別生命表：1955」『人口問題研究』第80号，pp.25-42.
- . (1996) 「形式人口学」岡田 實・大淵 寛 (編) 『人口学の現状とフロンティア』大明堂，pp.153-178.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2023) 『現代日本の結婚と出産—第16回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』調査研究資料第40号.
- 高橋重郷. (1989) 「結婚の多相生命表：1980年，1985年」『人口問題研究』第45巻第3号，pp.41-55.

- . (1994) 「死亡率と配偶関係：結婚の多相生命表分析」 小林和正・大淵寛（編）『生存と死亡の人口学』 大明堂, pp.120-141.
- 那須理之助. (1971) 「試算複式生命表－配偶関係に分類したる－」『厚生指標』 Vol.18. No.1, pp.17-27.
- 南條善治・重松峻夫. (1995) 「生命表の簡略作成法」 山口喜一他（編）『生命表研究』 古今書院, pp.54-88.
- 別府志海. (2002) 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析：1930, 1955, 1975, 1995年」『人口学研究』 第30号, pp.23-40.
- 別府志海・余田翔平・石井太. (2018) 「離死別・再婚が出生行動に与える影響評価への多相生命表の応用」, 『文部科学研究費補助金（基盤研究（A））『結婚・離婚・再婚の動向と日本社会の変容に関する包括的研究』（代表：岩澤 美帆）平成25～29年度総合研究報告書』, pp.363-385.

Multistate Life Tables on Marital Status: A Period and Cohort Analysis of the Japanese Life Course from 1980 to 2021 and Birth Cohorts from 1965 to 1985

BEPPU Motomi*, ISHII Futoshi**, YODA Shohei*,
IWASAWA Miho* and HORIGUCHI Yu***

This study applied multistate life table models to analyze marriage, divorce, remarriage, spousal status, and death among men and women in contemporary Japan. The multistate life table of nuptiality has a methodological advantage as it includes recurrent and reversible demographic events such as marriage and divorce. Multistate life tables on marital status for each year from 1980 to 2021 show that the average periods of never-married and divorced periods significantly increased, whereas the average marriage and widowhood periods showed little change. These changes were decomposed into variations in mortality and transition rates, reflecting changes in marriage and divorce rates between 1980 and 2019. The study found that changes in transition rates were large for both the extension of the average never-married period and the change in the average marriage period for both men and women. Regarding changes in the average widowhood period, the effect of transition rate changes was significant for men, while the effect of mortality rate changes was significant for women. Furthermore, for the multiphase life table by cohort, our study confirmed that the average period of never-married increased, and the average period of being married decreased. Additionally, upon decomposing the factors for individuals born in 1965 and 1985, it was found that changes in marriage and divorce by cohort were primarily due to changes in transition rates.

Keywords: marriage, multistate life tables, life course, decomposition

* National Institute of Population and Social Security Research

** Keio University

*** Keio University, Graduate school of Economics