

---

## 特 集 I

---

現代日本の結婚と出産—第16回出生動向基本調査の結果から—（その1）

# 未婚女性の選好と予期からさぐるライフコース変容の意味づけ

余田翔平・木村裕貴

戦後の日本社会において女性のライフコースは大きな変化を遂げ、すでに豊富なエビデンスが蓄積されている。しかしながら、それらは個人の選好と整合的な変化であったのか、それとも個人の選好とは無関係または逆行する形で進展してきた構造的変化であったのか、本稿では、未婚女性が抱くライフコースの理想と予想の一致／不一致に着目することで、この問いに接近する。国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」の第8回調査（1987年）から第16回調査（2021年）を用いて18-19歳の未婚女性（ $n=3,999$ ）のライフコース展望を分析した結果、非婚、DINKs、結婚／出産後の就労継続といった非伝統的ライフコースを理想とする未婚女性にとってはその実現が高く見積もられていた一方、結婚／出産退職を経た再就職型や専業主婦といった伝統的ライフコースはその実現が相対的に低く認知されていることが明らかになった。ここから、女性のライフコース変動の背後には、個人の選好と整合的な要素と非整合的な要素が混在していることが示唆される。

キーワード：ライフコース、選好、家族変動

## I. 問題の所在

日本のこれまでの実証的な家族研究は、女性のライフコースの変化について豊富なエビデンスを残してきた。配偶関係の変化について言えば、晩婚化・非婚化の進展に伴い、初婚を経験する女性は減少している。一方で、女性の就業にも大きな変化が見られ、とりわけ有配偶女性の労働力参加率は拡大傾向にある。結果として、有配偶世帯の中で専業主婦世帯よりも共働き世帯の方がもはや大勢を占めることは周知の事実である。

さて、このような女性のライフコースの変化は、女性自身にとって望ましい変化であったのだろうか。ここでの望ましさというのは何らかの規範に照らし合わせた判断ではなく、「女性の選好と整合的であったか否か」という意味合いである。言い換えれば、ライフコースに関する女性の選好が変化し、そうした意識の変容が実際のライフコースの変化を牽引してきたのだろうか。あるいは、女性の選好とは関係なく、またはそれらに反する形でラ

ライフコースが変化してきたのだろうか。このように、女性のライフコースが変容する中でいかなる家族観・価値観が醸成されてきたのかは、日本の家族変動を理解する上で重要なポイントでありながら、必ずしも十分な回答が得られているわけではない。

とはいえ、こうした疑問に直接回答することは思いの外難しい。その理由については次節で詳細に議論するが、女性の選好と整合的な形で実際のライフコースが形成されたか否かを厳密な形で検証することは、経済的／時間的両面において調査コストが大きい。かつ仮にそうした研究デザインが可能だとしても、直近で生じている家族変動を捉えられないといった限界もある。

そこで本稿では、ライフコースに関する女性の選好が実際に達成されたかを問うのではなく、より間接的な方法によって、日本の家族変動の背後にある個人の選好とその実現可能性をめぐる予想の変化を探る。その方法とは、結婚、出産、就業をめぐる意思決定を今後行っていく若年未婚女性が（1）どのようなライフコース選好を持ち、（2）そしてそれらの選好が実現する見通しをどれほど抱いているのか、に着目するというものである。ライフコースに関する未婚女性の選好と予期が同調して変化していれば、実際にその予期が正しいかどうかは別として、個人の選好の実現を阻害する構造的要因が存在しない（あるいは存在したとしても人々にそれが認知されていない）ことを意味する。反対に、選好と予期の不一致が増していれば、それは個人の選好と社会構造との間のコンフリクトが高まっており、たとえ特定のライフコースを歩む人々の割合が増加しているとしても、それは必ずしも個人が望んだ結果とは解釈できないことを示唆する。このように、ライフコースをめぐる若年未婚女性が抱く選好が、実現可能なものとして彼女らの目に映っているのか、あるいは単なる理想に過ぎないと認知されているのか、を明らかにすることで、女性のライフコース選択における個人の選好と社会構造との間の緊張関係を描き出すことが本稿の目的である。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅱ章では、女性のライフコースの変容を整理したうえで、そうした実態面での変化を解釈・評価する上で個人の選好に着目する意義を論じ、先行研究に対する本稿の位置付けを明確にする。その後、データと方法（Ⅲ章）、分析結果（Ⅳ章）、結論・考察（Ⅴ章）と続く。

## Ⅱ. 先行研究の整理と本稿の位置付け

### 1. 女性のライフコースの変容

ライフコースの構成要素は多岐にわたるが、本稿では、結婚、出産、就業の3点に焦点を絞る。これら3つのライフイベントは、若年期から壮年期の女性のライフコースの規定要因として最も広く研究されてきたとあって差し支えないだろう。以下、これらの3要素から、女性のライフコースの変化を概観する。

第1に、晩婚化・非婚化の進展である。50歳時点での女性の未婚者割合は、1955年出生コーホートで5.9%に過ぎなかったが、1970年コーホートでは15.0%と2倍以上の水準に

まで上昇した（国立社会保障・人口問題研究所 2017, 2023a）。加えて、既婚女性の間でも結婚のタイミングは先延ばしされており、1955年出生コーホートの初婚年齢は24.9歳であったが、1970年コーホートでは27.2歳にまで上昇した（国立社会保障・人口問題研究所 2017, 2023a）。

第2に、子どもを持たない女性の増加である。婚外出生が極めて少ない日本の場合、未婚化は有配偶出生とは独立に無子割合に直結する。一方で、結婚後に子どもを持たない女性も増加傾向にある。守泉（2019）によると、45-49歳の有配偶女性に占める無子割合は、1942-47年コーホートの3.6%から1965-70年コーホートでは10.3%にまで上昇している。

最後に、女性の就業の側面からライフコースの変化を整理する。まず、結婚や出産に伴う女性の就業中断は、学問的にも政策立案上の観点からも注目を集めてきた事象である。第1子出産前後で就業継続した女性の割合は、1985-89年には39.0%であったが、2015-19年には69.5%にまで上昇した（国立社会保障・人口問題研究所 2023b）。このように出産に伴う就業中断を経験する女性が減少傾向にあるとはいえ、依然として少なくない有配偶女性が出産を機に就業を中断している。そこで、その後の女性のライフコースの分岐点となるのが、離職後の再就職である。厚生労働省の「21世紀出生児縦断調査」によれば、出産半年後の母親の有業率は2001年出生児で24.9%、2010年出生児で35.5%にとどまるものの、出産10年後にはそれぞれ65.1%、77.0%となる（厚生労働省 2017, 2021）。このように、子どもの年齢が上がるにつれて就業率は上昇し、かつ近年ほどその水準は高まっているものの、再就職先の大半は非正規雇用である。それゆえ多くの女性にとって、離職前と同じ水準でキャリアを再開することは難しい。以上のように、就業中断後に労働市場に復帰する女性は増加しているものの、再就職先が非正規雇用に偏っているために就業中断によりキャリアが分断されるという構造は残存している。

## 2. 家族変動と個人の選好

以上、女性のライフコースの変化について、結婚、出産、就業の3要素を基軸に整理してきた。ここでひとつの疑問が浮かび上がってくる。こうしたライフコースの変容は、女性の選好が達成された結果であるのか、それとも彼女らの選好とは関係なく生じた構造的変化なのだろうか。

個人の選好と家族変動との関係を整理する上で、稲葉ほか（2016）に提示された家族変動の4類型がひとつの良き指針となる。稲葉らは、家族的な事象を記述・評価するモデルとして、（1）変動の方向（安定／変動）と（2）選好の変化（あり／なし）の2つの軸を組み合わせた4類型を提示している（表1の左のパネル）。この類型下では、実態と選好のいずれも変化がない事象は整合的安定、実態と選好がともに変化した事象は整合的変動、選好のみ変化した事象は非整合的安定、そして実態のみ変化した事象は非整合的変動とされている。

この類型は家族変動を理解する上で極めて有効であるものの、本稿では若干の修正を加えたい。稲葉らは家族変動の方向性に対する意味づけ・解釈を行う上で、人々の選好の変

化の有無に着目している。しかしながら、家族変動が選好の変化と整合的か否かは、選好の有無よりも両者の変化の向きに依存する。例えば、より多くの人々がリベラルなライフコースを望むようになったにも関わらず、それに逆行するような形で家族変動が進行していればそれは「非整合的変動」と呼ぶべきであろう。すなわち、個人の選好と家族変動が同じベクトルを向いてはじめて「整合的変動」が成立する。そこで本稿では、家族変動と個人の選好の変化の方向性との関係をより明確にするために、表1の右のパネルのように稲葉らの家族変動モデルを書き換える。

本節の冒頭で示した問いに戻ろう。前節で整理した、女性のライフコースの変容は、表1のどのパターンに該当するのであろうか。残念ながら、この問いに厳密な形で答えることは主に2つの理由から難しい。第1の理由は、木村（2000）も指摘するように、女性は認知的不協和を回避するために、個人の選好が実現されなかった場合、実際に辿ったライフコースと整合的な形で意識を変容させている可能性があるためである。第2に、選好の測定をめぐるこうした問題を回避するひとつの方法がパネルデータの利用であるが、ここでは経済的／時間的コストが障壁となってくる。例えば、あるコーホートについて学卒後からの選好を追跡しても、その選好が実現されたかが判明するまでに20年程の歳月を要する。それゆえ、仮に長期のパネル調査が利用可能だったとしても、そこで捉えられるのは比較的古いコーホートが経験したライフコースの変化であり、より直近で生じた変化についてはさらに数十年の時を経ないとその意味合いを探ることができない。

表1 家族的事象の再生産・多様化と選好の変化

変動の方向	稲葉ほか（2016）		本稿のモデル	
	選好の変化		選好との整合性	
	あり	なし	あり	なし
安定・再生産	非整合的安定	整合的安定	整合的安定	非整合的安定
変動・多様化	整合的変動	非整合的変動	整合的変動	非整合的変動

### 3. 本稿の目的と意義

そこで本稿では、女性のライフコース変動について、表1の4類型を直接検証するというアプローチは取らない。代わりに、20歳未満の未婚女性に焦点を合わせ、彼女らのライフコース展望、具体的にはライフコースの「理想」と「予期（予想）」に着目する（以下、「予想」と「予期」という用語は相互互換的に用いる）。未婚女性が理想とするライフコース（すなわち選好）と、実際に歩むであろうと彼女らが予想しているライフコースの変化の方向性が一致する場合、それは整合的変動の証左と言える。なぜならば、未婚女性の中で、自身の選好を達成する上での構造的制約が存在しないと認知されているためである（繰り返し強調するが、実際には何らかの構造的制約が存在するかもしれないし、未婚女性の選好が実現されるかは分からない）。一方で、未婚女性の間で選好の度合いが増して

きたライフコースパターンの実現可能性が低く認知されているとすれば、何らかの構造的障壁によって、選好の変化とは非整合的な形でライフコースの変容が進んできたと解釈できる<sup>1)</sup>。

このような未婚女性のライフコースの理想と予想との乖離に早くから着目したのが岩澤(1999a)である。岩澤は国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」の第9回(1987年)～11回(1997年)調査を用いて、未婚女性が理想とするライフコースと実際に歩むと予想するライフコースをそれぞれ「就業のみ」・「両立」・「再就職」・「専業主婦」の4カテゴリに分類し、理想ライフコースと予想ライフコースが一致する25～34歳の未婚女性の割合はおよそ3分の1にすぎないことを明らかにした。

岩澤(1999a)は1990年代後半においても多くの未婚女性がライフコースの理想と予想にギャップを抱えていることを実証した点で示唆に富んでいるが、一方でいくつかの限界も抱えている。第1に、分析対象となったのは10年間であり、家族変動を議論する上では必ずしも十分な期間ではない。第2に、分析対象とした未婚女性の年齢が25～34歳に設定されており、未婚化が進展しているとはいえ初婚の多くがこの年齢層で発生するため、サンプルセレクションの問題が無視できない。第3に、ライフコースの理想と予想のギャップを論じるうえで、周辺分布の変化の影響が加味されていない。後述するように、理想ライフコースと予想ライフコースが一致する割合は、両変数のカテゴリ間の結びつきの強さのみならず、各カテゴリの周辺分布の変化の影響を受けるため、両者を区別して議論する必要がある。

また、ライフコースの理想と実態の乖離に焦点を合わせた研究も少なからず存在する。例えば、松田(2004, 2007)は既婚女性を対象に、学卒時の就業継続希望あるいは調査時点の性別役割分業意識と実際の就業状況とを比較している。その結果、就業継続希望の実現率は大卒層や初職専門職層で相対的に高いがそれでも半数以下にとどまること、そしてライフステージによって性別役割分業意識と実態の不一致のパターンが異なることを示している。これらは就業をめぐる女性の選好と実態との乖離に焦点を合わせた貴重な知見である。しかし、一時点の横断データによる分析である点、そしてライフコースの就業という側面のみを扱っているという点で、結婚・出産・就業の3要素を同時に加味したうえで未婚女性のライフコース展望を明らかにする本稿とはやや研究関心を異にする。

以上を踏まえ、本稿では1980年代後半から2020年代初頭までの約35年間に観察期間を拡張し、未婚女性のライフコースの理想と予想のギャップを明らかにする。さらに、セレクションに対処するため、本格的な結婚過程に入る前といえる満18～19歳の未婚者に分析対象を限定する。そして、理想ライフコースと予想ライフコースの一致／不一致をもたらす要因として周辺分布の変化とカテゴリ間の結びつきの強度の変化を峻別するために対数線

---

1) 当然のことながら、理想とするライフコースの実現可能性を未婚女性が正確に把握できている保証はどこにもない。しかしながら、近年のインタビュー調査やサーベイ調査の知見によると、若年未婚者は仕事と家庭の両立に関して、理想とは別に、現実の制度的・構造的制約のもとでの実現可能性を反映した予期を形成している(Gerson 2010; Pedulla and Thébaud 2015)。言い換えれば、未婚者は全く現実を加味せずにライフコース展望を形成しているわけではない。



形／乗法モデルを用いた分析を行う。

### Ⅲ. データと方法

以下の分析において使用するの、国立社会保障・人口問題研究所がおおよそ5年ごとに実施する「出生動向基本調査」の第9回調査（1987年）から第16回調査（2021年）までのデータである。本調査は、厚生労働省が実施する国民生活基礎調査の後続調査であり、国民生活基礎調査の調査地区の中から層化無作為抽出法によって地区が再抽出されている。その地区内の全ての世帯に居住する18歳以上50歳未満（第8回調査（1982年）および9回調査は18歳以上35歳未満、第16回調査は18歳以上55歳未満）の独身男女が「独身者調査」の客体に、50歳未満（第16回調査のみ55歳未満）の有配偶女性が「夫婦調査」の客体とされている。本稿においては前者の「独身者調査」のみ利用する。

本調査では、第9回調査以降、独身の女性回答者に対して、理想のライフコース（「あなたの理想とする人生はどのタイプですか」）と、自身が現実に通ずるであろうと予想するライフコース（「理想は理想として、実際になりそうなあなたの人生はどのタイプですか」）をそれぞれ尋ねており、以下の5つの回答選択肢が提示されている（括弧内のラベルは筆者らによるもの）<sup>2)</sup>——(1)「結婚せず、仕事を続ける」（非婚就業）、(2)「結婚するが子どもは持たず、仕事を続ける」（DINKs）、(3)「結婚し、子どもを持つが、仕事も続ける」（両立）、(4)「結婚し、子どもを持つが結婚あるいは出産の機会にいったん退職し、子育て後に再び仕事を持つ」（再就職）、(5)「結婚し子どもを持ち、結婚あるいは出産の機会に退職し、その後は仕事を持たない」（専業主婦）。

これらの2変数（「理想」・「予想」）に「調査年」（8時点）を加えて、 $5 \times 5 \times 8$ の三重クロス集計表を作成する。このクロス集計表から、未婚女性の理想／予想ライフコースの乖離を探るために2つの指標を用いる。ひとつは、理想ライフコースと予想ライフコースとが一致する未婚女性の割合、すなわち「理想」と「予想」の $5 \times 5$ のクロス表における、対角セルが全体度数に占める割合である。この指標は、理想／予想ライフコースのカテゴリ間の相対的な結びつきの強さとは独立に、周辺分布が変化することでその影響を受ける。

そこで第2に、周辺分布の影響を除去した上で、理想／予想ライフコースのカテゴリ間の相対的な結びつきの強さを析出するために、対数線形モデルを用いる。理想ライフコースをI、予想ライフコースをA、調査年をPとすると、これら3変数のクロス集計表の飽和モデルは以下の式で表される。

---

2) 第9回調査（1987年）と第10回調査（1992年）のみ、予想ライフコース・理想ライフコースの順に回答する調査設計になっており、かつワーディングが以下の通り異なる。予想ライフコース：「これまでを振り返った上で、あなたの人生はどのようなタイプになりそうですか」、理想ライフコース：「現実の人生と切りはなして、あなたの理想とする人生はどのようなタイプですか」。また、第9回調査のみ、回答選択肢が7つ提示されているため、その他の調査回と整合性を持つように5カテゴリに再分類した。

$$\ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^A + \lambda_k^P + \lambda_{ik}^{IP} + \lambda_{jk}^{AP} + \lambda_{ij}^{IA} + \lambda_{ijk}^{IAP}$$

ここで  $F_{ijk}$  は理想ライフコース  $i$ , 予想ライフコース  $j$ , 調査年  $k$  のセル度数を意味する。飽和モデルは観測されたクロス集計表を完全に再現できるものの、パラメータ数が多く、節約性を全く兼ね備えていない。そこで、よりパラメータ数の少ない節約的なモデルを探索していく。本稿ではまず、ベースラインとして以下のモデルを推定する。

$$\text{Model1: } \ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^A + \lambda_k^P + \lambda_{ik}^{IP} + \lambda_{jk}^{AP}$$

これは、理想／予想ライフコースの周辺分布の変化を統制した後は「理想」と「予想」は統計的に独立であると仮定するモデルである（「条件付き独立モデル」）。

つづいて、理想ライフコースと予想ライフコースの周辺分布の変化を統制した後も両者の間に関連が見られるのかを探るために、以下のモデルを推定する。

$$\text{Model2: } \ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^A + \lambda_k^P + \lambda_{ik}^{IP} + \lambda_{jk}^{AP} + \lambda_{ij}^{IA}$$

これはいわゆる均一連関モデルであり、理想／予想ライフコースの分布の時点変化を統制した後の「理想」と「予想」の連関パターンが調査年によらず一定と仮定するモデルである。 $\lambda_{ij}^{IA}$  の推定にあたってはデザイン行列を用いることで自由度を節約することも可能であるが、理想／予想ライフコースの連関パターンについて事前に理論的予測があるわけではないため、full interaction を仮定する。

以上の対数線形モデルで確認した理想／予想ライフコースの結びつきが時代とともに強くなってきたのか、弱くなってきたのか、あるいは安定的であったのかを検証するために、以下の対数乗法モデル（Xie 1992）を推定する。

$$\ln F_{ijk} = \lambda + \lambda_i^I + \lambda_j^A + \lambda_k^P + \lambda_{ik}^{IP} + \lambda_{jk}^{AP} + \lambda_{ij}^{IA} \phi_k^P$$

理想／予想ライフコースの連関パターンを示す  $\lambda_{ij}^{IA}$  にパラメータ  $\phi_k^P$  が乗じられていることに注目されたい。 $\phi_k^P$  が 1 よりも小さく 0 に近づくほど、周辺分布を統制した後の理想／予想ライフコースの連関は弱くなり、反対に  $\phi_k^P$  が 1 よりも大きくなるほど連関の強度が高まる。

本稿では  $\phi_k^P$  について 7 つの異なるパラメタライゼーションを施したモデルを推定する。第 1 に、理想／予想ライフコースの連関強度が線形に変化するとするモデル（Model3）であり、 $\phi_k^P = 1 + \beta(k - 1987)$  と仮定する。すなわち、最初の調査年（ $k = 1987$ ）における連関強度を 1 とし、そこから線形に変化すると仮定する。このモデルは、理想／予想ライフコースの連関構造（ $\lambda_{ij}^{IA}$ ）は不変であり、その強度のみが調査年ごとに変化すると仮定

している。第2のモデル (Model4) はこの制約を緩め、理想／予想ライフコースの組み合わせごとに連関強度が線形に変化すると仮定する<sup>3)</sup>。ただし、全てのセルごとに変化の傾きを推定するとモデルが過度に複雑になってしまう。そこで、25個のセルのうち1つのみに強度パラメータ  $\phi_k^P$  を設定したモデル (計25個のモデル) を推定し、これら25個のモデルの中で最もモデルフィット指標がよいものを最終モデルの候補として選択し、Model2 および Model3 との比較を行う。

以上の Model3 と Model4 は、どのセルにおいて時代変化が見られるのかについて事前の理論的予測を伴わない、探索的なモデルといえる。これに対して Model5 では、ライフコースの「理想」と「予想」との一致の度合いが強まって／弱まっているのかという問いをより直接的に検証する。これは、 $\phi_k^P$  に以下のデザイン行列  $\phi_{ij}^{DG}$  を掛け合わせることで可能になる。

$$\phi_{ij}^{DG} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

すなわち、理想と予想が一致するセル (対角セル) のみに一律の線形時代変化を許容し、その他のセル (非対角セル) は時代変化がないと仮定する。この Model5 において  $\beta$  が正の値であれば (周辺分布の変化を除いたうえで) 理想と予想が近年ほど一致しやすくなっており、負の値であれば近年ほど一致しにくくなっていると解釈できる。

最後に、Model6-9 では、未婚女性のライフコース展望を結婚、出産、就業継続、再就職の4段階にわけ、各段階における理想と予想の結びつきの時代変化を検証する。まず Model6 では、 $\phi_k^P$  に以下のデザイン行列  $\phi_{ij}^M$  を掛け合わせる。

$$\phi_{ij}^M = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

このモデルでは、 $\beta$  が正の値であれば結婚するかどうかに関しては「理想」と「予想」とが近年ほど一致しやすくなっているといえる (反対に、 $\beta$  が負であれば、「理想」と「予想」の乖離が大きくなっていることを意味する)。同様に、Model7 では  $\phi_{ij}^B$  を掛け合わせることで出産するかどうかに関する「理想」と「予想」の結びつきの時代変化を検証し、Model8 では  $\phi_{ij}^C$  により (結婚・出産時に) 就業を継続するかどうか、Model9 では  $\phi_{ij}^R$  により (結婚・出産時の離職後に) 再就職するかどうかに関して時代変化を検証する。

---

3) なお、この制約を極限まで緩め、各セルの連関パラメータが調査年ごとに異なることまで許容すると飽和モデルに帰着する。



$$\phi_{ij}^B = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\phi_{ij}^C = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\phi_{ij}^R = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

まずは  $\phi_{ij}^M$ ,  $\phi_{ij}^B$ ,  $\phi_{ij}^C$ ,  $\phi_{ij}^R$  のうち一つのみを採用したモデル (Model6-9) をそれぞれ推定し, Model1-5 と比べてモデルフィットの改善がみられる場合にはデザイン行列を 2 つ以上投入したより複雑なモデルへと進むことにする。

なお, 1987～2021年という観察期間の長さを鑑みると, 同時期に進展してきた女性の高学歴化, 未婚男女の出会いの構造やパートナーシップの変容 (岩澤 1999b, 岩澤・三田 2005) など未婚女性のライフコース展望に影響している可能性は容易に想像できる。それゆえ, 学歴や交際相手の有無などの共変量をモデルに投入するというアプローチも十分考えられる。しかしながら, 筆者らの知る限り, 女性の選好と予期の変化にもとづいて女性のライフコースの実態面の変化の意味合いを探った研究は存在しない。そこで, まずは未婚女性全体をひとつの集団と捉えたうえで, 個人のライフコース展望の趨勢を描き出すことを本稿の目的とする。ただし, 「V. 結論と議論」でも述べるように, 特に学歴の観点から未婚女性の間の異質性に着目した分析を行うことは極めて重要であり, これについては稿を改めて論じたい。

分析対象は, 各調査時点で満18～19歳の未婚女性に限定する ( $n=3,999$ )<sup>4)</sup>。理想／予想ライフコースは, 結婚・出産および就業に関する選好と予期を尋ねたものである。それゆえ, 既婚者割合が高くなるほど, これらの変数が本来意図しているものを測定することが難しくなる。第1の理由はすでに述べたように認知的不協和の回避である。すなわち, 実際に歩んだライフコースと整合的な形で理想や選好が回答される可能性が否定できない。第2の理由は調査設計に起因するものであるが, 出生動向基本調査では有配偶女性に対しては理想／予想ライフコースを尋ねていない。それゆえ, 有配偶者割合が高くなるほど集

4) 調査年ごとのサンプルサイズは以下の通りである。第9回調査：564, 第10回調査：777, 第11回調査：537, 第12回調査：524, 第13回調査：482, 第14回調査：479, 第15回調査：339, 第16回調査：297。

計対象のカバレッジが小さくなる。以上を踏まえ、未婚者割合が比較的高い18～19歳を分析対象とすることで、結婚・出産・就業に関する意思決定を今後迫られていく未婚女性がいかなるライフコース展望を描いてきたのかを明らかにする<sup>5)</sup>。

## IV. 分析結果

### 1. 理想／予想ライフコースの推移と一致率

はじめに、未婚女性が抱く理想のライフコースと、彼女らが実際に歩むであろうと予期するライフコースの構成割合の変化を図1に示した。理想ライフコースについてみると、1990年代から2000年代初頭にかけて、「専業主婦」を理想とする未婚女性の割合が低下している（1987年42.2%，2002年15.8%）。一方で5つのライフコースパターンの中で最も大きな増加を示しているのが「両立」コースである（1987年19.0%，2021年40.7%）。「再就職」は2000年代初頭までは緩やか増加していたもののその後は減少に転じ2021年には25.3%にとどまっている。最後に、「非婚就業」や「DINKs」を理想とする若年未婚女性は観察期間を通して少なく、それぞれ5%前後にとどまる。ただし、「非婚就業」を理想とする未婚女性の割合が、最新の第16回調査（2021年）において直前の第15回調査（2015年）の6.5%から13.8%へと倍増しており、これが2020年に発生した新型コロナウイルス禍による一時的な変動であるのか、今後も続く構造的変化なのかは現時点では判断が難しい。

つづいて、未婚女性が予想するライフコースの推移を見てみると、増加・減少・安定の3パターンに明確に分かれている。まず、観察期間を通して低下傾向にあるのは、「再就職」（1987年50.0%，2021年31.6%）と「専業主婦」（1987年30.9%，2021年8.8%）である。一方で、「非婚就業」は1987年の4.3%から2021年には26.9%へ、「両立」は1987年の14.4%から2021年には27.3%へとそれぞれ増加している。最後に、「DINKs」は1987年の0.5%から2021年の5.4%に微増しているものの、他のカテゴリと比較するとその変化は明らかに小さく、34年間という観察期間を考慮すると安定であると言える<sup>6)</sup>。

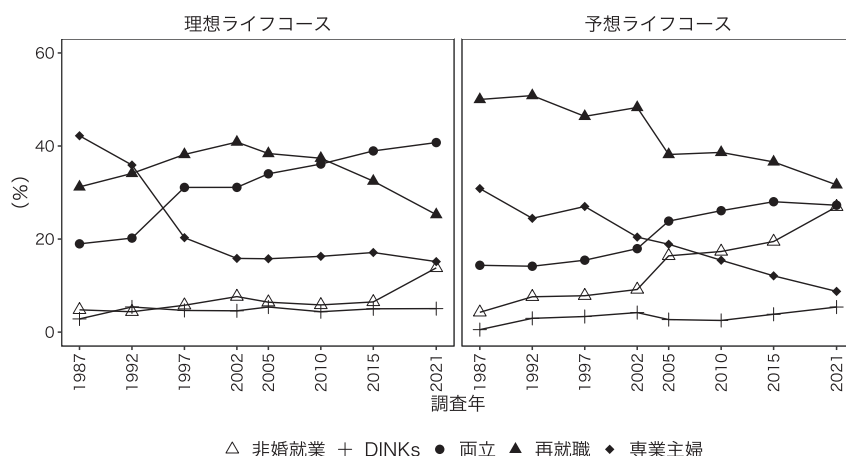
あらためて図1の2つのパネルを見比べてみると、理想ライフコースと予想ライフコースとの間で、「両立」と「専業主婦」はそれぞれ同じ変化の方向性を示していることがわ

---

5) ここで、18～19歳の未婚女性に対してライフコースの予期を問うことは「現実味のない漠然としたイメージ」を問うに過ぎないのではないかという疑問・批判は当然考えられる。これに対しては注1および注6も参照されたい。加えて、分析対象を18～24歳の未婚女性に設定して再分析したところ、理想／予想ライフコースの各カテゴリの絶対的水準に若干の違いはあるものの、観察期間におけるトレンドおよび理想／予想ライフコースの連関パターンについてはほぼ同じ結論が得られた。分析の再現性の担保および他の観点からの頑健性のチェックを可能にするために、調査年／年齢（18～24歳まで各歳）／理想ライフコース／予想ライフコースの4変数のクロス集計データを本誌のリポジトリ上で付録として示している。

6) 分析対象の18～19歳の未婚女性にとって、とりわけ出産や就業継続の見通しは多くの不確定要素を含む。しかしながら、「再就職」や「専業主婦」など、近代家族成立以降の伝統的ライフコースを予期する未婚女性が減少し、代わりに「両立」を予期する女性が増加していることは、第2節で整理したライフコースの実態面の変化とおおよそ一致する。これは若年未婚女性が、先行するコーホートで生じた家族変動を考慮しつつ、自身のライフコース展望を形成していることを示唆しているのかもしれない。

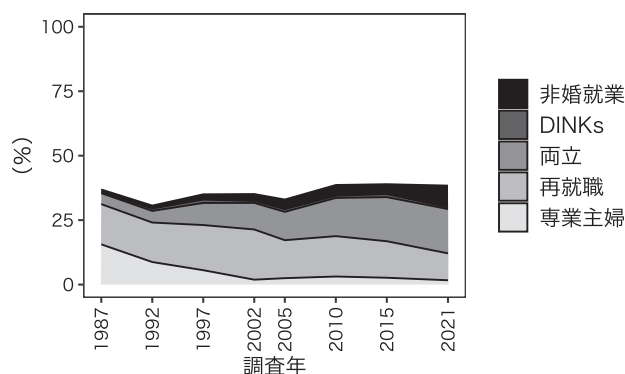
かる。一方で、「非婚就業」と「再就職」は、理想ライフコースではその構成割合が比較的安定的であるのに対して、予想ライフコースでは一定の変化が見られる（「非婚就業」は増加基調、「再就職」は減少基調）。すなわち、未婚女性が理想とするライフコースと実際に歩むであろうと予想するライフコースは、必ずしも同調する形で変化してきたわけではない。それでは、こうしたトレンドは未婚女性のライフコースの理想と予想の不一致を増幅させているのであろうか。



注：集計対象は各調査時点で満18～19歳の未婚女性（n=3,999）

図1 理想ライフコースと予想ライフコースの構成割合の変化

そこで、理想ライフコースと予想ライフコースとが一致する未婚女性の割合をライフコース別に塗り分けて示したのが図2である。すなわち、調査年ごとに、理想ライフコースと予想ライフコースの二元クロス表における対角セルが全体度数に占める割合が示されている。1987年には18～19歳の未婚女性のうち36.9%がライフコースの「理想」と「予想」とが一致していたが、この割合は2021年時点で38.4%とほぼ変化していない。ただし、どのライフコースにおいて「理想」と「予想」とが一致しているのかは大きく移り変わっている。1987年の時点ではライフコースの「理想」と「予想」が一致している女性の多くは「再就職」か「専業主婦」を選好／予期していたが、2021年には「非婚就業」や「両立」の占める割合が大きくなっている。以上より、図1に示したように未婚女性の理想ライフコースと予想ライフコースはそれぞれ大きく変化しているものの、彼女らが望むライフコースを実現させる見込みが大きく変化したわけではないことが示唆される。



注：集計対象は各調査時点で満18～19歳の未婚女性（n=3,999）。

図2 理想ライフコースと予想ライフコースとが一致する未婚女性の割合

## 2. 対数線形／乗法モデル

ここまでは理想／予想ライフコースの分布の時代変化を統制しないまま、2つの意識の一致／不一致について見てきた。つぎに、こうした周辺分布の影響を除去した後の、ライフコースの「理想」と「予想」の関連について見ていこう。

表2 対数線形／乗法モデルのモデル統計量

Model	df	$L^2$	p-value	BIC	$\beta(\phi^P \text{ slope})$
対数線形モデル					
M1: [IP] [AP]	128	721.4	.000	-340.3	
M2: [IP] [AP] [IA]	112	114.2	.425	-814.8	
対数乗法モデル					
M3: [IP] [AP] [IA $\phi^P$ ]	111	110.3	.501	-810.5	$\beta = 0.010$
M4: [IP] [AP] [IA $\phi_{45}^P$ ]	111	107.7	.571	-813.0	$\beta_{45} = 0.023$
M5: [IP] [AP] [IA $\phi_{DG}^P$ ]	111	114.0	.404	-806.8	$\beta_{DG} = 0.002$
M6: [IP] [AP] [IA $\phi_M^P$ ]	111	113.7	.410	-807.0	$\beta_M = 0.005$
M7: [IP] [AP] [IA $\phi_B^P$ ]	111	113.9	.405	-806.8	$\beta_B = 0.003$
M8: [IP] [AP] [IA $\phi_C^P$ ]	111	111.2	.476	-809.5	$\beta_C = 0.006$
M9: [IP] [AP] [IA $\phi_R^P$ ]	111	110.1	.505	-810.6	$\beta_R = -0.010$

注：分析対象は各調査時点で満18～19歳の未婚女性（n=3,999）。M4は理想「再就職」・予想「専業主婦」のセルのみに $\phi_k^P$ を乗じたモデル。M5は理想と予想が一致しているセル（対角セル）のみに $\phi_k^P$ を乗じたモデル。M6-M9はそれぞれのデザイン行列（3節参照）に $\phi_k^P$ を乗じたモデル。

表2には対数線形／乗法モデルのモデル統計量を示した<sup>7)</sup>。以下ではモデル選択基準として主にBICを用いる（Wong 2010）。はじめに、条件付き独立モデル（Model1）と均一連関モデル（Model2）を比較すると、いずれのモデル選択基準に基づいても後者の方

7) ゼロセル（200セル中9セル）には0.5を代入した。

がより良いモデルであることは明白である。それゆえ、理想ライフコースと予想ライフコースは統計的に非独立であり、あるライフコースを理想とする未婚女性は特定のライフコースを予期しやすい（あるいは予期しにくい）ことがわかる。

そこで、理想／予想ライフコースの関連パターンを見るために、表3には均一連関モデルから推定された連関パラメータ $\lambda_{IA}$ を示した。ここではANOVAコーディングを用いているため、パラメータ推定値の行和・列和がゼロになる。まずは対角セルに注目してほしい。対角セルのパラメータは「非婚就業」( $\lambda_{11}^{IA}=0.928$ )、「DINKs」( $\lambda_{22}^{IA}=1.275$ )、「両立」( $\lambda_{33}^{IA}=0.765$ )、「再就職」( $\lambda_{44}^{IA}=0.407$ )、および「専業主婦」( $\lambda_{55}^{IA}=0.517$ )といずれもプラスである。ここから、ライフコースの理想と予想が統計的独立である状態と比較すると、両者が一致しやすいことがわかる。

しかしながら、非対角セルに着目すると、対角セルと同程度かそれ以上に連関パラメータが大きいセルも散見される。例えば、理想ライフコースが「非婚就業」の行を見ると、予想ライフコースが「DINKs」のセルのパラメータは $\lambda_{12}^{IA}=0.806$ と対角セルのそれ( $\lambda_{11}^{IA}=0.928$ )と比較しても同程度の水準である。さらに、理想ライフコースが「再就職」あるいは「専業主婦」の場合は、非対角セルのパラメータのほうが大きい。すなわち、理想ライフコースが「再就職」の場合は「専業主婦」がより予期される傾向にあり( $\lambda_{45}^{IA}=0.740$ )、反対に「専業主婦」を理想とする未婚女性は自身が「再就職」コースを歩むと予想しやすい( $\lambda_{54}^{IA}=0.640$ )。

さらに、連関パラメータが対角セルほどの大きさではないが注目に値するのは、理想ライフコースが「両立」で予想ライフコースが「再就職」のセルである。理想が「両立」の行では、対角セルのパラメータ( $\lambda_{33}^{IA}=0.765$ )が最も大きいものの、予想ライフコースが「再就職」のセルのそれも $\lambda_{34}^{IA}=0.374$ とプラスに推定されている。

以上を要約すると、第1に、ライフコースの理想と予想とが独立であるという仮想的な状態と比較すると、「理想」と「予想」は一致しやすい。しかしながら、第2に、必ずしも「理想」と「予想」が一致するセルにのみ観測度数が集中しているわけではない。とりわけ、「再就職」や「専業主婦」を理想とする場合、未婚女性は異なるライフコースパターンを予期する傾向にある。具体的には、「再就職」を理想とする未婚女性は実際には「専業主婦」になると予想し、反対に「専業主婦」を理想とする未婚女性は実際には「再就職」コースを歩むと予想しやすい。

表3 理想ライフコースと予想ライフコースの連関パラメータ

理想 ライフコース	予想ライフコース				
	非婚	DINKs	両立	再就職	専業主婦
非婚	<b>0.928</b>	<b>0.806</b>	-0.329	-0.932	-0.473
DINKs	<b>0.165</b>	<b>1.275</b>	-0.338	-0.489	-0.613
両立	-0.352	-0.617	<b>0.765</b>	<b>0.374</b>	-0.170
再就職	-0.379	-0.811	<b>0.043</b>	<b>0.407</b>	<b>0.740</b>
専業主婦	-0.361	-0.653	-0.142	<b>0.640</b>	<b>0.517</b>

注：均一連関モデル（Model2）から推定。ANOVAコーディングを使用。パラメータ推定値が正のセルをボールドで表示している。



つづいて、未婚女性の理想ライフコースと予想ライフコースとの連関の強さが時代とともにどのように移り変わってきたのかを明らかにする。ここで再び表2に戻ろう。

Model2の均一連関モデルは、「理想」と「予想」の連関の強さが調査年を通じて一定であると仮定するモデルである。これをベースラインとして、それぞれ異なるトレンドで強度パラメータが推移するモデルを比較する。Model3は「理想」と「予想」の相対的な連関パターンは固定しつつ、その強度のみが全体的に線形変化すると仮定するモデルである。BICにもとづいて両モデルを比較すると、「理想」と「予想」の連関強度が変化しないModel2が採択される<sup>8,9)</sup>。

Model3が「理想」と「予想」の連関の強さが全てのセルで一律に変化すると仮定しているのに対して、「理想」と「予想」との組み合わせによって両者の連関の強さのトレンドが異なることを許容したのがModel4である。ここでは、表3で確認した理想／予想ライフコースの連関パラメータに対して強度パラメータ $\phi_k^P$ をひとつのセルのみに設定した、計25個のモデルを推定した（結果は省略）。これら25個のモデルをモデル選択基準に基づき比較したところ、表2に示したModel4、すなわち理想「再就職」・予想「専業主婦」のセルのみに $\phi_k^P$ をかけたモデルが最終候補として残された。しかしながら、BICを見ると、Model4はModel2に対してモデルの改善を示していない。

ここまでModel3とModel4では時代変化がみられるセルを探索的に検証したが、全てのセルに時代変化がないと仮定したModel2の方がModel3やModel4よりもモデルのフィットがよかった。Model5では、対角セルのみに時代変化を許容することで、「理想」と「予想」が一致するセルの時代変化を検証する。表2のModel5の結果をみると、Model2と比べてBICが大きく悪化しており、 $\beta_{DG}$ も0に近い値となっている。すなわち、周辺分布の変化を考慮したうえで、「理想」と「予想」が一致しやすくなっているわけでも、一致しにくくなっているわけでもない。つづいて、結婚、出産、就業継続、再就職の各段階の時代変化を検証したModel6-9の結果をみると、いずれもModel2と比べてBICが正の方向に大きく、モデルフィットの改善はみられない。

以上より、時代変化を仮定した対数乗法モデルはいずれも、「理想」と「予想」との連関の安定性を仮定したModel2と比べてモデルの当てはまりを改善するとは言えない。

## V. 結論と議論

本稿は、未婚女性の理想／予想ライフコースの一致性に着目することで、女性のライフコース変動の意味、すなわち女性のライフコースの変動は個人の選好の変化を反映したも

---

8) パラメータ推定において事前の制約をかけていないため、「理想」と「予想」の連関パラメータ $\lambda_{ij}^{IA}$ の推定値は、Model2とModel3とで異なる。しかし、各セルのパラメータ推定値の相対的關係にはほとんど違いが見られなかった。

9) 線形変化を仮定したモデル（Model3）のほかに、二乗項を加えて非線形的な変化を仮定したモデルや、 $\phi_k^P$ を調査年ごとに推定したモデル（Unidiffモデル）も推定したが、これら3つのモデルの中では線形変化のモデル（Model3）のフィットが最もよかった。

のなのか、それとも選好の実現が阻まれた結果であるのかを間接的に探ることを目的とした。分析結果は以下の4点にまとめられる。第1に、理想ライフコースと予想ライフコースの変化の速度や方向性は必ずしも一致しない。「非婚就業」を理想とする未婚女性の割合は5%前後の低水準でほぼ変化がなかった一方で、そうしたライフコースを予期する未婚女性は年々増加していた。また過去およそ35年間、「再就職」コースを理想とする未婚女性は35%程度の高い水準で存在してきたが、実際に「再就職」コースを歩むと予期する未婚女性の割合は減少傾向にあった。第2に、未婚女性のライフコースの理想と予想のギャップが縮小してきたか、という疑問に答えるとすると答えは「否」である。理想ライフコースと予想ライフコースが一致する18～19歳の未婚女性の割合は、1980年代後半から約35年間、35%前後で大きく変化していない。第3に、周辺分布の影響を考慮したうえでライフコースの理想と予想の連関パターンを分析した結果、統計的独立の状態と比較すれば両項目の回答が一致する傾向にあるものの、同時に両者が一致しないセルにも観測度数が集中していた。とりわけ、「専業主婦」を理想とする未婚女性は「再就職」を予期しやすく、反対に「再就職」を理想とする未婚女性は「専業主婦」を予期する傾向が確認された。最後に第4の知見として、こうした意識の連関の趨勢を明らかにするために対数線形／乗法モデルを推定したところ、ライフコースの理想と予期の連関構造が安定的であるというモデルが採択された。

岩澤（1999a）は、1990年代後半の時点でおよそ3人に2人の未婚女性が、自身の理想とは異なるライフコースパターンを将来像として描いていることを指摘した。その後2000年代に入り両立支援制度をはじめとする様々な制度改革が見られたものの、2021年時点においても依然として6割以上の若年未婚女性が自身の理想とするライフコースを実現させる見通しを持っていないことは特筆すべきであろう。

ただし、このことは未婚女性にとってあらゆるライフコース選好の実現可能性が低く見積もられていることを意味するわけではない。表3をあらためて見ると、理想ライフコースが「非婚就業」・「DINKs」・「両立」の場合、予想ライフコースが同じカテゴリのセル（すなわち対角セル）の連関パラメータがそれぞれの行の中で最も大きい。したがって、これらの3つのライフコースについては、未婚女性の理想と予期との乖離が相対的に小さく、選好と整合的な形での変動が進んできた可能性が示唆される。その背景には、第二の人口転換理論が想定する非伝統的価値観が浸透し、結婚や出産を回避したいという望みを叶えることが容易になったこと、かつ、両立支援制度をはじめとする、非伝統的ライフコースを後押しするような制度が整備されたことが挙げられる。

一方で、先述のとおり「専業主婦」を理想とする未婚女性は「再就職」を予期しやすく、「再就職」を理想とする未婚女性は「専業主婦」を予期する傾向が見られた。その結果、それぞれのライフコースを理想としてもその実現可能性は相対的に低く認知されていた。そして、対数乗法モデルの結果にもとづくと、こうした「ねじれ」の構造は観察期間を通じて残存しており、これらのライフコースについては選好と非整合的な形での変動が進展してきたことが示唆される。その背景として、若年労働市場の悪化と結婚・出産後の

再就職市場における選択肢の乏しさが挙げられる。1990年代以降の若年層における非正規雇用の増大を背景に、未婚女性が平均的に将来の配偶者の雇用・所得の不安定性を見込むようになったと仮定すれば、「専業主婦」コースを理想とする女性にとってはその実現の見通しが暗くなっているのかもしれない。さらに、再就職市場には低賃金で昇進見込みの乏しい非正規雇用が依然として遍在しており（Yu 2002; Nagase 2003）、加えて税制・社会保障制度による再就職のディスインセンティブ（横山・児玉 2016）が存在することで、一度労働市場から退出した女性、とりわけ留保賃金の高い女性にとっては、専業主婦にとどまることが合理的選択となる。1990年代以降、既婚女性の就業を促進する政策が推進され選好の変化もみられた一方、就業を中断した場合に良質な職業キャリアを再開する制度的手段が整備されてこなかったために、「再就職」コースを望む女性にとってはその実現が困難になってきている可能性がある。

以上をまとめると、個人の選好の実現を阻む構造的制約が小さい「整合的変動」を遂げてきたのは、結婚をしない、子どもを持たない、あるいは結婚・出産をして就業継続するといったより新しいライフコースパターンである<sup>10)</sup>。一方で、結婚・出産を機に労働市場から退出するという伝統的ライフコースは、選好していてもその実現が相対的に難しくなりつつあり、理想と予期の間にコンフリクトを伴いながら「非整合的変動」の中に置かれていると言える。このように、日本における女性のライフコース変動には個人の選好と整合的な要素と非整合的な要素が混在している。その背景として、非伝統的なライフコースの実現を可能にする社会的・制度的環境が整いつつある一方で、再就職型や専業主婦といった伝統的なライフコースの必要条件のひとつである配偶者の安定的な雇用・収入に対する見通しが悪化してきたことなどが考えられる。その結果、結婚や出産を機にキャリアを中断させることが、それを実際にはまだ経験していない未婚女性にとってすら、自身のライフコースの自己統制を困難にする要因として認知されているという構造が本稿の分析から浮かび上がってくる。

最後に、本稿では扱いきれなかったが近年の家族研究の潮流を踏まえると無視できない課題について触れておきたい。それは家族の階層化である。McLanahan（2004）は第二の人口転換に関連する家族行動において社会経済的差異が拡大していく事象を“Diverging Destinies”と名付けたが、日本においても学歴による家族行動の分化が実証されている（Raymo and Iwasawa 2017）。ただし、これらの研究において明らかにされているのは家族行動の実態面での分化であり、その背後にある人々の選好や意識が社会経済的地位によって分化しつつあるのかは必ずしも明らかでない。そこで、未婚女性の間の異質性に着目し、「誰がライフコースの理想と予想のギャップをより多く感じているのか」という問いに答えていくことが、家族変動に対する理解を深めていくことにつながる

10) ただし、対数線形モデルの結果の解釈で示したように、「両立」コースを理想とする未婚女性の多数派は「両立」を予期する一方で、「再就職」を予期し「両立」を断念している女性が一定数見られることには注意を要する。この解釈については推測の域を出ないものの、未婚女性が将来の配偶者との間でのジェンダー平等的な役割分業（特に家事・育児をはじめとする無償労働について）の実現の困難さを認知しているのかもしれない。

であろう。

(査読終了日：2024年3月31日)

## 付記

本研究は JSPS 科研費 JP22K01851 および JP23KJ0598 の助成を受けた。使用した「出生動向基本調査」の個票データは、国立社会保障・人口問題研究所調査研究プロジェクト「出生動向基本調査プロジェクト」のもとで、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認（令和6年1月10日）を得たものである。

## 文献

- Gerson, Kathleen. (2010) *The Unfinished Revolution: Coming of Age in a New Era of Gender, Work, and Family*, New York: Oxford University Press.
- 稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人. (2016) 「2000年前後の家族動態」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, pp. 3-21.
- 岩澤美帆. (1999a) 「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4号, pp. 16-37.
- 岩澤美帆 (1999b) 「1990年代における女子のパートナーシップ変容——“婚姻同居型”から“非婚非同居型”へ」『人口問題研究』第55巻第2号, pp.19-38.
- 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.
- 木村邦博. (2000) 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」盛山和夫編『日本の階層システム4——ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, pp. 177-92.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2017) 『日本の将来人口推計 平成29年推計』
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2023a) 『日本の将来人口推計 令和5年推計』
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2023b) 『2021年社会保障・人口問題基本調査（結婚と出産に関する全国調査）現代日本の結婚と出産——第16回出生動向基本調査（独身者ならびに夫婦調査）報告書』
- 厚生労働省. (2017) 『第15回21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）及び第6回21世紀出生児縦断調査（平成22年出生児）の概況』
- 厚生労働省. (2021) 『第10回21世紀出生児縦断調査（平成22年出生児）の概況』
- 松田茂樹. (2004) 「女性の階層と就業選択——階層と戦略の自由度の関係」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, pp. 3-20.
- 松田茂樹. (2007) 「夫婦の働き方戦略——戦略の自由度, 性別役割分業戦略, 共働戦略」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, pp. 119-36.
- McLanahan, Sara. (2004) "Diverging Destinies: How Children Are Faring under the Second Demographic Transition." *Demography*, Vol.41, No.4, pp.607-27.
- 守泉理恵. (2019) 「日本における無子に関する研究」『人口問題研究』第75巻第1号, pp.26-54.
- Nagase, Nobuko. (2003) "Standard and Nonstandard Work Arrangements, Pay Difference, and Choice of Work by Japanese Mothers," Susan N. Houseman and Machiko Osawa eds., *Nonstandard Work in Developed Economies: Causes and Consequences*, Kalamazoo: Upjohn Institute for Employment Research, pp.267-305.
- Pedulla, David S. and Sarah Thébaud. (2015) "Can We Finish the Revolution? Gender, Work-Family Ideals, and Institutional Constraint," *American Sociological Review*, Vol. 80, No.1, pp.116-39.
- Raymo, James M. and Miho Iwasawa. (2017) *Diverging Destinies: The Japanese Case*, Springer.
- Wong, Raymond Sin-Kwok. (2010) *Association Models*, Thousand Oaks: Sage.

Xie, Yu. (1992) "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables," *American Sociological Review*, Vol.57, No.3, pp.380-95.

横山泉・児玉直美. (2016) 「女性の労働と税——データを用いた現状分析」『フィナンシャル・レビュー』平成28年第2号, pp.49-76.

Yu, Wei-hsin. (2002) "Jobs for Mothers: Married Women's Labor Force Reentry and Part-Time, Temporary Employment in Japan," *Sociological Forum*, Vol.17, No.3, pp.493-523.



# Understanding the Female Life-course Changes: Gap between Desired and Anticipated Life Courses among Unmarried Women

YODA Shohei and KIMURA Yuki

Despite the established evidence of changes in women's life-course patterns in post-war Japan, their interpretation remains open to question. Have these changes occurred in accordance with or against individual preferences? This paper aims to advance our understanding of women's life course changes by focusing on the gaps between the life-course patterns preferred and anticipated by unmarried women aged 18-19. Using data from the National Fertility Surveys (n=3,999), we found that those in favor of lifelong singlehood, DINKs (Double Income, No Kids), or continued work after marriage and childbirth reported a better prospect of realizing their preferences. In contrast, those inclined towards temporary and permanent exit from the labor market upon marriage and childbirth reported a lower likelihood of following through on their desires. Furthermore, these consistencies and inconsistencies between desired and anticipated life-course patterns among unmarried women have been relatively stable over the last three decades.

Keywords: life course, preference, family change