

高学歴化と若年期のキャリア形成

香川 めい (大東文化大学社会学部)

Educational Expansion and Increasing Career Uncertainty

Mei KAGAWA

1. はじめに

よく知られているように、日本の若者の学校から職業への移行の様相は1990年代を境に大きく変貌した。それまでであれば、多くの若者は学校を卒業すれば、吸い込まれるように正規雇用として職業生活をスタートすることができた。しかし、バブル経済崩壊以降、景気の低迷に伴って多くの企業が新卒採用を絞り込んだため、正規雇用として就職する者は減少し、代わりにアルバイトなどの非正規雇用や若年無業者が増加した。採用がとりわけ厳しかった1990年代後半から2000年前後にかけて就職のタイミングを迎えた人びとは「就職氷河期世代」として、耳目を集めた。この「就職氷河期世代」の給与を検討した研究では、調査時点で30代後半から40代前半にあたる「就職氷河期世代」の給与が前後と比較して少なく、中長期的な影響がみられること、その負の影響はとりわけ大卒以上の若者で観察されることが報告されている(黒田 2017)。

若者が、学校卒業後間断なく職に就いていた時代であれば、就職時1時点の状況を観察すれば、学校から職業への移行の成否をおおむね把握することができた。しかし、フリーターやニートの増加として表面化した初期キャリアの不安定化は、学校から職業への移行の長期化をもたらし、ある程度の幅をもったプロセスとして把握することを要請する。たとえば小杉(2010)は、フリーター経由の移行に注目するなかで、学卒直後の状況と現状、そしてその間の変化の3点に注目して、人びとのキャリアを類型化している。キャリア形成のような複数時点の状況の連なりからなる系列データの情報を整理・集約し、分析する手法の1つに後述の系列分析(sequence analysis)という手法がある。

学校から職業への移行の変化という点からみれば、1990年代以降、四年制大学への進学率の上昇も同時並行で生じていた。戦後日本の大学進学率は2つのフェーズで拡大した。1つ目のフェーズは、1960年代から1970年代半ばにかけてのものであり、この時期には男性の大学進学率が大きく上昇した。同時期、女性の進学率も上昇傾向にあったが、1975年時点の進学率は12.7%に過ぎず、男性の進学率が41.0%であったことをふまえると大きな差があった¹⁾。2つ目のフェーズは、1990

年代以降に生じているもので、男性のみならず女性の四年制大学進学率が上昇した。1990年に、33.4%（男性）と15.2%（女性）だった大学進学率は、2015年時点で、男性で55.4%、女性は47.4%にまで上昇し、男女差は大きく縮小することになった。

より高い学歴を取得することは、一般に個人の労働市場での価値を高めると想定される。そのため、高学歴者ほど、有利な（望ましい）キャリア形成が可能になると考えられる。たとえば、学歴の無業への効果を検討した実証研究では、低学歴者ほど無業を経験しやすいことが明らかにされている（玄田 2007、小杉 2010、労働政策研究・研修機構 2019 など）。他方、集団内での高学歴者の割合が高まれば、その価値は低下するとも予想される。高学歴者の増大により、学歴の価値の希少性が失われるからである。いわゆる「教育過剰」(Freeman 1976=1977) や「学歴インフレ」(Dore 1976=1978) の状態である。教育拡大と職業達成の関連性を検討した実証研究では、1990年代以降、初職の就業機会、離転職行動、そして、所得の点で、大卒者の優位性を減じるような変化が生じていることが明らかになっている（片瀬 2011、近藤 2016、荻谷 2017）。

本研究は、系列分析の手法を用いて、コーホート間の比較を行うことで、高学歴化と景気の悪化が若者の初期キャリアに与えた影響を検討することを目的とする。以下では、分析手法について説明し（2節）、3節ではデータと変数を紹介する。4節で分析結果を提示した後に、5節で得られた知見をまとめる。

2. キャリア形成過程を系列として分析する

2.1. 系列分析とは

本研究では系列分析、そのなかでも系列の特徴を示す指標を用いて、初期キャリア形成過程の趨勢を描き出すことを試みる。そもそも系列データとはどのようなものを指すのか。Cornwell (2015) では、系列データを「順番に並んだ一連の事象——状態、出来事、活動、選好やほかの社会現象——から構成された情報」と定義されている。たとえば、職業歴や教育歴、家族歴などの経歴や時間帯ごとの活動を記録した生活時間がある。このような系列データは、どのような事象から構成されているのか、どのような順番で事象が並んでいるのか、それぞれの事象の持続期間や累積期間はどのくらいあるのか、といった複数の特徴を持っており、1つの特徴に焦点化すると、他の情報を捨象せざるを得なくなる。系列の複数の情報をできるだけ余すことなく包括的にとらえ、整理し、分析しようとするのが系列分析である。

この分析手法の1つのアプローチ法は、似た系列同士をグループ化することである。具体的には、系列間の類似度を計算し、系列間の距離行列にクラスター分析などの分類化の手法を用いて類型化することがよく行われる。もう一つのアプローチ法は、系列の特徴を単一の指標として表現しようとするものである。類型化する場合、系列の情報は最終的にはカテゴリカルな違い、もしくは質的な相違として把握されるが、指標の場合は、ある基準に基づいた一元的な尺度として把握できる。近年、系列の特徴を示す新しい指標が開発されるようになっている。本研究では比較的古典的なも

のから、新しいものまで6つの指標を用い、実際のデータにあてはめたとときのふるまい方（相違点や類似点）をみていく。以下で6つの指標を説明するが、記述にあたっては Ritschard et.al (2018) と Ritschard (2021) を参考にした。

2.2. 遷移回数

系列内で、異なる要素へと何回変化したのか、その回数のことである（＝遷移回数 (tn))。最もシンプルな指標であり、基本的には、遷移回数が多いほど、系列は不安定であり、少なれば安定的な状態にあると解釈できる。ただし、規範的な「望ましさ」から見れば、安定的なことが、すなわちより望ましいことを意味しないことに留意する必要がある。例えば、若年期のキャリアが非正規雇用のみの場合よりは、正規雇用へと移動した方が望ましいと一般的にはとらえられるだろう。以下に示すように、遷移回数と他の性質を示す指標とを組み合わせる指標が開発されている。

2.3. エントロピー

エントロピーとは「曖昧さ」や「乱雑さ」を表し、状態を予測する場合の「不確かさ」の指標である。シャノンのエントロピーとも呼ばれる。系列で要素 i が占める比率を p_i とすると、要素が全部で a 個あるとき、エントロピーは以下の式で算出される。

$$h(p_1, \dots, p_a) = - \sum_{i=1}^a p_i \log p_i$$

エントロピーはすべての要素が等確率で生じるとき、すなわち、すべての i について $p_i = p$ が成立するとき最大値を取り、ある一つの要素によって占められている場合は 0 を取る。値が大きくなるほど「乱雑さ」や「複雑さ」が増加するが、取りうる最大値は、時点数と要素の数に依存する。本研究では、上の式で計算したエントロピーを取りうる最大値で除して、標準化したもの (h_{norm}) を掲載している。系列がある一つの要素に偏っている場合（＝すなわち、ある要素に一意に定まる場合）は 0 を、さまざまな要素がまったく同一の確率で生じていて、特定の要素だと予測することが最大限に難しい場合（＝すなわち、エントロピーが最大となる場合）は 1 を取る。

2.4. Volatility

次に volatility について説明する。volatility とは、「不安定さ」や「変動性」、「落ち着きのなさ」を意味する単語である。操作的には、個人が経験した要素の数と遷移の数の両方を加味し、指標化したものとなる。異なる要素を経験するほど、また、遷移の数が多いほど、ある系列は「変動性」が高く、「落ち着きがない」と解釈できることをふまえている。

個人が経験しうる要素の最大数は、カテゴリーの数に一致する。たとえば、キャリア形成過程を、失業 (U)、無業 (I)、フルタイム (F)、パートタイム (P) の 4 カテゴリーで把握した場合は 4 になるし、失業と無業を「働いていない」という意味では同一とみなし 1 つのカテゴリーにまとめた場合

は3になる。したがって、要素を細分化するほど、個人が経験しうる要素数は多くなるので、その影響を取り除くために比率にする。要素数の比率 vp は、要素数を vn とし、総カテゴリー数を a とすると、 $vp = (vn - 1)/(a - 1)$ で計算される²⁾。経験した遷移回数も、データ長 (l) に依存するので、遷移回数を $(l - 1)$ で除した比率を用いる。遷移回数の比率を tp とすると、volatility ($v(x)$) は、要素数の比率 vp と遷移回数の比率 tp の重み付き平均として定義され、以下の式で示される。

$$v(x) = w \cdot vp(x) + (1 - w) \cdot tp(x)$$

ここで、 $0 \leq w \leq 1$ であり、 $0 \leq v(x) \leq 1$ となる。要素数の比率 vp の値は、異なる要素を経験するほど高くなり、また、遷移回数の比率 tp は、経験した要素の数によらず、変化の数が多いほど高くなる。したがって、系列 FPUF と系列 FFPF では、要素変化の数は3回で同じだが、前者の方が経験した要素の数が多いので、volatility は高くなる。また、経験した要素の数と同じでも、変化の数が多いほど、volatility は高くなり、系列 FFPP と FFPF では後者の方が volatility は高い。要素数の比率 vp は系列の多様性という面からの不安定性を、遷移回数の比率は変化の多さという面からの不安定性を示すので、volatility は両者のウェイト付き平均として解釈できる。

2.5. Complexity

Complexity は、遷移回数の比率 tp と標準化エントロピー h_{norm} を組み合わせた指標であり、以下の式で計算される。

$$c(x) = \sqrt{tp(x) \cdot h_{norm}(x)}$$

tp も h_{norm} も 0 以上 1 以下の値をとるので、 $0 \leq c(x) \leq 1$ となる。

Volatility と同様に遷移回数の比率 tp の要素を含んでいるが、complexity の場合は、系列の要素の多様性として、要素数の比率 vp ではなく、エントロピーを用いている。エントロピーには、それぞれの要素がどれだけ発生したのか、という期間の情報も含まれるので、Complexity は経験された要素の多様性のみならず、期間も考慮された指標となっている。

2.6. Turbulence

Turbulence は、水力学の概念を借用した指標である。流体が乱流 (turbulent) となるのは、流れの速度と方向が一定に定まらない場合、すなわち、流れの速さや向きの変化が頻繁かつ不規則に生じる場合である。職業キャリアにこの状況をあてはめると、数多くの状態 (働き方) を経験し、かつ変更回数が多いほど turbulent であることになる。

Turbulence の算出にはサブシーケンス (subsequence 部分列) の情報を用いる。「文字列 v の部分列とは、単純に v 中の、必ずしも連続していないが同じ順序で現れる文字の列のこと」(Jones and Pevzner 2004, 渋谷・坂内訳: 132) と定義されるものであるが、あまり耳にしない概念なので、Elzinga と Liefbroer (2007) で用いられた例を参考に、架空例を用い、説明しよう。

人々のキャリア形成の状況を U (無職)、F (フルタイム)、P (パートタイム)、E (学生) の 4 つのカテゴリーで表すとする。例えば、3 人 (A ~ C) の教育と働き方に関する経歴は以下のように表せる。

$$A=E,P,F,U \quad B=E,P,E,F \quad C=E,P,U,E$$

A の場合は、学生→パートタイム→フルタイム→無職という順で変遷し、一方 C の場合は、学生→パートタイム→無職→再び学生という順で変遷した (=最後に学校に入りなおした) ことになる。要素の数は A が 4 つ、B と C は 3 つなので、B と C よりは A が turbulent だと解される。B と C は要素の数は同じであるが、E が再び生じるまでの出来事の数 C の方が多いため、B と C では C の方がより turbulent だとみなす。重複しないサブシーケンスの数はこれらの特徴を反映することができる。なお、重複しないサブシーケンスの数であるが、定義上、0 文字の空文字列 (empty subsequence) λ はすべての系列のサブシーケンスになる。系列全体もサブシーケンスだと定義されるので、特定の系列の重複しないサブシーケンスの数 $\phi(x)$ について、 $\phi(\lambda) = 1$ 、また、 $\phi(x) \geq 1$ となる。例として挙げた A、B、C の重複しないサブシーケンスの数は、それぞれ $\phi(A) = 16 > \phi(C) = 15 > \phi(B) = 14$ となり、B よりも C、C よりも A が turbulent であるという性質をとらえてとらえられていることがわかる。系列の長さ (データ長) に応じて、重複しないサブシーケンス数は指数関数的に大きくなる。桁数が大きくなりすぎるのを避けるため、底が 2 の対数をとることで調整する。

Turbulence は、この重複しないサブシーケンス数 ϕ の対数に、要素の継続期間の情報を追加したものである。無職 (U)、パートタイム (P)、フルタイム (F) の順番で経験するが、各要素の継続期間が異なる二人のケースで考えよう。同じく 12 年 (= 144 か月) のあいだ、一人目の D は、無職 (U) 10 か月、パートタイム (P) 2 か月、フルタイム (F) 132 ヶ月 (U/10 P/2 F/132) と、フルタイムが大半の期間を占めていたとする。一方、二人目の E は無職、フルタイム、パートタイムそれぞれ等しく 48 か月ずつ過ごしたとする (U/48 P/48 F/48)。D は早い段階 (2 年目) でフルタイムとなり、その後は安定的にその要素の状態で過ごしているの、E との比較では E の方が turbulent だとするのが妥当である。それぞれの要素で過ごした期間の分散を計算すると、E は 0 になり、D の方が大きくなる。つまり、期間の分散が小さいほどより turbulent になるという関係がある。サブシーケンスの対数にこの関係を付け加えたのが以下、turbulence の計算式である。

$$T(x) = \log_2 \left((\phi) \cdot \frac{s_{d,max}^2(x) + 1}{s_d^2(x) + 1} \right)$$

ただし、 s_d^2 は期間の分散で、 $s_{d,max}^2$ は、分散 s_d^2 の最大値である。

2.7. Precarity

ここまで取り上げた指標では、要素についてその多寡の情報は含まれていたが、要素間の優劣、すなわち、ある要素がほかの要素に比べて望ましいかどうかを考慮したものはなかった。キャリア

形成過程を例にすれば、正規雇用の方が非正規雇用よりは望ましいと多くの人はとらえるだろうし、失業しているよりは非正規雇用の方がましだとされるだろう。precarity は、このような要素の「望ましさ」の情報まで加味した指標である。

この指標は、上述の complexity を発展させたものである。系列を構成する要素の「望ましさ」の順序を設定すると、要素間の変化、すなわち状態の遷移には上昇するものと下降するものがあることになる。遷移数の合計に占める上昇変化の比率を q^+ 、下降変化の比率を q^- とするとき、下降変化の比率と上昇変化の比率の差はある系列の変化の状況を示す指標となる。これを劣化指標 I_{degrad} とする。劣化指標 I_{degrad} が正の場合には、相対的に下降移動の方が多く、負の場合には、上昇移動の方が多くなる。また、 q^- 、 q^+ とともに比率なので、 $-1 \leq I_{degrad} \leq 1$ の範囲をとる。precarity は、系列の初期状態 $\pi(x_1)$ 、すでに説明した complexity $c(x)$ 、そして、劣化指標 I_{degrad} を組み合わせた以下の式にて求められる。

$$prec(x) = \lambda \pi(x_1) + (1 - \lambda) c(x)^\alpha \left(1 + I_{degrad}(x) \right)^\beta$$

$$\text{where } I_{degrad}(x) = q^- - q^+$$

λ 、 α 、 β は、それぞれ重みづけのパラメータで、初期状態に関わるのが λ 、complexity に関係するのが α 、そして、劣化指標に関係するのが β である。

3. データと変数

分析には、2015年SSM調査(社会階層と社会移動に関する全国調査)を使用する。調査対象者は2014年12月末時点で、20～79歳の日本国籍をもつ男女であった³⁾。2015年SSM調査では、高校卒業以降に通学経験のある学校の入学及び離学年齢を尋ねている。さらに学校出てから就いたすべての仕事(3か月以上の無業期間を含む)に関して、入職年齢と離職年齢、従業上の地位の情報が得られる。これらの情報から、初職前の離学年齢を特定し、その後10年間の学歴・職歴に関するパーソン・イヤー・データを作成した。離学年齢の最小値は15歳⁴⁾、最大値は33歳であった。なお、学歴が高校段階の者は95%の離学年齢が18歳、大学・大学院の場合は、57%が22歳、19%が23歳であった。本研究では、この離学後10年間の期間を初期キャリア形成期と設定する。

初期キャリア形成期の就学状況、就業状況(従業上の地位)の情報から、無業、浪人、学生、正規雇用、非正規雇用、自営業の6カテゴリーにリコードした。なんらかの教育機関に在籍している場合は学生に、前後が学生に挟まれている無業は浪人とした。本研究では、初職に就く前に最後に学校を出た年齢を基準に初期キャリア形成期を設定しているため、大学浪人は例外的なケースを除き含まれていない。分析は、離学後10年の情報が得られるケースを対象に行った(N=6,712)。

分析に用いる他の変数を説明しておこう。趨勢の変化をみる際には、生年コーホートを用いる。

生年コーホートは、1935年生まれから10年刻みのものを用いるが、離学後10年間の情報が得られるケースに限定したことで最後のコーホートのみ1975～83年生まれとなっている。コーホートの分布は、1935～44年生まれが1,398人(20.8%)、1945～54年生まれが1,668人(24.9%)、1955～64年生まれが1,307人(19.5%)、1965～74年生まれが1,361人(20.3%)、そして1975～83年生まれが978人(14.6%)と最年少のコーホートの人数が少なめになっている。この1975～83年生まれが、景気悪化と教育拡大を同時に経験したコーホートに相当する。

また学歴間の比較を行う際には、学校段階が大学・大学院の者と高校の者の比較を行う。この2つの学校段階に焦点化するのは、高学歴化とキャリア形成の関連を検討するという課題に立ち戻った際、どのコーホートでも一定数以上のケース数を確保できるのが高校段階だからである。学校段階の分類は、回答者本人が通学経験のある学校として回答したもののなかでの最も高い学校段階から行った。

4. 分析結果

4.1. 指標間の関係

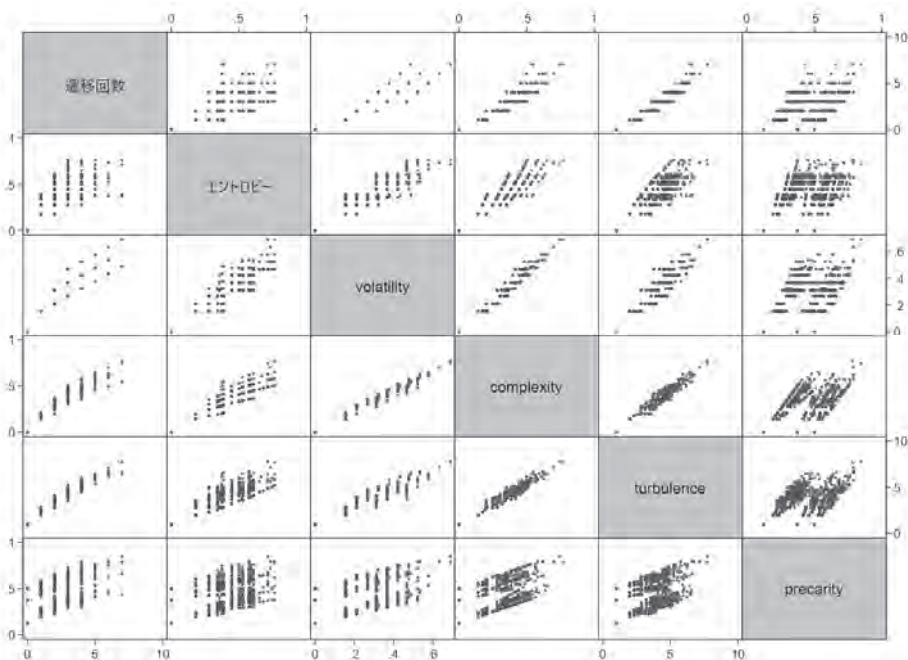
6つの指標の相関係数を示したのが表1、指標間の散布図を示したのが図1である。すべての指標間の相関係数は高いものの、precarityとその他の指標の相関係数は相対的に低くなっている。図1の散布図でも、precarityとそのほかの指標は、正の相関を示す右肩上がりの分布になっているものの、一番右の列(横軸にprecarity)をみると、分布は平行四辺形に近い形になっている。つまり、片方が大きくなれば、もう一方も大きくなるという関係はあるものの、precarityが同じ値でも他の指標の値の大きさには幅があることになる。precarityには要素の優劣や「望ましさ」の情報を加味されていることを述べたが、他の指標との相関の低さはこの指標が独自の特徴を抽出していること示している。

表1 系列に関する各指標の相関係数

	遷移回数	エントロピー	volatility	complexity	turbulence	precarity
遷移回数	1.000					
エントロピー	0.852	1.000				
volatility	0.963	0.935	1.000			
complexity	0.961	0.963	0.988	1.000		
turbulence	0.968	0.937	0.966	0.987	1.000	
precarity	0.675	0.667	0.702	0.700	0.675	1.000

その他のペアでは、遷移回数とエントロピーのペアを除いて、相関係数の値は0.9以上となっている。とりわけvolatilityとcomplexity、complexityとturbulenceのペアの相関係数は、0.988、0.987とかなり高く、図1でも帯の幅が狭く示されている。これらの指標は、要素の多様性やその期間、遷移の多寡を示す複数の指標を組み合わせたものであるが、結果として算出される特徴はかなり類似している。

図1 系列に関する各指標の散布図



4.2. 趨勢の変化

次に生年コーホートごとの各指標の変化を確認していこう。表2は男性について、学校段階を高校、大学・大学院に分け、生年コーホートごとの各指標の平均値と標準偏差 (S.D.)、そして、学歴間の平均値の差を示したものである。

高校段階の生年コーホートの違いをみると、どの指標でも1975～83年生まれ、最年少のコーホートで値が高くなっている。標準的な高校卒業年齢である18歳時点は、このコーホートでは1993年～2001年にあたり、バブル経済崩壊後の就職氷河期と呼ばれた時期にほぼ相当する。この時期、フリーターの増加や高卒無業者層の増加がクローズアップされたが(粒来 1997、日本労働研究機構 2000など)、学校を出た後のキャリア形成プロセスもそれまでのコーホートとは大きく異なり、安定性に欠け、望ましさに劣るものになったことがわかる。

変化の方向性は、どの指標でも同じで、値が最小なのが1945～54年生まれ、そこから徐々に上昇している。最年長の1935～44年生は、1955～64年生と1965～74年生まれの中間の値を取っている。男性の場合、1945～54年生まれが最も安定的な初期キャリア形成を行うことができ、そこからだんだんと不安定化していったことが読み取れる。第一次ベビーブーマー世代を含む1945～54年生まれが、高校卒業年齢を迎えたのは1963年～72年、高度経済成長期からオイルショックにかけてである。人口の点では最大のボリュームゾーンを含むこのコーホートは、数の多さにもかかわらず、他のコーホートよりも恵まれた状況で初期キャリアを歩むことができたといえるだろう。

表2 学校段階別・生年コーホート別の系列の各指標の平均値および学歴間の差（男性）

	遷移回数		エントロピー		volatility		complexity		turbulence		precarity		N
	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	
高校													
1935-44年生	0.416	[0.702]	0.096	[0.154]	0.058	[0.092]	0.065	[0.104]	1.541	[0.896]	0.213	[0.154]	274
1945-54年生	0.308	[0.616]	0.069	[0.133]	0.043	[0.082]	0.047	[0.090]	1.394	[0.774]	0.187	[0.130]	399
1955-64年生	0.377	[0.701]	0.089	[0.160]	0.054	[0.097]	0.060	[0.107]	1.496	[0.904]	0.196	[0.138]	252
1965-74年生	0.568	[0.936]	0.106	[0.157]	0.073	[0.108]	0.079	[0.119]	1.674	[1.053]	0.228	[0.164]	236
1975-83年生	0.873	[1.019]	0.185	[0.204]	0.117	[0.129]	0.132	[0.146]	2.081	[1.223]	0.293	[0.190]	150
大学													
1935-44年生	0.354	[0.775]	0.079	[0.155]	0.048	[0.098]	0.055	[0.111]	1.448	[0.929]	0.177	[0.113]	147
1945-54年生	0.274	[0.616]	0.064	[0.139]	0.038	[0.081]	0.043	[0.094]	1.363	[0.814]	0.18	[0.124]	223
1955-64年生	0.422	[0.758]	0.091	[0.155]	0.058	[0.098]	0.064	[0.110]	1.517	[0.907]	0.208	[0.148]	232
1965-74年生	0.434	[0.748]	0.095	[0.159]	0.059	[0.098]	0.066	[0.109]	1.551	[0.937]	0.201	[0.139]	212
1975-83年生	0.631	[1.054]	0.126	[0.184]	0.083	[0.125]	0.092	[0.138]	1.777	[1.207]	0.239	[0.164]	179
高校-大学													
1935-44年生	0.062		0.017		0.010		0.010		0.093		0.036 *		
1945-54年生	0.034		0.005		0.005		0.004		0.031		0.007		
1955-64年生	-0.045		-0.002		-0.004		-0.004		-0.021		-0.012		
1965-74年生	0.134		0.011		0.014		0.013		0.123		0.027		
1975-83年生	0.242 *		0.059 **		0.034 *		0.040 *		0.304 *		0.054 **		

注：*** p<0.001、** p<0.01、* p<0.05

大学・大学院段階ではどうだろうか。指標の変化の方向性は指標による違いがないこと、1945～54年生まれが最も低く、そこから1975～83年生まれまで徐々に値が上昇していくことは高校と同様である。しかし、最年長の1935～44年生まれが相対的に低めであること（どの指標でも2番目に低い）が高校と異なっている。

最下段の「高校-大学・大学院」からは、学歴間格差の割合の変化をみることができる。どの指標でも両者の差が最も小さいのは、1955～64年生まれで、最も大きいのは、1975～83年生まれである。最後のコーホートの平均値の差のみどの指標でも統計的に有意である。

以上をまとめると、男性の場合、1990年代以降に社会に出たコーホートにおいて、高校でも大学・大学院でも、若年期のキャリアは不安定化する傾向にあったが、それは高校段階でより顕著にみられ、大学以上との格差が広がることにつながったといえる。

次に女性の状況を確認しよう（表3）。男性と比較すると、どの指標でも女性の値が高く、初期キャリアの状況は常に総じて不安定な傾向があったことがまず指摘できる。本研究では、学歴・職歴のみに焦点化して変数を作成し、婚姻、出産等の家族歴を加味していないことが女性の値が高い理由の1つとして考えられる。女性の場合、離学後仕事に就いたとしても、結婚、出産に伴って離職することが多く、さらに、20代のうちに結婚することも当然だとみなされていた。そして、実際多くの女性がそのようなライフコースを歩んだ。このことは、無業への遷移を生じさせ、それぞれの指標の値を上昇させることにつながっている。さらにバブル経済崩壊以降の若年労働市場の非正規雇用化の進展が、とりわけ、女性に顕著にみられたことはよく知られている。若いコーホートにかけての指標の悪化はこの非正規化の影響も受けたものだととらえられる。

表3 学校段階別・生年コーホート別の系列の各指標の平均値および学歴間の差(女性)

	遷移回数		エントロピー		volatility		complexity		turbulence		precarity		N
	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.	
高校													
1935-44年生	0.961	[0.774]	0.257	[0.176]	0.137	[0.099]	0.163	[0.116]	2.354	[0.991]	0.335	[0.156]	311
1945-54年生	1.199	[0.883]	0.298	[0.168]	0.162	[0.102]	0.195	[0.118]	2.663	[1.044]	0.307	[0.140]	443
1955-64年生	1.146	[0.963]	0.280	[0.185]	0.157	[0.113]	0.185	[0.129]	2.558	[1.125]	0.285	[0.131]	335
1965-74年生	1.186	[1.180]	0.262	[0.203]	0.157	[0.133]	0.182	[0.152]	2.515	[1.319]	0.299	[0.154]	322
1975-83年生	1.411	[1.144]	0.295	[0.195]	0.183	[0.129]	0.210	[0.147]	2.762	[1.272]	0.379	[0.173]	185
大学													
1935-44年生	0.864	[0.834]	0.222	[0.209]	0.125	[0.113]	0.144	[0.133]	2.208	[1.165]	0.266	[0.119]	22
1945-54年生	1.000	[1.000]	0.221	[0.196]	0.135	[0.121]	0.153	[0.136]	2.281	[1.185]	0.297	[0.150]	69
1955-64年生	1.117	[0.973]	0.258	[0.201]	0.155	[0.126]	0.176	[0.139]	2.475	[1.193]	0.297	[0.152]	103
1965-74年生	1.118	[1.131]	0.249	[0.202]	0.150	[0.134]	0.172	[0.151]	2.443	[1.304]	0.307	[0.159]	161
1975-83年生	1.285	[1.283]	0.280	[0.204]	0.169	[0.138]	0.195	[0.155]	2.641	[1.360]	0.337	[0.173]	137
高校-大学													
1935-44年生	0.097		0.035		0.012		0.019		0.146		0.069 *		
1945-54年生	0.199		0.077 ***		0.027		0.042 **		0.382 **		0.010		
1955-64年生	0.029		0.022		0.002		0.009		0.083		-0.012		
1965-74年生	0.068		0.013		0.007		0.010		0.072		-0.008		
1975-83年生	0.126		0.015		0.014		0.015		0.121		0.042 *		

注: *** p<0.001、** p<0.01、* p<0.05

また、女性では、高校と大学・大学院で変化の傾向が一致していない。高校の場合、エントロピーを除く5つの指標で1975～83年生まれで値が高く、バブル経済崩壊後、高卒者のキャリアが不安定化したことは男性と共通している。しかし、指標によって、前半4つのコーホートでの値の上下の仕方が異なっている。遷移回数、volatility、complexity、turbulenceの4つは1935～44年生まれで最も小さく1945～54年生まれで上昇したあと、1955～64年生まれ、1965～74年生まれの2つのコーホートで停滞するか、微減した後に最後のコーホートで上昇する。precarityでは、1955～64年生まれで最小値を取るの、形としてはU字カーブを描いている。大学・大学院の女性でも1975～83年生まれの値が高いことは高校と共通しているものの、どの指標でもコーホートが若くなるにつれて、ほぼ単調に上昇している⁵⁾。

では、学歴間格差はどうだろうか。男性では、どの指標でも1975～83年生まれで差が最も大きくなっていたが、女性の場合は、このような一貫した拡大傾向はみられない。遷移回数、エントロピー、volatility、complexity、turbulenceでは1945～54年生まれの差が最大で、3つの指標で差が有意である。遷移回数とvolatilityの2つの指標ではその後差が開き、complexityとturbulenceでも通増傾向がみられるが、エントロピーは減少傾向にある。残るprecarityでは、差は強いていえばU字型のカーブを描き、1975～83年生まれで有意な差となっている。総合的にみると女性の場合は、学歴間の差は拡大したとも縮小したともいうことはできないだろう。

表 4 系列の各指標の規定要因（重回帰分析 男性）

		Model 1					
		遷移回数	エントロピー	volatility	complexity	turbulence	precarity
		B	B	B	B	B	B
生年コーホート (vs.1935-44年生)							
	1945-54年生	-.098 *	-.023 *	-.014 *	-.016 *	-.125 *	-.016
	1955-64年生	.014	.001	.003	.002	.009	.004
	1965-74年生	.119 *	.012	.013	.013	.119	.017
	1975-83年生	.361 ***	.065 ***	.046 ***	.050 ***	.424 ***	.067 ***
大学・大学院ダミー		-.073 *	-.015 *	-.010 *	-.010 *	-.089 *	-.019 **
定数		.420 ***	.095 ***	.058 ***	.065 ***	1.540 ***	.207 ***
F		16.27 ***	14.05 ***	16.38 ***	16.03 ***	15.45 ***	15.17 ***
R ²		.034	.030	.034	.034	.033	.032
N		2,304	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304
		Model 2					
		遷移回数	エントロピー	volatility	complexity	turbulence	precarity
		B	B	B	B	B	B
生年コーホート (vs.1935-44年生)							
	1945-54年生	-.108	-.027 *	-.015	-.018 *	-.147 *	-.026 *
	1955-64年生	-.039	-.008	-.004	-.006	-.046	-.017
	1965-74年生	.152 *	.010	.015	.014	.133	.015
	1975-83年生	.457 ***	.089 ***	.059 ***	.066 ***	.539 ***	.080 ***
大学・大学院ダミー		-.062	-.017	-.010	-.010	-.093	-.035 *
交互作用							
	大学・大学院×45-54年生	.028	.012	.005	.006	.062	.028
	大学・大学院×55-64年生	.108	.019	.014	.015	.115	.047 *
	大学・大学院×65-74年生	-.072	.006	-.004	-.003	-.030	.009
	大学・大学院×75-83年生	-.180	-.042	-.025	-.030	-.210	-.019
定数		.416 ***	.096 ***	.058 ***	.065 ***	1.541 ***	.213 ***
F		9.91 ***	8.87 ***	10.02 ***	9.89 ***	9.32 ***	9.87 ***
R ²		.037	.033	.038	.037	.035	.037
N		2,304	2,304	2,304	2,304	2,304	2,304

注： *** p<0.001、** p<0.01、* p<0.05

コーホートと学校段階の影響をみるため、それぞれの指標を従属変数とする重回帰分析を行った。Model 1には生年コーホートと大学・大学院ダミーのみを、Model 2には両者の交互作用を追加した。男性の結果は表4に、女性の結果は表5に示す通りである。

男性の結果からみていこう。2つのモデルのすべての指標でモデルは有意だが、決定係数 (R²) の値は総じて小さく、説明力は高くない。Model 1では、すべての指標について1975～83年生まれの有義な正の効果と、大学・大学院ダミーの有義な負の効果が確認できる。つまり、最も若いコーホートでは、どの指標でみたとしても初期キャリア形成プロセスは悪化していること、高校段階に比べて、大学以上であることは、総じて初期キャリアを安定化させる効果をもつことが示されている。遷移回数、エントロピー、volatility、complexity、turbulenceの5つの指標では、1945～54年

生まれであることも負で有意になっている。生年コーホートの基準は、1935～44年生まれなので、戦前に生まれた世代に比較して、戦後すぐに生まれた世代で、初期キャリアが安定化したこともわかる。遷移回数のみ、1965～74年生まれでもプラスで有意なので、おおよそ1980年代から90年代初頭にかけて離学したコーホートで異なる働き方の間で移動することが増えていったといえる。

以上のような基本的状況を確認したあとで、学歴間格差に変化があったのかを表4の下段から検討しよう。主効果の大学・大学院で有意なのは、precarityの-0.35のみである。生年コーホートの基準は1935～44年生まれなので、戦前に生まれた世代では、大学・大学院に行くことの安定化効果がprecarityでみられたことになる。交互作用に目を転じて、有意なのはprecarityの1955～64年生まれのみ、しかもプラスの効果である。

以上Model1とModel2の結果をふまえると、学歴が高いことは、総じてキャリアを安定化させる効果を持ち、時代が変化してもその影響力はほぼ一定であったと解釈できよう。1990年代半ば以降、高学歴者でも初期キャリアは不安定化した。もちろん高校に比べれば望ましいキャリア形成が可能であったが、以前の高学歴者と同様にその機会が保障されていたわけではない。

女性ではどうだろうか(表5)。Model1では、どの指標でも1975～83年生まれの係数がプラスで有意となっている。係数の絶対値もprecarityを除いて他のコーホートより大きく、総じて初期キャリア状況の顕著な悪化がみられたといえる。エントロピーを除く5つの指標では、残る3つのコーホートも有意な効果を示している。Precarityのみ係数の符号が負であり、真ん中3つのコーホートで、安定性が増している。遷移回数、volatility、complexity、turbulenceについて、真ん中3つのコーホートの係数の大きさはほぼ同じなので、1935～44年生まれに比較して、状況は悪化したが、1975～83年生まれほどではなかったといえるだろう。大学・大学院ダミーの符号は、すべての指標について負であるが、統計的に有意なのは、エントロピー、complexity、turbulenceの3つであり、男性ほど一貫した学歴の効果はみられない。

女性に関するModel2でも主効果の大学・大学院ダミーが有意なのは、precarityのみである。係数の符号はマイナスなので、女性でも大学以上の学歴保持者の方でprecarityが測っている側面では、安定的なキャリア形成をできたことが示されている。しかし、女性の場合、precarityについては、1955～64年生まれ×大学・大学院ダミー、1965～74年生まれ×大学・大学院ダミーの交互作用が正で有意となっている。同じ生年コーホートの主効果は負で有意なので、1965～74年生まれについては、1935～44年生まれに比較して、初期キャリアは安定化する傾向にあったとはいえ、高学歴者ではその効果が打ち消されていたということが出来る。その他の指標については、学歴の主効果も生年コーホートとの交互作用効果も有意にはなっていない。

表5 系列の各指標の規定要因（重回帰分析 女性）

		Model 1					
		遷移回数	エントロピー	volatility	complexity	turbulence	precarity
		B	B	B	B	B	B
生年コーホート (vs.1935-44年生)							
	1945-54年生	.224 **	.035 **	.023 **	.029 **	.277 **	-.024 *
	1955-64年生	.201 **	.025	.022 *	.024 *	.219 *	-.041 ***
	1965-74年生	.235 **	.010	.021 *	.021 *	.185 *	-.026 *
	1975-83年生	.437 ***	.044 **	.045 ***	.048 ***	.418 ***	.034 **
大学・大学院ダミー		-.097	-.028 **	-.011	-.017 *	-.144 *	-.010
定数		.961 ***	.256 ***	.137 ***	.163 ***	2.354 ***	.331 ***
F		5.85 ***	3.82 **	4.63 ***	4.58 ***	4.80 ***	10.94 ***
R ²		.014	.009	.011	.011	.011	.026
N		2,088	2,088	2,088	2,088	2,088	2,088
		Model 2					
		遷移回数	エントロピー	volatility	complexity	turbulence	precarity
		B	B	B	B	B	B
生年コーホート (vs.1935-44年生)							
	1945-54年生	.237 **	.041 **	.025 **	.032 **	.309 ***	-.028 *
	1955-64年生	.185 *	.023	.020 *	.022 *	.205 *	-.050 ***
	1965-74年生	.225 **	.005	.020 *	.019	.161	-.036 **
	1975-83年生	.449 ***	.038 *	.046 ***	.047 ***	.408 ***	.044 **
大学・大学院ダミー		-.098	-.035	-.012	-.019	-.146	-.069 *
交互作用							
	大学・大学院×45-54年生	-.101	-.042	-.015	-.023	-.236	.060
	大学・大学院×55-64年生	.068	.013	.010	.010	.062	.082 *
	大学・大学院×65-74年生	.029	.022	.005	.010	.074	.077 *
	大学・大学院×75-83年生	-.028	.020	-.002	.004	.024	.026
定数		.961 ***	.257 ***	.137 ***	.163 ***	2.354 ***	.335 ***
F		3.37 ***	2.70 **	2.76 **	2.84 **	3.01 **	7.21 ***
R ²		.010	.012	.012	.012	.013	.026
N		2,088	2,088	2,088	2,088	2,088	2,088

注：*** p<0.001、** p<0.01、* p<0.05

以上をふまえると、女性の場合の学歴の効果や学歴間格差について、男性ほど明確な傾向はみられないといえるだろう。そもそも高学歴者の方が安定的なキャリア形成ができたとはいえ、高校と大学・大学院の差が近年になって広がった、もしくは縮小したということもできない。

5. まとめ

本研究は、離学後10年の初期キャリア形成を、系列データととらえ、系列の特徴を示す指標の趨勢を検討してきた。ここまでの知見をまとめておこう。系列の特徴を把握する指標として、遷移回数、エントロピー、volatility、complexity、turbulence、そしてprecarity、という6つの指標を用

いて検討を行ってきた。2015年SSM調査で指標間の相関をみると、おおむね高い正の相関が観察された。一方、要素の優劣の側面を加味した *precarity* との相関は相対的に低かった。これは *precarity* が、他の指標ではとらえられない系列の特徴を取り出していることを意味している。

これらの指標を用いて、性別ごとに学校段階高校と大学・大学院の値の生年コーホートごとの値を検討した。男性では、高学歴の方が初期キャリアの安定度が高い傾向があるものの、1975～83年生まれでは、学歴を問わずどの指標でも初期キャリアが不安定化していることが判明した。高校と大学・大学院の平均値の差は、最後のコーホートでのみ統計的に有意であった。一方、重回帰分析の結果からは、1975～83年生まれの安定性の低下が確認されたものの、学歴の差が拡大したとまではいえなかった。したがって、男性については、1990年代以降に、大学・大学院の初期キャリアは以前と比べれば不安定化したが、相対的優位性は維持されたといえるだろう。

女性の場合は、結婚や出産に伴う就業中断が生じやすいため、学歴・職歴という点では、不安定度が高い状況が続いてきた。大学・大学院と高校との差も傾向が一貫しておらず、高学歴者が有利な初期キャリアを歩めたとはいえ難い。とはいえ、男性と同じく、学歴を問わず1975～83年生まれでは初期キャリアの不安定化がみられた。女性の場合は学歴の高さとキャリアの安定性には元から強い関連はなく、進学拡大期以降もその傾向は維持されたと考えられる。

系列の特徴を示す指標は、系列の情報を一元的な尺度として解釈することができるので、絶対的な変化と相対的な変化の両方を考慮することができる。本研究では、初期キャリアの状況に与える学歴と生年コーホートの影響を検討したが、このような指標を活用すれば、初期キャリア状況がその後の——たとえば、婚姻状況や所得など——に及ぼす影響もみることができる。*Precairety* のように要素の優劣の情報を加味した別の指標も近年開発されており (Ritschard 2021)、キャリア形成のみならず、系列情報を包括的に分析する際の有益な手法となることが期待される。

[付記]

本研究はJSPS科研費特別推進研究事業(課題番号25000001)に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。また、本研究は、JSPS科研費基盤研究(C)(課題番号19K02138)に伴う成果でもある。

注

- 1) もちろん女性の場合は、短大へ進学する傾向があったことは指摘しておかねばならない。
- 2) このように定義されるのは、1つの状態しか経験していない場合の *vp* を0とするためである。
- 3) 2015年SSM調査の詳細については白波瀬(2018)を参照されたい。
- 4) 高校中退で16歳で職歴が開始されている場合、離学年齢は15歳になる。
- 5) 女性の大学・大学院の場合、前半2つの生年コーホートのケース数が少ない(1935～44年生まれで22名、1945～54年生まれで69名) ことには留意が必要である。

文献

- Cornwell, Benjamin, 2015, *Social Sequence Analysis: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Dore, Ronald P., 1976, *The Diploma Disease: Education, Qualification, and Development*, George and Allen & Unwin. (松居弘道訳, 1978[1998], 『学歴社会 新しい文明病』岩波書店.)
- Elzinga, Cees H., and Aart C. Liefbroer, 2007, "De-standardization of Family-Life Trajectories of Young Adults: A Cross-

- National Comparison Using Sequence Analysis,” *European Journal of Population* 23: 225-250.
- Freeman, Richard B., 1976, *The Overeducated American*, Academic Press. (小黒昌一訳, 1977, 『大学出の価値——教育過剰時代』竹内書店新社.)
- 玄田有史, 2007, 「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』567: 97-112.
- Jones, Neil C., and Pavel A, Pevzner, 2004, *An Introduction to Bioinformatics Algorithms*, MIT Press (渋谷哲朗・坂内英夫訳, 2007, 『バイオインフォマティクスのためのアルゴリズム入門』共立出版.)
- 荻谷剛彦, 2017, 「教育拡大と学歴の効用の変容——日本型学歴インフレの進行」石田浩編『教育とキャリア』勁草書房, 91-112.
- 片瀬一男, 2011, 「日本型学歴社会の来歴と行方——高学歴社会における『学歴インフレ』」盛山和夫・片瀬一男・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム——不平等を問い直す』白桃書房, 61-84.
- 近藤絢子, 2016, 「初職や転職歴と現職の関係」連合総研『新たな就職氷河期世代を生まないために——連合総研・就職氷河期世代研究会報告』連合総合生活開発研究所, 45-52.
- 小杉礼子, 2010, 『若者と初期キャリア——「非典型」からの出発のために』勁草書房.
- 黒田啓太, 2017, 「今も続いている就職氷河期の影響」玄田有史編『人出不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶応義塾大学出版会, 51-67.
- 日本労働研究機構, 2000, 『調査研究報告書 No.136 フリーターの意識と実態——97人へのヒアリング結果より』日本労働研究機構.
- Ritschard, Gilbert, Margherita Bussi, and Jacqueline O'Reilly, 2018, “An Index of Precarity for Measuring Early Employment Insecurity,” Gilbert Ritschard and Matthias Studer eds. *Sequence Analysis and Related Approaches*, Springer, Cham, 279-295.
- Ritschard, Gilbert, 2021, “Measuring the Nature of Individual Sequences,” *Sociological Methods & Research* (forthcoming).
- 労働政策研究・研修機構, 2019, 『JILPT 資料シリーズ No. 217 若年者の就業状況・キャリア・職業能力開発の現状③——平成 29 年版「就業構造基本調査」より』独立行政法人労働政策研究・研修機構.
- 白波瀬佐和子, 2018, 「2015 年『社会階層と社会移動に関する全国調査 (SSM 調査)』実施の概要」保田時男編『2015 年 SSM 調査報告書 1 調査方法・概要』(2015 年 SSM 調査研究会), 1-12.
- 粒来香, 1997, 「高卒無業者層の研究」『教育社会学研究』61: 185-209.