

# 日本における職業キャリア軌跡の実証分析

## —初職移行の種類の間での比較—<sup>\*1</sup>

石田賢示  
(東京大学)

### 【論文要旨】

本研究の目的は、学校から職業への移行、およびその後のキャリアの軌跡が、制度的な文脈とどのように関連しているのかを明らかにすることである。日本の教育社会学では、初職の地位達成における制度的なリンケージの役割の重要性が主張されてきた。一方、学校から職業への移行における制度的な枠組みが、その後のキャリアの機会構造とどのように関連しているのについてはあまり検討されてこなかった。しかし、初職参入時の状況がその後のキャリアにどのように影響するのかは、格差の連鎖・蓄積という点からも議論可能である。そこで、本研究では2015年SSM調査データによる成長曲線モデルにより、間断のある移行によって初職開始時、およびその後のキャリア軌跡がどのように異なるのかを検討した。分析の結果、正規雇用や大企業での就業確率の格差は初職参入後10～15年のあいだにある程度縮小するが、一定の差が持続することが明らかとなった。

キーワード：学校から職業への移行、キャリア軌跡、成長曲線モデル

### 1. 学校から職業への移行過程における制度への着目

本研究の目的は、人々の学校から職業への移行、およびその後のキャリアの軌跡が、日本における学校から職業への移行の制度的な文脈とどのように関連しているのかを明らかにすることである。若年者の初期キャリア形成の機会構造は教育システムと労働市場のリンケージによって形成され、若年者個人の資質、スキルとは異なる視点から、初期職業キャリアにおける地位達成が分析されてきた（苅谷 1991a; Brinton and Kariya 1998; Brinton 2011）。日本における教育社会学や社会階層論を中心とする研究領域では、教育システムと労働市場のリンケージがいかんにして構築されてきたのかという歴史的視座にもとづく研究や（苅谷 1991b; 苅谷・菅山・石田編 2000; 菅山 2011）、そのような制度的なリンケージが初期の職業的地位達成の機会にどのように影響してきたのかという研究（Kariya 1995; 石田 2005; 本田 2005; 香川 2006, 2008）が蓄積されてきた。研究によりその評価の仕方は微妙に異なるが、これらの先行研究では、制度的枠組みと初期職業キャリアが密接に関連していること、学校経由の

---

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。2015年SSM調査データの使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得ました。また、本研究で用いた2015年SSM調査データは2017年2月27日版（バージョン070）です。記して関係各位に感謝の意を表します。

就職や新規学卒一括採用などの枠組みに沿って初職に移行してゆくことの有利さ、重要性、課題が明らかにされてきたといえるだろう。

そのなかで比較的手薄であったのは、学校から職業への移行過程を経験した者の、その後のキャリアへの着目である。社会学においても、世代内移動構造に焦点を当てた実証分析や（盛山ほか 1990; 佐藤・林 2011）、企業組織内における地位達成過程を明らかにした研究がなされてきた（今田・平田 1995; 竹内 1995; Ishida et al. 2002）。これらの研究の焦点は、マクロレベルでの社会変動や、組織におけるメゾレベルのメカニズムである。一方で、日本の世代内移動における教育達成から初職の地位達成、そこからその後の地位達成に至る逐次的過程の重要性が指摘されつつも（富永・安藤 1977）、その主要な背景の一つと考えられる学校から職業への移行に関する制度的な枠組みと、その後のキャリアの過程を結び付ける試みは明示的にはなされてこなかったように思われる。

そこで本研究では、学校から職業への移行に関する重要な制度的側面をなす、移行時の間断に着目し、それが初職の地位達成、およびその後のキャリアに影響するのか否かを研究の問いとして設定する。多くの地位達成研究が「誰が達成できるか」に注目するのに対し、本研究は「どのように達成できるか」を問う。以下では、日本の新規学卒一括採用という慣行のなかで維持されてきた「間断のない移行」について端的に言及し、本研究の課題と関連する先行研究の知見を整理し、具体的な検討課題を議論する。それに続き、2015年SSM調査データを用いた実証分析の手続きを説明し、分析結果を検討する。そして、以上のまとめをもとに、日本の学校から職業への移行における制度の位置付けについて議論したい。

## 2. 先行研究の知見と検討課題

「間断のない」（あるいは「間断なき」）移行とは、日本の教育社会学において、新規学卒就職の過程の特徴を端的に表現する概念であるといつてよい。学校から職業への移行に関し、他の産業社会と比べて日本に特徴的なことの1つは、学校を卒業予定の若年者が在学中から求職活動をおこない、その多くが在学中に仕事を見つけ、卒業後直ちに労働市場でのキャリアを開始することである（岩永 1983; 香川 2006）。この過程全体が「間断のない移行」と呼ばれ、長らく日本の学校から職業への移行における強みとして、そして時に問題点として議論されてきた。間断のない移行が、学校段階を問わずあてはまる初期キャリア形成上の過程であり、同時に規範でもあることも、特徴の一つだといえる。

間断のない移行は新規学卒一括採用と呼ばれる慣行の下で生じる過程である。歴史的には、戦前、戦間期における定期採用慣行や労働力需給調整からの実践の歴史がある<sup>2</sup>。雇用者にとっては、優秀な労働力をできるだけ安定的に確保したいという動機、労働行政側にとって

---

<sup>2</sup> 荻谷・菅山・石田編（2000）や菅山（2011）に詳しい。

は、その時々には最適と思われる労働需給調整により労働市場を安定化させたいという動機がある。そして、学校側には自分たちの育て上げた生徒・学生に対し、個々に適した進路を見つけてやりたいという教育上の動機があった。労働市場のなかで行政、雇用者、学校という主要なアクターの相互行為を通じて新規学卒労働市場は構築され、間断のない移行はいずれのアクターにとっても、さらには生徒・学生自身にとっても望ましい、あるいは欠くべからざる仕組みとなっていったといえる。

間断のない移行は、1980年代までは日本における学校から職業への移行を実現するシステムとして肯定的に論じられる向きが強かった。しかし、1990年代以降に日本経済の不況やサービス産業化による労働力需要の構造変化によって、間断のない移行の前提となる新規学卒労働市場が縮小し始めた。不況や非正規雇用の拡大などによる、新規学卒者に対するいわゆる「正規雇用」の求人減少が背景であり、本研究で着目する「間断のある移行」を経験する若年者のシェアが増え始めた。

間断のある移行を経験した若年者は、学校卒業あるいは離学の時点では次の進路である仕事を得ていない。さらに、仕事を得るための競争相手は同じライフステージにある者同士とは限らず、既に労働市場で一定の経験を積んだ中途採用者も含まれる。そこでは、間断のある移行を経験した者は職業経験に乏しく、キャリアの機会構造のなかでは相対的に不利な位置をとらざるをえない。その結果、間断のある移行は雇用の安定性がより低い非正規雇用の職や、低い職業的地位達成に帰結しやすくなると考えられる。

本研究の関心は、間断のある移行と初職における不利な地位達成の関連を、より先のキャリアにまで拡張することにある。間断のある移行の規模は後述のように拡大傾向にある。それにもかかわらず、日本における学校から職業への移行の過程は新規学卒一括採用の枠組みによる間断のない移行を前提として構造化されている。制度の枠組みに照らすと逸脱的な初期キャリア形成を経験している若年者が、その後のキャリアをどのように歩むのかは必ずしも明らかではない。以上の関心がこれまで日本社会を対象とする世代内移動、キャリア移動の研究で必ずしも明示的でなかったのは、間断の有無への着目が主として教育社会学者によるものであったためであると思われる。教育社会学的なイシューは教育システムと労働市場のリンケージのあり方であり、言い換えればその後のキャリア軌跡の問題を積極的に関連付ける動機付けが弱かったともいえよう<sup>3</sup>。(日本の)教育社会学内部での自己完結的な議論は、同じ職業キャリアの問題を扱っているにもかかわらず、関連する社会学的な研究の間での知見の往来をいわずらに困難にしている可能性がある。

日本における学校から職業への移行の制度的な枠組みとその後の職業キャリアの関連を、より広く社会学的な概念によって位置付ける際に、「格差の連鎖・蓄積」概念が役に立つ

---

<sup>3</sup> 広く社会学的な視点から教育システムや、それと他の領域との相互関連性を捉えようとする向きが弱まっている点については、中澤（2003）による問題提起などが参考となる。

(DiPrete and Eirich 2006; 石田 2017)。制度的な枠組みに適応的な移行、すなわち間断のない移行に比べ、より逸脱的な間断のある移行は、初期キャリア形成の機会を得る上では不利に作用する可能性があることは上述の通りである。格差の連鎖・蓄積の概念に依拠すれば、その詳細なメカニズムを具体的に描き出すことも一つの課題であろう。その一方で、ライフコースにおいて鍵となる局面で経験したイベントが、その後のキャリアをどのように構造化するのかという点も、この概念枠組みのなかで検証されるべき課題だといえる。

具体的には、間断のある移行によって生じた初期の不利が、その後の職業キャリアを通じて解消されるのか否かが、本研究において検証されるべき課題となる。この課題の検証においては、(1) 間断の有無により初期の不利が生じているのか、(2) そのような不利があるとするならば、その後のキャリアのなかで不利がどのように推移するのか、の2点がさらなる検討課題となる。

先行研究では、間断のある移行が初期の不利と関連することが示されており、上記の(1)については一定の知見が得られているといえるだろう。間断のない移行は初職が非典型雇用(非正規雇用)である可能性を低減させる(石田 2005; 香川 2006)。また、間断のない移行の方が大企業への就職機会を高めていることも明らかにされている(香川 2006)。他方、職業的地位については、間断の有無との関連が明らかではない(石田 2005)。

初職の地位達成との関連から間断のない移行が注目されることはあるが、その後のキャリアの軌跡との関わりに焦点を当てる研究は多くない。そのなかで、パネル調査データを用いた実証分析では、本研究でも依拠する成長曲線モデルのなかにも、間断の有無が説明変数として含まれている(中澤 2011)。分析では、男性について、間断のない移行により職業キャリアを開始した場合、不安定雇用(非正規雇用または働く意思のある無業)のリスクが低いことが明らかにされている。一方女性については、不安定雇用リスクの水準と間断の有無には関連がみられていない。しかしながら、女性の場合は20歳代の時期における時間経過に伴う不安定雇用リスクの上昇に対して、間断のない移行が負の効果を示す結果が得られている。この分析で20歳代の時間経過が不安定雇用リスクを高めるのは、主として結婚や出産などのライフイベントによるものと想定されるが、間断のない移行により労働市場に移行した場合、不安定雇用状態となる可能性の上昇が抑制されているといえるだろう。この点は、先に挙げた具体的な課題のうち(2)に関連するものといえるだろう。以上の知見は間断の有無とその後キャリアの機会構造の関連を検討する上で示唆に富むが、男性については時間経過と間断の有無との関係が直接は示されていないため、さらなる検討の余地があると思われる。

また、(2)の課題を直接検討するためには、キャリアの軌跡を連続的にとらえる試みが必要となる。上述の中澤(2011)では、男性について20代の時期には初職が非正規雇用である場合に不安定雇用状態となる可能性が抑えられるが、30代に入るとそのような抑制効果がみられなくなることが発見されている。この知見は、比較的早期のキャリアの段階であれば、

より安定的な雇用に移ることができる可能性を示唆しているといえる。同様のことが間断の有無についてもいえるかどうか、本研究で試みる検証課題である。

世代間移動の視点を踏まえてキャリアの軌跡を分析した三輪（2008）の研究では、男性の社会階層上の地位達成が分析の対象とされている。そこでは、ホワイト上（専門・管理）への到達に対し、20～30歳までの期間は所属確率が高まってゆかないが、30歳から40歳にかけて上昇することが明らかにされている。この知見については、特に管理職への移動が、一律の処遇を受けながら昇進の生じる比較的早期のキャリアを経た後の、ある程度競争的な段階で生じるものであることを反映しているといえるだろう（今田・平田 1995）。本研究の問題関心に照らし合わせると、間断の有無によりキャリアトラックが異なるのか否かがさらなる問いとして生じる。

本研究では、初職参入の仕方、すなわち間断の有無を鍵となる概念としながら、職業キャリアの軌跡を明らかにしてゆく。そこでの着眼は、間断の有無が初職参入時のみに重要であり、その後のキャリアで違いがなくなるのか、それとも初職参入の仕方がその後のキャリアにおける格差の生じ方に何らかの影響を及ぼすのかである。以下では、実証分析で用いるデータ、方法について説明する。

### 3. データと方法

以上の検討課題に対する知見を得るため、以下では2015年SSM調査データ<sup>4</sup>を用いた実証分析をおこなう。この調査では、対象者の初職から現職までの職業経歴が詳細に尋ねられており、本研究での仮説検証に適している。本研究の実証分析にあたり、性別は男性のみ、年齢は15歳時職から50歳時職まで、そして初職開始時（1年目）から25年目までにデータを限定した<sup>5</sup>。女性の場合キャリアが途中で中断しやすいこと、有配偶女性については非正規雇用の仕事を持つことが必ずしも雇用の不安定さを意味しないことなどにより、分析対象を男性のみとした。キャリア形成の初期から成熟期に至る幅広い時期を対象とすることで、それぞれの時期における機会構造の特徴についても議論が可能になる。

職業キャリアに関する従属変数として、本研究は4つの変数を用いる。1つは正規雇用就業の有無であり、雇用の安定性の指標として用いる。従業上の地位が「常時雇用されている一般従業者」である場合を1、それ以外<sup>6</sup>を0とする二値変数を従属変数とする。本研究で関

---

<sup>4</sup> 対象者は、日本に在住する2014年12月末時点で20～79歳（昭和10年から平成6年生）の日本国籍をもつ男女である。層化二段抽出法により対象者を選出し、7817名から有効回収票を得た（回収率は50.1%）。詳細は<http://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/2015ssmjisshigaiyo.pdf>を参照されたい。

<sup>5</sup> 先行研究では年齢により時間変数を定義している。本研究で同様の操作化をおこなう場合、主に本人の学歴により分析に含まれるキャリアの期間が異なることとなる。したがって、本研究では初職開始時からの年数として時間変数を定義することとした。

<sup>6</sup> 「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員、嘱託」「臨時雇用」である。

心を置くのは雇用労働者の初期職業キャリアに対する制度の役割なので、「経営者、役員」「自営業主、自由業者」「家族従業者」「内職」「無職」「学生」であるケースは分析から除外している。もう1つの従属変数は大企業<sup>7</sup>就業であるか否かの二値変数である。雇用形態や従業先規模が地位としてどのような意味を持つのかは、当該社会の労働市場をとりまく制度的文脈に依存する。したがって、学校から職業への移行における制度環境がその後のキャリアにどのように影響しうるのかを検討するうえで、雇用形態や従業先規模は重要なアウトカムになると考えられる。

残る2つは職業的地位に関するものであり、地位達成の分析で注目されるものである。1つは専門的・技術的職業に就いているか否かの二値変数である。また、管理的職業または大企業事務職であるか否かの二値変数と、大企業就業であるか否かの二値変数も用いる。管理的職業とそれへの主要な移動元である大企業事務職のキャリアと、主として個人のスキルや組織横断的なネットワークのなかで形成されるキャリアでは地位達成の軌跡が異なることが想定されるため、両者を区別して分析する<sup>8</sup>。

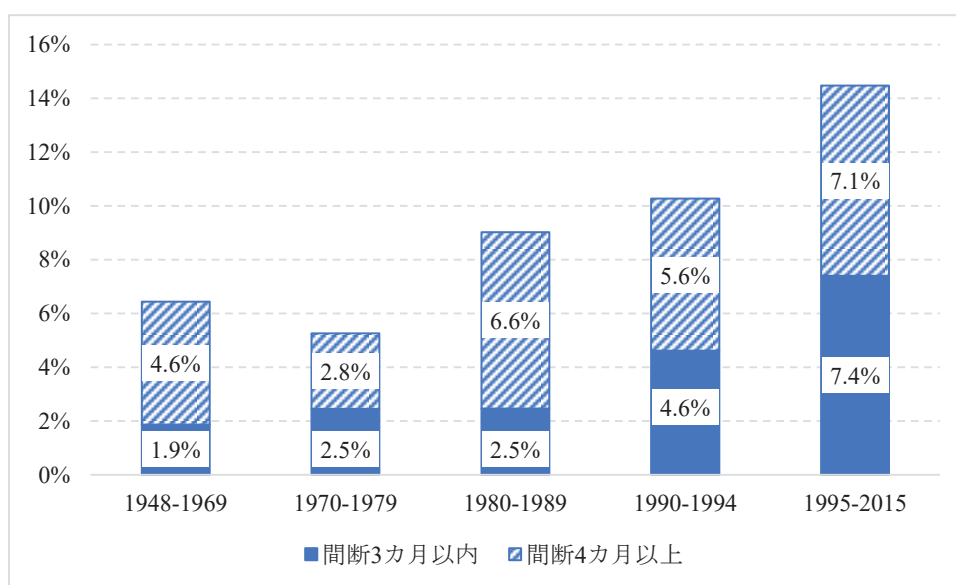


図1 間断のある移行の規模の推移

主要な独立変数は、初職移行の仕方と初職開始後の年数である。初職移行において間断がある場合は、調査票上では学卒（あるいは離学）後ただちに働き始めた場合に対して、「少ししてから（1~3カ月以内に）仕事についた」、また「だいぶしてから（4カ月以上）仕事についた」という選択肢が相当する。間断のある移行の経験率を初職開始年の区分ごとにみたも

<sup>7</sup> ここでの「大企業」は、従業先規模が300人以上または官公庁である場合を指す。

<sup>8</sup> なお、これらの変数を個別に扱うのではなく、一つの変数として多項ロジットモデルなどによる推定をすべきだという考え方は十分にありうる。しかし、本研究で用いる成長曲線モデルの推定に困難が生じるため、それぞれ二値変数としてモデルを推定することとした。

のが図1であり、より最近ほど間断のある移行が増加しているといえよう。多変量解析では、間断の期間は区別せず、間断があるか否かの二値変数を独立変数として用いる<sup>9</sup>。初職開始後の時間の関数は、初職開始からの年数とその二乗項による二次曲線でモデリングする。

その他、多変量解析で用いる共変量も合わせて表1に記述統計量を示した。初職移行年の区分については、新卒労働市場の制度化過程やマクロ経済状況に応じて5つの時期を設定した。最初のコーホートは戦後の新卒労働市場の制度化過程にある時期であり、続く1970年代は高校進学率が上昇し、新卒労働市場の中心が高卒就職に移った時期であるといえる。1980年代は日本における学校から職業への移行の仕組みの順機能に注目が集まったが、この時期から同時に非正規雇用の規模も拡大し始める。そして、1990年代後半以降、長期的な不況のもとで若年労働市場における雇用の機会も良好とはいえない状況であった<sup>10</sup>。

その他、本人学歴、15歳時成績（5：上の方～1：下の方）、15歳時暮らし向き（5：豊か～1：貧しい）を独立変数として用いる。成績と暮らし向きの変数については、全体平均で中心化したものをを用いる。

表1 用いる変数の記述統計量

	平均／比率	標準偏差	最小値	最大値
正規雇用就業	0.940	0.237	0	1
専門・技術職就業	0.148	0.355	0	1
管理・大企業事務職就業	0.174	0.379	0	1
大企業就業	0.508	0.500	0	1
初職移行後年数（1年目=0）	10.791	7.091	0	24
初職移行時間断あり	0.082	0.275	0	1
初職移行コーホート（基準：1970-1979）				
1948-1969	0.347	0.476	0	1
1980-1989	0.203	0.402	0	1
1990-1994	0.096	0.295	0	1
1995-2015	0.144	0.351	0	1
本人学歴（基準：高等学校）				
中学校	0.128	0.334	0	1
短大・高専	0.022	0.147	0	1
大学・大学院	0.324	0.468	0	1
15歳時成績（全体平均でセンタリング）	0.002	1.122	-2.18	1.82
15歳時暮らし向き（全体平均でセンタリング）	-0.002	0.906	-1.84	2.16
観察数 = 61528（個人数 = 3274）				

本研究では、成長曲線モデルにより、間断の有無とキャリア軌道の関係を分析する。従属変数はすべて二値変数であるが、本研究では線形回帰モデルによる推定を行う<sup>11</sup>。職業経歴

<sup>9</sup> 間断の期間を区別した分析もおこなったが、本研究の議論のなかでは重要な違いがみられなかったため、間断の有無のみに着目することとした。

<sup>10</sup> 2015年あたりには、若年者への雇用はかなり改善しているため、1995年-2015年という区分は必ずしも最適とはいえない。しかし、より最近の時期のみを分析対象とするには十分なサンプルサイズが確保できない。また、中長期的な視点からは、より最近の時期であっても間断のない移行が自明の前提であった過去の時期と比べて制度的環境が同じであるとはいえない。したがって、技術的、概念的な側面から、上記のようなデータの操作化の判断を下した。

<sup>11</sup> 後述する、切片と傾きの分散を推定するモデル（random intercept and slope model）では、ロジ

にもとづく person-year データを作成し、各時点における雇用形態や職業的地位を推定する。また、1 人の対象者に職業経歴、すなわち複数時点の従属変数の値がネストするデータ構造となるため、マルチレベルモデルにより推定をおこなう。その際、切片および時間変数の傾きについて個人間での分散を推定するモデルを用いる。モデル式は下記の通りである。 $y_{it}$ は時点  $t$  における対象者  $i$  の従属変数の値である。 $\beta_0$ は切片であり、それは全体平均 $\gamma_{00}$ とそこから個人間の偏差 $u_{0i}$ 、切片の水準を説明する個人レベルの要因 $X\gamma$ が推定される。 $\beta_1$ と $\beta_2$ はそれぞれ初職開始後年数とその二乗の係数であり、 $\beta_1$ は時間経過に伴う成長率を意味し、 $\beta_2$ は成長率の逡増または逡減の度合いを意味する。切片の場合と同様に傾きの全体平均 $\gamma_{10}$ 、 $\gamma_{20}$ 、個人間の偏差を表す $u_{1i}$ 、 $u_{2i}$ 、そして時間変数の傾きの水準を説明する個人レベルの要因 $Z\gamma$ が推定される。本研究では、 $Z$ にあたるのは個人レベルのすべての変数であり、初職移行における間断の有無、初職移行年のコーホート、本人学歴、15 歳時成績と 15 歳時暮らし向きの変数である。そして、 $e_{it}$ は誤差項である。誤差項、および切片と傾きの分散には正規分布が仮定されている。なお、誤差項、切片と傾きについては、分散に加えて共分散も推定している。推定は最尤推定による。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 time1_t + \beta_2 time2_t + e_{it}$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + X\gamma + u_{0i}$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + Z\gamma + u_{1i}$$

$$\beta_2 = \gamma_{20} + Z\gamma + u_{2i}$$

## 4. 分析結果

### 4.1 初職参入後のキャリア軌跡の記述的推移

成長曲線モデルによる分析に先立ち、職業キャリアに関する 2 つのアウトカムについて基礎的な検討を行う。図 2 は初職移行時の間断の有無別に、初職開始後の正規雇用就業率の推移をみたものである。

---

ットモデルによる推定に膨大な時間がかかり、収束しないモデルもあった。標準誤差のバイアスへの一応の対処として、本研究の分析ではロバスト標準誤差を用いている。



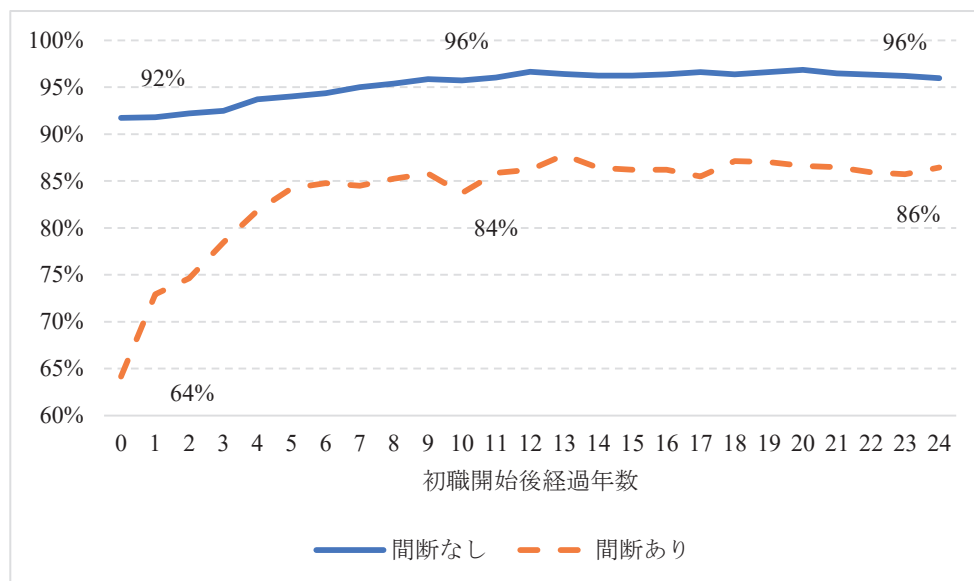


図 2 正規雇用就業率の推移

中断の有無により、正規雇用就業率に差がある。初職開始時（1年目）では、中断のないグループでは92%が正規雇用の職に就いている。しかし、中断のあるグループでは64%にとどまり、両者の差は28%ポイントである。

初職開始後、中断のあるグループの正規雇用就業率は上昇する。10年経過後、中断のあるグループでは正規雇用就業率が初職開始から20ポイント上昇し、84%に達する。中断のないグループ（96%）との差は縮小するが、12ポイント差が残っている。

その後、多少の変動はあるが中断のあるグループにおける正規雇用就業率は80%台を推移し、25年目時点での正規雇用就業率は86%である。10年経過時から2ポイントの上昇がみられるが、誤差の範囲である。中断のないグループでも90%台後半をほぼ平坦に推移し、25年目時点での正規雇用就業率は10年経過時点と同様に96%である。中断のあるグループとの比率の差は10年目あたりの10%ポイント程度を維持し続ける。記述的な分析結果からは、中断の有無による正規雇用就業機会の格差は、初職移行後の約10年間で縮小するが、それ以降は持続すると読み取れる。

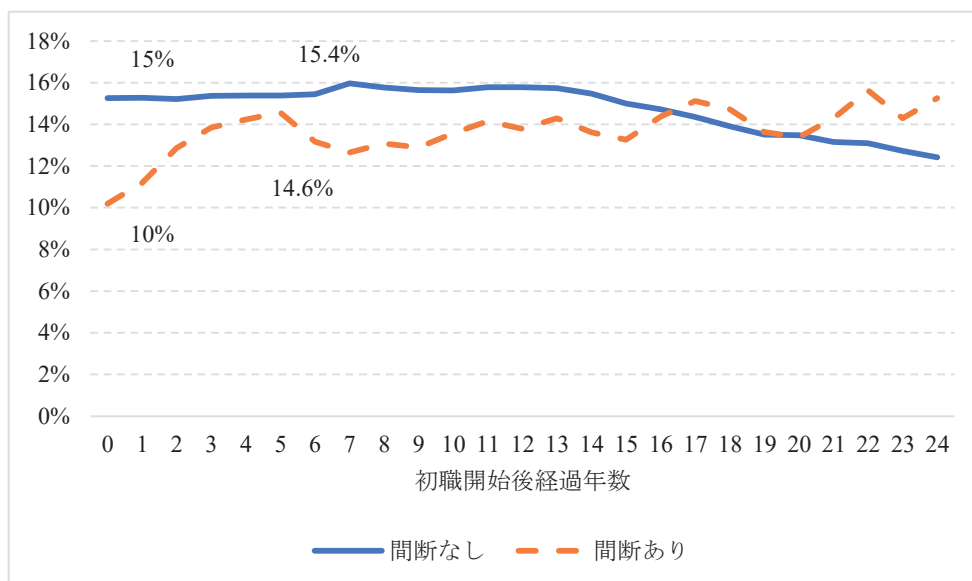


図 3 専門・技術職就業率の推移

続いて、専門・技術職就業率の推移をみる。図 3 では、正規雇用就業率の場合と同様に間断の有無による 2 つのグラフを示している。1 年目（0 年経過時）のパーセンテージは、間断のない移行のグループで 15%、間断のある移行のグループで 10%となっており、新卒労働市場の枠組みのなかで仕事を得る方が、専門的・技術的職業にアクセスしやすい傾向を示している。

ただし、間断の有無による就業率の差は初職開始後 5 年の間にほぼ解消されているように見える。間断のないグループとあるグループの差はわずか 0.8%ポイントである。その後も、基本的には両者の差はほぼ維持されたまま推移しているといえる。

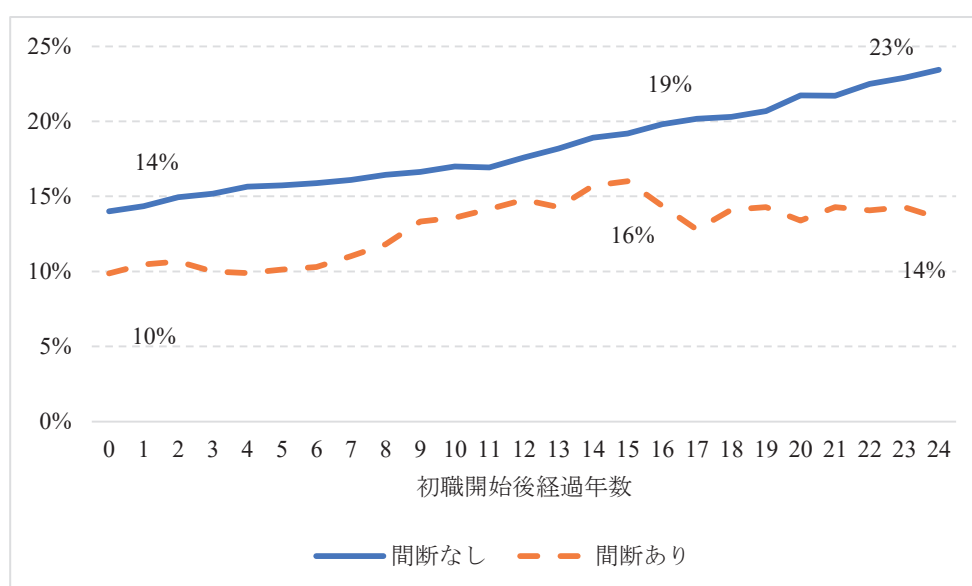


図 4 管理職・大企業事務職就業率の推移

ノンマニュアル職のなかでの到達点の1つである管理職、またその地位への主要な移動元である大企業事務職の就業率は図4に示されている。初職移行時の中断の有無による就業率の差は4ポイントであり、ほぼその差が維持されるように15年経過時付近まで推移する。しかし、中断のないグループがそれ以降も徐々に割合を上昇させるのに対し、中断のあるグループの就業率は停滞する。正規雇用、専門・技術職への就業とは異なり、管理職・大企業事務職就業に関する中断の有無の格差はキャリアの中期以降に発生する可能性がある。ただし、この点は以下でより詳細に検討する必要があるといえるだろう。

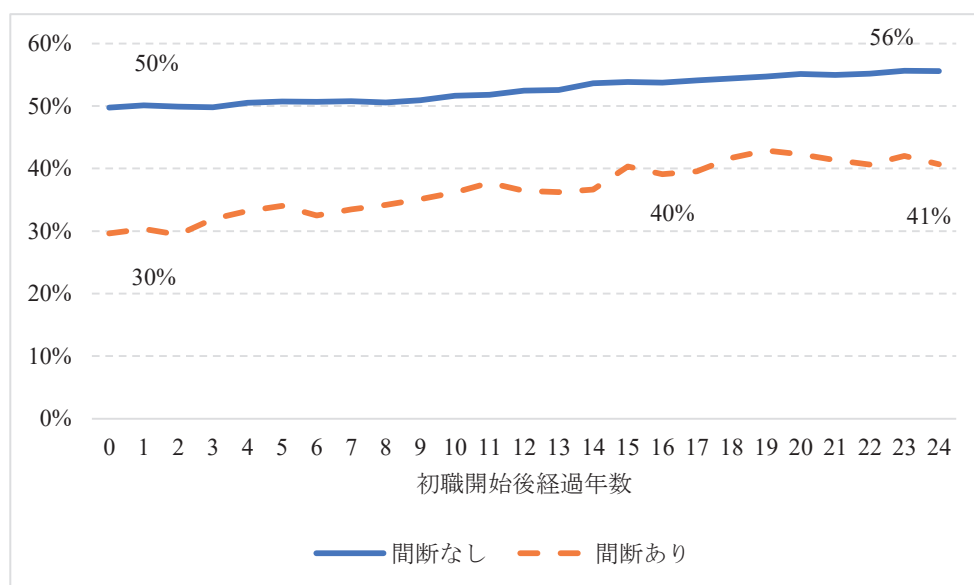


図5 大企業就業率の推移

職種を問わず、大企業就業機会の推移を中断の有無別に示したものが図5である。中断のない移行の場合、初職開始時に50%が大企業での仕事を得ているのに対し、中断のある移行の場合には30%にとどまる。その後、中断のある移行における大企業就業率は15年経過時付近までに40%程度に上昇するが、その後停滞する。中断のない移行との差もあまり縮まらず、正規雇用就業機会の推移と類似の傾向を示しているといえるだろう。

以上の記述的分析からは、中断の有無によりキャリア移動の軌跡が異なっている可能性が示唆された。以下の分析では、成長曲線モデルにより、記述的に観察されたキャリアの軌跡の違いをより詳細に検討する。

#### 4.2 中断の有無によるキャリア軌跡の差異に関する分析

それでは、4つの従属変数に関する成長曲線モデルの推定結果をみてゆこう(表2)。まず、正規雇用就業に関する線形確率モデルの結果をみると、初職移行後年数の主効果は統計的に有意ではない。これは中断のない移行における時間変数の係数なので、中断のない移行の場

合、初職移行後の正規雇用就業確率がほとんど変化しないことを意味している。初職移行後年数の二乗項の主効果も有意ではないので、中断のない移行の場合、初職移行時の状況がほぼ一貫して持続しているといえる。

一方、中断のある移行の場合、初職移行後年数と中断ありダミーの交互作用項をみればよい。表2の推定結果からは、交互作用効果がプラスに有意な値を示していることがわかる。係数の値は0.018であり、中断のない場合よりも1年経過による成長率が1.8%ポイント大きいことを意味している。ただし、初職移行後年数の二乗項と中断ありダミーの交互作用効果はマイナスに有意である。このことは、時間経過に伴い正規雇用就業確率の成長率が逡減してゆくことを意味している。また、中断ありダミーの主効果は負に有意であり、その値は-0.203である。これは、中断のない場合に比べて初職開始時の正規雇用就業確率が20.3%ポイント低いということの意味している。

その他の変数の推定結果についても確認しておこう。時間変数との交互作用以外の変数は、初職開始時またはそれ以前に確定した時間不変の変数である。したがって、それらの主効果は、時間変数の値が0、すなわち初職開始時の正規雇用就業確率をどれだけ高める、あるいは低くするかを意味している。

初職移行年のコーホートは、1970年代に比べて1980年代、および1995年以降のコーホートが負に有意な係数を示している。また、本人学歴については中学校ダミーの係数が負に有意であり、15歳時成績は正に有意である。これらの推定結果は、おおむね先行研究における初職地位達成の分析結果と類似したものだといえる（石田 2005）。

表 2 成長曲線モデル（線形確率モデル）の推定結果

	正規雇用就業		専門・技術職就業		管理・大企業事務職就業		大企業就業	
	係数	S.E	係数	S.E	係数	S.E	係数	S.E
初職移行後年数	0.001	0.002	-0.001	0.001	0.001	0.002	-0.007	* 0.003
移行後年数×間断あり	0.018	*** 0.004	0.007	* 0.003	0.001	0.002	0.005	0.004
移行後年数×初職移行コーホート								
1948-69	0.001	0.002	0.002	0.002	-0.004	0.002	0.004	0.003
1980-89	0.003	0.002	0.001	0.002	0.001	0.003	0.006	0.003
1990-1994	-0.004	0.003	0.004	0.002	0.000	0.003	0.006	0.005
1995-2015	0.010	** 0.004	0.007	** 0.002	-0.001	0.003	0.007	0.004
移行後年数×学歴								
中学校	0.002	0.003	-0.002	* 0.001	0.002	0.002	0.009	* 0.004
短期大学・高等専門学校	0.000	0.005	0.003	0.004	0.003	0.005	0.006	0.006
大学・大学院	0.004	0.002	0.001	0.002	0.002	0.002	0.000	0.003
移行後年数×15歳時成績	-0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001
移行後年数×15歳時豊かさ	0.000	0.001	-0.002	** 0.001	-0.001	0.001	-0.002	0.002
移行後年数 2 乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00024	** 0.001
移行後年数 2 乗×間断あり	-0.001	*** 0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×初職移行コーホート								
1948-69	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1980-89	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1990-1994	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1995-2015	0.000	0.000	0.000	* 0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×学歴								
中学校	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	* 0.000
短期大学・高等専門学校	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
大学・大学院	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×15歳時成績	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×15歳時豊かさ	0.000	0.000	0.000	* 0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
間断あり	-0.203	*** 0.026	-0.047	** 0.018	-0.030	0.018	-0.170	*** 0.027
初職移行コーホート								
1948-69	0.013	0.013	0.008	0.016	0.011	0.021	-0.035	0.026
1980-89	-0.032	* 0.015	0.059	** 0.020	-0.045	* 0.022	-0.060	* 0.029
1990-1994	-0.017	0.020	0.062	* 0.025	-0.042	0.026	-0.071	* 0.036
1995-2015	-0.158	*** 0.018	0.063	** 0.019	-0.070	*** 0.020	-0.114	*** 0.027
学歴								
中学校	-0.052	* 0.020	-0.003	0.010	-0.130	*** 0.014	-0.267	*** 0.026
短期大学・高等専門学校	0.019	0.037	0.163	** 0.050	0.035	0.044	0.148	** 0.057
大学・大学院	0.003	0.013	0.239	*** 0.016	0.052	** 0.017	0.148	*** 0.021
15歳時成績（全体平均でセンタリング）	0.020	*** 0.005	0.040	*** 0.006	0.021	** 0.006	0.070	*** 0.009
15歳時暮らし向き（全体平均でセンタリング）	0.011	0.006	0.001	0.007	-0.006	0.007	-0.004	0.010
切片	0.953	*** 0.011	0.032	* 0.014	0.163	*** 0.017	0.523	*** 0.022
傾き分散（初職移行後年数）	0.002	0.000	0.001	0.000	0.002	0.000	0.004	0.000
傾き分散（初職移行後年数 2 乗）	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
切片分散	0.084	0.004	0.104	0.004	0.113	0.004	0.216	0.004
共分散（初職移行後年数, 移行後年数 2 乗）	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
共分散（初職移行後年数, 切片）	-0.008	0.001	-0.003	0.000	-0.005	0.000	-0.011	0.001
共分散（移行後年数 2 乗, 切片）	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
誤差分散	0.010	0.001	0.005	0.000	0.011	0.001	0.018	0.001
疑似対数尤度	40124.61		56169.85		34833.38		20926.15	
BIC	-79808.14		-111898.6		-69225.66		-41411.21	
観察数	61,528		61,528		61,528		61,528	
個人数	3,274		3,274		3,274		3,274	

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$   
標準誤差はロバスト標準誤差

それでは、初職開始からの 25 年間に於ける正規雇用就業確率の軌跡が間断の有無によりどのように異なるのかをみてみよう。表 2 の推定結果をもとに計算されたマージンズプロットが図 6 である。間断のない移行の正規雇用就業確率がほぼ平坦に推移するのに対し、間断のある移行の確率は初職開始後 10 年間で上昇するが、それ以降は上昇しなくなる。マージンの値をみると 12 年経過時以降に低下しているが、エラーバーの重なりを踏まえると大きな変化はないと解釈するべきであろう。したがって、間断の有無による正規雇用就業確率の差は初職開始後 10 年程度である程度縮まるものの、その後はその差が持続する結果であるといえるだろう。

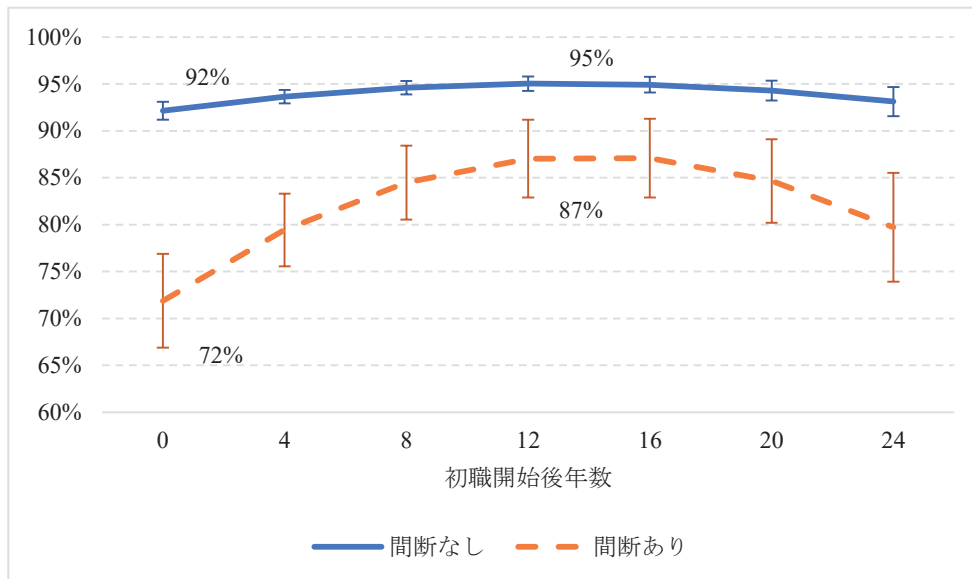


図 6 正規雇用就業確率に関するマージンズプロット

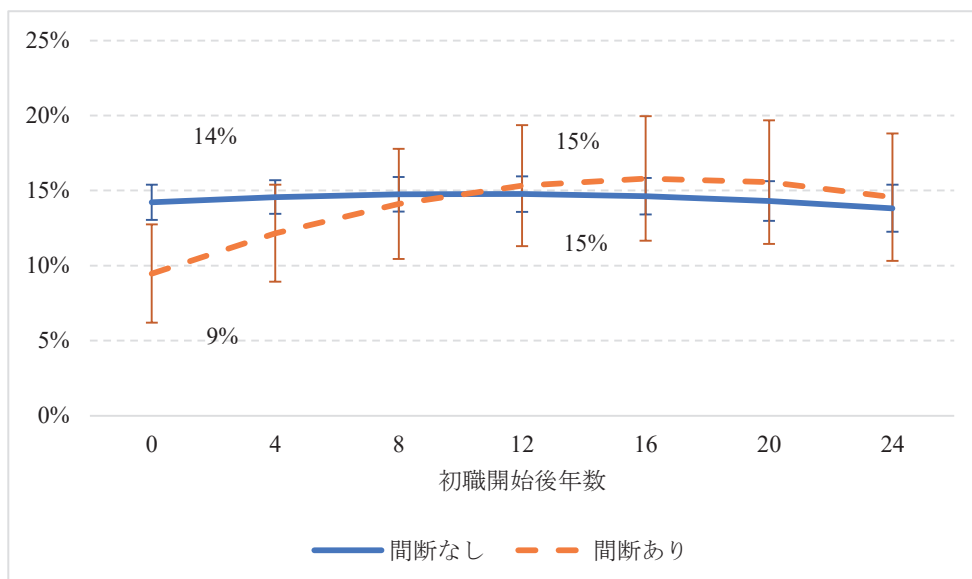


図 7 専門的・技術的職業への就業確率に関するマージンズプロット

次に、専門的・技術的職業への就業確率に関する推定結果を検討しよう。正規雇用就業と同様に、間断のない移行の場合における時間変数の効果（主効果）は、一次、二次の項ともに有意ではない。一方、間断のある移行と時間変数の一次の項の交互作用項は統計的に有意なプラスの係数を示している。このことは、間断のある移行であっても、初職を開始してから専門・技術職への就業機会が間断のない移行に追いついてゆくことを意味している。間断ありダミーの主効果は-0.047で有意であり、初職開始時には間断の有無により4.7%ポイントの差があるものの、時間経過によりその差が縮まることになる。図7は就業確率のマージンズプロットである。初職開始時のみ両者の差が5%水準で統計的に有意であり、数年で差が

ほぼ解消され、10年経過時にはほとんど差がなくなっていると読み取れる。

初職開始時の専門的・技術的職業への就業確率は、より最近の入職コーホートほど高く、15歳時成績や学歴が高いほど高いという結果を示している。この点も、初職地位達成に関する実証研究と一貫した結果である。

一方、管理職・大企業事務職への就業確率の軌跡については、時間変数は主効果、交互作用効果ともに有意ではなかった<sup>12</sup>。また、初職開始時の就業確率に対しても、間断の有無による差は統計的に有意ではない。統計的に有意であったのは、初職移行時のコーホート、本人学歴と15歳時成績である。1970年代よりも後のコーホートで初職開始時の大企業事務職への就業確率が低く、学歴が高く、15歳時成績の高い方が就業確率は高いという結果となった。

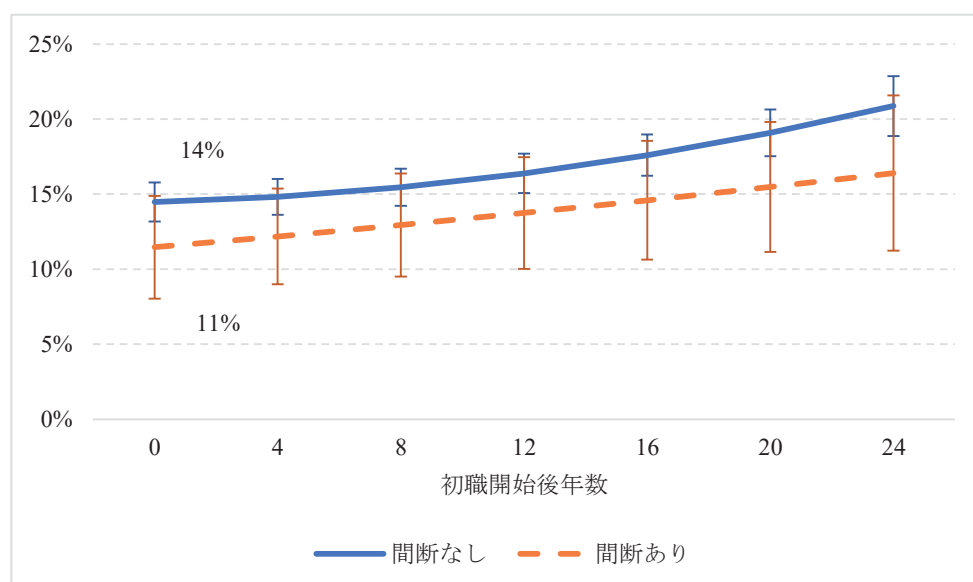


図 8 管理職・大企業事務職への就業確率に関するマージンズプロット

初職開始からの時間経過や間断の有無による差異は特にみられなかったが、その推移を図 8 で一応確認する。間断のない移行の方が就業確率は高いが、間断のある移行との間に統計的に有意な差がみられるわけではない。そのことは初職開始時からほぼ一貫している。確率の推移をみると、いずれの移行でも上昇傾向を示しているが、間断のある移行ではいずれの時点でもエラーバーが重なっており、上昇が生じているとは判断しがたい。一方、部分的にはあるが、間断のない移行の場合、初職開始時から12年経過時点までの確率と、25年目の確率の間には5%水準で有意な差がみられている。10年目付近を境とし、上昇移動の機会

<sup>12</sup> なお、管理職か否かの二値変数を従属変数として推定をおこなうと、時間変数の2乗項が5%水準でプラスに有意であった(「間断あり」ダミーとの交互作用効果は有意ではない)。図8の「間断なし」における逡増傾向は、管理職への移動を反映したものであると思われ、これは三輪(2008)の結果とも整合的である。

について、中断の有無により若干ではあるが差が生じている可能性があるといえるだろう。

最後に、大企業就業確率に関する成長曲線モデルの推定結果を検討する。一次の時間変数の主効果は負に有意であり、中断のない移行の場合、1年経過すると0.7%ポイント大企業就業確率が低下する。しかし、二次の項の主効果は正に有意な係数を示しており、負の成長率が時間経過に伴い抑制されることを意味している。中断の有無と時間変数との交互作用効果は統計的に有意ではなく、中断の有無によって軌道が異なるということはなさそうであると考えられる。

ここまでみた従属変数と同様に、大企業就業についても学歴と15歳時成績が高いほど、就業確率も高いことが示されている。一方、初職開始年のコーホートについては、より最近のコーホートほど大企業就業確率が低い傾向にある。

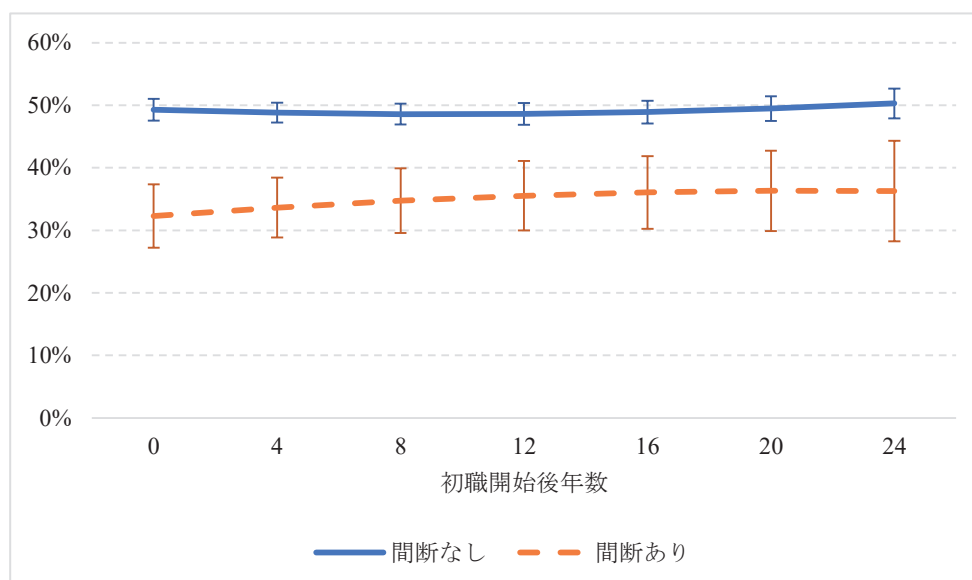


図 9 大企業への就業確率に関するマージンズプロット

成長曲線モデルにもとづく、大企業就業確率に関するマージンズプロットを示したものが図 9 である。中断のある移行において若干の上昇傾向が見て取れるが、全体としては中断の有無にかかわらず大企業への就業確率がほぼフラットに推移すると読み取るべきであろう。

### 4.3 中断の有無によるキャリア軌跡のコーホート間比較

ここまで検討したキャリア軌跡について、初職開始時期の違いによる差はみられるのだろうか。表 3 は、表 2 で検討した時間変数と中断の有無の交互作用効果に加え、初職移行コーホートも考慮した三元配置の交互作用項を含むモデルの推定結果である。ここでの目的は、中断の有無によるキャリア軌跡の違いについて、コーホート間で何らかの趨勢がみられるのか否かを検証することである。



表 3 時間変数・間断の有無・初職移行コーホートの交互作用項を含むモデル

	正規雇用就業		専門・技術職就業		管理・大企業事務就業		大企業就業	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
初職移行後年数	0.002	0.002	-0.001	0.001	0.001	0.002	-0.007	** 0.003
移行後年数×間断あり	0.001	0.010	-0.005	0.006	0.004	0.010	0.012	0.010
移行後年数×初職移行コーホート								
1948-69	0.001	0.002	0.002	0.002	-0.003	0.002	0.005	0.003
1980-89	0.002	0.002	-0.001	0.002	0.001	0.003	0.006	0.004
1990-1994	-0.004	0.003	0.004	† 0.002	0.001	0.003	0.006	0.005
1995-2015	0.005	0.004	0.005	* 0.003	-0.001	0.003	0.008	0.004
移行後年数×間断あり×初職移行コーホート								
1948-69	-0.002	0.012	0.008	0.007	-0.006	0.010	-0.006	0.012
1980-89	0.017	0.014	0.020	* 0.009	-0.003	0.011	-0.003	0.015
1990-1994	0.007	0.018	0.003	0.009	-0.007	0.010	-0.010	0.014
1995-2015	0.042	** 0.014	0.019	* 0.009	-0.003	0.011	-0.010	0.013
初職移行後年数 2 乗	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	** 0.000
移行後年数 2 乗×間断あり	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×初職移行コーホート								
1948-69	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1980-89	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1990-1994	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1995-2015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
移行後年数 2 乗×間断あり×初職移行コーホート								
1948-69	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1980-89	-0.001	0.001	-0.001	† 0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
1990-1994	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
1995-2015	-0.002	** 0.001	-0.001	* 0.000	0.000	0.001	0.000	0.001
対数尤度	40162.03		56179.57		34838.43		20929.94	
BIC	-79750.65		-111785.7		-69103.44		-41286.47	
観察数	61528		61528		61528		61528	
個人数	3274		3274		3274		3274	

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$

その他の独立変数・ランダム係数の推定結果は省略（表 2 のモデルと同様）

標準誤差はロバスト標準誤差

表 3 の推定結果からは、それぞれのモデルについて 3 次の交互作用項のなかで部分的に有意なものも存在するが、明確なトレンドを表す結果は得られていないといえる。また BIC を表 2、表 3 で比較すると、いずれのアウトカムでも BIC の値は表 2 のモデルの方が小さい。BIC はより小さい値であるほど望ましいモデルであると判断する。BIC の比較の結果からは、間断の有無によるキャリア軌跡の差異について、さらに初職移行コーホートによる違いを考慮するのは冗長であることを意味している。

## 5. まとめ

本研究では、初職開始後 25 年間の職業キャリア軌跡、初職移行の仕方（間断の有無）によるキャリア軌跡の差異、そしてそのコーホート間の変動の 3 点を、2015 年 SSM 調査の職業経歴データを用いて実証的に検討した。正規雇用、専門・技術職、管理職・大企業事務職、そして大企業への就業をアウトカムとする成長曲線モデルによる分析の結果、以下の点が明らかになった。

第 1 に、間断の有無による正規雇用就業と大企業就業の機会の格差は初職参入後 10～15

年程度のあいだにある程度縮まるが、それ以降はその差がほぼ一定に持続する。第2に、専門・技術職、管理・大企業事務職への就業機会と時間経過や中断の有無との関連は限定的である。専門・技術職については初職参入時に中断の有無により格差があるものの、3~4年のあいだにほぼ解消される。管理・大企業事務職への就業については、中断のない移行を経験している場合には初職参入後15年を経過したあたりから就業確率が高まる兆しがある。ただし、多変量解析のモデルにおいて明確に主張できる結果ではないため注意が必要である。第3に、これらの職業キャリアの軌跡は、初職参入年のコーホート間で概ね安定している。局所的には最近の初職参入コーホート（1995年-2015年）において、正規雇用と専門・技術職への就業の成長率がより大きいという結果が得られているが、モデル比較の結果からはことさらに大きな変化であると解釈すべきではないと思われる。

以上の結果にもとづく示唆をもって、本稿の結びとしたい。第1に、アウトカムにより違いはあるものの、初期の不利の挽回は初職参入後およそ15年以内のキャリアで生じるといえるだろう。別の見方をすれば、それ以降のキャリアにおいて状況を改善することには限界が生じることを意味している。特に雇用形態や従業先規模については、全体としては初期の格差は解消せず、ある程度持続する。

なぜそのような状況が生じるのだろうか。この問いを直接明らかにする術は本研究の事象分析では困難であり、別種のデータを用いる必要があるだろう。その限界があるものの、先行研究の知見を借りつつ解釈を試みたい。

雇用形態の変化については、生じるとすれば非正規雇用から正規雇用への移動であり、その逆は生じにくい。そして非正規雇用から正規雇用への移動は主に企業間移動、すなわち転職により生じる（小杉 2011）。同様に、企業規模の変化についても、企業間の合併等がそれほど頻繁に生じるとは考えられないことから、大企業への就業は転職によるものが主であるといえる。それを前提とした場合、2つの可能性が考えられる。

1つは、組織内部の人口構造の問題である。正規雇用や大企業就業確率は10年~15年のあいだでその推移が平坦となるが、仮に初職開始後10~15年を同一の勤め先で働き続けた者は、そこでのキャリアラダーをある程度登っているため、リスクの大きい企業間移動（転職）は生じにくいと考えられる。その結果、10~15年の経過後は空席連鎖（vacancy chains）が生じず、中途採用による新規参入が難しくなる。そのため、10~15年を境にキャリアの軌跡がフラットになると考えられる。

もう1つは労働者を評価する枠組みの問題である。同じ10~15年の労働経験年数を持ちながら、一方は新たに転職した中途採用者であり、もう一方は勤続し続けている者である場合、両者を同等に処遇することは困難である。勤続年数に沿って職能が上昇する、あるいはそのための機会を与えられる枠組みの下で、外部での労働市場経験を組織内部の職能に変換する仕組みが存在しなければ、いかなる外部での経験も無意味に等しい。先行研究では、中途採

用者による外部経験は雇用者から評価されにくい傾向があるとの知見がある（黒澤 2002）。スキルや経験を評価する認知的なスキーマを持つなかで、雇用者側にとって外部での経験を積極的に評価する合理性は存在しない。逆に、早期のキャリアの段階であれば、企業内訓練の枠組みを通じて共通のキャリアラダーへの再埋め込みが可能であるだろう。以上の議論については、雇用者の情報を含むデータの分析を通じて迫ることができると思われる。

第2の示唆は、職業的地位と中断の有無のあいだに明確な関連が見られなかったことについてである。中断の有無が雇用形態や従業先規模とは関連することもあわせて解釈すると、新規学卒労働市場を特徴づけるものが大企業の正規雇用の労働需要であるという示唆を得られよう。そのような解釈は、新規学卒一括採用慣行の成り立ちを踏まえれば特段驚くべきことではない。しかし、この点は同時に、職業的地位達成の構造は労働需給のプールによってではなく、職業的地位と学歴を結び付ける制度などが重要であることを示唆しているようにも思われる。

第3に、中断の有無によるキャリア軌跡の形状の変化に明確なトレンドが見られなかったことについてである。このことは、戦後日本社会における新規学卒労働市場の枠組みが現在に至るまで安定的であることを示唆しているといえるだろう。それがなぜなのかについても、本稿の実証分析から直接答えを得ることは難しいが、学校から職業への移行に関する諸制度を取り巻く状況から、ある程度の解釈は可能であるように思われる。中断のない移行や新規学卒一括採用、あるいは「学校経由の就職」は、単なる政策的介入やルールではない。複数の立場のあいだや、それぞれの立場における構造同値な主体のあいだでの相互依存関係にもとづき維持されている枠組みであるため、局所的な事情により全体を変更することが難しいといえるだろう。したがって、日本の若年者の学校から職業への移行に関する諸問題についても、新卒一括採用の枠組みを断定的に否定することは建設的でなく、それぞれの主体の動機づけや利害の異動を十分に理解することが、第一に重要なことであるといえるだろう。

以上の議論は、日本社会における職業キャリアの機会構造に関して、ある程度は初職参入後のセカンド・チャンスが存在するものの、基本的には初職参入の過程が重要であり、それが中長期的に維持されてきたという一応の結論となろう。今後は、同じSSM調査データや、別のデータを用いた詳細なメカニズムの探求が課題となる。

#### [文献]

Brinton, Mary C.. 2011. *Lost in Transition: Youth, Work, and Instability in Postindustrial Japan*, Cambridge University Press.

Brinton, Mary C., and Takehiko Kariya. 1998. "Institutional Embeddedness in Japanese Labor Markets." Mary C. Brinton and Victor Nee (eds) *The New Institutionalism in Sociology*, Stanford University Press. 181-207.

- DiPrete, Thomas A., and Gregory M. Eirich. 2006. "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments." *Annual Review of Sociology*. 32(1): 271-297.
- 本田由紀. 2005. 『若者と仕事：「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.
- 今田幸子・平田周一. 1995. 『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構.
- 石田浩. 2005. 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- 石田浩. 2017. 「格差の連鎖・蓄積と若者」石田浩編『教育とキャリア』勁草書房. 35-62.
- Ishida, Hiroshi, Kuo Hsien Su and Seymour Spilerman. 2002. "Models of Career Advancement in Organizations." *European Sociological Review*. 18(2): 179-198.
- 岩永雅也. 1983. 「若年労働市場の組織化と学校」『教育社会学研究』38: 134-145.
- 香川めい. 2006. 「学校から職業への移行に関する二つの経路：「間断」のない移行と「学校経由」の就職」『東京大学大学院教育学研究科紀要』46: 155-164.
- 香川めい. 2008. 「初職への移行プロセスと初職以後の初期キャリア：移行期間と入職経路の影響に注目して」渡邊勉編『世代間移動と世代内移動（2005年SSM調査シリーズ3）』2005年SSM調査研究会. 187-207.
- 苅谷剛彦. 1991a. 「教育の経済学から「経済の教育社会学」へ：高卒者の就職とその社会的構成の比較社会学」『教育社会学研究』49: 57-78.
- 苅谷剛彦. 1991b. 『学校・職業・選抜の社会学：高卒就職の日本的メカニズム：』. 東京大学出版会.
- Kariya, Takehiko. 1995. "From High School and College to Work in Japan: Meritocracy through Institutional and Semi-Institutional Linkages." Walter Müller and Yossi Shavit (eds) *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford University Press. 311-335.
- 苅谷剛彦・菅山真次・石田浩編. 2000. 『学校・職安と労働市場』東京大学出版会.
- 小杉礼子. 2011. 「正社員への移行の実態と課題：内部登用の可能性」小杉礼子・原ひろみ編『非正規雇用のキャリア形成：職業能力評価社会をめざして』勁草書房. 135-147.
- 黒澤昌子. 2002. 「中途採用市場のマッチング：満足度，賃金，訓練，生産性」『日本労働研究雑誌』44(1): 71-85.
- 三輪哲. 2008. 「キャリア軌跡からみる世代間移動機会の不平等とその趨勢」『理論と方法』23(2): 23-40.
- 中澤渉. 2003. 「教育社会学における実証研究の諸問題：教育社会学の自己反省の試み」『教育社会学研究』72: 151-169.
- 中澤渉. 2011. 「若年層の不安定雇用に関する成長曲線モデル分析」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト・ディスカッションペーパー No.39. 23p.

- 佐藤嘉倫・林雄亮. 2011. 「現代日本の格差の諸相」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1：格差と多様性』東京大学出版会. 3-17.
- 盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫・中村隆. 1990. 「職歴移動の構造」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1：社会階層の構造と過程』東京大学出版会. 83-108.
- 菅山真次. 2011. 『「就社」社会の誕生：ホワイトカラーからブルーカラーへ』名古屋大学出版会.
- 竹内洋. 1995. 『日本のメリトクラシー：構造と心性』東京大学出版会.
- 富永健一・安藤文四郎. 1977. 「階層的地位形成過程の分析」『現代社会学』4(2): 3-53.

# **An Empirical Analysis on Occupational Career Trajectories in Japan: Comparison between Types of Transition to the First Job**

**Kenji Ishida**  
**University of Tokyo**

## **Abstract**

This study investigates how institutional settings are related to the school to work transition and the subsequent career trajectory in Japan. Although Japanese researchers in the Sociology of Education field have suggested that the institutional linkage between the educational system and labor market is crucial for the status attainment of the first job, it has not been sufficiently investigated whether the institutional framework for the transition is related to the opportunity structure of career after entering the labor market. In this study, we consider the research issue from the sociological viewpoint of “the cumulative advantage and disadvantage of inequality.” Based on this motivation, we examine whether the status attainment of the first job and the subsequent career trajectory are different between the types of transition, using the growth curve model with the 2015 Social Stratification and Mobility (SSM) dataset. Our empirical analysis reveals that the inequalities in opportunities for obtaining a regular-employment job and being employed in a large firm are reduced by 10–15 years after the first job entry and that these inequalities continue to prevail.

Keywords: School to Work Transition, Career Trajectory, Growth Curve Model