

博士論文(要約)

論文題目 職業経歴からみる階層生成過程に関する
実証研究——転職経験に着目して——

氏名 麦山 亮太

目次

第 1 章	問題の所在	1
1	研究目的	1
2	労働市場と社会階層をつなぐ職業経歴	3
3	日本の労働市場における地位獲得過程の検討	4
4	日本の労働市場の変化に関する事実確認	8
5	研究対象	13
6	本研究の構成	14
第 2 章	分析枠組みと方法	16
1	はじめに	16
2	社会変動と職業経歴	17
3	縦断的な視点から転職経験の影響を捉える	18
4	キャリアを捉えるための指標と分析との対応	21
5	転職経験の効果の異質性	23
6	データと方法	25
7	小括	29
第 3 章	転職からみた職業キャリアとその趨勢	30
1	序論	30
2	方法	33
3	分析結果	33
4	議論	48
第 4 章	転職経験が企業内／企業外での管理職獲得に与える影響	50
1	序論	50
2	理論的背景と仮説	52
3	方法	56
4	分析結果	60
5	議論	65
第 5 章	雇用形態の移動にみる転職経験の長期的帰結	67
1	序論	67

2	分析枠組み	69
3	データと方法	72
4	分析結果	73
5	議論	82
第 6 章	転職経験と離職率の関連とそのメカニズムの検証	84
1	序論	84
2	理論的背景と仮説	86
3	方法	89
4	分析結果	93
5	議論	99
第 7 章	賃金への長期的影響にみる転職の効果	101
1	序論	101
2	理論的背景と仮説	103
3	方法	106
4	分析結果	109
5	議論	116
第 8 章	職業経歴からみる階層生成過程	119
1	はじめに	119
2	分析結果の整理	119
3	地位獲得機会からみた日本の労働市場の安定性	121
4	社会階層研究への含意	125
補足 A	本文以外の図表	128
補足 B	職業分類	140
補足 C	ライフステージ変数の作成	145
補足 D	離職理由の分類	147
参考文献		149
あとがき		163

本論文の一部は、5年以内に雑誌論文等の形で出版予定であるため、全文を公表することができません。

第1章

問題の所在

1 研究目的

社会の不平等はいかにして生まれるのか。社会階層研究では、階層構造が不平等を生む根本的なメカニズムであると想定してきた。ここで階層構造を捉えるうえで重要な概念が社会移動であり、人びとがいかなる地位からいかなる地位へと移動するのか、あるいはある地位を得る機会がどのように分布しているのかをもつて、階層構造を捉えようとしてきた。とりわけ社会移動を捉えるうえで欠くべからざる重要な題材の1つが職業経歴（キャリア）である。職業経歴には個人の移動の履歴が記録され、これを通して階層構造を捉えることができる。それゆえ、いかにして職業経歴が形成されるかが階層生成のメカニズムを明らかにするうえで重要な問いとなる。

キャリアを形成する場である労働市場はさまざまな障壁によって区切られている。障壁のある労働市場のもと、個人がいかなるキャリアを形成しいかなる地位を獲得するのが制約され水路づけられる。それゆえ職業経歴がいかにして形成されるかを明らかにするにあたっては、労働市場が地位の配分に対していかなる役割を果たすのかを考慮することが重要である。ここで産業社会において労働市場を区切る障壁の1つとして重要なのが企業である。個人は企業に所属してそのキャリアを形成する。他方で所属する企業を変え転職した者は、新たな場で新たなキャリアを歩むこととなる。転職に際していかなる地位を得ることができるのか、さらには転職経験後の長期的なキャリアがどのように変化するのかを明らかにすることで、労働市場がキャリアを通じた地位獲得をいかに水路づけているのかをみるのが可能となる。

転職経験がキャリアをいかに変化させるのかを問うにあたって、本研究は日本の労働市場に着目する。日本の労働市場の特徴は、長期雇用を前提とした強固な内部労働市場、そして内部労働市場への採用を新規学卒時点に集中させるという雇用慣行にある。これらの雇用慣行を前提として、地位獲得をみるにあたっては内部労働市場への雇入れ時点（初職）と、その後の企業内での昇進プロセスを明らかにすることが主たる問題関心となってきた。一方ここでは転職は周辺的なイベントとして位置づけられ、外部労働市場を通じた地位獲得のプロセスは等閑視されてきた。さらに時間的な視点を広げれば、日本の雇用慣行を取り巻く労働市場の状況は大きく変化してきた。職業の中心はマニュアル職からホワイトカラーやサービス職中心に、自営業から被雇用中心にシフトしている。1986年には雇用機会均等法が施行され、女性の中核的な労働市場への参入は緩慢であるとはいえ、労働市場における女性の重要性はますます増してい

る。さらに、1990年代後半以降には経済成長の停滞のなかで失業率は上昇し、報酬が低くキャリアの見込みも乏しい非正規雇用者の数も急増した。以上の背景のもとで、労働市場と階層生成過程の関係を問ううえで重要な問いである、転職が職業経歴のなかでいかなる意味を持っているのかという点については、十分に明らかになっていない。転職によって個人のキャリアはいかに変化するのか？労働市場の変化のなかであって、転職を通じてより良いキャリアへと転じる機会は増えているのか？こうした問いを明らかにすることは、階層構造およびその維持変容プロセスを明らかにするうえで決定的に重要である。

転職を通じたキャリア形成に対する社会的な関心は高まっている。若年雇用の不安定化のもとで、学校を出ると同時に安定的な仕事に就くことは必ずしも自明のことではなくなった。労働市場への参入時点で躓いた者を適切に包摂できるよう、転職を通じたキャリア形成への支援が必要とされている。また労働力不足を背景として女性労働力の活用に関心が向けられるようになってきている。結婚や出産を契機に仕事を辞め、育児が落ち着いてからパートタイマーなどの周辺的な雇用に従事するといったキャリアでなく、いったん仕事を辞めたとしても、再度労働市場に戻って中核的な地位へと参入できる機会を設けることが必要とされている。政府の白書でも「誰もがライフスタイルに応じたキャリア選択を柔軟に行うことのできる転職市場を整備していく」(厚生労働省 2018: 236) ことの必要性が説かれる。以上転職を通じたキャリア形成を促進していくにあたって、現状、日本の労働市場において転職を通じたキャリア形成のどこに問題があるのか、またそれがどのように変化してきて、いかなる者がより困難に直面しているのかを明らかにすることは、政策的にも重要な問題である。

そこで本研究は、転職を経験することがその後のキャリアにおける地位獲得に対していかなる帰結をもたらすのかを、日本の労働市場の長期的な変化を考慮に入れながら明らかにする。これを通じて、転職によって得られる機会の構造を明らかにし、ひいては労働市場が階層構造の生成に対していかに寄与しているのかを解明することが本研究の目的である。

ここで本研究における転職の定義を明確にしておく。本研究において転職とは、個人が勤務先を離れて(離職)別の勤務先で仕事に就く(入職)ことと定義される。ここでの勤務先とは、学校教育を終えた後で得たもの(初職入職以降)に限定し、学生のときのアルバイトは含まない。以上の定義について2点注意されたい。第1に、雇用動向調査(厚生労働省)などでは転職入職について前職離職後1年以内に新たな勤務先に入職した場合のみを転職入職とし、1年より長い無業期間を経た場合には転職入職とはみなしていない。他方で本研究における転職は長期の無業期間を経る(とりわけ多いのは、結婚出産期の女性の就業中断である)場合についても、先の定義に照らして転職とよぶ。第2に、勤務先のなかでの地位、すなわち仕事内容や従業上の地位、役職の変化や、転勤などの勤務先のなかでの事業所の変化、あるいは合併等による勤務先(雇用主)の変化についてはいずれも転職とみなさない。勤務先のなかでの地位や事業所の変化は勤務先の変化をとみなわないため先の定義に含まれない。合併等による勤務先の変化は勤務先を離れるという行為をとみなわないため転職とはみなさない¹⁾。

¹⁾ なお転職の定義に関してデータの扱いとも関連して注意すべき点がある。これについては第2章6節を参照のこと。

2 労働市場と社会階層をつなぐ職業経歴

社会階層構造を捉えるうえで最も重要とされてきたのは、労働市場における地位 (position) およびその関係であった²⁾。Weber (1978) は労働市場における雇用関係がライフチャンスの階層性を生み出す源泉として捉え、類似のライフチャンスを共有する集団を階級として概念化した。ここでライフチャンスとはたんなる経済的な報酬の多寡としてではなく、社会において希少とされる財へのアクセス可能性として定義される (Weber 1978: 302)。このように労働市場における地位には異なるライフチャンスが結びつき、異なる地位に所属する人びとの間に不平等を生み出す。それゆえ、地位によって捉えられる階級あるいは階層構造がいかに生成維持されるか、ある地位に到達する機会がどれほど開放的であるのかが問題とされてきた³⁾。

階層構造は1時点の地位の分布のみでなく、構造のなかを動く個人を通じて捉えることができる。そこで階層構造を動的に捉えるうえで重要とされてきたのが社会移動である。社会移動を通して階層構造をみるときの中心的な問いは2つある。第1は世代間移動である。親と子の労働市場における地位を比較して、両者の関連の強さやパターンをもって、階級構造の変化や再生産、社会の開放性を測定してきた (Lipset et al. 1959=1969; Erikson & Goldthorpe 1992; Breen 2004)。第2は世代内移動である。親と子の社会経済的地位の関係をみるのみならず、個人のライフサイクルのなかである段階の地位がその後の地位に対してどのような影響をおよぼしているのか、という地位達成のプロセスに焦点を当てる (Blau & Duncan 1967; Sewell & Hauser 1975)。親と学校教育より得られた資源は労働市場への参入時点で得られる地位に決定的な影響を与え、初めて得た地位は、最終的に個人の到達する地位を規定する。いずれにおいても労働市場における地位、そしてそこにいかなる移動が存在するのかというのは階層構造を捉えるうえで中核的な位置を占める。

Blau & Duncan (1967) によって導入された地位達成という枠組みは社会学全体に大きなインパクトをもたらした。しかし同時に、彼らの研究には構造的な視点が欠けているとして、1970年代後半から1980年代にかけて多くの批判がなされた (Sørensen 1975; Tuma 1976; Stolzenberg 1978; Granovetter 1981; Lin et al. 1981; Rosenbaum 1984)⁴⁾。ここでの批判の骨子は、地位達成モデルが個人の有する社会経済的地位を個人のもつ属性であるかのように——人的資本理論 (Becker 1964=1975) が個人の得る賃金を当該個人の生産性と同一と仮定するように——捉えているという点にある。Blau & Duncan (1967) において労働市場における地位は回答者の職業に対して付された社会経済的地位指標 (Socioeconomic index, 以下 SEI) によってスコア化される。調査から得られた回答者の現職の SEI に対して初職の SEI、教育年数、父親の教育年数、父親の SEI を回帰し、得られた係数は独立変数1ポイントの変化が現職の SEI を何ポイント増加させるかという統計的な関係を表現する。しかしここからは、ある個人がいかにしてある職業に到達したのか、出身階層や学歴といった資源が労働市場のど

²⁾ 以下本研究において地位は「労働市場における、個人によって占められる社会経済的序列の付随する位置」を意味するものとして用いる。

³⁾ 以下本研究では、主として労働市場における関係をもとに集団を区別する階級という語ではなく、社会的・経済的なライフチャンスを不平等に配分する構造としての側面を重視して階層あるいは階層構造という語を用いる。

⁴⁾ レビュー論文として Kalleberg & Sørensen (1979) などを参照のこと。

ここでどのように評価されたのか、マクロな職業分布のもとで誰がいかにしてある職業へと配分されるのか、という具体的なメカニズムを読み取ることはできない。

これらの批判を通して(再)確認された重要な視点の1つは、個人の占める地位と個人とは別物であるというものである⁵⁾。労働市場における地位というのは、その地位を占める個人とは別に存在する(White 1970; Sørensen 1977; Granovetter 1981)。不平等は地位に結びついており、地位の分布こそが不平等を形作る(Sørensen 1986)。それゆえ、階層生成のメカニズムを明らかにするうえで重要なのは、たんに個人の有する地位スコアと先行する独立変数との相関関係を分析することにとどまらず、労働市場に存在する地位がいかにして人びとに配分されるのか(あるいは、人びとがいかにしてある地位を獲得するのか)、という構造を明らかにすることである。

この構造を捉える1つの題材が、人びとの歩んできた地位を記録した職業経歴である。ここで職業経歴は、個人の経験してきた仕事や働きかた、勤務先等の仕事の配列(sequence of jobs)(Spilerman 1977)を指す⁶⁾。労働市場が職業経歴をいかに制約し水路づけるのかを明らかにすることで社会階層の生成メカニズムを解明できるとして、多くの実証研究がなされてきた(Sørensen 1975; Spilerman 1977; Blossfeld 1986; Carroll & Mayer 1986; Allmendinger 1989; DiPrete et al. 1997; DiPrete & Nonnemaker 1997)⁷⁾。もう少し具体的に述べれば次のようになる。職業経歴はその性質上経時的な情報を含む。その記録は、彼(女)がいついかなる仕事に就きいつその仕事を変えるのか、いつ就業を辞め再開するのか、どのくらいの期間同じ企業で働き続けるのかあるいは企業を移るのか、といった時間の流れのなかでの個人の行為の履歴である(Blossfeld 1996)。人びとの行為あるいはその変化には、社会構造およびその変化が反映される(Coleman 1986)。労働市場の変化は人びとが就くことのできる仕事の量や分布を変えることで、新たに地位を配分し社会移動を引き起こす契機となる(Blossfeld 1986; Harrison 1988; DiPrete 1993; Gangl 2003a; Sacchi et al. 2016)。ミクロな個人の地位の経歴はマクロな地位の分布へ反映し、階層構造の再生産・維持に寄与する(Kurz & Müller 1987)。それゆえ、労働市場が職業経歴を通じた地位獲得過程に対していかに影響しているのかは、社会階層の生成および変化のメカニズムを明らかにするうえで決定的に重要なのである。

3 日本の労働市場における地位獲得過程の検討

翻って日本の労働市場をみてみると、個人の地位獲得を決める構造という観点からみて重要な特徴は、新規学卒一括採用と、長期雇用を前提とした地位配分にあるとされてきた。先行研究ではこれらを前提として内部労働市場における地位獲得の過程を明らかにすることを主眼と

⁵⁾ この考え方自体はすでに、報酬は地位に結びつき、その報酬の違いは当該の地位の社会的重要性および訓練や能力の必要性によって決定するとした機能主義的階層理論においても認められる(Davis & Moore 1945)。こうした地位はいわば「イス取りゲームの『イス』」(有田 2016: 1)に喩えられる(なお有田(2016)では「地位」ではなく「ポジション」と表記されている)。このような考え方は社会学に固有のものではなく、経済学でもDoeringer & Piore(1971=2007)の内部労働市場論、Thurow(1975=1984)の仕事競争モデルなど類似の発想がある。

⁶⁾ すなわちここでの職業経歴は狭義の職業(occupation)の経歴に限定されない概念である。一方でたんに職業というときには狭義の職業を表すものとして用いる。狭義の職業のよりくわしい意味については第2章で述べる。職業経歴と類似の概念として「キャリア」があるが、本研究ではキャリアを職業経歴と同じ意味で用いる。

⁷⁾ レビュー論文としてRosenfeld(1992)などを参照のこと。

してきた⁸⁾。しかしこの過程を検討するうえで、外部労働市場、より具体的には転職がいかなる役割を果たしているのかについては限定的にしか扱われてこなかった。本節では内部労働市場に着目してきた研究を概観したうえで、外部労働市場を通じた地位獲得過程をみることの重要性について述べる⁹⁾。

3.1 内部労働市場に着目した議論

第1の特徴が、学生が卒業するより前から企業が採用活動を行い、卒業と同時に従業員として勤務を開始させる新規学卒一括採用の慣行である。従来、日本の若年者の失業率は国際的にみて低い水準にあった。それを可能としてきたのが新規学卒一括採用慣行である。この慣行は戦前に端を発し、1950–1960年ころには広く認められる慣行となった(苅谷ほか編 2000; 菅山 2011; 福井 2016)。これを支えてきた条件が中学、高校、あるいは大学において学校が学生と企業とのマッチングを仲介する(高校における「一人一社制」など)制度的連結であった(Rosenbaum & Kariya 1989; 苅谷 1991; Brinton & Kariya 1998)。このもとで、学生が学校教育終了後失業期間なく職業生活に移るという間断なき移行が標準化し、若年者の低失業率を実現した(岩永 1983; Ryan 2001)。このような新規学卒一括採用の慣行のもとでは労働市場の中核的なセクターへと参入する機会は初職入職時点に集中しており、このタイミングを逃すと中核的なセクターへの参入は難しくなると考えられてきた(Brinton 1993; Sakamoto & Powers 1995)。

1990年代の経済成長の停滞以降、新規学卒一括採用慣行のもとで学卒後間断なく正社員の仕事を得られる者は大きく減少した(黒澤・玄田 2001; 本田 2005; Brinton 2011; 苅谷・本田 2010; 小杉 2010a)。とはいえこの慣行自体がなくなったわけではなく、新卒者に対する労働需要は今なお高い。全体の有効求人倍率と学歴別新規学卒者の求人倍率の推移を示した図1.1で確認されるとおり、近年でも新卒求人倍率は全体の有効求人倍率を上回っている¹⁰⁾。経験的な研究では、新卒一括採用のタイミングを逃し学卒時点で正社員の仕事を得られなかった者は、その後も持続的に非正規雇用や無業など周辺的な地位に留まりやすいことが繰り返し確認されている(石田 2005; 酒井・樋口 2005; Kondo 2007; 香川 2011; 佐藤 2011; Hamaaki et al. 2013)。初職で安定的な地位に就くことができなかった者がその後も長期的に不安定な地位に留まりやすいという事実は、安定的な雇用を得られるタイミングが未だ新卒時点に集中していることを示唆している。

第2の特徴が、長期雇用とそれを前提とした企業内での地位配分である。ときに「終身雇用」と呼ばれるように、国際的にみても日本の被雇用者の勤続年数は長い(Abegglen 1958;

⁸⁾ 内部労働市場は多義的な意味をもつ概念であるが(Althausen 1989)、本研究では内部労働市場という語を企業内での労働力配分の仕組みを指すものとして用いる。対して外部労働市場という語は、企業を越えた労働力配分の仕組みを指すものとして用いる。

⁹⁾ ここまで地位獲得、地位達成、地位配分という似た語が現れているため、その意味を区別しておく。本研究では個人が(別の地位から)ある地位に就くという移動の側面を重視する場合に地位獲得という語を使用する。そしてある地位が労働市場あるいは雇用主(企業)によっていかに個人へと配分されるのかという構造的側面を重視する場合に地位配分という語を使用する。そして個人の最終的な到達地点という状態を重視する場合に地位達成という語を使用する。

¹⁰⁾ 1980年代前半以前の学歴別求人倍率については本田(2005: 34)に集計結果が示されており、ここに掲示されている1960年から2000年までのすべての期間において新規学卒に対する求人倍率が全体の有効求人倍率を上回っている。

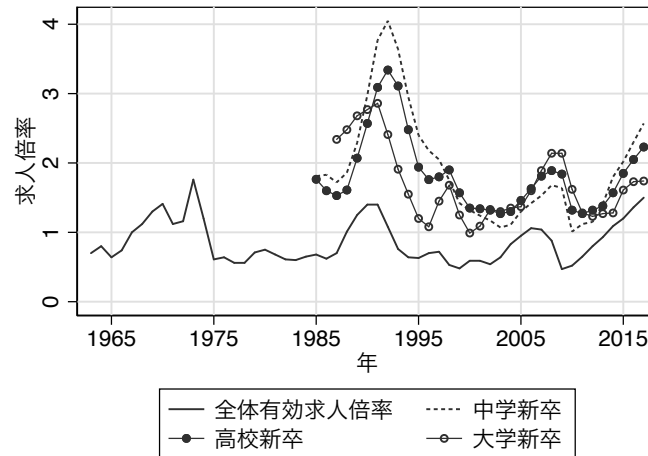


図 1.1 全体有効求人倍率および学歴別新規学卒求人倍率，1963–2017 年

出所) 全体有効求人倍率：職業安定業務統計（厚生労働省）。中卒・高卒求人倍率：職業安定業務統計（厚生労働省）。（2018 年 10 月 24 日閲覧，「高校・中学新卒者のハローワーク求人に係る求人・求職状況」<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000178038.html>）。大卒求人倍率：大卒求人倍率調査（リクルートワークス研究所）（2018 年 10 月 24 日閲覧，<http://www.works-i.com/surveys/graduate.html>）。
注) 中卒・高卒求人倍率と大卒求人倍率はデータ収集の方法が異なるため比較はできない。

Dore 1993=1993; Hashimoto & Raisian 1985; Kalleberg & Lincoln 1988; Mincer & Higuchi 1988; 小池 2005)。大企業を中心に長期雇用者が増加しこの傾向が確立したのは 1950–1960 年代ころと考えられる（稲田 2000）。長期雇用の前提のもとで，企業は従業員に対して集中的に職務訓練を施し，頻繁な配置転換や昇進を通して企業内で人材配分を行う仕組みを作り上げてきた（小池 1991; 今田・平田 1995; 小池・猪木 2002）。もちろん以上の議論の主たる対象は大企業の男性被雇用者であって，中小企業の男性被雇用者，あるいは女性被雇用者はこの対象に含まれていないということに注意しなければならない。

こうした長期雇用慣行は現在も根本的なところでは変化していない。社会学では離職率や転職率といったフローに関する指標から雇用の流動化が論じられてきた。大企業・官公庁よりも中小企業，ホワイトカラーよりもブルーカラー，正規雇用よりも非正規雇用で，離職率は高い（平田 2002; Nakazawa 2008; Takenoshita 2008; 佐藤・林 2011; Yu 2010; 阪口 2011; 小川 2013）。とくに近年のコHORTの若年層において離転職が増加傾向にあることが示されているが（原・盛山 1999; 林 2011; 渡邊 2011），これは主として離職率の高い非正規雇用の増加による部分が大きいと指摘されている（Nakazawa 2008）。経済学では勤続年数といったストックに関する指標，残存率といった擬似的なフローに関する指標を用いながら，やはり長期雇用の変化に関する研究がなされてきた。バブル崩壊を挟み 1990 年代以降の経済停滞期に至ってもなお，ある程度勤続年数を重ねた労働者を中心に長期雇用は頑健である（Kato 2001）。ただしその一方で長期雇用が適用されない者の比率が増加しつつあり（Ono 2010），とくに 2000 年代後半からは若年層で勤続年数の短期化が進行しているとされる（Hamaaki et al. 2012; Kawaguchi & Ueno 2013; Kambayashi & Kato 2017）。いずれにしても，たしかに被雇用労働市場において長期雇用に含まれない層が増加していることは確かであるが，労働市場の中核部分に関しては安定的な雇用が維持されているとの見立ては一致しており，「安定性と流動化

の共存」(佐藤 2009: 643)と表現される状況といえる¹¹⁾。こうしたなかで、企業内での職務配分の特徴たる「遅い昇進」も依然維持されている(大井 2005; 大湾・佐藤 2017)。

3.2 地位獲得過程における外部労働市場の機能

以上の議論は、企業の雇用慣行が地位獲得にとっていかなる意味を持ってきたのか、あるいはそれが変化したのか否かを関心とするという意味で、内部労働市場に焦点を当てた議論であった。その一方で、外部労働市場が地位獲得にとっていかなる意味を持ってきたのかについては十分に問われてこなかった。

図 1.2 には、転職に関わる労働移動の指標である離職率、入職率および転職入職率の推移を示した。長期雇用や新規学卒一括採用といった日本の特徴的な雇用慣行が成立・定着した 1960 年代はむしろ、好景気による都市部での需要拡大も相まって(粒来・林 2000)、労働移動は非常に活発であった。転職入職率に関しては、1970 年代後半に大きく低下して以降浮動を繰り返しながらも長期的には上昇しているが、離職率や入職率も合わせてみれば、未だオイルショック以前の水準に届いていない。しかしながらこれはあくまでも労働移動の量に関する指標であって、転職を通じて人びとはいかなる地位を得るのか、転職を経た者がその後のキャリアでどのような地位に就くことができるのか、さらにはこの期間に転職を通じた地位獲得機会に変化が生じたのか、といった点については明らかでない。

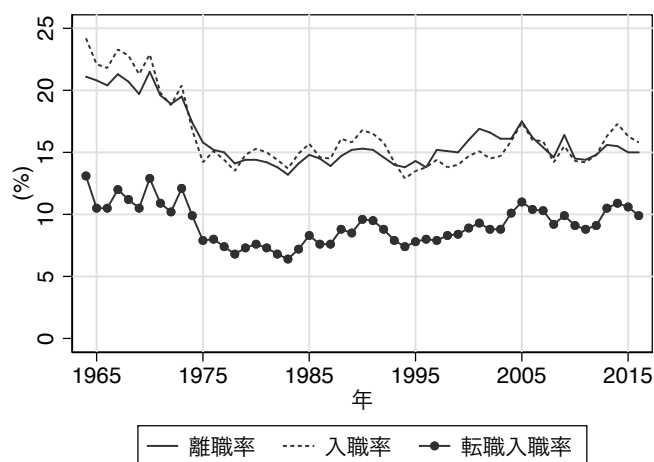


図 1.2 離職率・入職率・転職入職率の推移, 1964-2016 年

出所) 雇用動向基本調査(厚生労働省)。1990 年以前の値は各年の『雇用動向調査報告』を参照し、1991 年以降の値は e-Stat より取得。

注) 離職率 = $100 \times \text{当該年の離職者数} / \text{年初の常用労働者数}$ 。入職率 = $100 \times \text{当該年の入職者数} / \text{年初の常用労働者数}$ 。転職入職率 = $100 \times \text{当該年の離職者数} / \text{年初の常用労働者数}$ 。いずれも 1990 年以前は建設業を、2003 年以前は学校教育、社会教育等を除いた値。入職者には転職入職者に加えて新規学卒者および入職前 1 年間に就業していない者が含まれる。

より詳しいレビューは第 2 章に譲るためここでは簡単に述べるが、転職が地位獲得過程にお

¹¹⁾ ただし流動化という概念はやや曖昧に使われている側面もあり、離職率の増加によって捉える場合もあれば、職業間の移動率や開放性の上昇、あるいは非正規雇用比率の増加をもって流動化とされる場合もある。本研究では焦点を明確にするため、流動化あるいは雇用の流動化というときには、被雇用者における離職率の増加を指すものとする。

いて持つ意味を捉えるにあたり、先行研究が行ってきたのは地位達成モデル (Blau & Duncan 1967) の拡張として転職経験を分析に組み込むという方法であった。具体的にはある時点（調査実施時点）からみて過去に転職を経験した者と転職を経験していない者を比較することを通して、転職が当該時点における地位達成や所得達成におよぼす影響を明らかにするというアプローチである。これはある時点における地位や所得の分散を説明するうえでは有益である一方、具体的に転職を経験したことによっていかなる職業経歴を形成することができるのか、転職を通じて得られる機会がどのようなものであるのかについては知ることができない。これはいかに階層が生成し、それを労働市場がいかに水路づけているのかを明らかにするという本研究の関心にとっては不十分である。

そこで本研究が注目するのは、転職経験が職業経歴をいかに変化させるのかという問いである。転職は個人にとっては企業の壁を越え社会的な位置を変化させる契機である。しかしながらそこにはたんに働く場が変わるのみならず、地位の変化が付随し、さらにはその後のライフチャンスの変化をもたらす。転職を経験したものがいかなるキャリアを歩むのかを長期的な視点に立って検討することは、日本の労働市場において外部労働市場を通じた社会移動が社会階層の生成にとっていかなる意味を持っているのかという、既存研究では十分に問われてこなかった点を解明するに重要である。より具体的には次のような課題が検討される。転職によって得られる雇用は安定的であるのか？転職に経て入職した者は企業のなかでいかに処遇され、どのような仕事へと配分されていくのか？転職者は新たに入職した企業へ定着するのか、それともさらに転職を繰り返すのか？以上のような課題の検討を通して、日本の労働市場が社会階層の生成および変化のメカニズムをいかに規定しているのかを明らかにすることができるのである。

4 日本の労働市場の変化に関する事実確認

ここまで本研究の問題関心について述べてきた。本節では本研究にとって基礎的な情報である日本の労働市場の時系列的な変化および現状を公表統計から確認する。もちろん労働市場の変化といっても様々なものがあるためここで取り上げるのは一部であるが、いずれも次章以降の本研究の議論と密接に関係するものであり、必要に応じて次章以降でも参照される重要なものに絞っている。

図 1.3 には、1955-2015 年にかけての有職者の職業分布の推移を示した。この 60 年間で人びとの就く職業は大きく変化した。1960 年代の高度成長期を経て、農林漁業従事者の比率は急激に減少し、生産工程職業従事者が最も大きな規模を占めるようになった。1980 年以降は生産工程職業従事者は減少傾向にあり、代わって増加してきたのが（管理職を除く）ホワイトカラーと、サービス職業従事者である。こうした従来の製造業中心の工業化とは異なり、ホワイトカラー層とサービス職業従事者に牽引される職業構造の変化はポスト工業化 (Bell 1973=1975; Esping-Andersen 1999=2000) とよばれる。

以上の職業変化と並行して、人びとの働く場も大きく変化した。図 1.4 には、雇用者（経営者および被雇用者）と自営・家族従業者の比率の推移を示した。1955 年は自営・家族従業者の割合が雇用者を上回り、会社に勤める者が少数派であるという時代であった。しかしその後現在に至るまで自営・家族従業者の比率は一貫して減少し続け、労働市場は雇用者が大半を占め

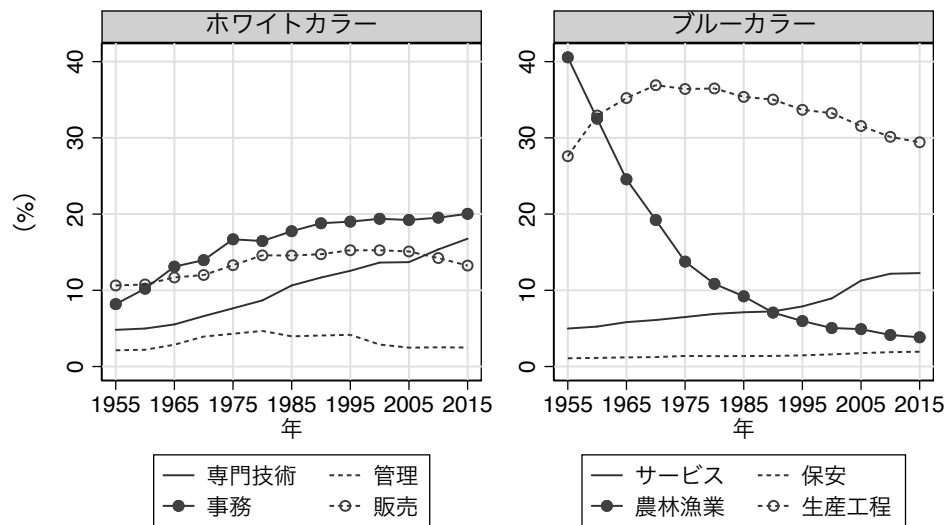


図 1.3 職業分布の変化, 1955-2015 年

出所) 国勢調査 (総務省統計局)。

注) 「生産工程」は 2000 年以前は「運輸・通信従事者」と「生産工程・労務作業」の合計, 2005 年以降は「生産工程従事者」「輸送・機械運転従事者」「建設・採掘従事者」「運搬・清掃・包装等従事者」の合計, 2005 年については遡及集計値を利用した。分類不能の職業は分母から除外したうえで割合を算出した。

るようになった。

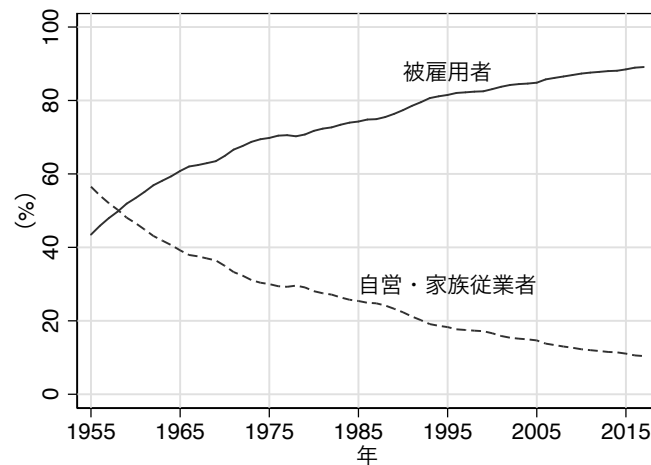


図 1.4 従業上の地位の分布変化, 1955-2017 年

出所) 労働力調査 (総務省統計局)。

注) 分母は有業者全体, 被雇用者は「常雇」「臨時雇」「日雇」の合計, 自営・家族従業者は「自営業主」「家族従業者」の合計。

今日に至るまで拡大してきた被雇用労働市場が一様に同質な労働者からなるかといえば, そうではない。時代的な変化という点で特に指摘すべき変化が, 非正規雇用者の急激な増大である。図 1.5 には, 直近約 30 年の非正規雇用者の比率の変化を示した。ほぼすべての時期において非正規雇用者は増加傾向を示すが, とくに 1990 年代後半から 2000 年代半ばにかけてその割合は急速に増加した。非正規雇用は既婚女性のパートタイマーだけでなく, 若年者, 男性に

まで大きく拡大し、「フリーター」と呼ばれ社会問題となった(小杉 2003)。

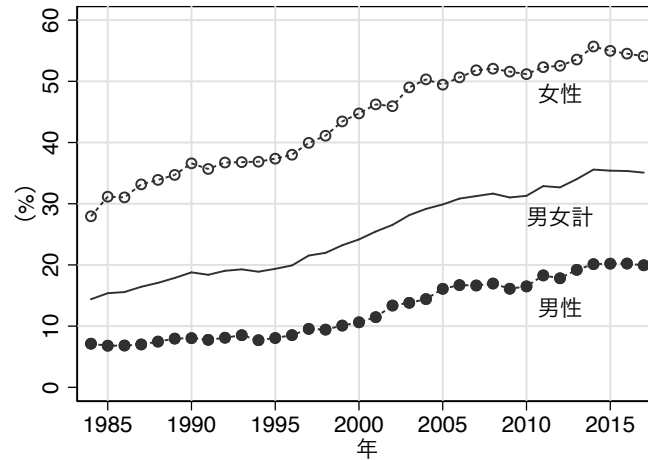


図 1.5 被雇用者における非正規雇用者比率の推移, 1984-2017 年

出所) 労働力調査 (総務省統計局)。

注) 1984 年から 2001 年までは「労働力調査特別調査」2 月調査, 2002 年以降は「労働力調査 (詳細集計)」1-3 月調査の平均値。分母は被雇用者全体。ここでの非正規雇用者は役員を除く被雇用者のうち職場での呼称が「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」であるものを指す。

非正規雇用で代表される労働市場における周辺層の増加と並行して, 日本経済は長期的に停滞した。図 1.6 には, GDP 成長率および完全失業率の推移を示した。GDP 成長率についてみると, いわゆる高度成長期と呼ばれる 1950 年代後半-60 年代は毎年 10% 近い GDP の上昇を経験した。1973 年の第 1 次オイルショックを期に経済成長率は落ち着いたが, それでもなお 1990 年ころまでは毎年 4-5% の安定的な成長を示していた。しかし, 1990 年代以降日本経済は長期的な停滞期に入り, GDP 成長率がマイナスを記録する時期さえ出てきた。経済成長の停滞期には, 解雇や倒産などによる失業が問題となった。1990 年代以前の日本の失業率は極めて低く, ほぼ完全雇用に近い状態を実現していた。しかし 1990 年代後半以降 20 年近くにわたり失業率は 4-5% 程度の高い値を記録した。これらは, 近年の転職が必ずしもよい仕事を見つけて転職するというばかりでなく, 仕事を失ってやむなく転職するといったように, 不利な転職が増加していることを示唆する。

労働市場の変化として見逃せないのが, 女性の就業率の上昇である。図 1.7 には 20-64 歳の就業率の推移を示した。1970 年代以降基本的に減少傾向にある男性の就業率とは異なり, 女性の就業率は 1970 年代後半以降増加してきた。その結果, 1975 年時点は 40% 近い差があった男女間の就業率の差は 2015 年時点で 20% ほどへと縮まっており, 労働市場において女性の果たす役割はますます増大している。

こうした女性就業率の上昇は, 20-30 歳代の女性就業率の上昇による部分がとくに大きい。図 1.8 には, 1975 年, 1995 年, 2015 年の 3 時点における年齢階級別の女性就業率を示した。年齢階級別にみたとき, 出産・育児期に当たる 20 代後半から 30 代にかけて女性の就業率が低くなり, その後再び高くなるという就業率の形状は, M 字カーブと称される。今回取り上げた 3 時点ではいずれも M 字の形状が確認できるものの, その底は近年ほど浅くなってきている。各年で観察される M 字カーブの形状は必ずしも女性自身のキャリアを追ったものではない

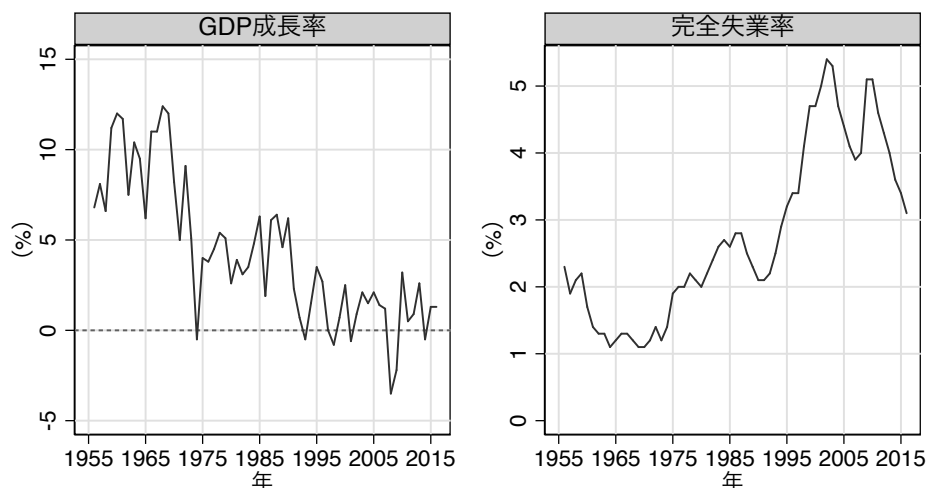


図 1.6 経済成長率と完全失業率の推移, 1956–2016 年

出所) GDP 成長率: 国民経済計算 (内閣府). 完全失業率: 労働力調査 (総務省統計局).

注) GDP 成長率について, 1956–1980 年は 1968SNA, 1980–1993 年は 1993SNA, 1994 年以降は 2008SNA による推計.

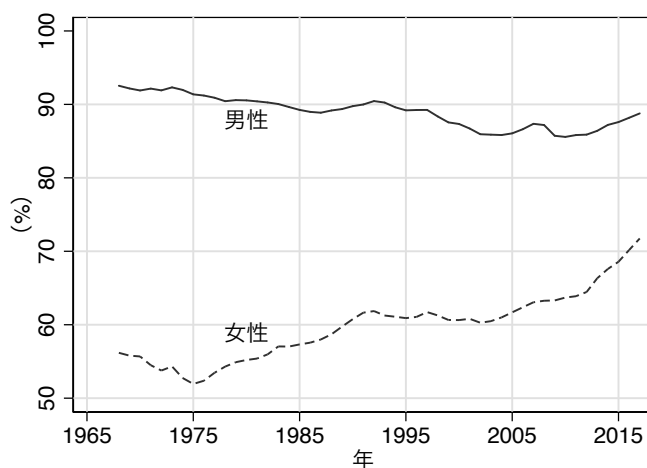


図 1.7 男女別 20–64 歳就業率の推移, 1968–2017 年

出所) 労働力調査 (総務省統計局).

注) 値は 20–64 歳人口に占める有業者の割合 (%) を意味する.

めその解釈については注意する必要がある。M 字カーブの底が上がり若年期の女性の就業率が上昇することは、出産を経験した女性が継続的に就業するようになることのほかに、未婚化・非婚化や晩婚化 (吉田 2004), あるいは出産後再就職の早期化 (大和 2011; 西村 2014) などに起因するからである。とはいえ、少なくとも 20–30 代の女性就業率がこの 40 年間で大きく上昇したということは確かである。今や女性にとって出産・育児をきっかけに仕事を辞めることは恒久的に労働市場から退出することを意味しない。再就職する女性にとって、転職によって就業中断以前と同様のキャリアを歩むことができるのか、それとも周辺的な機会しか残されていないのかという問題は、転職とキャリア形成の関係を考えるうえでも重要な問題である。

以上の労働市場の変化のなかで、転職とその後のキャリアの関係について利用できるマクロ



図 1.8 1975, 1995, 2015 年 年齢階級別女性就業率

出所) 労働力調査 (総務省統計局)。

注) 値は人口に占める有業者の割合 (%) を意味する。

統計はきわめて限られている。というのも、マクロな統計で把握されるのは主として調査時点の状態であって、転職という変化に関する情報はほとんど聴取されないからである。そうしたなかで長期の変化に関して利用可能な情報の 1 つが、転職者に対して賃金の変化を尋ねている「雇用動向調査」(厚生労働省) である。図 1.9 には本調査から得られる有用な結果の 1 つとして、ここでは調査期間中に転職入職した者に対して転職前との賃金の変化を尋ねた質問への回答の集計を示している。

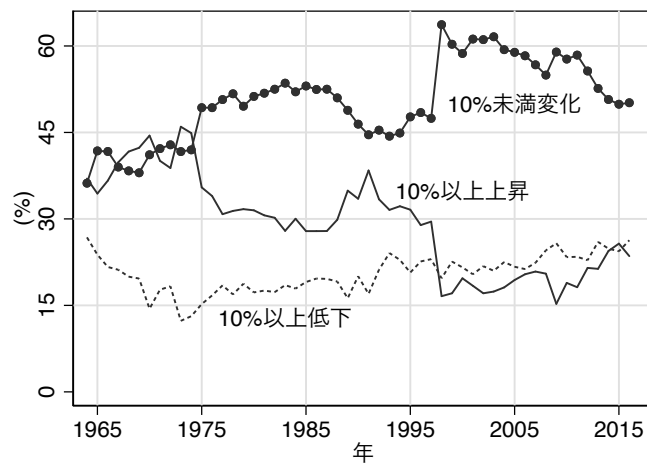


図 1.9 転職入職者の賃金変動, 1964-2016 年

出所) 雇用動向基本調査 (厚生労働省)。詳細は図 1.2 に同じ。

注) 増加は前職と比べて 10% 以上賃金が上がったことを、減少は比べて 10% 以上賃金が下がったことを、変化なしは 10% 未満の増減であったことをそれぞれ意味する。いずれも 1990 年以前は建設業を、2003 年以前は学校教育、社会教育等を除いた値。不詳が含まれ合計が 100% とならない場合は、不詳を含まない合計を分母として合計が 100% となるように調整した。

図 1.2 ですでに確認したとおり労働移動が盛んであったオイルショック以前の高度成長期には、転職によって賃金を上昇させる者が 40% 近く存在した。しかしその比率はオイルショッ

ク以後 1970 年代半ばからやや減少し、バブル期に再上昇した後、1990 年代後半以降さらに低下して現在に至る。代わって賃金が低下する者の割合は 1970 年代後半以降緩やかに上昇して、1998 年を境に賃金が上昇する者の割合を上回った。労働移動の量自体は 1970 年代なかば以降大きく増加したとはいえないが、経済状況の悪化なども相まって、その内実は変わってきているとみられる。

しかしながらここで分かるのはあくまで転職の直前・直後というきわめて短期的な変動である。転職時に賃金が上昇したからといって、その後のキャリア展望が閉ざされているのであれば、長期的な視点でみれば転職はさほどよい機会ではなかったといえるし、逆に賃金が下がったとしても、転職を契機にその後順調に昇進することができたとすれば、転職によってよりよいキャリアに転ずることができたといえる。転職者に対していかなる機会が開かれているのか、転職がいかに人びとを配分し、階層生成に寄与しているのかを明らかにするためには、キャリアという縦断的な視点からの検討が必要である。

5 研究対象

本研究の対象は、被雇用労働市場における現役期の職業経歴とする。ここでのポイントは第 1 に被雇用者を扱うという点、第 2 に労働市場において個人の占める地位を問題とする点、第 3 に現役層に限定するという点である。第 1 の点について、この限定によって対象から除かれるのは、被雇用労働市場に属さない自営・家族従業・内職への転職およびここでの職業経歴である。ただしこれらの労働市場から被雇用労働市場へと戻った場合については再度分析対象となる。本研究の関心は被雇用労働市場において転職がいかに評価されるのか、転職者が企業のなかでいかなるキャリアを形成するののかという点にあり、自営開業や家業の継承などはこれとはやや異なる論点となる。さらに図 1.4 に示したとおり、労働市場の大半は被雇用者によって占められるようになっており、階層構造全体に対するインパクトは主として被雇用労働市場によって決定する。それゆえ本研究では被雇用労働市場を分析対象として設定する。

第 2 の点について、本研究の関心は個人がいかに地位を変化させキャリアを形成していくのかという個人レベルから階層生成過程を明らかにする点にあり、世帯レベルの階層やそこでの生活水準については扱わない。女性、とりわけ既婚女性を分析の対象に含むときには階層の測定単位をどのように設定すべきかに関して数多くの議論がなされてきたが(盛山 1994)、少なくとも労働市場における地位およびその間の移動を問題とする場合には、既婚女性であっても本人の職業を用いるのが適切である(Sørensen 1994)。もちろんこれは本人および配偶者など他の世帯員が転職を経験することによって世帯レベルの生活水準がいかに変化するかといった課題も検討されてしかるべきであるが、本研究では焦点を絞るためにこれらについては扱わない¹²⁾。

第 3 の点について、本研究の対象とする職業経歴は働き盛りの年齢層、具体的には高くとも 60 歳未満のものに限定し、労働市場から引退した(しつつある)年齢における職業経歴については扱わない。労働市場からの引退期にあたる高齢期における転職は、その後の再就職は前提されず、あったとしても周辺的な労働に留まるものが多いという点で現役期のそれとは異なる

¹²⁾ たとえばこうした研究として DiPrete & McManus (2000), Ehlert (2012) などがある。

特徴をもつからである。

6 本研究の構成

以上述べてきたとおり、本研究の問いは、職業経歴のなかの転職経験に着目して、転職経験がその後のキャリアをいかに変化させるのかを、日本の労働市場とその長期的な変化を考慮に入れながら明らかにすることである。本研究ではこれに答えるための分析枠組みを整理したうえで、複数の側面から職業経歴を捉え、階層生成にとって転職の持つ意味を実証分析から明らかにしていく。本研究の構成は以下のとおりである。

第2章「分析枠組みと方法」では、より直接的に転職とキャリアとの関係を扱った先行研究を参照しながら、本研究の依拠する分析枠組みを提示する。従来の研究では転職を通じた地位獲得の機会については限定的にしき明らかにされておらず、またその射程も不十分な範囲に留まっていた。対して本研究は、時間の情報を捨象した分析や短期的な影響の分析にとどまらず、転職経験の影響を長期的な視点から捉える。さらに本研究での特徴である、キャリアを複数の指標を用いて捉えること、時代・コーホートといったマクロな社会変化、ミクロな部分では社会人口学的な属性や転職の内実を考慮に入れることとその意義について述べる。以上を踏まえ、本研究で用いる調査データの詳細を述べる。

具体的な分析は第3-7章で展開される。第3章「転職からみた職業キャリアとその趨勢」では、1950年代なかばから2000年代なかばの50年間に労働市場に新規参入したコーホートを対象として、彼（女）らがどのような職業キャリアが歩んできたのか、さらにその途上でいつ、なぜ転職し、どの程度の者が転職を経験するのかといった全体像を描く。そのうえで、転職を経験した者がどのような職業に就くのか、さらに年齢が上がるにつれて、転職経験者の職業分布は初職継続者の職業分布とくらべてどのように異なってくるのかという長期的な帰結を示す。

第4章「転職経験が企業内／企業外での管理職獲得に与える影響」では、職業階層のなかでも高い地位にあり、かつキャリアの途上で参入するという特徴を有する管理職獲得に着目して、転職経験がキャリアに与える影響を明らかにする。管理職の地位へとアクセスするための経路は、企業の内部労働市場と、その外に広がる外部労働市場に開かれている。転職を経験した者は内部労働市場における競争では不利とされてきたが、企業を越えた経験を活かして企業の外で管理職の地位を得る機会は確保されているかもしれない。以上2つの異なる経路のもとで、転職経験はどこでどのように有利／不利を生んでいるのかを明らかにするのが本章である。

第5章「雇用形態の移動にみる転職経験の長期的帰結」では、1990年代以降その規模を大きく拡大させた非正規雇用に着目する。まず短期的な視点から転職後には正規雇用となるのか非正規雇用となるのか、またいかなる者が転職によって正規／非正規雇用になりやすいのかを検討する。さらに視点を長期に広げて、転職経験によって正規雇用になった者は正規雇用の地位を保持し続けられるのか、あるいは転職によって非正規雇用になった者はそこから正規雇用へと上昇するのが難しいのかどうかについて分析する。

第6章「転職経験と離職率の関連とそのメカニズムの検証」では、転職によってどのような地位に就くのかだけでなく、転職によって参入した企業に定着できるのか、それともさらに離職を繰り返すのかという雇用の安定性の側面から転職経験がその後の職業経歴におよぼす影

響を捉える。より具体的には、転職を経た者が初職を続けたものと同程度に新たな企業に定着できるのか、そうでなくさらなる離職を繰り返すのか、そしてその関連がいかなるメカニズムによって生じているのかを、男女で雇用の安定性のもつ意味が異なることを考慮しながら分析する。

第7章「賃金への長期的影響にみる転職の効果」では、転職がいかにキャリアを変化させ報酬へと反映しているのかを捉えるために、賃金への長期的な影響に着目する。転職入職直後の賃金変化をみるだけでは、転職の帰結を適切に捉えることはできない。転職後にそれ以前よりも鋭い賃金上昇を享受できるのか、それとも、転職時に生じた賃金水準の変化はもとの水準に回復することなく残り続けるのか、という長期的な帰結をみるのが重要である。本章ではこのように転職がその後の賃金に与える長期的な影響を検討し、さらにそのメカニズムを明らかにするため、転職前後での地位移動パターンによってその後の帰結がいかに異なるのかについて、男女を比較しながら分析する。

最後に結論部にあたる第8章「職業経歴からみる階層生成過程」では分析で得られた結果をまとめる。そのうえで、日本の労働市場において転職はキャリア形成にとっていかなる意味を持っているのか、転職がキャリアの選択肢を広げ、ときに生じる失敗を挽回する契機となるためには何が必要であるのかを議論する。さらに転職経験と職業経歴の関係を分析した本研究が社会階層研究にとっていかなる理論的貢献を果たすのかについて論じる。

本研究の分析部分にあたる第3-7章ではいずれも社会調査の個票データを分析する。第3-6章では1995、2005、2015年「社会階層と社会移動調査」(SSM調査)の個票データ(2015年SSM調査データは2017年2月27日版、バージョン070)を用いる。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た。2015年SSM調査データ管理委員会のもとでデータを使用する本研究はJSPS科研費特別推進研究事業(課題番号JP25000001)に伴う成果の一つである。また分析では離職理由に関する変数を使用する場面があるが、この分類にあたり、神林博史先生(東北学院大学)により作成された2005年SSM調査の離職理由に健康上の理由をアフターコードとして組み入れるシntaxの提供を受けた。

第7章では東京大学社会科学研究所「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(東大社研・若年壮年パネル調査、JLPS-Y、JLPS-M)の個票データを用いる。本データの使用にあたっては、東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。なお本調査は日本学術振興会(JSPS)科学研究費補助金・特別推進研究(JP25000001, 18H05204)、基盤研究(S)(18103003, 22223005)の助成を受けたものである。実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。以上のデータおよびシntaxの使用許可に関して、記して感謝申し上げる。

第2章

分析枠組みと方法

1 はじめに

第1章で述べたとおり、転職経験が職業経歴をいかに変化させるかを明らかにすることが、日本の労働市場のもとで社会階層の生成過程を明らかにするうえで重要な問いである。ではこれを明らかにするうえでいかなる枠組みが必要となるのだろうか。

本章では転職と職業経歴の関係を検討した社会学（および経済学）の研究をレビューしながら、本研究の分析枠組みを提示する。本研究の分析枠組みとして最も重要な点は、縦断的な視点から転職経験の影響を捉える点にある。これまで日本を対象として転職とキャリアの関係を扱った研究は、調査時点からみて過去に転職を経験した者とそうでない者とを比較するというアプローチと、転職直前・直後を比較して転職による変化を捉えるというアプローチによるものからなる。しかしこれらは転職がその後のキャリアにおけるチャンスをいかに変化させるのかを捉え、階層生成の過程を明らかにするうえでは不十分である。そこで本研究は転職経験がその後のキャリアに与える影響を縦断的な視点で捉えるというアプローチを採用する。

キャリアといってもその構成要素は多様であり、単一の指標に集約することはできない。そこで本研究では社会階層研究において伝統的に重視されてきた職業、さらに2000年代以降その階層的な重要性が認識されてきた雇用形態という2つの地位指標、さらに雇用の安定性、そして最後にキャリアの帰結としての賃金に着目することで、転職経験が階層生成にとってもつ意味を網羅的に明らかにする。

人びとの職業経歴は特定の時代、特定のコーホートというマクロな社会状況のなかに埋め込まれており、転職を経験することがキャリア形成にとってもつ意味も社会状況の変化のなかで変わりうる。このように転職経験の意味が時代やコーホートの変化によっていかに変化したのかというマクロ的な側面に加えて、誰がどのような転職をするのかというミクロ的な側面も、転職経験がその後の職業経歴をいかに変えるのかを明らかにするにあたって考慮すべき重要な点である。

本章では以上述べた点について論じることを通して、本研究全体を貫く分析枠組みを整理する。そのうえで最後に、分析枠組みに合致するデータとして本研究で使用する調査データである1995年、2005年、2015年社会階層と社会移動調査および東大社研・若年壮年パネル調査の特徴と、本研究の問題関心におけるこれらの調査の妥当性について述べ、ここからいかなるデータを構築するのかについてその概要を示す。

以下第2節では社会変動を捉えるうえで基本的でありかつ本研究全体でもたびたび言及される年齢・時代・コーホートの関係について確認したうえで、社会変動のなかで職業経歴をみるのがどのような意味をもつのかについて述べる。第3節では転職とキャリアに関する先行研究をレビューしたうえで、本研究が依拠する縦断的な視点から転職経験の影響を捉えるという枠組みを提示する。第4節では地位（職業と雇用形態）と安定性に着目したキャリアの指標化について述べ、次章以降で展開される分析との対応関係について述べる。第5節では転職経験の効果の異質性、より具体的には時代・コーホートによる転職の意味の変化と、ミクロな個人属性および転職の内実を取り上げることの必要性を述べる。第6節では本研究で使用する調査およびそこから構築するデータの構造に記す。第7節では本章の内容のまとめを示す。

2 社会変動と職業経歴

第1章では職業経歴がいかに形成されるのかをみるのが社会階層の生成および変化のメカニズムを明らかにするうえで重要であることを述べた。これと密接に関係する点として、社会変動を測るうえでの基本的な要素である年齢・時代・コーホート（Age-Period-Cohort）の関係をおさえておく必要がある。時代は史的な時間のことを指し、コーホートは出生年などによって代表される、個人が特定の集団に参入したときの時代を表す¹⁾。コーホートは出生年のほか、入学年、入職年、結婚年などによって代表することもでき、これらは問題関心によって使い分けられる。

労働市場あるいは社会のマクロな変化と個人の職業経歴はいかに結びついているのだろうか。図2.1には縦軸にコーホート、横軸に時代をとり、時代によってコーホート集団がいかに入れ替わっていくかを模式図により示した。あるコーホートを横にたどっていくと、当該コーホートの加齢を表す。ある時代（T年とする）の労働市場における人びとの地位や報酬その他の変数の分布は異なるコーホートの異なる年齢の者によって構成されており、時代および年齢の変化とコーホート交代という2つのメカニズムが社会の変化を駆動する（Ryder 1965）。もう少し具体的に述べれば次のようになる。個人はキャリアの過程で同一の状態に留まり続けるわけではなく、年齢が上がるにしたがって別の企業へと移動したり、地位を変化させたり、より高い報酬を得たり、あるいはいったん労働市場から退出したりする。しかし、どのような仕事に就くことができるのか、あるいはキャリアの過程で彼（女）らがいかなる変化を経験するのかは、いかなるタイミングで労働市場に参入したのか（コーホート）、いつの時代にキャリアを歩んでいたのかによって異なってくる。こうして特定のコーホート・時代に埋め込まれた個人が加齢によって労働市場から退出し、新たなコーホート集団が労働市場に参入することによって、労働市場は変化していく。

ここであるコーホートに所属する個人の職業経歴は、図のなかの濃い線によって表される。職業経歴がどのように形成されるのかは、いつ労働市場に参入し、いかなる時代を経験したの

¹⁾ コーホートはしばしば世代（Generation）とも訳される。コーホートが客観的なタイミングによって定義されるのに対して、世代はより主観的で、社会的に認識が共有された集団としての意味も持つ（Alwin & McCammon 2003）。たとえば「ロスジェネ」や「ゆとり世代」といった呼び方は純粋に出生年や就職年による区分以上の意味が込められる。本研究はたんに客観的なタイミングによって区別される集団およびその変化を問題とするため、世代ではなくコーホートという表記を採用する。

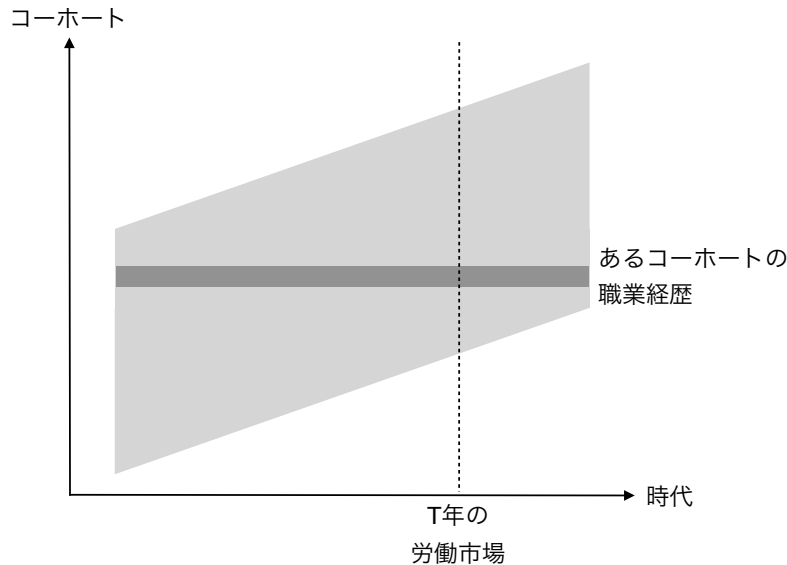


図 2.1 時代・コホートと職業経歴の関係

かによって変わってくる。特定のコホート・時代に埋め込まれたなかで形成される職業経歴が累積して、労働市場の変化、ひいては階層構造の再生産・変動を帰結する。それゆえに、職業経歴がいかにか形成されるのかを明らかにすることは、人びとのミクロな行為からマクロな社会変動を捉えるうえで重要である。

3 縦断的な視点から転職経験の影響を捉える

3.1 調査時点からみた過去の転職経験の影響

転職経験が地位獲得に与える影響をみるうえで最も単純なアプローチが、調査時点における労働市場での地位や賃金を、それ以前に転職を経験した者とそうでない者とで比較することである。このアプローチは図 2.1 に即していえば、T 年の労働市場における変数の分布を説明するにあたり、その一要因として過去の転職経験を位置づけるというものである²⁾。たとえば社会学では、現職の社会経済的地位指標や所得を従属変数とし、出身階層、学歴、初職といった諸変数に加えて転職経験の有無を示す変数を追加することで、職業経歴のなかで生じた転職イベントがどの程度追加的に分散を説明するのかを明らかにする、地位達成モデル (Blau & Duncan 1967) の拡張として転職経験が分析に組み込まれる (中尾 2002; 吉田 2011; 森山 2012)。経済学ではこうしたアプローチは転職による長期的な賃金への影響を擬似的に測定するという位置づけで用いられる (勇上 2001; 大橋・中村 2002; 萩原・照山 2016)。

以上の研究は、転職経験の有無と従属変数に影響する交絡変数を統制して転職を経験する者とそうでない者を比較可能な状況を作り出すことで、間接的に転職のコストを測定しようとする。しかしここで得られるのはあくまで調査時点でみた転職経験者と非転職経験者の比較にも

²⁾ ここで過去の転職経験の情報は、日本においては「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査研究会) や「ワーキング・パーソン調査」(リクルートワークス研究所) など、回顧的に職歴を聴取した調査によって収集されている。

とづく推定値であって、転職経験の前後を比較した分析ではない³⁾。またここで設定される調査時点と過去の転職経験との関係は、時間的なプロセスを捨象している点に問題がある。過去に転職を経験したといっても、それが何年前の、何歳時点で起こった転職であるのか、あるいは何度の転職を経験したのか。転職の後にいかなるキャリアをたどった結果、現在の地位に到達しているのか。調査時点において得られる地位や賃金の分布は過去の行為の積み重ねの結果として生まれる1つの状態であって、それがいかにして生成するのかというプロセスを明らかにするためには、職業経歴そのものに注目して、人びとの職業経歴を通じた地位獲得の過程に着目しなければならない (Sørensen 1986)。

3.2 転職の直前・直後での短期的な変化

既存研究が転職を扱う際のもう1つのアプローチが、転職の直前と直後をくらべ、その関連やパターンを分析することである。ここでの関連およびそれに影響する要因を明らかにすることを通して機会の不平等や階層生成過程を解明するというのがここでの関心である⁴⁾。

階層研究では地位達成モデルに対する批判の流れで (第1章2節を参照のこと)、職業経歴情報から転職前後の地位や報酬の変化を捕捉し、地位上昇 (下降) 機会を享受する者は誰であり、それがいかなる構造によって規定されているのかを明らかにしようとする研究がなされてきた (Sandefur 1981; Felmler 1982; Rosenfeld 1983)。日本では地位上昇の機会が内部労働市場に集中していると想定されてきたために、転職による機会がどの程度開かれ、誰がそれを獲得するのかに関心が向けられたのは最近になってからである。ここでは、転職の結果が職業や学歴によって異なるという階層性があることが示されてきた (林 2008, 2011; 佐藤・林 2011)⁵⁾。さらに若年期におけるはじめての転職 (第2職) に注目して、第2職が必ずしも初職での躓きを挽回する契機とはなっていないことが明らかにされている (香川・西村 2015)。また経済学では主として、企業特殊的人的資本の損失や企業外で蓄積した人的資本がどの程度評価されるのかを測定する手段として転職に関心が寄せられてきた (岸 1998; 樋口 2001; 勇上 2001; 玄田 2002; 阿部 2005; 勇上 2011; Bognanno & Kambayashi 2013)。

別の観点から転職前後の変化に注目してきたのが、転職における地位間移動の関連およびパターンから労働市場の分断構造を明らかにするというマクロ的な問題関心にもとづく研究群である。この種の研究は早い時期から日本において強い関心を集めてきた。とくに多くの研究が

³⁾ この点に関しては、過去に転職を経験した者とそうでない者とを比較して「転職コスト」を算出することの問題について論じた樋口 (2001) に詳しい。

⁴⁾ ここでのデータの抽出方法は、日本ではたとえば「雇用動向調査」(厚生労働省)をもとに直近1年間における変化を調べる方法 (樋口 2001) や、「社会階層と社会階層調査」(SSM 調査研究会)での職業経歴情報から、転職の起こった時点を取り出すといった方法 (渡辺・佐藤 1999) がある。いずれにせよ、転職の前後の情報を得られる何らかのパネルデータが必要となる。

⁵⁾ また関連するが別の文脈から転職場面に注目してきたのが、Granovetter (1973) の「弱い紐帯の強さ」の議論に連なるソーシャル・ネットワークの効果に関する研究群である (Lin 1999; Mouw 2006)。日本でも転職における社会ネットワークの影響を検討する研究についてはある程度蓄積があるが (佐藤 1998; 石田 2009, 2011; 渡辺 2014; 福井 2017)、その効果について必ずしも知見は一貫していない。これらの研究は、ソーシャル・ネットワークが労働市場における地位達成にとっていかなる役割を果たしているのかという関心のもと、その具体的な場面として転職に着目している。それゆえ、職業経歴形成のなかで転職がいかなる役割を果たしているのか、転職を通じた地位獲得の機会がどの程度開かれているのかを関心とする本研究とはやや関心が異なるためここでは中心的に取り上げない。

扱ってきたのが企業規模によって作られる労働市場の二重構造である。その先駆的な研究である氏原 (1966) は、京浜工業地帯の工場調査から、労働者は同一工場にとどまる傾向があるという企業の封鎖性と、中小工場から大工場への移動は大工場から中小工場への移動とくらべて多いという移動の階層性があることを指摘した。ここで転職は移動の階層性がどの程度存在するかを検討するための題材として位置づけられる。これをうけて、転職場面における企業規模間移動のパターンからみて大企業／中小企業間（あるいは企業規模の情報を含む地位指標間）に移動の階層性が存在するかについて多くの研究がなされた (尾高 1984; 盛山ほか 1990; 尾嶋 1994; 渡辺・佐藤 1999; 渡邊 2011)。これらの研究は今日では正規雇用／非正規雇用間の移動障壁に関する問題にその中心を移しながら同様のアプローチで研究がなされている (太郎丸 2009; 中澤 2011; 渡邊 2011)。以上の研究は転職者における転職直前・直後での地位や賃金の変化を問題としている点で、転職を通じて得られる機会の構造を明らかにするにはより適切といえる。しかし短期的な変動のみでは、必ずしもキャリア形成にとっての転職経験の意味を十全に明らかにすることはできない。転職の直前・直後というのは長い個人の職業経歴のなかでの限られた期間に過ぎないからである。

3.3 転職後のキャリアの長期的な変化

そこで本研究が寄って立つのは、転職以後のキャリアを長期的に追跡することで、転職経験がキャリアに与える影響を長期的に捉えるという枠組みである。

キャリアの過程において個人の地位や享受する報酬は一定ではなく変化していく。この変化のプロセスを解明するために注目されたのが、ライフコースのなかで起こるイベントが個人あるいは彼（女）の属する世帯の社会的・経済的なライフチャンスにもたらす帰結を明らかにするというアプローチである (DiPrete 2002)。とりわけ個人や世帯の経済水準を大きく動揺させるイベントは「トリガー・イベント (Trigger Event)」 (DiPrete & McManus 2000) とよばれ、具体的には、失職あるいは失業 (Gangl 2006; Ehlert 2012)、離婚 (McManus & DiPrete 2001; Andreß & Hummelsheim ed. 2009) などがその例として挙げられる⁶⁾。トリガー・イベントの特徴は、所得や賃金を大きく動揺させるというのみならず、ここで生じた負の影響がその後も長期的に残り続け、ライフチャンスを損なうということにある。このようにイベントの帰結に着目しそれを長期的な視点からみるアプローチは、イベントが階層を生成する過程をよりダイレクトに捉えることを可能とする。

パネルデータの蓄積が進んでいる欧米諸国では、転職経験の長期的な影響に着目した研究は経済学、また近年は社会学においても取り組まれてきた。ここでは転職がその後の賃金にたいしてどの程度の影響をおよぼすか、それがどの程度の期間におよぶのか、どのような属性を持つ者においてその影響がより強いのかといった点が検討されてきた (Ruhm 1987; Keith & McWilliams 1997; DiPrete & McManus 2000; Bernhardt et al. 2001; Le Grand & Tåhlin 2002; Schmelzer 2012; Schmelzer & Veira-Ramos 2016)⁷⁾。転職のなかでも特にライフコー

⁶⁾ これら2つはトリガー・イベントの階層研究にとっても重要性を提起した DiPrete & McManus (2000) で取り上げられたものであるが、そのほかに疾病なども経済的な不安定性を高めるトリガー・イベントとして指摘されている (Western et al. 2012)。

⁷⁾ なお日本において関連する研究としては、(個人にとって) 2番目の勤務先における地位達成に着目した濱中・荻谷 (2000) がある。問題関心も学歴が初職と第2職のどちらでどの程度有効であるかという点にあってその

スに対して長期的に不利を残すのが、非自発的に（予期せずに）生じる解雇や倒産、失業を経た場合である。これら解雇や倒産、失業後、再就職時にはそれ以前と比べても賃金が低下するだけでなく、その際に低下した賃金もとの水準（軌跡）に戻るまでには数年以上の長い期間を要することが確認されている (Ruhm 1991; Jacobson et al. 1993a,b; Stevens 1997; Arulampalam 2001; Burda & Mertens 2001; Gregory & Jukes 2001; Gregg & Tominey 2005; Gangl 2006)。また賃金だけでなく、転職あるいは失業を経験することはその後の離職や失職、失業の発生確率を高め雇用の不安定性を高めることが示されている (Heckman & Borjas 1980; DiPrete 1981; Ellwood 1982; Farber 1994; Booth et al. 1999; Böheim & Taylor 2002; Luijkx & Wolbers 2009)。

このように本研究では転職経験を個人のライフチャンスを変動させ階層生成につながる契機として位置づけ、キャリアに対する帰結を長期的な視点から明らかにするという視座をとる。転職経験が階層生成に与えるインパクトは、職業経歴を長期的に測定することによってより適切に理解できると考えられるからである。これは転職に至る個人の動機という観点からみても適切である。転職に際して個人はたんに見かけの賃金や職場環境を前職と比較して転職先を選ぶわけではなく、長期的にみてよりよいキャリアを歩めるかどうかという点を鑑みて転職先を決めると考えられるからである。とくに日本は他の国とくらべても年齢や勤続年数による賃金上昇率が高く (小池 2005)、内部労働市場が強固であるという特徴も踏まえれば、企業のなかで高い地位に到達できるかどうか転職の成功を測るうえで重要となる。さらに転職によって新たに就いた仕事に定着し続けられるのかという安定性も重要である。企業にとどまり続けることによって企業のなかで高い地位や報酬を得る機会の拡大につながる。逆に雇用が不安定であることはそうした高い地位や報酬を得にくくするのみならず、社会的心理的なウェル・ビーイングをも悪化させることにつながる (Brand 2015)。階層生成の過程を捉えるにあたり、転職経験がキャリアに与える影響を長期的な視点で検討することこそが有益である。

4 キャリアを捉えるための指標と分析との対応

職業経歴はいつ企業を変えたか、いつ仕事を辞めて再度働き始めたかといった働く場や就業の有無およびその期間、変化のタイミングといった情報のみならず、ライフチャンスの違いを生み出す地位およびその変化に関する情報を含む。人びとがいかにしてある地位に配分されるのか／ある地位を獲得するのかを明らかにすることは階層生成の過程を捉えるうえで決定的に重要である。日本の労働市場では所得や賃金が単一の地位によっては決まらず、階層構造が多次元的であるとされる (鹿又 2001; 有田 2016)。そこでいかなる問題関心にもとづいていかなる地位指標を用いるのかをその都度明示することが必要である (盛山 1997)。

本研究でまず地位指標として使用するのは職業 (Occupation) である。職業は労働市場における分業を示す指標であるが、ここにはたんなる分業という水平的な違いのみならず、報酬、安定性、威信、権力などの垂直的な序列がともない、職業的地位の違いはライフチャンスの格差を帰結する (Blau & Duncan 1967; Hauser & Warren 1997; 長松 2018b)。第3章ではキャ

主軸は転職経験の効果にはない。また調査時点においてすでに2回以上転職を経験した者は分析から除外されており、転職の長期的効果を測定するという分析枠組みにはなっていない。

リアのなかでの職業分布がいかになら変わっていくのかを記述するとともに、転職を経た者がいかなる職業的地位に就くのかを検討する。

とはいえ職業ごとにその獲得の過程は異なっている。そこで第4章では職業のなかでもとくに管理職に着目して、転職を経験した者にとってキャリアにおける成功の機会が開かれるのか否かを検討する。管理職は多くの社会経済的資源を有するとともに、その獲得機会がキャリアの途上での参入に集中しているという特徴をもつ。転職の発生は若年期に集中するのに対して、管理職に就くタイミングは壮年期以降の遅い年齢段階に集中する。それゆえ、転職経験者が企業内での昇進競争 (Rosenbaum 1984) を勝ち抜いて内部労働市場において管理職を得るのか、それとも外部労働市場をつうじて管理職を得るのかは、日本の労働市場のもとで転職がキャリアに与える長期的な影響を捉えるに適した題材といえる。

ついで本研究で用いる地位指標が雇用形態、より具体的には正規雇用／非正規雇用の別である⁸⁾。第1章図1.5で示したとおり、1990年代後半以降非正規雇用者の比率は大きく上昇した。正規雇用と非正規雇用の間には賃金の多寡や雇用の安定性、福利厚生、昇進見込み、訓練機会の有無といったさまざまな面で格差が存在し、日本における階層構造を考えるうえで無視できない地位指標となってきた (佐藤 2008; 太郎丸 2009)。第5章では雇用形態を用いてキャリアを捉え、転職が短期的な正規／非正規雇用への移動、さらには長期的にみて転職を経験した者は正規雇用の地位を安定的に保持できるか、非正規雇用から正規雇用へと移るチャンスがあるのかについて分析する。

以上の地位指標のほか、雇用の安定性もキャリアの一側面として重要である。転職を通じて入社した企業に定着するのかそれともさらに離転職を繰り返すのかは、内部労働市場でより高い地位や報酬を得るうえで重要である。実際、解雇や失業が賃金を引き下げる効果が持続する原因の1つとして、その後を繰り返す何度も転職することがあると指摘されている (Stevens 1997; Arulampalam 2001; Burda & Mertens 2001)。それゆえ第6章では転職がその後の離職率を高め、離転職を繰り返すことにつながるのかという観点から、転職経験がその後の離職率に与える影響を検証する⁹⁾。

以上の検討を経たうえで、転職がキャリアにおよぼす帰結を経済的な側面から捉えるうえで、賃金への長期的な影響に注目する。賃金は労働から得られる報酬として最も重要な指標であり、その多寡はリスクに対する対応力の違いや社会における希少財へのアクセスを容易にする。転職、さらには転職による地位の変化が賃金といかに関連するのかについては、第7章で検討する。以上のように複数の指標によってキャリアを捉えることで、労働市場の長期的な変化のなかで転職経験が階層生成にとっていかなる意味を持つのかを明らかにする。

⁸⁾ 本研究において非正規雇用とは客観的な雇用契約ではなく呼称により把握されるものを指す。呼称による把握と雇用契約 (有期, 無期) による把握の違いについては有田 (2016), 神林 (2017), 玄田 (2017) 等を参照のこと。

⁹⁾ 以上のような地位や雇用の安定性は労働市場から退出したあとのウェルビーイングをも左右する。実際、現役期により高い職業的地位に到達したり、同じ企業で継続して働き続けている場合、高齢期により高い所得や資産を享受できることが示されている (麦山 2018b)。

5 転職経験の効果の異質性

5.1 マクロな視点：時代・コーホートによる転職の意味の変化

本章 2 節で述べたとおり、時代やコーホートによる変化は社会変動のなかでの社会階層の生成、あるいは構造の再生産・変動を捉えるうえで基本的かつ重要である。第 1 章でも確認したとおり、日本の労働市場は戦後大きく変化してきた。ポスト工業化と呼ばれるように職業分布は戦後大きく変化した。1990 年代後半以降は経済成長が停滞し、それと並行して非正規雇用者が急増した。さらに女性就業率の上昇、それらと並行した女性の就業を促進する諸制度も整備されてきた。以上の労働市場をめぐる変化を背景として、転職を通じた機会がどの程度変わってきたのかは検討すべき課題である。

そこで本研究ではコーホートおよび時代によって転職経験の効果がいかに変化したのかという点に注意を払いながら分析する。本研究ではコーホートに着目するといったとき、断りのない限りははじめて労働市場に参入した時点のコーホート（初職入職年）を指すものとする。コーホートを初職入職年によって区分する理由は、世代効果に関する研究が示すように（黒澤・玄田 2001; 太田ほか 2007; Genda et al. 2010）、同時代に労働市場に参入した者は同じマクロな社会経済状況を享受し、その後のキャリアが異なったものになると考えられるからである。コーホートと時代、いずれによって変化が駆動されているかは扱う問題あるいはデータの制約によって異なってくる。ここで重要なのは、本研究においてコーホートまたは時代による変化を明らかにすることは、社会変動の一端を捉えるというモチベーションにもとづくということである。

5.2 ミクロな視点：転職者内の多様性

本研究では先に述べた時代あるいはコーホートによる転職経験の効果の違いというマクロ的な視点に加えて、誰がいかにして転職するのかというミクロ的な視点にも着目して、転職経験がキャリアに与える影響がどのように異なるかについても検討する。より具体的には、(1) いかなる属性を持つ者が転職したのかという属性（性別、年齢、学歴）による違いと、(2) どのような経緯で転職に至ったのか（過去の転職回数、前職の離職理由、新たな職場への入職経路など）という 2 点である。潜在的には転職の結果に違いをもたらさうる要因は無数にあり、どのような地位指標を従属変数とするのかによっても、属性や転職の経緯の影響は異なってくる。したがってそれぞれ分析では理論的な妥当性やデータの制約などの条件のもとで、限定的にいくつかの要因についてのみ分析することとなる。

ただし、本研究で最も注意して扱う属性である性別についてはここでその理由を説明しておくべきであろう。日本は先進諸国のなかでも際立って労働市場における男女間格差が大きい国であることはよく知られている。転職がキャリアに与える影響という面でも、男女の違いを考慮して分析することが必須と考えられる。その理由は以下の 2 点である。第 1 に、個人にとっての転職の意味が男女で大きく異なっている。この点はマクロな統計からも確認できる。表 2.1 には、就業構造基本調査（厚生労働省）より得た、直近 1 年間に離職した者について前職の離職理由を尋ねた回答を年齢階級および男女別に集計した結果を示した。いずれの年齢層

においても「その他」が多く解釈には注意が必要であるが、男女間での最も大きな違いは、男性では若年壮年期において「結婚のため」「出産・育児のため」といった家庭の理由による離職がほとんど見られないのに対して、女性ではこれらが非常に大きな割合を占めている点にある。このために、第3章でも確認するように、女性における転職経験は男性と比べてもより頻繁に起こるイベントとなる。以前の職場を離れ新たな職場で仕事に就くという意味で同じ転職といっても、その内実は男性と比べると女性でより多様であり、この違いに注意したうえで分析や解釈を進める必要がある。

表 2.1 年齢階級別・前職離職理由の内訳

[A] 男性							
	15-24歳	25-34歳	35-44歳	45-54歳	55-64歳	65歳以上	合計
会社倒産・事業所閉鎖のため	2.4	4.8	9.0	9.4	6.6	5.3	6.2
人員整理・勧奨退職のため	2.6	4.3	7.8	15.7	9.4	3.6	7.2
事業不振や先行き不安のため	3.6	7.3	10.2	9.5	3.5	3.0	6.2
定年のため	0.0	0.0	0.0	0.8	37.3	24.9	10.5
雇用契約の満了のため	6.1	8.4	7.5	8.0	9.7	19.9	9.9
収入が少なかったため	12.0	10.7	8.7	8.2	2.3	1.0	7.2
労働条件が悪かったため	16.5	16.8	13.9	10.6	3.4	1.2	10.4
結婚のため	1.1	0.7	0.3	0.0	0.0	0.0	0.3
出産・育児のため	0.0	0.3	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1
介護・看護のため	0.0	0.2	0.4	1.7	1.7	0.7	0.8
病気・高齢のため	2.7	4.0	6.0	7.0	8.4	24.4	8.8
自分に向かない仕事だった	14.0	8.5	5.7	3.8	1.9	1.0	5.8
一時的についた仕事だから	13.4	7.7	3.5	2.3	1.4	2.3	5.1
家族の転職・転勤ほか	0.5	0.6	0.7	0.6	0.2	0.1	0.4
その他	25.0	25.7	26.2	22.4	14.1	12.6	21.0

[B] 女性							
	15-24歳	25-34歳	35-44歳	45-54歳	55-64歳	65歳以上	合計
会社倒産・事業所閉鎖のため	2.2	3.2	5.6	7.3	9.3	6.6	5.7
人員整理・勧奨退職のため	1.7	2.1	3.4	6.2	5.9	4.0	3.9
事業不振や先行き不安のため	2.3	2.7	2.6	3.2	2.1	2.1	2.5
定年のため	0.0	0.0	0.0	0.0	16.4	19.4	6.0
雇用契約の満了のため	5.9	8.6	10.8	11.6	8.8	10.5	9.3
収入が少なかったため	7.8	5.1	6.1	5.8	2.5	1.3	4.8
労働条件が悪かったため	14.4	10.5	9.7	10.0	4.2	1.4	8.4
結婚のため	4.2	10.9	7.8	3.1	0.2	0.1	4.4
出産・育児のため	8.1	20.6	16.4	3.1	0.4	0.1	8.1
介護・看護のため	0.3	0.4	1.6	5.0	7.3	5.1	3.3
病気・高齢のため	4.9	4.0	4.6	7.6	12.7	32.4	11.0
自分に向かない仕事だった	9.8	4.8	4.4	5.0	2.6	0.3	4.5
一時的についた仕事だから	12.0	4.8	4.0	3.6	2.0	1.2	4.6
家族の転職・転勤ほか	0.5	2.2	3.3	3.0	1.3	0.3	1.8
その他	26.0	20.3	20.0	25.5	24.2	15.2	21.9

出所) 2012年就業構造基本調査(厚生労働省)。

注) 値は%を示す。在学者は集計から除外している。

第2に、地位の分布さらにはその内部構成が男女で異なっている。雇用形態に関してはいうまでもなく女性の非正規雇用比率は男性と比べてはるかに高いうえ、女性の場合は非正規雇用の大部分はパートタイマーであり、家事や育児の都合から「自発的に」非正規雇用を選択して

いる者も少なくない¹⁰⁾。職業に関しても、性別職域分離として知られるように男女で職業の分布は異なるほか (Brinton & Ngo 1993; Shirahase & Ishida 1994; Charles & Grusky 2004; 山口 2017), たとえば同じ専門技術職といっても男性は技術者や医師, 弁護士等の社会経済的地位の高い職業に就く者が多い一方で, 女性は看護師, 保育士, 教員といった社会経済的地位の低い職業に集中しており, 職業カテゴリ内の構成も同一でない (山口 2017)。以上の点から, 転職とキャリアの関係を考慮するにあたり, 男女差を十分考慮に入れて分析を展開する。

6 データと方法

以上の分析枠組みを踏まえたうえで分析を行うために必要となるのは, 同一個人について複数時点 (長期) の地位およびその変化に関する情報を含んだ職業経歴データである。この条件を満たすデータとして本研究の分析では以下の2つの調査データを使用する。

6.1 社会階層と社会移動調査

分析に使用するデータの第1が, 1995年, 2005年, 2015年の社会階層と社会移動全国調査 (以下, SSM1995, SSM2005, SSM2015) のデータである。本調査は1955年より10年おきに実施されている日本の社会学, 社会階層研究を代表するデータである。開始当初は男性のみを対象としていたが, 1985年より女性も調査対象に含まれるようになった。本研究では男女いずれも分析の対象とするため, 1985年以降の調査を使用すべきである。ただし1985年調査は1995年以降の調査とは職業のコーディングが異なる, 1995年以降とは管理職の定義が異なる (1995年SSM調査研究会1996) といった点で1995年以降の調査と単純に合併することは難しいと判断したため, 1995年以降の調査データのみを使用することとする。各年調査の細かな設計については表2.2を参照されたい。

表 2.2 SSM1995–2015 の調査設計

	SSM1995	SSM2005	SSM2015
調査対象	1994年12月末時点で満20–69歳の有権者	2005年9月末時点で満20–69歳の男女	2014年12月末時点で20–79歳の日本国籍をもつ男女
調査時期	1995年10–11月	2005年11月–2006年4月	2015年1月–2015年7月
標本抽出	全国336地点から層化二段確率比例抽出	全国1010地点から層化二段確率比例抽出	全国800地点から層化二段確率比例抽出
有効回収数	2653	5742	7817
有効回収率	65.8%	44.1%	50.1%

出所) 調査の詳細に関する出所は以下のとおり。SSM1995: SSJDA Direct (2018年8月17日閲覧, <https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=0763>)。SSM2005: SSJDA Direct (2018年8月17日閲覧, <https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=0764>)。SSM2015: 白波瀬 (2018)。

注) SSM1995に関しては, 職業経歴情報を収集したA票についての有効回収数および有効回収率を表示している。

本調査の最大のメリットは, 回答者に対して調査時現在に至るまでの職業経歴を切れ目なく収集している点にある。加えていずれの調査も比較可能なように質問項目や調査実施方法が揃

¹⁰⁾ もちろん短時間労働者を含む非正規雇用の賃金が不当に低く抑えられているという条件のもとでは, 自発的にパートタイマーを選ぶことが労働市場で低い地位に留め置かれることと結びつくという差別的な構造が存在することは忘れてはならない (大沢真理 1993)。

えられているため、複数時点の調査データを合併することでより多くのサンプルサイズを確保し、コーホートごとの変化、時代による変化をより精確に明らかにすることが可能である。

分析にあたっては、回顧的に収集した経歴情報をもとに、パーソン・イヤー・データを作成する¹¹⁾。各個人は初職入職時から調査時点に至るまでの年数分だけの観察時点をもつ（パネル構造をもつ）データへと加工される。本データを使用することで、初職に参入してから調査時点までいかなるキャリアを歩んだのか、転職を経験する以前、以後にはどのようなキャリアを歩んだのか、といった情報を得ることができ、個人の変化についての分析が可能となる。

より具体的な手続きは以下のとおりである。SSM 調査においては、勤務先（従業先）、従業上の地位、役職、仕事内容等についてその内容が記録され、このいずれかが変化するたびに、再度その変化を踏まえてこれらの情報およびその変化が生じた年齢が記録される。これを職歴段とよぶ。本研究ではパーソン・イヤーを作成するにあたり、以下の2つのルールにしたがった。第1に、職歴段を更新するタイミングは、常に開始年齢を優先する。例えば22歳に初職に入職し（職歴1）、28歳で新しい勤務先に移り（職歴2）、調査時点で30歳の個人は、22-27歳は職歴1、28-30歳は職歴2の情報をもとにデータを作成する。第2に、同一年齢時に複数の職歴段が記録されている場合、最も新しい職歴段の情報を反映する。SSM 調査において職歴段に記録される情報は原則として1年単位であり、1年に満たない職歴は聴取しない。しかし実際にはなるべく多くの情報を残すために1年に満たない職歴を残している場合がある。例えば18歳に初職に販売職として入職し（職歴1）、21歳で事務職として新しい勤務先に移り（職歴2）、再度21歳で販売職として新しい勤務先に移り（職歴3）、調査時点で23歳の個人は、18-20歳は職歴1、21-23歳は職歴3の情報をもとにデータを作成する¹²⁾。

6.2 東大社研・若年壮年パネル調査

分析に使用するデータの第2が、東大社研・若年壮年パネル調査（以下、JLPS）である。東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトにより2007年から毎年継続的に実施されているパネル調査である。本調査は2007年時点で20-34歳の者を母集団とする若年パネル調査と、2007年時点で35-40歳の者を母集団とする壮年パネル調査の2つの調査データからなるが、対象年齢を除いてはすべて調査設計は統一されており、合併して1つのデータセットとして扱うことができるようになっている。本研究においてもこれらの調査データは合併して用いる。調査は各年1-3月（2007年のみ1-4月）にかけて実施され、全国271地点から層化二段無作為抽出法により抽出された対象者に対して、郵送調査・訪問回収によりデータを収集している。うち本研究で用いるのは、2007年調査に回答したサンプル（サンプルサイズは4800、

¹¹⁾ この種のデータの作成方法については保田(2008)が参考になる。

¹²⁾ 分析においては、初職入職コーホートや年に関する情報をもとにサンプルを限定したり完全失業率などの変数を作成することがある。このときの方法について注記する。本文中で述べたとおり職業経歴情報は対象者の年齢にもとづき収集されている。それゆえ、職業経歴から作成された年齢と西暦とを対応させる際には問題が生じる。初職入職年齢とそれが西暦何年に生じたのかという対応関係を考えてみよう。出生年月と初職入職年齢がわかっていたとしても、何年に入職したのかは正確にはわからない。なぜなら、たとえば1967年6月生まれで18歳で初職に入職した者は、1985年6月-1986年6月の期間のどこかで入職していることがわかるのみであって、これが1985年か1986年かは正確に特定できないからである。そこで本研究では、すべての入職（職歴段の変化）は4月1日に起こると想定し、データの作成に際して4-12月生まれであれば（出生年+初職入職年齢+1）を、1-3月生まれであれば（出生年+初職入職年齢）をそれぞれ初職入職年とし、以降年齢と時代は調査時点に至るまで1ずつ増えていくようにする。

wave 1 時点の有効回収率は若年調査で 34.5%, 壮年調査で 40.4%) である。なお各 wave 毎の回収率等の詳細については、石田 (2017a) に詳しい。

本調査はパネル調査であるので、やはり同一個人について転職以前のキャリアと転職後のキャリアを比較した分析を行うことができる。SSM と比べた JLPS の大きなメリットは、回顧的な収集が難しい賃金に関する時系列的な情報を得ることができる点にある¹³⁾。この点は SSM では難しい¹⁴⁾。賃金についての情報を聴取しているのは 2008 年からであるため、分析に際しては 2008–2017 年のデータを使用する。本調査は SSM と比べると新しい調査データであるため、長いスパンでの時代的な変化に関する分析は不可能であるが、SSM の分析から確認される転職による地位の変化、雇用の不安定性の変化が労働から得られる報酬にいかん反映し、経済的な格差を生み出すのかというメカニズムを明らかにするうえで本調査の分析は重要である。

分析に際しては SSM 調査と同様に、パーソン・イヤー・データを作成する。JLPS は 1 年に 1 度の観察を行うパネル調査であるので、各年の調査がそれぞれ 1 年分の観察となり、データの作成については SSM よりも容易である。

6.3 データから捕捉可能な母集団

以上 SSM1995–2015 および JLPS2007–2017 から作成したパーソン・イヤー・データより捕捉可能な母集団の範囲を図 2.2 に示した。左上、右上のパネルは縦軸に年齢、横軸に時代をとった図であり、斜めにたどっていくことで出生コーホートを追跡できる。左下、右下のパネルは縦軸に出生年、横軸にコーホートをとった図であり、横にたどっていくことで年齢の変化を追跡できる。すべての調査がそうであるが、両調査データですべての時代のすべての年齢の者を捕捉できるわけではない。古い時代については高い年齢あるいは新しいコーホートの者の状況について知ることはできない。またより新しいコーホートについては、若い年齢までの職歴しか捕捉することはできない。こうした限界があるため、いかなる母集団を想定して分析するのかについてはその都度注意する必要がある。回顧データであるという制約はあるものの SSM1995–2015 の捕捉する時代、コーホート、年齢の範囲は広い。さらに個人の変化を追跡できる調査データは日本においては他になく、きわめて貴重である。第 3–6 章ではその利点を活かして、コーホートによる変化あるいは時代による変化を考慮した分析を行う。JLPS は先に述べたとおり捕捉できる範囲については SSM と比べると限られている。とはいえ現時点で賃金の変化について知ることができるという点、さらに転職が相対的に多い若年壮年期について豊富なサンプルサイズを備えているという点では貴重なデータである。

¹³⁾ 賃金に関する分析は、データの制約により、対象となる時代は 2000 年代後半以降に限られる。しかしその限界があってもなお、賃金は労働市場から得られる報酬としてもっとも代表的な指標であり格差を捉えるうえで重要な指標であるため、分析に含めることにした。

¹⁴⁾ なお SSM では従業上の地位、職業、産業、企業規模、勤続年数といった賃金を決めるうえで重要な変数を聴取しているため、これをもとに所得を予測して変数として用いることはできる (Lefranc et al. 2014; 有田 2018)。しかしこれはあくまで次善の策である。いかによい予測式を立てたとしても決定係数は 0.5 程度に留まり、誤差の大きい指標である。また SSM2005 では転職時の賃金変化について聴取しておりこの項目を用いた研究もある (林 2008, 2011; 佐藤・林 2011) が、あくまで回顧的に変化したかどうかを尋ねたものであり実測値ではないこと、さらに転職の前後で無業期間があった場合には賃金の変化を聴取していないため、本研究の関心にとって不十分である。以上の理由から本研究では転職と賃金の関係については SSM でなく JLPS を使用する。

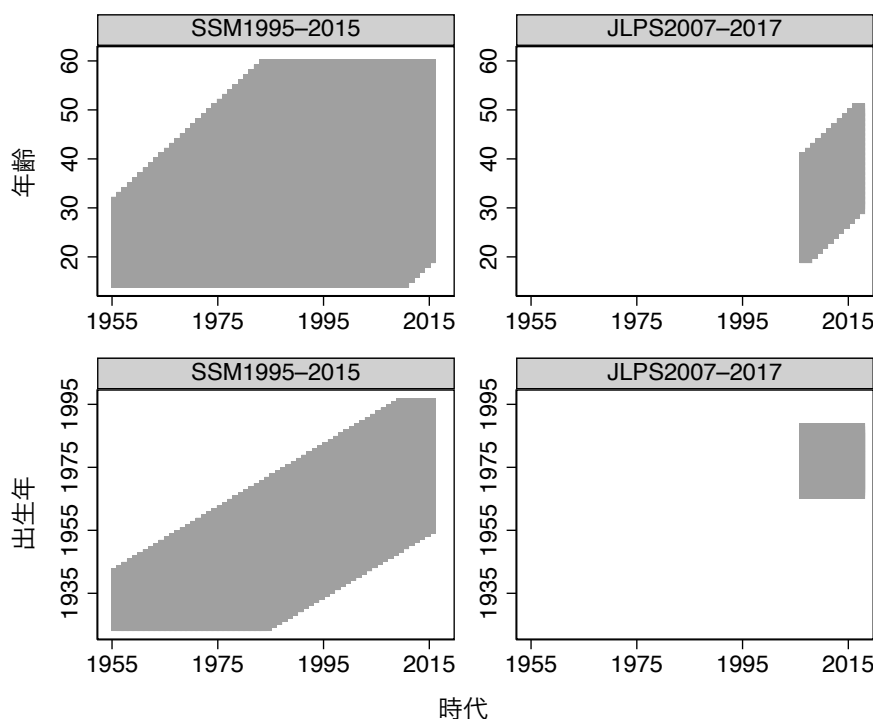


図 2.2 SSM および JLPS から捕捉可能な母集団

注) SSM1995-2015 については 15 歳以上 60 歳未満, 1956 年以降の時代で範囲を示している。

6.4 転職の捕捉についての注意点

以上のデータを使用して転職を捉えるにあたり, 細かいところで 2 点注意すべき点がある。第 1 に, 出向・転籍による勤務先の変化である。出向あるいは転籍は 1960 年代前半より大企業を中心として普及しはじめ, 系列企業への移動によって企業内の雇用調整を行う手段として用いられるようになった (稲上 2003)。出向と転籍はいずれも勤務先は変わるものの, 出向は出向元の企業との雇用契約が継続しているのに対して, 転籍は雇用契約は転籍先の企業に移るという点で異なる。したがってさきの定義に厳密にしたがうのであれば出向は転職でなく, 転籍は転職でないといふべきではない。しかし実際にはこれらを勤務先の変化として捉えるかどうかは回答者の主観に依存しており, 本研究で使用するデータ上では区別できない。とはいえ全体の転職のうちで出向・転籍が占める割合はさほど小さくなく (労働政策研究・研修機構 2016), また出向・転籍が起こるのは主としてかなり高い年齢 (労働政策研究・研修機構 2012) であるから, これらが本研究全体の結論にもたらす影響は限定的と想定している。

第 2 に, 企業の合併や分社化などによって勤務先が変わった場合, 名目上の雇用先は変化しているといえるが実質的には本人が移動しているわけではないため, 時点 t と $t+1$ の勤務先は同一とみなす。たとえば SSM2005, 2015 では勤務先の変化 (従業先変化) が起こったときに前職の離職理由を尋ねており, それが先に述べたような移動の場合には離職理由に「会社内移動」が記録される。この場合, 本人は企業間移動, あるいは後に述べるように転職を経験した者とはみなさない。SSM1995 では前職離職理由を尋ねていないためこのような場合は企業

外移動あるいは転職とみなされ、転職率を過大に推計したり、転職経験の効果に歪みを生じさせるおそれがある。とはいえ SSM1995 のサンプルサイズは SSM2005 や SSM2015 とくらべるときほど大きくなく、さらに民営化や合併が頻繁に起こった 1990 年代後半以降をカバーしていないため、この処理が全体におよぼすバイアスはさほど大きくないとみてよいだろう。念のため SSM1995 を使用した第 3-5 章では SSM2005, 2015 のみを用いた分析も行ったが、得られる結論に大きな違いはなかったことを記しておく。

7 小括

本章の内容をまとめる。本章ではまず社会変動をみるうえで基本的な視点について確認するとともに、そのなかで職業経歴をみるのがいかなる意味を持っているのかを改めて確認した。

日本の労働市場を対象として転職とキャリアの関係を検討した先行研究をレビューした。その結果、先行研究では調査時点からみた過去の転職経験の影響や、転職の直前・直後での短期的な変化について検討がなされてきた一方で、転職がその後のキャリアにあたえる長期的な影響については、それが階層生成過程を明らかにするうえできわめて重要であるにもかかわらず、未解決の課題として残されていることを確認した。そこで本研究の分析枠組みを、転職以後のキャリアを長期的に追跡することによって、転職経験の影響を長期的に捉えるということに設定した。

キャリアへの影響を明らかにするには、何をもちてキャリアとみるのかを特定化する必要がある。そこで本研究では階層構造を捉えるうえで重要な地位指標となる職業と雇用形態、さらにライフチャンス左右するキャリアの側面としての雇用の安定性、キャリアの帰結の反映として経済的な報酬としての賃金に着目することを述べた。

労働市場の変化のなかで転職のもつ意味は変わっているのか。ここでまず注目すべきが時代やコーホートによって転職経験がその後のキャリアにおよぼす影響が変わったのか否かというマクロ的な視点である。さらにひとくちに転職といってもその内実は多様であるため、ミクロ的な視点から、転職者の属性および転職に至る経緯に着目する必要があることを述べた。

最後に分析で使用する調査データである SSM および JLPS の特徴について述べた。これらはいずれも転職以前、転職以後の職業経歴に関する情報を含んでおり、転職を経験することによる変化を明らかにするという本研究の関心に合致するデータである。次章以降では本データを用い、ここで述べた分析枠組みにしたがって分析を展開する。

第3章

転職からみた職業キャリアとその 趨勢

1 序論

1.1 転職を通して職業キャリアをみる

階層構造の維持変容過程を明らかにするうえで、個人のキャリアがいかに形成されるのかを検討することは重要である。キャリアを通じた職業選択は決して自由に行われるわけではなく、労働市場の構造的な制約のもとにある (Sørensen & Kalleberg 1981; Rosenfeld 1992; Kerckhoff 1995)。個人の歩むキャリアの集積は、マクロな階層構造の維持・変容に寄与する (Kurz & Müller 1987)。本章では転職に着目して、労働市場の構造が人びとのキャリアを水路づけ階層構造を生成する過程の一端を解明する。転職は個人にとっては企業の壁を越え社会的な位置を変化させる社会移動の1つとして位置づけられる。転職によってその後のキャリアでいかなる地位へとアクセスできるのか？転職からキャリア形成について分析することを通して、企業によって区切られた労働市場という制約がキャリアをいかに水路づけ、階層生成に寄与しているかを明らかにすることができる。

産業社会において階層構造を捉えるにあたり多くの研究が依拠してきた地位指標が、労働市場における分業を示す職業 (Occupation) である (Blau & Duncan 1967; Hauser & Warren 1997; 長松 2018b)。職業間には分業という意味での水平的な違いのみならず、報酬、安定性、威信、権力などといった垂直的な序列が存在し、職業的地位の違いはライフチャンスの格差に直結する。それゆえ、職業に着目してキャリアを捉えることは、階層構造がいかに生成するかを明らかにするうえで重要である。以下本章では職業 (Occupation) の履歴によって操作化される仕事の経歴を指して、職業キャリアとよぶ。

転職と職業キャリアの関係およびその趨勢を検討するにあたって、日本の労働市場のもつ重要な特徴は、新規学卒一括採用とその後の長期雇用にある。労働者は企業内のラダーを登ることによって職業的地位を上昇させる一方で、企業を越えてより良い地位を得る機会は限定的であり、転職によって職業キャリアを好転させることは難しいと考えられてきた。1990年代後半以降雇用の流動化が指摘されるなかにあつて日本の雇用慣行は総じて安定的であり、勤続年数や離職率の趨勢を検討した研究は、大企業の正社員を中心とする長期雇用の慣行は大きく変

化していないと評価してきた (平田 2002; Nakazawa 2008; Ono 2010; Yu 2010; Kawaguchi & Ueno 2013; Kambayashi & Kato 2017). しかしながら個人のキャリアからみて転職がいかなる意味を持っているのかという点については十分に検討されておらず, 転職は個人のキャリアを好転させるのか, それとも不利にするのかという問題については満足な回答は得られていない. さらに時代的な変化についても, 1990 年代以降の経済停滞にともなう失業率の上昇や雇用の不安定化のなかで, よりよい職業キャリアを歩む契機として転職に関心が集まり, とくに若年層の離転職の増加傾向あるいは勤続年数の短期化については検討されてきたものの, 転職という外部労働市場を通じたキャリア形成のチャンスが変化したのか否かは十分に明らかにされていない.

そこで本章では, 職業キャリアを歩んでいるのか, またそのなかで転職を経験することがどのような意味を持っているのかをコーホートによる変化を考慮しながら確認する. より具体的には, 高度成長期から低成長期までを含む 1956–2005 年という 50 年間に労働市場に新規参入したコーホートを対象として, 以下の 3 点を検討する. 第 1 に, 年齢にしたがって人びとの職業はどのように変化していくのか? 第 2 に, 人びとはいつ, なぜ転職を経験し, その結果キャリアの過程で転職を経験する者はどの程度いるのか? 第 3 に, 転職することはその後の職業キャリアをいかに変化させるのか? これらの検討を通して, 人びとのキャリア形成およびそのなかでの転職の意味についての全体像をつかむことが本章の目的である. 以下本章においてたんにコーホートというときには, 学校教育を終えて最初に労働市場に参入した年によるグループ (初職入職コーホート) を指す.

1.2 職業の操作化

職業キャリアを分析するにあたり, 職業をいかに操作化すべきだろうか. 近年, ライフコース的な枠組みにもとづいて個人の地位をある一時点の職業でなく経歴あるいは軌跡として捉え, その経歴がいかに形成されるのかが検討されている (Miech et al. 2003; Steijn et al. 2006; Barone et al. 2011; Härkönen & Bihagen 2011; Wolbers et al. 2011; Schulz & Maas 2012; Manzoni et al. 2014; Härkönen et al. 2016). さらにライフコースにおけるイベント (たとえば解雇 (Lippmann & Rosenthal 2008) や出産・育児 (Abendroth et al. 2014; Kahn et al. 2014) など) がその軌跡をいかに変化させるかについても研究がなされている. これらの研究はいずれも職業を ISEI (Ganzeboom et al. 1992) や SIOPS (Treiman 1977) といった連続的な尺度によって操作化する¹⁾²⁾.

しかし, 連続的な尺度を用いる場合, その平均値等の要約指標を用いて集団の平均的な傾向を簡易に示すことができる一方で, 全体の職業分布がいかに変化しているのかというマクロな構造は見えにくくなるという欠点がある. 結果として, 分析の結論を過度に単純化するおそれがある (Hendrickx & Ganzeboom 1998). とくに本研究の目的は転職がいかに人びとのキャ

¹⁾ 例外として, キャリアにおける階級所属のパターンを系列分析により類型化しその規定要因を分析した Bukodi et al. (2016), 同研究を日本に応用した研究である胡中 (2018) がある. ただしこれらの研究はいずれも入職以前に決定する属性 (出身階級および教育水準) がキャリアのパターンをどの程度決めるかを問題としており, 労働市場の構造と階層生成過程の関係を明らかにすることが目的である本章とは関心が異なる.

²⁾ 連続的な尺度を用いた職業の操作化の方法は多岐にわたる. 詳しいレビューとして長松 (2018b) を参照のこと.

リアを変化させ、それがマクロな階層構造へと反映しているのかを明らかにすることにあるため、連続尺度のもつ欠点はとくに問題である。加えて時代的な職業構造の変化を捉えるうえでも連続的な尺度には問題がある。ポスト工業化 (Bell 1973=1975; Esping-Andersen eds. 1993) 以降の職業構造の変化は、たんに低スキルの職業から高スキルの職業へのアップグレードというだけでなく、サービス職業の拡大に代表される低スキルの職業の拡大という二極化傾向をとまなっている (Oesch & Menés 2011; Autor & Dorn 2013)³⁾。こうした職業構造の質的な変化は、少なくとも先に述べたように階層研究で広く用いられてきた社会経済指標のような連続的な尺度には十分に反映されない。そこで本章では職業をカテゴリカルな尺度によって操作化し、転職と職業キャリアの関係を検討する。

1.3 男女の比較分析

さらに本章では、男女でサンプルを分けて分析する。転職が職業キャリアに与える影響は男女で異なると考えられるからである。その理由は以下2点である。第1に、雇用主側からみて、キャリアにおける転職の意味が男女で異なっている。男性被雇用者は雇用主より企業の中核的な成員として長く勤続することを期待され、企業内での地位獲得機会が開かれている。長く勤続を続ける初職継続者は優先的に高い地位へと配分される一方で、転職経験者は高い地位を獲得できず下層ホワイトカラーやブルーカラーなどに滞留すると考えられる。対して女性被雇用者は結婚や出産、育児をきっかけに離職を余儀なくされ、企業内での地位獲得機会も閉じられている。雇用主は主として結婚出産期に就業を中断した年齢の高い女性労働者を周辺的な労働力として非熟練職などの需要を満たすために活用する (ホーン川嶋 1985)。その結果、女性においては転職によって周辺的な職業への流入が起こると考えられる。

第2に、職業の分布、さらには職業内の構成が男女で異なっている。性別職業分離として知られるように男女で職業の分布は異なる。さらに同じ専門技術職といっても、男性は技術者や医師、弁護士等の社会経済的地位の高い職業に就く者が多い一方で、女性は看護師、保育士、教員といった社会経済的地位の低い職業に集中しており、職業内の構成は同一でない (山口 2017)。また男性被雇用者は企業内で地位を上昇させ管理職に昇進する機会を享受できるが、女性被雇用者にとってその機会は閉じられている (村尾 2003; 木本 2003; 山口 2014)。とくに高い年齢段階において男女間の職業分離は拡大する (Brinton 1993; Brinton & Ngo 1993)。以上の男女差があるために、転職と職業キャリアの関係を検討するにあたり男女を別々に分析する必要がある。

1.4 本章の構成

本章は以下のとおり構成される。第2節では分析方法および使用データ、さらに2つの分析において共通する、従属変数の定義について述べる。第3節ではコーホートを比較しながら、本章の3つの検討課題に対応して分析を展開し、転職経験と職業キャリアの全体像を示す。第4節では得られた結果をまとめ議論を展開するとともに、本章の分析を踏まえて、次章以降の

³⁾ この傾向は仕事の二極化 (Job polarization) と称される。日本においても、欧米諸国とくらべてそのペースは遅いものの、仕事の二極化が進みつつあることが指摘されている (Ikenaga & Kambayashi 2016)。

位置づけを明確化する。

2 方法

分析に使用するデータは 1995, 2005, 2015 年 SSM 調査 (以下, SSM1995–2015 と表記) である。データの詳細は第 2 章を参照されたい。分析に際しては各時点の調査で収集された職業経歴情報よりパーソン・イヤー形式のデータを作成する。分析対象は 1956–2005 年に初職に入職した者とする⁴⁾。各個人は学校教育終了後初職に入職してからサンプルに含まれる。観察期間は 15–54 歳の期間とする。職業または従業上の地位に欠損のあるパーソン・イヤーは分析から除外する。

変数に関して、ここでは職業についてのみ述べ、残りの変数は分析のなかで適宜補足する。本章で使用する職業カテゴリは、労働過程における分業を反映して、SSM 職業小分類をもとに専門技術、管理、事務、販売、サービス、熟練マニュアル、半非熟練マニュアル、農業の 8 カテゴリを作成したうえで、半非熟練マニュアルと農業を合併した計 7 カテゴリである。このカテゴリの特徴について 3 点説明する。第 1 に本分類の SSM 標準職業分類と異なる点として、サービス職を熟練ブルー、半非熟練ブルーから分離していることが挙げられる。サービス職は専門技術職とならび、ポスト工業化 (Bell 1973=1975; Esping-Andersen eds. 1993) のなかで拡大した職業である。とくに女性の職業を問題とする場合、いまやサービス職はマニュアル職よりも大きなカテゴリである。工場などでの大量雇用が行われることも多いマニュアル職と比べて、サービス職は概して小規模な企業で柔軟な労働供給を求められ、職業遂行に必要とされるスキルの質も異なっている⁵⁾。そこで本章は職業キャリアのなかでサービス職がどのような位置づけを持っているのかを探るという意味も含めてサービス職を別のカテゴリとして設けている。第 2 に、農業を半非熟練マニュアルと合併しているのは、本研究が対象とする被雇用者において農業従事者が極めて少ないためである。第 3 に、複数年の調査データの合併に際して、管理職コードの修正を行う。具体的には、企業規模が 30 人以上、かつ役職が課長以上、かつ職業が専門技術職でない者についてはこれを管理職へとコードした。この詳細および、小分類と本章で使用する分類との対応に関しては巻末補足 B を参照されたい。

3 分析結果

3.1 コーホートごとの特徴：高学歴化

分析に先立ち、本章の分析対象となるコーホートがどのような特徴を持つ集団であるのかを、学歴に着目してみよう。1956–2005 年のコーホートを 10 年ごとに区切って学歴分布を示したのが表 3.1 である。本研究ではこれ以降この 10 年ごとの区切りおよび、学歴の区分を踏襲する。この 50 年間で男女ともに高学歴化が進行した。1956–1965 年、1966–1975 年、

4) データの特性上、より新しいコーホートについてはより短い期間しかキャリアを観察することができないため、問題関心によっては不適切である場合がある。その場合は新しいコーホートを除外して一部のコーホートのみを用いて分析する。

5) サービス職のもつ階層的な特徴については Esping-Andersen eds. (1993) や Oesch & Menés (2011)、日本における研究として長松 (2018a) がある。

1976–1985年コーホートにかけて男女ともほとんどの者が高校以上の学歴を持つようになり、男性は大学大学院卒、女性は大学大学院卒に加えて短大（ごく一部の高専を含む）卒の増加によって高等学歴を有する者も30%を越えた。1976–1985年、1986–1995年コーホートにかけては1970年代後半から1990年ころまでの大学教育の抑制政策の影響をうけて（吉本 1996）、高学歴化は鈍化した。直近のコーホートでは再び高学歴化は進行し、約50%が短大高専以上の高等学歴を有するに至っている。このように労働供給側に起こった高学歴化は、ホワイトカラーとりわけ専門技術職の拡大に寄与したものとみられる。次項では以上のコーホートごとの違いを念頭において人びとのキャリアがいかに変化したのかをみていく。

表 3.1 初職入職コーホートごとにみた学歴分布

男性	1956–1965年	1966–1975年	1976–1985年	1986–1995年	1996–2005年	合計
中学	31.7	11.7	3.5	4.0	2.8	12.2
高校	49.7	53.7	46.1	41.6	29.9	45.9
専門学校	2.1	3.5	7.5	13.6	19.3	7.9
短大高専	1.1	2.7	3.2	2.7	2.5	2.4
大学大学院	15.4	28.4	39.7	38.1	45.5	31.6
N of persons	1507	1552	1274	1226	798	6357
女性	1956–1965年	1966–1975年	1976–1985年	1986–1995年	1996–2005年	合計
中学	36.0	11.8	2.5	2.2	1.2	11.8
高校	48.1	60.3	48.5	41.1	28.5	47.2
専門学校	9.8	12.4	15.1	17.3	20.6	14.5
短大高専	4.0	10.3	20.1	22.2	21.0	14.7
大学大学院	2.0	5.2	13.9	17.3	28.8	11.8
N of persons	1577	1743	1501	1441	939	7201

出所) SSM1995–2015.

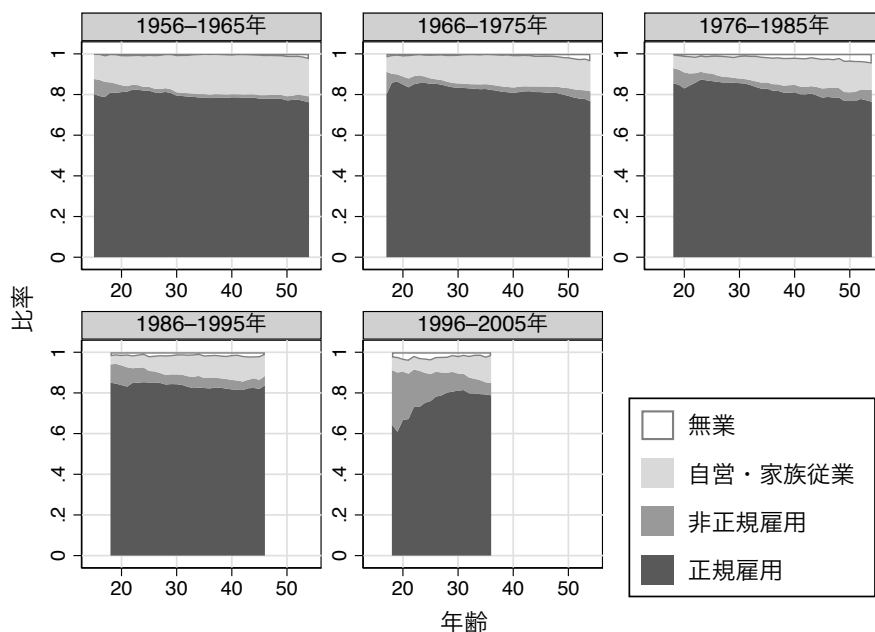
注) 値は列 % を示す.

3.2 職業は年齢によっていかに変化するのか

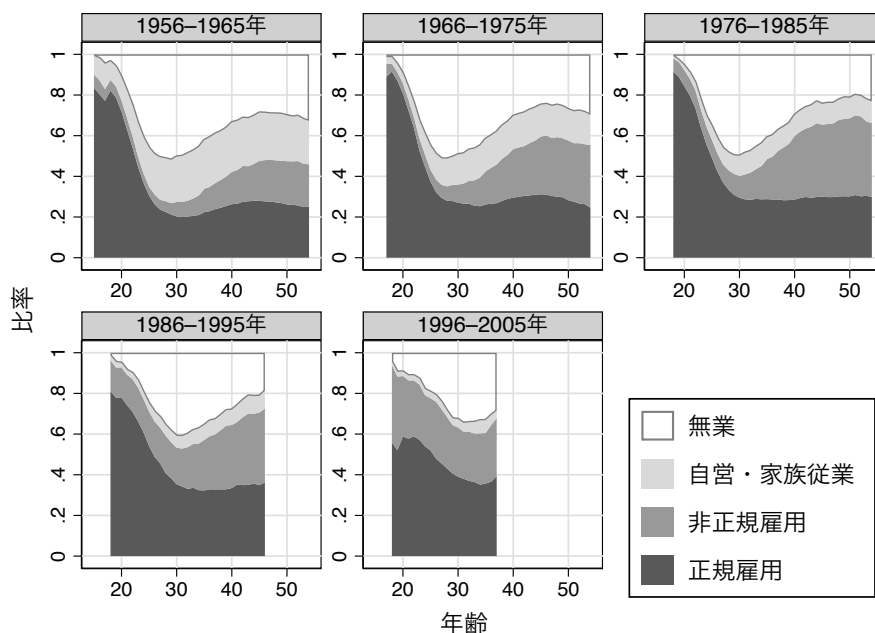
1956–2005年の50年間に労働市場に新規参入した者のキャリアはいかに変わってきたのだろうか？図 3.1 にはコーホート別にみた年齢ごとに従業上の地位（正規雇用、非正規雇用、自営・家族従業、無業）がいかに推移しているのかを示した⁶⁾。男性は年齢による従業上の地位の変化はたしかにあるが、のちにみるように女性と比べると大きくない。若い時期はやや非正規雇用が多く自営・家族従業がやや少ないが、年齢が高くなるにしたがって非正規雇用の割合は減少し、自営・家族従業の割合が増える。コーホートの違いとしては、第1章図 1.4 に示した自営業の縮小傾向を反映して、最近のコーホートはやや自営業の比率が小さくなっている。さらに第1章図 1.5 に示した近年の非正規雇用の拡大を反映して近年ほど非正規雇用の割合が高くなっており、その傾向はもっとも新しいコーホートでとくに顕著である。

女性は男性と比べると、キャリアのなかで従業上の地位の分布は大きく変わる。第1章図 1.8 でみた20代後半–30代ころの就業率の低下（M字カーブ）はコーホートごとに個人のキャリアを追っていくことでより明確となる。女性は男性と比較して非正規雇用で働く者の割合は大きく、とくにM字カーブの右肩にあたる30代以降でその割合が大きく上昇する。コーホー

⁶⁾ 内職は自営・家族従業に含める。初職開始が30歳以上の者は初職の意味がその他のものとは大きく異なるため集計に含めていない。また従業上の地位が無回答の者も集計に含めていない。



[A] 男性



[B] 女性

図 3.1 初職入職コホート別・年齢ごとにみた従業上の地位の分布

出所) SSM1995-2015

注) 年齢×コホートのセルの度数が 200 未満の場合は結果を表示していない。初職入職後のサンプルを用いた集計のため、学生および、学卒後無業者は集計に含まない。内職者は自営・家族従業に含めている。

ト間の違いとしては、とくに 1986 年以降のコホートで就業率が上昇していること、近年のコホートほど自営・家族従業が減少し就業者のほとんどが被雇用者となっていること、さらにキャリアの早い段階ですでに非正規雇用就業者が増えていることが指摘できる。

以上から、就業者の中心は徐々に被雇用者中心にシフトしていること、さらに女性といえど

も無業者が大半を占めるわけではなく、就業者の割合が上昇してきていることが確認できる。本研究の関心は被雇用者（正規雇用および非正規雇用者）にあるため、先に見た全体像を踏まえつつ、これ以降被雇用者内の階層構造に焦点を当てていく。被雇用者といってもその内部は一様でなく、正規雇用／非正規雇用の別に加えて、いかなる職業に就くのかという点でその階層的な位置は異なる。非正規雇用の拡大については第5章で掘り下げて検討するので、ここでは職業による階層に着目して被雇用者内の違いをよりくわしくみていく。

図3.2には被雇用者を対象としてコーホート別に年齢ごとの職業分布を集計した結果を示した⁷⁾。誰もが生涯を通して同じ職業に就いているわけではなく、キャリアの過程で職業は変化する。男性については年齢が上がるほどホワイトカラーの割合が大きくなっていき、職業分布はより高い地位へとシフトしていく。とくにその傾向に貢献しているのが管理職である。キャリアのはじめから管理職に就いている者はほとんどいないが、30歳ころからその比率は上昇していく。対して事務や販売職、熟練マニュアル職の比率は年齢が高くなるにつれてやや減少する。おそらくこれらの職業から管理職への移動が起こっていると推測される。コーホート差については、前項でみた高学歴化の影響も受けながら、第1図1.3でみたマクロな職業分布の変化を反映して、近年ほど熟練・半非熟練を問わずマニュアル職の割合が減少し、専門技術職やサービス職の割合が高くなってきている。

女性も年齢ごとに分布は変化するが、そのパターンは男性とは大きく異なる。年齢が高くなっても管理職比率はほとんど上昇しない。事務職は年齢が高くなるとやや減少し、代わって増加するのはサービス職や半非熟練マニュアル職といったブルーカラー職である。女性では年齢が高くなるにしたがって職業分布は下方へとシフトする。ただしこの傾向はコーホートによって異なり、若い時期までしか観察できないという点を踏まえても、1986年以降のコーホートでは年齢による職業分布の変化は20歳代後半以降は概して小さく、ホワイトカラーからブルーカラーへと分布がシフトする傾向はやや弱くなっている。そのほか、男性同様に専門技術職の比率が高まっているほか、キャリアの早い段階でサービス職に従事する者の比率が高くなっている。

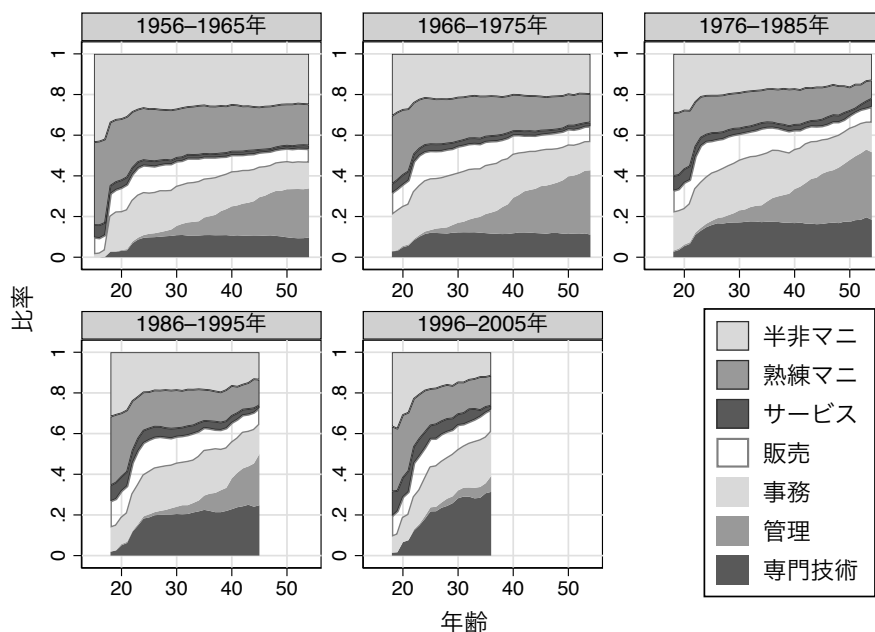
3.3 キャリアのなかの転職

人びとはいつ、なぜ転職を経験し、最終的にはどの程度の者が転職を経験するのだろうか？1956–2005年という50年間に、これら転職の様相は変わったのだろうか？図3.3にはコーホート別に被雇用者における年齢ごとの離職率および転職入職率の推移を示した。なおここで離職とは被雇用者が職場を離れることを意味し、転職入職とは過去に就業経験をもち、当該年に被雇用者として新たな職場に入職したことを指す。この定義の注意点等については第1章冒頭を確認されたい。

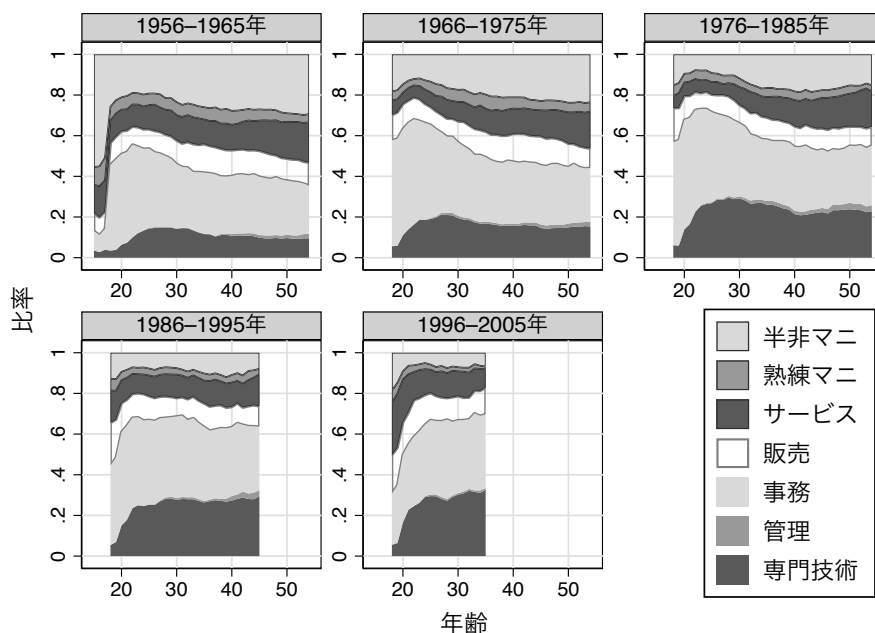
男性は離職率と転職入職率はかなりの程度重なっているのだから、離職した者のほとんどはすぐに新たな勤務先で仕事を得ると考えてよい⁸⁾。離職が起これるのは若年期であり、その後年齢

⁷⁾ 初職自営・家族従業または内職に就いたあと再び被雇用者として参入する者は少数であるが存在する。これらのケースは初職の意味が初職で被雇用者として参入する者とは異なるためここでは集計の対象に含めていない。以下、被雇用者における集計についてはすべて初職自営・家族従業または内職の者を集計に含めていない。なおこれらを含めても全体の結果にはほとんど違いがなかったことを記しておく。

⁸⁾ なお離職率は次の仕事の内容については特定していないため、離職して被雇用者以外（自営業や家族従業、内



[A] 男性



[B] 女性

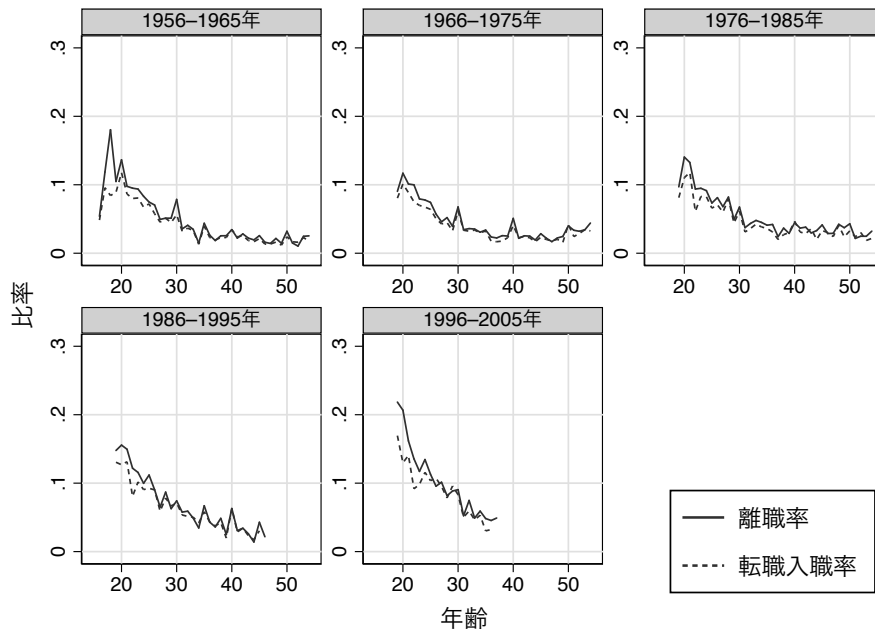
図 3.2 初職入職コホート別・被雇用者における年齢ごとにみた職業分布

出所) SSM1995-2015

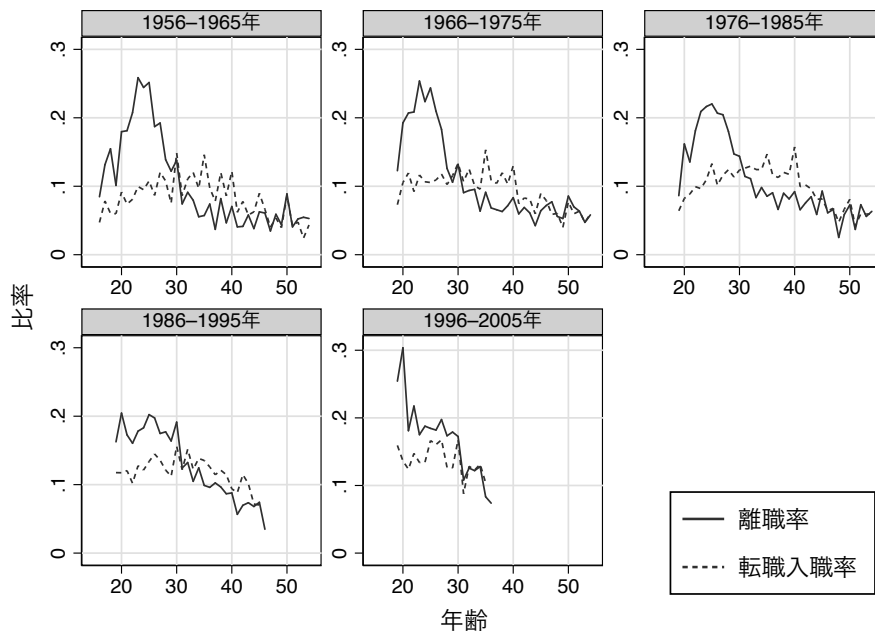
注) 年齢×コホートのセルの度数が 200 未満の場合は結果を表示していない。

が高くなるにつれて離職率・転職入職率は低下したあと、50 歳以降は再び上昇する。コホートごとの違いをみると、1986 年以降のコホートでやや若年期の離職率・転職入職率が上昇しており、近年若年層を中心に雇用の流動化が進んでいるとする先行研究の知見と整合的である

職) に参入する場合には転職入職率には反映されない。それゆえ転職入職率は仮にすべての者が何らかの形で次の仕事に就いていたとしても離職率よりも高い水準となることに注意されたい。



[A] 男性



[B] 女性

図 3.3 初職入職コホート・年齢別 被雇用者における離職率・転職入職率

出所) SSM1995-2015.

注) コホート×年齢のセルの観察数が 200 未満の場合は比率を表示していない。離職率 = 各年齢における離職者数/各年齢における被雇用者数。転職入職率 = 各年齢における就業経験を有する新規入職者数/各年齢における被雇用者数。

(渡邊 2011; Kambayashi & Kato 2017; 渡邊 2018).

女性は離職率のピークと転職入職率のピークにずれがある。離職率のピークは 20 代にあり、結婚や出産、育児にともなう離職がこの時期に集中していることを反映している。さらにそれ以外の年齢でも離職率は男性と比べて高い水準にあり、女性の就業が男性と比べても不安定で

あることを示している。対して転職入職率は明確なピークを示さず 20 代から 40 歳ころまで幅広くばらついている。このように離職と転職入職のタイミングに隔たりが生じるのは、離職した女性の多くが長期間就業を中断することによる。ただし離職率は近年のコーホートになるにつれて明確なピークを示さず、ばらつきが大きくなっている。

ひとくちに離職あるいは転職といってもその内実は多様である。そこで離職の理由ごとの離職率をプロットしたのが図 3.4 である⁹⁾。ここでは離職の理由を (1) よい仕事をみつけたなどの積極的な理由、(2) 職場への不満などの消極的な理由、(3) 契約期間の終了、倒産、解雇などの非自発的な理由、(4) 結婚や育児などの家庭の理由、(5) 病気や怪我などの健康の理由、という 5 つに分類して、離職理由の内訳を示した¹⁰⁾。詳細については巻末補足 D を参照されたい¹¹⁾。

男性では積極的な理由による離職率が最も高く、とくに若いときに顕著である。年齢が高くなると積極的な理由に代わって非自発的な理由や健康を理由とする離職が増える。概して若い年齢の転職では適職探しとしての意味をもつといえる。積極的な理由による離職は大きく減少しているわけではないが、最近のコーホートでは若年期における消極的な理由による離職、非自発的な理由による離職が増えている。図 3.3 では 1986 年以降のコーホートで離職率がやや上昇していることを示したが、これは決してよい仕事を見つけて積極的に離職する者が増加したことによって起こっているわけではないようである。

女性では家庭の理由による離職率が男性と比べると非常に高く、20 代から 30 代なかばころの離職のなかで最も大きな割合を占める。これが女性の最も大きな特徴である。若い時期に積極的な理由による離職が多く起こることなどは男性と共通している。コーホートを比較すると、家庭理由の離職のピークが 20 代前半から 20 代後半、30 歳ころまでずれ、かつそのピークもなだらかになってきている。晩婚化・晩産化がこうした傾向を促しているものと見られる。さらに男性と同じく、近年のコーホートでは若年期における消極的、非自発的な理由による離職率が上昇傾向にある。

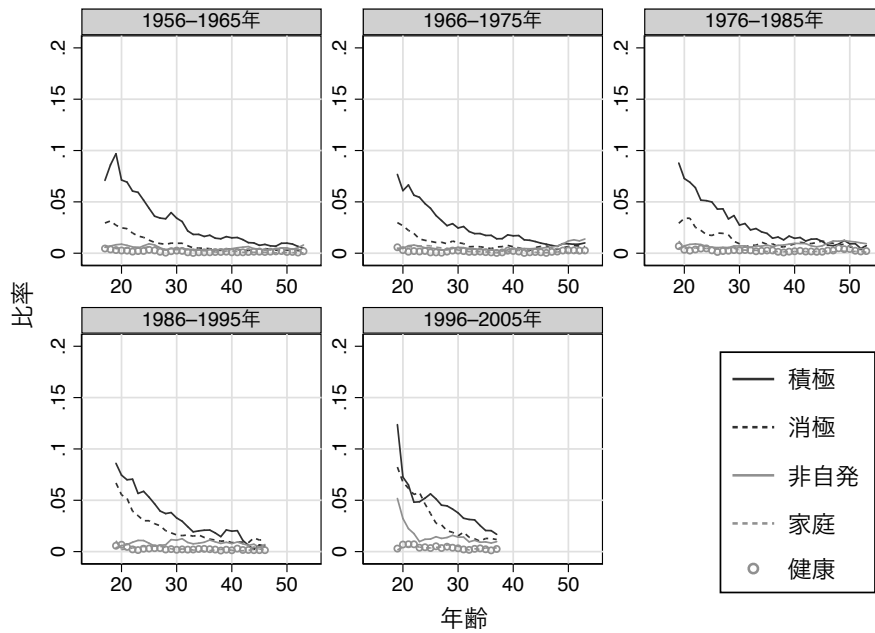
以上示した離職率および転職入職率は各年においてどの程度移動が起こっているのかというフローを表す指標であり、フローの結果は個人にとっては転職経験の有無というストックとして蓄積される。転職経験というストックに着目することは、個人のキャリアにおいて転職がいかなる意味を持つのかを検討するうえでより直接的に重要である。そこで図 3.5 にはコーホート別に、被雇用者において各年齢ごとにどの程度転職を経験した者がいるのかを、転職経験回数を 0 回 (初職継続)、1 回、2 回、3 回、4 回以上に分けて示した¹²⁾。

⁹⁾ 離職理由は SSM2005, 2015 でしか聴取されていないため図 3.4 の集計では SSM1995 を用いていない。

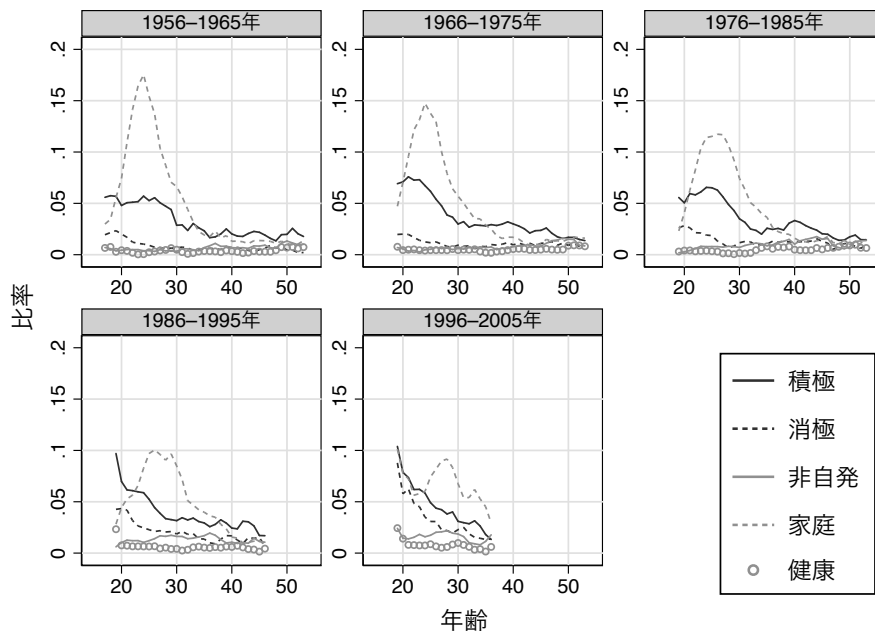
¹⁰⁾ 本章と同様に SSM データを使用した神林・竹ノ下 (2009) および Kanbayashi & Takenoshita (2014) は、本章の分類に近い離職理由の分類 (よい仕事/積極的自発, 不満/消極的自発, 事業者側要因/非自発, 家庭関連理由/家庭, その他/その他の 5 分類) の前は神林・竹ノ下 (2009), 後は Kanbayashi & Takenoshita (2014) による表記を示す) を用いて、各離職の生起要因を分析している。

¹¹⁾ また参考として 2012 年就業構造基本調査 (厚生労働省) における年齢別の離職理由の分布も確認したが、ここで示されたとおり女性の離職理由のうち家庭の理由にあたるものは男性と比べても顕著に多いことが確認できる。詳細な集計については巻末補足 A 表 2.1 に示した。

¹²⁾ ほかにコーホートごとに転職経験の頻度を集計するには、これまでに勤めた企業の数の平均値を示す方法がある (原・盛山 1999; 林 2011; 渡邊 2011, 2018)。この方法はコーホート間の簡易な比較を可能とする一方で、コーホート内の分散、より具体的には 1 度も転職を経験しない者はどれ程度の割合なのか、転職を経験する者は何回の転職を経験しているのか、といった情報がみえにくくなる。本章の主たる関心は転職を経験する場合と転職を経験しない場合 (初職を継続する場合) との比較にあるため、回数の平均値でなく分布を示すという



[A] 男性



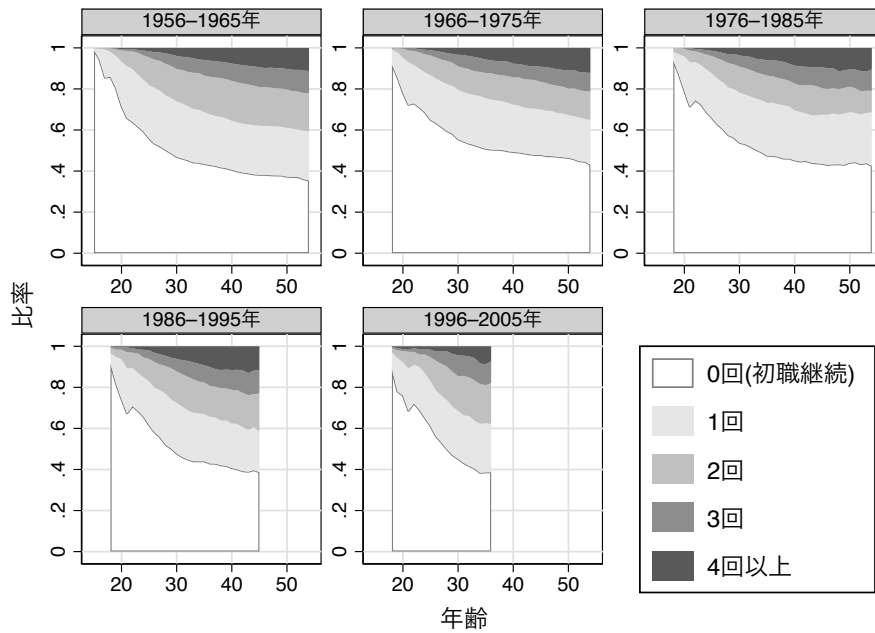
[B] 女性

図 3.4 初職入職コーホート・年齢別 離職理由別離職率

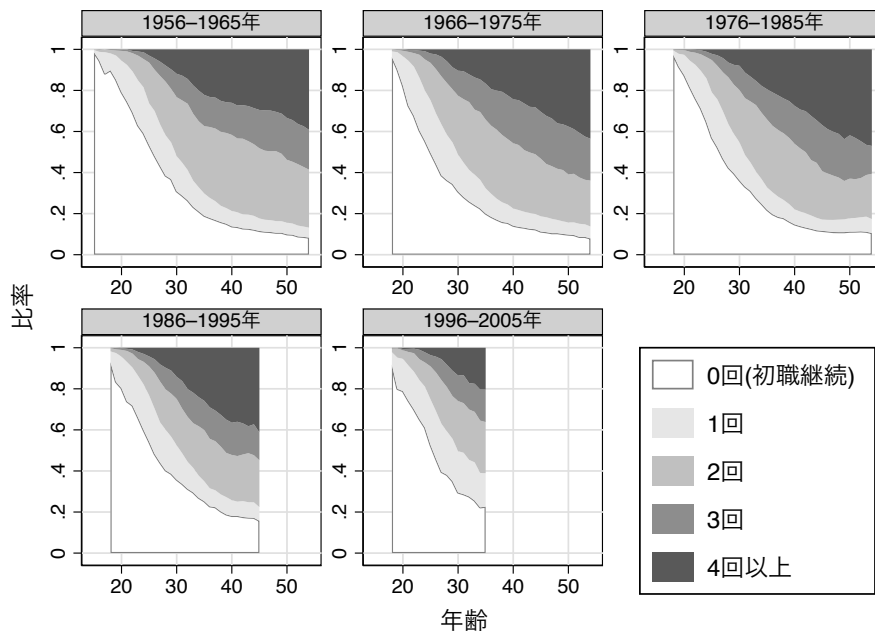
出所) SSM2005-2015。

注) コーホート×年齢のセルの観察数が 200 未満の場合は比率を表示していない。理由を分割することでより各年のぶれが大きくなるため、ここでは前後 1 年間の移動平均をとった値を表示している。離職理由の分類は、「よい仕事が見つかったから」「家業を継ぐため」等を積極、「職場に対する不満」を消極、「定年、契約期間の終了など」「倒産、廃業、人員整理など」を非自発、「家庭の理由（結婚、育児など）」を家庭、「健康上の理由（病気やケガなど）」を健康とした。「年齢のため」、アフターコードでの「その他」、および無回答については欠損として集計にふくめなかった。それぞれ分類。理由の分類の詳細については巻末補足 D を参照。

方法を採用している。なお参考のため、転職回数の平均値と標準偏差を算出した結果については巻末補足 A 図



[A] 男性



[B] 女性

図 3.5 初職入職コホート・年齢別 被雇用者における転職経験回数の分布

出所) SSM1995-2015.

注) コホート×年齢のセルの観察数が 200 未満の場合は比率を表示していない。集計対象は被雇用者。

男性についてみる。先にみたとおり転職入職率は若年期において高いため、転職経験者も若年期においてより急速に増加する。30 歳ころからは転職経験者の増加は頭打ちとなり、被雇用者に占める転職経験者の約 5-6 割は転職経験者であって、残りの 4-5 割が初職継続者（ここで

A.1 に示している。

は1度も転職を経験していない被雇用者を指す)となる。どの年齢でみるかによって見方は変わるが、30代なかばにはすでにキャリアを通じて生涯同じ企業に勤め続ける文字どおりの「終身雇用」は多数派ではない。また転職経験者内も一様ではなく、転職経験比率の増加が緩やかとなる30歳以降も、2回、3回、4回と転職を経験した者の比率は増え続ける。複数回の転職を経験する者は決して例外的ではない。コーホートの違いに関してみると、長期雇用慣行の成立期(稲田2000)とされる高度成長期からオイルショック期(1966-1985年)に入職したコーホートでは転職経験者の比率が他と比べてやや低く、初職継続者が多い。とはいえコーホート間で転職経験者の比率が大きく変化したとはいえ、この50年でストックとしての転職経験の傾向は安定している。

女性は男性よりも転職入職率が高いぶん、男性よりもさらに転職を経験する者は多い。転職経験者の比率は40歳ころまで上昇しつづけ、50歳ころには被雇用者のうち初職を継続している者は1割程度ときわめて少なくなる。転職経験者のなかでも転職回数が1回だけであるという場合は少なく、複数回の転職を重ね、4回以上と多くの転職を経験する者もめずらしくない。転職を経ても安定的な仕事に就けるとは限らず、何度も転職を繰り返している様子がみとれる。コーホートを比較しても、少なくとも初職継続者が増加しているという傾向はみとれない。

3.4 転職を経験した者はいかなる職業に就くのか

以上コーホートごとに職業キャリアと転職経験のパターンをみてきた。では、転職を経験した者はいかなる職業に就いているのだろうか。まず転職前後の短期的な変化に着目して、転職を経て職業分布がどのように変化するかをみてみよう。20歳ごとの年齢階級、かつコーホート別に転職前と転職後の職業分布を比べたものが表3.2である。転職前の職業分布と転職後の職業分布がどれくらい異なるのかをみるため、非類似指数を併せて算出した¹³⁾。全体として非類似指数は低いですが、ほぼすべてのコーホートにおいて、若年層よりも壮年層のほうが高く、男性壮年層よりも女性壮年層のほうが値が高い。男性については、値の高い壮年層では転職前よりも転職後のほうが販売職の割合が低くなり、半非熟練マニュアル職の割合が高くなる傾向がある。対して女性では、事務職の割合が低くなり、サービス職や半非熟練マニュアル職の割合が高くなる。若年層ではこうした傾向はさほど顕著ではなく、壮年層では、転職によって就く職業はより周辺的な職業に偏る傾向が強くなる。短期的な結果に着目する限り、若年層における分布の変化は大きくなく、壮年層においては変化は大きくそのなかでも下方へのシフトが起こっているといえる。

しかしここではあくまで転職前後の短期的な変動がわかるのみであり、転職を経験した者の就く職業が転職を経験しなかった者と比べてどの程度違っていくのかといった傾向はわからない。

¹³⁾ 職業 j の占める割合 (%) を r_j として、非類似指数 D は以下のとおり定義される (Duncan & Duncan 1955)。

$$D = \frac{1}{2} \times \sum_{j=1}^J \left| r_j^{\text{転職前}} - r_j^{\text{転職後}} \right|$$

ここで非類似指数の値はどの程度の者を動かすことで2つの分布が一致するかを示し、0から100までの値をとる。この特徴から、非類似指数は2つの分布の隔たりを示す簡易な指標として用いられる。

表 3.2 初職入職コーホート・年齢別 転職前後の職業分布

		男性				女性			
		15-34 歳		35-54 歳		15-34 歳		35-54 歳	
		転職前	転職後	転職前	転職後	転職前	転職後	転職前	転職後
1956-1965 年	専門技術	3.4	3.8	5.1	4.9	6.8	7.7	6.1	5.5
	管理	0.5	2.7	11.1	8.8	0.0	0.2	0.1	0.8
	事務	11.3	10.9	8.5	9.6	30.6	30.1	33.7	24.3
	販売	12.3	12.2	15.8	11.3	12.0	14.2	12.1	11.8
	サービス	5.3	5.2	6.4	7.1	14.5	16.8	11.6	18.5
	熟練マニ	29.1	29.0	20.3	23.1	6.5	6.2	6.4	5.0
	半非マニ	38.0	36.2	32.3	35.3	29.1	24.7	29.7	34.1
	非類似指数	2.6		7.3		5.4		11.9	
	N	1247		468		1027		885	
1966-1975 年	専門技術	5.1	6.1	7.9	7.1	11.7	11.0	9.4	9.3
	管理	0.8	3.5	11.4	11.4	0.3	0.5	0.3	0.5
	事務	12.2	11.2	10.8	11.2	40.6	38.2	37.0	24.1
	販売	15.9	16.1	13.3	9.9	13.9	14.4	14.7	16.0
	サービス	6.6	6.6	5.4	5.6	9.8	13.0	13.0	17.9
	熟練マニ	30.8	27.0	21.7	21.1	4.9	5.0	4.9	4.7
	半非マニ	28.1	29.5	29.3	33.6	18.8	18.1	20.6	27.5
	非類似指数	5.1		4.9		3.9		13.3	
	N	1144		535		1433		1334	
1976-1985 年	専門技術	10.6	10.9	12.9	11.4	17.1	16.4	15.6	15.3
	管理	1.2	3.6	10.7	9.2	0.3	0.8	0.7	0.6
	事務	10.5	11.6	13.6	12.4	42.5	37.3	35.1	26.3
	販売	17.9	16.9	15.1	10.9	14.1	14.9	13.5	14.1
	サービス	7.7	6.6	8.0	9.7	10.2	11.9	12.4	19.7
	熟練マニ	22.9	20.7	13.6	15.1	4.7	5.0	4.4	4.2
	半非マニ	28.7	29.7	25.3	31.1	10.8	13.7	17.8	19.9
	非類似指数	4.6		8.7		6.1		9.7	
	N	1046		411		1375		1087	
1986-1995 年	専門技術	9.6	10.8			16.0	15.8		
	管理	0.7	1.9			0.2	0.2		
	事務	11.3	11.7			36.2	36.5		
	販売	18.1	15.5			18.7	17.1		
	サービス	10.6	8.7			15.9	16.4		
	熟練マニ	22.1	20.6			3.5	3.0		
	半非マニ	27.0	30.8			9.3	10.9		
	非類似指数	6.3				2.4			
	N	1172				1710			
1996-2005 年	専門技術	13.3	14.7			19.0	18.9		
	管理	0.5	2.3			0.2	0.5		
	事務	10.0	14.5			28.5	30.6		
	販売	17.6	12.5			20.1	19.9		
	サービス	13.3	11.9			20.6	17.9		
	熟練マニ	19.0	17.8			3.5	3.1		
	半非マニ	26.1	26.3			7.8	9.0		
	非類似指数	7.8				3.5			
	N	737				1098			

出所) SSM1995-2015.

注) 値は列 % を示す。年齢は転職入職時の年齢、転職前は前職離職時の職業、転職後は転職入職時の職業をそれぞれ意味する。1986-1995 年、1996-2005 年コーホートはまた十分に高い年齢に到達していないため 35-54 歳についての結果は表示していない。

い。そこで図 3.6 では 24 歳、34 歳、44 歳、54 歳という時点を取りだして、初職を継続している被雇用者と転職を経験した被雇用者がそれぞれいかなる職業についているのかを示した。男性からみていこう。どの年齢時点と比較しても、転職経験者はホワイトカラーの比率が高く、

ブルーカラーの比率が低い。図 3.2 でみたとおり年齢が高くなるほど管理職比率の上昇によってホワイトカラー職の比率は高くなっていくが、その傾向はとくに初職継続者においてより顕著である。以上の傾向は各コーホートを比べてもあまり変わっていないようである。もちろんここでは転職を経験した者のなかでの比較をしたわけではないので、ホワイトカラーで転職を経験する者が少ない（ブルーカラーで転職を経験する者が多い）という傾向を反映した結果であるのか、それ以前はブルーカラーではなかった者が転職によってブルーカラーへと参入しているのかはわからない。しかし、少なくとも初職継続者と転職経験者を比べた場合、後者は低い地位に偏っているというのがここでのポイントである。

女性についてはどうか。女性の場合は図 3.5 でみたように 40 代、50 代まで初職を継続する者がそもそも少ないので、結果の解釈には注意を要する。図 3.2 では年齢が高くなるごとにブルーカラー、とりわけ半非熟練マニュアルおよびサービスが増えていくことを指摘した。ここでその傾向がとくに転職経験者にあてはまることがわかる。年齢が高くなるごとに、転職経験者の職業分布はブルーカラーに偏る。ただしこの傾向にはコーホート差があり、1986 年以降のコーホートではあまり明確ではない。この結果からは、女性は転職を通じてブルーカラーへと参入しているであろうと予想される。一方で初職継続者は対照的な動きを示し、年齢が高くなるほどホワイトカラー、とくに専門技術職の割合が顕著に高くなっていく。とはいえこれは初職を継続することで専門技術職に参入するというのではなく、専門技術職従事者が初職を継続しやすいと読むのが妥当である¹⁴⁾。出産・育児も絡んで多くの女性が初職で就いた職場を離れていくなかで、残存する専門技術職従事者のシェアが高まっていくというのがここでの変化の背景にある。

以上、キャリアにおける職業と転職の特徴をコーホートごとにみてきた。では、転職を経験することで個人の職業キャリアはいかに変化するのか。ここでは以下の固定効果モデルを用い、転職を経験することでそれ以前と比べて特定の職業へのシフトが起こっているのか否かを検討する。

$$Y_{it}^j = \alpha^j + \beta^j D_{it} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma}^j + u_i^j + \varepsilon_{it}^j, \quad j = 1, \dots, 7.$$

従属変数 Y_{it}^j は個人 i が時点 t において職業 j に就いているかどうかを示す 2 値変数である。 D_{it} は転職経験後には 1、それ以前には 0（一度も転職を経験していないパーソン・イヤーについても 0）をとる時変の 2 値変数、 \mathbf{X}_{it} は他の独立変数、 u_i は時不変の個人効果、 ε_{it}^j は誤差項である。時不変の個人効果を統制することで、セレクションの効果を取り除き、転職経験の個人内効果を推定することができる。以上のモデルをこれまでみてきた 7 つの職業カテゴリについてそれぞれ独立に推定して係数を得る。係数は線形確率モデルにより推定する。したがって推定された係数は独立変数 1 単位の変化に対する従属変数の確率の変化として解釈することができる¹⁵⁾。なお分析に際して、最も新しいコーホートについては十分に長いキャリアを捕捉で

¹⁴⁾ 女性の専門職従事者は出産育児期を経ても離職しにくいことは繰り返し指摘されている（新谷 1998；仙田 2002；平田 2011；大和 2011；西村 2014）。女性の場合専門技術職といってもその中心は医療・教育・福祉関連職業である。とくに女性の専門職の多くの部分を占める看護師、教員、保育士などといった公務部門の専門職に対しては、1992 年に施行された育児休業法に先駆けて 1976 年に「義務教育諸学校等の女子教育職員及び医療施設、社会福祉施設等の看護婦、保母等の育児休業に関する法律」が施行されており、女性が働き続けることのできる数少ない職業としての位置を占めてきた。

¹⁵⁾ 線形確率モデルはロジスティック回帰分析とくらべると推定された係数の解釈が容易である点で優れている

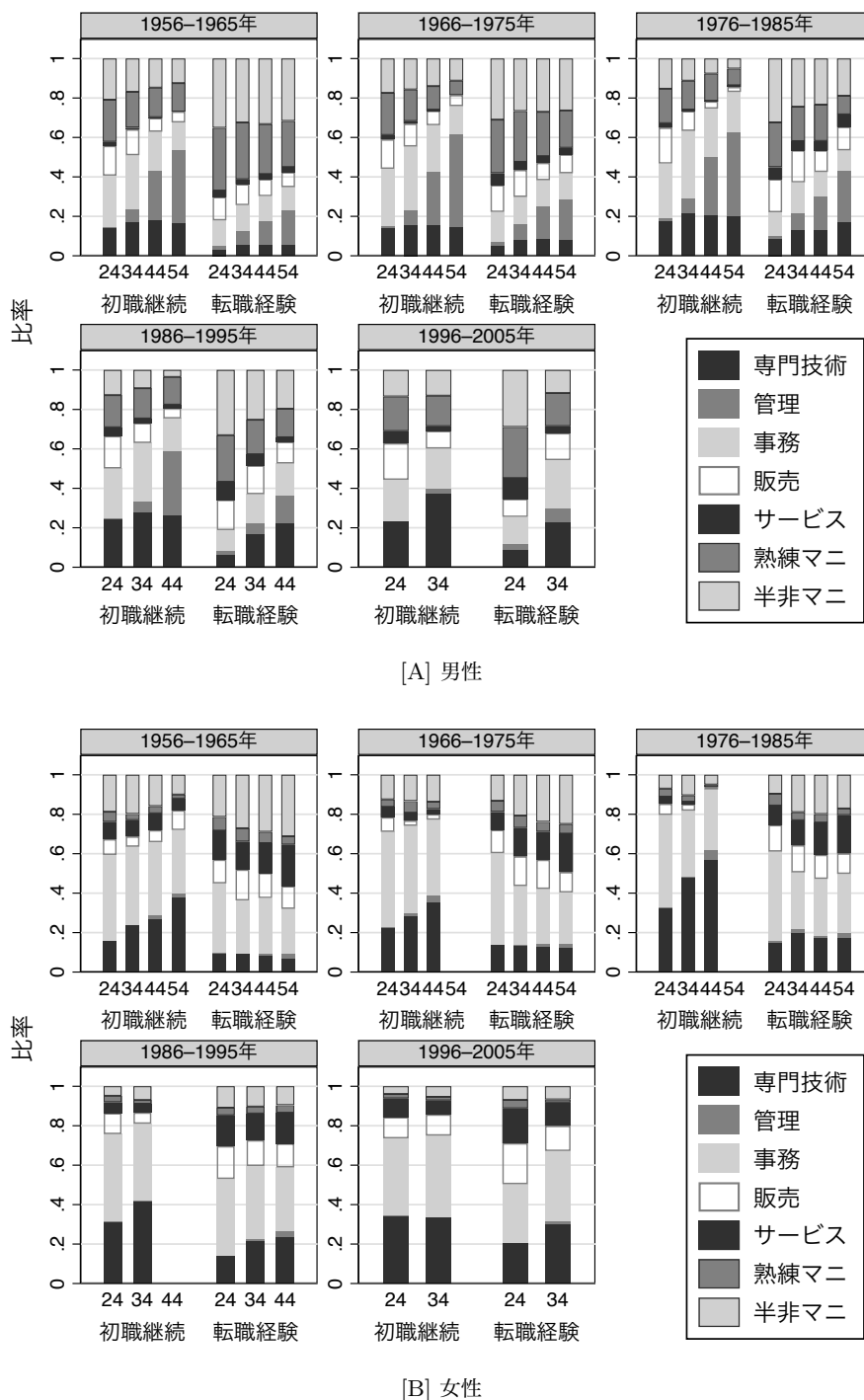


図 3.6 初職入職コーホート・転職経験の有無・年齢別 被雇用者における職業の分布
出所) SSM1995-2015.

注) コーホート×年齢のセルの観察数が 50 未満の場合は比率を表示していない。集計対象は被雇用者。

きていないため、分析対象とするサンプルは 1995 年コーホートまでに限定する¹⁶⁾。

(Mood 2010). なお同じ分析を固定効果ロジットモデル (Chamberlain 1980) を用いて推定しても得られる結論は大きく変わらなかった。なお線形確率モデルは誤差項の正規性の仮定を満たさず通常の標準誤差は不偏性を持たないため、係数の検定に際してはロバスト標準誤差を使用する (Cameron & Miller 2015)。

¹⁶⁾ 注 4) でも述べたとおり、新しいコーホートについては若い年齢の職業キャリアしか捕捉できていないため、分析に際しては若い時期に起こった転職の効果を捉えることになる。しかし図 3.2 でも確認したとおり、高い年

ここでは以下の3点を検討する。第1に、キャリアの途上で転職を経験した者はいかなる職業に就くようになるのか。第2に、年齢別にみると転職経験した場合とそうでない場合で職業分布にどの程度の差が生まれるのか。第3に、転職経験が職業キャリアに与える効果はコーホートにより異なるのか。これらについて先に述べた固定効果モデルを用いて推定を行った結果が表3.3である。Model 1では転職経験を示す変数に加えて統制変数として年齢、年齢2乗、年齢3乗、および初職入職コーホートと年齢との交互作用項を投入している。Model 2では第2の問いに対応して転職経験と年齢の交差項を投入した¹⁷⁾。Model 3では第3の問いに対応して、Model 1に加えて転職経験と初職入職コーホートとの交差項を投入した。それぞれ係数は職業獲得に与える効果（確率の変化）として読むことができる¹⁸⁾。

男性の結果を確認する。Model 1をみると半非熟練マニュアルにおいて転職経験の係数が有意な正の値を示す。すなわち転職を経験した者はその後半非熟練マニュアルに就きやすいという関連があり、このことが職業分布の偏りに寄与している。ついで年齢との交差項をとったModel 2を確認すると販売職を除いてすべての交差項が統計的に有意となる。具体的には、年齢が高いほど転職経験者は専門技術職、事務職、熟練マニュアル、半非熟練マニュアル職に多く、管理職およびサービス職に少なくなる。とくに管理職における係数はきわめて大きく、年齢が10歳高くなるごとに転職経験者が管理職となる確率は7.7%も低下する。高い年齢段階にいくほど、転職経験の負の効果は明瞭となる。

とりわけ管理職について年齢が高いほど転職経験の負の効果が大きいという点についてより詳しくみておこう。図3.2で確認したとおり、被雇用者に占める管理職の割合は年齢が高くなるにつれて増加していく。そのため、転職を経験することの不利は、年齢段階が高くなるほど明確に顕在化していく。ここには転職する年齢が遅いほど管理職となりにくくなるという効果と、転職の効果は管理職への参入が活発化する遅い年齢段階になってからはじめて現れる、という効果の両者が反映されており、この点に関しては第4章でよりくわしく検討する。さらに、年齢が10歳高くなるごとに転職経験者が事務職である確率は4.2%上昇する、あるいは年齢が高いほど熟練マニュアル職である確率は1.2%上昇するといった結果は、転職を経験したものが管理職に参入しにくいために、これらの職業に滞留しているということを示していると考えられる。

最後にコーホートとの交差項を投入したModel 3をみると、熟練マニュアルにおける1966–1975年、1976–1985年の係数が有意な負の値を示し、半非熟練マニュアルにおける同年の係数が有意な正の値を示し、1986–1995年は標準誤差が大きく統計的に有意ではないものの1976–1985年とほぼ同じ係数の値をとる。転職経験によって半非熟練マニュアルに就く確率が上昇するという傾向は1966年以降に顕在化し、その後弱まっていない。本コーホートの範

齢での転職はより周辺の職業への移動が起りやすい。したがって高い年齢で起こった転職を含まない場合、転職の効果のコーホート趨勢を誤って楽観的に解釈してしまうおそれがある。そこでここでは、十分に転職発生のピークを越えたと判断できる1995年入職コーホートまでを分析に使用することとした。

17) ここでは結果の読みやすさを考えて、年齢の1次の項と転職経験の交互作用項のみを投入した。なお3次の項まで投入したモデルも推定したが、結論に大きな違いは生じないことを確認した。ここでは24を引いた値を投入しているので、主効果は転職経験を持つ者が24歳時点においていずれの職業に就いている確率が高いかを示している。

18) なお時不変の個人効果を統制しない通常の回帰モデル(Pooled OLS)の結果は巻末補足A表A.1に示した。この結果を固定効果モデルと比較することで、時不変の個人効果により生じるセレクションがどの程度の大きさであるかを判断することができるが、今回の関心ではないためここでは省略している。

表 3.3 転職経験が職業に与える影響に関する固定効果モデル

	男性	専門技術	管理	事務	販売	サービス	熟練マニ	半非マニ
Model 1								
転職経験		-0.000 (0.006)	-0.009 (0.007)	-0.003 (0.010)	-0.008 (0.009)	0.001 (0.005)	-0.012 (0.010)	0.031** (0.011)
R^2		0.003	0.137	0.019	0.019	0.003	0.008	0.003
Model 2								
転職経験		-0.007 (0.006)	0.059*** (0.007)	-0.040*** (0.010)	-0.012 (0.009)	0.005 (0.005)	-0.023* (0.011)	0.019 (0.012)
× (年齢 - 24)/10		0.008** (0.002)	-0.077*** (0.006)	0.042*** (0.005)	0.005 (0.004)	-0.004* (0.002)	0.012** (0.005)	0.014** (0.005)
R^2		0.004	0.158	0.026	0.019	0.004	0.009	0.004
Model 3								
転職経験		0.005 (0.012)	-0.014 (0.014)	0.010 (0.019)	-0.008 (0.016)	-0.001 (0.007)	0.024 (0.021)	-0.017 (0.023)
× 1966-1975 年		-0.009 (0.016)	-0.000 (0.020)	-0.019 (0.026)	0.007 (0.024)	0.014 (0.012)	-0.067* (0.029)	0.075* (0.031)
× 1976-1985 年		-0.016 (0.018)	0.008 (0.022)	-0.007 (0.026)	0.009 (0.026)	0.000 (0.012)	-0.057* (0.028)	0.064* (0.031)
× 1986-1995 年		0.007 (0.020)	0.018 (0.020)	-0.031 (0.028)	-0.029 (0.025)	-0.010 (0.014)	-0.016 (0.031)	0.062 (0.033)
R^2		0.003	0.137	0.019	0.019	0.004	0.009	0.004
女性								
Model 1								
転職経験		-0.022*** (0.006)	-0.001 (0.003)	-0.049*** (0.011)	0.017* (0.008)	0.044*** (0.007)	-0.005 (0.006)	0.015 (0.009)
R^2		0.003	0.010	0.052	0.002	0.021	0.002	0.014
Model 2								
転職経験		-0.020** (0.006)	0.003 (0.002)	-0.031** (0.011)	0.016 (0.009)	0.037*** (0.008)	-0.006 (0.006)	0.001 (0.010)
× (年齢 - 24)/10		-0.004 (0.003)	-0.009* (0.004)	-0.048*** (0.007)	0.002 (0.004)	0.020*** (0.004)	0.003 (0.003)	0.037*** (0.005)
R^2		0.003	0.012	0.055	0.002	0.022	0.002	0.017
Model 3								
転職経験		-0.003 (0.012)	0.005 (0.004)	-0.071** (0.024)	0.020 (0.019)	0.049** (0.019)	-0.014 (0.015)	0.013 (0.024)
× 1966-1975 年		-0.032 (0.017)	-0.006 (0.006)	0.020 (0.032)	-0.002 (0.025)	-0.008 (0.023)	0.021 (0.019)	0.008 (0.030)
× 1976-1985 年		-0.038* (0.018)	-0.006 (0.008)	0.014 (0.033)	0.016 (0.025)	0.012 (0.023)	0.004 (0.018)	-0.002 (0.028)
× 1986-1995 年		-0.001 (0.018)	-0.013* (0.006)	0.055 (0.031)	-0.026 (0.025)	-0.024 (0.023)	0.010 (0.017)	-0.000 (0.027)
R^2		0.004	0.011	0.052	0.003	0.022	0.002	0.014

出所) SSM1995-2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 線形確率モデルを用いた推定. 値は係数, 括弧内はクラスタ・ロバスト標準誤差を示す. サンプルは 1956-1995 年に初職に入職した被雇用者. 統制変数として年齢 (3 次の項まで考慮), 初職入職コーホート, 初職入職コーホートと年齢の交互作用項を投入した. これらの変数および切片の係数と標準誤差は省略.

囲でみて, 転職を経験することで周辺的な地位に就くという傾向が解消に向かう兆候はみられない.

ついで女性の結果を確認する. Model 1 より, 専門技術および事務において転職経験の係数は統計的に有意な負の値を示し, 販売およびサービス職の係数は正の値を示す. 個人内効果を

みても、転職経験はホワイトカラーから販売職やサービス職といったより周辺的な職業への移動を促しているといえる。ついで年齢との交差項をとった Model 2 をみると、年齢との交差項は管理、事務、サービス、半非熟練マニュアルで有意である。転職経験は職業をホワイトカラー中心からブルーカラー中心へとシフトさせるが、その影響はより高い年齢において明確に現れる。年齢の高い女性がサービスや半非熟練マニュアルに就くというパターンが転職経験の効果に反映されているといえる。図 3.6 では、年齢が高いほど半非熟練マニュアル、サービス職の割合が増加していくという傾向が転職経験者において顕著に見られることを確認したが、これが固定効果モデルを用いた分析でも同様に示された。最後にコーホートとの交差項をとった Model 3 ではいくつか有意な負の値を示す係数はあるものの趨勢的な変化は見て取れず、転職によって周辺的な地位への流入、あるいは中核的な地位へと参入するようになっている、というような趨勢的な変化は確認できない。

4 議論

企業によって強く区切られた労働市場は、転職によってよりよい地位へとアクセスする機会を制限し人びとをより周辺的な地位へと流入させることによって、職業キャリアの格差を生み出し、階層構造の生成に寄与する。本章では高度経済成長期から低成長期までを含む 1956–2005 年の 50 年間に労働市場に新規参入したコーホートを対象として、人びとの職業キャリアおよびそのなかでの転職の意味についての全体像をつかみ、次章以降の詳細な分析へとつなげることを目的として、以下 3 つの問いを提示し分析を展開した。

第 1 の問いは、年齢にしたがって人びとの職業はどのように変化していくのかであった。近年のコーホートほど男女とも自営・家族従業の割合は縮小し、女性はさらに無業者の比率が減ることによって、被雇用者として就業する者はますます増えている。被雇用者内の階層として職業に着目すると、男性は年齢が高くなるほど管理職に就く者が増えるアップグレードが生じる。一方で女性は管理職比率は年齢が高くなってほとんど増えず、むしろサービス職や半非熟練マニュアル比率が高まるダウングレードが生じていた。コーホートごとに比べると男女ともマニュアル職が減少し、サービス職や専門技術職の増加が起こっていたが、現在観察できる範囲に関していえば、年齢による男性のアップグレード、女性のダウングレード傾向に明確な変化はなかった。

第 2 の問いは、いつ、なぜ転職を経験し、その結果キャリアの過程で転職を経験するものはどの程度いるのかであった。男性は離職と転職入職のタイミングはほぼ一致し、若い時期に活発に転職が起こる。若い時期の転職は主として積極的な理由で行われるが、年齢が高くなるほどこれは減少し、消極的、非自発的な理由による離職の占める割合が大きくなる。さらに近年のコーホートでは若年期で消極的、非自発的な理由による離職が増えている。対して女性では離職と転職入職のタイミングはずれており離職率は 20 代にピークをとる一方で、転職入職のタイミングは広い年齢にばらついている。これは主として家庭の理由によって離職した女性が無業期間を経て再就職するために生じているとみられる。家庭理由による離職を除けば、若い時期に積極的な理由による離職が多いことや、近年のコーホートでは消極的、非自発的な理由による離職が多くなっているという傾向は男女で似通っている。以上のフローの特徴は個人にとっては転職経験というストックとして蓄積される。離職に関する男女差を反映して、被雇

用者のうち 30 代なかばには転職を経験した男性は 50% を越える。女性は広い年齢段階で転職が起こるために転職経験者は増え続け、50 歳までに被雇用者の 90% は転職を経験している。日本の労働市場は長期雇用を特徴としているとはいえ、被雇用者の多数派は転職を経験した者により構成されている。

こうした転職経験はその後の職業キャリアをいかに変化させるのかが、第 3 の問いであった。転職はよりよい職業キャリアへと転じるチャンスであるのか、より下層の職業キャリアを歩むリスクであるのか。本章の分析からは、総じてみれば、転職経験後には上層の職業には就きにくく、下層の職業には就きやすくなるといえる。それだけでなく転職経験の効果は高い年齢段階となるほどより明確にみえるようになり、男性においては転職を経験したものは管理職となりにくく、女性においては事務職となりにくく、サービスや半非熟練マニュアル職となりやすくなる。加えてこの関係は 1956–1995 年コーホートの範囲において大きく変化している様子はみられなかった。長期雇用と新規学卒一括採用をその特徴とする日本の労働市場においては、外部労働市場を通じてより上層の職業キャリアへと転じる機会は限定的であって、その構造は安定的である。

この結果を格差の生成という観点からみれば、日本の労働市場は、労働市場参入時点で生まれた格差を挽回する機会を限定し、その格差を固定化あるいは拡大する機能を果たしている。その意味で、少なくとも職業についてみる限り、まづもって初職が重要である構図はあまり変化していない。さらに男女を比較したとき、年齢が上がるにつれて上方に開かれている男性の職業キャリアに対して、下方に開かれている女性の職業キャリアという対比がみられた。転職者に対する機会を限定する労働市場構造は、結果的に職業キャリアにおける男女間格差を促進する機能を持っている。なぜなら本章の分析でみたように、女性は男性と比べてより多くの転職を経験するからである。女性の頻繁な転職はよりよい職業を探すことにつながっていない。転職者に対する機会を限定することは、労働市場の参入時点の格差を縮小しないばかりかむしろ拡大することにつながる。

次章以降では本章で確認した事実を踏まえながら、よりくわしく転職経験がキャリアにおよぼす影響を検討していく。第 4 章では、高い社会経済的資源を有するとともに、日本の労働市場構造において内部労働市場を通じた地位達成の典型として位置づけられる管理職に着目して、転職のもつ意味を検討する。第 5 章では本章で十分に扱えなかった正規／非正規雇用という観点から転職の持つ意味を検討する。さらに第 6 章では転職経験の内部に踏み込み、図 3.5 で確認したような繰り返し転職を行う者が、いかなるメカニズムのもとで現れるのかを検討する。以上の検討を経て、第 7 章では図 3.3 で確認したように離転職が増えつつある近年のコーホートの若年壮年層をターゲットとして、転職の結果労働市場から得られる報酬がいかに反映するのかを賃金への長期的な影響から検討し、さらにここに地位の変化がいかに関係しているのかを分析していく。

第5章

雇用形態の移動にみる転職経験の長期的帰結

1 序論

これまで日本でキャリアを通じた地位獲得過程をみるにあたっては、内部労働市場を中心として議論がなされてきた。その背景には、長期雇用を前提とした企業内での職務配分や昇進、さらに内部労働市場への採用が新規学卒時点に集中しているという日本の雇用慣行がある。しかし近年、キャリアの途上で転職を通じて安定的な地位へと参入できるか否かという外部労働市場への関心が高まっている。この関心の高まりは以下2つの労働市場をめぐる変化に由来する。第1に若年雇用の不安定化である。初職が決定的に重要であるとする地位配分構造を支えてきた新規学卒一括採用慣行には綻びがみられる。実際、学卒後すぐに正社員の仕事を得られる者は大きく減少している(黒澤・玄田 2001; 本田 2005; Brinton 2011; 荻谷・本田 2010; 小杉 2010a)。それゆえ、初職入職以降に転職を通じて安定的なキャリアへと転じる機会を準備できるか否かが重要となっている(香川・西村 2015)。第2に女性就業の重要性の増大である。女性の多くは結婚・出産によって就業を離れる。いったん仕事を離れた女性が再就職するにあたって就くことのできる仕事は非熟練労働を中心に賃金も低く昇進の見込みの乏しいパートタイマーに偏り、結果、再就職する女性の多くは非正規雇用として就業してきた(大沢真知子 1993; 中井・赤地 2000; 西村 2014)。しかし、1986年の雇用機会均等法にはじまり女性の就業を促進する制度が整備されつつあるほか、女性の高学歴化や再就職の短期化、配偶者たる男性の経済状況の不安定化も相まって、女性就業率は増加の一途をたどっている(第1章図1.7を参照のこと)。そこで就業中断を経て再就職に至る女性が中核的な地位に参入し安定的なキャリアを歩めるのか否かも、転職を通じた機会に着目して検討すべき問題である。

転職がキャリアをよい方向に転じる機会となっているのか否かを検討するうえで重要な題材が、雇用形態、とくに正規雇用／非正規雇用間の移動である。第1章図1.5に示すとおり、この数十年で非正規雇用の比率は大きく増大した。1990年には20%に満たなかった被雇用者に占める非正規雇用者の比率は2000年代なかばには30%を越え、その後も上昇し続けている。非正規雇用と正規雇用の間には賃金の多寡や雇用の安定性、福利厚生、昇進見込み、訓練機会の有無といったさまざまな面で格差がある。正規雇用者に対する非正規雇用者の賃金水準は約60%と著しく低く(厚生労働省「賃金構造基本調査」)、両者の賃金格差は学歴や職種、勤続

年数など他の諸変数を統制してもなお残る(佐藤 2008; 太郎丸 2014; 有田 2016; 神林 2017)。くわえて非正規雇用は正規雇用と比べて離職や失職も起こりやすく、雇用の不安定性が高い(Nakazawa 2008; Takenoshita 2008; Yu 2010; 阪口 2011; 神林 2017)。非正規雇用が増加した近年の労働市場において、キャリアの途上で転職を経験することが非正規雇用へと参入するリスクであるのか、非正規雇用を脱し正規雇用の地位を得るチャンスとなっているのかを検討することは、労働市場において転職を通じた地位上昇の機会がどの程度存在するのかという現状およびその変化を明らかにするに好適である。

転職を通じたチャンスという意味で本研究と近い関心にあるのが、非正規雇用から正規雇用への転換に着目した研究群である。これらの研究の関心は転職を通じて非正規雇用から正規雇用へと移動するチャンスがどの程度あり、いかなる者がより正規雇用へと移動しやすいのかを明らかにすることにある。具体的には転職の直前から直後にかけての非正規雇用から正規雇用への移動率およびその規定要因に注目して分析が展開されてきた(相澤・山田 2008; 玄田 2008b; 太郎丸 2009; 小杉 2010b; 福井 2017)。たとえば本研究の関心と関連して転職による機会がどこにあるのかを検討しているのが四方(2011)である。四方(2011)は1年ごとの企業内移動(登用)を通じた非正規雇用から正規雇用への移行の発生確率と、企業間移動(転職)を通じた移行の発生確率を比較し、とくに男性において前者の確率がずっと大きいことをもって、正規雇用への転換機会は主として企業内にあると論じる。

以上の研究に共通するのは、転職によって正規雇用となれるのか否かという短期的な帰結を問題としている点にある。しかしこれだけでは、キャリアという縦断的な視点のもとに転職を位置づけるには不十分である。転職がその後正規雇用に就く機会となっているか否かを問題とする場合、以下の2つのプロセスを区別する必要がある。第1に、転職者の採用時点である。転職を通じた正規雇用へのアクセス機会が閉じられているのであれば、転職者は非正規雇用に就かざるを得ない。第2に、転職後のキャリアにおける地位の持続性である。同じ正規雇用であったとしても、転職を経験した者がより正規雇用から脱落しやすいとすれば、転職によって正規雇用となったとしてもその地位は安泰ではない。同様に、同じ非正規雇用であったとしても転職を経験した者がより非正規雇用にとどまりやすいとすれば、結果として転職経験は正規雇用での就業確率を低めることになる。同じ正規雇用、非正規雇用といってもその内部には格差がある。転職によってアクセスできる地位が正規雇用/非正規雇用内でもより周辺的な地位に偏っているとすれば、正規雇用からの脱落、非正規雇用への滞留を通して、転職を経験したことの不利が長期的にみても強まる、あるいははじめて顕在化することになる。ゆえに、転職経験がキャリアをよい方向に転換させているか否かを明らかにするには、長期的な視点での分析が必要である¹⁾。

そこで本章の目的は、転職が正規雇用へと移動するチャンスとなっているのか、あるいは非正規雇用へと流入するリスクとなっているのかを、短期的・長期的な結果に着目して明らかにすることにある。ただし転職といってもいかなる属性を持つ者が転職するのかによってその意味は異なってくる。そこで本章ではこれに加えて、転職入職時の年齢および学歴によって転職

¹⁾ この点に関連して小杉(2010b)は、調査実施時点で正規雇用でない者のなかにもかつて一度は非正規雇用から正規雇用への移行を経験していた者が少なくないことを指摘し、正規雇用になったからといって必ずしもその地位は安定的でなく流動的であることを指摘している。本章の分析はこうした正規雇用の安定性に着目したものとしてみても意義をもつ。

の結果がいかに異なるかについても検討する。年齢が高いほど、学歴が低いほど非正規雇用からの脱出が難しいことは多くの研究で一致する知見である(相澤・山田 2008; 玄田 2008b; 小杉 2010a; 四方 2011; 森山 2015; 福井 2017)。しかしこれらは先に述べたとおり短期的な帰結に限った分析であるため、転職経験後における正規雇用の維持や非正規雇用への滞留に対しての影響については検討の余地が残されている。以上について、非正規雇用の増加が問題となる直前の1980年代後半から、その増加が頭打ちとなった2010年代前半の時期を対象として分析する。

本章の構成は以下のとおりである。第2節では企業における正規雇用・非正規雇用の位置づけについて述べ、転職者が非正規雇用との親和性がより高い位置づけにあることを論じる。そのうえで、転職経験の短期的・長期的影響を捉えるための枠組みを提示する。第3節では分析に用いるデータと対象、変数について述べる。第4節では転職経験がその後のキャリアに与える短期的・長期的影響を雇用形態の移動に着目して分析する。第5節では分析で得られた結果をまとめ、その含意について議論する。

2 分析枠組み

2.1 正規／非正規雇用の分断と転職の位置づけ

本章では正規／非正規雇用をそれぞれ閉鎖的／開放的システム(Sørensen & Kalleberg 1981; Sørensen 1983)として位置づける。Sørensen & Kalleberg (1981) および Sørensen (1983) の議論によれば、労働市場における雇用主-労働者間関係は以下の2つのシステムに分けることができる。第1に閉鎖的システム(closed position system)である。ここでは、労働者はOJTにより技能を習得し、システムの内部には職務の階梯(job ladder)があり、労働者は組合などを通じて雇用主に対して交渉力を行使する。第2に開放的システム(open position system)である。これは閉鎖的システムとは逆の特徴を呈し、職務は短期の需要に対応するために発生し、在職期間にも定めが設けられることが多く、雇用主に対する労働者の交渉力は弱い。

この枠組みを日本の労働市場に適用したばあい、正規雇用は閉鎖的システム、非正規雇用は開放的システムに対応するといえる。正規／非正規雇用はたんなる雇用契約の違いにとどまらず、メンバーシップあるいは身分の違いとさえ捉えられてきた(大沢真理 1993; 稲上 1999; Keizer 2008; 濱口 2009; Imai 2011)。正規雇用者は企業の中核的な成員として訓練を施され、労働組合への加入などを通して雇用主に対する交渉力を持ち、企業内での昇進のチャンスが開かれている。一方で非正規雇用者は周辺的な成員として位置づけられ、技能訓練の機会は乏しく、労働組合からは排除される傾向にある。このように正規／非正規雇用は先に述べた閉鎖的／開放的システムと多くの特徴を共有している。

以上の正規／非正規雇用の分断のなかで、転職者は短期的な労働需要に対応する周辺的な労働力として非正規雇用へと位置づけられると考えられる。これは以下2点の日本の労働市場の特徴によって支えられている。第1に、新規学卒一括採用である。企業の安定的な雇用を得るタイミングは新卒時点に集中している(岩永 1983)。一方でこのタイミングを逃した者は、その後のキャリアで安定的な雇用を得るのが難しくなる(石田 2005; 酒井・樋口 2005; Kondo

2007; 香川 2011; 佐藤 2011). 第2に, 長期雇用を前提とした強固な内部労働市場である. より高い, より安定的な地位は主として内部労働市場の成員に対して配分される (小池 2005). 以上の特徴により, 外部労働市場を通じた移動である転職は, 労働者を安定的な地位である正規雇用へと配分する契機というよりはむしろ, より不安定な地位である非正規雇用へと配分する契機となっていると考えられる.

2.2 雇用の持続性にみる雇用形態内の異質性

転職によって正規雇用となればその地位は一様に安定的であり, 他方で非正規雇用となれば一様にそこからの脱出が難しいとすれば, 転職後の長期的なキャリアをみる必要はない. しかし実際には, 同じ正規雇用/非正規雇用といってもその内部には異質性がある. 第1節ですでに確認したとおり正規雇用と非正規雇用の間の格差は確かに大きい, しかしそれだけでなく正規雇用内, 非正規雇用内にも格差がある. 正規雇用の内部には賃金決定システムの異なる複数のセグメントが存在する (鈴木 2018). 他方で非正規雇用のなかにも内部労働市場の下位層として位置づけられるべき群が存在するとの指摘がある (玄田 2008a). したがって, 転職経験者は正規雇用を十分に維持できているのか, 逆に, 非正規雇用へと滞留しているのかという長期的な帰結も考慮すべき問題である.

転職を経て得られる雇用は, 正規雇用にせよ非正規雇用にせよ同じ雇用形態のなかでもより労働市場の周辺的な位置に偏っていると考えられる. たとえば佐藤 (2018) は, 内部労働市場が発達していると想定される大企業の正規雇用者に占める転職者の割合が小さいことを示しているほか, 中小企業では外部労働市場から正規雇用者を雇い入れることが多い (福井 2015). また転職者は半非熟練マニュアル職や女性ではサービス職などより下層の職業に集まりやすい (第3章参照). 以上より, 転職経験者は同じ正規雇用であっても非正規雇用へと移動するリスクがより高いと考えられる. 同様に, 転職経験者は同じ非正規雇用のなかでもスキルレベルが低く不安定な職務に従事するために, 非正規雇用から正規雇用へと転換するチャンスに乏しいと考えられる.

2.3 短期的な結果と長期的な結果を捉える枠組み

本章の目的は, 転職経験が短期的・長期的にみてその後のキャリアを好転させるチャンスとなり得ているのかを明らかにすることにある. ではここで短期的な結果と長期的な結果をいかにして捉えればよいのか. 以下にその枠組みを提示する.

まず短期的な結果については, 転職直後の雇用形態と転職直前の雇用形態を比較することで行う. 表 5.1[A] には説明のため, 転職直前・直後の雇用形態に関する移動表を示した²⁾. 行が転職直前の雇用形態, 列が転職直後の雇用形態を示す. 転職を通じて正規雇用へとアクセスする機会が豊富に開かれているならば, 転職直前と比較して転職直後には正規雇用の割合が増加し, 非正規雇用の割合は減少するはずである. すなわち, 転職直後の正規雇用割合から転職直前の正規雇用割合を減じた $(P_{11} + P_{21}) - (P_{11} + P_{12}) = P_{21} - P_{12}$ の値が正であれば, 転職は

²⁾ もちろん自営・家族従業や無業への移動についても考えることができるが, ここでは議論を単純化するため正規雇用と非正規雇用間の移動に限定する.

正規雇用への移動につながるチャンスとなっていると判断できる。本章ではこの値を指して正規雇用への流入率とよぶ。

表 5.1 転職前後の雇用形態に関する移動表（架空例）

[A] 短期的な変化				
		転職直後		
転職直前		正規雇用	非正規雇用	合計
正規雇用		P_{11}	P_{12}	$P_{11} + P_{12}$
非正規雇用		P_{21}	P_{22}	$P_{21} + P_{22}$
合計		$P_{11} + P_{21}$	$P_{12} + P_{22}$	

[B] 長期的な変化				
		$t + 1$		
	t	正規雇用	非正規雇用	合計
転職経験あり	正規雇用	P_{111}	P_{121}	$P_{111} + P_{121}$
	非正規雇用	P_{211}	P_{221}	$P_{211} + P_{221}$
	合計	$P_{111} + P_{211}$	$P_{121} + P_{221}$	

		$t + 1$		
	t	正規雇用	非正規雇用	合計
転職経験なし	正規雇用	P_{112}	P_{122}	$P_{112} + P_{122}$
	非正規雇用	P_{212}	P_{222}	$P_{212} + P_{222}$
	合計	$P_{112} + P_{212}$	$P_{122} + P_{222}$	

注) 各セルは全体を 1 としたときの割合を示す。

ついで長期的な結果をみるための枠組みを説明するため、表 5.1[B] に、転職経験のある者とない者における、時点 t から $t + 1$ にかけての雇用形態の移動表を示した。転職経験後のキャリアの見込みに着目する場合、転職を経験した後のキャリアで正規雇用に残り続けることができるか、および、転職を経験した後のキャリアで非正規雇用から上昇することができるかを、転職を経験していない場合のキャリアと比べる必要がある。もし転職を経験した者が同じ雇用形態のなかでもより不安定な正規雇用・非正規雇用に就いているのであれば、以下の (1) または (2) の一方または両方が成り立つ³⁾。

- (1) 転職経験がある場合、転職経験がない場合と比べて正規雇用にとどまりにくく、非正規雇用に移りやすい。すなわち、 $P_{121}/P_{111} > P_{122}/P_{112}$ である。
- (2) 転職経験がある場合、転職経験がない場合と比べて非正規雇用から正規雇用へと上昇しにくい。すなわち、 $P_{211}/P_{221} < P_{212}/P_{222}$ である。

このように転職経験の長期的な結果をみるためには、転職経験のない場合のキャリアと、転職経験のある場合のあるキャリアとを比較する必要がある。ここで注意すべきは、転職経験に働くセレクションである。転職を経験した者が正規雇用に残りやすく、非正規雇用に残りやすいという特性を持っている場合には、先の 2 つに適合する結果が得られたとしてもそれを即座に転職経験の効果とよぶことはできない。したがって分析では転職経験の効果を適切に取り出せるよう、転職とその後のキャリアの両者に影響する要因を統制する必要がある。これに

³⁾ なお (1) は $P_{121}/(P_{111} + P_{121}) > P_{122}/(P_{112} + P_{122})$ としてもよく、(2) も $P_{211}/(P_{211} + P_{221}) < P_{212}/(P_{212} + P_{222})$ としてもよい。いずれも左辺と右辺の大小関係は一致する。ここで本文のように定義しているのは、分析で用いるロジスティック回帰分析との対応を重視したためである。

よって、転職を経験したことがその後のキャリアをよい方向へと転じる契機であったのかを判断することができる。

3 データと方法

分析に使用するデータはSSM1995, 2005, 2015である。データの詳細については第2章を参照されたい。

分析に際しては各調査で収集された職業経歴情報よりパーソン・イヤー形式のデータを作成する。各分析におけるサンプルを模式図として示したのが図5.1である。この図では、横軸に時代、縦軸に年齢をとっている。SSM調査では回答者から回顧的に収集した職業経歴情報をもとに、図に示した範囲のパーソン・イヤーを得ることができる。分析対象は1985–2014年における18–49歳の被雇用者とする。高い年齢ではとくに男性において非正規雇用（とりわけ嘱託）となる者が急増する。しかし高い年齢における転職や非正規雇用はそれ以前の年齢における転職や非正規雇用とは意味が異なるため、ここでは年齢を49歳までに限定した⁴⁾。用いる変数に欠損のあるパーソン・イヤーは分析から除外する。

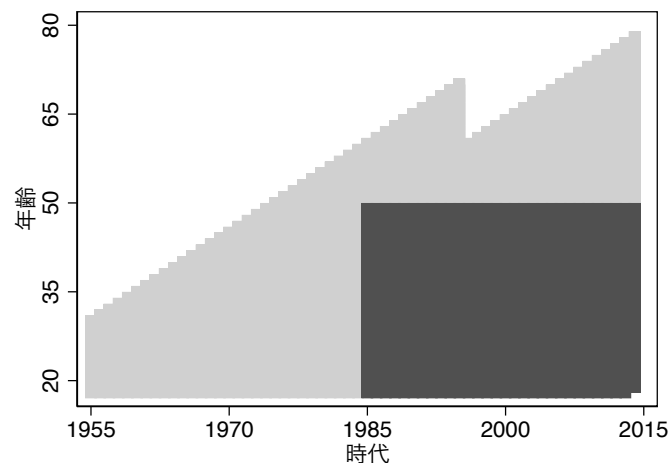


図 5.1 本章のサンプル設定

本章の分析は転職前後の短期的な結果と、転職経験がその後の移動に与える長期的な影響を明らかにするという2つから構成される。共通に使用される変数である雇用形態は非正規雇用（パート・アルバイト、臨時雇用、派遣社員、契約社員、嘱託）か、正規雇用（経営者、常時雇用されている一般従業者）かを示す2値変数により定義する。

短期的な影響の分析においては観察期間中（1985–2014年、18–49歳）に発生した転職入職を単位とする。ここでの転職の定義は、初職入職後、前職を離れ、観察期間中に新たな職場に入職したことによって定義される。すなわち観察期間以前に転職を経験していたとしても、観察期間中に転職しない限りは転職経験ありとはカウントされない。このような処理を起こった

⁴⁾ テクニカルな理由としては、年齢の上限を引き上げると、古い年の高い年齢のサンプルはSSM2005, 2015では捕捉することができず、代表性に問題がある。なお年齢の上限を54歳に引き上げたうえで分析を行ったが、得られる結論に大きな違いは生じなかった。

理由は、ここでの関心が 1985–2014 年という時代において転職がいかなる意味を持っていたのかを明らかにすることにあるからである。

長期的な影響の分析においては、やはり観察期間中に転職入職が本章における最も重要な独立変数が転職経験を示す変数である。ここでは以下の 2 種類の変数を作成する。第 1 に、観察期間中（1985–2014 年、18–49 歳）に新たな職場へと転職入職した場合、それ以降をすべて 1、それ以前を 0 とする変数である。観察期間中に一度も転職していない場合はすべて 0 とする。これは、観察期間中に発生したすべての転職を捕捉する変数である。

ついで、転職者の属性および転職が起こった時代によって転職経験の効果が異なるか否かを検討するため、以下の変数を考慮する。第 1 に転職者の学歴である。これは中学、高校、専門学校、短大高専、大学大学院の 5 カテゴリを用いる。第 2 に転職入職時の年齢である。これは新たな職場に入職したときの年齢を使用し、連続変数として扱い、1 次および 2 次の項を投入する。以上の変数はいずれも転職経験後でないパーソン・イヤーについてはすべて 0 とする。第 3 に転職入職年である。これは転職入職が発生した年（1985–2014 年）により定義される。

統制変数として、婚姻状態と末子年齢を組み合わせて作成したライフステージを表す変数を用いる。配偶者なし、結婚・子なし、末子 0–2 歳、末子 3–5 歳、末子 6 歳以上の 5 カテゴリを作成する。なお離死別の場合は、子どもがいない場合は結婚・子なし、子どもがいる場合は末子の年齢に合わせて、末子 0–2 歳、末子 3–5 歳、末子 6 歳以上のいずれかのカテゴリに割り当てる。男性の場合は家族を持つことによって就業へのコミットメントを強める一方で、女性は弱めるという性別役割分業が存在する（麦山 2016b）。このように家族は正規雇用・非正規雇用の選択に影響する重要な変数と考えられるため、これを統制する。なおこの変数については SSM1995、SSM2005、SSM2015 で作成方法に若干の違いがある。詳しくは巻末補足 C を参照のこと。

前節で述べたとおり、長期的な影響に関する分析では、転職経験とキャリアの双方に影響する交絡変数を統制する必要がある。ここでは、年齢（2 次および 3 次の項を含む）、時代（1985–1989 年、1990–1994 年、1995–1999 年、2000–2004 年、2005–2009 年、2010–2014 年の 6 カテゴリ）、学歴（中学、高校、専門学校、短大高専、大学大学院）、初職職業（専門技術、事務、販売、サービス、熟練マニュアル、半非熟練マニュアルの 6 カテゴリ、少数であるが管理は専門技術に、農業は半非熟練マニュアルに含める）、初職企業規模（1–29 人、30–299 人、300–999 人、1000 人以上、官公庁、わからないの 6 カテゴリ）、調査年（SSM1995、SSM2005、SSM2015）を使用する。

4 分析結果

4.1 転職入職率と非正規雇用率の趨勢

本章の対象である 1985–2014 年の 30 年間（18–49 歳）で、転職入職率と非正規雇用比率はどのように推移してきたのだろうか。図 5.2 には、被雇用労働者における転職入職率および非正規雇用比率の推移を示した。第 1 章図 1.5 でも確認したとおり、この 30 年間で非正規雇用比率は急速に増加した。1980 年代後半では数 % に過ぎなかった男性被雇用者の非正規雇用比率は 10% を越えた。女性でも非正規雇用比率は 20% 近く上昇して、50% に迫る勢いである。

またこの時期、転職入職率も上昇した。とくに顕著な上昇がみられるのは1990年代後半から2000年代半ばにかけてである。この傾向は第1章図1.2の「雇用動向調査」とも一致する。1990年代後半から2000年代半ばにかけては転職入職率と非正規雇用比率はいずれも上昇しており、雇用の流動化と非正規雇用の拡大が相伴って進行したことが確認できる。

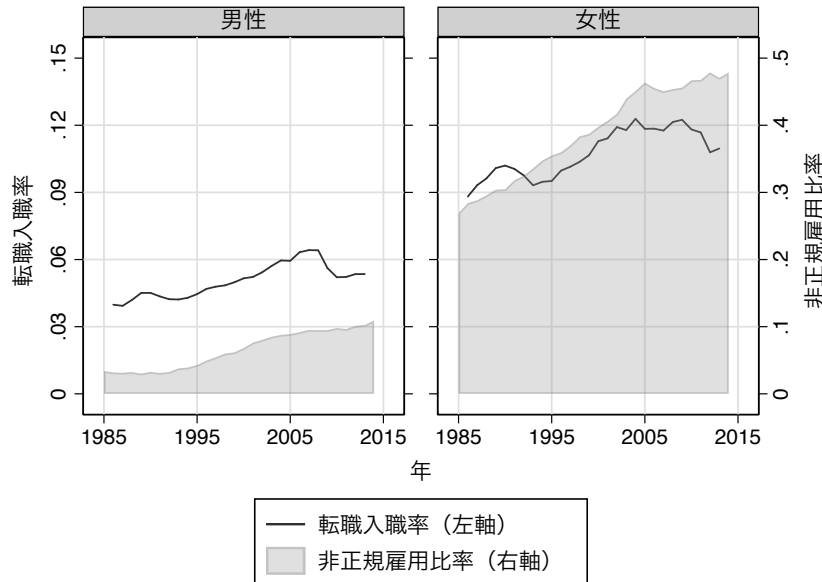


図5.2 男女別にみた転職入職率と非正規雇用比率の推移，1985–2014年

出所) SSM1995–2015。

注) 転職入職率=18–49歳転職入職者数 / 18–49歳被雇用者数。非正規雇用比率=18–49歳非正規雇用者数 / 18–49歳被雇用者数。各年の転職入職率の値は前後1年間の移動平均をとった値を示す。被雇用者(パーソン・イヤー)数: 男性81,550, 女性66,719。

4.2 転職が非正規雇用率に与える短期的影響

4.2.1 転職入職と正規/非正規雇用との関係

1985年から2014年までの30年間で、転職の増加と非正規雇用の拡大はいかに関係していたのか。両者の関係を捉えるうえでまず転職の前後でいかなる雇用形態間移動が起こっていたのかをみる。男女別に正規/非正規雇用間の移動パターンごとの転職入職率の推移を示したのが図5.3である。男性についてみると、この期間正規雇用内の移動はほとんど増加していないのに対して、転職による非正規内転職、非正規から正規への転職、正規から非正規への転職がいずれも1990年代なかばから2000年代なかばにかけて増加している。これらが全体の転職入職率の増加に寄与していたといえる。女性に関しては男性以上に急激な非正規雇用の拡大の影響を受けて、正規内の転職は減少し、非正規内の転職が急増した。非正規雇用の増大は非正規雇用からの転職入職を増加させるが、非正規から非正規への転職と比べると、非正規から正規への転職はあまり増加していない。ただし、正規から非正規への転職は2000年代後半を境にやや減少している。

では、転職は短期的には正規雇用への上昇の契機であるのか、それとも非正規雇用への流入の契機となっているのかをみしてみる。第2.3に述べたとおり転職直後の正規雇用割合から転職

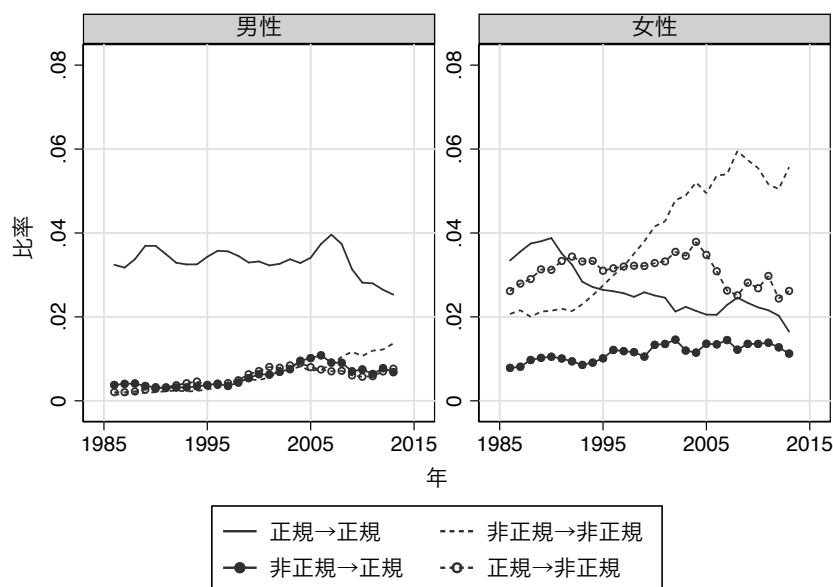


図 5.3 男女別，雇用形態間移動のパターンを分けた転職入職率の推移，1985-2014 年

出所) SSM1995-2015.

注) 正規→正規：前職が正規雇用であり，かつ入職先が正規雇用の場合の転職入職率。非正規→非正規：前職が非正規雇用であり，かつ入職先が非正規雇用の場合の転職入職率。非正規→正規：前職が非正規雇用であり，かつ入職先が正規雇用の場合の転職入職率。正規→非正規：前職が正規雇用であり，かつ入職先が非正規雇用の場合の転職入職率。これらを足し合わせた値は全体の転職入職率に一致する。いずれの値も前後 1 年間の移動平均をとった値を示している。転職入職総数：男性 3,914，女性 6,997。

直前の正規雇用割合を減じて正規雇用への流入率を求めその値の推移をプロットしたのが図 5.4 である。男性についてみると，1990 年ころから 2000 年代前半ころまでは負の値をとり，転職は短期的には非正規雇用への流入をもたらした。一方で 1980 年代後半や 2000 年代半ば以降は負の値をとり，この時期においては非正規雇用比率を下降させる方向に寄与したといえる。とはいえこれらの値はもっとも大きい時期で 0.5% にも満たず，短期的にみれば転職による短期的な変動はさほど大きくないといえる。

女性ではすべての期間において正規雇用への流入率は負の値をとり，転職は非正規雇用への流入の契機となっていることがうかがえる。ただし第 3 章図 3.4 で確認したように，女性の場合は転職入職に至る者のうち，家庭の理由によって離職した者がパートタイマーとして再就職するという部分を含んでいる。そこで前職を家庭の理由⁵⁾によって離職した者を除外して推計してみても，非正規流入率の値は 0 に近づくもののほぼすべての期間で負の値をとる（結果については巻末補足 D 図 A.3 を参照のこと）。したがって女性にとっては転職を通じて非正規雇用へと流入するという動きは男性よりも明瞭である。ただし 2000 年代後半以降はそれ以前と比べるとやや負の値が小さくなっており，マクロ的には転職の意味は変わってきている可能性がある。

⁵⁾ 離職理由の定義は第 3 および巻末補足 D を参照のこと

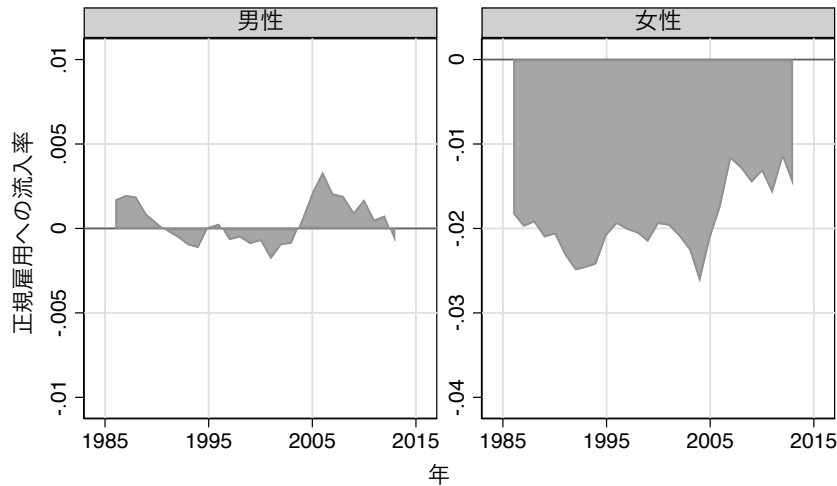


図 5.4 男女別、転職入職による正規雇用への流入率，1985-2014 年

出所) SSM1995-2015。

注) 非正規流入率 = 正規雇用から非正規雇用への転職入職率 - 非正規雇用から正規雇用への転職入職率。正規雇用から非正規雇用への転職入職率および非正規雇用から正規雇用への転職入職率の値は図 5.3 を参照。各値は前後 1 年間の移動平均をとった値を示している。男性と女性で縦軸の値が異なることに注意されたい。

4.2.2 だれが転職によって正規雇用を得るのか

以上、転職入職と雇用形態移動の関係をみてきた。しかし、誰もが転職によって非正規雇用となるわけではなく、その確率は転職者のもつ属性によって異なる。ここでは学歴および年齢に着目して、どのような属性を持つ者が転職によって非正規雇用となるのかを検討する。転職入職を単位として、非正規雇用へと移動するか否かを従属変数とするロジットモデルを推定する。ここでは同一個人が複数回サンプルに含まれ得るというネスト構造を考慮したランダム効果ロジットモデル (Teachman 2011; Rabe-Hesketh & Skrondal 2012) を用いる。個人を i 、転職入職を j とし、個人 i が j 番目の転職入職によって得る雇用形態を Y_{ij} (1 が正規雇用, 0 が非正規雇用を意味する) としたとき、推定するモデルは以下のとおり表せる。

$$\log \frac{\Pr(Y_{ij} = 1)}{\Pr(Y_{ij} = 0)} = \mathbf{X}_{ij}\beta_1 + u_{i1}, \quad u_1 \sim N(0, \sigma_{u1}^2)$$

転職入職後に正規雇用となりやすいといっても、正規雇用の地位を維持しやすいことによるのか、あるいは非正規雇用から正規雇用へと上昇しやすいことによるのかによってその意味は異なる。そこで分析では以下のように前職の雇用形態を条件づけたうえで転職入職によって正規雇用となる確率に与える影響についても検討する。

$$\log \frac{\Pr(Y_{ij} = 1 | Y_{i,j-1} = 1)}{\Pr(Y_{ij} = 0 | Y_{i,j-1} = 1)} = \mathbf{X}_{ij}\beta_2 + u_{i2}, \quad u_2 \sim N(0, \sigma_{u2}^2)$$

$$\log \frac{\Pr(Y_{ij} = 1 | Y_{i,j-1} = 0)}{\Pr(Y_{ij} = 0 | Y_{i,j-1} = 0)} = \mathbf{X}_{ij}\beta_3 + u_{i3}, \quad u_3 \sim N(0, \sigma_{u3}^2)$$

いずれも u_i は他の変数と相関を持たず正規分布するランダム変数と仮定する。

以上のモデルの推定結果を表 5.2 に示した。いずれのモデルも学歴、転職入職時の年齢に加えて、統制変数として転職入職年ダミー、ライフステージダミー、調査年ダミーを投入してい

る。転職入職時年齢については1次の項、2次の項、3次の項まで考慮し最も適合度のよいモデルを選択した。結果、男性では3次の項まで考慮したモデルが、女性では1次の項まで考慮したモデルが採択された⁶⁾。いずれも係数が正であれば転職入職後に正規雇用となりやすいことを意味する。

まず男性の結果を確認する。(1)式は前職の雇用形態を区別せず、転職入職後に正規雇用となるか否かを従属変数としたモデルである。ここでの関心は学歴と年齢の効果である。学歴に関しては中学および高校の係数が有意な正の値を示す。大学大学院卒と比べて学歴が低い者は転職によって非正規雇用となりやすい。ついで転職時年齢の係数は、具体的には30歳ころに向かって急激に上昇し、その後緩やかに下降するという山型の曲線を呈する。30歳ころまでは年齢が高くなるほど転職後に正規雇用となりやすくなるが、それ以降この関係は逆転し、以降年齢が高くなるほど転職によって正規雇用となりにくくなる。なお3次の項まで考慮しているため転職入職時年齢の係数の形状は直感的にはわかりにくい。この点については巻末補足 A.4 に係数の推移を図示しているので参照されたい。

ついで(2)式では前職が正規雇用の者にサンプルを限定し、(3)式では前職が非正規雇用の者にサンプルを限定して、それぞれ転職後に正規雇用となるか否かを従属変数とするモデルを推定した。学歴は(3)式のみで有意である。前職で正規雇用であれば正規雇用を保持しやすいが、前職が非正規雇用である場合には、学歴が正規雇用に入るためのシグナルとなっている可能性がある。ただし有意ではないとはいえ、中学や高校の係数自体は負であることには注意されたい。転職時年齢の係数は、(2)式は30歳ころにピークを迎えその後緩やかに減少するのに対して、(3)式は26歳ころにピークを迎えその後急激に減少する。30歳ころを境として、年齢が高くなるほど正規雇用を維持することも、非正規から正規へと転じることも難しくなっていくが、非正規から正規に転じる場合に年齢が高いことの不利はより現れやすいといえる⁷⁾。

ついで女性の結果を確認する。(1)式をみると、学歴の効果は専門学校を除いてはすべて有意な正の値を呈する。女性においても、総じて学歴が低いほど転職後により正規雇用となりにくい。一方で男性とは異なり、転職時の年齢は有意な値を示さない。

(2)式および(3)式では、とくに学歴に関して有意となる変数が異なっている。正規雇用からの移動に関する(2)式では高校および短大高専の係数が有意な負の値を示す一方で、中学の係数はほぼ0であり有意でない。一方で非正規雇用からの移動に関する(3)式では中学の係数のみが有意な負の値を示す。いったん非正規雇用に入った場合、中学卒の者は正規雇用へと転じることが難しくなるが、高校卒および短大高専卒の場合はそれよりむしろ、正規雇用からの離脱が生じやすいといえる。大学大学院卒と比べて転職によって正規雇用になりにくいといって

⁶⁾ こうした手続きをとったのは、転職時の年齢が正規雇用への移動に与える影響がいかなる関数型にしたがうのかについて理論的な予測が明確でないためである。そこでここではこうした探索的な方法によってモデルを選択することとしている。具体的な手続きとしては、1次の項まで考慮したモデルを基準として、高次の項を追加したときに尤度比検定で5%水準で帰無仮説が棄却された場合、高次の項を追加したモデルを採択する。

⁷⁾ ここで転職入職年の解釈について注意されたい。転職入職年の係数は近年になるほどより大きな負の値を呈するようになっており、近年ほど転職後には正規雇用となりにくくなっている。しかし図5.2で述べたとおり近年ほど非正規雇用比率は上昇しており、この周辺分布の変化が図5.3のように非正規から非正規、非正規から正規、正規から非正規への転職入職の増加に反映される。つまり、転職者に限らず誰もが近年ほど非正規雇用につきやすくなっている。したがってここでの転職入職年の係数を「転職を通じて非正規雇用となるリスクが強まっている」と読むことはできず、あくまでこれらの係数は非正規雇用の分布の変化を捉えているとの解釈に留めるべきである。

表 5.2 転職前後での非正規雇用への移動に関するランダム効果ロジットモデル

	男性			女性		
	(1) →正規	(2) 正規 →正規	(3) 非正規 →正規	(1) →正規	(2) 正規 →正規	(3) 非正規 →正規
前職正規雇用	1.301*** (0.119)			0.638*** (0.074)		
学歴 (ref: 大学大学院)						
× 中学	-0.722*** (0.200)	-0.552 (0.286)	-0.948** (0.367)	-0.349* (0.168)	0.099 (0.236)	-0.762** (0.255)
× 高校	-0.314* (0.129)	-0.180 (0.175)	-0.536* (0.246)	-0.399*** (0.112)	-0.435** (0.151)	-0.300 (0.169)
× 専門学校	0.067 (0.172)	-0.027 (0.230)	0.246 (0.322)	0.017 (0.127)	0.036 (0.171)	-0.078 (0.193)
× 短大高専	-0.489 (0.326)	-0.642 (0.438)	-0.320 (0.575)	-0.362** (0.128)	-0.481** (0.173)	-0.189 (0.190)
(転職時年齢 - 20)/10	1.663*** (0.378)	2.046*** (0.517)	1.885** (0.697)	-0.115 (0.063)	-0.095 (0.088)	-0.239* (0.097)
((転職時年齢 - 20)/10) ²	-1.245*** (0.357)	-1.376** (0.482)	-1.886** (0.700)			
((転職時年齢 - 20)/10) ³	0.230* (0.091)	0.237* (0.120)	0.414* (0.184)			
転職入職年 (ref: 1985-1989 年)						
× 1990-1994 年	-0.610*** (0.177)	-0.693** (0.237)	-0.662 (0.362)	-0.266** (0.099)	-0.423** (0.129)	-0.062 (0.180)
× 1995-1999 年	-0.671*** (0.180)	-0.744** (0.245)	-0.715* (0.337)	-0.533*** (0.104)	-0.779*** (0.143)	-0.236 (0.178)
× 2000-2004 年	-1.318*** (0.178)	-1.748*** (0.252)	-0.773* (0.320)	-0.788*** (0.108)	-0.912*** (0.150)	-0.551** (0.178)
× 2005-2009 年	-1.220*** (0.198)	-1.705*** (0.287)	-0.736* (0.336)	-0.867*** (0.125)	-0.973*** (0.179)	-0.723*** (0.198)
× 2010-2014 年	-1.675*** (0.218)	-1.947*** (0.321)	-1.393*** (0.376)	-0.789*** (0.139)	-0.985*** (0.203)	-0.583** (0.212)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)						
既婚・子なし	0.951*** (0.217)	1.043*** (0.278)	0.791 (0.461)	-1.007*** (0.121)	-1.224*** (0.164)	-0.913*** (0.208)
末子 0-2 歳	1.166*** (0.210)	1.372*** (0.273)	0.972* (0.436)	-1.156*** (0.124)	-1.169*** (0.163)	-1.183*** (0.217)
末子 3-5 歳	0.492* (0.236)	0.507 (0.290)	0.191 (0.634)	-1.339*** (0.131)	-1.806*** (0.184)	-0.663** (0.204)
末子 6 歳以上	1.197*** (0.212)	1.284*** (0.274)	1.211* (0.488)	-1.125*** (0.130)	-1.376*** (0.179)	-0.708*** (0.200)
調査年 (ref: SSM1995)						
SSM2005	-1.017*** (0.309)	-0.910* (0.373)	-1.531* (0.679)	-0.106 (0.145)	-0.029 (0.182)	-0.478 (0.256)
SSM2015	-1.062*** (0.307)	-0.762* (0.371)	-1.898** (0.677)	-0.130 (0.143)	-0.040 (0.180)	-0.469 (0.252)
Constant	2.046*** (0.369)	3.319*** (0.463)	2.689*** (0.742)	0.703*** (0.190)	1.563*** (0.238)	0.611* (0.296)
σ_u	0.470* (0.205)	1.252** (0.482)	0.864* (0.439)	0.971*** (0.174)	1.511*** (0.326)	0.780** (0.289)
Log likelihood	-1615.057	-1075.208	-504.226	-4107.139	-2496.256	-1598.503
N of persons	2204	1964	545	3750	2960	1908
N of person-years	3914	3120	794	6997	3917	3080

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す.

も、正規雇用から脱落しやすいという意味での不利さと、非正規雇用に滞留しやすいという意味での不利さのいずれであるのかという点で両者には違いがある。また転職時年齢は(3)式において有意な負の値を示す。年齢が高くなるほど転職を通じて非正規から正規へと転じることが難しくなるといえ、この点は男性と近い結果である。

4.3 転職経験の長期的な影響

4.3.1 転職経験者と非転職経験者の移動率比較

前項の分析では転職前後の短期的な変化に着目して転職を通じて正規雇用を得るチャンスがどれほどあるのかを分析した。本節では時間的な視野を広げて、転職経験の長期的な帰結に着目して、転職後に正規雇用となった者はその地位を維持するのか、あるいは非正規雇用となった者はそこから脱出できるのか、という長期的な視点から転職経験の意味を分析する。

転職経験の有無別に、正規から非正規への、非正規から正規への移動が各年でどの程度起こっているのかをみたのが図 5.5 である。男性については、ほぼすべての期間において転職経験があるほうが正規から非正規への移動率が高い。転職経験のない者における移動の発生率は毎年 0.2% から 0.5% 程度であるが、転職経験のある者では 0.5% から 1% 程度におよぶ。非正規から正規への移動率は 1995 年前後で関係が逆転しており、1995 年以前には転職経験があるほうが非正規から正規への移動率が高いが、1995 年以降この関係は反転している。とはいえ全体の傾向としては転職経験があるほうが非正規から正規への移動率は低いようである。女性は全体として正規から非正規への移動の発生率が男性よりも高く、他方で非正規から正規への移動の発生率は男性よりも低い。すなわち男性と比べると非正規雇用に参加しやすく滞留しやすい。女性では、多くの期間において転職経験があるほうが正規から非正規への移動が起こりやすく、非正規から正規への移動が起こりにくいという傾向が見て取れる。

4.3.2 転職経験が移動率に与える効果とその異質性の検討

以上で見られた関係はあくまで 2 変量での比較であり、転職経験者と非転職経験者の間にはさまざまな属性の違いがある。そこで、他の変数を統制したうえで転職経験が特定の移動を促す/抑制する効果をもつかどうかをここで検討する。具体的には、状態 j から状態 k への移動のハザードに与える影響を推定する。ハザードは以下のとおり表される。

$$h_{jk}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T_{jk} \leq t + \Delta t, k = K | t < T_{jk}, j = J)}{\Delta t}$$

ここでは、状態 1 (正規雇用) から 0 (非正規雇用)、状態 0 (非正規雇用) から状態 1 (正規雇用) への移動という 2 パターンの移動のハザードに対する転職経験の効果を推定する。推定に際しては同一個人は複数回リスクセットに含まれるというデータの構造を考慮し、以下のランダム効果ロジットモデルを用いる。

$$\log \frac{h_{i10}(t)}{1 - h_{i10}(t)} = \mathbf{X}_{itj} \boldsymbol{\beta}_{10} + u_{i10}, \quad u_{i10} \sim N(0, \sigma_{10}^2)$$

$$\log \frac{h_{i01}(t)}{1 - h_{i01}(t)} = \mathbf{X}_{itj} \boldsymbol{\beta}_{01} + u_{i01}, \quad u_{i01} \sim N(0, \sigma_{01}^2)$$

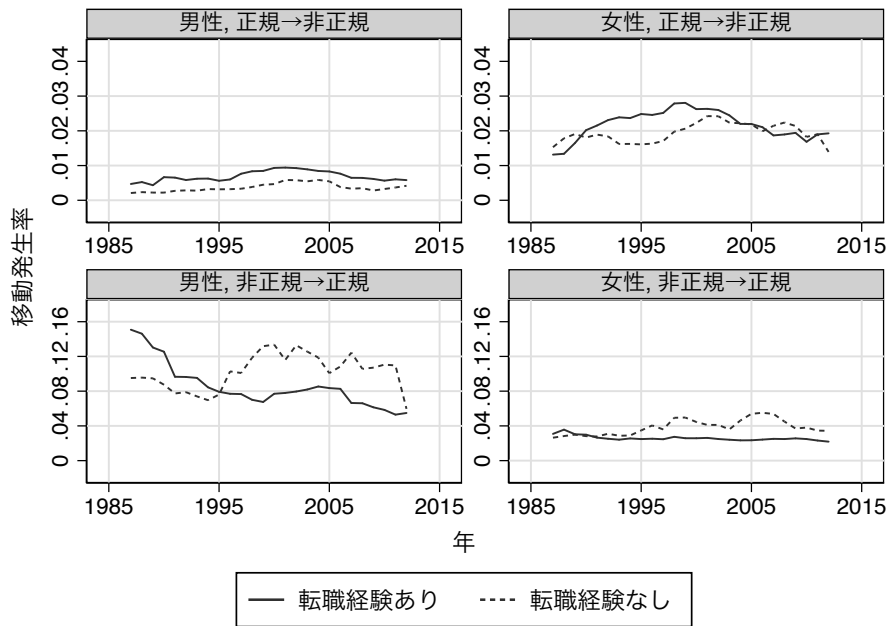


図 5.5 男女別，転職経験の有無ごとにみた雇用形態間移動の発生率，1985–2014 年

出所) SSM1995–2015.

注) 各年において，観察期間中に転職を経験した者と経験していない者との間で各移動の発生率を比較した。各値は前後 2 年間の移動平均をとった値を示している。パーソン・イヤー数：男性正規雇用 74,569 (転職経験あり 22,529, 転職経験なし 52,040)，男性非正規雇用 4,346 (転職経験あり 2,850, 転職経験なし 1,496)，女性正規雇用 39,902 (転職経験あり 14,777, 転職経験なし 25,125)，女性非正規雇用 23,562 (転職経験あり 18,271, 転職経験なし 5,291)。

推定の結果を表 5.3 に示した。いずれについても 2 つのモデルを推定している。Model 1 は転職経験を示す変数に加えて統制変数として年齢，年齢 2 乗，年齢 3 乗，学歴，初職職業，初職企業規模，時代 (5 年区切り)，ライフステージ，調査年ダミーを投入した。これらを統制したうえで転職経験が各移動のハザードを高める効果をもつかどうかを検討する。ついで Model 2 では転職経験と学歴，転職時年齢，さらに転職入職年との交互作用項を投入する。ここでは転職入職年を考慮することによって，転職を通じてその後安定的なキャリアを歩む機会がこの 30 年間でいかに変化してきたのかを併せて検討する。転職時年齢については前項の分析と同様の手続きで 1 次の項，2 次の項，3 次の項まで考慮したモデルを推定し，男女いずれについても 1 次の項のみを考慮したモデルが採択された。同じ転職経験といっても転職者のもつ属性によって転職経験がその後の移動率に与える効果が異なるかどうかがこの関心である。

男性の結果から確認しよう。正規から非正規雇用への移動率に関する (4) 式をみると，Model 1 より転職経験は有意な正の値を示し，他の変数を統制したうえで転職経験は正規から非正規雇用への移動率のオッズを 82% ($\exp(0.599) = 1.82$) 上昇させる。転職を経て正規雇用となったとしても，その地位の持続性は相対的に低い⁸⁾。ついで Model 2 をみると，高校の係数は有意な値を示し，学歴が低いほど転職経験がその後のキャリアでも不利に働くとする予想と整合的である。そのほかの学歴も係数自体は正の値を示してはいるが，標準誤差が大きく

⁸⁾ なおここで転職を経て正規雇用となったといったとき，(1) 転職によって新たな職場に正規雇用として入職した，(2) 転職によって新たな職場に非正規雇用として入職したが，その職場で正規雇用へに転換した，という 2 種類があるが，ここではこれらを区別していないことに注意されたい。

表 5.3 転職経験がその後の移動率に与える影響に関するランダム効果ロジットモデル

	(4) 正規→非正規		(5) 非正規→正規	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
男性				
転職経験	0.599*** (0.136)	-0.260 (0.343)	0.097 (0.155)	-0.113 (0.395)
転職経験×学歴 (ref: 中学)				
× 中学		0.362 (0.511)		-0.589 (0.558)
× 高校		0.699* (0.317)		0.281 (0.330)
× 専門学校		0.434 (0.413)		0.465 (0.443)
× 短大高専		1.121 (0.847)		0.087 (0.814)
(転職時年齢 - 20)/10		0.559*** (0.148)		0.249 (0.206)
転職経験×転職入職年 (ref: 1985-1989 年)				
× 1990-1994 年		-0.091 (0.271)		-0.003 (0.346)
× 1995-1999 年		0.138 (0.272)		-0.082 (0.368)
× 2000-2004 年		-0.192 (0.318)		-0.220 (0.375)
× 2005-2009 年		-0.016 (0.386)		-0.031 (0.422)
× 2010-2014 年		0.044 (0.547)		0.353 (0.509)
σ_u	1.205** (0.376)	1.051** (0.364)	0.699** (0.262)	0.573* (0.261)
Log likelihood	-1886.553	-1876.287	-1150.374	-1147.191
N of events	324	324	371	371
N of persons	5840	5840	755	755
N of person-years	74569	74569	4346	4346
女性				
転職経験	0.331*** (0.087)	-0.484 (0.272)	0.273* (0.115)	0.605* (0.304)
転職経験×学歴 (ref: 中学)				
× 中学		0.166 (0.412)		-0.180 (0.451)
× 高校		0.337 (0.251)		0.096 (0.305)
× 専門学校		0.434 (0.283)		-0.094 (0.348)
× 短大高専		0.464 (0.288)		-0.321 (0.333)
(転職時年齢 - 20)/10		0.339** (0.108)		-0.124 (0.125)
転職経験×転職入職年 (ref: 1985-1989 年)				
× 1990-1994 年		0.326 (0.182)		-0.171 (0.189)
× 1995-1999 年		0.484* (0.195)		-0.037 (0.212)
× 2000-2004 年		0.244 (0.222)		-0.328 (0.231)
× 2005-2009 年		0.193 (0.280)		-0.626* (0.272)
× 2010-2014 年		0.701* (0.347)		-0.543 (0.340)
σ_u	0.441* (0.204)	0.300 (0.195)	0.480* (0.216)	0.666** (0.251)
Log likelihood	-3653.796	-3642.421	-2709.758	-2703.871
N of events	784	784	634	634
N of persons	4425	4425	3297	3297
N of person-years	39902	39902	23562	23562

出所) SSM1995-2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. 統制変数として年齢, 年齢 2 乗, 年齢 3 乗, 学歴, 初職職業, 初職企業規模, 年ダミー, ライフステージ, 調査年ダミーを統制. 以上の変数および切片の係数と標準誤差は巻末補足 A 表 A.4, A.5 を参照.

有意ではない. また転職時年齢の係数は有意な正の値を示し, 転職入職時の年齢が 10 歳高くなるごとに 75% ($\exp(0.559) = 1.75$), 非正規雇用への移動率のオッズが上昇する. 年齢が高くなるほど転職を通じて正規雇用へと参入することが難しくなるのみならず, 転職を経て獲得した正規雇用を維持することも難しくなっていくのである.

非正規雇用から正規雇用への移動率に関する (5) 式をみると, Model 1 および Model 2 ともに今回の関心のある変数に関してはいずれも統計的に有意でなく, 転職経験それ自体はその後

の非正規雇用から正規雇用への移動に対して影響しているとはいえない。

ついで女性の結果を確認する。(4)式では男性同様 Model 1 の転職経験の係数が有意な正の値を示し、他の変数を統制したうえで、過去に転職を経験したことは正規から非正規雇用への移動率のオッズを 39% ($\exp(0.331) = 1.39$) 高める。Model 2 をみると、男性同様に転職時年齢の係数が有意な正の値を示す。転職入職時の年齢が 10 歳高くなるごとに 40% ($\exp(0.339) = 1.40$)、非正規雇用への移動率のオッズが上昇する。また転職入職年の係数も部分的に有意であり、1995–1999 年、2010–2014 年に転職入職した正規雇用者は、1985–1989 年に入職した者と比べて、非正規雇用へと移動しやすい。

(5) 式の Model 1 をみると、男性とは異なり、他の変数を統制したうえで転職経験の係数は有意な正の値を示す。すなわち転職を経て非正規雇用となった場合、そうでない場合とくらべて 31% ($\exp(0.273) = 1.31$) 正規雇用へと転じやすい。女性の場合、転職経験後のキャリアにおいては正規雇用から非正規雇用への移動も、非正規雇用から正規雇用への移動のいずれも起こりやすくなり、リスクとチャンスの双方に開かれているといえる。Model 2 で新たに投入した交差項は 2005–2009 年の転職入職のみが統計的に有意な負の値を示す。この時期に転職入職した非正規雇用者は、正規雇用へと移動しにくい。(4)式と同様に時代の影響については明確な趨勢ではないが、少なくとも転職を経験した者が正規雇用の地位を保持しやすく、また非正規雇用へと転じやすくなっている、という方向の変化ではないようである。

5 議論

若年雇用の不安定化や女性就業率の重要性の高まりを背景として、キャリアの途上で転職を通じて安定的な地位へと参入できるか否かという、外部労働市場の機能に関心が集まっている。先行研究は転職の直後に正規雇用となるチャンスおよびその規定要因に着目して分析してきたが、キャリアという縦断的な視点をとるばあい、転職直前と直後という短期的な結果のみならず、転職後のキャリアにおいて正規雇用を安定的に維持できるか、非正規雇用へと滞留せず正規雇用へと移動するチャンスがあるのかという長期的な結果をも検討することが必要である。そこで本章の目的は、転職が正規雇用へと移動し安定的なキャリアを歩むチャンスとなっているのか、それとも非正規雇用へと流入するリスクとなっているのかを、1985–2014 年の労働市場における短期的・長期的な結果に着目して明らかにすることにあつた。

短期的な結果に着目すると、男性では転職によって正規雇用から非正規雇用に移動する者と非正規雇用から正規雇用に移る者の数はほぼ均衡しており、チャンスであるともリスクであるともいいにくい状況を示した。他方で女性では、転職によって非正規雇用へと移動する者が正規雇用へと移動する者を超過しており、転職全体としては非正規雇用への流入の契機となっていた。とはいえ、そのなかでも誰が正規雇用へと移動するのかについては異質性がある。男女とも、学歴の高い者ほど正規雇用となるチャンスは大きい。さらに男性では年齢が 20 代後半から 30 歳ころが最も正規雇用となるチャンスは広がり、その後は年齢が高くなるほど転職によって正規雇用に就くチャンスは狭まっていく。女性では年齢が高くなるほど、転職を通じて非正規雇用から正規雇用へと転じにくくなる。

長期的な結果に着目した場合、転職を経て獲得した正規雇用の地位は必ずしも安定的なものではなかった。男女とも、転職を経験した正規雇用者は、正規雇用を離れ非正規雇用へと転じ

やすい。この結果は、転職によって得られる正規雇用の地位は同じ正規雇用のなかでもより非正規雇用に近い、不安定なものに偏っていることを示唆している。キャリアという長期的な視点でみた場合、転職を経て獲得した正規雇用の地位は必ずしも安泰ではなく、その後のキャリアでそこから脱落する可能性は転職を経験していない場合と比べて相対的に大きい。ただし女性に関しては、転職経験後のキャリアには、正規雇用から非正規雇用へと移動しやすいというリスクとしての側面のみならず、転職経験後に就いた非正規雇用では正規雇用へと移動しやすいというチャンスとしての側面もあった。なぜこうした関係が生ずるのかについては今後さらなる検討が必要であるが、キャリアという縦断的な視点での分析からみたとき、非正規雇用に就くから不利、正規雇用に就くから有利、という単純な図式には修正が必要である。

転職経験のキャリアは不安定であるという関係は、この30年間で大きく変化していなかった。具体的には、転職経験後に得る正規雇用の持続性は低い（非正規雇用へと転じやすい）という関係は、男性の場合、転職入職年によってほとんど違いが見られなかった。女性については転職入職年による違いがあったが、その趨勢は明確ではなく、少なくともその変化は、転職によって得られる正規雇用の安定性が高まり、非正規雇用からの上昇が容易になる、といったように機会の拡大に向かう変化ではなかった。長期的な結果からみた場合、転職を通じて安定的なキャリアを形成する機会は現在までののところ拡大しているとはいえない。

さらにもう1つ重要な発見は、高い年齢で転職入職した者は、男女とも、正規雇用を離れ非正規雇用へと移動しやすいということである。短期的な分析では男性では30歳ころを境に、女性では一貫して、年齢が高くなるほど転職を通じて正規雇用となりにくくなることを指摘したが、それに加えて年齢が高いほど転職後に得られる正規雇用の地位の不安定性も増していくのである。この意味でも、正規雇用に就くことができればよいという議論は不十分であって、その後安定的なキャリアを形成できる、中核的な労働市場により近い正規雇用へとアクセスするための機会を確保することが必要である。

今後検討すべき課題は、転職を経て入職する正規雇用あるいは非正規雇用が、具体的にどのような労働市場のセクターに偏っているのかを検討することである。転職者が就く正規雇用（非正規雇用）は中小企業や非熟練職に偏っているのか、あるいは産業が異なるのか。これらを検討することによって、なぜ転職を通じて安定的なキャリアを歩むためにはいかなる地位へのアクセス機会を開くことが重要であるのかをより明確にすることができるだろう。

第6章

転職経験と離職率の関連とそのメカニズムの検証

1 序論

転職した者はその後安定的な仕事に就くのだろうか、それともさらに転職を繰り返すのだろうか？転職がその後安定的な雇用を得るための契機となっているのか否かを判断するために有益な指標が、離職率の多寡である。ここで離職率とは勤めている企業を離れる確率を意味し、その多寡は個人の就く雇用の不安定性 (Job instability) を測定する指標として位置づけられる (Neumark eds. 2001; Hollister 2011)。もし転職によって転職以前よりも安定的な雇用を得ているのであれば、転職後にはそれ以前と比べて離職率は低下し、その結果、転職経験と離職率の間には負の相関が生じる。一方で転職はむしろより不安定な雇用への移動を促す契機となっているのであれば、転職経験後には離職率が上昇し、転職経験と離職率の間には正の相関が生じる。経験的な研究においては、転職経験はその後の離職率と正に相関することが多くの先行研究で確認されてきた (Farber 1994; Booth et al. 1999; Böheim & Taylor 2002)。日本においても、過去の転職経験が離職率あるいは失職 (解雇や倒産など、非自発的な理由による離職) 率と正の相関をもつことが繰り返し確認されてきた (Takenoshita 2008; Yu 2010; 阪口 2011; 小川 2013)。

繰り返し離職することは必ずしもよりよい地位の獲得や高い報酬を得ることにはつながらない (Light & McGarry 1998; Bernhardt et al. 2001; Fuller 2008)。内部労働市場での訓練を重視する日本の労働市場においてその傾向はとくに強いだらう。第4, 5章では遅い年齢での転職はよりよい地位を得るチャンスを引き下げることが明らかにした。繰り返し転職することはより遅い年齢での転職につながり、その後の地位獲得に対して不利にはたらく。さらに第7章でも明らかにするとおり転職は企業特殊の人的資本を損ない、賃金を引き下げることにもつながる。それゆえ、繰り返し離職することがいかなるメカニズムのもとで生じているのかを明らかにすることは、ライフコースを通じた格差の生成過程を明らかにするうえで重要な課題である。

転職経験と離職率との正の関連はいかなるメカニズムによって生じるのか？ここでは以下の2つの説明に着目する (Heckman & Borjas 1980)。第1に、母集団に転職を繰り返す者とそうでない者が存在するため、転職経験と離職率の間に見かけ上の関連が生まれるために、両

者が相関するという説明である。本章ではこれを個人の異質性とよぶ。第2に、転職経験それ自体がその後の離職率を上昇させるために、両者が相関するという説明である。本章ではこれを状態依存性とよぶ。個人の異質性と状態依存性はいずれも繰り返し離職を生み出す要因であり、理論的に重要である。仮に個人の異質性が繰り返し離職が観察されることの主たる要因であるならば、転職を繰り返しやすい者とそうでない者の間の格差ははじめて労働市場に参入した時点で決まっており、キャリアの過程で両者の格差は維持されつづけるということになる。しかし状態依存性が主たる要因であるならば、転職はそれ以前より存在する離職率の格差をキャリアの過程で拡大させる契機となっているということである。この両者を区別することを通して、ライフコースのどの時点で雇用の不安定性の格差が生成し維持・拡大されるのか(石田 2017b)を明らかにすることができる¹⁾。

そこで本章の目的は、日本の被雇用労働市場において転職経験と離職率の正の相関がみられるのか、みられるとすればそれはいかなるメカニズムで、いかなる転職を経験した場合にその効果が顕著となるのかを明らかにすることにある。具体的な検討課題は以下の3点である。第1に、転職経験とその後の離職率との間に正の相関があるのかを検討する。先行研究では転職経験と離職率の間に正の相関があることを示唆している。しかしそこでの分析はあくまでも各時点の状態に加えて過去の転職経験の影響が存在するののかという分析であって、転職経験それ自体に焦点を絞ったものではなかった(Takenoshita 2008; Yu 2010; 阪口 2011; 小川 2013)。そこで本章ではまず転職経験と離職率の相関関係があるか否かを分析する。

第2に、転職経験と離職率の間に正の相関があるとすれば、それは個人の異質性によって生じているのか、それとも状態依存性によって生じているのかを検討する。長期雇用と新規学卒一括採用を特徴とする日本の労働市場においては、キャリアの途上で転職によって安定的な雇用を獲得する機会は限られていると考えられ、それゆえ転職はその後の離職率を高める状態依存性があると考えられる。本章では個人の異質性と状態依存性という2つのメカニズムを明示的に分析に組み込むことで、転職経験と離職率の関連がいかんして生じているのかを明らかにする。

第3に、転職経験がその後の離職率に与える効果がコーホートや個人属性、さらに転職に至る経緯によっていかに異なるのかを検討する。転職とひとくちにいってもその内実は多様である。転職のなかには、仕事とのマッチングを改善するために行われる場合もあれば、望まない理由で転職を余儀なくされる場合もある。転職が全体としては状態依存性を持たなかったとしても、転職に至る経緯や、転職が起こる時代状況、さらに個人のもつ属性によって、状態依存性が現れるか否かは異なると考えられる。本章ではとくにコーホート、学歴、転職経験回数、転職に至る理由の違いに着目して、転職経験内の異質性を考慮した分析から、いかなる転職を

¹⁾ 政策的にも両者の効果を分けることは重要である。この点に関して、個人の異質性と状態依存性の政策的含意を区別して論じた Arranz & Muro (2004: 425) が参考になる。もし個人の異質性が主たる原因であるなら、失業者は非失業者よりも人的資本等が不足しているために繰り返し失業に至っているといえるため、失業者をターゲットとした職業訓練プログラムが有効といえる。一方で状態依存性が主たる原因であるなら、失業自体を減らす政策や、失業のネガティブなシグナルを軽減する政策が有用ということになる。この議論を本章の議論に適用すれば、もし繰り返し離職が主として個人の異質性によって生じているのであれば転職者への職業訓練プログラムが有効である。他方状態依存性によって生じているのであれば、転職自体を減らすか、転職のネガティブなシグナルを軽減する政策が有効となる。キャリア形成における労働者のチャンスの改善という観点からみればより重要なのは転職のネガティブなシグナルを軽減することであろう。例えば厚生労働省が進めているジョブ・カード制度などはこの主の政策の一例といえる。

経験することがその後の雇用を不安定化させるのかを明らかにする。

本章の構成は以下のとおりである。第2節では繰り返し離職のメカニズムにかかわる理論的背景を整理したうえで、本章で検証する仮説を提示する。第3節では使用するデータおよび変数、分析手法について延べる。第4節では先に示した方法を用いて分析し、先に提示した仮説の検証結果を示す。最後に第5節では得られた結果をまとめ、議論を展開する。

2 理論的背景と仮説

2.1 個人の異質性と状態依存性

転職経験と離職率の間に正の相関があるとき、これはいかなるメカニズムによって生じているのか。これに関して重要な指摘をしたのが Heckman & Borjas (1980) である。Heckman & Borjas (1980) は同じ個人が失業を繰り返す、すなわち過去の失業とその後の失業確率とが正に相関するのはなぜかを明らかにするという文脈で、個人の異質性と状態依存性という2つのメカニズムを区別した。ここでの議論を本稿の関心である転職経験とその後の離職率の相関に適用させると次のようになる。第1のメカニズムである個人の異質性 (Individual heterogeneity) とは、母集団に離職を繰り返す個人とそうでない個人が存在し、それによって転職経験とその後の雇用の不安定性とのあいだに見かけ上の関連が生まれているとする説明である。言い換えれば、転職しやすい特性をもつ者が繰り返し転職していることが主たる原因であって、転職を経験することそれ自体にはその後の離職率を高めるという効果はないということである。

第2のメカニズムである状態依存性 (State dependency) とは、転職経験がその後の離職率を上昇させる、とする説明である。観測可能な変数さらには観測不可能な特性などの個人の異質性をコントロールしてもなお過去の転職経験とその後の離職率との間に関連がみられるというのが、状態依存性の存在を判定する1つの基準となる (Arranz & Muro 2004; Luijkx & Wolbers 2009)。もちろんあり得る交絡変数をすべて統制するのは不可能であるから、あくまでここでの状態依存性というのは使用可能な範囲の変数を統制したうえでの効果である点に注意されたい。

2.2 状態依存性を生み出す労働市場の構造

繰り返し離職することが状態依存性によって (も) 生じているということはすなわち、転職を経験したものはそれ以前よりも離職率の高い不安定な雇用に就くことになるということの意味している²⁾。ではなぜ、転職者はより不安定な雇用に就くことになるのか、それはいかなる構造のもとで生じるのか。ここで重要なのが、キャリアの途上で安定的な雇用で就く機会が労働市場のなかにどれほど存在するかということである。Gangl (2006) はその機会を決める労働市場の制度として雇用保護規制 (Employment Protection Legislation) を指摘する。雇用保護規制のもとでは一度雇い入れた者を解雇することが難しいため、雇用主は採用に際して

²⁾ なお状態依存性が生じる原因として (Heckman & Borjas 1980) は、失業によって就業経験が失われることでその個人の雇用され得る能力 (employability) が低下することや、企業が失業経験を採用の決めるために使用することをその例として挙げている。

リスク回避的となり、また労働市場全体の流動性も乏しくなることから、雇用の空席が生まれにくくなる。

長期雇用慣行を特徴とし、流動性が乏しい日本の労働市場はこうした条件を共有しているといえる。さらに、新規学卒一括採用慣行のもと、労働者にとって安定的な雇用を得るチャンス多くは学校から労働市場へと移行するタイミングに限定されている。新規学卒一括採用を支えた学校と雇用主との緊密な関係は学校から職業へのスムーズな移行を促進し、若年者の低い失業率を実現する役割を持っていた (Rosenbaum & Kariya 1989; Brinton & Kariya 1998; Ryan 2001)。他方で外部労働市場におけるマッチングは低調で、一度企業を離れた者は次の仕事を見つけるのが難しいとされる。以上を踏まえれば、日本の労働市場において転職を通じてより安定的な雇用に就くことは難しく、転職経験と離職確率の間には正の相関が生じると考えられる。

ただし先行研究は離職経験が大企業よりも中小企業、高学歴よりも低学歴、専門管理職よりもそれ以外の職業、正規雇用よりも非正規雇用に偏っていることを示してきたので (平田 2002; Takenoshita 2008; Nakazawa 2008; Yu 2010; 小川 2013; Yu & Chiu 2014; 豊永 2018b)、これらの要因を一定としてもなお転職経験と離職率の間に正の相関があるかどうか、先の議論を確かめるうえで検討すべきポイントとなる。したがって以下の仮説を提示する。

仮説 1 他の変数を一定としても、転職経験は離職率と正に相関する。

ここでの仮説は、転職経験と離職率の関連がいかなるメカニズムによって生じているかを区別していない。しかし先に述べたとおり転職によってアクセスできる雇用が不安定なものに偏っているとすれば、転職を経験することで、より雇用の不安定性が増大するという状態依存性があるはずである。そこで、仮説 1 が成り立つという条件のもとで、以下の仮説を提示する。

仮説 1a 転職を経験することで離職率は上昇する。すなわち、他の変数を一定としたうえで個人の異質性を統制してもなお転職経験と離職率との正の相関は残る。

2.3 転職経験の効果はいつ、誰にとってより大きいのか

ここまで、転職経験をひとくくりにして全体としての傾向について論じてきた。しかしながら転職の内実は多様である。転職がその後の離職率を高める効果はいかなる時代、いかなる集団、いかなる経緯の場合により大きいのかを検討することによって、そのメカニズムをよりくわしく明らかにすることができる。そこで本章では、コーホート、学歴、転職経験の回数、転職に至る理由による効果の違いに着目して仮説を提示する。

先に述べたとおり日本の労働市場の特徴は新規学卒者の一括採用にある。安定的な雇用を得るタイミングは初職入職のタイミングに限定され、これが国際的にみてもきわめて低い若年失業率の実現に寄与してきた (岩永 1983; Rosenbaum & Kariya 1989; Ryan 2001)。しかし経済成長の停滞した 1990 年代以降、安定的とされてきた初職の雇用の安定性に対して疑問が呈されている (本田 2005; Brinton 2011)。実際初職の離職リスクは経済状況が悪化した近年の新規入職コーホートほど上昇している (黒澤・玄田 2001)。こうした変化のなかで、安定的な雇用を得る機会はより遅いタイミングとなり、人びとは徐々に初職でなく転職を通じて安定的

な雇用に就くようになっていないのではないかと考えられる。

仮説2 近年労働市場に参入したコーホートほど、転職経験が離職率を高める効果は小さい。

新規学卒一括採用の恩恵をより強く享受するのは高い学歴をもつ者である。学歴が高いほど新規学卒者の早期離職率は低く³⁾、初職継続期間もより長い(大湾・佐藤 2017; 豊永 2018a)。こうした事実は、高い学歴を持つ者が内部労働市場の中核層として位置づけられていることを示す。その裏側として、転職によって初職で得られる雇いを離れることは初職で得た安定的な雇用を手放すことを意味し、結果として、その後の安定性を引き下げると考えられる。

仮説3 学歴が高いほど、転職経験が離職率を高める効果は大きい。

転職によっていかなる雇用を得られるかには、労働者が雇用主(企業)からどのようにみられるかという側面も関わってくる。雇用主は長期勤続の見込みが低い(離職する見込みの高い)者を企業の中核的な成員として雇い入れることには消極的になる。なぜなら、雇い入れた労働者が離職した場合、彼(女)に対して施した訓練投資に対するリターンを回収できないからである。長期勤続見込みを示すシグナルの1つが、過去の転職回数である(Park & Sandefur 2003)。多くの転職を経験している者は雇用主から長期勤続見込みが低いとみなされ、安定的な雇用へと採用されにくくなり、その結果離職率はより大きく上昇すると考えられる。

仮説4 転職経験回数が多いほど、転職経験が離職率を高める効果はより大きい。

最後に、いかなる理由によって転職に至ったかという経緯を考慮する。ジョブ・サーチ理論によれば、離職は現在の仕事から得られるよりも高い賃金を提示する仕事のオファーを受け取った場合に離職すると想定する(Burdett 1978; Kahn & Low 1982)。また社会学では資源報酬モデルという枠組みのもと、労働者は現在就いている仕事から得られる報酬と自身のもつ資源を比較して、よりよい報酬を得られる仕事を見つけた場合に離職すると想定する(Tuma 1976; Sørensen & Tuma 1981; Hachen 1990)⁴⁾。このように離職に至る前によりよい仕事に就くことのできる見込みがあれば、転職を通じてジョブ・マッチングは改善し、その後は離職しにくくなるであろう。本章では次に就く仕事の見込みが立ったうえで離職することを指して積極的な理由による離職とよぶ。しかし実際には転職は必ずしも事前に次に就く仕事の見込みが立っているわけではなく、種々の事情によって転職を余儀なくされることも多い。この場合、転職によって必ずしもマッチングの改善は見込まれず、その後の離職率は上昇すると考えられる。

仮説5 前職を積極的な理由以外で離職すると、転職経験が離職率を高める効果はより大きい。

³⁾ 厚生労働省「新規学卒者の離職状況」(2018年10月17日最終閲覧, <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000137940.html>)より。

⁴⁾ ここでの報酬は金銭的なものに限られない。

2.4 女性における雇用の不安定性の意味

離職率に着目して雇用の不安定性を測定するにあたり考慮すべき点は、女性の結婚出産時の離職である。近年こそわずかに減少傾向が見られるが、出産を経た女性の8割近くは結婚・出産期に仕事を辞めている(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。第3章図3.4に示すとおり、女性の離職のうち家庭の理由による離職はかなりの割合を占めている。「寿退社」のような言葉に示されるとおり、ほとんどの女性が結婚していた時代にあつては、職場の慣行も後押しして、女性にとって結婚・出産による離職はライフコースのなかにあらかじめ決められた通過点であったとすらいえる(Brinton 1993)。もちろんこのこと自体は女性が継続的に勤め続けられないという意味で雇用が不安定であったといえるが、その他の仕事に関わる理由などによる離職と比べると質的に異なる離職といえる。

そこで本章の分析では、とくに女性にかんして、転職経験が離職に与える影響を分析することに加えて、結婚や出産、育児といった家庭理由以外の離職に与える影響についても分析する。これによって、男性と近い部分の離職に焦点を当てた場合に、転職経験と雇用の不安定性との関係は男性とより近い結果となるのか、あるいは別のトレンドを示すのかを検討する。

3 方法

3.1 データと分析対象

分析には2005、2015年SSM調査の合併データを用いる。本章では離職理由に関する変数を使用するため、SSM1995は分析に使用しない。調査データの詳細については第2章を参照のこと。

分析対象は1956–2005年に初職に入職した者とする。ただし初職が自営・家族従業のケースについては、被雇用労働市場に参入したときの意味が初職時点から被雇用労働市場にいた者とは意味が異なってくるため、分析から除外する。さらに初職入職時の年齢が30歳以上のケースについては初職のもつ意味が他の者と異なってくるためこれも分析から除外する。分析に際しては職業経歴をもとにパーソン・イヤー形式のデータを作成する。本研究の関心は被雇用労働市場にあるので、そのうち15–58歳の被雇用のパーソン・イヤーを分析対象とする。観察期間中に離職しなかった者は打ち切りケースとしてサンプルに含められる。一度離職した者も被雇用者となった場合には再度サンプルに含められる。すなわち、離職はいずれも同一個人において複数回起こりうる繰り返しイベントとして扱う。自営・家族従業・内職・無職の期間は分析から除外するが、再び被雇用者として就業した場合、被雇用の期間については再度サンプルに含める。分析に用いる変数に欠損がある場合は当該パーソン・イヤーを分析から除外する。以上の処理により、サンプルサイズは男性4,895ケース(パーソン・イヤー数128,388)、女性5,592ケース(パーソン・イヤー数93,472)である。

3.2 変数

従属変数となる離職イベントは、回答者が時点 t において被雇用者として働いているという条件のもと、時点 $t+1$ において企業を離れるか否かによって測定される。さらに、女性における転職と雇用の不安定性の関係を掘り下げて検討するため、離職理由を尋ねる質問において、家庭理由（「家庭の理由（結婚、育児など）」およびその他のうち該当項目）によるものを除外した離職を表す変数を作成する。以上2つの変数が従属変数となる。

独立変数について述べる。本章の分析における最も重要な独立変数は、当該スペルが初職であるか（初職継続者とよぶ）、少なくとも1回以上勤務先を変えたあとであるか（転職経験者とよぶ）を示す2値変数である。この変数を用いて、少なくとも1回転職を経験している場合に、その後離職しやすくなるのか否かを明らかにする。

転職者内の異質性を検討するため、転職経験との交互作用項をモデルに含める。第1に、これまでの転職経験回数であり、1回、2回、3回以上の3カテゴリを用いる。第2に前職の離職理由である。以下の5分類を使用する。積極（「よい仕事が見つかったから」「家業継承」）、消極（「職場に対する不満」）、非自発（「定年、契約期間の終了など」「倒産、廃業、人員整理など」）、家庭（「家庭の理由（結婚、育児など）」）、健康（「健康上の理由（病気やケガなど）」）。なおSSM調査における離職理由の扱いの詳細については巻末補足Dを参照されたい。本章では仮説5で述べたように積極的な理由による離職の場合は離職以前によりよい仕事を見つけていると想定している。そこで離職以前にすでに仕事を見つけているのであれば、次の仕事に就くまでの期間は他の離職とくらべても短いはずである。そこで前職離職後、次の仕事に就くまでの無業期間を集計してみた結果、積極的な理由による離職は他のどの理由による離職よりも無業期間が短いことが確認された。この点については巻末補足A図A.5および表A.6を参照されたい。

その他の統制変数について述べる。離職率の時間依存性を捉えるため、企業における勤続年数およびその2乗、3乗項をモデルに含める。この変数がのちに述べるモデルの基底ハザード関数として位置づけられる。さらに、マクロな経済変動の影響を除いたうえで転職経験の効果のコーホート変化を捉えるために、各年の完全失業率を使用する。値は労働力調査（厚生労働省）より得た年平均値である。ここではたとえば2010年に発生する離職は同年の完全失業率の高低に左右されるという想定に立ち、完全失業率については1時点先の情報を用いる。さらに初職入職コーホートは1956–1965年、1966–75年、1976–85年、1986–1995年、1996–2005年の5カテゴリを使用する。

学歴と初職時点の労働市場における地位は初職継続者と転職経験者の間の属性の違いを統制するために用いる。学歴は中学、高校、専門学校、短大高専、大学大学院の5カテゴリを用いる。労働市場における地位は職業、雇用形態、企業規模（いずれも初職入職時）の3種類により測定する。また初職時点の労働市場における地位として職業、雇用形態、企業規模を統制する。初職職業は専門技術（少数の管理職を含む）、事務、販売、サービス、熟練マニュアル、半非熟練マニュアル（少数の農林漁業従事者を含む）の6カテゴリを用いる。初職で管理職となる者はきわめて少ないため専門技術に含め、また被雇用の農業従事者はきわめて少ないため半非熟練マニュアルに含めている。初職雇用形態は正規雇用（「経営者、役員」または「常時雇

用されている一般従業者」), 非正規雇用 (「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員, 嘱託」「臨時雇用」) の2カテゴリを用いる. 最後に初職企業規模については1-29人, 30-299人, 300-999人, 1000人以上, 官公庁, わからないの6カテゴリを用いる.

労働者が仕事を離れるかどうかは彼(女)の年齢およびライフステージの影響を受ける. ここで年齢とその2乗を投入する. 離職は若年期と退職年齢の近づいた高齢期においてより起こりやすいからである. さらにライフステージを表す変数を用いる. これは婚姻状態と子どもの状態に関する情報を組み合わせて作成する. 以下の5カテゴリからなる. 配偶者なし(未婚者あるいは子どもをもたない離死別者), 既婚・子なし, 末子0-2歳(既婚者, 離別者, 死別者を含む. 以下同じ), 末子3-5歳, 末子6歳以上. なお離職イベントは結婚や出産と同時に起こりやすいということを考慮して, 1時点先の状態を用いる. 最後に, 調査年ダミーを加えることで調査時点や調査方法によって生じうる誤差を統制する. 以上の変数の記述統計量は表6.1に示すとおりである.

3.3 分析手法

離散時間イベントヒストリー分析を用いて, 転職経験が離職率に与える効果を明らかにする. 時点 T_j において企業 j を離れるという離職のハザード(以下, 離職率と表記)は以下のように定義される.

$$h_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T_j \leq t + \Delta t | t < T_j)}{\Delta t}$$

離散時間のもとでハザードは1年ごとの離職の条件つき生起確率によって表される. 個人 i の j 番目の企業の離職率を以下のプールド・ロジットモデル(6.1)とランダム効果ロジットモデル(6.2)の2つを用いて推定する.

$$\log \frac{h_{ij}(t)}{1 - h_{ij}(t)} = \lambda_{j1}(t) + \alpha_1 D_{ij} + \mathbf{X}_{itj} \beta_1 \quad (6.1)$$

$$\log \frac{h_{ij}(t)}{1 - h_{ij}(t)} = \lambda_{j2}(t) + \alpha_2 D_{ij} + \mathbf{X}_{itj} \beta_2 + u_i \quad (6.2)$$

$\lambda_j(t)$ は基底ハザード関数, D_{ij} は当該の勤め先に転職入職している場合には1, 初職で入職している場合に0をとる2値変数, \mathbf{X}_{itj} はその他の独立変数を, u_i は平均0, 分散 σ_u^2 の正規分布にしたがい, 他の独立変数と相関をもたない時不変の個人効果である.

2つのモデルを比較することで, 転職経験と離職率の関連を生み出す2つのメカニズム(個人の異質性と状態依存性)を区別して捉える. この考えかたを図示したのが図6.1である. (6.1)式のプールド・ロジットモデルを推定して得られる転職経験の係数 α_1 は, 他の変数を一定としたうえでの転職経験と離職率の相関(対数オッズ比)を意味する. この係数を, 時不変の個人効果 u_i を統制した(6.2)式のランダム効果ロジットモデルより得られる係数 α_2 と比較することで, 先にみた係数 α_1 がいかなるメカニズムから生じているのかを区別することができる. ランダム効果モデルによって得られる係数 α_2 は, 状態依存性の効果である. 対して両係数の差, $\alpha_1 - \alpha_2$ は個人の異質性を表す分として解釈することができる⁵⁾.

⁵⁾ プールド・ロジットモデルで推定される係数は集団平均効果(population-averaged effect)であり, ランダ

表 6.1 用いる変数の記述統計量

	男性			女性		
	初職継続	転職経験	合計	初職継続	転職経験	合計
離職（全体）	0.046	0.063	0.054	0.138	0.111	0.121
離職（家庭理由を除く）	0.043	0.060	0.051	0.061	0.067	0.065
初職入職コーホート						
1956-1965年	0.268	0.330	0.297	0.204	0.250	0.232
1966-1975年	0.309	0.281	0.296	0.234	0.310	0.281
1976-1985年	0.214	0.196	0.206	0.230	0.224	0.226
1986-1995年	0.143	0.136	0.140	0.219	0.152	0.177
1996-2005年	0.065	0.056	0.061	0.114	0.065	0.083
年齢	32.790 (10.888)	37.596 (10.354)	35.030 (10.909)	26.087 (8.706)	38.506 (10.260)	33.795 (11.419)
勤続年数	14.028 (10.642)	10.319 (8.714)	12.299 (9.964)	7.874 (8.204)	7.250 (6.696)	7.487 (7.311)
各年完全失業率	2.924 (1.255)	3.281 (1.237)	3.090 (1.259)	2.771 (1.282)	3.518 (1.189)	3.235 (1.278)
学歴						
中学	0.080	0.204	0.138	0.101	0.153	0.133
高校	0.462	0.490	0.475	0.437	0.499	0.476
専門学校	0.054	0.075	0.064	0.147	0.154	0.151
短大高専	0.027	0.021	0.024	0.164	0.117	0.135
大学大学院	0.377	0.211	0.300	0.151	0.076	0.105
初職職業						
専門技術	0.170	0.079	0.128	0.250	0.148	0.186
事務	0.271	0.134	0.207	0.424	0.413	0.417
販売	0.140	0.160	0.149	0.090	0.133	0.117
サービス	0.022	0.053	0.036	0.071	0.103	0.091
熟練マニュアル	0.203	0.286	0.242	0.040	0.048	0.045
半非熟練マニュアル	0.194	0.289	0.238	0.125	0.156	0.144
初職非正規雇用	0.031	0.115	0.070	0.081	0.124	0.108
初職企業規模						
1-29人	0.134	0.330	0.225	0.212	0.290	0.261
30-299人	0.200	0.310	0.251	0.247	0.288	0.272
300-999人	0.133	0.105	0.120	0.117	0.106	0.110
1000人以上	0.348	0.180	0.270	0.224	0.210	0.215
官公庁	0.179	0.052	0.120	0.172	0.050	0.096
わからない	0.006	0.024	0.014	0.029	0.056	0.046
ライフステージ						
配偶者なし	0.395	0.279	0.341	0.634	0.191	0.359
既婚・子なし	0.081	0.078	0.080	0.115	0.092	0.101
末子0-2歳	0.148	0.142	0.145	0.101	0.072	0.083
末子3-5歳	0.078	0.088	0.083	0.039	0.064	0.054
末子6歳以上	0.298	0.413	0.352	0.112	0.581	0.403
SSM2015	0.586	0.631	0.607	0.597	0.649	0.629
転職経験回数						
1回	0.000	0.464	0.750	0.000	0.196	0.501
2回	0.000	0.278	0.130	0.000	0.329	0.204
3回以上	0.000	0.258	0.120	0.000	0.475	0.295
前職離職理由						
積極	0.000	0.512	0.772	0.000	0.292	0.560
消極	0.000	0.240	0.112	0.000	0.127	0.079
非自発	0.000	0.137	0.064	0.000	0.089	0.055
家庭	0.000	0.071	0.033	0.000	0.459	0.285
健康	0.000	0.040	0.018	0.000	0.033	0.021
N of person-years	68540	59848	128388	35454	58018	93472

注) 値は平均（カテゴリカル変数の場合は割合を意味する）、括弧内は標準偏差を示す。

ただしここで時不変の個人効果 u_i に対しては他の変数を相関を持たないという仮定をおいていることに注意されたい。たとえば時不変の個人効果が個人の離職に対する選好を表しているとして、この選好が他の諸変数と（他の変数を一定としたうえで）相関するのであれば、転職経験が離職率を高める効果を過大にあるいは過小に評価することとなる。とはいえ固定効果モデルの使用はイベントヒストリー分析の場合は従属変数の個人内分散が小さく、頻繁に転職している者にしか結果を一般化できないという問題もあり実際の使用は容易ではないため (Allison 2009)、本分析ではランダム効果モデルの使用を選択している。

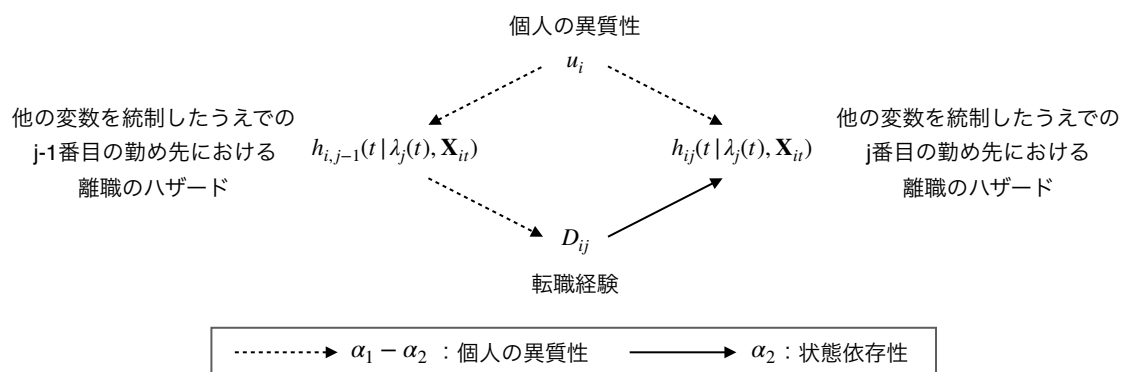


図 6.1 転職経験と離職率の関連を生むメカニズム：個人の異質性と状態依存性

4 分析結果

4.1 初職継続者と転職経験者における離職率

転職経験者は初職継続者と比べて離職しやすいのだろうか。図 6.2 には、年齢ごとに初職継続者と転職経験者の離職率（値は左軸）をプロットした結果を示した。また参考のために、年齢ごとにみた（被雇用者に占める）初職継続者の比率を合わせて示した（値は右軸）。男性では全離職、家庭理由除く離職のいずれも 20 代で高く、30–40 代にかけて低下し、50 代で若干上昇するという形状となる。ほぼすべての年齢段階において転職経験者は初職継続者よりも離職率が高い。対して女性は全離職をみると出産・育児による離職の影響で 20–30 歳ころにかけて大きなピークがある。家庭理由による離職を除くと離職率は年齢の上昇にしたがって単調に減少するというトレンドを描く。男性同様、転職経験者は初職継続者とくらべて離職率が高い。なおコーホート別に分けても、ほとんどのコーホートで転職経験者が初職継続者とくらべて離職率が高いという傾向が確認できる（集計結果については巻末補足 A の図 A.6 を参照）。

ム効果ロジットモデルで推定される係数は個体特有效果 (subject-specific effect) を意味している (Neuhaus et al. 1991; Rabe-Hesketh & Skrondal 2012)。両モデルは、ある処置変数を 1 単位増加させることが集団全体としてどの程度リスクを高めるかを知りたいのであれば集団平均効果を求めるのが望ましく、対してある処置変数を 1 単位増加させることがある個人のリスクをどの程度高めるかを知りたいのであれば個体特有效果を求めるのが望ましい。

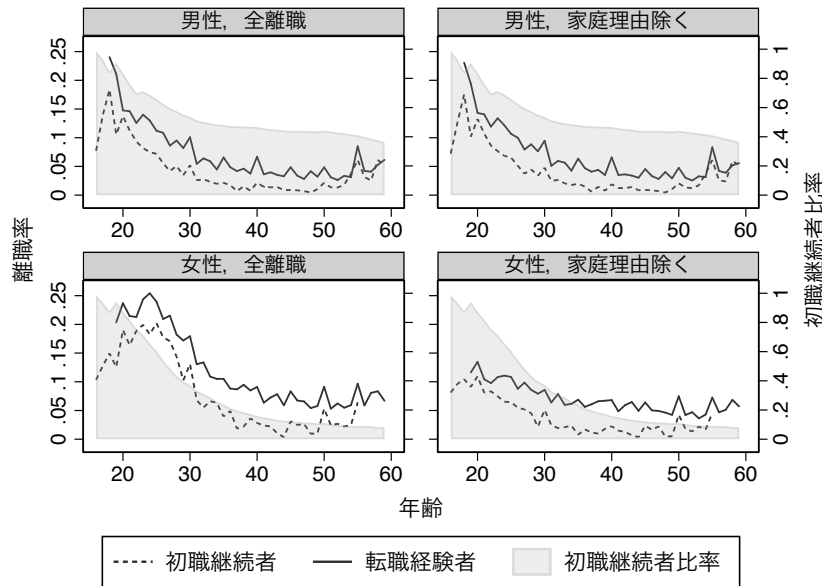


図 6.2 男女別・年齢ごとにみた初職継続／転職経験者における離職率

注) 各年齢のセルの観察数が 100 未満の部分については値が不安定となるため離職率を表示していない。

4.2 転職経験と離職率の関連とその内実の検討

他の変数を統制してもなお、転職経験の有無と離職率の間には関連があるのだろうか。先に述べたプールド・ロジットモデル (6.1) およびランダム効果ロジットモデル (6.2) を用いて転職経験が離職率に与える影響およびそのメカニズムを検証する。表 6.2 に推定結果を示した。Pooled の列はプールド・ロジットモデルの推定結果、RE の列はランダム効果ロジットモデルの推定結果を表し、係数は独立変数 1 単位の増加に対する離職率の対数オッズ比の増分を意味する。

まず男性の結果を確認する。プールド・ロジットモデルでは他の変数を統制しても転職経験の係数は有意な正の値を呈し、転職経験と離職率には正の相関があることが示される。転職経験を持つ者はそうでない者にくらべて約 34% ($\exp(0.293) = 1.34$) 離職率のオッズが高い。ついでランダム効果ロジットモデルをみると転職経験の係数は小さくなり、転職経験はその後の離職率のオッズを約 10% 上昇させる ($\exp(0.088) = 1.09$) という結果となる。とはいえ係数はなお統計的に有意であって、転職経験と離職率の間の正の相関は転職を経験しやすい者が離職を繰り返すという関係に加えて、転職を経験することそれ自体がその後の離職率を高めるといふ因果的な関係 (状態依存性) によっても生じている。

女性についてはどうか。プールド・ロジットモデルでは転職経験を持つ者はそうでない者にくらべて約 16% ($\exp(0.151) = 1.16$) 離職率のオッズが高いことが確認され、はたして転職経験と離職率の間には正の相関がある。しかし時不変の個人効果を統制したランダム効果モデルでは転職経験の係数は 0 に近づき統計的にも有意でない。したがって女性における転職経験と離職率との相関は主として個人の異質性によって生じているといえる。

転職経験といってもその内実は多様であり、全体として転職経験の効果が確認されなかった

表 6.2 男女別・転職経験が離職率に与える効果に関するロジットモデル

	男性				女性			
	Pooled		RE(1)		Pooled		RE(1)	
転職経験	0.293***	(0.037)	0.088*	(0.044)	0.151***	(0.035)	-0.043	(0.041)
初職入職コーホート (ref: 1956–1965 年)								
1966–1975 年	0.019	(0.041)	0.024	(0.046)	0.029	(0.036)	0.024	(0.043)
1976–1985 年	0.065	(0.051)	0.072	(0.056)	-0.027	(0.045)	-0.058	(0.052)
1986–1995 年	0.094	(0.062)	0.126	(0.067)	-0.001	(0.054)	-0.059	(0.061)
1996–2005 年	0.103	(0.082)	0.131	(0.088)	-0.028	(0.071)	-0.077	(0.079)
勤続年数/10	0.059	(0.119)	0.468***	(0.128)	0.853***	(0.111)	1.428***	(0.122)
(勤続年数/10) ²	-0.504***	(0.074)	-0.659***	(0.077)	-1.155***	(0.087)	-1.331***	(0.091)
(勤続年数/10) ³	0.125***	(0.013)	0.148***	(0.013)	0.260***	(0.018)	0.287***	(0.018)
年齢/10	-1.576***	(0.117)	-1.625***	(0.121)	-1.861***	(0.106)	-1.815***	(0.116)
(年齢/10) ²	0.192***	(0.015)	0.196***	(0.016)	0.194***	(0.013)	0.178***	(0.014)
各年完全失業率	0.083***	(0.019)	0.081***	(0.020)	0.055***	(0.016)	0.060***	(0.017)
SSM2015	-0.063*	(0.029)	-0.057	(0.033)	0.060*	(0.026)	0.058	(0.030)
学歴 (ref: 中学)								
高校	-0.014	(0.043)	-0.032	(0.049)	0.106*	(0.044)	0.138**	(0.051)
専門学校	0.076	(0.063)	0.066	(0.072)	0.198***	(0.053)	0.254***	(0.063)
短大高専	-0.155	(0.113)	-0.163	(0.125)	0.277***	(0.059)	0.341***	(0.069)
大学大学院	-0.032	(0.058)	-0.065	(0.065)	0.285***	(0.066)	0.346***	(0.078)
初職職業 (ref: 事務)								
専門技術	-0.043	(0.062)	-0.047	(0.068)	-0.252***	(0.041)	-0.328***	(0.049)
販売	0.140**	(0.054)	0.181**	(0.060)	0.039	(0.037)	0.072	(0.044)
サービス	0.358***	(0.066)	0.431***	(0.075)	0.046	(0.044)	0.064	(0.052)
熟練マニュアル	0.094	(0.052)	0.114	(0.059)	0.104	(0.065)	0.123	(0.073)
半非熟練マニュアル	0.049	(0.052)	0.069	(0.058)	-0.001	(0.040)	0.007	(0.047)
初職非正規雇用	0.401***	(0.043)	0.528***	(0.051)	0.329***	(0.040)	0.441***	(0.049)
初職企業規模 (ref: 官公庁)								
1–29 人	0.745***	(0.075)	0.901***	(0.084)	0.760***	(0.072)	0.969***	(0.084)
30–299 人	0.704***	(0.074)	0.826***	(0.081)	0.688***	(0.071)	0.881***	(0.083)
300–999 人	0.483***	(0.082)	0.556***	(0.090)	0.639***	(0.075)	0.805***	(0.087)
1000 人以上	0.304***	(0.075)	0.342***	(0.081)	0.644***	(0.071)	0.814***	(0.083)
わからない	0.935***	(0.113)	1.134***	(0.130)	0.858***	(0.082)	1.102***	(0.097)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)								
既婚・子なし	-0.021	(0.050)	-0.002	(0.052)	1.476***	(0.040)	1.719***	(0.047)
末子 0–2 歳	-0.276***	(0.044)	-0.295***	(0.046)	1.186***	(0.043)	1.428***	(0.050)
末子 3–5 歳	-0.364***	(0.064)	-0.408***	(0.066)	0.239***	(0.062)	0.424***	(0.067)
末子 6 歳以上	-0.360***	(0.057)	-0.427***	(0.060)	0.571***	(0.055)	0.670***	(0.062)
Constant	-0.612***	(0.179)	-0.812***	(0.191)	0.060	(0.166)	-0.404*	(0.188)
σ^2			0.296***	(0.035)			0.377***	(0.030)
Log pseudolikelihood	-24943.489		-24878.885		-31532.766		-31356.965	
N of events	6932		6932		11355		11355	
N of persons	4895		4895		5592		5592	
N of person-years	128388		128388		93472		93472	

出所) SSM2005–2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内はクラスター・ロバスト標準誤差を示す. σ^2 はランダム効果の分散を示す.

としても, 部分でみたときには離職率を高める効果が現れる可能性がある. そこでコーホート, 学歴, 転職経験回数, 前職の離職理由と転職経験との交互作用項を投入し転職経験の効果がどのような場合により強いあるいは弱いかを検討したのが表 6.3 である. ここでは表 6.2 のランダム効果ロジットモデル (RE(2)) に加えて先に述べた交互作用項を追加している.

表 6.3 男女別・離職率に対する転職経験の効果の多様性に関するランダム効果ロジットモデル

	男性		女性	
	RE(2)		RE(2)	
転職経験	-0.263**	(0.086)	-0.196*	(0.085)
転職経験×初職入職コーホート (ref: 転職経験×1956-1965年)				
×1966-1975年	0.111	(0.083)	0.029	(0.076)
×1976-1985年	0.014	(0.092)	0.195*	(0.083)
×1986-1995年	-0.020	(0.097)	0.323***	(0.089)
×1996-2005年	-0.129	(0.114)	0.038	(0.106)
転職経験×学歴 (ref: 転職経験×中学)				
×高校	0.166	(0.086)	-0.157	(0.082)
×専門学校	-0.029	(0.126)	-0.295**	(0.102)
×高専短大	-0.193	(0.241)	0.008	(0.111)
×大学大学院	0.225*	(0.104)	-0.169	(0.125)
転職経験×回数 (ref: 転職経験×1回)				
×2回	0.005	(0.051)	-0.075	(0.055)
×3回以上	-0.059	(0.076)	-0.281***	(0.066)
転職経験×前職離職理由 (ref: 転職経験×積極)				
×消極	0.443***	(0.049)	0.419***	(0.055)
×非自発	0.332***	(0.061)	0.353***	(0.066)
×家庭	0.313***	(0.090)	0.066	(0.047)
×健康	0.286**	(0.106)	0.536***	(0.084)
初職入職コーホート (ref: 1956-1965年)				
1966-1975年	-0.037	(0.060)	0.025	(0.057)
1976-1985年	0.060	(0.069)	-0.156*	(0.063)
1986-1995年	0.138	(0.077)	-0.221**	(0.072)
1996-2005年	0.180	(0.103)	-0.094	(0.094)
σ^2	0.327***	(0.047)	0.440***	(0.036)
Log pseudolikelihood	-24818.996		-31264.530	
N of events	6932		11355	
N of persons	4895		5592	
N of person-years	128388		93472	

出所) SSM2005-2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内はクラスター・ロバスト標準誤差を示す. 表 6.2 と同様に勤続年数, 年齢, 各年完全失業率, 調査年, 学歴, 初職職業, 初職非正規雇用, 初職企業規模, ライフステージを投入している. これらの変数と切片の係数および標準誤差は省略. σ^2 はランダム効果の分散を示す.

男性において有意な値を示すのは前職の離職理由である. 前職を積極的な理由で離職した場合とくらべると, それ以外の理由で離職した場合に離職率は大きく上昇する. 主効果の係数は負となっており, よい仕事をみつけたという積極的な理由で離職した場合には離職率が低下する⁶⁾. 転職のなかにはジョブ・マッチングを改善させる (よい仕事をみつける, など) ものとそうでないものが含まれており, ジョブ・マッチングの改善につながる転職でない場合, 転職経験がその後の離職率を高めるという状態依存性がとくに強く現れるということを意味する.

女性の結果を確認する. 初職入職コーホートとの交差項は 1976-1985 年, 1986-1995 年の係数が有意な正の値を示す. ただし 1996-2005 年の係数はほぼ 0 で統計的にも有意でなく, 線

⁶⁾ これをより厳密に確認するためには, 離職理由以外の交互作用項のコーディングを平均値に中心化したうえで主効果の係数をみる必要がある. そこで離職理由以外の交互作用項のコーディングを平均値に中心化して再推定すると, 男性における転職経験の主効果の係数は $-0.131(0.067)$, $p = 0.051$, 女性は $-0.387(0.066)$, $p < 0.001$ となった (括弧内はクラスター・ロバスト標準誤差). 男性については p 値は棄却域を下回っていないものの係数は負の値であるので, 積極的な理由で前職を離職した場合, 転職しない場合とくらべてその後の離職率は下がるといってよいだろう.

形の趨勢ではない。転職回数との交差項は2回、3回以上と回を重ねるごとに係数は負の方向に大きくなり、離職率が低下する。女性においては、複数回転職を重ねることによって安定した仕事を探すというプロセスが働いている可能性がある。離職理由に関しては、家庭の理由を除いてはすべて係数は正となる。家庭の理由によって仕事を離れた女性はその後長く働き続けられる仕事を探すため、新たに得た仕事は相対的に安定しているのだと考えられる。

4.3 家庭理由以外の離職に対する転職経験の効果

2.4項で述べたように、雇用の安定性を評価するばあい、家庭の理由によって多くが離職を経験する女性にとっては、全体の離職率のみをもって雇用の安定性を評価するのは問題があるかもしれない。そこで、女性について家庭理由以外での離職を従属変数とする分析を行う。独立変数等についてはすべて前項と同様である⁷⁾。

推定結果は表 6.4 のとおりである。プールド・ロジットモデルでは転職経験の係数は有意な正の値をとり、転職を経験した者はそうでない者とくらべて 35% 離職率のオッズが高い ($\exp(0.300) = 1.35$)。ついでランダム効果ロジットモデルの結果 (RE(1) 列) をみると、転職経験の係数はやや小さくなるもののなお有意な正の値を呈する。転職を経験することで、離職率のオッズは 22% 上昇する ($\exp(0.202) = 1.22$)。表 6.2 でみた結果とは異なり、個人の異質性のみならず、転職経験自体がその後の離職率を高めるという状態依存性からも生じている。

さらに転職経験の効果がいかなる場合により大きいのかを検討するため転職経験との交互作用項を投入した (RE(2) 列)。コーホートに関しては 1976–1985 年を除いてはいずれも有意な負の値を呈する。1976 年から 2005 年にかけては係数は負の方向へと変化しており、女性においては転職を通じて安定的な雇用を得る機会を拡大している。学歴との交差項に関しては高専短大卒であると中学卒と比べて転職経験が雇用の不安定性を高める効果がより大きい。ただし大学大学院卒の係数は有意でなくまたその値もさほど大きくないため、学歴が高いほど転職経験が離職率を高める効果が強いわけではない。また回数は先ほど異なり有意な正の値を示し、転職を重ねれば重ねるほど離職率が高まっていく傾向が見てとれる。最後に前職離職理由についても先ほど異なり積極的な理由以外のすべての理由が有意な正の値を示し、男性と似た結果となる。

4.4 仮説の検証結果

以上の分析をもとに仮説の検証結果をまとめたのが表 6.5 である。離職率を従属変数とするプールド・ロジットモデルによる分析の結果、他の変数を統制してもなお転職経験と離職率には正に相関するという仮説 1 は支持された。さらにそのメカニズムを特定するため時間不変の個人効果を統制したランダム効果ロジットモデルによる分析を行った結果、転職経験と離職率の正の相関がなお残るとした仮説 1a は男性および女性における家庭理由以外の離職率への効果に関して支持された。同じ者が繰り返し離職するという個人間の差のみならず、転職経験後にはより不安定な仕事に就かざるを得ないという状態依存性によって、転職経験と離職率の

⁷⁾ なお男性についても家庭理由以外での離職を従属変数とする分析を行ったが、結果は表 6.2 および表 6.3 とほとんど変わらなかったため省略する。

表 6.4 女性・転職経験が家庭理由を除く離職率に与える効果に関するロジットモデル

	Pooled	RE(1)	RE(2)
転職経験	0.300*** (0.044)	0.202*** (0.047)	0.054 (0.110)
転職経験×初職入職コーホート (ref: 転職経験×1956-1965年)			
×1966-1975年			-0.225* (0.099)
×1976-1985年			-0.084 (0.106)
×1986-1995年			-0.231* (0.108)
×1996-2005年			-0.422*** (0.122)
転職経験×学歴 (ref: 転職経験×中学)			
×高校			0.108 (0.106)
×専門学校			-0.065 (0.124)
×高専短大			0.282* (0.137)
×大学大学院			0.084 (0.144)
転職経験×回数 (ref: 転職経験×1回)			
×2回			0.199*** (0.060)
×3回以上			0.371*** (0.067)
転職経験×前職離職理由 (ref: 転職経験×積極)			
×消極			0.303*** (0.059)
×非自発			0.329*** (0.066)
×家庭			0.294*** (0.056)
×健康			0.413*** (0.090)
初職入職コーホート (ref: 1956-1965年)			
1966-1975年	0.127** (0.047)	0.139** (0.049)	0.284*** (0.078)
1976-1985年	0.103 (0.058)	0.113 (0.060)	0.156 (0.085)
1986-1995年	0.225*** (0.067)	0.236*** (0.069)	0.361*** (0.090)
1996-2005年	0.194* (0.086)	0.214* (0.089)	0.436*** (0.110)
勤続年数/10	-0.300* (0.133)	-0.038 (0.139)	0.119 (0.143)
(勤続年数/10) ²	-0.441*** (0.103)	-0.561*** (0.106)	-0.594*** (0.108)
(勤続年数/10) ³	0.141*** (0.021)	0.160*** (0.021)	0.166*** (0.021)
年齢/10	-0.720*** (0.117)	-0.714*** (0.121)	-0.977*** (0.131)
(年齢/10) ²	0.082*** (0.015)	0.079*** (0.015)	0.102*** (0.016)
各年完全失業率	0.101*** (0.019)	0.101*** (0.019)	0.094*** (0.020)
SSM2015	0.104** (0.032)	0.109** (0.033)	0.114*** (0.033)
学歴 (ref: 中学)			
高校	0.003 (0.055)	0.009 (0.057)	-0.020 (0.088)
専門学校	0.101 (0.066)	0.123 (0.069)	0.223* (0.104)
短大高専	0.091 (0.072)	0.106 (0.075)	0.001 (0.111)
大学大学院	0.182* (0.081)	0.198* (0.083)	0.252* (0.120)
初職職業 (ref: 事務)			
専門技術	-0.176*** (0.050)	-0.199*** (0.052)	-0.186*** (0.052)
販売	0.138** (0.044)	0.155*** (0.047)	0.155*** (0.047)
サービス	0.138** (0.052)	0.146** (0.055)	0.145** (0.054)
熟練マニュアル	0.223** (0.073)	0.232** (0.074)	0.235** (0.075)
半熟練マニュアル	0.129** (0.048)	0.136** (0.050)	0.139** (0.050)
初職非正規雇用	0.372*** (0.042)	0.415*** (0.045)	0.417*** (0.046)
初職企業規模 (ref: 官公庁)			
1-29人	0.633*** (0.082)	0.704*** (0.084)	0.702*** (0.084)
30-299人	0.542*** (0.082)	0.610*** (0.084)	0.606*** (0.083)
300-999人	0.397*** (0.090)	0.448*** (0.092)	0.448*** (0.092)
1000人以上	0.428*** (0.084)	0.480*** (0.086)	0.484*** (0.085)
わからない	0.685*** (0.093)	0.769*** (0.097)	0.761*** (0.096)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)			
既婚・子なし	-0.345*** (0.051)	-0.351*** (0.052)	-0.381*** (0.053)
末子0-2歳	-0.867*** (0.069)	-0.854*** (0.070)	-0.901*** (0.071)
末子3-5歳	-0.537*** (0.076)	-0.501*** (0.077)	-0.602*** (0.080)
末子6歳以上	-0.151** (0.056)	-0.106 (0.058)	-0.205*** (0.059)
Constant	-2.156*** (0.191)	-2.354*** (0.198)	-2.024*** (0.213)
σ^2		0.182*** (0.029)	0.171*** (0.035)
Log pseudolikelihood	-21417.569	-21383.517	-21318.833
N of events	6069	6069	6069
N of persons	5592	5592	5592
N of person-years	93472	93472	93472

出所) SSM2005-2015.

注) 括弧内はクラスター・ロバスト標準誤差を示す。σ² はランダム効果の分散を示す。

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 (両側検定)

関連がもたらされている。

表 6.5 仮説の検証結果

仮説	男性		女性	
	離職全体	離職全体	家庭理由除く	
仮説 1 ：他の変数を一定としても、転職経験は離職率と正に相関する。	✓	✓		✓
仮説 1a ：転職経験を体験することで離職率は上昇する。すなわち、他の変数を一定としたうえで個人の異質性を統制してもなお転職経験と離職率との正の相関は残る。	✓			✓
仮説 2 ：近年労働市場に参入したコーホートほど、転職経験が離職率を高める効果は小さい。				✓
仮説 3 ：学歴が高いほど、転職経験がその後の離職率を高める効果は大きい。	✓			
仮説 4 ：転職経験回数が多いほど、転職経験が離職率を高める効果はより大きい。				✓
仮説 5 ：前職を積極的な理由以外で離職した場合、転職経験が離職率を高める効果はより大きい。	✓	✓*		✓

注) 支持された仮説に ✓ 印を付している。* 前職を家庭理由で離職した場合に関しては支持されなかった。

ついで転職経験が離職率に与える効果がいかなる場合により大きいのかを検討した。男性に関しては転職経験の効果はコーホート間で安定しており、また女性についても転職経験の効果は線形の趨勢ではなく、転職経験の効果が近年ほど弱まっていると予想した仮説 2 は支持されなかった。ただし、女性の家庭理由以外の離職に関しては転職経験の効果は 1976-2005 年コーホートにかけて弱まってきており、ここに関しては仮説 2 は支持される。ついで学歴が高いほど転職経験が離職率を高める効果がより強いとした仮説 3 は男性大卒について支持された。男性大卒層は企業の中核的な成員として最も安定的な地位を享受するが、いったん職場を離れることによってその安定性が損なわれるといえる。転職経験回数が多いほどより転職経験の効果が強まるとした仮説 4 については、女性の家庭理由を除く離職に関してのみ支持された。転職経験の負のシグナルは女性についてより強い。最後に積極的な理由以外で前職を離職するとより離職率が上昇するという仮説 5 は支持された。

5 議論

転職した者はその後安定的な仕事を得るのか、それともより不安定な仕事に就き、さらに転職を繰り返すことになるのか。本章の目的は、日本の被雇用労働市場において転職経験と離職率の間に性の関連があるのか、またあるとすればそれはいかなるメカニズムによって生じているのかを明らかにするとともに、どのような転職を経た者がより離職率が高くなるのかを明らかにすることによって、転職を通じて安定的なキャリアへと転じる機会がどこでどの程度開かれているのか否かを解明することにあつた。

分析の結果は男女で異なっていたため、ジェンダーを考慮しながら考察する。男性については、転職経験はその後の離職率を高めることが示された。転職経験と離職率の正の相関は、離職を繰り返す人びとが存在するという関連に加えて、転職を経験したことそれ自体がその後の離職率を上昇させるという因果的な関連によっても生じていた。この結果は、転職によって

安定的な雇用を享受できる機会は労働市場の参入時点で決まっているということに加えて、転職によってそれ以上に不安定なキャリアを歩むこととなる、という格差の増幅メカニズムが存在することを示している。さらにこうした転職経験の効果は、初職入職コーホートごとの比較を行っても変化の傾向は見られなかった。安定的な雇用を獲得する機会は学卒時点に限定され、転職によって安定的な雇用を得る機会は限定的であるという構造は、1956–2005年までのコーホートにおいては変わっていない。新規学卒・長期雇用を中心とする日本の労働市場は、初職入職時点での雇用の安定性の格差を、その後のキャリアにおいて増幅させる機能を維持している。また大卒者については転職を経験することで離職率がより大きく上昇するという結果も、強固な新卒労働市場が築かれていることが、そこから離脱する者への傷跡をより大きくしていることの証左といえる。

女性においては、雇用の安定性を家庭理由を含む離職によって測定するか、家庭理由以外の離職によって測定するかによって結果は異なっていた。今なお多くの女性が結婚や出産によって離職せざるを得ないという事情から、転職経験は一見するとその後の離職率を高めず、女性にとって転職経験は必ずしも男性とは異なり不利なイベントとはなっていないように見える。しかしこうした家庭の理由による離職を除いた場合には、転職経験はその後の離職率を高める効果が顕在化した。さらにここでは、複数回転職を重ねることがますます離職率を高めるといふ悪循環のパターンが見て取れ、転職が不安定性を高めていくという構図は女性においてより当てはまっている。

ただし女性においては、近年のコーホートほど転職が離職率を高めるという効果は、家庭理由による離職を考慮しない限りにおいては弱まってきている。なぜこうした変化が生じたのか。以下の2点の解釈が考えられる。第1に、女性の就業を促進する制度が整いつつあるなかで、雇用主が転職を経験した女性をなるべく安定的な雇用へと雇い入れるようになってきているという需要側の変化である。第2に、女性労働者が転職後の就業を家計を支える補助的な就業のように位置づけるのではなく、生涯にわたるキャリア形成の一環として位置づけるようになってきたという供給側の変化である。以上のメカニズムを区別することは本章の射程を越えるが、労働市場のなかで女性がいかに位置づけられているのかを明らかにするうえでも重要な課題であろう。

本章の結論をまとめれば、日本の被雇用労働市場において転職を通じて安定的な雇用へと転じる機会は限定的であって、転職を経験することは全体としてはその後のさらに不安定な雇用への移動をもたらす、キャリアの過程で格差を増幅する契機となっているといえる。転職はその後の離職を連鎖する。この効果を弱めるには何が必要であるのか。その手がかりの1つが、離職理由の効果に示されている。積極的な理由による転職（よい仕事を見つけたうえでの転職）はジョブ・マッチングを改善することによって、雇用の安定性を高める効果を有している。このことはやむなく離職に至った者であっても、当該個人の持つ資源やスキルに見合った仕事をマッチングさせることができれば、必ずしもその後の雇用は不安定化しないということの意味している。円滑なジョブ・マッチングを促すことが、転職を傷跡やスティグマとすることなく、安定したキャリア形成へとつなげるために重要である。いかなるジョブ・マッチングが有効であるのかは、入職理由や経路を尋ねた調査などを用いることで検証が可能であり、今後検討すべきであろう。

第7章

賃金への長期的影響にみる転職の効果

1 序論

転職によるキャリアの変化は格差の生成に対していかなる帰結をもたらすのか？これをみるうえで労働から得られる報酬である賃金は最も重要な指標の1つである。転職の帰結を明らかにするにあたり重要なのは、短期的な影響のみならず、長期的にその影響を検討することである。もし転職直後は一時的に賃金が低下したとしても、その後の賃金上昇率が転職以前よりも大きいのであれば、転職はよりよいキャリアへと転ずるきっかけであったといえる。逆に転職後に一時的に賃金が上昇するとしても、その後はまったく賃金上昇が見込めないのであれば、転職は不利をもたらすイベントであったといえる。キャリアのなかでの転職の意味を明らかにするためには、転職後の賃金の軌跡を長期的に追うことが不可欠である。実際、転職と賃金の軌跡の関係についての研究では、短期的のみならず長期的な影響に着目して転職の効果が検討されている (Ruhm 1987; Topel & Ward 1992; Keith & McWilliams 1995; Light & McGarry 1998; Keith & McWilliams 1999; Bernhardt et al. 2001; Le Grand & Tåhlin 2002; Fuller 2008; Schmelzer 2012; Schmelzer & Veira-Ramos 2016)。

転職が賃金に与える影響はどの社会においても一様ではない。ここで転職の帰結を左右する要因の1つが、当該社会の労働市場の制度編成、硬直性である。たとえばヨーロッパ諸国の比較分析では、雇用保護規制が強い国においては転職によって賃金が大きく低下することが示されている (Schmelzer & Veira-Ramos 2016)。ここで本章は日本の労働市場に着目する。地位獲得機会という観点からみて重要な日本の労働市場の特徴は、長期雇用慣行と新規学卒一括採用にある。このように長期雇用を前提として内部労働市場での訓練を重視する日本の労働市場においては、転職によってよりよい賃金上昇を見込める良好な雇用を得る機会は限定的と考えられる。すなわち転職はキャリアを好転させるチャンスというよりはむしろ、さらなる不利をもたらすリスクとなっている可能性がある。日本の労働市場において転職が賃金に与える長期的な影響を明らかにすることは、労働市場構造と格差の生成過程との関係を解明するうえできわめて重要である。

しかしながら、日本において転職が賃金に与える長期的な影響は十分に明らかになっていない。パネル調査データの蓄積が十分でないという事情もあって、転職による賃金の変化は主

として転職の直前の直後という短期的な比較によって測定されるにとどまり(岸 1998; 樋口 2001; 玄田 2002; 林 2008, 2011; 勇上 2011; Bognanno & Kambayashi 2013), 転職が長期的なライフチャンスにおよぼす影響については未解明である。他方で調査時点の賃金をもとに転職経験者と非転職経験を比較することで転職の効果を測定する研究(大橋・中村 2002; 吉田 2011; 森山 2012; 萩原・照山 2016)は, 同一個人の複数時点におよぶ賃金を直接測定しているわけではなく, 変化というには問題がある。

そこで本章の目的は, パネル調査データを使用して, 日本の労働市場において転職が賃金に対して与える長期的影響を明らかにすることにある。本章の分析対象は, 2000年代末以降の若年壮年被雇用者である。若年壮年期は活発に転職がなされる時期であるとともに賃金も大きく上昇する時期であるため, この年代における転職と賃金の関係を検討することは格差の生成過程を捉えるうえで重要である。加えて本章の分析対象となる1966–1986年出生コーホートは, 転職の増加に代表される雇用の流動化を経験した¹⁾。本章の分析は, 雇用の流動化が人びとのキャリアにおける格差の生成にとっていかなる含意をもつのかを明らかにするうえでも有益である。

ひとくちに転職が賃金に与える効果といっても, そのパターンは転職時に生じた地位の変化によって異なっている。階層研究では, 報酬は地位に結びついており地位の変化が報酬の変化をもたらす重要な原因であると想定してきた(Granovetter 1981; Sørensen 1986; Grusky & Weisshaar 2014; 有田 2016)。本章では地位の指標として職業と雇用形態に着目し, これらの変化のパターンによってその後の賃金への影響がいかに異なるのかを検討する。日本を対象とした転職に関する研究では, 職業が変わることはその後の賃金を引き下げることが示され(岸 1998; 樋口 2001; 玄田 2002; Bognanno & Kambayashi 2013), 雇用形態の変化に関しても非正規雇用への移動が賃金を引き下げることが示されてきた(林 2008), しかしこれらはいずれも先に述べたとおり短期的な影響の検討にとどまるため, 長期的な賃金上昇との関係について検討の余地がある。

さらに転職の効果がどの集団においても同一とは限らない。男女間格差が今なお大きい日本の労働市場では, 男性は企業の中核的な成員として訓練を施される一方で, 女性はそうした訓練を施されず, 内部労働市場での昇進の機会が閉じられている。これらの違いは, 転職の長期的な影響とそのメカニズムをも異なったものとすると考えられる。ジェンダーによる異質性を検討することで, キャリアの途上で転職を通じた賃金上昇の機会が誰にとってどの程度開かれているのかをより精緻に明らかにできる。

以上を踏まえて本章では以下の3つの検討課題を設定する。第1に, 転職はその後の賃金に対していかなる長期的な影響をあたえるのか? 第2に, 転職が賃金に与える影響は, 転職前後の地位の変化によっていかに異なっているのか? 第3に, 以上みた転職の長期的な影響は性別によっていかに異なるのか?

本章の構成は以下のとおりである。第2節では本章の依拠する理論枠組みを述べ, 日本の労働市場の特徴を踏まえて仮説を導出する。第3節では分析に用いるデータおよび分析手法について述べる。第4節では先の方法を用いて転職が賃金に与える長期的な影響にかんする分析結

¹⁾ 近年のコーホートではとくに若年男性における離転職が増加傾向にあることが多くの研究で確認されている(平田 2002; 渡邊 2011; Kambayashi & Kato 2017)。厳密には対応しないが第3章図3.3でももっとも新しいコーホートの男性は古いコーホートの男性とくらべても離職率・転職入職率は増加していた。

果を提示する。第5節では得られた結果をもとに日本の労働市場におけるキャリア形成における転職の意味について議論する。

2 理論的背景と仮説

2.1 人的資本理論とシグナリング理論

転職と賃金の関係を説明する理論として標準的に用いられる理論が、人的資本理論 (Becker 1964=1975) とシグナリング理論 (Spence 1973) である²⁾。

人的資本理論は労働者（労働供給）側に着目した説明を提供する理論であり、賃金は労働者の生産性（人的資本）と一致すると想定する。人的資本にはどの企業でも通用する一般的人的資本と、ある企業でしか通用しない企業特殊の人的資本の2種類に分けられる。転職によって勤め先を変えるとそれ以前に蓄積した企業特殊の人的資本が失われ、得られる賃金は低下する。その後の賃金上昇に関しては、企業特殊の人的資本がいかなるメカニズムで蓄積されると想定するかによって異なる。企業特殊の人的資本の蓄積が勤続年数の短い時期により多くなされるのであれば、転職後はより早く賃金が上昇し、転職によって低下した賃金水準は解消されもとの軌跡へと回復していく。しかし企業特殊の人的資本の蓄積の速さが勤続年数によらず一定であれば、賃金上昇の速さは転職以前と等しくなり、転職による賃金水準の低下分が残り続ける。

シグナリング理論は雇用主（労働需要）側に着目した説明を提供する理論であり、賃金は労働者の生産性の関数であるとの前提に立ちつつも、雇用主は労働者の生産性を不完全にしか観察できないと想定する。雇用主は転職入職者の生産性を完全には観察できないため、雇い入れるときの賃金を低く抑える。その後の賃金上昇については、勤続を重ねることで雇用主にとって彼（女）の生産性が徐々に判明していくのであれば、賃金はそれ以前の軌跡へと回復する。一方で勤続を重ねても生産性が判明しない場合には、賃金は転職以前の軌跡に戻ることなく、転職による賃金水準の低下分が残り続ける。

本章の目的は以上の理論を検証することではないが、ここで重要なのは、いずれも転職が賃金を引き下げることについては予想が一致するが、転職後の賃金上昇についての予想は明確でなく、さらにどのような場合により大きく賃金が低下するのかについても特定していないという点である。以上については、転職者を取り巻く労働市場の制度的な条件によってその結果が異なってくると考えられる (Schmelzer 2012; Schmelzer & Veira-Ramos 2016)。そこで次項では日本の労働市場において転職がもつ意味に関して議論し、仮説を導く。

²⁾ そのほか有用な理論枠組みとして、ジョブ・サーチ理論 (Burdett 1978; Mortensen 1986) がある。この理論では、労働者は自身の予算制約とアクセスできる雇用の質とを勘案し、どの仕事のオファーを受けるかを決定すると想定する。したがって転職は自発的に起こるものと想定され、分析においても自発的な理由による転職と賃金の関係を分析する際に本理論は用いられることが多い (Keith & McWilliams 1999)。もちろんジョブ・サーチ理論と人的資本理論、シグナリング理論の説明は相互に排他的ではないが、本研究では自発的な理由のみによらない転職全体の効果に関心があるため、人的資本理論およびシグナリング理論を主たる枠組みとして採用している。

2.2 日本の労働市場における転職の意味

日本の労働市場の主たる特徴は、新規学卒者の一括採用と、長期雇用を前提とする内部労働市場での訓練にある（第1章参照）。雇用主は同じ企業に長く勤め続けた者をよりよい地位へと配分し、他方で転職者を例外的な存在として位置づける。第4章で明らかにした、転職者は初職を続けた者とくらべて内部労働市場において高い地位へとアクセスする機会が限定されるという結果はその一例である。1990年代後半以降の失業率の上昇や非正規雇用の拡大は雇用の不安定化をもたらしたが、長期雇用を支えられる労働市場の中核部分は今なお安定的とされている（佐藤 2009; Ono 2010; Hamaaki et al. 2012; Kawaguchi & Ueno 2013; Kambayashi & Kato 2017）。こうした労働市場のもとで、転職は企業を離れることによってそれ以前に培った企業特殊の人的資本を失う、あるいは転職自体が能力の乏しさを示す負のシグナルとなって、採用時の賃金を引き下げると考えられる。それだけでなく、企業のなかでも訓練を受けにくく昇進見込みの乏しい地位に置かれることは、その後の賃金上昇の抑制にもつながると考えられる。

仮説1 転職は採用時において賃金水準を低下させることに加えて、その後の賃金上昇を抑制する。

2.3 転職前後の地位変化と賃金変化との関係

転職は勤務先の変化のみならず、地位の変化をとまなう移動である。たとえば第5章で示したとおり、転職の前後では少なからぬ地位の変化が起こる。転職が賃金に与える効果は、転職の前後で生じた地位変化のパターンによって異なると考えられる。ここではその地位として職業と雇用形態に着目して仮説を導出する。

Althausen & Kalleberg (1981) は内部労働市場の概念を企業内／企業間だけでなく職業レベルにも拡張し、職業内部労働市場 (Occupational internal labor market) という概念を提唱した。同じ職業内の移動の場合には相対的にスキルが転用しやすいので、賃金の低下は起こりにくい³⁾。一方で職業が変わることは不安定性を示すものとして位置づけられる (DiPrete et al. 1997; Gangl 2004; Hollister 2011, 2012; Jarvis & Song 2017)。たとえばアメリカではキャリアにおける職業変化の増加が賃金格差の拡大に寄与しているとの議論がなされている (Kambourov & Manovskii 2008, 2009)。したがって転職に際して職業が変わることは採用時の賃金を引き下げることにつながる。ただし、その後の賃金上昇に関しては明確な予想を導くことは難しい。そこでここでは以下の仮説を提示する。

仮説2 転職の前後で職業を移動した場合、同じ職業内を移動した場合と比べて採用時において賃金水準が低下する。

職業のほかに本章で検討する移動が、雇用形態の移動である。1990年代後半以降、若年層を

³⁾ 同様の議論は経済学においては職業特殊の人的資本として概念化されている (Shaw 1984; Kambourov & Manovskii 2009)。

中心に非正規雇用者が急増した。非正規雇用は、正規雇用とは雇用契約の違いにとどまらない、メンバーシップあるいは身分の違いとして捉えられている(大沢真理 1993; 稲上 1999; Keizer 2008; 濱口 2009; Imai 2011)。実際に、非正規雇用者は正規雇用者と比べて賃金水準は著しく低く(太郎丸 2009; 有田 2016)、職業訓練を享受する機会も乏しい(Houseman & Osawa 2003; 労働政策研究・研修機構 2011)。このように正規雇用と非正規雇用の間には明確な序列があるため、雇用形態内移動、雇用形態間移動というふうにとらえることはできず、正規雇用への移動と非正規雇用への移動でそれぞれ別に考える必要がある。

まず正規雇用への移動について考える。正規雇用への採用を行う雇用主からみると、非正規雇用の経験は負のシグナルとなる。なぜなら、非正規雇用であった者は十分な人的資本を積むことができず、技能も持たないとみなされているため、雇用主には賃金を低く設定するインセンティブがはたらくからである(Pedulla 2016)。実際、日本においては過去に非正規雇用を経験したことが賃金を引き下げる効果を持つことが指摘されている(Yu 2012)。したがって、転職に際して非正規雇用から正規雇用へと移動した場合は、正規雇用から正規雇用へと移動した場合よりも賃金水準が低く抑えられると考えられる⁴⁾。

仮説 3 転職の前後で非正規雇用から正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べて採用時において賃金水準が低下する。

一方で非正規雇用への移動についてはどうか。先に述べたように正規雇用と非正規雇用の間には明確な賃金格差が存在するので、転職の前後で正規雇用から非正規雇用へと移動すると、賃金水準は低くなると考えられる。非正規雇用から非正規雇用への移動はいずれも賃金水準の低い地位から低い地位への移動であるので、短期的な賃金変動でみるぶんには影響はないだろう。しかし非正規雇用へと移動することの不利は賃金水準の変化だけでなくその後の賃金上昇に対しても現れる。先に述べたように非正規雇用者は企業での訓練によって人的資本を蓄積することができないため、賃金上昇が低く抑えられる。つまり正規雇用から非正規雇用への、あるいは非正規雇用から非正規雇用への移動はその後の賃金上昇を抑制し、その不利は長期的にみてより明瞭になると考えられる。ここでの仮説は以下の2つである。

仮説 4 転職の前後で正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べて採用時において賃金水準が低下し、さらにその後の賃金上昇も抑制される。

仮説 5 転職の前後で非正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べてその後の賃金上昇は抑制される。

2.4 男女差の検討

以上の議論は被雇用者全体を想定した議論であった。しかし被雇用者がすべて同一の属性を持っているわけではなく、転職経験が賃金に与える影響は彼(女)のもつ諸属性によって異なる

⁴⁾ これに関連して、有田(2016)は正規雇用から非正規雇用へ移動した場合には賃金が低下する一方で、非正規雇用から正規雇用へ移動した場合には必ずしも賃金が上昇しないという非対称性が存在することを明らかにしている。しかしここでの分析は転職による変化だけでなく企業内の雇用形態変化を含んでいるため、本章が扱う転職場面での正規/非正規雇用間移動とは異なっている点に注意が必要である。

ると考えられる。本章では第3, 5, 6章でも考慮してきたように、ジェンダーによって転職経験の効果が異なると想定し、全体を対象とした分析に加えて、男女でサンプルを分割した分析も行う⁵⁾。

なぜ転職経験が賃金に与える影響が男女で異なるのか。人的資本理論にしたがえば、転職が賃金水準に与える影響は転職以前にどの程度企業特殊の人的資本を蓄積するかによって異なるが、その蓄積の程度が男女で異なると考えられる。男性被雇用者は長期雇用慣行・内部労働市場のもとで中核的な成員として位置づけられ(稲上 1999)、企業から集中的に訓練投資を受け、高い賃金上昇を実現する。対して女性は必ずしも企業の中核的な成員として位置づけられておらず、十分な訓練投資を受けることができず、賃金カーブも男性とくらべるとフラットである(厚生労働省「賃金構造基本統計調査」)。企業のなかでより多くの訓練投資を受けるぶん、転職によって失われる企業特殊の人的資本は男性においてより多く、それゆえ、転職が賃金を引き下げる効果は女性内よりも男性内においてより顕著に現れると予想される。

3 方法

3.1 データと対象

分析には東京大学社会科学研究所が実施している若年・壮年パネル調査の wave 2-11 (2008-2017年) データ(以下 JLPS2008-2017)を使用する。調査の詳細は第2章を参照のこと。分析対象は wave 2-11 において被雇用者として就業している 21-45 歳の観察とする。ただし追加サンプル(wave 5-11)は分析に使用しない⁶⁾。従属変数となる賃金は wave 2 以降でしか聴取していないため、wave 1 のデータは wave 1 から wave 2 にかけての転職を捕捉するためにのみ使用する。自営・家族従業・内職・無業および在学中の者、自営・家族従業・内職から被雇用へと転職入職した観察については分析から除外する。その他分析に使用する変数に欠損がある観察は除外する。分析に際しては各個人が観察時点の数だけ記録されるパーソン・イヤー形式(ロングデータ)へとデータを変換する。以上の処理により分析に用いるサンプルサイズは 3,446 ケース(パーソン・イヤー数 18,932)、うち男性 1,738 ケース(パーソン・イヤー数 9,678)、女性 1,708 ケース(パーソン・イヤー数 9,254)である⁷⁾。

5) なお先行研究においても転職が賃金に与える影響を明らかにするうえでジェンダーはその影響を異ならせる主たる要因の1つとして着目されてきた(Keith & McWilliams 1999; Fuller 2008; Cha 2014; Mooi-Reci & Ganzeboom 2015)。

6) 追加サンプルは初回調査時点で無業の者について前職を聴取していないため、初回サンプルとは捕捉できる転職に違いが生じる。そのため今回は追加サンプルは分析に使用しなかった。

7) なおパネルデータを分析するにあたって問題となるのが脱落(attrition)である。そこで、Wave 1 時点の観察変数をもとに各時点への回答の有無を予測するロジットモデルを構築し(独立変数は性別、1年区切りの出生年、最後に通った学校(Wave 1 時点)、婚姻状態(Wave 1 時点)、居住地域(Wave 1 時点)、就業有無(Wave 1 時点))、得られた推定式をもとにウェイトを作成して分析に投入した(Wooldridge 2010)。結果、推定結果に大きな違いは生じなかったため、単純化のために本章の分析ではウェイトを用いない推定結果を示している。

3.2 分析手法

分析には時間あたり賃金を従属変数とする固定効果モデルを用いる。個人 i の時点 t における時間あたり賃金を Y_{it} とし、モデルは以下のとおり表される。

$$\log Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Age}_{it} + \alpha_2 \text{Age}_{it}^2 + \beta_1 \text{Move}_{it} + \beta_2 \text{Year}_{it} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Age_{it} は年齢、 Move_{it} は転職経験、 Year_{it} は転職入職後経過年数、 \mathbf{X}_{it} は時変の独立変数群、 u_i は時不変の固定効果、 ε_{it} は平均 0、分散 σ^2 の誤差項をそれぞれ意味する。

以上のモデルの想定を図 7.1 にもとづいて説明する。28 歳で新たな勤務先に転職入職した者がいるとする。固定効果モデルを用いることで、転職経験にかかわる係数を観察期間中に転職を経験したものの賃金と、彼（女）が仮に転職を経験しなかった場合の反実仮想的な賃金との比較に近づけることができる。 β_1 が負の値をとりかつ β_2 が 0 であるならば、転職経験者が仮に転職を経験しなかったと想定したときの賃金の軌跡（灰色の実線）と比較して、転職経験者は黒丸で繋がれた点線のような賃金の軌跡をたどる。 β_1 が 0 でありかつ β_2 が負の値をとるとき、反実仮想的な賃金の軌跡と比較して、転職経験者は白丸で繋がれた点線のような軌跡をたどる。 β_1 と β_2 の両者がいずれも負であるときには、黒い実線のような軌跡をたどる⁸⁾。以上のモデルにおいて、転職経験が賃金水準に与える効果（ β_1 ）および賃金上昇に与える効果（ β_2 ）を推定することで、先に提示した仮説を検証する⁹⁾。なお転職経験の効果を移動パターンごとに分解する際には、 Move_{it} および Year_{it} と他の変数との交互作用項を投入する。

3.3 変数

従属変数となるのは時間あたり賃金である。賃金の支払形態およびその金額に関する回答、1 月あたりの労働日数、1 日あたりの労働時間（残業含む）を用いて作成する。金額は調査の最新年である 2017 年を基準として消費者物価指数¹⁰⁾により実質化した。分析に用いるサンプルを限定した後、各調査年における上位下位 1% の値は欠損として除外した¹¹⁾。

⁸⁾ なおここでは以上のような線形の関係によって転職の効果が表現できると仮定しているが、転職経験の効果が非線形の関数によって表される場合は不適切である。この点については転職経験後の経過年数をダミー変数として投入し、今回の観察期間に関するかぎり線形の近似で問題ないことを確認した（結果は省略）。

⁹⁾ 本モデルにおいて β_1 および β_2 を転職の因果的な効果と解釈するにあたり、2 つの仮定をおいている (Morgan & Winchip 2015; Vaisey & Miles 2017)。第 1 に、他の変数を一定としたうえで処置へのセレクションが内生的でないという仮定である。本章に即していえばこの仮定は、たとえば時点 3 から時点 4 の間に転職するかどうかは時点 3 以前の賃金と無関連であるということの意味する。もしこの仮定が満たされない場合、転職経験 (Move_{it}) に関する係数は転職が賃金を引き下げるのではなく、賃金の低い者が転職するという逆因果の分を含み過大推計となる。第 2 に、他の変数を一定としたうえで処置を受ける群と受けない群は同一の軌跡にしたがうという仮定である。本章の場合たとえば転職する者が転職しない者とくらべて転職以前からすでに賃金上昇率が低いということではなく、同一の賃金上昇を享受しているということの意味する。もしこの仮定が満たされない場合、転職経験 (Move_{it}) および転職入職後経過年数 (Year_{it}) に関する係数には、賃金上昇が見込めない者が転職するという逆因果の分を含みやはり過大推計となる。

¹⁰⁾ 実質化にあたっては 2015 年基準消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合指数）を用い、データは e-Stat より取得した（2018 年 6 月 18 日アクセス、<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200573&tstat=000001084976&cycle=0&tclass1=000001085995&tclass2=000001085936&tclass3=000001085996&tclass4=000001085997>）

¹¹⁾ たとえば 2008 年時点の観察において時間あたり賃金の下位 1% の値が 600 円であれば 600 円未満の値を除外、上位 1% の値が 4500 円であれば 4500 円より高い値をすべて除外する。これをすべての年に関して同様に

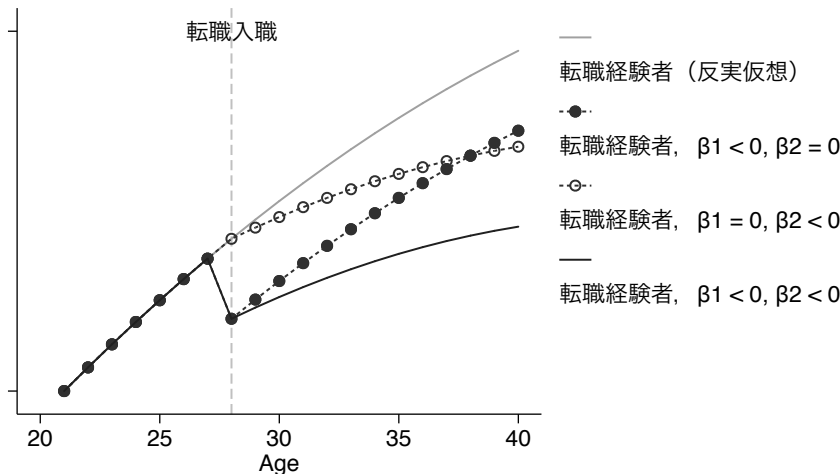


図 7.1 転職経験と賃金の軌跡の関係

本章の主たる独立変数たる転職に関しては以下の2種類の変数を作成する。第1に転職経験である。これは前の wave と比較し、勤務先が変化した場合にそれ以降を1、それ以前を0とする変数を作成する。初職参入経験がありかつ wave 1 時点では無業であった者が wave 2 以降で再度就業した場合にも、転職入社が発生したとみなしてそれ以降1をとるようにする。なお観察期間中に1度も転職していないケースについてはすべて0を入れる。第2に転職経験後の経過年数である。これは転職経験をした観察について転職入社からの経過年数を表す値(0, 1, 2, …)をとり、それ以外はすべて0をとる連続変数である。観察期間中に1度も転職していないケースについてはすべて0を入れる¹²⁾。

転職入社者の職業および雇用形態の移動に関する変数の作成のしかたについて述べる。時点 T で転職入社が発生した場合、時点 $T-1$ が有職である場合は、その職業および雇用形態をもとに、職業変化および雇用形態変化に変数を作成する。時点 $T-1$ が無職である場合には時点 $T-2$ を参照し、これが無職である場合にはさらに時点 $T-3$ を……というふうに遡っていく。Wave 1 では、調査時点で無職の者に対して前職の職業や雇用形態を尋ねているため、Wave 1 まで遡ってもなお無職の場合は、この前職をもって転職前の職業あるいは雇用形態とする。こうして得られた情報をもとに、職業の移動に関しては、転職の前後で SSM 職業小分

実施した。

¹²⁾ 以上の変数を作るためには、転職入社が発生時点を特定する必要がある。これは以下の方法により特定した。まず Wave 2 では、「この1年間(2007年3月～現在)に、現在働いている会社も含めていくつの会社に勤めましたか。」という質問によって直近1年間の転職経験を尋ねている。選択肢は「この1年間、一度も働かなかった」「この1年間、同じ会社にずっと勤め続けた」「この1年間、複数の会社に勤めた」「その他」であり、「その他」はアフターコードによって「勤めていた会社を辞めた(1社)」「新たに会社に勤め始めた」「短期的にだけ会社に勤めた」へと分けられている。この変数をもとに、Wave 2 で有業であり、かつ「この1年間、複数の会社に勤めた」「新たに会社に勤め始めた」を選択した場合に転職入社と判断した。Wave 3 では初職に就いてから調査時点に至るまでの職業経歴が尋ねられており、職歴情報自体は公開されていないものの、Wave 2 から Wave 3 にかけて転職を経験したかどうかを示す変数が準備されている。これを用いて転職入社が発生を判断する。Wave 4 以降では、「昨年1月から現在までの間に、勤め先を変えたり(転職)、新たに仕事を始めたり(就職、起業)、仕事をやめたり(退職、失業)したことはありましたか。」という質問によって直近1年間の転職経験を尋ねている。この質問に「はい」と回答し、かつ当該 Wave で有職の場合に、転職入社が発生したものと判断する。ただしいずれも前年が学生の場合は転職入社が発生したものととはしなかった。

類が異なっている場合を職業間移動、同じ場合を職業内移動と定義した。雇用形態の移動に関しては、前職が正規雇用かつ転職後が正規雇用の場合を正規→正規とし、同様に非正規→正規、正規→非正規、非正規→非正規の4カテゴリを定義した。前職が自営、家族従業、内職の場合は欠損とした。

その他の統制変数について述べる。年齢は方法の節で述べたとおり、1次および2次の項を用いて賃金カーブを近似する。そのほか各年の変動を捉えるため、調査年のダミー変数を用いる¹³⁾。また、一度調査から脱落し再度回答するようになった者（復活サンプルとよぶ）が他とは異なる特性を持っている可能性を考慮し、再度回答するようになって以降を1、それ以前を0とする2値変数を用いる。なおずっと継続して回答している場合はすべて0をとる。また地域によって賃金水準が異なることを考慮するため居住地域に関する変数を統制する。

結婚や子どもを持つことは転職および賃金上昇と無関係でない。男性は結婚や子どもをもつと賃金が高くなり、他方で女性は賃金が低くなるという関係がある（川口 2005）。そこで婚姻状態および末子の年齢を組み合わせるライフステージを表す変数を作成し、性別との交互作用項をとったうえでモデルに投入する。

雇用形態、職業、企業規模によって賃金水準が異なることに加えて、離転職の起こりやすさも異なる。転職と賃金水準の関係を直接に捉えるために、これらの変数を統制する。

転職に際して賃金よりもむしろより働きやすい職場や仕事を求めて転職するという補償賃金（Becker 1981）の関係がある場合、それは転職によって賃金が下がったとしても必ずしも不利なものとはいえないかもしれない。本章の関心はこうした非金銭的な条件を一定とした場合に賃金が低下するの否かを明らかにすることにあるため、各時点における職場の環境および仕事の環境を統制する。

そのほか、健康上の理由から転職に至り賃金の低い仕事に就くという場合、転職の効果を因果的なものとして読むことはできない。そこで、各時点の主観的健康度を用いる。

以上の変数の詳細な定義は巻末補足 A 表 A.7 に、従属変数および統制変数の記述統計量については巻末補足 A 表 A.8 に、それぞれ示した。

4 分析結果

4.1 転職と賃金の関係にかんする記述的分析

観察期間中に転職はどの程度起こっているのだろうか。図 7.2 には観察期間中の転職入職率の推移を全体及び男女別に示した。全体で見ると、毎年の被雇用者のうち約 10% を転職入職者が占めている。性別で分けると転職入職率は男性でより低く、女性でより高い。

では、転職を経験した者は転職以前と比較してどの程度の賃金を得るのだろうか。図 7.3 には観察期間中に一度も転職を経験しなかった観察、転職を経験した者における転職以前の観察、転職以後の観察のそれぞれについて、各年齢ごとの時間あたり賃金の平均を示した。ここから得られる発見は2点である。第1に、転職経験者（転職前および転職後）は非転職経験者

¹³⁾ 調査年だけでなく年齢も各年で常に1歳ずつ増加するため、固定効果モデルにおいては年齢と調査年ダミーは線形従属の関係となり、すべての時点の調査年ダミーを投入することはできない。そこで今回は Wave 2, 3 に関するダミー変数をモデルに含めず、Wave 4, 5, ..., 11 を示すダミー変数のみをモデルに含める。

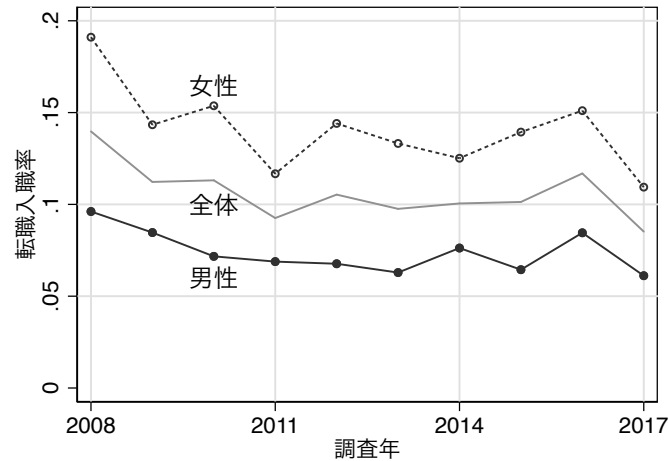


図 7.2 転職入職率の推移, 2008-2017 年

出所) JLPS2008-2017.

注) 転職入職率 = 直近 1 年以内の転職者数 / 当該年の被雇用者数.

と比べて賃金が低いほうに偏っている。これは離転職が周辺の労働市場において多く生じるという先行研究の結果から予想されるとおりである (平田 2002; Nakazawa 2008; Takenoshita 2008; Yu 2010; 阪口 2011; Yu & Chiu 2014)。第 2 に、転職を経験した後は、それ以前よりも賃金が低いほうに偏っており、とくにこの傾向は高い年齢で顕著である。すなわち転職経験は平均的には賃金を引き下げる方向に働いているとみられる。もちろんここでの結果は異なる個人が混ざっており個人内の推定ではないが、転職は賃金水準のみならず賃金上昇に対しても不利にはたらいっているとみられる。

転職は賃金の変化のみならず、労働市場における地位の変化をとまう。表 7.1 には、転職の前後でどのように雇用形態および職業が変化したのかを集計した結果を示した。職業移動についてみると、同じ職業にとどまる者は 40% 弱である。つまり残りの 6 割以上は、異なる職業からの参入者であって、それ以前の職業で培った技術をそのまま移転しているわけではない。これは男女でサンプルを分割してもあまり違いがない。雇用形態に関してみると、転職の前後で正規雇用にとどまる者、非正規雇用にとどまる者がそれぞれ 1/3 ずつおり、残りの 1/3 は雇用形態を変えている。非正規雇用から正規雇用に移動する者が 9%、正規雇用から非正規雇用へ移動する者がそれより多く、23% である。転職によって起こる移動は、周辺の労働市場への移動がより多い。しかし男女でサンプルを分割すると異なる様相がみえてくる。男性では 60% 近くが正規雇用内で移動しているのに対して、女性では正規雇用内を移動する者は転職全体の 20% ほどしかおらず、最も多いのは非正規雇用内の移動であり全体の 46% を占める。また非正規雇用から正規雇用への移動も男性と比べると起こりにくく、正規雇用から非正規雇用への移動は起こりやすい¹⁴⁾。

¹⁴⁾ 以上の雇用形態間移動に関する特徴は第 5 章図 5.3 で確認した傾向とおおむね一致しているといえる。

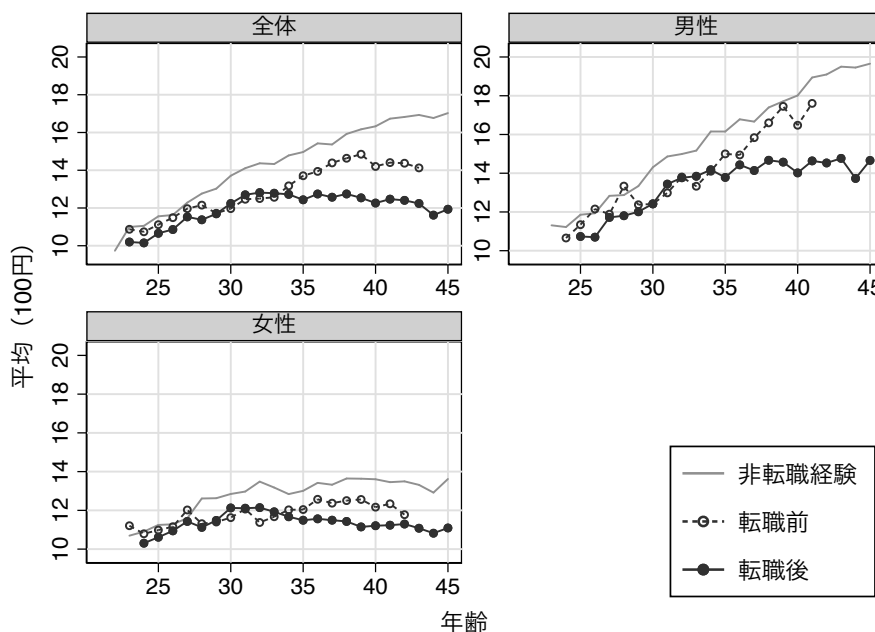


図 7.3 転職経験の有無別 時間あたり賃金の軌跡

出所) JLPS2008–2017.

注) 「非転職経験」は観察期間中一度も転職を経験しなかった観察, 「転職前」は観察期間中に転職を経験した者の転職以前の観察, 「転職後」は転職以後の観察を対象としてそれぞれ賃金の平均値を示した。ただし当該年齢のセルにおける観察数が 30 未満の場合は値を表示していない。

表 7.1 転職前後の雇用形態移動・職業移動の内訳

[A] 職業移動				[B] 雇用形態		
				性別		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性
職業内移動	496 (37.5)	175 (36.8)	321 (37.9)	正規→正規 441 (33.3)	277 (58.3)	164 (19.3)
職業間移動	827 (62.5)	300 (63.2)	527 (62.1)	非正規→正規 112 (8.5)	48 (10.1)	64 (7.5)
合計	1323 (100.0)	475 (100.0)	848 (100.0)	正規→非正規 309 (23.4)	79 (16.6)	230 (27.1)
				非正規→非正規 461 (34.8)	71 (14.9)	390 (46.0)
				合計 1323 (100.0)	475 (100.0)	848 (100.0)

出所) JLPS2008–2017.

注) ここでの N は観察期間中に発生した最初の転職入職の総数を意味する。値は度数, 括弧内は列 % を示す。

4.2 転職がその後の賃金に与える長期的影響

以上、転職を経験した者はそうでないものと比べて賃金は高いとはいえ、さらに転職の後では少なからず職業や雇用形態の変化が起ることを確認した。では他の変数を統制したうえで転職はその後の賃金に対していかなる影響を与えているのだろうか。先に述べた固定効果モデルを用いてその効果を推定する。結果を表 7.2 に示した。ここでは関心のある変数の推定結果のみ示し、統制変数の結果については省略している。これについては巻末補足 A 表 A.9

を参照のこと。

表 7.2 転職経験が時間あたり賃金（対数）に与える影響に関する固定効果モデル

	Model 1		Model 1		Diff.	Model 2		Diff.
	全体	全体	男性	女性		男性	女性	
転職経験	-0.058*** (0.006)	0.002 (0.011)	-0.079*** (0.010)	-0.039*** (0.008)	**	-0.038* (0.016)	0.063*** (0.016)	***
× 職業間移動		-0.059*** (0.012)				-0.040* (0.019)	-0.064*** (0.015)	
× 非正規→正規		-0.100*** (0.024)				-0.059 (0.039)	-0.169*** (0.031)	*
× 正規→非正規		-0.068*** (0.017)				-0.077** (0.028)	-0.099*** (0.022)	
× 非正規→非正規		-0.028 (0.014)				-0.063 (0.033)	-0.072*** (0.019)	
転職経験後経過年数	-0.008*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.007*** (0.002)		-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	
× 職業間移動		0.003 (0.002)				0.002 (0.004)	0.003 (0.002)	
× 非正規→正規		-0.008* (0.003)				-0.009 (0.005)	-0.004 (0.005)	
× 正規→非正規		-0.012*** (0.003)				-0.014** (0.005)	-0.009* (0.004)	
× 非正規→非正規		-0.012*** (0.003)				-0.018*** (0.005)	-0.006 (0.003)	
年齢/100	6.228*** (0.390)	6.341*** (0.391)	7.276*** (0.579)	5.123*** (0.523)	**	7.631*** (0.581)	4.975*** (0.526)	***
(年齢/100) ²	-6.287*** (0.520)	-6.431*** (0.522)	-7.372*** (0.776)	-5.255*** (0.695)	*	-7.835*** (0.778)	-5.077*** (0.700)	**
R ²	0.111	0.117	0.147	0.083		0.153	0.093	
N of persons	3446	3446	1738	1708		1738	1708	
N of person-years	18932	18932	9678	9254		9678	9254	

出所) JLPS2008-2017.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. そのほか統制変数として調査年ダミー, 復活サンプルダミー, 居住地域, ライフステージ, 性別×ライフステージ, 職業大分類, 雇用形態, 企業規模, 職場環境, 仕事環境, 主観的健康度を投入している. これらおよび切片の係数・標準誤差は省略. Diff. の列は男女でサンプルを合併したうえですべての変数の交互作用項を投入したときの交互作用項の係数の有意性検定の結果を示す.

まず全体の結果を確認する. Model 1 より, 転職経験と転職経験後経過年数の係数はいずれも有意な負の値を呈する. 転職直後は平均して賃金は約 5.6% 低下する¹⁵⁾. それに加えて, その後の賃金上昇は毎年 0.8% 程度抑制される. すなわち転職を経験することによる不利はその直後に表れるのみならず, 時間が経過するにつれて拡大していく.

とはいえこの関係は転職の前後でいかなる地位の移動を経験したのかによって異なっている可能性がある. これを検討したのが Model 2 である. 職業間移動と転職経験の交差項の係数は有意な負の値を示し, 転職に際して職業が変わった場合, それ以前と比べて賃金が低下する. 対して経過年数との交差項の係数は有意でない. さらに雇用形態の変化と転職経験との交差項についてみる. 非正規から正規へと移動した者は, 転職によって賃金の低下を経験する. さら

¹⁵⁾ この値は係数を 100 で除した値の指数をとり, 1 を減じ, さらに 100 をかけることによって求めることができる. すなわちここでは $100 \times [\exp(-0.058) - 1] = -5.64$ である. 以下具体的な値を本文中で述べる際はすべてこの計算を行った結果を示す.

に、正規から非正規へと移動した者も賃金の低下を経験する。非正規から非正規への移動の係数は統計的に有意でない。経過年数との交差項に関しては正規から非正規、非正規から非正規の係数がいずれも有意な負の値を示し、いずれも毎年約 1.2% ずつ賃金上昇が抑えられるという結果である。転職によって非正規となることは、その後の賃金上昇を抑制することによって長期的にみて正規に就く者との間に格差を生み出す。また仮説では予想していなかったものの、非正規から正規に移動した場合でも、経過年数の係数は有意な負の値を示す。転職を通じて非正規雇用から正規雇用に転じることができたとしても、享受できる賃金カーブは正規雇用を続けた者とは同一でない。以上の交差項を投入した結果主効果の係数はいずれも有意でなくなる。つまり転職後も同じ職業、かつ正規から正規に移動したのであれば、目立った賃金低下は起こらず、それ以降もそれ以前と同程度の賃金上昇を享受できるということである。

同じ転職といっても、その意味は男女で異なる。そこで男女でサンプルを分割して同モデルを推定した結果を合わせて示した。Model 1 の推定結果をみると、男女とも、転職経験は短期的には賃金を引き下げ、さらにその後の賃金上昇を抑制する。ただし短期的な賃金低下の大きさは男性では約 7.6% であるのに対して女性では 3.8% であり、男性内においてより大きな賃金低下がみられる。表 7.1 では男性のほうが正規内を移動し、非正規から正規へという上昇移動が多いことを指摘したが、にもかかわらず全体の賃金変化は男性内においてより大きいという点は興味深い。

ついで Model 2 をみると、主効果の大きさが男女で大きく異なる。男性では主効果の係数は有意な負の値を示し、同じ職業内・かつ正規から正規への移動であっても、転職は採用時の賃金水準を引き下げる効果をもつ。対して女性では同じ職業内・かつ正規から正規への移動であれば賃金は上昇するという結果となる¹⁶⁾。同じ職業内・正規内の移動の場合、女性は男性とくらべて 10% 近く賃金水準が上昇し、このことが Model 1 でみられた転職経験の効果の男女差を説明する一因といえる。

その他の交互作用項についてみていく。転職経験と職業間移動の係数は男女とも有意な負の値をとり、職業を変えることで平均的に賃金は低下する。ついで雇用形態の移動の結果を確認すると、正規から非正規への移動と転職経験、および経過年数との交互作用項の係数は男女とも有意な負の値を示し、全体の傾向と一致している。対して非正規から正規への移動については、転職経験との交互作用項の係数が女性のみ有意な負の値となる。女性では、転職に際して非正規から正規へと移動すると正規内移動と比べ約 15.5% 賃金が低下する一方で、男性では係数の値は小さく統計的にも有意でない。また非正規から正規への移動と経過年数の交差項の係数はサンプル分割によって標準誤差が大きくなるため、有意ではない。最後に非正規から非正規への移動については、経過年数との交互作用項の係数が男性のみ有意な負の値を示す。男性では転職に際して非正規内を移動することがその後の賃金上昇を毎年 1.8% 抑制するのに対して、女性ではその係数は小さく統計的にも有意でない。

¹⁶⁾ なおデータを確認すると、正規内、かつ同じ職業内を移動しているケースは約 10% であった。

4.3 仮説の検証結果

以上の分析結果をもとに仮説の検証結果をまとめたのが表 7.3 である。まず、転職経験は転職経験は採用時において賃金水準を低下させることに加えて、その後の賃金上昇を抑制することを予想した仮説 1 は支持された。しかしこの効果は転職前後にどのような職業や雇用形態といった地位が変化したのかによって異なっていた。仮説 2 のとおり、転職経験の前後で職業を移動した場合には、職業を移動しなかった場合と比べて、採用時において賃金水準が低下することが確認された。つまり転職に際して同一職業に移動することで、それ以前のスキルを活かして賃金の低下を抑えることができる。さらに雇用形態の移動に関しては、転職経験の前後で正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、採用時において賃金水準が低下しさらにその後の賃金上昇も抑制されるという仮説 4 が支持された。転職に際して正規雇用から非正規雇用となることは短期的のみならず長期的にもその後の賃金に対して大きな傷跡を残す。

一方で仮説 3 および仮説 5 については、予想とは必ずしも一致しない結果となった。転職経験の前後で非正規雇用から正規雇用へと移動した場合、採用時において賃金水準が低下することを予想した仮説 3 については女性のみ支持された。また全体でみた場合、非正規雇用から正規雇用への移動は賃金上昇をも抑制するという効果がみられた。ついで、非正規雇用から非正規雇用へと移動した場合にその後の賃金上昇が抑制されるという仮説 5 は男性のみ、支持された。男性にとっては、正規雇用へと参入することができれば、過去の非正規雇用は必ずしも不利を生むわけではない。一方で女性にとっては、正規雇用へと参入することができたとしても、非正規雇用を経験したことが負のシグナルとなって、その後の賃金水準を引き下げている。他方で、非正規雇用に留まり続けることは男性にとってより大きな不利を生む。その背景には、男性が全体として女性よりも鋭い賃金上昇を享受していることにあるとみられる。大きな賃金上昇を見込めない非正規雇用へと転職しても滞留し続けることは、その後の賃金上昇を抑制して、長期的に賃金の格差を生み出す。

表 7.3 仮説の検証結果

	全体	性別	
		男性	女性
仮説 1: 転職は採用時において賃金水準を低下させることに加えて、その後の賃金上昇を抑制する。	✓	✓	✓
仮説 2: 転職の前後で職業を移動した場合、同じ職業内を移動した場合と比べて採用時において賃金水準が低下する。	✓	✓	✓
仮説 3: 転職の前後で非正規雇用から正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べて採用時において賃金水準が低下する。	✓*		✓
仮説 4: 転職の前後で正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べて採用時において賃金水準が低下し、さらにその後の賃金上昇も抑制される。	✓	✓	✓
仮説 5: 転職の前後で非正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、正規雇用から正規雇用への移動と比べてその後の賃金上昇は抑制される。	✓	✓	

* 賃金上昇を抑制する効果も確認された。

4.4 追加分析：転職による賃金上昇抑制のメカニズム

以上、転職は短期的に賃金水準を引き下げのみならずその後の賃金上昇をも抑制すること、さらにその効果が非正規雇用へと転職した場合に明瞭にみられることを確認した。本章の想定はこうした賃金上昇の抑制は企業内での訓練の違いによって生じているというものである。しかし、いったん転職をした後さらに転職を繰り返して企業特殊の人的資本を蓄積できないために賃金上昇が抑えられるというメカニズムもありうる。欧米諸国を対象とした研究では、転職や失業を繰り返すことがその後の賃金上昇を抑制し低い水準に留めるという関係が確認されている (Stevens 1997; Light & McGarry 1998; Bernhardt et al. 2001)。一度転職を経験することがそれだけにとどまらずその後の離職率を高めることで繰り返し離職することにつながるという関係があることは第6章でも確認したとおりである。この影響を除いてもなお転職経験の賃金上昇の抑制効果が確認されてはじめて、転職先の企業で十分な訓練を受けられないことや、昇進見込みの乏しいデッドエンド・ジョブに留められるといった企業内での処遇が主たるメカニズムであると判断できる。

そこで追加的な分析として、Model 2に加えて観察期間中の転職経験回数を投入する。もし繰り返し転職することが賃金上昇の抑制をもたらす主たるメカニズムであるならば、転職経験回数を統制すれば、非正規雇用への移動と経過年数との交差項の係数は小さくなり、統計的にも有意ではなくなるだろう。一方で転職経験回数を考慮してもなお非正規雇用への移動と経過年数との交差項の係数が大きく変わらないのであれば、企業内での処遇の違いが主たるメカニズムであると判断できる。

以上を踏まえて、表7.2のModel 2に加えて、観察期間中の転職経験回数を投入したModel 3を推定した結果を先のModel 2と合わせて提示した結果が表7.4である。全体に関する結果を確認しよう。新たに追加した転職経験回数の係数は負であり、かつ回数が増えるほど賃金を低める効果が確認される。すなわち転職を繰り返すことによって、享受できる賃金は低くなっていく。転職回数を考慮することで正規→非正規および非正規→非正規と経過年数との交差項の係数は若干の減少をみせるが、なお統計的に有意である。

さらに男女でサンプルを分割した場合の結果を確認する。転職回数が増えるほど男女とも賃金は低下するが、低下の程度は男性においてより大きい。男性被雇用者企業内の訓練投資を多く受けるため、転職を繰り返すことの負の効果がより大きくなっているものと考えられる。しかし、転職回数を考慮しても、正規から非正規への移動および非正規から非正規への移動と経過年数との交互作用項の係数は少し0に近づくものなお統計的に有意な負の値を維持する。

以上より、転職とりわけ非正規雇用へと移動することがその後の賃金上昇を抑制する効果は、その一部はその後繰り返し転職するという転職を繰り返すことによって生じているものの、その大部分は転職後に勤めた企業で十分な賃金上昇を享受できないという企業内での処遇が原因であることが示された。

表 7.4 転職回数を考慮した時間あたり賃金（対数）の規定要因に関する固定効果モデル

	Model 2	Model 3	Model 2			Model 3		
	全体	全体	男性	女性	Diff.	男性	女性	Diff.
転職経験	0.002 (0.011)	0.002 (0.011)	-0.038* (0.016)	0.063*** (0.016)	***	-0.038* (0.016)	0.063*** (0.016)	***
× 職業間移動	-0.059*** (0.012)	-0.058*** (0.012)	-0.040* (0.019)	-0.064*** (0.015)		-0.039* (0.019)	-0.064*** (0.015)	
× 非正規→正規	-0.100*** (0.024)	-0.102*** (0.024)	-0.059 (0.039)	-0.169*** (0.031)	*	-0.060 (0.039)	-0.169*** (0.031)	*
× 正規→非正規	-0.068*** (0.017)	-0.067*** (0.017)	-0.077** (0.028)	-0.099*** (0.022)		-0.072* (0.028)	-0.099*** (0.022)	
× 非正規→非正規	-0.028 (0.014)	-0.026 (0.014)	-0.063 (0.033)	-0.072*** (0.019)		-0.060 (0.033)	-0.072*** (0.019)	
転職経験後経過年数	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)		0.005 (0.003)	-0.002 (0.003)	
× 職業間移動	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.004)	0.003 (0.002)		0.001 (0.004)	0.003 (0.002)	
× 非正規→正規	-0.008* (0.003)	-0.007* (0.003)	-0.009 (0.005)	-0.004 (0.005)		-0.012* (0.005)	-0.003 (0.005)	
× 正規→非正規	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.014** (0.005)	-0.009* (0.004)		-0.012* (0.005)	-0.008* (0.004)	
× 非正規→非正規	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.018*** (0.005)	-0.006 (0.003)	***	-0.014** (0.005)	-0.006 (0.003)	
転職回数 2 回		-0.020* (0.008)				-0.036** (0.014)	-0.008 (0.009)	
転職回数 3 回以上		-0.066*** (0.012)				-0.129*** (0.021)	-0.027 (0.014)	***
年齢/100	6.341*** (0.391)	6.421*** (0.391)	7.631*** (0.581)	4.975*** (0.526)	***	7.837*** (0.581)	4.983*** (0.526)	***
(年齢/100) ²	-6.431*** (0.522)	-6.531*** (0.521)	-7.835*** (0.778)	-5.077*** (0.700)	**	-8.095*** (0.777)	-5.086*** (0.700)	**
R ²	0.117	0.119	0.153	0.093		0.157	0.093	
N of persons	3446	3446	1738	1708		1738	1708	
N of person-years	18932	18932	9678	9254		9678	9254	

出所) JLP2008-2017.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. その他は表 7.2 に同じ.

5 議論

転職によるキャリアの変化が格差の生成に対していかなる帰結をもたらすのかを明らかにするうえで、転職がその後の賃金に対していかなる長期的な結果をもたらすのかは重要な検討課題である。本章は、現代日本の若年壮年被雇用者を対象として、転職がその後の賃金に与える長期的な影響を明らかにするとともに、そのパターンが職業および雇用形態という地位の変化によっていかに異なるのかを、男女を比較しながら分析した。分析の結果、2000年代後半から2010年代前半に転職を経験した者は、平均的にみれば転職直後は約5.6%程度賃金が低下することに加えて、その後の賃金上昇も毎年約0.8%ずつ抑えられるという推計結果を得た。転職による短期的な賃金の変化のみならず、その後の賃金上昇も抑制されるという結果は重要であり、この点は短期的な賃金変化のみに焦点を当てた分析からは決して明らかにならない。転職

経験の不利は、短期的のみならず、長期的にみることによってより明確に顕在化する。日本の労働市場において転職は賃金を上昇させられるよりよいキャリアへと転ずる機会とはなっていない。

転職の前後では勤務先が変わるだけでなく、その地位もまた変動する。そこで職業と雇用形態を取り上げ、転職前後での地位移動パターンによって転職の結果がいかに異なるのかを分析した。職業が変わることは、そうでない場合とくらべて直後の賃金を引き下げる。さらに正規雇用から正規雇用へと移動した場合とくらべて、正規雇用から非正規雇用へと移動した場合、非正規雇用から正規雇用へと移動した場合にも、賃金水準は低下する。それだけでない。転職によって非正規雇用へと移動した場合には、転職後の企業において十分な訓練や昇進の機会を享受できず、その後の賃金上昇も抑制されるのである。転職を通じて非正規雇用になる、非正規雇用に滞留することがライフチャンスにおよぼす不利は、長期的にみることによって強く表れることとなる。また仮説では予想していなかった結果であるが、転職の前後で非正規雇用から正規雇用へ移動した場合には、正規雇用から正規雇用へと移動した場合と比べてその後の賃金上昇が抑制されることが確認された。これはなぜだろうか。考えられる原因は、転職によって非正規雇用から転じることのできる正規雇用というのが、中小企業や非熟練職など、賃金上昇率の低いものに偏っているということである。この可能性についてはここでは十分検討できず、今後検討すべきであろう。

男女を比較した分析の結果、女性は男性と比べて全体で見れば転職経験による賃金水準の低下は小さく、さらに、男性では非正規雇用から非正規雇用へ移動することがその後の賃金上昇を大きく抑制するのに対して、女性ではこの関係は確認されないというジェンダー差が見出された。これらの結果は、男性が企業の中核的な成員として企業特殊の人的資本を蓄積する一方で、女性はそれに包摂されず、企業特殊の人的資本を蓄積できないことに由来すると考えられる。それゆえ、男性は転職に際してより大きく賃金が低下するし、訓練投資を受けにくい非正規雇用へ参入することが相対的な賃金上昇へのペナルティはより大きくなる。一方で、非正規雇用から正規雇用へと転じた場合の賃金の低下は、男性よりも女性でより大きかった。これは、いったん非正規雇用を経験することがネガティブなシグナルとなっている可能性が考えられる。企業にとって、離職リスクの高い女性を正規雇用者として雇い入れることにはより慎重となる。それゆえ、非正規雇用を経験したということが男性以上に離職リスクの高さを示すシグナルとなりやすく、賃金の高い正規雇用へと転職することが難しくなっているのだと考えられる。

本章の分析結果は、格差の生成過程を明らかにするにあたり時間的な視座を導入することが重要であることを示唆する。本章の分析において、転職経験後の経過年数が有意な正の値を示すことはなかった。すなわち、転職によって生じる賃金の低下は時間が経過しても解消することなく、転職によって生じる格差はその後のキャリアにおいて基本的に維持されるということである。さらに非正規雇用へと移動した場合には、賃金上昇が抑制されることによって、長期的にみて大きな格差へとつながりうるということが示唆された。これらはいずれも、転職の帰結を長期的に追うことによってはじめて明らかになったことである。

本章は地位の移動を主たる問題として扱ってきた階層研究に対しても意義をもつ。労働市場は企業によって分断されているのみならず、地位によっても分断されている。転職それ自体は企業の壁を越えて労働市場における位置を変化させる契機であるが、そこに地位の変化が絡む

ことによって、その結果は大きく異なってくる。階層研究では地位とライフチャンスとの対応関係が想定される。転職に際しての地位の変化が実際に賃金水準およびその後の賃金上昇の変化と結びついているということを実証的に示した点にも、本章の意義がある。

2000年代以降、若年者を中心として勤続年数の短期化、それにとまなう転職の増加が確認されている。転職者に対して良好な機会が十分に提供されないという条件のもとでは、転職はよりよいキャリアへの転換にはつながらない。その結果、転職の増加はさらなる周辺化、格差の拡大につながる可能性がある。とくに、非正規雇用者の増大のなかで、非正規雇用への転職者、非正規雇用からの転職者がいずれも不利な状況に置かれているという事実は見逃せない。転職を不利を挽回する機会とするためにはたんに雇用の流動化を進めるだけでは十分でなく、労働市場の周辺層にとって良好な機会を提供することこそが重要である。

第 8 章

職業経歴からみる階層生成過程

1 はじめに

社会の不平等を生み出す階層構造がいかに生成するのかを明らかにするうえで、職業経歴（キャリア）の形成過程を明らかにすることは重要な問いである。ここで重要なのがそのキャリアの形成を制約し水路づける労働市場である。とくに日本の労働市場に着目する場合、企業を越える移動である転職がキャリアを通じた地位獲得過程にいかなる帰結をもたらすのかは、階層生成のメカニズムを明らかにするうえで重要な題材である。これまでの研究は地位獲得過程といったとき、長期雇用を前提とする強固な内部労働市場と、そこへの雇入れのタイミングを制約する新規学卒一括採用（初職達成）に焦点を当ててきた。しかしながら、外部労働市場を通じた移動である転職が地位獲得に対していかなる結果を生むのか、その実態については明らかにされてこなかった。

そこで本研究の問いは、日本の労働市場の長期的な変化を考慮に入れながら、転職を経験することがその後のキャリアにおける地位獲得に対していかなる帰結をもたらすのかを明らかにすることに設定された。これを通じて、転職によって得られる機会の構造を明らかにし、ひいては労働市場が階層生成に対していかに寄与しているのかを解明することが、本研究の目的であった。これを明らかにするために、第 2 章で縦断的な視点から転職経験の影響を捉えるという枠組みを提示し、キャリアを複数の指標によって捉え、マクロな時代・コーホートの変化や転職者内部の異質性にも注意を払う必要性について述べたうえで、つづく各章で分析を展開してきた。

結論部にあたる本章では、まず第 3-7 章で展開してきた分析の結果を整理する。そのうえで本研究の分析結果をもとに、第 1 に地位獲得過程からみた日本の労働市場の安定性について論じる。第 2 に労働市場と職業経歴の関係について検討した本研究が社会階層研究に対して果たす理論的貢献について論じ、本稿を閉じる。

2 分析結果の整理

第 3 章「転職からみた職業キャリアとその趨勢」では、1956-2005 年の 50 年間に労働市場に新規参入した者を対象に、コーホートごとの変化に着目しながら、職業キャリアとそのなかでの転職経験の位置づけを検討した。被雇用者のキャリアをみた場合、男性の職業キャリアは年

年齢が高くなるほど管理職に就く者が増えるという職業のアップグレードを特徴とする一方で、女性の職業キャリアは年齢が高くなっても管理職に就く者が増えることはほとんどなく、むしろ半非熟練マニュアル職やサービス職の比率が増加するというダウングレードを特徴とする。転職の特徴をみてみると、男性では転職の発生は若い時期に集中する一方で、女性は家庭の理由による離職が多いことを反映して転職入職のタイミングは20代から40代まで広くばらついており、より頻繁に転職が起こる。これらフローにおける男女差を反映して、転職の回数は女性でより多くなり、女性では50歳までに約90%が転職を経験する。とはいえ男性も30代なかばまでには50%が一度は転職を経験するに至る。さらに転職を経験した場合にどのような職業に就くのかを分析すると、転職を経験した男性は半非熟練マニュアル職に、女性はサービス職や半非熟練マニュアル職に就きやすくなり、年齢が高くなるほどその傾向は顕著にみえるという結果を得た。

管理職は多くの社会経済的資源を有しキャリアの途上で参入するのが主たる経路であるという点で、その獲得機会が享受できるかどうかをさらに踏み込んで検討することは転職を経たキャリアの帰結を明らかにするうえで重要である。第3章ではこのほかに高い年齢段階でみると転職を経験した者の管理職比率が相対的に低くなるという結果が得られたが、その意味するところは十分に明らかでなく、さらなる検討が必要であった。そこで第4章「転職経験が企業内／企業外での管理職獲得に与える影響」では、男性を対象に、管理職獲得に対して転職経験がいかなる影響を与えるのかをよりくわしく検討した。転職経験は一様に管理職獲得に対して不利に働くわけではない。他の条件を一定としたうえで、転職を経験した者は企業外移動を通じて管理職を得る機会が非転職経験者（初職を継続する者）よりも大きい。しかし、管理職を得る機会のほとんどは30代半ばから50歳ころにかけての企業内の移動すなわち昇進に偏っている。ここでは転職を経験した者、とくに高い年齢で転職入職した者はその機会を享受できず、結果、転職を経験したことが管理職到達にあたる不利は30代後半以降、高い年齢になるにつれて顕在化していく。以上の転職経験が職業キャリアに与える影響についてコーホートによる変化はほとんど観察されず、転職を通じて高い地位を得る機会は一貫して限定的である。

近年の労働市場をめぐる大きな変化が非正規雇用の増加である。転職を通じて安定的なキャリアに転ずることができるのかをみるにあたり、正規雇用の獲得機会が開かれているかは検討すべき重要な課題である。第5章「雇用形態の移動にみる転職経験の長期的帰結」では、1985-2014年の労働市場において転職経験が正規雇用獲得に対して与える短期的・長期的な影響を検討した。男性においては転職の前後で正規雇用から非正規雇用へ移動する者と非正規雇用から正規雇用へ移動する者の数は多少の時代による違いはあれどほぼ均衡していた。女性では転職によって非正規雇用へ移動する者が正規雇用へ移動する者を超過しており、転職は非正規雇用への流入の契機であった。ただし転職を経て正規雇用になったとしてもその地位は安定的ではない。転職を経験した場合には正規雇用から非正規雇用への移動率が相対的に高く、その地位は安定的でない。転職によって得られる正規雇用は同じ正規雇用のなかでもそこからの下降移動が起こりやすい不安定なものに偏っている。またここで年齢の影響は特に強く、男性は30歳ころを境に転職時の年齢が高くなるほど転職によって正規雇用へ移動しにくくなるのみならず、転職を経て得た正規雇用から非正規雇用への移動も起こりやすくなり、正規雇用自体の持続性が低くなる。女性でも同様に転職時の年齢が高いほど、転職を経て得た正規雇用の持続性は低い。

たんに転職を経験するのみならず、高い年齢で転職に至ることが不利なキャリアにつながるならば、転職を経た場合に新たな職場に定着できるかというのが問題となる。転職後の雇用が不安定で離職を余儀なくされるのならば、必然的に遅い年齢での転職を帰結するからである。そこで第6章「転職経験と離職率の関連とそのメカニズムの検証」では、転職経験がその後の離職率と正に相関するのか、また相関するとすればそのメカニズムは何であるのかを分析した。繰り返し離職が起こることの原因としては、もともと離職しやすい個人が存在する（個人の異質性）という側面と、転職を経験したことで安定的な仕事を得られず、結果として離職率が上昇する（状態依存性）という両方の側面があった。とくに転職を経験したことがその後の離職率を上昇させる（女性については家庭の理由を除く離職率を上昇させる）という状態依存性は重要である。転職によって安定的な雇用を享受できる機会が労働市場の参入時点で決まっているというだけでなく、その安定性の格差がキャリアの過程で増幅されるということだからである。なおこの状態依存性は近年のコーホートの女性においてやや弱まる傾向がみられた。

転職によって生じるキャリアの変化は、地位の変化やその後のさらなる雇用の不安定化を促進することを通して、労働によって得られる報酬の多寡へと反映する。第7章「賃金への長期的影響にみる転職の効果」では転職がその後の賃金へ与える長期的影響を、地位の変化および男女での違いに注目して分析した。2000年代末から2010年代後半にかけて転職を経験した若年壮年被雇用者は、転職直後に賃金が低下するのみならず、その後の賃金上昇も抑えられ、転職を経験することの不利は中長期的にみてより顕在化する。とはいえ賃金変化のパターンは転職に際してどのような地位の変化を経たのかによって異なり、職業を変えた場合には賃金水準が低下する。さらに非正規雇用へと移動した場合には、その後の賃金上昇が抑制され、正規雇用内を移動した場合と比べると両者の格差は中長期的に拡大していく。男女を比較すると、男性では正規雇用内かつ同一職業内を移動したとしても賃金水準の低下がみられ企業特殊の人的資本の影響力の強さが現れていたが、企業特殊の人的資本の蓄積が難しいとされる女性では、転職に際して賃金低下は相対的に小さく、同じ職業・かつ正規雇用内を移動した場合にはかえって賃金上昇のチャンスがある。とはいえこれに当てはまる転職は転職全体の10%程度であり、さらに女性の賃金の水準は男性と比べて低位に抑えられていることから、そのインパクトについて過大評価はできない。

3 地位獲得機会からみた日本の労働市場の安定性

本節では以上の結果を踏まえて、日本の労働市場のもとで転職を通じた機会の構造およびその変化について論じる。そのうえで、この構造のもとで不利を被るのは誰であるのか、そしてこの構造を変えるには何が必要であるのかについて議論する。

3.1 転職を通じた機会は変化していない

日本の労働市場の特徴はときに「終身雇用」とも評される長期雇用にあるとされてきた。しかし、第3章で示したとおり、男性被雇用者に限っても生涯のうちに転職を一度も経験しない者のほうが少数派であって、女性ではそうした者はほとんど存在しない。長期雇用を特徴とするといっても、実は同じ企業に留まり続けている者のほうが少数派であることを確認した。多

数派を占める転職を経るキャリア形成の実態について明らかにすることは、地位獲得過程、それを通じた階層生成の過程を明らかにするうえで重要な意味を持つ。

本研究は複数の側面から転職を通じたキャリア形成の機会とその変化について実証的な分析を重ねてきた。得られた結果を誤解を恐れずに要約すれば、転職を通じたキャリア形成の機会は総体としては限定的であり、マクロにみるかぎりその構図は大きく変化していない。転職経験が職業的地位に与える効果は大きく変化せず（第3章）、転職経験者が企業内・企業外で管理職を得る機会も変わっていない（第4章）。転職経験後に正規雇用から非正規雇用への移動リスクを高める効果は1980年代後半から2010年代前半までにかけて明確な変化を示さない（第5章）。転職経験が離職率を高める効果はコーホート間で減少する方向には向かっていない（第6章）。近年の若年壮年者を対象にしても、転職を通じた賃金上昇を享受できる者はわずかである（7章）。

女性に関してはわずかではあるが変化してきている部分がある。転職の前後で正規雇用から非正規雇用に流入するという短期的な下降移動については2000年代後半以降やや減少していた（第5章）。さらに、1976年から2005年入職コーホートにかけて、転職がその後の離職率を高める効果は（家庭理由による離職を除いた場合）減少傾向にあった（第6章）。2000年代末以降の若年壮年被雇用者では、同じ職業内、正規雇用内で転職した場合には賃金が上昇する（第7章）。ただしこの結果を内部労働市場中心の地位配分構造の変化とみることができるといえばそうではないだろう。今日でも日本の労働市場における男女間格差は未だにきわめて大きく、女性が中核的な労働市場に包摂されてきたとはいえないからである（山口2017）。転職を経験する女性の割合は大きく変わっていないという実態を踏まえれば、女性が男性中心の長期雇用に包摂されてキャリアを形成するようになってきたというよりはむしろ、転職を通じてできるだけよい仕事を探そうとするかたちで適応しているものとみられる。ただし管理職などのより中核的な職業への参入についてはデータの制約から十分に検討できておらず、今後これがどれほど進展するのかが重要な論点である。男性と同様に転職せずに勤め続けられた女性が企業内での昇進に至るのか、それとも転職の有無によらず女性が昇進の機会を享受していくのかを検討することは、労働市場の地位配分構造の変化をみるうえでも有意義である。

本研究の分析結果は、労働市場の変化それ自体は自動的にキャリア形成を取り巻く構造を変えるわけではないということを、外部労働市場の側から確認したものと見える。長期雇用慣行や新規学卒一括採用といった地位配分を決める基層的な構造は大きく変化していないという条件のもとにあって、転職者に対する雇用労働市場の評価も大きく変わっていない。労働市場における地位配分は内部労働市場に継続的に包摂される者に優先されるという構造は頑強に維持されている。

もちろん全体として転職を通じてより良いキャリアへと転ずる機会が限定的であるからといって、それは労働市場のあらゆるセクターやいかなる属性を有する個人においても一様に限定的であることを意味しない。特定の職業や産業、あるいは特定の学歴や専門をもつ者においては転職が主としてより良いキャリアへと転じる機会となっている場合もあるだろう。これを検討するためにはより大規模な調査データや、職業や産業ごとの機会を捉えることのできるデータが必要であり、本研究の射程を越える。今後のさらなる研究が必要である。

3.2 不利を被る女性と高年齢者

転職を通じたキャリア形成の機会が限定的であるという労働市場のもとで、より不利を被るのは誰か。第1に女性である。転職後には中核的な地位へと参入することが難しく、周辺の労働市場で不安定なキャリアを歩むこととなりやすいなかにあつて、出産・育児によって転職を余儀なくされる女性は低い社会的経済的地位へと流し込まれることとなる。かつて高度経済成長期には、結婚や出産を契機として仕事を辞めた中高年女性は、非熟練労働を中心としたパートタイマーとして再就職し拡大する労働需要に対応した(ホーン川嶋 1985; Brinton 1993; 大沢真知子 1993)。これらはクロスセクションの分析が中心で必ずしも個人の変化を追跡したものではないが、本研究の分析結果は、個人の職業キャリアを追跡し転職経験の影響を検討することによって、女性が再就職を経てサービス職や半非熟練マニュアル職へと移動するというパターンを再確認した(第3章)。長期雇用の正規雇用者のみを中心とする内部労働市場での地位配分のもとでは、再就職する女性を中核的な人員として活用する場が準備されていない。その結果が転職経験がキャリアをダウングレードさせるという効果へと反映されている。

第2に、さまざまな事情から転職を余儀なくされた高年齢者である。転職に至る年齢が高いほど正規雇用にはなりにくく(第5章)、より下層の職業へと流入するようになり(第3章)、管理職へと昇進するチャンスも閉じられる(第4章)。どの年齢をすぎると不利となるのか、その閾値は分析により異なるが、おおむね30歳前後から30代半ばころ以降、年齢が高くなるほど顕著に不利が大きくなる場合が多かった。つい10数年ほど前までは求人情報にも公然と年齢制限がついていたように(清家 2001)、企業の若年者に対する選好は強い。2007年には雇用対策法の改正(募集・採用に係る年齢制限禁止の義務化)により年齢制限は禁止されたが、だからといってすぐに雇用主はどんな年齢のものでも受け入れるというようにはならない。高い年齢の者を中核的な成員として雇用することを避ける背景には、年齢に応じて給与を決定する生活保障給(小野 1989)や、年齢段階と結びついた配置転換や昇進制度、といった内部労働市場の制度、さらにはそこへの雇入れを新規学卒者に集中させるという雇用慣行がある。結局のところ強固な内部労働市場とそこへの雇入れの機会がきわめて限定的であることが、高い年齢で転職を余儀なくされた者を、周辺の労働市場へと追いやることにつながっている。

3.3 何が必要なのか

転職を通じたキャリア形成の機会を作るためには何が必要であるのか。単純に転職の量自体を増やしたからといって、それは必ずしも良質な雇用の流動化にはつながらない。転職を通じたキャリア形成というのはたんに労働市場の周辺的な問題ではなく、企業の雇用慣行の中核とも密接に関係する問題である。転職によってよりよいキャリアへと転ずる、あるいはそれ以前と同等のキャリアを維持するためには、良質な仕事の空席が企業に準備され、かつそれが転職者にとってアクセス可能であることが必要である。新規学卒一括採用・長期雇用と結びついた強固な内部労働市場は、その空席へのアクセスを企業で勤続を積んだ者に限定させるという閉鎖的なシステム(Sørensen & Kalleberg 1981; Sørensen 1983)である。このシステムは女性や高年齢での転職者といった一部の層を排除するように働いており、本人の能力とは別に機会

の不平等を生み出すという点で問題がある。

とりわけ転職を通じたよりよいキャリア形成を可能とするためには、内部労働市場に特化した雇用慣行の強い大企業こそ、積極的に転職者を雇い入れていくべきである。大企業ほど強固な内部労働市場を有し、鋭い賃金上昇を享受でき、したがってよりよいキャリア形成のチャンスが存在するのが大企業に偏っているという二重構造があることはよく知られている(尾高1984)。ここで重要なのは、転職を通じてその安定的なセクターにアクセスできる機会が偏っているということである。図8.1には企業規模別に入職者に占める新卒者比率の推移を示した。従業員数が300人以上の大企業では入職者に占める新規学卒者の比率は高く、そこから規模が小さいほど、その比率は低くなっていく。すなわち、大企業ほど新卒者に偏った採用を行っているのである。「誰もがライフスタイルに応じたキャリア選択を柔軟に行うことのできる転職市場を整備していく」(厚生労働省2018:236)ためには、体力のある大企業の積極的な行動こそが重要であろう。まず短期的には企業が年齢や性別にかかわらず転職者の採用に積極的に乗り出すこと、そして長期的には、企業に囲い込まれるかたちでの内部労働市場を通じた地位配分の構造そのものを変えていくことが求められる。

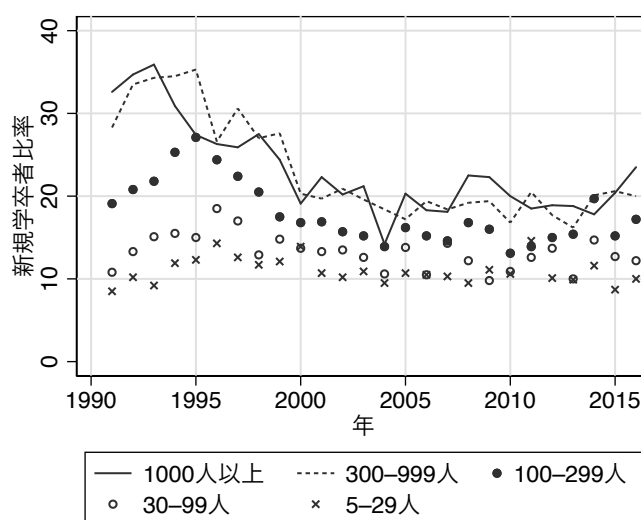


図8.1 企業規模別・入職者に占める新規学卒者比率，1991-2016年

出所)雇用動向基本調査(厚生労働省)。

注)新規学卒者比率 = $100 \times \text{新規学卒者} / \text{各年の入職者数}$ 。新規学卒者:未就業入職者(入職者のうち入職前1年間に就業経験のない者)のうち、新卒の者。分母に含まれるその他の入職者は、未就業入職者のうち新卒でない者および転職入職者(入職者のうち、入職前1年間に就業経験のある者)である。

今日、インターネットや電車、新聞の広告、テレビCM等でも転職を薦める宣伝文句を見かけるのはめずらしいことではない¹⁾。当然のことではあるがここでは華々しく転職の成功例が語られる。そうした印象からは、もはや今日の日本では転職によってより良いキャリアへと転じていくことが当たり前になったかのようにさえ感じられるかもしれない。しかし実際には民営職業紹介の新規求人は専門技術職や管理職など上層ホワイトカラー職が多数であり、実際の利用者も高い階層的地位にあるものに偏っているという(小林・阿部2015)。一方で現実に行っているのは、第5章でも確認したように、全体の転職のなかで非正規雇用からの転職が

¹⁾ なお民間の有料職業紹介業が原則自由化されたのは1999年の職業安定法改正のときである。

占める比率の上昇である。高い階層にある者が転職を通じてさらに地位を上昇させることはあるかもしれないが、それは決して多数派ではない。われわれが普段目にするのできる情報には常に偏りがあり、マクロな転職の結果を論じるにあたってはしかるべき統計的なデータの確認が不可欠である。もちろん今後は変化していくかもしれないが、現時点では転職を通じたキャリア形成の機会に限定的であり、高度成長期以降という長期のスパンでみてその構造に変化はみられないということは押さえておかねばならない。

4 社会階層研究への含意

本研究では日本の労働市場において転職がキャリアにおける地位獲得に対していかなる帰結をもたらすのかを明らかにしてきた。本節では、本研究の視角および得られた分析結果が社会階層研究にとっていかなる含意を持つのかについて議論する。

4.1 格差を拡大する契機としての転職

離転職が内部労働市場からの離脱としてみなされてきた日本において、階層研究において転職が取り上げられるとき、それは主として「誰が転職するのか」を主たる関心としていた。これらの研究では、離転職が高学歴の者よりも低学歴の者、大企業よりも中小企業、正規雇用よりも非正規雇用、専門管理職よりもそれ以外の職業といったように、労働市場の周辺部においてより起こりやすいことを示してきた(平田 2002; Takenoshita 2008; Nakazawa 2008; Yu 2010; 阪口 2011; 小川 2013; Yu & Chiu 2014; 豊永 2018a)。本研究はこれに対して「転職後にはどのようなキャリアを歩むのか」という転職の結果に焦点を当てた。本研究の分析の結果、転職は地位上昇の機会にはつながっておらず、むしろより低い職業的地位への流入を促すほか(第3章)、より雇用の不安定性を高め(第6章)、賃金水準および賃金上昇率の低下を帰結している(第7章)ことをとらえていることが確認された。つまり、転職はたんに周辺的な労働市場において起こりやすいだけでなく、地位の下降や雇用の不安定化、賃金の低下を帰結することによって、それ以前のキャリアにおける格差をさらに拡大する契機となっているのである。

転職の長期的な結果に焦点を当てるといふ本研究の視角は、ミクロな個人のライフコースとマクロな階層や格差を接合するうえでも有益である。近年社会階層研究において、有利(不利)の累積(Cumulative (dis)advantage)という概念に絡めてミクロとマクロを結びつける試みに関心を集めている(DiPrete & Eirich 2006)²⁾。たとえば石田(2017b)はこの概念に依拠して、格差の連鎖・蓄積という概念を提唱する。ここで格差の連鎖・蓄積とは、ライフコースのある時点における個人の有利さ・不利さがその後の時点における個人の有利さ・不利さに影響することを指す。具体的には、出身階層 - 教育達成 - 初職 - 現職と時点を追ったときに有利な状況にある者と不利な状況にある者との間の格差が一貫して維持していることを示し、はじめに存在した格差が縮小することも拡大することもなく「連鎖・継続」することを示している(石

²⁾ 本概念は Merton (1968) のマタイ効果に関する議論に端を発している。老年学の分野では本概念はコーホート内の所得格差の拡大過程を指して用いられている(Crystal & Shea 1990; O'Rand 1996; Crystal et al. 2017)。

田 2017b). あるいは Cheng (2014) は、賃金格差がいかにして生じるのかを明らかにするにあたり、同一コーホートのライフコースを追跡することが重要であると述べる。そのうえで、賃金の分散がどのように変化し、さらにその分散がいかなる部分から構成され、それらがどのように縮小・拡大するかを検討するライフコース・トラジェクトリ (Life Course Trajectory) という枠組みを提唱する。具体例として、離学後 20 年間のキャリアを通じて対数時間あたり賃金の分散が加齢にしたがって 2 倍近く増加することを示している (Cheng 2014)。

転職場面における機会の構造、その後のキャリア形成に着目した本研究は、以上のようにライフコースを通じて格差が継続したり、あるいは拡大したりするメカニズムの一端を捉えるものとして位置づけられる。初職における不利が現職においても残る、あるいは賃金の分散が変化するといっても、そうした結果の背景には個人のどのような地位の変化があるのか、誰がどのような賃金を高めたりあるいは低い賃金にとどまっているのか、といったプロセスは明らかでない。なぜ初職で高い地位を得た者はその後も高い地位に就いていることが多く、逆に低い地位を得た者はその後も低い地位に就いているのだろうか。それは、労働市場のなかで不利な地位を挽回する機会が限られているからにほかならない。加えて転職によってその後の賃金の伸びが抑えられるとすれば、転職せずに企業に留まり続けて高い賃金を獲得する者と、点々と職場を変えて低い賃金に甘んじる者との間で格差が拡大していくであろう。転職を通じたキャリアの分化は、企業間の障壁の高い労働市場が、格差を維持拡大する構造として機能していることを示している。キャリアの途上でのより具体的な場面における格差の生成・拡大過程に着目することで、有利 (不利) の累積がいかにして生じるのか、そのメカニズムを明らかにすることに貢献することができる。

4.2 機会の構造を通して階層生成のメカニズムを捉える

本研究の提示した重要な枠組みは、職業経歴という縦断的な視点に立って、転職経験がその後のキャリアにおよぼす影響を転職の直前・直後という短期的な変化のみならず長期的に検討するということであった。本研究で得られた結果はいずれも、転職経験がキャリアにもたらす影響は、長期的にみることでより明確になる、あるいは顕在化するという本研究の分析枠組みの有効性を支持するものであった。

転職を経験した者とそうでない者との間には、どのような職業に就いているのかという点で違いが生まれる (第3章)。こうした職業分布の違いは、それぞれの職業的地位を得る機会が労働市場のなかで不均質に分布していることによって生まれる。不均質な機会な分布は、個人にとっては確率として表現される。転職を経験することは企業内における管理職の獲得確率を低下させ (第4章)、正規雇用に残り続ける確率を低下させ (第5章)、企業に勤め続ける確率を低下させる (第6章)。こうしたミクロな機会の偏りがマクロな地位の分布へと反映する様相を具体的に図示したのが第4章である。管理職への到達率の格差は年齢を追うごとに累積し、高い年齢になるほどより顕在化する。マクロな地位分布の違いを生み出す機会の構造は、転職の直前・直後の顕在的な地位を比べるだけでは見えてこない。個人のキャリアにおける長期的な機会をみることが、階層生成のメカニズムを明らかにするうえに重要である。

また、転職前後の短期的な変動を分析するだけではキャリアを捉えるうえでは不十分であるということに加えて、転職を通じた地位獲得機会の多寡を過度に楽観的あるいは悲観的に判断

する可能性がある。このことは第5章の分析で典型的に示された。男性のばあい転職転職の前後で非正規雇用から正規雇用へと移動する者の数と正規雇用から非正規雇用へと移動する者の数は拮抗している。しかしその後のキャリアを追ってみると、過去に転職を経験した者は正規雇用から非正規雇用へと移動しやすいことが示され、転職を通じて正規雇用になったからといって安泰ではない。他方女性では転職後には多くが非正規雇用に入流していたが、転職後のキャリアをみても、正規雇用から非正規雇用への移動率が高いのみならず、非正規雇用から正規雇用へも転じやすい。すなわち転職によって非正規雇用になったからといって、長期的にみた場合、そこから脱する者も少なくない。キャリアという縦断的な視点に立ったとき、短期的な変動は必ずしも転職を通じた機会の全容を捉えることができず、その結果を長期的に追跡することが必要であることを示している。

たんに地位の分布のみならず、所得や賃金といった経済的な格差が生じるメカニズムを明らかにするうえでも職業経歴における機会の構造に注目することは重要である。第7章では、転職を経験することは短期的な賃金水準を変化させるのみならず、その後の賃金上昇にも影響をおよぼしていることが確認され、転職によって生じる短期的な不利は長期的にみればそれにとどまらない深刻な結果を帰結しうることを示した。このような中長期的な賃金の変化はなぜ起こるのか？これを決める重要な要因が地位の変化であった。個人の所得や賃金を決める要因として重要なのは、どのように個人が特定の報酬の結びついた仕事へと配分されるのか、というマッチング・プロセスである (Granovetter 1981)。本研究の着目した職業経歴の側面は、その過程での職業であり、雇用形態であり、また勤務先への定着であって、それ自体は経済的なアウトカムを測るものではない。しかし、こうした地位の変化を媒介させることによって、経済的な格差がいかなるメカニズムのもとで生じているのか、ひいては人びとの間にライフチャンスの格差を生み出す階層構造がいかに生成されているのかを明らかにすることができる。

労働市場の変化に対して、階層生成過程を左右する構造は相対的に安定している。転職経験がキャリアを通じた地位獲得におよぼす影響を日本の労働市場の長期的な変化のなかで検討した本研究は、容易には変わらない階層生成過程の一側面を解明した。転職を通じたキャリア形成の機会は限定的であり、その構図は大きく変化していない。本研究の明らかにしたことを念頭に置いて、社会の変化を理解し、取るべき政策を講じていくことが必要である。

補足 A

本文以外の図表

第3章

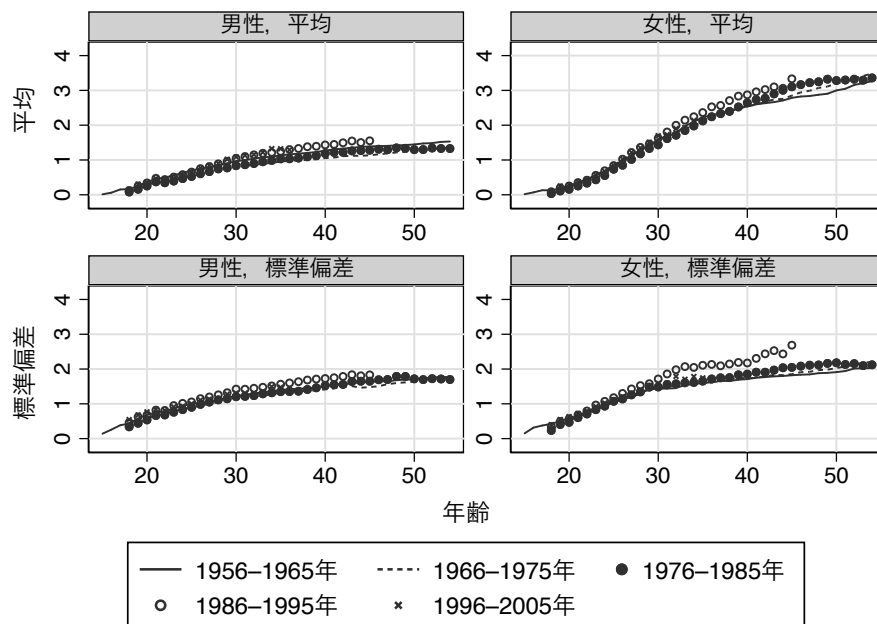


図 A.1 初職入職コホート・年齢別 転職回数の平均および標準偏差

出所) SSM1995-2015.

注) コホート×年齢のセルの観察数が200未満の場合は比率を表示していない。集計対象は被雇用者。

表 A.1 転職経験が職業に与える影響に関する回帰分析 (Pooled OLS)

	男性	専門技術	管理	事務	販売	サービス	熟練マニ	半非マニ
Model 1								
転職経験		-0.091*** (0.009)	-0.045*** (0.007)	-0.125*** (0.010)	0.016* (0.007)	0.028*** (0.004)	0.071*** (0.010)	0.146*** (0.010)
R^2		0.039	0.099	0.033	0.008	0.013	0.024	0.040
Model 2								
転職経験		-0.092*** (0.012)	0.023*** (0.007)	-0.138*** (0.019)	-0.036* (0.017)	0.016 (0.009)	0.082*** (0.023)	0.144*** (0.023)
× (年齢 - 24)/10		-0.065*** (0.014)	0.008 (0.010)	-0.091*** (0.020)	0.001 (0.019)	-0.014 (0.014)	0.106*** (0.027)	0.055* (0.028)
R^2		0.041	0.113	0.036	0.010	0.014	0.026	0.041
Model 3								
転職経験		-0.107*** (0.016)	-0.060*** (0.013)	-0.104*** (0.018)	-0.005 (0.013)	0.016** (0.006)	0.095*** (0.020)	0.164*** (0.021)
× 1966-1975 年		0.038 (0.022)	0.012 (0.018)	-0.033 (0.025)	0.020 (0.019)	0.015 (0.009)	-0.010 (0.027)	-0.041 (0.028)
× 1976-1985 年		0.028 (0.025)	0.018 (0.019)	-0.040 (0.027)	0.047* (0.019)	0.024* (0.010)	-0.059* (0.028)	-0.018 (0.028)
× 1986-1995 年		-0.010 (0.027)	0.048** (0.017)	-0.014 (0.027)	0.027 (0.021)	0.011 (0.012)	-0.056 (0.029)	-0.006 (0.029)
R^2		0.040	0.099	0.033	0.009	0.014	0.024	0.040
女性								
Model 1								
転職経験		-0.171*** (0.015)	-0.002 (0.003)	-0.069*** (0.015)	0.068*** (0.007)	0.095*** (0.008)	0.014* (0.006)	0.066*** (0.010)
R^2		0.068	0.007	0.027	0.010	0.024	0.003	0.041
Model 2								
転職経験		-0.061** (0.021)	0.004 (0.003)	-0.192*** (0.030)	0.045* (0.018)	0.096*** (0.021)	0.026 (0.015)	0.082** (0.025)
× (年齢 - 24)/10		-0.080** (0.029)	-0.000 (0.004)	-0.072 (0.039)	0.063* (0.026)	-0.055 (0.032)	0.013 (0.024)	0.131** (0.040)
R^2		0.078	0.008	0.030	0.011	0.026	0.004	0.044
Model 3								
転職経験		-0.115*** (0.031)	0.001 (0.004)	-0.129*** (0.034)	0.054** (0.019)	0.085*** (0.022)	0.025 (0.015)	0.079** (0.028)
× 1966-1975 年		-0.032 (0.042)	-0.006 (0.008)	0.035 (0.046)	0.026 (0.023)	-0.001 (0.026)	-0.011 (0.019)	-0.011 (0.035)
× 1976-1985 年		-0.135** (0.043)	-0.002 (0.008)	0.111* (0.045)	0.027 (0.023)	0.015 (0.025)	-0.012 (0.018)	-0.003 (0.033)
× 1986-1995 年		-0.056 (0.040)	-0.001 (0.006)	0.093* (0.043)	-0.000 (0.024)	0.025 (0.027)	-0.024 (0.018)	-0.036 (0.031)
R^2		0.071	0.007	0.028	0.010	0.024	0.004	0.042

出所) SSM1995-2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 線形確率モデルを用いた推定. 値は係数, 括弧内はクラスター・ロバスト標準誤差を示す. サンプルは 1956-1995 年に初職に入職した被雇用者. 統制変数として年齢 (3 次の項まで考慮), 初職入職コーホート, 初職入職コーホートと年齢の交互作用項を投入した. これらの変数および切片の係数と標準誤差は省略.

第 4 章

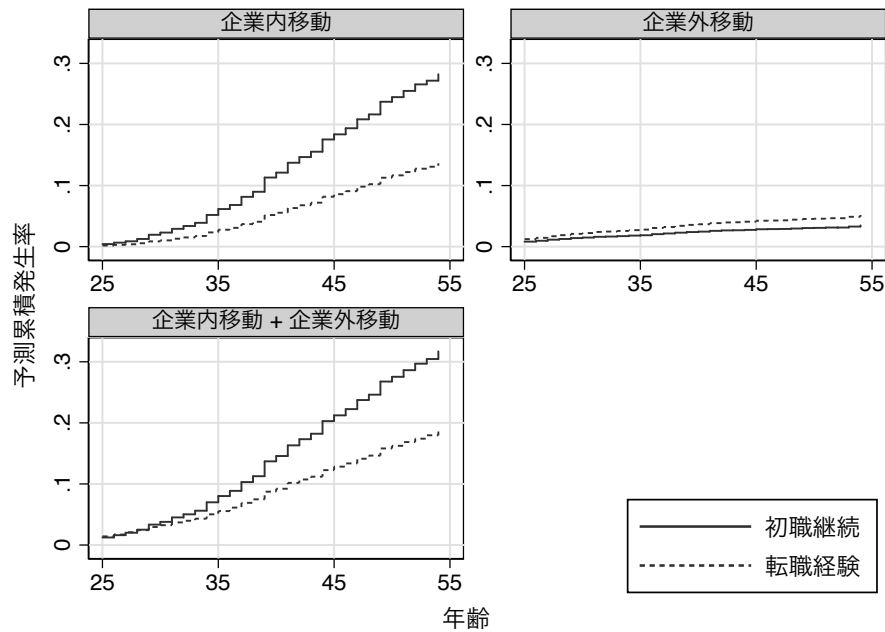


図 A.2 企業内／企業外移動を考慮した転職経験による管理職到達率の違い

出所) SSM1995-2015.

注) 表 4.2Model 1 をもとに、共変量はすべて平均値に固定して累積移動発生率の予測値を算出した。

第 5 章

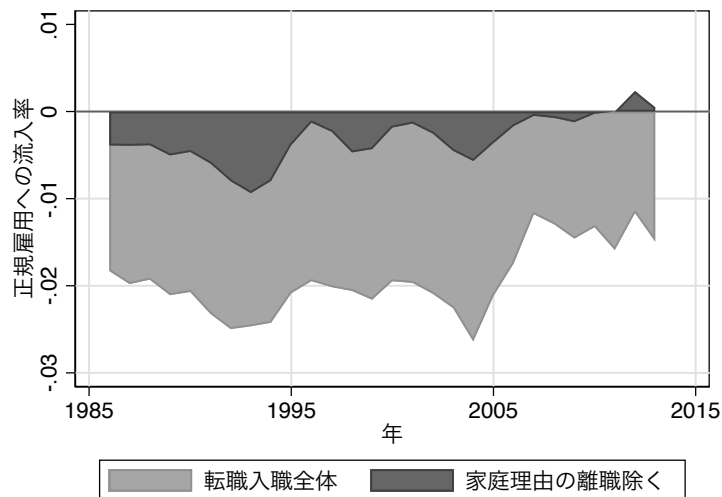


図 A.3 女性、前職離職理由を区別した転職入職による非正規雇用への流入率、1985-2014 年

出所) SSM1995-2015.

注) 定義については図 5.4 を参照。転職入職全体は SSM1995-2015 により、家庭理由の離職を除いた場合の集計結果は SSM2005-2015 によりそれぞれ集計している。

表 A.2 変数の記述統計量

	男性			女性		
	前職正規	前職非正規	合計	前職正規	前職非正規	合計
非正規入職	0.129	0.475	0.200	0.537	0.762	0.636
学歴						
中学	0.087	0.111	0.092	0.057	0.086	0.070
高校	0.473	0.474	0.473	0.484	0.453	0.470
専門学校	0.136	0.130	0.135	0.173	0.164	0.169
短大高専	0.024	0.029	0.025	0.162	0.178	0.169
大学大学院	0.279	0.257	0.275	0.125	0.119	0.122
転職入職時年齢	30.971 (8.182)	27.475 (7.352)	30.262 (8.142)	31.407 (8.054)	33.577 (8.654)	32.362 (8.393)
転職入職年						
1985-1989年	0.221	0.135	0.203	0.213	0.126	0.175
1990-1994年	0.229	0.125	0.207	0.238	0.147	0.198
1995-1999年	0.195	0.162	0.189	0.192	0.186	0.189
2000-2004年	0.176	0.227	0.187	0.179	0.233	0.203
2005-2009年	0.111	0.199	0.129	0.103	0.170	0.132
2010-2014年	0.069	0.152	0.086	0.075	0.137	0.102
ライフステージ						
配偶者なし	0.537	0.819	0.594	0.376	0.302	0.343
既婚・子なし	0.096	0.047	0.086	0.103	0.085	0.095
末子 0-2歳	0.133	0.052	0.116	0.111	0.091	0.102
末子 3-5歳	0.069	0.021	0.059	0.107	0.097	0.103
末子 6歳以上	0.166	0.062	0.145	0.302	0.426	0.356
調査年						
SSM1995	0.082	0.031	0.072	0.075	0.042	0.060
SSM2005	0.357	0.307	0.347	0.346	0.306	0.328
SSM2015	0.561	0.661	0.581	0.579	0.653	0.612
N of job changes	3120	794	3914	3917	3080	6997

出所) SSM1995-2015.

注) 値は平均値, 括弧内は標準偏差を示す. 表 5.2 で用いた変数の記述統計量である.

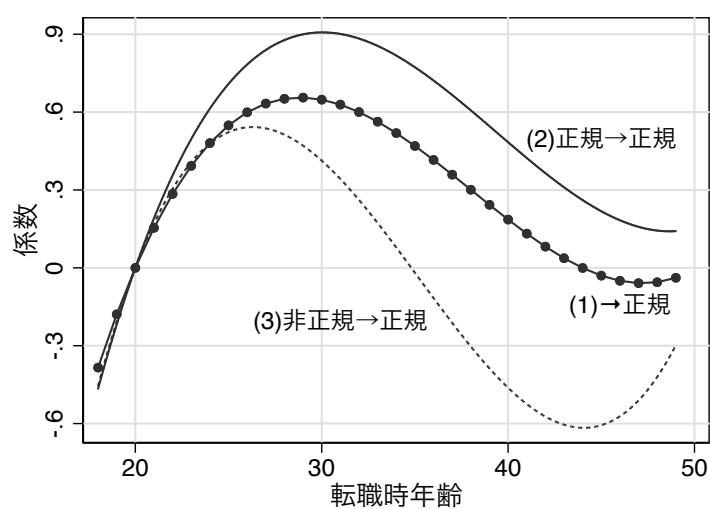


図 A.4 男性, 転職時年齢が正規雇用への移動に与える影響に関する係数のプロット

注) 男性における表 5.2 の (1)-(3) 式より得られた転職時年齢の係数をプロットしている.

表 A.3 変数の記述統計量

	男性				女性			
	正規雇用		非正規雇用		正規雇用		非正規雇用	
	転職経験 なし	転職経験 あり	転職経験 なし	転職経験 あり	転職経験 なし	転職経験 あり	転職経験 なし	転職経験 あり
正規→非正規	0.003	0.007			0.018	0.022		
非正規→正規			0.100	0.078			0.033	0.025
年齢	35.903 (8.732)	34.950 (7.715)	29.231 (9.588)	32.596 (8.648)	31.561 (9.426)	34.935 (8.231)	35.043 (10.167)	37.324 (7.969)
学歴								
中学	0.090	0.086	0.175	0.162	0.072	0.061	0.220	0.079
高校	0.452	0.466	0.412	0.517	0.400	0.452	0.421	0.526
専門学校	0.067	0.137	0.116	0.111	0.163	0.191	0.139	0.146
短大高専	0.026	0.028	0.021	0.026	0.180	0.155	0.118	0.161
大学大学院	0.365	0.283	0.275	0.185	0.184	0.141	0.103	0.088
年次								
1985-1989 年	0.314	0.085	0.293	0.052	0.301	0.094	0.397	0.078
1990-1994 年	0.259	0.190	0.184	0.121	0.246	0.205	0.239	0.170
1995-1999 年	0.176	0.207	0.167	0.182	0.182	0.211	0.147	0.202
2000-2004 年	0.133	0.225	0.171	0.264	0.139	0.219	0.111	0.233
2005-2009 年	0.068	0.158	0.108	0.196	0.075	0.143	0.057	0.167
2010-2014 年	0.051	0.137	0.077	0.185	0.056	0.130	0.048	0.150
ライフステージ								
配偶者なし	0.282	0.342	0.702	0.678	0.446	0.319	0.307	0.153
既婚・子なし	0.078	0.103	0.057	0.056	0.110	0.110	0.074	0.099
末子 0-2 歳	0.131	0.158	0.051	0.066	0.094	0.085	0.050	0.059
末子 3-5 歳	0.091	0.102	0.032	0.040	0.050	0.065	0.043	0.077
末子 6 歳以上	0.418	0.295	0.157	0.160	0.300	0.421	0.526	0.612
初職職業								
専門技術管理	0.161	0.121	0.094	0.064	0.282	0.224	0.117	0.134
事務	0.236	0.135	0.080	0.095	0.417	0.394	0.303	0.432
販売	0.139	0.182	0.178	0.140	0.091	0.127	0.147	0.155
サービス	0.025	0.074	0.156	0.128	0.067	0.112	0.140	0.111
熟練マニ	0.216	0.265	0.250	0.247	0.035	0.040	0.066	0.051
半非熟練マニュアル	0.222	0.224	0.242	0.327	0.108	0.105	0.227	0.117
初職企業規模								
1-29 人	0.181	0.322	0.441	0.391	0.216	0.299	0.366	0.259
30-299 人	0.231	0.304	0.223	0.276	0.253	0.298	0.255	0.287
300-999 人	0.132	0.120	0.085	0.104	0.125	0.116	0.098	0.119
1000 人以上	0.303	0.193	0.095	0.132	0.213	0.195	0.148	0.236
官公庁	0.144	0.039	0.057	0.040	0.166	0.046	0.071	0.042
わからない	0.008	0.022	0.099	0.058	0.026	0.045	0.062	0.057
調査年								
SSM1995	0.089	0.047	0.044	0.006	0.084	0.042	0.106	0.037
SSM2005	0.352	0.307	0.244	0.265	0.342	0.312	0.350	0.280
SSM2015	0.559	0.646	0.712	0.729	0.574	0.645	0.545	0.683
転職入職時年齢	0.000 (0.000)	29.511 (7.015)	0.000 (0.000)	29.432 (7.925)	0.000 (0.000)	30.370 (7.363)	0.000 (0.000)	34.145 (7.378)
1985-1989 年	0.000	0.299	0.000	0.114	0.000	0.279	0.000	0.182
1990-1994 年	0.000	0.249	0.000	0.210	0.000	0.249	0.000	0.217
1995-1999 年	0.000	0.202	0.000	0.192	0.000	0.197	0.000	0.201
2000-2004 年	0.000	0.138	0.000	0.252	0.000	0.150	0.000	0.202
2005-2009 年	0.000	0.087	0.000	0.147	0.000	0.088	0.000	0.132
2010-2014 年	0.000	0.026	0.000	0.085	0.000	0.037	0.000	0.066
N of person-years	52040	22529	1496	2850	25125	14777	5291	18271

出所) SSM1995-2015.

注) 値は平均値, 括弧内は標準偏差を示す. 表 5.3 で用いた変数の記述統計量である.

表 A.4 男性・転職経験がその後の移動に与える影響に関するランダム効果ロジットモデル，統制変数の係数

	(4) 正規→非正規				(5) 非正規→正規			
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2	
年齢/10	-4.489	(3.070)	-3.764	(3.149)	12.543**	(3.867)	12.347**	(3.906)
(年齢/10) ²	0.690	(0.965)	0.450	(0.988)	-4.179***	(1.223)	-4.169***	(1.237)
(年齢/10) ³	-0.018	(0.097)	0.001	(0.099)	0.416***	(0.124)	0.415***	(0.125)
時代 (ref: 1985-1989 年)								
1990-1994 年	0.275	(0.203)	0.285	(0.207)	-0.355	(0.229)	-0.360	(0.254)
1995-1999 年	0.573**	(0.210)	0.532*	(0.219)	-0.373	(0.228)	-0.364	(0.262)
2000-2004 年	1.039***	(0.206)	1.040***	(0.219)	-0.300	(0.217)	-0.208	(0.264)
2005-2009 年	0.658**	(0.254)	0.668*	(0.273)	-0.411	(0.247)	-0.361	(0.304)
2010-2014 年	0.756**	(0.273)	0.747*	(0.310)	-0.669*	(0.277)	-0.839*	(0.373)
学歴 (ref: 中学)								
中学	0.189	(0.291)	0.113	(0.391)	-1.176***	(0.319)	-0.725	(0.453)
高校	0.234	(0.185)	-0.042	(0.226)	-0.518**	(0.199)	-0.659*	(0.281)
専門学校	0.151	(0.223)	-0.023	(0.290)	-0.178	(0.238)	-0.436	(0.348)
短大高専	0.073	(0.434)	-0.404	(0.625)	-0.358	(0.457)	-0.390	(0.658)
初職企業規模 (ref: 1-29 人)								
30-299 人	0.061	(0.165)	0.038	(0.163)	0.435*	(0.183)	0.438*	(0.179)
300-999 人	-0.021	(0.214)	-0.039	(0.211)	0.394	(0.245)	0.360	(0.239)
1000 人以上	-0.323	(0.198)	-0.342	(0.196)	0.387	(0.223)	0.388	(0.219)
官公庁	-0.347	(0.343)	-0.364	(0.340)	0.666*	(0.333)	0.659*	(0.324)
わからない	0.631	(0.369)	0.645	(0.362)	-0.281	(0.328)	-0.259	(0.320)
初職職業 (ref: 専門技術)								
事務	-0.531*	(0.270)	-0.497	(0.267)	-0.049	(0.307)	-0.052	(0.299)
販売	-0.009	(0.245)	0.023	(0.243)	0.067	(0.286)	0.083	(0.279)
サービス	0.729**	(0.283)	0.732**	(0.279)	0.050	(0.304)	0.039	(0.296)
熟練マニュアル	-0.153	(0.247)	-0.122	(0.245)	0.004	(0.302)	-0.022	(0.295)
半非熟練マニュアル	0.056	(0.247)	0.104	(0.245)	-0.203	(0.288)	-0.192	(0.282)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)								
既婚・子なし	-0.619*	(0.244)	-0.588*	(0.243)	0.827**	(0.268)	0.850**	(0.264)
末子 0-2 歳	-1.059***	(0.243)	-1.019***	(0.243)	0.653**	(0.248)	0.644**	(0.244)
末子 3-5 歳	-0.578*	(0.270)	-0.526	(0.269)	0.309	(0.423)	0.318	(0.420)
末子 6 歳以上	-0.853***	(0.232)	-0.749**	(0.232)	0.673*	(0.307)	0.660*	(0.302)
調査年 (ref: SSM1995)								
SSM2005	0.417	(0.331)	0.408	(0.329)	-0.946*	(0.419)	-0.889*	(0.409)
SSM2015	0.303	(0.330)	0.317	(0.327)	-1.166**	(0.414)	-1.111**	(0.406)
Constant	0.835	(3.159)	0.531	(3.255)	-12.206**	(3.966)	-11.771**	(4.019)
Log likelihood	-1886.553		-1876.287		-1150.374		-1147.191	
N of events	324		324		371		371	
N of persons	5840		5840		755		755	
N of person-years	74569		74569		4346		4346	

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. 表 5.3 の統制変数および切片の係数と標準誤差を示している.

表 A.5 女性・転職経験がその後の移動に与える影響に関するランダム効果ロジットモデル，統制変数の係数

	(4) 正規→非正規		(5) 非正規→正規	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
年齢/10	3.837 (2.180)	4.591* (2.214)	-5.233* (2.554)	-5.944* (2.717)
(年齢/10) ²	-1.661* (0.687)	-1.897** (0.697)	1.410 (0.794)	1.655 (0.845)
(年齢/10) ³	0.189** (0.069)	0.210** (0.070)	-0.137 (0.079)	-0.162 (0.084)
時代 (ref: 1985-1989 年)				
1990-1994 年	0.301* (0.119)	0.265* (0.122)	-0.232 (0.147)	-0.175 (0.165)
1995-1999 年	0.368** (0.129)	0.254 (0.135)	-0.392* (0.154)	-0.363 (0.189)
2000-2004 年	0.719*** (0.133)	0.604*** (0.141)	-0.413** (0.154)	-0.277 (0.202)
2005-2009 年	0.555*** (0.162)	0.471** (0.175)	-0.315 (0.170)	0.018 (0.228)
2010-2014 年	0.481** (0.182)	0.292 (0.216)	-0.444* (0.186)	-0.041 (0.267)
学歴 (ref: 中学)				
中学	0.291 (0.228)	0.296 (0.296)	-0.734** (0.242)	-0.658 (0.381)
高校	0.142 (0.135)	0.040 (0.162)	-0.589*** (0.151)	-0.708* (0.276)
専門学校	0.109 (0.147)	-0.049 (0.180)	-0.373* (0.166)	-0.327 (0.301)
短大高専	0.045 (0.143)	-0.126 (0.173)	-0.244 (0.154)	-0.011 (0.282)
初職企業規模 (ref: 1-29 人)				
30-299 人	0.101 (0.106)	0.094 (0.104)	0.007 (0.121)	0.006 (0.125)
300-999 人	-0.034 (0.136)	-0.061 (0.134)	-0.033 (0.165)	-0.026 (0.170)
1000 人以上	-0.141 (0.122)	-0.155 (0.120)	0.002 (0.138)	-0.001 (0.142)
官公庁	-0.778*** (0.211)	-0.757*** (0.209)	0.132 (0.196)	0.147 (0.205)
わからない	0.229 (0.203)	0.236 (0.199)	-0.157 (0.215)	-0.151 (0.222)
初職職業 (ref: 専門技術)				
事務	0.256* (0.118)	0.243* (0.116)	-0.434** (0.137)	-0.453** (0.143)
販売	0.512*** (0.148)	0.487*** (0.145)	-0.350* (0.163)	-0.372* (0.169)
サービス	0.369* (0.157)	0.336* (0.154)	-0.335 (0.171)	-0.349* (0.177)
熟練マニュアル	0.193 (0.227)	0.179 (0.223)	-0.391 (0.243)	-0.417 (0.251)
半非熟練マニュアル	0.310 (0.170)	0.311 (0.167)	-0.406* (0.195)	-0.416* (0.201)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)				
既婚・子なし	0.636*** (0.110)	0.619*** (0.109)	-0.966*** (0.183)	-0.988*** (0.187)
末子 0-2 歳	-0.496** (0.174)	-0.504** (0.173)	-1.402*** (0.243)	-1.415*** (0.247)
末子 3-5 歳	-0.298 (0.231)	-0.327 (0.231)	-0.641** (0.196)	-0.647** (0.200)
末子 6 歳以上	0.146 (0.164)	0.088 (0.163)	-0.562** (0.173)	-0.583** (0.178)
調査年 (ref: SSM1995)				
SSM2005	-0.088 (0.171)	-0.082 (0.169)	0.003 (0.214)	-0.000 (0.220)
SSM2015	-0.128 (0.169)	-0.130 (0.167)	-0.062 (0.210)	-0.062 (0.216)
Constant	-6.604** (2.251)	-7.045** (2.290)	4.500 (2.651)	4.944 (2.837)
Log likelihood	-3653.796	-3642.421	-2709.758	-2703.871
N of events	784	784	634	634
N of persons	4425	4425	3297	3297
N of person-years	39902	39902	23562	23562

出所) SSM2005-2015.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. 表 5.3 の統制変数および切片の係数と標準誤差を示している.

第6章

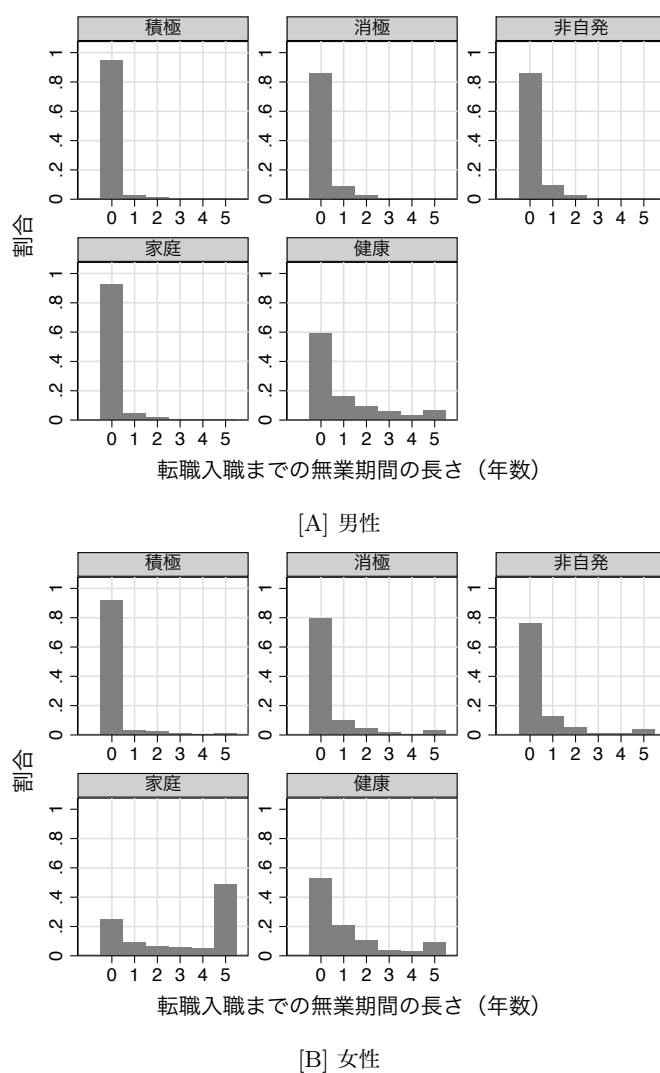


図 A.5 前職離職理由別・前職を離れてから転職入職するまでの無業期間の分布

出所) SSM2005-2015。

注) 第6章の分析対象サンプルの転職入職者を対象とした集計結果。結果を見やすくするため無業期間が1年未満の場合はすべて0年に、5年以上の場合はすべて5年へとリコードして表示している。

表 A.6 前職離職理由別・前職を離れてから転職入職するまでの無業期間に関する記述統計量

前職離職理由	男性			女性		
	Mean	SD	N	Mean	SD	N
積極	0.105	0.548	2671	0.235	1.369	2579
消極	0.248	0.945	1718	0.576	2.016	1470
非自発	0.217	0.723	1055	0.735	2.405	961
家庭	0.167	1.196	354	6.475	6.808	3504
健康	1.206	2.655	247	1.479	2.994	397
合計	0.214	0.946	6045	2.854	5.387	8911

出所) SSM2005-2015。

注) 第6章の分析対象サンプルの転職入職者を対象とした集計結果。

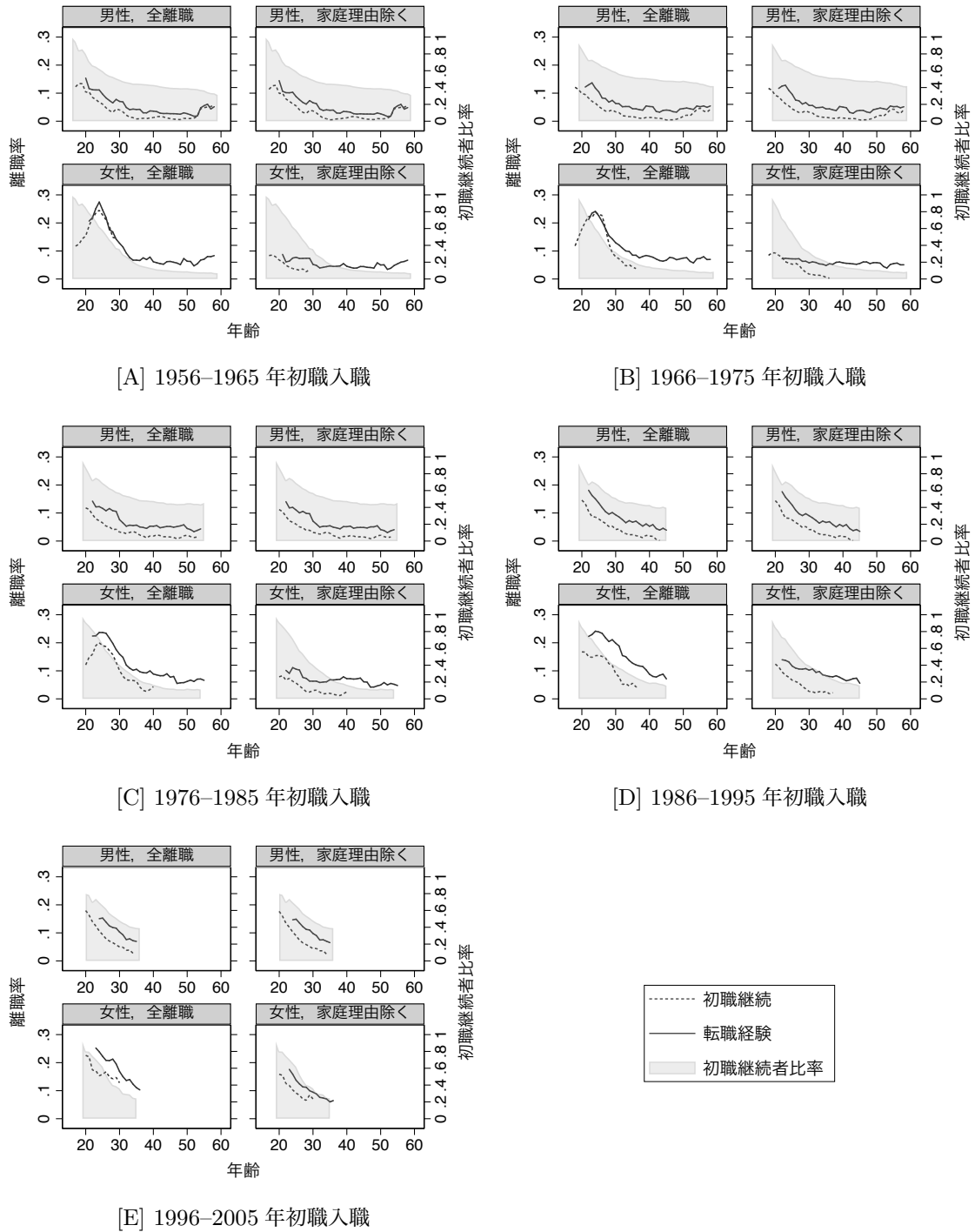


図 A.6 性別・初職入職年別年齢ごとにみた初職継続／転職経験者における離職のハザード率

注) 実線は転職経験者、点線は初職継続者における離職率を示す。各年齢のセルの観察数が 100 未満の部分については値が不安定となるため離職率を表示していない。各年の値は前後 1 年間の移動平均をとった値である。

第7章

表 A.7 用いる変数の詳細

変数	内容
年齢	1次, 2次の項
調査年	調査時点を示すダミー変数とする。ただし, 調査年だけでなく年齢も各年で常に1歳ずつ増加するため, 固定効果モデルにおいては年齢と調査年ダミーは線形従属の関係となり, すべての時点の調査年ダミーを投入することはできない。そこで今回は Wave 2, 3 に関するダミー変数をモデルに含めず, Wave 4, 5, …, 11 を示すダミー変数のみをモデルに含める。
復活サンプル	追跡調査から一度脱落し再度回答するようになったことを示すダミー変数。再度回答するようになってからを1, それ以外を0とする2値変数。
居住地域	北海道, 東北, 関東, 北陸, 東山, 東海, 近畿, 中国, 四国, 九州の10カテゴリ。
ライフステージ	婚姻状態と末子年齢を組み合わせた変数。配偶者なし, 既婚子なし, 末子0-2歳, 末子3-5歳, 末子6歳以上の5カテゴリを使用する。
雇用形態	正規雇用, 非正規雇用(パート・アルバイト, 契約, 派遣, 嘱託, 派遣, 請負)の2カテゴリ。
職業	SSM 職業小分類より, 専門技術, 管理, 事務, 販売, サービス, 熟練マニュアル, 半非熟練マニュアル(含む農業)の7カテゴリを作成。
企業規模	従業員数1-4人, 5-29人, 30-299人, 300-999人, 1000人以上, 官公庁, わからないの7カテゴリ。無回答は欠損とする。
職場環境	「あなたの現在の職場について, あてはまるものはありますか」という多項選択の質問において, 各項目を選択しているかどうかを示す2値変数。項目は(1)「ほぼ毎日残業をしている」(2)「社員数が恒常的に不足している」(3)「いつも締切(納期)に追われている」(4)「互いに助け合う雰囲気がある」(5)「一人ひとりが独立して行う仕事が多い」(6)「お互い連携しながら行う仕事が多い」(7)「先輩が後輩を指導する雰囲気がある」(8)「社員の希望で移動できる仕組みがある」(9)「若手社員の仕事や生活についての相談相手を決めている」(10)「将来の仕事について相談できる機会がある」の10個。いずれもダミー変数として用いる。
仕事環境	「現在のお仕事に関して, …あてはまる程度をお答えください」という質問における各項目への回答を用いる。項目は(1)「自分の仕事のペースを, 自分で決めたり変えたりすることができる」(2)「職場の仕事のやり方を, 自分で決めたり変えたりすることができる」(3)「部下の仕事のやり方を, 自分が決めている」(4)「教育訓練を受ける機会がある」(5)「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」(6)「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて, 時間を短くしたら休みを取るなど, 仕事を調整しやすい職場である」の6個の項目について, 「かなりあてはまる」を4, 「あてはまらない」を1とするスコアを割り当て, 連続変数として用いる。
主観的健康度	「あなたは, 自分の健康状態についてどのようにお感じですか」という質問への回答の選択肢「とても良い」「良い」「普通」「あまり良くない」「悪い」に対して1から5の値を与えてスコア化した値を用いる。値が大きいくほど健康状態が悪いことを表す。

表 A.8 変数の記述統計量

	性別				性別		
	全体	男性	女性		全体	男性	女性
時間あたり賃金 (100 円)	14.028	15.737	12.240	企業規模			
	(5.661)	(6.038)	(4.604)	1-4 人	0.035	0.038	0.031
対数時間あたり賃金	7.175	7.294	7.051	5-29 人	0.180	0.166	0.194
	(0.369)	(0.364)	(0.332)	30-299 人	0.306	0.309	0.302
年齢	35.591	35.752	35.423	300-999 人	0.129	0.137	0.120
	(5.902)	(5.689)	(6.113)	1000 人以上	0.227	0.265	0.187
調査時点				官公庁	0.051	0.053	0.048
Wave 2	0.128	0.135	0.121	わからない	0.074	0.031	0.119
Wave 3	0.122	0.126	0.117	ライフステージ			
Wave 4	0.109	0.105	0.113	配偶者なし	0.386	0.388	0.385
Wave 5	0.116	0.114	0.118	既婚・子なし	0.114	0.113	0.115
Wave 6	0.108	0.107	0.109	末子 0-2 歳	0.119	0.147	0.090
Wave 7	0.102	0.101	0.103	末子 3-5 歳	0.115	0.126	0.104
Wave 8	0.091	0.090	0.093	末子 6 歳以上	0.265	0.226	0.306
Wave 9	0.082	0.081	0.083	職場環境 (1)	0.396	0.509	0.278
Wave 10	0.076	0.076	0.075	職場環境 (2)	0.314	0.331	0.297
Wave 11	0.067	0.066	0.068	職場環境 (3)	0.227	0.293	0.159
復活サンプル	0.118	0.133	0.102	職場環境 (4)	0.464	0.403	0.528
居住地域				職場環境 (5)	0.338	0.395	0.279
北海道	0.036	0.037	0.036	職場環境 (6)	0.485	0.437	0.534
東北	0.070	0.070	0.070	職場環境 (7)	0.326	0.310	0.344
関東	0.349	0.368	0.330	職場環境 (8)	0.158	0.165	0.150
北陸	0.048	0.040	0.057	職場環境 (9)	0.061	0.064	0.059
東山	0.039	0.039	0.038	職場環境 (10)	0.084	0.098	0.069
東海	0.121	0.130	0.112	仕事環境 (1)	2.641	2.724	2.554
近畿	0.158	0.155	0.161		(0.913)	(0.875)	(0.943)
中国	0.059	0.052	0.067	仕事環境 (2)	2.410	2.563	2.249
四国	0.030	0.027	0.033		(0.886)	(0.863)	(0.881)
九州	0.089	0.082	0.096	仕事環境 (3)	3.298	3.218	3.381
職業					(1.571)	(1.432)	(1.701)
専門技術	0.252	0.237	0.269	仕事環境 (4)	2.425	2.529	2.317
管理	0.014	0.027	0.001		(0.983)	(0.935)	(1.019)
事務	0.295	0.205	0.389	仕事環境 (5)	2.580	2.694	2.460
販売	0.142	0.156	0.126		(0.902)	(0.840)	(0.949)
サービス	0.074	0.045	0.103	仕事環境 (6)	2.495	2.320	2.678
熟練マニュアル	0.101	0.165	0.034		(0.988)	(0.942)	(1.002)
半非熟練マニュアル	0.122	0.165	0.078	主観的健康度	2.529	2.538	2.520
雇用形態					(0.917)	(0.918)	(0.916)
正規雇用	0.711	0.892	0.522				
非正規雇用	0.289	0.108	0.478				
N of Person-years	18932	9678	9254		18932	9678	9254

出所) JLP2008-2017.

注) 値は平均値, 括弧内は標準偏差を示す.

表 A.9 転職経験が時間あたり賃金（対数）に与える影響に関する固定効果モデル，統制変数の推定結果

	全体, Model 1		男性, Model 1		女性, Model 1	
Wave (ref: Wave 2-3)						
Wave 4	-0.013	(0.009)	-0.012	(0.013)	-0.012	(0.012)
Wave 5	-0.023	(0.013)	-0.016	(0.019)	-0.028	(0.018)
Wave 6	-0.043*	(0.019)	-0.037	(0.027)	-0.044	(0.025)
Wave 7	-0.059*	(0.023)	-0.059	(0.034)	-0.055	(0.032)
Wave 8	-0.101***	(0.028)	-0.085*	(0.041)	-0.111**	(0.039)
Wave 9	-0.120***	(0.033)	-0.094	(0.048)	-0.139**	(0.046)
Wave 10	-0.115**	(0.038)	-0.086	(0.055)	-0.138**	(0.053)
Wave 11	-0.127**	(0.044)	-0.099	(0.063)	-0.148*	(0.060)
居住地域 (ref: 事務)						
北海道	0.025	(0.041)	-0.000	(0.056)	0.077	(0.059)
東北	-0.043	(0.027)	-0.024	(0.036)	-0.058	(0.043)
北陸	0.022	(0.036)	-0.008	(0.042)	0.100	(0.084)
東山	-0.160***	(0.033)	-0.130**	(0.046)	-0.213***	(0.049)
東海	-0.052	(0.028)	-0.019	(0.039)	-0.078*	(0.039)
近畿	-0.029	(0.025)	-0.065	(0.035)	0.019	(0.035)
中国	0.027	(0.035)	0.115	(0.062)	-0.006	(0.045)
四国	0.007	(0.053)	-0.019	(0.067)	0.045	(0.093)
九州	-0.207***	(0.030)	-0.290***	(0.041)	-0.096*	(0.046)
職業 (ref: 事務)						
専門技術	0.045***	(0.010)	0.021	(0.014)	0.075***	(0.014)
管理	0.062***	(0.017)	0.039*	(0.019)	0.198**	(0.060)
販売	-0.023**	(0.009)	-0.043***	(0.012)	0.005	(0.013)
サービス	0.008	(0.010)	-0.049**	(0.018)	0.044***	(0.012)
熟練マニュアル	0.001	(0.011)	-0.016	(0.014)	0.021	(0.019)
半非熟練マニュアル	-0.006	(0.010)	-0.012	(0.014)	-0.004	(0.014)
非正規雇用	-0.039***	(0.007)	-0.039***	(0.012)	-0.033***	(0.008)
企業規模 (ref: 1-4 人)						
5-29 人	0.007	(0.012)	-0.003	(0.018)	0.018	(0.016)
30-299 人	0.023	(0.013)	0.014	(0.019)	0.035*	(0.016)
300-999 人	0.038**	(0.013)	0.041*	(0.021)	0.040*	(0.017)
1000 人以上	0.051***	(0.013)	0.043*	(0.021)	0.061***	(0.017)
官公庁	0.024	(0.016)	0.002	(0.025)	0.051*	(0.022)
わからない	0.031*	(0.014)	0.010	(0.024)	0.045**	(0.017)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)						
既婚・子なし	0.076***	(0.011)	0.068***	(0.011)	0.023*	(0.010)
末子 0-2 歳	0.112***	(0.012)	0.098***	(0.013)	0.022	(0.013)
末子 3-5 歳	0.114***	(0.013)	0.096***	(0.015)	-0.001	(0.015)
末子 6 歳以上	0.114***	(0.015)	0.090***	(0.017)	0.006	(0.016)
ライフステージ×性別 (ref: 配偶者なし × 女性)						
既婚・子なし × 女性	-0.059***	(0.014)				
末子 0-2 歳 × 女性	-0.112***	(0.016)				
末子 3-5 歳 × 女性	-0.141***	(0.018)				
末子 6 歳以上 × 女性	-0.141***	(0.020)				
職場環境 (1)	-0.050***	(0.004)	-0.059***	(0.005)	-0.039***	(0.005)
職場環境 (2)	-0.006	(0.004)	-0.009	(0.005)	-0.002	(0.005)
職場環境 (3)	-0.022***	(0.004)	-0.027***	(0.006)	-0.015*	(0.006)
職場環境 (4)	0.005	(0.003)	0.015**	(0.005)	-0.006	(0.005)
職場環境 (5)	0.004	(0.004)	0.006	(0.005)	0.001	(0.005)
職場環境 (6)	-0.004	(0.004)	0.002	(0.005)	-0.009	(0.005)
職場環境 (7)	-0.002	(0.004)	-0.007	(0.006)	0.004	(0.005)
職場環境 (8)	0.008	(0.005)	0.015*	(0.007)	-0.002	(0.007)
職場環境 (9)	0.011	(0.007)	0.009	(0.010)	0.015	(0.009)
職場環境 (10)	0.009	(0.006)	0.017*	(0.008)	-0.002	(0.008)
仕事環境 (1)	0.010***	(0.002)	0.008*	(0.003)	0.011***	(0.003)
仕事環境 (2)	0.005*	(0.002)	0.006	(0.003)	0.003	(0.003)
仕事環境 (3)	-0.001	(0.001)	0.001	(0.002)	-0.002	(0.001)
仕事環境 (4)	0.001	(0.002)	0.003	(0.003)	-0.002	(0.003)
仕事環境 (5)	0.004	(0.002)	0.002	(0.004)	0.005	(0.003)
仕事環境 (6)	0.007***	(0.002)	0.010**	(0.003)	0.006*	(0.003)
主観的健康度	-0.003	(0.002)	-0.008*	(0.003)	0.001	(0.003)
復活サンプル	-0.016	(0.009)	-0.026*	(0.012)	-0.008	(0.013)
Constant	5.237***	(0.175)	5.234***	(0.256)	5.267***	(0.237)
R-squared	0.111		0.147		0.083	
N of person-years	18932		9678		9254	
N of persons	3446		1738		1708	

出所) JLPS2008-2017.

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (両側検定). 表 7.2 の Model 1 における統制変数の結果を示す.

補足 B

職業分類

本稿では 1995 年 SSM 職業小分類コードをもとに、表 B.1 のように専門技術、管理、事務、販売、サービス、熟練マニュアル、半非熟練マニュアル、農業の 8 カテゴリーを作成した。ただし本研究の関心となる被雇用者において農業に従事する者は極めて少ないため農業は半被熟練マニュアルと合併しており、実際に使用している職業カテゴリは 7 つのカテゴリからなる。

ただし、管理職のコードについては別途注釈が必要である。なぜなら、SSM 職業小分類コードをそのまま用いるだけでは必ずしも管理職層を適切に捉えられない可能性があるからである。この点について詳しくみる。1995 年 SSM 調査研究会 (1996: 110) では管理的職業のコードの「原則」について以下のように記されている。

- 従業上の地位が「1 役員」もしくは「4 自営業主」である場合
 - － 規模 5 人未満：必ず、管理的職業以外の仕事の内容でコードする。
 - － 規模 30 人未満：管理的職業以外の仕事の内容を優先してコードする。
 - － 規模 30 人以上：原則としていずれか該当する管理的職業でコードするが、それ以外の仕事の内容が書いてあれば、それに従ってコードする。
- 従業上の地位が一般従業者や家族従業者である場合
 - － 役職が「4 課長」以上のとき
 - * 規模 5 人未満：必ず、管理的職業以外の仕事の内容でコードする。
 - * 規模 30 人未満：管理的職業以外の仕事の内容を優先してコードする。
 - * 規模 30 人以上：原則としていずれか該当する管理的職業でコードするが、それ以外の仕事の内容が書いてあれば、それに従ってコードする。
 - － 役職が課長補佐以下のとき：必ず、管理的職業以外の仕事の内容でコードする。
- 専門的管理職（設計技師長、病院長、学校長など）は、「専門」のほうを優先する。

ただしこの原則はあくまで原則であって、「規模が小さくても仕事の内容が管理的としか言えないときは、管理的職業でコードする」(1995 年 SSM 調査研究会 1996: 112)、「規模の基準はどちらの場合も『原則として』であって、実際には他の情報を考慮しながら総合的にコードしてある。また 2005 年調査では、規模 30 人以上で、本来は管理的職業であっても、職業コードとしては管理的とされていないケースが少なくない。これは、なるべく多様な情報を残すた

表 B.1 SSM 職業小分類と本研究の職業分類との対応

コード	職業名	職業 8 分類
501	自然科学系研究者	専門技術
502	人文科学系研究者	専門技術
503	機械・電気・化学技術者	専門技術
504	建築・土木技術者	専門技術
505	農林技術者	専門技術
506	情報処理技術者	専門技術
507	その他の技師・技術者	専門技術
508	医師	専門技術
509	歯科医師	専門技術
510	薬剤師	専門技術
511	助産師（助産婦）	専門技術
512	保健師（保健婦）	専門技術
513	栄養士	専門技術
514	看護師（看護婦・看護士）	専門技術
515	あん摩・はり・きゅう師、柔道整復師	専門技術
516	その他の保健医療従事者	専門技術
517	裁判官、検察官、弁護士	専門技術
518	その他の法務従事者	専門技術
519	公認会計士、税理士	専門技術
520	幼稚園教員	専門技術
521	小学校教員	専門技術
522	中学校教員	専門技術
523	高等学校教員	専門技術
524	大学教員	専門技術
525	盲・ろう・養護学校教員	専門技術
526	その他の教員	専門技術
527	宗教家	専門技術
528	著述家	専門技術
529	記者、編集者	専門技術
530	彫刻家、画家、工芸美術家	専門技術
531	デザイナー	専門技術
532	写真家、カメラマン	専門技術
533	音楽家（個人に教授するものを除く）	専門技術
534	俳優、舞踊家、演芸家（個人に教授するものを除く）	専門技術
535	職業スポーツ家（個人に教授するものを除く）	専門技術
536	獣医師	専門技術
537	保育士（保母、保父）	専門技術
538	社会福祉事業専門職員	専門技術
539	個人教師	専門技術
540	不動産鑑定士	専門技術
541	経営コンサルタント	専門技術
542	アナウンサー（ラジオ・テレビ）	専門技術
543	図書館司書	専門技術
544	その他の専門的・技術的職業従事者	専門技術
545	管理的公務員	管理
546	国会議員	管理
547	地方議員	管理
548	会社役員	管理
549	その他の法人・団体の役員	管理
550	会社・団体等の管理職員	管理
551	駅長、区長	管理
552	郵便局長、電報・電話局長	管理
553	その他の管理的職業従事者	管理
554	総務・企画事務員	事務
555	受付・案内事務員	事務
556	出荷・受荷事務員	事務
557	営業・販売事務員	事務
558	その他の一般事務員	事務
559	会計事務員	事務
560	郵便・通信事務員	事務
561	集金人	事務
562	その他の外勤事務従事者	事務
563	運輸事務員	事務
564	速記者、タイピスト、キーパンチャー	事務
565	電子計算機等操作員	事務
566	小売店主	販売
567	卸売店主	販売
568	飲食店主	販売
569	販売店員	販売
570	行商人、呼売人、露天商	販売

(Continued)

表 B.1 (Continued)

コード	職業名	職業 8 分類
571	再生資源卸売人・回収人	販売
572	商品仲立人	販売
573	外交員 (保険、不動産を除く)	販売
574	保険代理人・外交員	販売
575	不動産仲買人・売買人	販売
576	質屋店主・店員	販売
577	その他の販売類似職業従事者	販売
578	女中、家政婦、家事サービス職業従事者	サービス
579	理容師、美容師	サービス
580	クリーニング職、洗張職	サービス
581	料理人	サービス
582	バーテンダー	サービス
583	給仕係	サービス
584	スチュワーデス、スチュワード	サービス
585	接客社交係	サービス
586	娯楽場等の接客員	サービス
587	旅行・観光案内人	サービス
588	その他の個人サービス職業従事者	サービス
589	旅館主人・番頭、ホテル支配人	サービス
590	下宿・アパートの管理人、舎監、寮母	サービス
591	ファッションモデル	サービス
592	その他のサービス職業従事者	サービス
593	自衛官	事務
594	警察官、海上保安官、鉄道公安員	事務
595	消防員	事務
596	看守、守衛、監視員	事務
597	その他の保安職業従事者	事務
598	旧職業軍人	事務
599	農耕・養蚕作業	農業
600	植木職、造園師	農業
601	畜産作業	農業
602	林業作業	農業
603	その他の農林業作業	農業
604	漁業作業	農業
605	漁船の船長・航海士・機関長・機関士	農業
606	電車・機関車運転士	半非熟練マニュアル
607	自動車運転者	半非熟練マニュアル
608	船長・航海士 (漁船を除く)、水先人	専門技術
609	船舶機関長・機関士 (漁船を除く)	専門技術
610	航空機操縦士、航空士、航空機関士	専門技術
611	車掌	半非熟練マニュアル
612	鉄道員	半非熟練マニュアル
613	船員	半非熟練マニュアル
614	その他の運輸従事者	半非熟練マニュアル
615	無線通信士、無線技術士	専門技術
616	有線通信士	事務
617	電話交換手	事務
618	郵便・電報外務員	事務
619	その他の通信従事者	事務
620	採鉱員、採炭員	半非熟練マニュアル
621	石切出作業	半非熟練マニュアル
622	その他の採掘作業	半非熟練マニュアル
623	陶磁器工、絵付作業	熟練マニュアル
624	石工	熟練マニュアル
625	ガラス・セメント製品製造作業	半非熟練マニュアル
626	その他の窯業・土石製品製造作業	熟練マニュアル
627	製鉄工、製鋼工、精錬工	半非熟練マニュアル
628	鋳物工、鍛造工、金属材料製造作業	熟練マニュアル
629	化学製品製造作業	半非熟練マニュアル
630	金属工作機械工、めっき工、金属加工作業	半非熟練マニュアル
631	鉄工、板金工	熟練マニュアル
632	金属溶接工	半非熟練マニュアル
633	一般機械組立工・修理工	熟練マニュアル
634	電気機械器具組立工・修理工	半非熟練マニュアル
635	自動車組立工・整備工	熟練マニュアル
636	鉄道車両組立工・修理工	熟練マニュアル
637	船舶ぎ装 (艀装) 工 (他に分類されない)	熟練マニュアル
638	航空機組立工・整備工	熟練マニュアル
639	自転車組立工・修理工	熟練マニュアル
640	その他の輸送機械組立・修理作業	熟練マニュアル

(Continued)

表 B.1 (Continued)

コード	職業名	職業 8 分類
641	時計組立工・修理工	熟練マニュアル
642	光学機械・精密機械器具組立工・修理工	熟練マニュアル
643	精穀工、製粉工	熟練マニュアル
644	パン・菓子・めん類・豆腐製造工	熟練マニュアル
645	味噌・醤油・缶詰食品・乳製品製造工、飲食品製造業者	半非熟練マニュアル
646	たばこ製造工	半非熟練マニュアル
647	酒類製造工	熟練マニュアル
648	製糸業者	半非熟練マニュアル
649	織布工、紡織業者	半非熟練マニュアル
650	漂白工、染色工	半非熟練マニュアル
651	洋服・和服仕立職	熟練マニュアル
652	縫製工、裁断工	半非熟練マニュアル
653	製材工、木工	半非熟練マニュアル
654	指物職、家具職、建具職	熟練マニュアル
655	船大工	熟練マニュアル
656	おけ職、木・竹・草・つる製品製造業者	熟練マニュアル
657	製紙工、紙器製造工、パルプ・紙・紙製品製造業者	半非熟練マニュアル
658	印刷・製本業者	熟練マニュアル
659	ゴム・プラスチック製品製造業者	半非熟練マニュアル
660	くつ製造工・修理工、かわ・かわ製品製造業者	熟練マニュアル
661	塗装工、画工、看板工	熟練マニュアル
662	漆塗師、まき絵師	熟練マニュアル
663	表具師、内張工	熟練マニュアル
664	和がさ・ちょうちん・うちわ職	熟練マニュアル
665	貴金属・宝石・甲・角等細工工	熟練マニュアル
666	印判師	熟練マニュアル
667	洋傘組立工	半非熟練マニュアル
668	かばん・袋物製造工	熟練マニュアル
669	かん具製造工	半非熟練マニュアル
670	製図工、現図工	熟練マニュアル
671	映写技師	熟練マニュアル
672	その他の技能工・生産工程業者	半非熟練マニュアル
673	汽かん士、汽かん火夫	熟練マニュアル
674	起重機・建設機械運転業者	熟練マニュアル
675	その他の定置機関運転業者	熟練マニュアル
676	発電員、変電員	半非熟練マニュアル
677	電気工事・電話工事業者	熟練マニュアル
678	土木・建築請負師	熟練マニュアル
679	左官、とび職	熟練マニュアル
680	れんが積工、配管工	熟練マニュアル
681	畳職	熟練マニュアル
682	土工、道路工夫	半非熟練マニュアル
683	鉄道線路工夫	半非熟練マニュアル
684	現場監督、その他の建設業者	熟練マニュアル
685	倉庫夫、仲仕	半非熟練マニュアル
686	運搬労務者	半非熟練マニュアル
687	清掃員	半非熟練マニュアル
688	その他の労務業者	半非熟練マニュアル
689	分類不能の職業	欠損
691	名目上の役員	管理
701	スーパーなどのレジスター係員・キャッシャー *	販売
702	大工 *	熟練マニュアル
703	教員 *	専門技術
704	製品製造業者 *	半非熟練マニュアル
705	会社員 *	欠損
706	宅配便 *	半非熟練マニュアル
707	自営業 (職業内容不明)	欠損
801	訪問介護員・ヘルパー **	サービス
802	その他の医療・福祉サービス職従事者 **	サービス
803	雇われている販売店長 **	販売
804	雇われている飲食店長 **	販売
805	その他の経営・金融・保険専門職業従事者 **	専門技術
806	歯科助手、看護助手 **	サービス

* SSM2005 から新たに追加, ** SSM2015 から新たに追加.

めの処置である」(2005 年社会階層と社会移動調査研究会編 2007: 93) といったようにこの原則から外れた者が存在する。これらの原則から外れた対応によって、たんに SSM 職業小分類コードのみから管理職を定義した場合には、(実際には大きな変化が生じていないと思われる

にもかかわらず) 調査間で管理職割合が大きく異なる (高橋 2018).

そこで本稿では, 上記の 1995 年 SSM 調査研究会 (1996) にもとづくコーディングルールを用いて, 企業規模が 30 人以上, かつ役職が課長以上, かつ職業が専門技術職でないケースをすべて管理職へと再コードした. この処理により, 上記の条件に合うにもかかわらず管理職となっていない者を管理職へ戻すことができる. したがって本稿における管理職は, 職務によらず従業員数および役職 (課長以上) によってのみ判断される「広義の管理職」(大井 2005) から専門技術職を除いたものとして定義される. そしてその規模については「国勢調査」(総務省統計局) あるいは「労働力調査」(総務省統計局) において公表されている値よりも, 同様に従業員数と役職のみを管理職か否かを判定している「賃金構造基本調査」(厚生労働省) において公表されている値とより近い.

補足 C

ライフステージ変数の作成

本稿では結婚・育児がキャリア形成に与える影響をコントロールするため、「配偶者なし」「既婚・子なし」「末子 0-2 歳」「末子 3-5 歳」「末子 6 歳以上」の 5 カテゴリーからなる時変の変数を作成（ただし場合によっては一部のカテゴリーを合併）し、分析に使用している。ここでの末子とは各時点における末子を意味する。例を挙げて解説しよう。たとえば調査時点で 8 歳、1 歳の計 2 人の子どもをもち、25 歳で結婚した 34 歳の女性のパーソン・イヤーを作成する場合を考える。ここで女性は 22 歳で初職に入職したとする。このときライフステージ変数は表 C.1 のように値が入れられる。つまり末子は年齢によって異なり、1 人しか子どもがいない状態の場合は第 1 子が末子となり、第 2 子が生まれてからは第 2 子が末子になる。

表 C.1 ライフステージ変数の作成（架空例）

性別	年齢	配偶状態	第 1 子年齢	第 2 子年齢	ライフステージ
女性	22	未婚	.	.	配偶者なし
女性	23	未婚	.	.	配偶者なし
女性	24	未婚	.	.	配偶者なし
女性	25	既婚	.	.	既婚・子なし
女性	26	既婚	.	.	既婚・子なし
女性	27	既婚	0	.	末子 0-2 歳
女性	28	既婚	1	.	末子 0-2 歳
女性	29	既婚	2	.	末子 0-2 歳
女性	30	既婚	3	.	末子 3-5 歳
女性	31	既婚	4	.	末子 3-5 歳
女性	32	既婚	5	.	末子 3-5 歳
女性	33	既婚	6	0	末子 0-2 歳
女性	34	既婚	7	1	末子 0-2 歳

出所) 筆者作成。

注) . は非該当を意味する。

この変数を作成するためには、婚姻状態およびすべての子どもの出生年あるいは年齢に関する情報が必要となる。しかし、SSM においてこの変数を作成するために必要な情報が完全に揃っているわけではなく、子どもの人数および年齢に関する質問は調査問でばらついている。この点に関して補足しておく。

SSM2005 はすべての子どもについてその年齢を尋ねているため、その回答を得られれば、調査対象者のすべての年齢時点における末子の年齢を特定することができる。対して SSM2015 は 4 人目までの子どもについてその出生年を尋ねている。したがって 5 人以上の子どもをもつ

対象者に関しては末子 0-2 歳，末子 3-5 歳期間を短く見積もってしまうバイアスが生じる。ただし 5 人以上の子どもをもつ対象者はきわめてまれであるため，このことが本稿の関心である転職経験の効果に与えるバイアスは無視できる程度に小さいと想定できる。加えて SSM1995 は調査時点における 1 番上の子どもと 1 番下の子どもの年齢しか聴取しておらず，調査時点で 3 人以上の子どもをもつ場合，真ん中の子どもの年齢を知ることができない。そこで，1 番上の子どもと 1 番下の子どもの間の子どもについては，そのちょうどあいだの年齢であると仮定し，少数の場合は四捨五入するものとする。たとえば調査時点で 3 人の子どもがおり，1 番上の子どもが 10 歳，1 番下の子どもが 6 歳の対象者については，2 番目の子どもは 8 歳であるとみなす。調査時点で 4 人の子どもがおり，1 番上の子どもが 18 歳，1 番下の子どもが 11 歳の対象者については，2 番目の子どもは 16 歳 (= 15.666...)，3 番目の子どもは 13 歳 (= 13.333...) であるとみなす。この方法は子どもが多く，出生間隔が広いほどバイアスが大きいものとなるが，4 人以上の子どもをもつ対象者は少なく，また 3 人以上の子どもをもつ対象者についてもそのほとんどが 1 番上の子どもと 1 番下の子どもの年齢差は 6 歳以下である。それゆえ，この操作がライフステージ変数の作成という観点からみてもたらずバイアスは，あくまでこれを統制変数と位置づける本稿の関心に照らせばさほど問題とならないと考えてよいであろう。

補足 D

離職理由の分類

SSM2005, 2015 では、前職を離職した場合、その理由を選択肢から選ぶ形式で尋ねており、その他に関してはその内容によってアフターコードを与えている。両調査の回答を用いて離職理由を「積極的自発」「消極的自発」「非自発」「家庭」「健康」の5つに分類している。その詳しい内訳は表 D.1 に提示している。「その他」については得られた自由回答に対してアフターコードが施されている。

表 D.1 離職理由の分類表

項目	2015 年	2005 年	コード
選択肢 （プリコード項目）			
1. 定年, 契約期間の終了など	✓	✓	非自発
2. 倒産, 廃業, 人員整理など	✓	✓	非自発
3. よい仕事が見つかったから	✓	✓	積極
4. 家庭の理由（結婚, 育児など）	✓	✓	家庭
5. 家業を継ぐため	✓	✓	積極
6. 職場に対する不満	✓	✓	消極
7. 健康上の理由（病気やケガなど）	✓		健康
8. 年齢のため	✓		欠損
9. その他 （アフターコード項目）			
9.1. 会社都合（契約期間の終了・定年）	✓	✓	非自発
9.2. 会社都合（倒産など）	✓	✓	非自発
9.3. 自己都合（積極的離職, 職に関する理由）	✓	✓	積極
9.4. 家庭の事情	✓	✓	家庭
9.5. 家業継承	✓	✓	積極
9.6. 自己都合（消極的離職, 職・会社の理由）	✓	✓	消極
9.7. 自己都合（学校関連・入）	✓	✓	積極
9.8. 会社都合（会社内移動）*	✓	✓	非該当
9.9. 自己都合（消極的離職, 職・会社以外の理由（個人的理由））	✓	✓	消極
9.10. 自己都合（積極的離職, 職以外の理由）	✓	✓	積極
9.11. 自己都合（学校関連・出）	✓	✓	積極
9.12. 紹介	✓	✓	積極
9.13. 健康上の理由（病気やケガなど）	✓	✓	健康
9.14. 年齢のため	✓		欠損
9.15. その他	✓	✓	欠損
9.21. 早期退職	✓		積極

注) * 会社内移動については離職理由を欠損とするだけでなく、従業員番号が変わっていたとしても離職が起こったものとはみなさないこととする。 ** SSM2015 で新設されたコード。

分類について2点言及しておきたい。第1に、非自発に割り当てられた2つの理由のうち1

つめの選択肢には「契約期間の終了」のほかに「定年」が含まれているが、本章では非自発的理由による離職をその後のキャリアに負の影響をおよぼす離職として想定しており、その後必ずしも再就職が想定されない「定年」を非自発的な理由による離職とみなすのは問題がある。この点を確認するため、企業における定年年齢がどのように推移してきたのかをみておく。図 D.1 には一律定年制を定めている企業における定年年齢のトレンドを示した。企業において設定された定年年齢の分布は 1960 年代末から 2000 年ころまでにかけて一貫して高くなり、1995 年にはすでに多くの企業が 60 歳定年へと移行している。法的には、1986 年に「高齢者等の雇用の安定等に関する法律」が施行され 60 歳定年が企業の努力義務とされ、1998 年の施行時に 60 歳未満定年制が禁止となった。本研究の分析の対象者は最も古いコーホートの者でも 1935 年生まれであり、かつ 1994 年に 59 歳となる者までである。したがって 60 歳未満で定年を迎える者はきわめて少ないと判断できる。

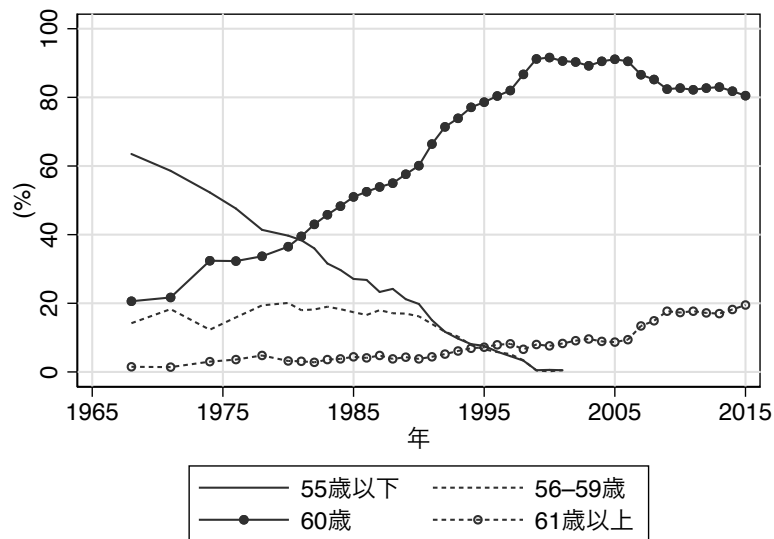


図 D.1 定年年齢の推移, 1968-2015 年

出所) 1968-2004 年は「雇用管理調査」(厚生労働省), 2005-2015 年は「就労条件総合調査」(厚生労働省)。

注) 集計対象は一律定年制を定めている企業。調査対象は 2007 年以前は本社の常用労働者が 30 人以上の会社組織の民間企業 (複合サービス事業産業を含まない), 2008 年以降は常用労働者が 30 人以上の会社組織の民間企業, 2015 年以降は常用労働者が 30 人以上の民間企業。

第 2 に, SSM2005 では「年齢のため」「健康上の理由」がプリコードとして与えられておらず, 選択肢が両調査で一致していない。ただし, 神林 (2017) によれば, 両調査で対象年齢を 69 歳以下にそろえたうえで SSM2005 において「健康上の理由」をアフターコードで与えた場合, 「健康上の理由」が離職理由全体に占める割合の差は 1.5% 程度である。また SSM2015 において「年齢のため」は離職理由全体の 1% 弱にすぎない。したがって, 両調査での選択肢の違いが結果におよぼす影響はかなり小さいといえる。

参考文献

- 1995 年 SSM 調査研究会, 1996, 『1995 年 SSM 調査コード・ブック』1995 年 SSM 調査研究会.
- 2005 年社会階層と社会移動調査研究会編, 2007, 『2005 年 SSM 日本調査コード・ブック』2005 年社会階層と社会移動調査研究会.
- Abegglen, James C., 1958, *The Japanese Factory: Aspects of its Social Organization*, Free Press.
- 阿部正浩, 2005, 『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社.
- Abendroth, Anja-Kristin, Matt L. Huffman, & Judith Treas, 2014, “The Parity Penalty in Life Course Perspective: Motherhood and Occupational Status in 13 European Countries,” *American Sociological Review*, 79(5): 993–1014.
- 相澤直貴・山田篤裕, 2008, 「常用・非常用雇用間の移動分析：『就業構造基本調査』に基づく 5 時点間比較分析」『三田学会雑誌』101(2): 235–65.
- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Thousand Oaks: Sage.
- , 2014, *Event History and Survival Analysis: Second Edition*, Thousand Oaks: Sage Publication.
- Allmendinger, Jutta, 1989, “Educational Systems and Labor Market Outcomes,” *European Sociological Review*, 5(3): 231–50.
- Althausser, Robert P., 1989, “Internal Labor Markets,” *Annual Review of Sociology*, 15: 143–61.
- Althausser, Robert P. & Arne L. Kalleberg, 1981, “Firms, Occupations, and the Structure of Labor Markets: A Conceptual Analysis,” Iver Berg ed., *Sociological Perspectives on Labor Markets*, London: Academic Press, 119–49.
- Alwin, Duane F. & Ryan J. McCammon, 2003, “Generations, Cohorts, and Social Change,” Jeylan T. Mortimer & Michael J. Shanahan eds., *Handbook of the life course*, New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers, 23–49.
- Andreß, Hans-Jürgen & Dina Hummelsheim eds., 2009, *When Marriage Ends: Economic and Social Consequences of Partnership Dissolution*, Edward Elgar.
- 有田伸, 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学：非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会.
- , 2018, 「職歴データにもとづく稼得歴の推定：職業経歴のトータルな把握と高齢者間格差の説明の試み」森山智彦編『2015 年 SSM 調査シリーズ 7 労働市場 2』2015 年 SSM 調査研究会, 1–21.
- Arranz, José Ma & Juan Muro, 2004, “Recurrent Unemployment, Welfare Benefits and Heterogeneity,” *International Review of Applied Economics*, 18(4): 423–41.
- Arthur, Michael B. & Denise M. Rousseau, 1996, *The Boundaryless Career: A New Employment Principle for a New Organizational Era*, Oxford University Press.
- Arulampalam, Wiji, 2001, “Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages,” *The Economic Journal*, 111: 585–606.
- Austin, Peter C. & Jason P. Fine, 2017, “Practical Recommendations for Reporting Fine-Gray Model Analyses for Competing Risk Data,” *Statistics in Medicine*, 36(27): 4391–400.
- Autor, David H. & David Dorn, 2013, “The Growth of Low-skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market,” *American Economic Review*, 103(5): 1553–97.
- Barone, Carlo, Mario Lucchini, & Antonio Schizzerotto, 2011, “Career Mobility in Italy: A Growth Curves Analysis of Occupational Attainment in the Twentieth Century,” *Euro-*

- pean Societies*, 13(3): 377–400.
- Becker, Gary S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research. (= 1975, 佐野陽子訳『人的資本：教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社.)
- , 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bell, Daniel, 1973, *The Coming of Post-industrial Society: A Venture in Social Forecasting*, Basic Books. (= 1975, 内田忠夫訳『脱工業社会の到来 (上)：社会予測の一つの試み』『脱工業社会の到来 (下)：社会予測の一つの試み』ダイヤモンド社.)
- Bernhardt, Annette, Martina Morris, Mark S. Handcock, & Marc A. Scott, 2001, *Divergent Paths: Economic Mobility in the New American Labor Market*, Russell Sage Foundation.
- Blau, Peter Michael & Otis Dudley Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Free Press.
- Blossfeld, Hans-Peter, 1986, “Career Opportunities in the Federal Republic of Germany: A Dynamic Approach to the Study of Life-course, Cohort and Period Effects,” *European Sociological Review*, 2(3): 208–25.
- Blossfeld, Hans-peter, 1996, “Macro-sociology, Rational Choice Theory, and Time: A Theoretical Perspective on the Empirical Analysis of Social Processes,” *European Sociological Review*, 12(2): 181–206.
- Bognanno, Michael & Ryo Kambayashi, 2013, “Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991–2005,” *Japan and the World Economy*, 27: 41–57.
- Böheim, Rene & Mark P. Taylor, 2002, “The Search for Success: Do the Unemployed Find Stable Employment?,” *Labour Economics*, 9: 717–35.
- Booth, Alison L., Marco Francesconi, & Carlos Garcia-Serrano, 1999, “Job Tenure and Job Mobility in Britain,” *Industrial and Labor Relations Review*, 53(1): 43–70.
- Brand, Jennie E., 2015, “The Far-Reaching Impact of Job Loss and Unemployment,” *Annual Review of Sociology*, 41: 359–75.
- Breen, Richard, 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- Brinton, Mary C., 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- , 2011, *Lost in Transition: Youth, Work, and Instability in Postindustrial Japan*, Cambridge University Press.
- Brinton, Mary C. & Takehiko Kariya, 1998, “Institutional Embeddedness in Japanese Labor Markets,” Mary C. Brinton & Victor Nee eds., *The New Institutionalism in Sociology*, New York: Russell Sage Foundation, 181–207.
- Brinton, Mary C. & Hang-Yue Ngo, 1993, “Age and Sex in the Occupational Structure: A United States-Japan Comparison,” *Sociological Forum*, 8(1): 93–111.
- Bukodi, Erzsebet, John H. Goldthorpe, Brendan Halpin, & Lorraine Waller, 2016, “Is Education Now Class Destiny? Class Histories across Three British Birth Cohorts,” *European Sociological Review*, 32(6): 835–49.
- Burda, Michael C. & Antje Mertens, 2001, “Estimating Wage Losses of Displaced Workers in Germany,” *Labour Economics*, 8(1): 15–41.
- Burdett, Kenneth, 1978, “A Theory of Employee Job Search and Quit Rates,” *American Economic Review*, 68: 212–20.
- Cameron, A Colin & Douglas L Miller, 2015, “A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference,” *Journal of Human Resources*, 50(2): 317–72.
- Carroll, Glenn R. & Karl Ulrich Mayer, 1986, “Job-Shift Patterns in the Federal Republic of Germany: The Effects of Social Class, Industrial Sector, and Organizational Size,” *American Sociological Review*, 51(3): 323–41.
- Cha, Youngjoo, 2014, “Job Mobility and the Great Recession: Wage Consequences by Gender

- and Parenthood,” *Sociological Science*, 1(May): 159–77.
- Chamberlain, Gary, 1980, “Analysis of Covariance with Qualitative Data,” *Review of Economic Studies*, 47(1): 225–38.
- Charles, Maria & David B. Grusky, 2004, *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*, Stanford University Press 381.
- Chase, Ivan D, 1991, “Vacancy Chains,” *Annual Review of Sociology*, 17: 133–54.
- Cheng, Siwei, 2014, “A Life Course Trajectory Framework for Understanding the Intracohort Pattern,” *American Journal of Sociology*, 120(3): 633–700.
- Coleman, James S, 1986, “Social Theory, Social Research and a Theory of Action,” *American Journal of Sociology*, 91(6): 1309–35.
- Crystal, Stephen & Dennis Shea, 1990, “Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality among Elderly People,” *Gerontologist*, 30(4): 437–43.
- Crystal, Stephen, Dennis G. Shea, & Adriana M. Reyes, 2017, “Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Evolving Patterns of Late-Life Inequality,” *Gerontologist*, 57(5): 910–20.
- Davis, Kingsley & Wilbert E. Moore, 1945, “Some Principles of Stratification,” *American Sociological Review*, 10(2): 242.
- DiPrete, Thomas A., 1981, “Unemployment over the Life Cycle: Racial Differences and the Effect of Changing Economic Conditions,” *American Journal of Sociology*, 87(2): 286–307.
- , 1993, “Industrial Restructuring and the Mobility Response of American Workers in the 1980s,” *American Sociological Review*, 58(1): 74–96.
- , 2002, “Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: A Comparison of Sweden, Germany, and the United States,” *American Journal of Sociology*, 108(2): 267–309.
- DiPrete, Thomas A, Paul M. De Graaf, Ruud Luijkx, Michael Tåhlin, & Hans-peter Blossfeld, 1997, “Collectivist versus Individualist Mobility Regimes? Structural Change and Job Mobility in Four Countries,” *American Journal of Sociology*, 103(2): 318–58.
- DiPrete, Thomas A. & Gregory M. Eirich, 2006, “Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments,” *Annual Review of Sociology*, 32: 271–97.
- DiPrete, Thomas A. & Patricia A. McManus, 2000, “Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany,” *American Sociological Review*, 65(3): 343–70.
- DiPrete, Thomas A. & K. Lynn Nonnemaker, 1997, “Structural Change, Labor Market Turbulence, and Labor Market Outcomes,” *American Sociological Review*, 62(3): 386–404.
- Doeringer, Peter B. & Michael J. Piore, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, M.E. Sharpe. (= 2007, 白木三秀訳『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版部。)
- Dore, Ronald Philip, 1993, *British Factory, Japanese Factory: The Origins of National Diversity in Industrial Relations*, University of California Press. (= 1993, 山之内靖・永易浩一訳『イギリスの工場・日本の工場：労使関係の比較社会学（上）』『イギリスの工場・日本の工場：労使関係の比較社会学（下）』筑摩書房。)
- Duncan, Otis Dudley & Beverly Duncan, 1955, “A Methodological Analysis of Segregation Indexes,” *American Sociological Review*, 20(2): 210–7.
- Ehlert, Martin, 2012, “Buffering Income Loss due to Unemployment: Family and Welfare State Influences on Income after Job Loss in the United States and Western Germany,” *Social Science Research*, 41(4): 843–60.
- Ellwood, David T., 1982, “Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes?,” Freeman Richard B. & Wise David A. eds., *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, University of Chicago Press, 349–90.

- Erikson, Robert & John H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Esping-Andersen, Gøsta, 1999, *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford University Press. (= 2000, 渡辺雅男・渡辺景子訳『ポスト工業経済の社会的基礎：市場・福祉国家・家族の政治経済学』桜井書店.)
- Esping-Andersen, Gøsta ed., 1993, *Changing Classes: Stratification and Mobility in Post-Industrial Societies*, Sage Publications.
- Farber, Henry S., 1994, "The Analysis of Interfirm Worker Mobility," *Journal of Labor Economics*, 12(4): 554-93.
- Felmlee, Diane H., 1982, "Women's Job Mobility Processes within and between Employers," *American Sociological Review*, 47(1): 142-51.
- Fine, Jason P. & Robert J. Gray, 1999, "A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk," *Journal of the American Statistical Association*, 94(446): 496-509.
- 福井康貴, 2015, 「非正規雇用から正規雇用への移動における企業規模間格差：二重構造論からのアプローチ」『社会学評論』66(1): 73-88.
- , 2016, 『歴史のなかの大卒労働市場：就職・採用の経済社会学』勁草書房.
- , 2017, 「入職経路の個人内効果：非正規雇用から正規雇用への転職のパネルデータ分析」『ソシオロジ』61(3): 23-38.
- Fuller, Sylvia., 2008, "Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States," *American Sociological Review*, 73(1): 158-83.
- Gangl, Markus, 2003a, "Labor Market Structure and Re-Employment Rates: Unemployment Dynamics in West Germany and the United States," *Research in Social Stratification and Mobility*, 20(03): 185-224.
- , 2003b, *Unemployment Dynamics in the United States and West Germany: Economic Restructuring, Institutions and Labor Market Processes*, Springer.
- , 2004, "Welfare States and the Scar Effects of Unemployment: A Comparative Analysis of the United States and West Germany," *American Journal of Sociology*, 109(6): 1319-64.
- , 2006, "Scar Effects of Unemployment: An Assessment of Institutional Complementarities," *American Sociological Review*, 71(6): 986-1013.
- Ganzeboom, Harry B. G., Paul M. De Graaf, & Donald J. Treiman, 1992, "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status," *Social Science Research*, 21(1): 1-56.
- Genda, Yuji, Ayako Kondo, & Souichi Ohta, 2010, "Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States," *Journal of Human Resources*, 45(1): 157-96.
- 玄田有史, 2002, 「リストラ中高年の行方」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム：労働移動の経済学』東洋経済新報社, 25-50.
- , 2008a, 「内部労働市場下位層としての非正規」『日本労働研究雑誌』59(4): 340-56.
- , 2008b, 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』50(11): 61-77.
- , 2017, 「雇用契約期間不明に関する考察」『日本労働研究雑誌』680: 69-85.
- Granovetter, Mark, 1973, "The Strength of Weak Ties," *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-80.
- , 1981, "Toward a Sociological Theory of Income Differences," Ivar Berg ed., *Sociological Perspectives on Labor Markets*, London: Academic Press, 11-48.
- Gregg, Paul & Emma Tominey, 2005, "The Wage Scar from Male Youth Unemployment," *Labour Economics*, 12(4): 487-509.
- Gregory, Mary & Robert Jukes, 2001, "Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring among British Men 1984-94," *The Economic Journal*, 111(475): 607-25.
- Grusky, David B. & Katherine R. Weisshaar, 2014, "The Questions We Ask about Inequality," David B. Grusky & Katherine R. Weisshaar eds., *Social Stratification: Class, Race, and*

- Gender in Sociological Perspective (4th edition)*, Westview Press, 1–14.
- Hachen, David S., 1990, “Three Models of Job Mobility in Labor Markets,” *Work and Occupations*, 17(3): 320–54.
- 萩原牧子・照山博司, 2016, 「転職が賃金に与える短期的・長期的効果：転職年齢と転職理由に着目して」『Works Discussion Paper Series』16.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda, & Keiko Murata, 2012, “Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades,” *Industrial and Labor Relations Review*, 65(4): 810–46.
- , 2013, “How Does the First Job Matter for an Individual’s Career Life in Japan?,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 29: 154–69.
- 濱口桂一郎, 2009, 『新しい労働社会：雇用システムの再構築へ』岩波書店.
- 濱中義隆・荻谷剛彦, 2000, 「教育と職業のリンケージ：労働市場の分節化と学歴の効用」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 79–103.
- 原純輔, 1979, 「職業経歴の分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 198–231.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- Härkönen, Juho & Erik Bihagen, 2011, “Occupational Attainment and Career Progression in Sweden,” *European Societies*, 13(3): 451–71.
- Härkönen, Juho, Anna Manzoni, & Erik Bihagen, 2016, “Gender Inequalities in Occupational Prestige across the Working Life: An Analysis of the Careers of West Germans and Swedes born from the 1920s to the 1970s,” *Advances in Life Course Research*, 29: 41–51.
- Harrison, Roderick J., 1988, “Opportunity Models: Adapting Vacancy Models to National Occupational Structures,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 7: 3–33.
- Hashimoto, Masanori & John Raisian, 1985, “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States,” *American Economic Review*, 75(4): 721–35.
- Hauser, Robert M. & John Robert Warren, 1997, “Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique,” *Sociological Methodology*, 27(1): 177–298.
- 林雄亮, 2008, 「労働市場の流動化と世代内移動の帰結：転職に伴う賃金変化構造の時代的変遷」『社会学年報』37: 59–70.
- , 2011, 「転職時の収入変化：高度経済成長期から 2000 年代までの構造と変容」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 253–69.
- Heckman, James J. & George J. Borjas, 1980, “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence,” *Economica*, 47: 247–83.
- Hendrickx, John & Harry Ganzeboom, 1998, “Occupational Status Attainment in the Netherlands, 1920–1990: A Multinomial Logistic Analysis,” *European Sociological Review*, 14(4): 387–403.
- 酒井正・樋口美雄, 2005, 「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535: 29–41.
- 樋口美雄, 2001, 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 平田周一, 2002, 「流動化する労働市場？」原純輔編『講座・社会変動 5 流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 88–117.
- , 2011, 「女性のライフコースと就業：M 字型カーブの行方」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 223–38.
- Hollister, Matissa, 2011, “Employment Stability in the U.S. Labor Market: Rhetoric versus Reality,” *Annual Review of Sociology*, 37(1): 305–24.
- Hollister, Matissa N, 2012, “Employer and Occupational Instability in Two Cohorts of the National Longitudinal Survey,” *Sociological Quarterly*, 53(2): 238–63.
- 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.
- ホーン川嶋瑤子, 1985, 『女子労働と労働市場構造の分析』日本経済評論社.

- Houseman, Susan & Machiko Osawa, 2003, "The Growth of Nonstandard Employment in Japan and the United States: A Comparison of Causes and Consequences," Susan Houseman & Machiko Osawa eds., *Nonstandard Work in Developed Economies: Causes and Consequences*, Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 175–214.
- Ikenaga, Toshie & Ryo Kambayashi, 2016, "Task Polarization in the Japanese Labor Market: Evidence of a Long-term Trend," *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 55(2): 267–93.
- 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.
- Imai, Jun, 2011, "The Limit of Equality by 'Company Citizenship': Politics of Labor Market Segmentation in the Case of Regular and Non-regular Employment in Japan," Yoshimichi Sato & Jun Imai eds., *Japan's New Inequality: Intersection of Employment Reforms and Welfare Arrangements*, Melbourne: Trans Pacific Press, 32–53.
- 稲田雅也, 2000, 「日本の経営と長期雇用」原純輔編『日本の階層システム 1 近代化と社会階層』東京大学出版会, 161–76.
- 稲上毅, 2003, 『企業グループ経営と出向転籍慣行』東京大学出版会.
- Ishida, Hiroshi, Seymour Spilerman, & Kuo-Hsien Su, 1997, "Educational Credentials and Promotion Chances in Japanese and American Organizations," *American Sociological Review*, 62(6): 866–82.
- Ishida, Hiroshi, Kuo-Hsien Su, & Seymour Spilerman, 2002, "Models of Career Advancement in Organizations," *European Sociological Review*, 18(2): 179–98.
- 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.
- , 2017a, 「ライフコースから考える若者の格差：研究の意義と調査研究の特色」石田浩編『格差の連鎖と若者 1: 教育とキャリア』勁草書房, 3–34.
- , 2017b, 「格差の連鎖・蓄積と若者」石田浩編『格差の連鎖と若者 1: 教育とキャリア』勁草書房, 35–62.
- 石田浩・三輪哲, 2011, 「上層ホワイトカラーの再生産」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 21–35.
- 石田賢示, 2011, 「若年労働市場における社会ネットワークと制度的連結の影響：社会ネットワークによるスクリーニング機能」『社会学年報』40: 63–73.
- 石田光規, 2009, 「転職におけるネットワークの効果：地位達成とセーフティネット」『社会学評論』60(2): 279–96.
- 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: 134–45.
- Jacobson, Louis S., Robert J. Lalonde, & Daniel G. Sullivan, 1993a, "Earnings Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, 83(4): 685–709.
- , 1993b, "Long-term Earnings Losses of High-seniority Displaced Workers," *Journal of Economic Perspectives*, 17(6): 2–20.
- Jarvis, Benjamin F. & Xi Song, 2017, "Rising Intragenerational Occupational Mobility in the United States, 1969 to 2011," *American Sociological Review*, 82(3): 568–99.
- 香川めい, 2011, 「日本型就職システムの変容と初期キャリア：『包摂』から『選抜』へ？」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 189–203.
- 香川めい・西村幸満, 2015, 「若者の第2職の重要性？：『初職からの移行』における現代の課題」『季刊社会保障研究』51(1): 29–43.
- Kahn, Joan R., Javier García-Manglano, & Suzanne M. Bianchi, 2014, "The Motherhood Penalty at Midlife: Long-term Effects of Children on Women's Careers," *Journal of Marriage and Family*, 76(1): 56–72.
- Kahn, Lawrence M. & Stuart A. Low, 1982, "The Relative Effects of Employed and Unemployed Job Search," *Review of Economics and Statistics*, 64(2): 234–41.
- Kalleberg, Arne L. & James R. Lincoln, 1988, "The Structure of Earnings Inequality in the United States and Japan," *American Journal of Sociology*, 94(s1): S121.

- Kalleberg, Arne L. & Aage B. Sørensen, 1979, "The Sociology of Labor Markets," *Annual Review of Sociology*, 5: 351–79.
- Kambayashi, Ryo & Takao Kato, 2017, "Long-term Employment and Job Security over the Past 25 Years," *Industrial and Labor Relations Review*, 70(2): 359–94.
- 神林龍, 2017, 『正規の世界・非正規の世界：現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会.
- Kambourov, Gueorgui & Iouri Manovskii, 2008, "Rising Occupational and Industry Mobility in the United States: 1968–97," *International Economic Review*, 49(1): 41–79.
- , 2009, "Occupational Mobility and Wage Inequality," *Review of Economic Studies*, 76(2): 731–59.
- Kanbayashi, Hiroshi & Hirohisa Takenoshita, 2014, "Labor Market Institutions and Job Mobility in Asian Societies: A Comparative Study of Japan and Taiwan," *International Journal of Japanese Sociology*, 23(1): 92–109.
- 神林博史, 2017, 「SSM2015 データにおける離職理由の基礎的分析」『2015年SSM調査研究会テーマ別研究会（移動・健康）』, 2017年6月4日.
- 神林博史・竹ノ下弘久, 2009, 「離職理由からみた日本と台湾の労働市場：自発的移動・非自発的移動の二分法を超えて」『社会学研究』(86): 33–63.
- 鹿又伸夫, 2001, 『機会と結果の不平等：世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- 苅谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学：高卒就職の日本のメカニズム』東京大学出版会.
- 苅谷剛彦・本田由紀, 2010, 『大卒就職の社会学：データからみる変化』東京大学出版会.
- 苅谷剛彦・石田浩・菅山真次編, 2000, 『学校・職安と労働市場：戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会.
- Kato, Takao, 2001, "The End of Lifetime Employment in Japan?: Evidence from National Surveys and Field Research," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4): 489–514.
- Kato, Takao, Daiji Kawaguchi, & Hideo Owan, 2013, "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An econometric case study of a large Japanese firm," *RIETI Discussion Paper Series*, 13-E-038.
- Kawaguchi, Daiji & Yuko Ueno, 2013, "Declining Long-term Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 28: 19–36.
- 川口章, 2005, 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』532: 42–55.
- 稲上毅, 1999, 「総論：日本の産業社会と労働」稲上毅・川喜多喬編『講座社会学6 労働』東京大学出版会, 1–31.
- Keith, Kristen & Abigail McWilliams, 1995, "The Wage Effects of Cumulative Job Mobility," *Industrial and Labor Relations Review*, 49(1): 121–37.
- , 1997, "Job Mobility and Gender-Based Wage Growth Differentials," *Economic Inquiry*, 35(2): 320–33.
- , 1999, "The Returns to Mobility and Job Search by Gender," *Industrial and Labor Relations Review*, 52(3): 460–77.
- Keizer, Arjan, 2008, "Non-regular Employment in Japan: Continued and Renewed Dualities," *Work, Employment and Society*, 22(3): 407–25.
- Kerckhoff, Alan C., 1995, "Institutional Arrangements and Stratification Processes in Industrial Societies," *Annual Review of Sociology*, 15: 323–47.
- 木本喜美子, 2003, 『女性労働とマネジメント』勁草書房.
- 岸智子, 1998, 「ホワイトカラーの転職と外部経験：職種別の比較分析」『経済研究』49(1): 27–34.
- 小林徹・阿部正浩, 2015, 「民営職業紹介, 公共職業紹介のマッチングと転職結果」『経済研究』188: 93–118.
- 小池和男, 1991, 『大卒ホワイトカラーの人材開発』東洋経済新報社.
- , 2005, 『仕事の経済学（第3版）』東洋経済新報社.
- 小池和男・猪木武徳, 2002, 『ホワイトカラーの人材形成：日米英独の比較』東洋経済新報社.

- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 『2015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15回出生動向基本調査(独身者ならびに夫婦調査)報告書』第35巻, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 胡中孟徳, 2018, 「世代内移動類型と学歴の関連に着目したメリトクラシー仮説の検討」 阪口祐介編 『2015年SSM調査シリーズ6 労働市場1』2015年SSM調査研究会, 119-36.
- Kondo, Ayako, 2007, "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(3): 379-402.
- 厚生労働省, 2018, 『平成30年版労働経済の分析:働き方の多様化に応じた人材育成の在り方について』.
- 小杉礼子, 2003, 『フリーターという生き方』 勁草書房.
- , 2010a, 『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.
- , 2010b, 「非正規雇用からのキャリア形成:登用を含めた正社員への移行の規定要因分析から」 『日本労働研究雑誌』 602: 50-9.
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001, 「学校から職場へ:『七・五・三』転職の背景」 『日本労働研究雑誌』 490: 4-18.
- Kurz, Karin & Walter Müller, 1987, "Class Mobility in the Industrial World," *Annual Review of Sociology*, 13: 417-42.
- Lau, Bryan, Stephen R. Cole, & Stephen J. Gange, 2009, "Competing Risk Regression Models for Epidemiologic Data," *American Journal of Epidemiology*, 170(2): 244-56.
- Le Grand, Carl & Michael Tåhlin, 2002, "Job Mobility and Earnings Growth," *European Sociological Review*, 18(4): 381-400.
- Lefranc, Arnaud, Fumiaki Ojima, & Takashi Yoshida, 2014, "Intergenerational Earnings Mobility in Japan among Sons and Daughters: Levels and Trends," *Journal of Population Economics*, 27(1): 91-134.
- Light, Audrey & Kathleen McGarry, 1998, "Job Change Patterns and the Wages of Young Men," *Review of Economics and Statistics*, 80(2): 276-86.
- Lin, Nan, 1999, "Social Networks and Status Attainment," *Annual Review of Sociology*, 25: 467-87.
- Lin, Nan, John C. Vaughn, & Walter M. Ensel, 1981, "Social Resources and Occupational Status Attainment," *Social Forces*, 59(4): 1163-81.
- Lincoln, James R. & K. McBride, 1987, "Japanese Industrial Organization in Comparative Perspective," *Annual Review of Sociology*, 13: 289-312.
- Lippmann, Stephen & Jeffrey E. Rosenthal, 2008, "Do Displaced Workers Lose Occupational Prestige?," *Social Science Research*, 37(2): 642-56.
- Lipset, Seymour Martin, Reinhard Bendix, University of California, & Berkeley. Institute of Industrial Relations, 1959, *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press. (= 1969, 鈴木広訳 『産業社会の構造:社会的移動の比較分析』 サイマル出版会.)
- Luijkx, Ruud & Maarten H. J. Wolbers, 2009, "The Effects of Non-employment in Early Work-life on Subsequent Employment Chances of Individuals in the Netherlands," *European Sociological Review*, 25(6): 647-60.
- Manzoni, Anna, Juho Härkönen, & Karl Ulrich Mayer, 2014, "Moving on? A Growth-curve Analysis of Occupational Attainment and Career Progression Patterns in West Germany," *Social Forces*, 92(4): 1285-312.
- McManus, Patricia A. & Thomas A. DiPrete, 2001, "Losers and Winners: Separation and Divorce for Men," *American Sociological Review*, 66(2): 246-68.
- Merton, Robert K., 1968, "The Matthew Effect in Science: The Reward and Communication Systems of Science Are Considered," *Science*, 159(3810): 56-63.
- Miech, Richard A., William Eaton, & Kung Yee Liang, 2003, "Occupational Stratification over the Life Course: A Comparison of Occupational Trajectories across Race and Gender during the 1980s and 1990s," *Work and Occupations*, 30(4): 440-73.

- Mincer, Jacob & Yoshio Higuchi, 1988, "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2(2): 97-133.
- Mood, Carina, 2010, "Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do about It," *European Sociological Review*, 26(1): 67-82.
- Mooi-Reci, Irma & Harry B. Ganzeboom, 2015, "Unemployment Scarring by Gender: Human Capital Depreciation or Stigmatization? Longitudinal Evidence from the Netherlands, 1980-2000," *Social Science Research*, 52: 642-58.
- Morgan, Stephan & Christopher Winchip, 2015, *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research, 2nd Edition*, Cambridge University Press.
- 森山智彦, 2012, 「職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響：性別による違いに注目して」『日本労働研究雑誌』619: 77-89.
- , 2015, 「非正規雇用から正規雇用への移行：内部登用と転職の比較」労働政策研究・研修機構編『壮年非正規雇用労働者の仕事と生活に関する研究：経歴分析を中心として』労働政策研究報告書 No.180, 207-34.
- Mortensen, Dale T., 1986, "Job Search and Labor Market Analysis," Orley Ashenfelter & Richard Layard eds., *Handbook of Labor Economics, Vol. 2*, Amsterdam: Elsevier, 849-919.
- Mouw, Ted, 2006, "Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research," *Annual Review of Sociology*, 32: 79-102.
- 麦山亮太, 2016a, 「企業間移動がその後の賃金に与える持続的影響：無業経由の有無と男女の違いに着目して」東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンター編『2015年度課題公募型二次分析研究会パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究研究成果報告書』, 41-57.
- , 2016b, 「結婚は職業キャリアにいかなる影響を与えるのか？：無業・管理職への移動に関する男女比較分析」『家族社会学研究』28(2): 122-35.
- , 2018a, 「無業経験を通じた格差の生成：所得・賃金への持続的効果に着目して」東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンター編『2016年度課題公募型二次分析研究会就労・家族・意識の変化に関する研究研究成果報告書』, 1-17.
- , 2018b, 「職業経歴の影響にみる高齢層の経済格差：所得と資産の規定要因に関する男女比較から」阪口祐介編『2015年SSM調査シリーズ6労働市場1』2015年SSM調査研究会, 1-27.
- 村尾祐美子, 2003, 『労働市場とジェンダー：雇用労働における男女不公平の解消に向けて』東洋館出版社.
- 長松奈美江, 2018a, 「脱工業化の時代における雇用構造：サービス労働者の『仕事の質』に注目して」阪口祐介編『2015年SSM調査シリーズ6労働市場1』2015年SSM調査研究会, 217-38.
- , 2018b, 「階級・階層研究における多様な職業的地位尺度の比較分析」『日本労働研究雑誌』697: 18-28.
- 中井美樹・赤地麻由子, 2000, 「市場参加/社会参加：キャリア・パターンの多様性とその背景」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, 111-31.
- 中井美樹, 2009, 「就業機会、職場権限へのアクセスとジェンダー：ライフコースパースペクティブによる職業キャリアの分析」『社会学評論』59(4): 699-715.
- 中尾啓子, 2002, 「地位達成過程における転職：JGSS-2000調査データを用いての検討」『JGSSで見た日本人の意識と行動：日本版 General Social Surveys 研究論文集』1: 1-16.
- Nakazawa, Wataru, 2008, "Has the Youth Labor Market in Japan Changed? An Event History Analysis Approach," *International Journal of Japanese Sociology*, 17(1): 129-46.
- 中澤渉, 2011, 「分断化される若年労働市場」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, 51-64.
- Neuhaus, John M., John D. Kalbfleisch, & Walter W. Hauck, 1991, "A Comparison of Cluster-Specific and Population-Averaged Approaches for Analyzing Correlated Binary Data," *International Statistical Review*, 59(1): 25-35.
- Neumark, David ed., 2001, *On the Job: Is Long-Term Employment a Thing of the Past?*, Russell

- Sage Foundation.
- 西村純子, 2014, 『子育てと仕事の社会学: 女性の働きかたは変わったか』弘文堂.
- 西澤和也, 2016, 『昇進構造からみた雇用者内格差に関する実証研究』2016年度東京大学大学院人文社会科学系研究科修士学位論文.
- 尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析: 二重構造論の日本的展開』東洋経済新報社.
- Oesch, Daniel & Jorge Rodríguez Menés, 2011, “Upgrading or Polarization? Occupational Change in Britain, Germany, Spain and Switzerland, 1990–2008,” *Socio-Economic Review*, 9(3): 503–31.
- 小川和孝, 2013, 「過去の離職経験が自発的・非自発的離職へ与える影響と経済不況後のその変化」『年報社会学論集』26: 39–50.
- 大橋勇雄・中村二郎, 2002, 「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社, 145–73.
- 太田聰一・玄田有史・近藤絢子, 2007, 「溶けない氷河: 世代効果の展望」『日本労働研究雑誌』569: 4–16.
- 大井方子, 2005, 「数字で見る管理職像の変化: 人数, 昇進速度, 一般職との相対賃金」『日本労働研究雑誌』545: 4–17.
- 尾嶋史章, 1994, 「労働市場における二重構造性の再検討: SSM 職歴データによる企業間移動の分析」『経営経済』大阪経済大学中小企業・経営研究所, 30: 39–54.
- 大久保幸夫編, 2006, 『正社員時代の終焉: 多様な働き手のマネジメント手法を求めて』日経 BP 社.
- Ono, Hiroshi, 2010, “Lifetime Employment in Japan: Concepts and Measurements,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1): 1–27.
- 小野旭, 1989, 『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社.
- O’Rand, Angela M, 1996, “The Precious and the Precocious: Understanding Cumulative Disadvantage and Cumulative Advantage over the Life Course,” *Gerontologist*, 36(2): 230–8.
- 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働: 日米の比較研究』日本経済評論社.
- 大沢真理, 1993, 『企業中心社会を超えて: 現代日本を〈ジェンダー〉で読む』時事通信社.
- 大湾秀雄・佐藤香織, 2017, 「日本的人事の変容と内部労働市場」川口大司編『日本の労働市場: 経済学者の視点』有斐閣, 20–49.
- Park, Hyunjoon & Gary D. Sandefur, 2003, “Racial/Ethnic Differences in Voluntary and Involuntary Job Mobility among Young Men,” *Social Science Research*, 32(3): 347–75.
- Pedulla, David S., 2016, “Penalized or Protected? Gender and the Consequences of Nonstandard and Mismatched Employment Histories,” *American Sociological Review*, 81(2): 262–89.
- Rabe-Hesketh, Sophia & Anders Skrondal, 2012, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume II: Categorical Responses, Counts, and Survival*, Stata Press.
- 労働政策研究・研修機構, 2011, 「非正規雇用に関する調査研究報告書: 非正規雇用の動向と均衡処遇、正社員転換を中心として」『労働政策研究報告書』.
- , 2012, 「高年齢者の継続雇用等, 就業実態に関する調査」『JILPT 調査シリーズ』94.
- , 2016, 「マクロの労働移動, 転職市場の実態: 既存統計とヒアリング調査より」『JILPT 資料シリーズ』168.
- Rosenbaum, James E., 1984, *Career Mobility in a Corporate Hierarchy*, Academic Press.
- Rosenbaum, James E. & Takehiko Kariya, 1989, “From High School to Work: Market and Institutional Mechanisms in Japan,” *American Journal of Sociology*, 94(6): 1334–65.
- Rosenfeld, Rachel A., 1983, “Sex Segregation and Sectors: An Analysis of Gender Differences in Returns from Employer Changes,” *American Sociological Review*, 48(5): 637–55.
- , 1992, “Job Mobility and Career Processes,” *Annual Review of Sociology*, 18: 39–61.
- Ruhm, Christopher J., 1987, “The Economic Consequences of Labor Mobility,” *Industrial and Labor Relations Review*, 41(1): 30–42.
- , 1991, “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?,” *American Economic Review*, 81(1): 319–24.

- Ryan, Paul, 2001, "The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective," *Journal of Economic Literature*, 39: 34–92.
- Ryder, Norman B., 1965, "The Cohort as a Concept in the Study of Social Change," *American Sociological Review*, 30(6): 843–61.
- Sacchi, Stefan, Irene Kriesi, & Marlis Buchmann, 2016, "Occupational Mobility Chains and the Role of Job Opportunities for Upward, Lateral and Downward Mobility in Switzerland," *Research in Social Stratification and Mobility*, 44: 10–21.
- 阪口祐介, 2011, 「失業リスクの趨勢分析：非正規雇用拡大の影響と規定構造の変化に注目して」『ソシオロジ』55(3): 3–18.
- Sakamoto, Arthur & Daniel A. Powers, 1995, "Education and the Dual Labor Market for Japanese Men," *American Sociological Review*, 60(2): 222–46.
- Sandefur, Gary D., 1981, "Organizational Boundaries and Upward Job Shifts," *Social Science Research*, 10(1): 67–82.
- 佐藤香織, 2018, 「企業内労働市場における転職と昇進の関係」『日本労働研究雑誌』695: 80–97.
- 佐藤香, 2011, 「学校から職業への移行とライフチャンス」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, 65–79.
- 佐藤嘉倫, 1988, 「管理職参入メカニズムのコーホート分析」盛山和夫編『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書第 1 巻社会階層の構造と過程』1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会, 365–81.
- , 1998, 「地位達成過程と社会構造：制度的連結理論の批判的再検討」『日本労働研究雑誌』457: 27–40.
- , 2008, 「格差社会論と社会階層論：格差社会論からの挑戦に答えて」『経済理論』44(4): 20–8.
- , 2009, 「現代日本の階層構造の流動性と格差」『社会学評論』59(4): 632–47.
- 佐藤嘉倫・林雄亮, 2011, 「現代日本の格差の諸相：転職とワーキングプアの問題を中心に」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, 3–18.
- Schmelzer, Paul, 2012, "The Consequences of job mobility for future earnings in early working life in Germany - Placing indirect and direct job mobility into institutional context," *European Sociological Review*, 28(1): 82–95.
- Schmelzer, Paul & Alberto Veira-Ramos, 2016, "Varieties of Wage Mobility in Early Career in Europe," *European Sociological Review*, 32(2): 175–88.
- Schulz, Wiebke & Ineke Maas, 2012, "Studying Career Success—The Role of Resources and Norms for Occupational Status Attainment in the Netherlands, 1865–1940," *European Sociological Review*, 28(2): 220–40.
- 清家篤, 2001, 「年齢差別禁止の経済分析：高齢化社会の人的資源活用に与える定年と求人の年齢制限の影響」『日本労働研究雑誌』487: 44–56.
- 盛山和夫, 1994, 「階層研究における『女性』問題」『理論と方法』9(2): 109–26.
- , 1997, 「階層研究と計量社会学」『行動計量学』24(1): 1–10.
- 盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫・中村隆, 1990, 「職歴移動の構造：労働市場の構造とキャリア・パターン」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.
- 仙田幸子, 2002, 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係：職種と出生コーホートを手がかりにして」『人口問題研究』58(2): 2–21.
- Sewell, William H. & Robert M. Hauser, 1975, *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*, New York: Academic Press.
- Shaw, Kathryn L, 1984, "A Formulation of the Earnings Function Using the Concept of Occupational Investment," *The Journal of Human Resources*, 19: 319–40.
- 四方理人, 2011, 「非正規雇用は「行き止まり」か？：労働市場の規制と正規雇用への移行」『日本労働研究雑誌』688: 88–102.
- 新谷由里子, 1998, 「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因：1980 年代以降の出生行動の変化との関連より」『人口問題研究』54(4): 46–62.
- 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.
- Shirahase, Sawako & Hiroshi Ishida, 1994, "Gender Inequality in the Japanese Occupational Structure," *International Journal of Comparative Sociology*, 35(3-4): 188-206.
- Singer, Judith D. & John B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press. (= 2014, 菅原ますみ訳『縦断データの分析II: イベント生起のモデリング』朝倉書店.)
- Sørensen, Aage B., 1975, "The Structure of Intragenerational Mobility," *American Sociological Review*, 40(4): 456.
- , 1977, "The Structure of Inequality and the Process of Attainment," *American Sociological Review*, 42(6): 965-78.
- , 1983, "Processes of Allocation to Open and Closed Positions in Social-structure," *Zeitschrift für Soziologie*, 12(3): 203-24.
- , 1986, "Theory and Methodology in Social Stratification," Ulf Himmelstrand ed., *Sociology, from Crisis to Science? 1. The Sociology of Structure and Action*, London: Sage, 69-95.
- Sørensen, Aage B. & Arne L. Kalleberg, 1981, "An Outline of a Theory of the Matching of Persons to Jobs," Ivar Berg ed., *Sociological Perspectives on Labor Markets*, London: Academic Press, 49-74.
- Sørensen, Aage B. & Nancy Brandon Tuma, 1981, "Labor Market Structures and Job Mobility," *Research in Social Stratification and Mobility*, 1: 67-94.
- Sørensen, Annemette, 1994, "Women, Family, and Class," *Annual Review of Sociology*, 20: 27-47.
- Spence, Michael, 1973, "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355-74.
- Spilerman, Seymour, 1977, "Careers, Labor Market Structure, and Socioeconomic Achievement," *American Journal of Sociology*, 83(3): 551-93.
- Steijn, Bram, Ariana Need, & Maurice Gesthuizen, 2006, "Well Begun, Half Done? Long-term Effects of Labour Market Entry in the Netherlands, 1950-2000," *Work, Employment and Society*, 20(3): 453-72.
- Stevens, Ann Huff, 1997, "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, 15(1): 165-88.
- Stewman, Shelby & Suresh L. Konda, 1983, "Careers and Organizational Labor Markets: Demographic Models of Organizational Behavior," *American Journal of Sociology*, 88(4): 637-85.
- Stolzenberg, Ross M., 1978, "Bringing the Boss Back In : Employer Size, Employee Schooling, and Socioeconomic Achievement," *American Sociological Review*, 43(6): 813-28.
- 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.
- 鈴木恭子, 2018, 「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響: Finite Mixture Modelを用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』698: 73-89.
- 高橋和子, 2018, 「SSM調査における管理的職業に関する一考察」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, 41-69.
- Takenoshita, Hirohisa, 2008, "Voluntary and Involuntary Job Mobility in Japan: Resource, Reward and Labor Market Structure," *Sociological Theory and Methods*, 23(2): 85-104.
- 竹ノ下弘久, 2018, 「管理職への到達をめぐる不平等: 世代間移動と職業キャリアの視点から」『日本労働研究雑誌』690: 18-30.
- 竹内洋, 2016, 『日本のメリトクラシー: 構造と心性 [増補版]』東京大学出版会.
- 太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学: 階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.
- , 2014, 「正規/非正規雇用の賃金格差要因: 日・韓・台の比較から」落合恵美子編『親密圏と公共圏の再編成: アジア近代からの問い』京都大学学術出版会, 155-75.
- Teachman, Jay, 2011, "Modeling repeatable events using discrete-time data: Predicting marital dissolution," *Journal of Marriage and Family*, 73(3): 525-40.
- Teachman, Jay D. & Mark D. Hayward, 1993, "Interpreting Hazard Rate Models," *Sociological*

- Methods & Research*, 21(3): 340–71.
- Thurow, Lester C., 1975, *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*, Basic Books. (= 1984, 小池和男・脇坂明訳『不平等を生み出すもの』同文館.)
- Topel, Robert H. & Michael P. Ward, 1992, “Job Mobility and the Careers of Young Men,” *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 439–79.
- 豊永耕平, 2018a, 「学歴がキャリアにもたらす影響は変わったか? : 初職・離職・管理職移行に対する学歴効果の趨勢分析」中澤渉編『2015年SSM調査シリーズ5教育2』2015年SSM調査研究会, 191–218.
- , 2018b, 「高学歴化・経済変動と学歴: 上層ホワイトカラー入職に対する学歴効果の変容」『教育社会学研究』103(印刷中).
- Treiman, Donald J., 1977, *Occupational Prestige in Comparative Perspective*, New York: Academic Press.
- 粒来香・林拓也, 2000, 「地域移動から見た就学・就職行動」近藤博之編『日本の階層システム3戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 57–76.
- Tuma, Nancy Brandon, 1976, “Rewards, Resources, and the Rate of Mobility: A Nonstationary Multivariate Stochastic Model,” *American Sociological Review*, 41(2): 338–60.
- 氏原正治郎, 1966, 『日本労働問題研究』東京大学出版会.
- Vaisey, Stephen & Andrew Miles, 2017, “What You Can—and Can’t—Do with Three-Wave Panel Data,” *Sociological Methods & Research*, 46(1): 44–67.
- 渡辺深, 2014, 『転職の社会学: 人と仕事のソーシャル・ネットワーク』ミネルヴァ書房.
- 渡邊勉, 2011, 「職歴からみる雇用の流動化と固定化: 職業経歴の多様性」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2階層と移動の構造』東京大学出版会, 173–87.
- , 2018, 「近現代日本の職業経歴の時代的变化」阪口祐介編『2015年SSM調査シリーズ6労働市場1』2015年SSM調査研究会, 279–335.
- 渡辺勉・佐藤嘉倫, 1999, 「職歴にみる戦後日本の労働市場」『社会学評論』50(2): 197–215.
- Weber, Max, 1978, *Economy and Society: An Outline of Interpretive Sociology*, Berkeley: University of California Press.
- Western, Bruce, Deirdre Bloome, Benjamin Sosnaud, & Laura Tach, 2012, “Economic Insecurity and Social Stratification,” *Annual Review of Sociology*, 38(1): 341–59.
- White, Harrison C., 1970, *Chains of Opportunity: System Models of Mobility in Organizations*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Wolbers, Maarten H. J., Ruud Luijkx, & Wout Ultee, 2011, “Educational Attainment, Occupational Achievements, Career Peak: The Netherlands in the Second Part of the Twentieth Century,” *European Societies*, 13(3): 425–50.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd Edition*, The MIT Press.
- 山口一男, 2014, 「ホワイトカラー正社員の管理職割合の男女格差の決定要因」『日本労働研究雑誌』648: 17–32.
- , 2017, 『働き方の男女不平等: 理論と実証分析』日本経済新聞出版社.
- 大和礼子, 2011, 「女性のM字型ライフコースの日韓比較」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, 161–75.
- 保田時男, 2008, 「SSM職歴データを分析するための基礎的な方法論」前田忠彦編『2005年SSM調査シリーズ12: 社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』2005年SSM調査研究会, 1–20.
- 吉田崇, 2004, 「M字曲線が底上げた本当の意味: 女性の『社会進出』再考」『家族社会学研究』16(1): 61–70.
- , 2011, 「初期キャリアの流動化と所得への影響」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, 19–34.
- 吉本圭一, 1996, 「戦後高等教育の大衆化過程」天野郁夫・吉本圭一編『学習社会におけるマス高等教育の構造と機能に関する研究』放送教育開発センター, 23–36.

- Yu, Wei-hsin, 2010, "Enduring an Economic Crisis: The Effect of Macroeconomic Shocks on Intragenerational Mobility in Japan," *Social Science Research*, 39(6): 1088–107.
- , 2012, "Better Off Jobless? Scarring Effects of Contingent Employment in Japan," *Social Forces*, 90(3): 735–68.
- Yu, Wei-hsin & Chi-Tsun Chiu, 2014, "Off to a Good Start: A Comparative Study of Changes in Men's First Job Prospects in East Asia," *Research in Social Stratification and Mobility*, 37: 3–22.
- 勇上和史, 2001, 「転職時の技能評価：過去の実務経験と転職後の賃金」猪木武徳・連合総合生活開発研究所編『「転職」の経済学：適職選択と人材育成』東洋経済新報社, 93–113.
- , 2011, 「転職：日本における適職選択行動」三谷直樹編『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房, 171–94.

論文の内容の要旨

階層構造は社会の不平等を生む基層的なメカニズムである。社会階層研究において階層構造は人びとの地位間の移動である社会移動を通じて捉えられてきた。とりわけ社会移動に関する情報を含む職業経歴（キャリア）は階層生成過程を明らかにするうえで重要な題材である。ここで職業経歴の形成を水路づける要因が労働市場である。労働市場に存在する障壁は個人のキャリア形成を制約し水路づける。そうした障壁として重要なのが企業であり、企業を越える移動である転職を経験することがキャリアを通じた地位獲得に対していかなる影響をおよぼしているのかを明らかにすることを通して、労働市場が職業経歴の形成を水路づける様相を捉えることができる。

本研究は転職経験がキャリアをいかに変化させるのかを問うにあたって日本の労働市場に着目する。日本の労働市場の特徴は、長期雇用を前提とする強固な内部労働市場と、そこへの採用を新規学卒時点に集中させるという雇用慣行にある。既存研究は地位獲得過程を検討するにあたり、内部労働市場を中心に議論してきた。一方で、外部労働市場を通じた地位獲得のプロセスは等閑視されてきた。さらに時間的視野を広げれば、日本の労働市場をめぐむ状況は大きく変化している。こうした背景のもとで、転職によって個人のキャリアはいかに変化するのか、また転職を通じてより良いキャリアへと転じる機会は増えているのか。これらは階層構造の生成過程を解明し、さらに労働市場の変化がその過程を変えるのかを明らかにするうえで重要な論点である。

そこで本研究は、転職を経験することがその後のキャリアにおける地位獲得に対していかなる帰結をもたらすのかを、日本の労働市場の長期的な変化を考慮に入れながら明らかにする。これを通じて、転職によって得られる機会の構造を明らかにし、ひいては労働市場が階層構造の生成に対していかに寄与しているのかを解明することが本研究の目的である。以上の問題意識が第1章「問題の所在」で述べられる。

第2章「分析枠組みと方法」では、より直接的に転職とキャリアとの関係を扱った先行研究を参照しながら、本研究の依拠する分析枠組みを提示する。従来の研究では転職を通じた地位獲得の機会については限定的にしか明らかにされておらず、またその射程も不十分な範囲に留まっていた。対して本研究は、時間の情報を捨象した分析や短期的な影響の分析にとどまらず、転職経験の影響を長期的な視点から捉える。さらに本研究での特徴である、キャリアを複数の指標を用いて捉えること、時代・コーホートといったマクロな社会変化、ミクロな部分では社会人口学的な属性や転職の内実を考慮に入れることとその意義を確認した。以上を踏まえ、本研究で用いる調査データである社会階層と社会移動調査（SSM 調査）および東大社研・若年壮年パネル調査のもつ特徴について述べた。

具体的な分析は第3-7章で展開される。第3章「転職からみた職業キャリアとその趨勢」

では 1956–2005 年の 50 年間に労働市場に新規参入した者を対象として、彼（女）らがどのような職業キャリアを歩んできたのか、さらにその途上でいつ、なぜ転職し、どの程度の者が転職を経験するのか、そして転職を経験した者はいかなる職業に就くのかを検討し、次章以降のさらなる分析の準備をした。被雇用者のキャリアをみた場合、男性の職業キャリアは年齢が高くなるほど管理職に就く者が増えるという職業のアップグレードを特徴とする一方で、女性の職業キャリアは年齢が高くなっても管理職に就く者が増えることはほとんどなく、むしろ半非熟練マニュアル職やサービス職の比率が増加するというダウングレードを特徴とする。転職の特徴をみてみると、男性では転職の発生は若い時期に集中する一方で、女性は家庭の理由による離職が多いことを反映し、転職入職のタイミングは 20 代から 40 代まで広くばらつき、より頻繁に転職が起こる。フローにおける男女差を反映して、女性では 50 歳までに約 90% が転職を経験する。とはいえ男性も 30 代半ばまでには約 50% が一度は転職を経験するに至る。さらに転職を経験した場合にどのような職業に就くのかを分析し、転職を経験した男性は半非熟練マニュアル職に、女性はサービス職や半非熟練マニュアル職に就きやすくなり、年齢が高くなるほどその傾向は顕著になるという結果を得た。以上の傾向はコーホート間でほとんど変化していなかった。

第 4 章「転職経験が企業内／企業外での管理職獲得に与える影響」では、男性を対象に、職業階層のなかでも高い地位にあり、かつキャリアの途上で参入するという特徴を有する管理職獲得に着目して、転職経験がキャリアに与える影響を明らかにした。管理職の地位へとアクセスするための経路は、企業の内部労働市場と、その外に広がる外部労働市場に開かれている。以上 2 つの異なる経路を区別した結果、転職経験は一様に管理職獲得に対して不利に働くわけではないことを示した。他の条件を一定としたうえで、転職を経験した者は企業外移動を通じて管理職を得る機会が非転職経験者（初職を継続する者）よりも大きい。しかし、管理職を得る機会のほとんどは 30 代半ばから 50 歳ころにかけての企業内の移動すなわち昇進に偏っている。ここでは転職を経験した者、とくに高い年齢で転職入職した者はその機会を享受できず、結果、転職を経験したことが管理職到達にあたる不利は 30 代後半以降、高い年齢になるにつれて顕在化していく。以上の転職経験の効果はコーホートによって変わらず、転職を通じて高い地位を得る機会は一貫して限定的であった。

第 5 章「雇用形態の移動にみる転職経験の長期的帰結」では、近年非正規雇用が急速に増加するなかで、転職が正規雇用へと転ずる機会となっているのかを、短期的のみならず長期的なキャリアに焦点を当てて検討した。1985–2014 年の労働市場を対象とした分析の結果、男性においては転職の前後で正規雇用から非正規雇用へ移動する者と非正規雇用から正規雇用へ移動する者の数は多少の時代による違いはあるがほぼ均衡していた。女性では転職によって非正規雇用へ移動する者が正規雇用へ移動する者を超過しており、転職は非正規雇用への流入の契機であった。本章での主要な発見は、転職を経て正規雇用になったとしてもその地位は安定的ではないということにある。転職を経験した場合には正規雇用から非正規雇用への移動率が相対的に高く、その地位は安定的でない。転職によって得られる正規雇用は同じ正規雇用のなかでもそこからの下降移動が起こりやすい不安定なものに偏っている。またここで年齢の影響は特に強く、男性は 30 歳ころを境に転職時の年齢が高くなる

ほど転職によって正規雇用に移動しにくくなるのみならず、転職を経て得た正規雇用から非正規雇用への移動も起こりやすくなり、正規雇用自体の持続性が低くなる。女性でも同様に転職時の年齢が高いほど、転職を経て得た正規雇用の持続性は低い。

第6章「転職経験と離職率の関連とそのメカニズムの検証」では、転職によってどのような地位に就くのかだけでなく、転職によって参入した企業に定着できるのか、それともさらに離職を繰り返すのかという雇用の安定性の側面から転職経験がその後の職業経歴におよぼす影響を検討した。繰り返し離職が起こることの原因としては、もともと離職しやすい個人が存在するというメカニズムと、転職を経験したことで安定的な仕事を得られず、結果として離職率が上昇するというメカニズムの両方があった。とくに転職を経験したことがその後の離職率を上昇させる（女性については家庭の理由を除く離職率を上昇させる）という状態依存性は重要である。転職によって安定的な雇用を享受できる機会が労働市場の参入時点で決まっているというだけでなく、その安定性の格差がキャリアの過程で増幅されるということだからである。なおこの状態依存性は男性ではコーホート間で安定していたが、近年のコーホートの女性においてやや弱まる傾向がみられた。

第7章「賃金への長期的影響にみる転職の効果」では、転職がいかにキャリアを変化させ報酬へと反映しているのかを捉えるために、賃金への長期的な影響について分析した。2000年代末から2010年代後半にかけて転職を経験した若年壮年被雇用者は、転職直後に賃金が低下するのみならず、その後の賃金上昇も抑えられ、転職を経験することの不利は中長期的にみてより顕在化する。とはいえ賃金変化のパターンは転職に際してどのような地位の変化を経たのかによって異なり、職業を変えた場合には賃金水準が低下する。さらに非正規雇用へと移動した場合には、その後の賃金上昇が抑制され、正規雇用内を移動した場合と比べると両者の格差は中長期的に拡大していく。男女を比較すると、男性では正規雇用内かつ同一職業内を移動したとしても賃金水準の低下がみられ企業特殊の人的資本の影響力の強さが現れていたが、企業特殊の人的資本の蓄積が難しいとされる女性では、転職に際して賃金低下は相対的に小さい。

結論部にあたる第8章「職業経歴からみる階層生成過程」では分析で得られた結果をまとめようとして、日本の労働市場における転職の意味、さらに社会階層研究に対する本研究の理論的貢献について議論した。複数の側面から転職を通じたキャリア形成の機会とその変化について実証分析を重ねた結果をまとめれば、日本の労働市場において転職を通じたキャリア形成の機会は全体としては限定的であり、その構造は大きく変化していない。内部労働市場に特化した地位配分の構造が、転職を通じてよりよいキャリアへと転ずることを難しくしており、その結果、頻繁に転職を余儀なくされる女性、高い年齢で転職を余儀なくされた者に対して不利にはたらく。階層研究への含意としては、転職が周辺的な労働市場の者に集中しているのみならず、その後の地位の下降や雇用の不安定化、賃金の低下をもたらすことによって、それ以前のキャリアにおける格差をさらに拡大する契機となっている。転職を通じたキャリア形成の機会が限定され続けているという結果は、労働市場の変化に対して階層生成過程を左右する構造は相対的に安定していることを示している。