

2021 年度 卒業論文

非正規雇用への入職に関する出身階層間格差の分析
－職歴データを活用した計量的アプローチ－

慶應義塾大学 環境情報学部 環境情報学科

那須 蘭太郎 (71846059)

【研究要旨】

本研究では、非正規雇用への入職に対して、出身階層の違いがどのような影響を与えるのか、という点を明らかにした。分析には、SSM 調査、JGSS 調査データを使用し、分析のモデルには、二項ロジットモデルと離散時間ロジットモデルを使用した。分析にあたっては、既存研究での限界点を踏まえ、初職非正規雇用以降の職歴内での全ての非正規雇用入職イベントを対象とした。つまり、初職入職以降の非正規雇用への入職傾向を、個人のライフコースに即して連続的に分析をしたわけである。

まず第 1 章において、これまで社会階層研究の領域で行われてきた非正規雇用への入職に関する既存研究をレビューした。それらの既存研究においては、初職非正規雇用への出身階層間格差に関して大きく一致した結論が得られていないと言えよう。一方で、初職から現職に至るまでの過程では、初職として非正規雇用を経験した者がその後の職歴で正規雇用へ移行することの難しさが多くの既存研究で指摘されていた。

次に、第 2 章において、社会階層研究における”到達階層”の定義上の困難に触れた上で、それを解決しうる本研究の構成面での説明を行った。本研究では、初職入職までに働く要因と、初職以降に働く要因を峻別し、特に後者に関しては、職歴データ全体を扱った分析を行うという点に特徴がある。

第 3 章においては、初職非正規雇用入職に、出身階層の違いが与える影響に関して二項ロジットモデルを使用した計量的分析を行った。その結果、中小企業経営者・自営業者の出身階層で、非正規雇用への入職に関して他の出身階層とは異なる傾向が見られた。男性においては、1992 年以前では、それらの出身階層で非正規雇用へ入職しやすかった一方、1993 年以降にはむしろ非正規雇用へ入職しづらいという点が明らかとなった。女性に関しては、男性とは逆に、中小企業経営者・自営業者の出身階層では 1993 年以降非正規雇用への入職リスクが高いことが確認されている。また、女性の無職・父不在・非正規である出身階層では、1993 年以降、非正規雇用への入職の高リスク化が確認され、社会的に不利な状況に置かれた人々が初職非正規雇用に組み込まれている可能性が示唆された。

第 4 章においては、初職以降の職歴段階における非正規雇用への入職傾向に関して、離散時間ロジットモデルを使用したイベントヒストリー分析を行った。結果としては、男性における無職・父不在・非正規の出身階層での景気要因の影響の受けやすさが確認された一方、女性では出身階層による影響は確認されなかった。また、男性においてはやはり初職が非正規雇用であることがその後の非正規雇用入職を強く規定しており、先行研究を支持する形となった。

以上の分析から、本研究では、初職非正規雇用を経由する形で出身階層の影響がその後の職歴過程でも継承されていく様子を描き出した。そして近年は特に景気的な要因に大きく影響され、非正規雇用入職リスクは高くなっている。非正規雇用とそれ以外の地位の流動化、もしくは待遇の均一化が求められよう。

<キーワード：非正規雇用，社会階層，職歴，離散時間ロジット分析>

The Analysis of the Differences in Entry into Non-Regular Employment
between Social Group of Origin
-A Quantitative Approach Using Work History Data-

【Abstract】

In this paper, the effect of social class origin on the entry into non-regular employment were examined. The data from the SSM(The National Survey of Social Stratification and Social Mobility)and JGSS(Japanese General Social Survey) were used for the analysis, and the binomial logit model and the discrete-time logit model were used for the analysis. Based on the limitations of previous research, all non-regular employees who entered non-regular employment after their first job were included in this analysis. In other words, the tendency of individuals to enter non-regular employment after their first job in a continuous way, in line with their life course were analyzed.

In chapter 1, I reviewed previous research on entry into non-regular employment in the field of social stratification research. It can be said that previous research has not reached any significant conclusions on the differences in entry into non-regular employment. On the other hand, the majority of previous research pointed out the difficulty for those who have experienced non-regular employment as their first job to transfer to regular employment in their subsequent careers.

In chapter 2, I explained the structure of this paper, which can solve the difficulty in defining “Attained Social Class” in the previous researches of social stratification. In this paper, I distinguish the factors that work before the first job from those that work after the first job, and the latter is analyzed using entire work history data.

In chapter 3, this paper conducted a quantitative analysis using a binomial logit model on the effect of social class of origin on entry into non-regular employment in the first job. As a result, I found that the social class of origin of heads of small and medium-sized enterprises and self-employed workers tend to enter non-regular employment, differently from other groups of social class of origin. For men, it was easier to enter non-regular employment before 1992, while it was more difficult to enter non-regular employment after 1993. As for women, I found that, contrary to men, the risk of entering non-regular employment after 1993 is higher for those who have heads of small and medium-sized businesses or self-employed workers’ fathers. This paper also found that women who belong to the social class of origin of unemployed father, fatherless or non-regular employed father have a higher risk of entering non-regular employment after 1993, suggesting that socially disadvantaged groups may be included in the first job non-regular employment.

In chapter 4, this paper conducted an event history analysis using a discrete-time logit model on the tendency to enter non-regular employment at each stage of work history after their first job. The results

showed that the men who belong to the social class of origin of unemployed fathers, fatherless or non-regular employed fathers are more likely to be affected by economic factors. For the women, there was no difference in social class of origin. In addition, for men, the fact that their first job was non-regular employment strongly influenced subsequent entry into non-regular employment, supporting previous research.

This paper shows that the influence of the original social class is inherited in the process of the subsequent employment history via the first non-regular employment. In recent years, the risk of entering non-regular employment has become higher due to economic factors. The elimination of barriers between non-regular employment and regular employment, or the equalization of treatment, would be required.

<Keywords : Non-Regular employment, Social Stratification, Work History, Discrete-Time Logit Analysis >

序章. 非正規雇用をめぐる背景と現状	
1. 非正規雇用をめぐる歴史的背景	6
2. 非正規雇用をめぐる現状	7
第1章. 研究の主題と先行研究の検討	
1. 研究の主題	10
2. 非正規雇用の世代間移動に関する先行研究の比較検討	10
3. 非正規雇用の世代内移動に関する先行研究の比較検討	12
4. 本研究における非正規雇用の定義	13
第2章. 分析の枠組み	
1. “到達階層”に関する検討	14
2. 分析枠組みの提示	14
第3章. 初職非正規雇用への就業行動の社会階層分析	
1. 非正規雇用の世代間移動に関する仮説	16
2. 分析対象のデータと分析方法	17
3. 変数	19
4. 分析結果	21
5. 結論と考察	28
第4章. 職歴内での非正規雇用への就業行動の社会階層分析	
1. 非正規雇用の世代内移動に関する仮説	31
2. 分析対象のデータ	31
3. 分析のモデルと変数	33
4. 分析結果	35
5. 結論と考察	46
終章. まとめ	
1. 研究の結果と考察	48
2. 研究の限界	49
参考文献.	50
付記.	52
謝辞.	52
Appendix	53

序章：非正規雇用をめぐる背景と現状

本論文では、日本における、非正規雇用就業の社会階層間格差に関して、世代間階層移動・世代内階層移動の両者について、計量的分析を行う。それにより、非正規雇用へ入職しやすい出身階層はどのような層であるのか、また、その傾向は時代的にどのように変化しているのかということ を明らかにする。また、社会階層と学歴、労働市場の動向との関連も考察する。近年拡大している非正規雇用への就業行動に関して、社会階層研究の文脈においてその特質を考察し、ひいては政策的示唆につながることを目的としている。

非正規雇用の社会階層間格差を検討するにあたっては、非正規雇用という雇用形態が、現代日本においてどのような社会的側面を持ち、問題となっているのか、そしてその様相は歴史的にどのように変遷してきたのかという点を明らかにすることが必要である。そこで序章ではまず、第1節において、日本における不安定就労の歴史的な変化を振り返る。そして、現代の非正規雇用へとつながる歴史的な側面に着目した、労働市場における非正規雇用の状況に関する検討を行う。その後、第2節において、近年の日本における非正規雇用の拡大を、労働力調査のデータから提示し、問題の量的重要性を指摘する。その上で、日本国内における非正規労働者が直面している問題や、それに関する各研究領域における既存研究をレビューし、本論文において非正規雇用に着目する意義と、その必要性を提示する。

0.1. 非正規雇用をめぐる歴史的背景

それではまず、日本における非正規雇用¹をめぐる歴史的変遷に関して、詳しく確認していくこととする。日本社会における労働形態としての不安定就労の起源は戦後まもない時期にまで遡る。戦前から存在していた「臨時工」は、現在の非正規雇用の前身とも言えるような雇用形態である。高度経済成長以前の不安定就労に関しては、直用非正規にあたる臨時工、派遣・請負労働者にあたる社外工、主に東京の山谷や大阪の釜ヶ崎などに集住し、極めて短期の就労を繰り返していた日雇労働者、その他出稼ぎ労働者などに区分される(濱口 2019)。これらの不安定就労は、労働需要・供給の波に対応し、足りない養成工²を補う形で充てられた(濱口 2019)。経済的変動から、社内の常時雇用者を守る形で機能していたと言えよう。戦後～高度経済成長以前の時期においてすでに、「インフォーマル・セクター」である不安定就労が、失業の潜在化として扱われ、問題視されてきた(失業対策審議会編 1955)。

¹ そもそもこの、「非正規雇用」の定義に関しては、就業時間による定義、契約期間による定義、呼称による定義などが存在する。本論文では、のちに詳説するように、調査票に対する本人の回答を使用しているに過ぎないことには注意が必要である。

² 大企業によって雇われた少数の基幹工のこと。1950年代においては、養成工を育成し、優遇していくというシステムが、大企業で定着していた。

これらの戦後まもない時期の不安定就労者に関しては、高度経済成長と、それに伴う日本型雇用システムへの関心の高まりにより、関心自体が希薄化してしまう(濱口 2019)。そんな中、臨時的な側面を継承した不安定就労が登場していった。パートタイマー・派遣労働者・嘱託・契約社員がそれにあたる。そのうち、パートタイマーという名称が日本において初めて使用された1954年当初、パートタイマーは、都市部における主婦や女学生層をターゲットとした労働形態であった³。主に家庭の主婦層によって供給された当時のパートタイマーは、男性中心の労働市場とは一線を画し、家計の補助的な側面が強かったと言えよう。また、その後の1985年に制定された労働者派遣法による派遣労働者の誕生や、嘱託・契約社員の登場は、不安定就労と、同一労働・同一賃金の問題を顕在化させることとなる(濱口 2019)。東京都産業労働局(2002)での調査報告において、アルバイトと正社員との間での職務内容の重なりが指摘されているように、正規労働者と非正規労働者の間で、職務の重なりがありながら、両者には収入・社会保障の側面で非常に大きな格差が存在しており、それが同一労働・同一賃金の問題を提起させた。そして、1990年代後半のいわゆる就職氷河期で正社員になれなかった当時の若者たちが、不安定就労につくようになると、元来、日本型雇用システムの周縁部だけで語られてきた不安定雇用の問題が、同一労働・同一賃金の問題とともに政策的議題として取り上げられ始めた(濱口 2019)。不安定就労は、家計補助的な主婦の職業として拡大したが、それが日本型雇用システムのもとで稼得賃金による生計維持を要求される若年男性にまで拡大した時、政策的な重要問題へと変化したと言えよう。実際、1955年から10年ごとに実施されている社会階層と社会移動全国調査(The National Survey of Social Stratification and Social Mobility, 以下SSM調査)の従業上の地位の質問項目において、初めて「臨時雇用・パート・アルバイト」という項目が設定されたのは1985年のことである⁴。SSM調査の質問項目に関しては、その後も「臨時雇用・パート・アルバイト」に加えて1995年調査には「派遣社員」が、2005年調査には「契約社員・嘱託」が追加された。このように、非正規雇用をはじめとする不安定雇用の様相は、様々に名称と形態を変えてきた。

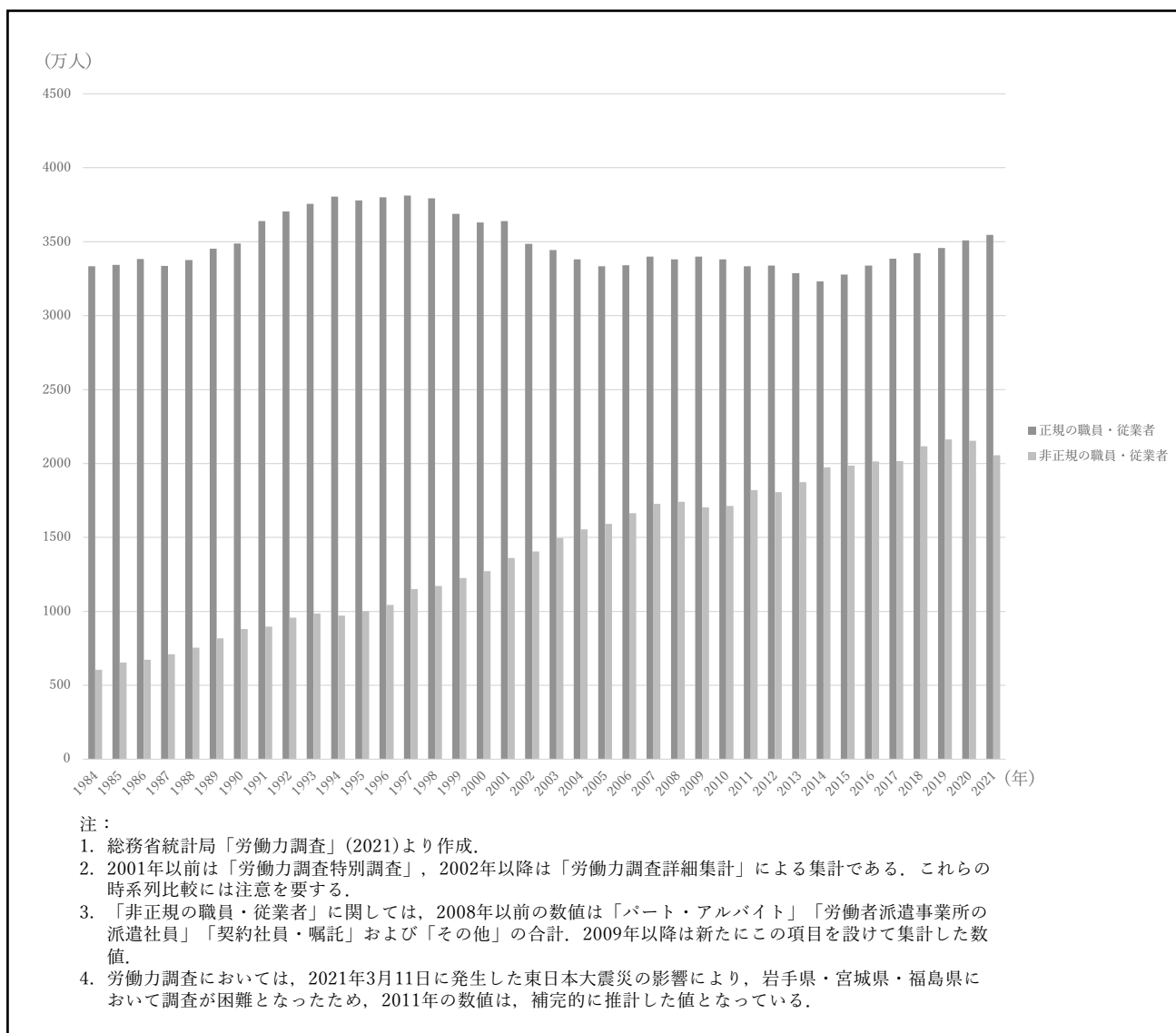
以上のような歴史的な背景からも、非正規雇用に関して分析を行う際には、時代的な変動が大きく、特に新卒労働市場における非正規雇用は景気の影響を受けやすいことを踏まえてはならない。また、男性と女性とでは、非正規雇用の持つ“意味”が異なり、その両者を混同させた分析は避けなくてはならないことが示唆される。以降の章で展開される分析に際しては、時代的な変化に特に注目し、男性と女性を明確に区別して分析を行う。

0.2. 非正規雇用をめぐる現状

近年、就業形態としての非正規雇用は拡大を続けており、2021年の段階では、その規模は約2,000万人を超えるまでに広がっている(図0-1)。全就業者に占める非正規の職員・従業員の割合は、1984年の時点では15.3%にすぎなかったのに対し、2019年には38.5%にまで上昇した。その

³ 1954年9月の大丸東京店における募集広告が先駆であるとされている(朝日新聞 2012)。

⁴ 1985年のSSM調査から、女性も調査対象に含まれるようになった。この年のSSM調査には、男性・女性ともに「臨時雇用・パート・アルバイト」が選択肢として含まれている。



【図 0-1】 非正規・正規の職員・従業員数の 1984 年以降の推移（労働力調査）

後もその割合は 38%前後で推移し、本論文執筆の段階で最新である 2021 年 7～9 月平均のデータでも 36.6%を占めている(総務省統計 2021)。このように、現代日本において、雇用形態としての非正規雇用は拡大を続けており、非正規雇用をめぐる格差を検討することは、その規模の大きさという側面から見ても、非常に重要であると考えられる。非正規雇用への就業問題は、もはや無視できない程度にまで拡大している。

そして、このような背景と規模的な重要性に加え、非正規労働者が直面する困難が、近年の研究において様々に指摘されている。例えば、柴田(2018)では、非正規労働者が置かれている処遇に関して、賃金構造基本統計調査と労働力調査によって検討を行なっている。それによると、非正規雇用と正規雇用の間には、収入の面において非常に大きな隔たりが存在しており、男性非正規労働者の収入は、正規労働者のそれに比べるとおよそ 67%前後の水準である。特にパートタイム・臨時雇用労働者と正規労働者の隔たりが大きく、パートタイム・臨時雇用労働者の半数以上が月収 10

万円未満となっている。その上で、男性非正規労働者の大半が自己の収入によって生活していることを踏まえ、その問題の深刻さを強調している。また、非正規労働者の生活満足に関しては、小林(2006)において、独自の調査データを使用した分析がなされている。そこにおいては、非正規労働者の生活満足度は、正規労働者のそれに比較して低く(正規労働者の半数程度が現在の生活に満足もしくはやや満足しているのに対して、非正規労働者のそれは約3割程度)、収入の低い非正規労働者において生活満足度が低い状況がうかがえる⁵。次に、非正規労働者が抱える自己認識に関しては、永吉(2006)において分析されている。永吉(2006)によると、非正規労働者のうち、不本意に非正規雇用就いている者⁶の自尊感情スコア⁷は、教育年数などの考えられる他要因をコントロールした上でも正規労働者のそれよりも低くなっている。その上で、調査回答者の職業観や将来の見通しに対する回答から、自尊感情スコア低下の要因を、自身の地位への否定的感情によって説明している。さらに、非正規雇用への就業が、ライフコースへ与える問題点としては、橋本(2018)で述べられているような、結婚の困難さが挙げられる。橋本(2018)では、就業構造基本調査の記述的な分析を行い、男性非正規労働者の有配偶率が、25.7%と他の従業上の地位と比較しても極端に低く、家族を形成することの難しさを指摘している。

以上に述べたように、非正規労働者においては、その状況の困難は多岐に渡り、非正規雇用以外の就業形態とは一線を画しているといえる。このような正規雇用との異質性を踏まえると、非正規雇用を検討することは、日本社会における従業上の地位という階層性を描き出す可能性を持っている。この観点において、非正規雇用に着目した分析を行うことの重要性が指摘されうるだろう。

⁵ しかし、小林(2006)においては、対象がフリーターとなっている点には注意が必要である。つまり、非正規労働者のうち、35歳未満の者のみが対象となっている。

⁶ 「不本意に非正規雇用就いている者」とは、永吉(2006)で取られている非正規雇用(フリーター)の類型のうち、「やむを得ず型」に該当する。同様の分類は、日本労働研究機構(2000)が行なったヒアリング調査をもとにした分析においても使用されている。

⁷ 永吉(2006)において、自尊感情スコアは以下の要領によって算出されている。「私は、自分自身を望ましい人間だと思う」「私は、少なくとも他の人々と同じくらい価値のある人間だと思う」「私は、たいていのことなら他の人々と同じくらいできる」の質問3項目の解答に対する因子分析にかけることによって算出している(永吉 2006)。

第1章：研究の主題と先行研究の検討

第1章では、これまでの社会階層研究において、非正規雇用がどのような位置付けをされ、どのように研究されてきたのか、既存研究の検討を行う。このような検討は、第3章以降において非正規雇用への入職現象を社会階層研究の文脈においていかに扱い、分析を行うかという方法的問題に対処するという意義を持つ。また、以降の章で行う分析の際の仮説構築の基盤となる。

本章の第1節においては、本論文で行っていく研究の主題に関して、簡潔に、かつ明示的に提示する。次に、第2節においては、非正規雇用という従業上の地位における世代間階層移動の動向が、これまで社会階層研究の文脈において、いかに分析されてきたのか、既存研究をレビューする。非正規雇用ダミーや、非正規雇用を社会階層分類の1つに含めたものを被説明変数とした回帰分析は多く行われているものの、その既存研究間で一致した結果は得られていないことを明示的に示す。その後、第3節においては、非正規雇用における世代内階層移動の研究において、これまでの既存研究における検討事項・分析の手法とその結果をレビューする。初職が非正規雇用であることは、現職の非正規雇用を強く規定する。換言すれば、初職で非正規雇用に就くと、その後の正規雇用への移動は困難なものとなるのが多くの既存研究で指摘されている。第3節ではそのことを示す。最後に、第4節においては、本研究で定める非正規雇用の定義を述べる。

本章における以上のような検討により、社会階層研究の文脈において、本研究がどのような位置に存在し、意義を持つのかという点を明示的に示すことができよう。

1.1. 研究の主題

本論文では、日本における非正規雇用への入職現象に関して、社会階層研究の観点から分析を行う。より具体的には、どのような出身階層の人々において、非正規雇用へ入職しやすいのか、計量的な分析を行うことによって明らかとする。

1.2. 非正規雇用の世代間移動に関する先行研究の比較検討

これまで国内で行われてきた、非正規雇用への就業行動に関する社会階層研究分野からの先行研究をレビューする。特にこの第2節では、非正規雇用に至りやすい出身階層を分析するような、いわゆる世代間社会移動を検討している研究を焦点に、既存研究のレビューを行っていく。

内藤(2018)では、1995年から2015年までのSSM調査データを使用し、現職非正規雇用到達率の出身階層間格差を検討している。分析には、クロス集計表による分析と、ロジスティック回帰分析による分析を併用している。なお、非正規雇用の階層性という仮定を置くために、対象は50歳以下の男性に限定している。分析の結果、1995年調査時点から2005年調査時点、2005年調査時点か

ら 2015 年調査時点を比較すると、1995 年から 2005 年においては、出身階層に関わらず非正規雇用への到達率が全体的に上昇している一方、2005 年以降のそれは出身階層が比較的低い下層ブルーカラーの出身者において顕著に非正規雇用到達率が上昇していることが明らかとなっている。以上のような分析結果から、非正規雇用とそれ以外という”新しい階層の軸”において格差の再生産が進行していることを結論づけている。

Sakaguchi(2018)では、内藤(2018)で使用されている SSM 調査データに加え、1985 年調査データを使用し、初職非正規雇用への入職に対する、出身階層の影響を検討している。分析には主にロジスティック回帰分析を使用し、分析対象者は 59 歳以下に限定している。分析の結果、1990 年代以降の女性において、学歴による非正規雇用への入職傾向の違いが顕著に表れていることが報告されている。また、男性においては学歴による非正規雇用への入職傾向の時代変化は確認されず、出身階層による格差も明瞭に確認されていないことが明らかとなっている。

この内藤(2018)と、Sakaguchi(2018)は、被説明変数として非正規雇用であるかのダミー変数を設定することによって分析を行なっている点で共通している。一方で、非正規雇用の状態を測定する時点が、現職であるのか(内藤 2018)、あるいは初職、つまり労働市場へのエントリー段階であるのか(Sakaguchi 2018)という点で異なっている。また、分析の比較単位として、内藤(2018)では調査年単位ごとに、Sakaguchi(2018)では、初職入職コーホートごとに比較をしていることも異なっている。

太郎丸(2006)では、独自の調査データに対して、初職非正規雇用ダミーへのロジスティック回帰分析から、どのような出身階層の者が非正規雇用に至りやすいのかということを検討している。分析の結果、出身階層が低いほど非正規雇用に至りやすいことが明らかとなっている。しかし、太郎丸(2006)では、対象をフリーター(15 歳から 34 歳の非正規雇用)に限定しているため、本研究とは若干対象がずれる点には注意が必要である。

析澤(2009)では、初職および現職非正規雇用への入職傾向を、主に居住地という観点からロジスティック回帰分析によって分析を行なっている。その中で、出身階層の影響に関しては、父不在・無職の出身階層における初職非正規雇用への入職のしやすい傾向のみが確認されるだけであり、従来の社会階層研究の文脈における出身階層の影響は確認されていない。

次に、非正規雇用であるか否かを直接的には分析していないものの、従来の社会階層と社会移動の研究の文脈において、非正規雇用(研究によっては非典型雇用等)を社会階層として追加的に設定しているような既存研究を見ていくこととする。

石田(2005)では、2000 年、2001 年、2002 年の日本版総合社会調査(JGSS)データを使用し、出身階層が初職入職にどのような影響を与えているのかを分析した後、初職から現職への移行にどのような関連性があるのかという点を分析している。その際に、非正規雇用⁸に従事している者を独立した階層として扱い、分析を行なっている。ロジスティック回帰分析の結果としては、労働市場に参入する初職段階において、学歴を経由した出身階層の影響が確認されている。父親の職業が男性ホワイトカラーである出身階層の者は、高い学歴にアクセスできる機会が多く、その結果、比較的恵まれた階層に参入する傾向にある。しかし、非正規雇用への入職のみに着目すると、父親の職業によって測定される出身階層の影響は確認できないことが報告されている。

平尾・太郎丸(2011)においては、JGSS 調査データのうち、2000 年、2001 年、2002 年、2003 年、

⁸ 石田(2005)では「非典型雇用」としている

2005年、2006年のものと、SSM2005年調査を使用して、非正規雇用が、世代間社会階層移動においてどのような位置付けにあるのかという点を分析している。その際、他の既存研究とは異なり、非正規雇用内での多様性を認めている。その非正規雇用内での多様性に関して詳しく述べると、平尾・太郎丸(2011)では、非正規雇用をさらに非正規専門、非正規ホワイトカラー、非正規ブルーカラーに分類しているわけである。なお、平尾・太郎丸(2011)では、RC(II)モデルによる探索的な分析を行なっている。その結果、男性非正規雇用は、社会移動という観点から見た時、その内部での多様性が大きく、非正規雇用への到達者の出身階層が必ずしも低いことは確認されていない。その一方で、非正規雇用の出身階層を持つものは、その階層が継承され、低い階層に至りやすいことが指摘されている。

以上のような先行研究からわかるように、非正規雇用への入職に関して、出身階層の影響を認める研究(内藤 2018;太郎丸 2006;本田 2002 など)と、そのような効果が認められていない研究(Sakaguchi 2018; 石田 2005; 柝澤 2009; 太郎丸 2005)に分かれることがわかる⁹。特に太郎丸(2005)と太郎丸(2006)においては同一研究者による分析間で、結果の違いが顕著に表れているが、これに関して太郎丸(2006)では、概念操作の仕方によるものであると言及されている。以上で見るように、非正規雇用に関する社会階層研究では、一貫した傾向や影響が確認されておらず、その要因としては、非正規雇用ダミーを規定する測定時点を個人のライフコース内のどの段階に認めるのか¹⁰、といった点や、階層分類の仕方などが考えられるだろう。

1.3. 非正規雇用の世代内移動に関する先行研究の比較検討

非正規雇用の世代間移動研究に比べ、世代内移動の研究では、その結果にある程度の一貫性が見られる。例えば、石田(2005)においては、初職から現職への移行の際に、初職が非正規雇用であることは、現職が非正規雇用であることを強く規定することが報告されている。さらに、初職が非正規雇用であることは、高い階層(例えば専門・管理職や大企業)への参入への道を顕著に閉ざすことも指摘されている。これは、学歴を考慮した上でも残るような強い影響である。つまり、現職の非正規雇用を規定する要因の大きな部分を、初職が非正規雇用であるかが担っており、初職で非正規雇用に入職した場合、正規雇用などの非正規雇用以外の職業へ移動することが困難であることを意味する。また、太郎丸(2005)では、非正規雇用¹¹の経験者の30代後半での職業に、他と比べどのような違いが存在するのかという点を検討している。その結果、非正規雇用の経験者は確かにホワイトカラー職へ就きづらいことが報告されている。一方で、この結果は、社会階層の上層と下層での移動が少ないことの効果によるものではないかと指摘もされており(太郎丸 2006)、確かなことはわかっていない。また、堀(2007)では、2001年と2006年に実施された若者のワークスタイル調査を用いたフ

⁹ ただし、石田(2005)では、学歴を経由した出身階層の影響に関しては認める猶予を与えている。

¹⁰ つまり初職時点の非正規/非正規以外を対象に分析を行うのか、それとも現職段階のそれで分析を行うのかという点で違いが考えられるというわけである。

¹¹ 太郎丸(2005)では、分析対象が非正規労働者ではなく、フリーターになっている点には注意する必要がある。

リーターから正社員への離脱行動を分析している。それによると、2006年時点では、フリーターから正社員になろうとした者(離脱行動を起こした者)のうち、正社員に移行できた者の割合は、男女ともに半数程度でしかない(男性=58.7%, 女性=53.6%)。実際には、離脱行動を起こさなかったものも含まれるわけだから、非正規雇用からそれ以外の職業へ移動する障壁が高いことが想定される。

以上で見てきたように、非正規雇用に関する世代内社会移動の様相としては、初職非正規労働者の、正規雇用への移動障壁の高さという点にまとめられるだろう。

1.4. 本研究における非正規雇用の定義

「非正規雇用」といったときに、一体どのような人々を指すのであろうか。実は日本においては、非正規雇用というものが労働時間や賃金によって定義づけられている訳ではない。例えば、太郎丸(2009)では、呼称によって非正規雇用に定義づけた分析を行なっているし、柴田(2018)では、労働力調査等の使用データ上の分類に即した分析を行なっている。しかし、具体的に数値化される指標を欠いた定義によって規定している多くの既存研究においても、非正規雇用と正社員間の不安定性や賃金等の労働条件の格差という観点から述べれば、呼称による分類や雇用期間などによる分類もそれなりの妥当性を伴う(柴田 2018)。

以上の観点から、本研究においても、多くの既存研究で行われているような、呼称によって非正規雇用に定義することとする。それは、正社員との対比の際に、呼称による非正規雇用の定義が、非正規雇用と正社員間での様々な待遇の格差を析出する場面において有効な指標となりうるからである。本研究で使用するSSM調査やJGSS調査など、多くの社会調査においても、呼称による従業上の地位の調査を行っており、この定義は分析上も妥当である。

第2章：分析の枠組み

第2章においては、世代間社会階層移動と世代内社会階層移動の分析を、本研究においていかに結びつけて分析を行っていくかという点を整理する。これにより、非正規雇用への入職要因を、初職もしくは現職といった1時点のみを対象とせず、職歴全体への分析へ発展させることが可能となる点を述べる。

まず第1節において、これまで社会階層研究が扱ってきた”到達階層”という概念に関して、その問題点と克服方法、既存研究での扱われ方などを検討する。本研究の枠組みの基盤となるさまざまな既存研究をレビューし、その手法に関して言及する。次に第2節において、本論文全体の分析の枠組みを提示する。この第2節は、その後の第3章と第4章の分析の関係性を示すこととなり、本論文の全体像を提示する役割を果たす。

2.1. “到達階層”に関する検討

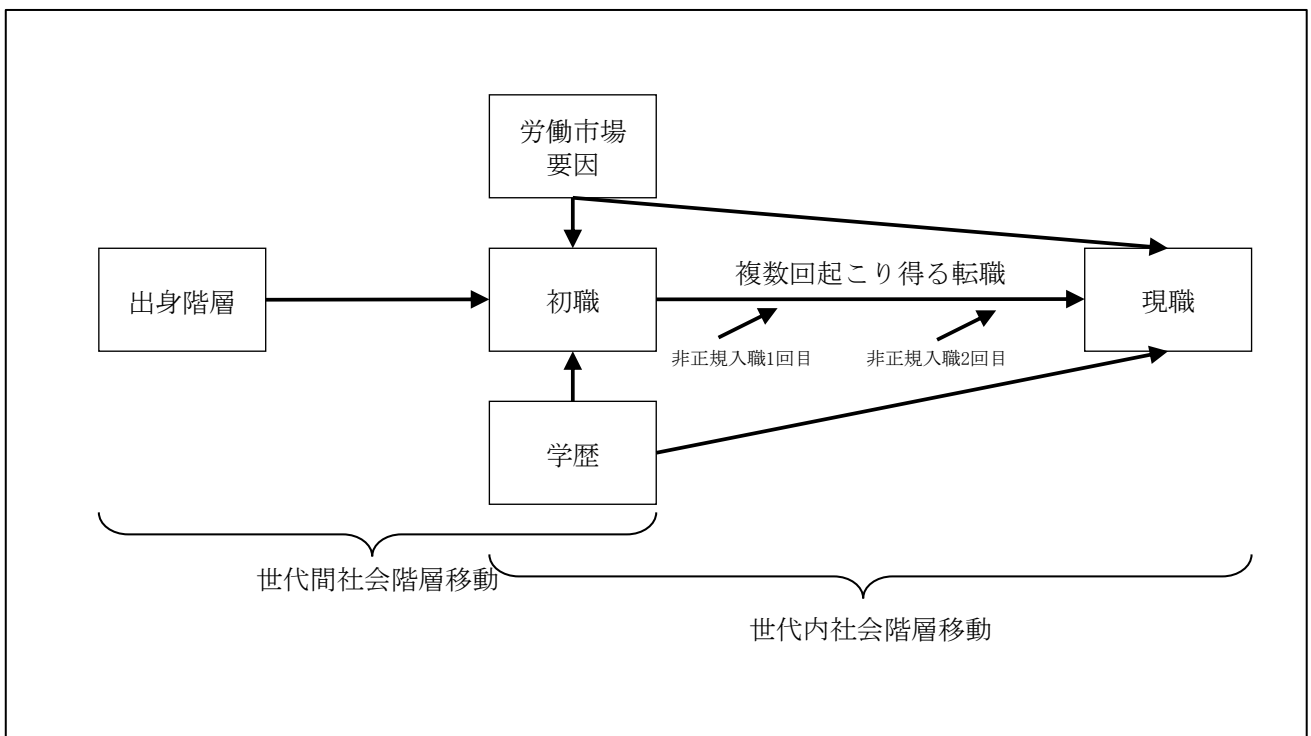
前章でレビューをしてきた既存研究には、非正規雇用であるか否かを測定する時点如初職にしている分析と、現職にしている分析に区分される。また、石田(2005)では、初職社会階層までを、学校などの制度的コンテキストや出身階層、労働市場などが影響する段階、その後の現職社会階層までを、初職やその後の労働市場などが影響する段階として分割した上で分析を行なっている。確かに、現職を被説明変数とすると、初職入職段階までの要因と、その後の職歴過程での要因を混濁してしまう可能性がある。一方で、初職を被説明変数とすると、初職以降の動向を検討することができなくなってしまう。また、佐藤(2000)によって指摘されているように、本人の職業がどの段階で”到達した”とみなせるのかという問題も常に付きまとう。単純な現職段階の階層を使用した分析の場合には、その現職段階での年齢の多様性が見られることとなる。つまり、調査時点で30歳であった者と、50歳であった者が同列に分析される。すると、仮に両者とも22歳で初職に入職したとしても、その後の職業継続期間が異なり、階層や職業の移動の可能性も異なってくる。非正規雇用に関して述べれば、太郎丸(2006)における、平沢(2005)に対する指摘に見られるように、初職非正規雇用と現職非正規雇用の間の相関は、両者の時間的近接性が高いほど高く現れるのは当然のことである。例えば、石田(2008)では、このような問題に対処するために、生存分析を使用した世代間社会階層継承の状況に関する検討を行っている。そこにおいては、世代間階層継承を、『点ではなく線として捉え、職業キャリアの中で父階層を継承していく過程について分析する』(石田 2008 p42)手法を取っている。本研究では、このような観点を考慮した上で分析を行なっていく必要がある。

2.2. 分析枠組みの提示

以上のようなことをふまえ、本研究では以下の図2-1のような分析の枠組みを採用する。この図2-1は、石田(2005)によって提示された構造を参考に作成している。

本研究では、個人が経験する初職入職からその後の全ての転職段階を対象として分析を行う。枠組みとしては2段階に分けられる。まず1段階目では、生まれ育った出身階層、そしてその後受ける教育の程度、さらには初職入職の際に強く影響を与える労働市場要因などが、初職非正規雇用入職へ与える影響を分析する。つまり、1段階目は、社会階層研究における世代間移動の分析にあたる。「どのような家庭に育った者・学歴を持つものが初職として非正規雇用へ入職しやすいのか」といったことを明らかにするわけである。その後、初職入職以降の職歴段階に関して、非正規雇用入職の要因を分析していく。この段階においては、既存研究で指摘されているように、初職が非正規雇用であることから大きく影響を受けると考えられる。そのため、初職が非正規雇用であること、学歴がどれだけであるか、労働市場の要因が如何なるものであるかを検討する。さらに、本章第1節で指摘したような到達階層の問題に対処するために、初職以降の全ての転職経験を対象とし、個人のライフコース上の非正規雇用入職をカバーするような分析を行う。それにより、初職入職後の転職段階の世代内移動を観測できるのみならず、初職に入職後およそ何年後に非正規雇用へと移動しやすいのか、といった分析が可能となるわけである。初職への影響分析、そして転職段階での影響分析の両者の結果をふまえ、個人のライフコース全体における非正規雇用への入職傾向に関して考察を行なっていくことを想定する。

具体的に、本論文では、先述した1段階目を、第3章にて分析し、明らかにする。つまり、第3章では、初職非正規雇用への入職という現象を対象に、出身階層等の要因がどう影響するかということを中心に明らかにする。そして、2段階目を、第4章でカバーする。つまり、第4章では、初職入職以降の非正規雇用への入職イベントが、出身階層や初職、その他の要因によってどのように規定されるのか、分析を行い、明らかにする。



【図 2-1】本研究における分析の枠組み

第3章：初職非正規雇用への就業行動の社会階層分析

第3章においては、初職非正規雇用への就業行動に関して、世代間階層移動の趨勢を計量的に分析する。まず第1節において、前章までにレビューしてきた非正規雇用の世代間移動に関する先行研究から検討される仮説の提示を行う。その後、第2節においては、使用するデータとそれに対する分析方法を提示する。そして、第3節において、分析に使用する変数の設定方法と扱い方を説明する。第4節においては、分析結果を、記述的分析と回帰分析の両者において示し、第5節においてそれらの結論と考察を述べる。

3.1. 非正規雇用の世代間移動に関する仮説

出身階層の違いが、初職の非正規雇用入職傾向に与える影響としては、1章で確認したように、明確に一致した結果は得られていない。しかし、Sakaguchi(2018)では、自営業の出身階層における男性非正規雇用への入職リスクの高さが回帰分析の結果からわかっているし、析澤(2009)や平尾・太郎丸(2011)の分析からは、父不在・無職の出身階層において同じく男性非正規雇用入職リスクが高くなっていることがわかる。以上のような既存研究の結果からは、男性においては、自営業出身の者、あるいは父不在・無職の出身階層の者において非正規雇用へ入職しやすいということが仮説として考えられる。これまでの研究において、父不在・無職等を出身階層として扱っている研究は少ないため、その点を確認することには価値があるだろう。また、これらの仮説を基盤として、時代区分を行った際の影響の変化が如何なるものであるかを探る点に本研究の力点が置かれている。

仮説1：男性においては、自営業の出身階層で非正規雇用入職リスクが高い。

仮説2：男性においては、父不在・無職の出身階層で非正規雇用入職リスクが高い。

次に、女性に関しては、多くの既存研究において出身階層の影響が確認されない。これは、女性の社会移動が、本人のライフコースや配偶者によって男性以上に強く規定されるからであると考えられる。実際、中井・赤池(2000)において、社会階層の高い家庭出身の女性は高い地位に就きやすく、配偶者を持った後に再び働くことが少ないことが指摘されている(中井・赤池 2000)。このようなことから、女性に関しては、出身階層の影響は見られないと仮説を立てることができる。しかし、学歴を経由した効果に関しては検討する価値があろう。なお、Sakaguchi(2018)では、1990年以降女性非正規雇用に関しては学歴による格差が大きくなっていることが指摘されており、この点に関してもそのような仮説を立てることができる。

仮説3：女性においては、出身階層の影響は学歴を経由したものに限定される。

仮説4：女性においては、学歴による非正規雇用入職リスクの格差が近年確認される。

3.2. 分析対象のデータと分析方法

本章の分析においては、1995年と2005年に実施された、社会階層と社会移動全国調査(以下SSM調査)と、2000年・2001年・2002年・2005年に実施された、日本版 General Social Surveys(以下JGSS調査)データを統合し、分析を行った。SSM調査とJGSS調査の詳細に関しては、以下の表3-1を参照されたい。

【表3-1】使用する調査データの調査実施概要

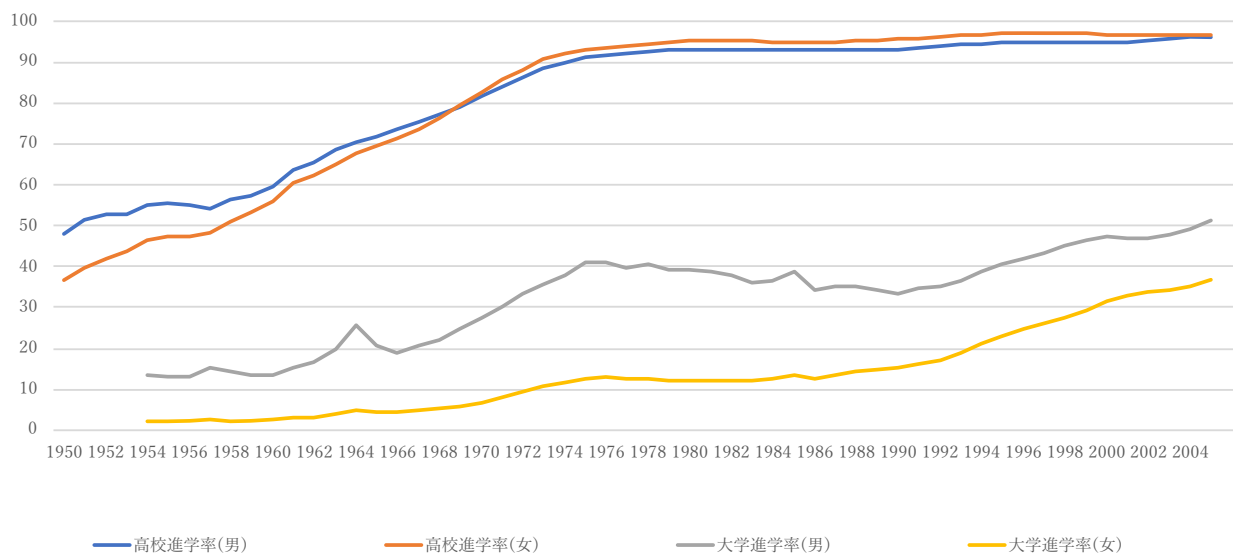
	SSM調査		JGSS調査			
	2005年	1995年	2005年	2002年	2001年	2000年
抽出方法	層化多段抽出法 層化二段確率比例抽出法		層化二段無作為抽出法			
計画サンプル数	14,140	2016 (男性) 2016 (女性)	4,500	5,000	4,500	4,500
有効票数	5,742	1248 (男性) 1405 (女性)	2,023	2,953	2,790	2,893
回収率	44.10%	61.9% (男性) 69.7% (女性)	50.5%	59.1%	62.0%	64.3%
実施時点	2005年11月～ 2006年4月	1995年10月～ 1995年11月	2005年8月～ 2005年11月	2002年10月～ 2002年11月	2001年10月～ 2001年11月	2000年10月～ 2000年11月

分析方法としては、ロジスティック回帰分析(二項ロジットモデル)を使用した。二項ロジットモデルにおいては、以下の式3-1によって各説明変数の効果を推定する。

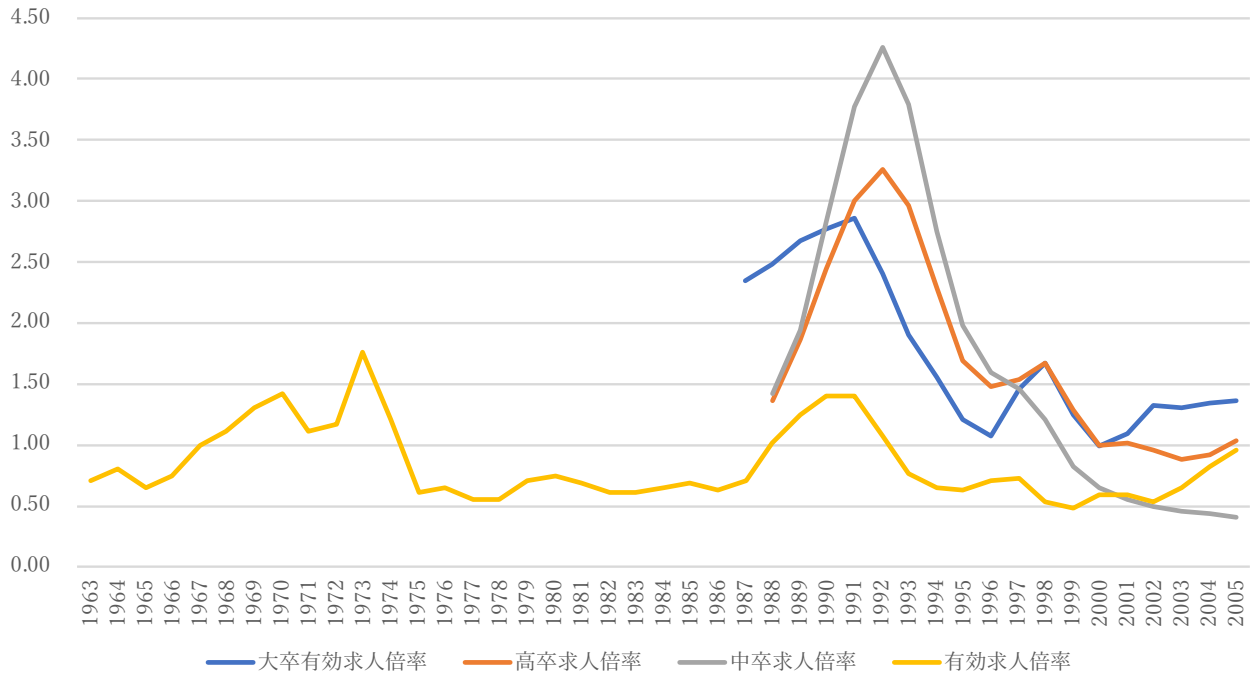
$$y = \frac{1}{1 + \exp[-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i)]} \dots (\text{式 3-1})$$

分析にあたっては、非正規雇用への入職のしやすさに影響を与える要因が、時代によってどのように変遷しているかという点を明らかにするために、時代区分を行なった上でロジスティック回帰分析を行う。その際に問題となるのは、時代区分をどのように設定するかである。そこで、以下の要領によって時代区分を行なった。まず、労働社会学、労働経済学の文献から、戦後日本の経済的な状況による時代区分を行った。具体的には、仁田・久本(2008)によって論じられる、戦後復興期(1945年～1960年)・高度経済成長期(1960年～1974年)・安定成長期(1975年～1996年)・平成雇用不況期(1997年～)に分割した。その上で、特に男性においては1975年以前の戦後復興期・高度経済成長期の非正規労働者のサンプル数は極めて少ないこと、さらに、問題関心の対象時期からしても、1975年以前のデータは除外することを決めた。その上で、仁田・久本(2008)に即してサンプル数を分けると、1997年以降のデータが極端に少なくなってしまう。サンプルが少なければ、回帰分析に耐えるだけの検出力を保持することが困難となってしまう。そこで、別の角度からも検討を行なった。具体的には、学校進学率と、有効求人倍率の観点から見た分類である。大学進学率を時代区分

の参考にする理由としては、すでに既存研究で述べられているように、非正規雇用への入職には、学歴の高さが多大に関係してくるからである(Sakaguchi 2018; 石田 2005 など)。さらに、卒業した学校の学歴によって、組み込まれる労働市場も異なってくる。このことから、学校進学率を参考にしている。また、有効求人倍率を時代区分の参考にする理由には、非正規雇用の拡大が、景気動向の影響を強く受けることが想定されるからである。まず、高校・大学進学率の時代的変遷を確認すると(図 3-1)、高校進学率は 1950 年代後半から 1970 年代後半にかけて上昇し、ほぼ飽和状態となっている。一方で、大学進学率は、1970 年代から 1990 年代までの停滞以降、上昇している。本研究の対象とする時代を鑑みても、大学進学率の上昇によって区分することは一定の説得力を持つであろう。次に、有効求人倍率の時代的な変化を確認する(図 3-2)。1990 年代初頭の急激な上昇以降、有効求人倍率は低下していることが確認できる。以上のような傾向から、時代的な不連続は、1990 年代初頭に設けるべきであり、時代区分を 1990 年代初頭によって分割することを決めた。また、女性の場合には、1986 年の雇用機会均等法の前後において、労働市場における扱いが異なる。そのため、以上の時代区分に加え、1986 年以前と 1987 年以降という区分を設けることとした。まとめると、本研究では、基本的には 1975 年～1986 年・1987 年～1992 年・1993 年～2005 年といった区分を設け考察を行なっていく。この区分であれば、それぞれの時代において、回帰分析に十分なサンプルサイズが確保される。しかし、後の分析においてモデルの収束や検出力の問題から、多少区分を変更している箇所がある。



【図 3-1】 学校進学率の推移



【図 3-2】 求人倍率の推移

3.3. 変数

被説明変数には、初職非正規雇用ダミーを使用した。初職非正規雇用ダミーは、初職の従業上の地位¹²が、「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員・嘱託」「内職」である場合には非正規雇用であるとみなし、それ以外¹³である場合には非正規雇用以外であるとして分析を行った¹⁴。この分類は、非正規雇用が、正社員という日本的雇用システム(仁田・久本 2008)の周辺に存在しているという想定に基づいて分類を行なっている。そのため、非正規雇用内での地位の違いには着目していない。

説明変数には、出身階層・本人学歴を使用し、統制変数に関しては、初職入職時完全失業率・初職入職年度・父学歴・母学歴・都市部在住ダミー・調査データダミーを投入した。本章の分析対象は、初職入職時点での非正規雇用であるため、例えば結婚や初職入職年齢などは統制変数として考慮していない。

¹² 1990年および2005年SSM調査の問7-a「あなたの最初のお仕事は大きく分けてこの中のどれに当たりましたか」、2000年・2001年JGSS調査の問9および、2002年JGSS調査の問17、2005年JGSS調査の問38にある「あなたが学校教育終了後、最初についた仕事は大きく分けて、この中のどれにあたりますか」に対する回答を使用した。

¹³ SSM調査とJGSS調査とでは、初職の従業上の地位に関する質問項目が若干異なっている。JGSS調査では、SSM調査で存在する「常時雇用されている一般従業者」という項目をさらに役職によって細分化して項目を設定している。しかし、本稿では、非正規雇用であるか否かという点に着目しているために、すでに述べた4つの項目以外に関しては、非正規雇用以外として処理した。

¹⁴ 家事手伝いや無職であるなど、初職入職を一度も経験していない場合には、分析の対象から除外した。

説明変数となる出身階層に関しては、本人が15歳当時の父親の従業上の地位と、勤務先の企業規模から、以下のように分類を行った。まず、父親の従業上の地位が、「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員・嘱託」のいずれかであった場合、従業先の企業規模に関わらず、出身階層を「非正規従業者」とした。また、父親の従業上の地位が「自営業・自由業者」または「家族従業者」であった場合、出身階層を「自営業」とした。さらに、父親の従業上の地位が「経営者・役員」かつ、勤務先の企業規模が「中小企業」であった場合、「中小企業経営者」とした。しかし、「中小企業経営者」に関しては、出身階層を「自営業」と統合し、「中小企業経営者・自営業」とした¹⁵。父親の従業上の地位が「経営者・役員」もしくは「常時雇用されている一般従業者」であり、かつ父親の勤務先の企業規模が「大企業」「官公庁」である場合には、出身階層を「経営者・大企業正社員」グループとした¹⁶。さらに、本研究では、父親が無職であった場合と、本人が15歳ときに父親がいなかった場合も対象に含めた。確かに、父無職や父不在を出身階層に含めることに関しては議論の余地があるだろう。しかし、非正規雇用に関して検討をする際には、社会的に一般的には低い階層と捉えられる対象を見落としてはならない。父親が無職・父不在の出身階層のものは、既存研究においても比較的低い階層に到達することが示唆されているため(平尾・太郎丸 2011)、それらの層を取りこぼすことは避けることが賢明であると考えた。しかしながら、具体的な分析の際には、父親の職業が非正規雇用であるケースが極端に少ないため¹⁷、出身階層が「非正規雇用従業者」と「無職・父不在」を統合して分析を行った。

以上の分類によって、出身階層を、A：経営者・大企業正社員、B：中小企業正社員、C：中小企業経営者・自営業、D：無職・父不在・非正規従業者に分類した。これらの4カテゴリから、カテゴリカル変数を作成し、説明変数として投入した。

続いて、説明変数となる本人学歴の設定に関して述べる。本人学歴は、以下の要領によって分類した。まず、新制教育を受けた者に関しては、最終学歴が中学校である場合を「初等教育」、高校である場合を「中等教育」、高専・短大である場合を「高等教育1」、大学・大学院である場合を「高等教育2」とした。一方、旧制教育¹⁸を受けた者に関しては、旧制尋常小学校・旧制高等小学校を「初等教育」、旧制女学校・旧制高等女学校・旧制実業学校・旧制師範学校である場合を「中等教育」、旧制高校・旧制専門学校・旧制高等師範学校である場合を「高等教育1」、旧制大学・旧制大学院である場合を「高等教育2」とした。以上の分類によって作成される4カテゴリからカテゴリカル変数を作成し、説明変数に投入した。なお、統制変数に使用する父学歴・母学歴についても、同様の処理によって分類を行った。

¹⁵ 中小企業経営者のほとんどは、企業規模5人までの零細企業であり、その特色が自営業と類似性を持つと考えたため、このような分類に至った。

¹⁶ 企業規模に関しては、299人未満の従業員数である場合には「中小企業」、300人以上である場合には「大企業」、官公庁と答えた者に関しては別途「官公庁」としている。

¹⁷ 非正規雇用従業者であった父親が少ない理由に関しては、そもそもフリーターをはじめとする若年の非正規労働者において結婚率が低いことから説明できよう(橋本 2018)。つまり、非正規労働者の置かれる状況から、結婚が困難である場合が多く、出身階層が非正規雇用であるケースが極端に少なくなっていると考えられる。

¹⁸ 2005年SSM調査の本人学歴に関する調査項目(問17)に関しては、旧制学校の選択肢が存在しない。

統制変数の初職入職時完全失業率に関しては、労働力調査の長期時系列データ(総務省統計局2021)より、完全失業率を使用した。

同じく統制変数である都市部在住ダミーに関しては、調査回答者が都市部出身か、そうでないかという観点から統制を行った。これは、栃澤(2009)で指摘されるように、フリーターが大都市に集中する傾向が確認されることから、分析に際して統制が必要であると考えられるからである。フリーターが大都市に集中する理由に関しては、栃澤(2009)では明確な解を出していないものの、仮説の段階では太田(2005)で指摘される、若者の欲求と企業ニーズの合致や、Freidman(1986)やSassen(1991)らによる階層分極化論などを提示している。ともかく、本研究においては、都市部とそれ以外の地域間での差異を統制することが求められると思われる。操作的には、各調査において尋ねられている、15歳当時や中学卒業時もしくは最後の学校を卒業した当時の居住地から、都市部ダミーを作成し、これを都市部在住ダミーという統制変数として投入した¹⁹。

なお、ロジスティック回帰分析にあたっては、男女別に分析を行い、時代区分を設けたモデルと時代区分を設けないモデルの両者を分析にかけた。

3.4. 分析結果

まず、分析で使用する説明変数の記述統計表を表3-2に示す。表3-2には、各説明変数の平均値・中央値もしくは割合を男女別に示している。失業率は全データの平均値、初職入職年(西暦)は中央値、都市部ダミーは1である(つまり都市部に在住している)者の割合を表す。それ以外に関しては、全て各カテゴリの占める割合を意味する。

次に、ロジスティック回帰分析を行う前に、記述的分析によって、初職非正規雇用と出身階層に関する全体像を把握していきたいと思う。図3-3と図3-4は、戦後日本における初職非正規雇用率の時代的变化を出身階層グループ別・男女別に比較したグラフである。図3-3は男性、図3-4は女性の様子を表している。図3-3を見ると、1986年以前の初職入職年コーホートにおいて比較的小さかった出身階層による非正規雇用への到達率の違いは、1993年以降のコーホートでは拡大していることが明らかである。特に、無職・父不在・非正規、経営者・大企業正社員の出身階層グループにおいて非正規雇用率の上昇が大きくなっている。また、どの出身階層グループにおいても、1993年以降にかけての変化が大きくなっている。ただし、無職・父不在・非正規の出身階層グループはサンプル数が小さいため、解釈には注意が必要である。

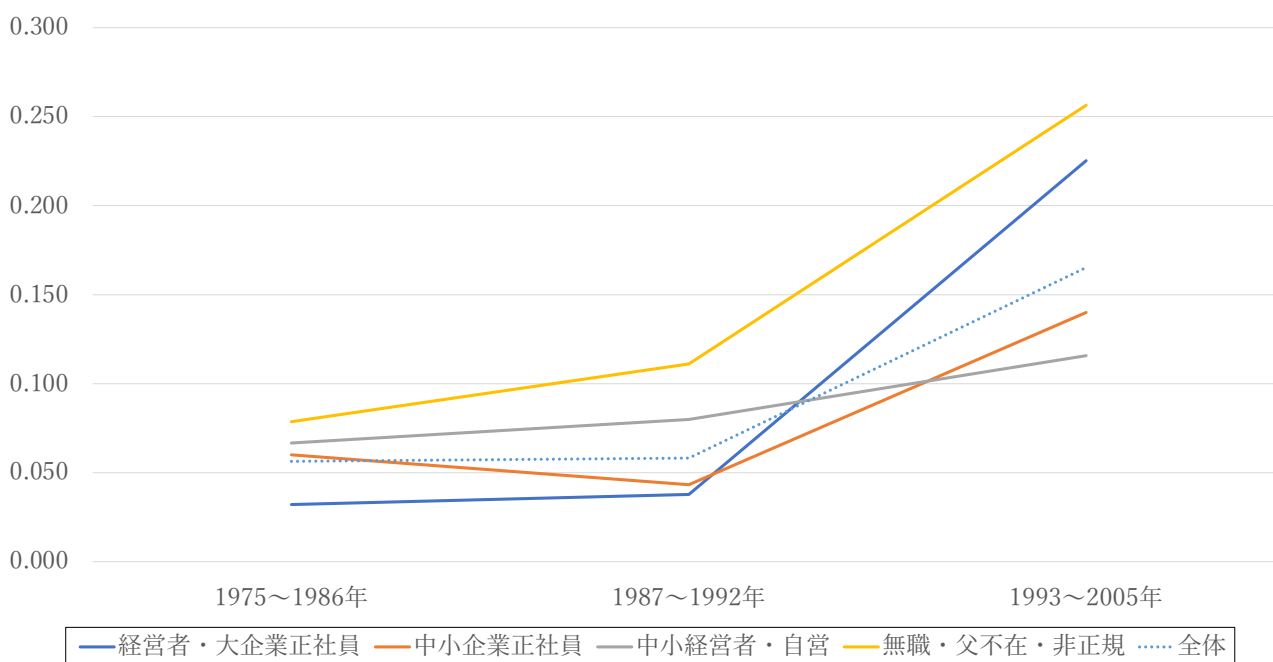
次に、図3-4を見ると、男性と同様に、出身階層間の格差は拡大傾向にあることがわかる。さらに、無職・父不在・非正規の出身階層グループにおいて非正規雇用率が大きくなっていることも男性の場合と同様である。無職・父不在・非正規の出身階層グループでは、非正規雇用率が3割を

¹⁹ まず、SSM2005年調査においては、「中学卒業時の出身都道府県」、SSM1995年調査では、「最後の学校を終えた時の居住都道府県」から、三大都市圏(埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県・愛知県・京都府・大阪府・兵庫県)を都市部とした。一方、JGSS2005年調査においては、15歳当時の居住地に関して、大都市・中小都市・町村の選択肢が設けられており、JGSS2002年調査・JGSS2001年調査・JGSS2000年調査においても、大都市・中都市・その他の市・町村の選択肢が設けられている。そのため、JGSS各年調査においては、大都市・中小都市(中都市)を都市部として分析した。

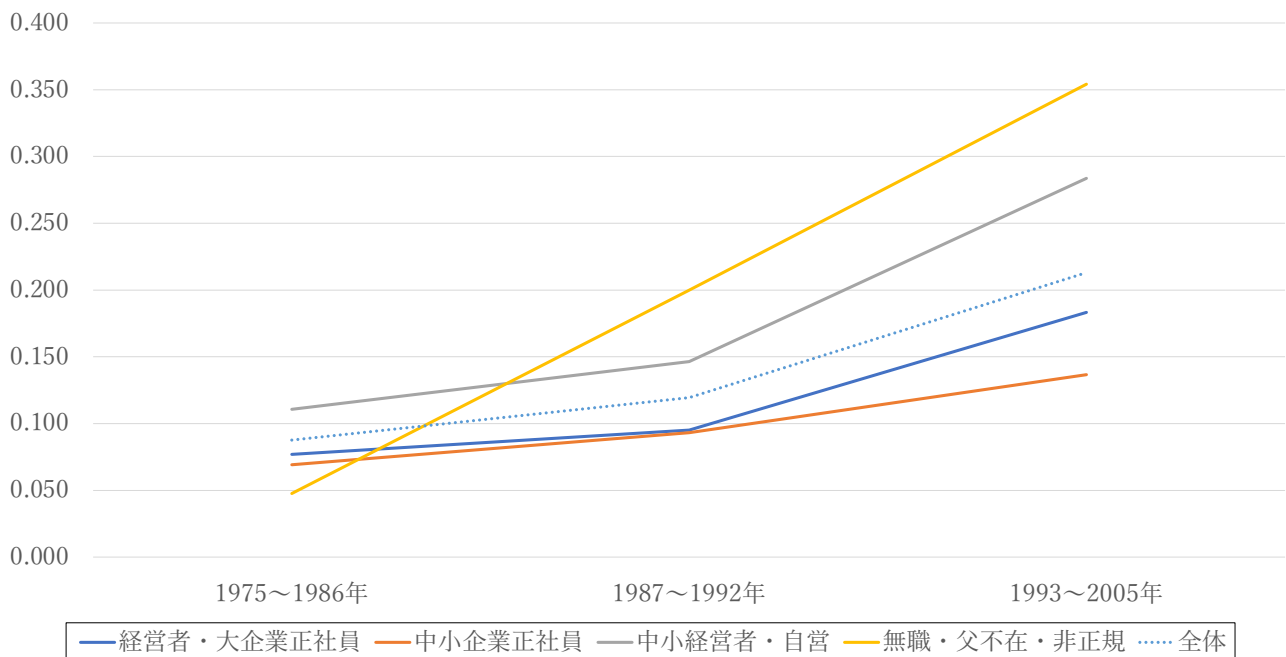
超えており，他のグループと比較してもかなり高い。中小企業経営者・自営業の出身階層グループにおいて非正規雇用率の拡大幅が大きい点は，男性と大きく異なる。なお，本グラフの詳細の記述

【表 3-2】記述統計

	平均値・中央値・比率		
	男性	女性	
出身階層	経営者・大企業正社員	0.227	0.227
	中小企業営社員	0.149	0.150
	中小企業経営者・自営業者	0.529	0.518
	無職・父不在・非正規雇用	0.095	0.105
本人学歴	初等教育	0.213	0.227
	中等教育	0.463	0.523
	高等教育1	0.047	0.154
	高等教育2	0.277	0.096
失業率	2.40	2.40	
初職入職年(西暦)	1986	1986	
父親学歴	初等教育	0.579	0.540
	中等教育	0.279	0.302
	高等教育1	0.042	0.054
	高等教育2	0.100	0.105
母親学歴	初等教育	0.583	0.553
	中等教育	0.349	0.378
	高等教育1	0.043	0.048
	高等教育2	0.025	0.021
都市部ダミー	0.369	0.363	



【図 3-3】出身階層グループ別 男性非正規雇用率の時代的变化 (SSM 調査・JGSS 調査)



【図 3-4】 出身階層グループ別 女性非正規雇用率の時代的变化 (SSM 調査・JGSS 調査)

統計に関しては、本論文末にある Appendix を参照されたい。

それでは、男女別の非正規雇用への入職傾向をロジスティック回帰分析によって明らかにしていく。ロジスティック回帰分析を行う際には、学歴を経由した出身階層の影響と、学歴を経由しない、直接的経路による出身階層の影響を確認するために、以下に示す2つのモデルにより分析を行った。1つは、説明変数から学歴を除外したモデル(Model1)、もう1つは、説明変数に学歴を含めたモデル(Model2)である。Model1 と Model2 を比較することにより、学歴の影響と出身階層の影響、学歴を経由した出身階層の影響を考察することが可能となる。まず初めに、時代区分を行わず、男性・女性別の初職非正規雇用への入職傾向を大まかに分析する。その後、時代区分を設け、時代によってその傾向がどのように変化していったのかを分析する。

まず初めに、男性に対して時代区分を行わずに行った分析結果は、表 3-3 の通りである。Model 1 は本人学歴を説明変数に含まないモデル、Model 2 は本人学歴を説明変数に含んだモデルである。まず出身階層の影響を確認してみると、Model 1, Model 2 とともに中小企業経営者・自営業者の出身家庭で、経営者・大企業正社員といった比較的恵まれた出身階層に比べて非正規雇用になりやすいことが確認される。その影響の大きさは、本人学歴を説明変数に含めない(Model 1)場合には 1.50 倍(= $e^{0.403}$)、本人学歴を説明変数に含めた場合(Model 2)でも 1.42 倍(= $e^{0.353}$)、経営者・大企業正社員の出身階層グループよりも非正規雇用につきやすい。一方で、中小企業経営者・自営業者の出身階層グループ以外では統計的に有意な影響は確認されず、大きな違いはない。これは、本人学歴を含むモデルでも含まないモデルでも同様である。ただし、無職・父不在・非正規の出身階層の結果には注意を要する。この階層グループは、先述したようにサンプルが少なく、表 3-2 を

【表 3-3】 男性初職非正規雇用への就業行動に与える影響(ロジスティック回帰分析)

	Model 1		Model 2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層 (ref=経営者・大企業正社員)				
中小企業正社員	0.073	0.201	-0.005	0.202
中小経営者・自営	0.403 *	0.163	0.353 *	0.165
無職・父不在・非正規	0.454	0.280	0.320	0.283
本人学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育			1.207 **	0.225
中等教育			0.435 **	0.160
高等教育1			0.273	0.309
失業率	0.577 **	0.087	0.512 **	0.088
初職入職年(西暦)	0.008	0.007	0.019 **	0.007
父親学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育	-0.078	0.269	-0.265	0.275
中等教育	-0.057	0.232	-0.158	0.236
高等教育1	-0.658	0.431	-0.624	0.432
母親学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育	-0.432	0.364	-0.507	0.365
中等教育	-0.619 †	0.322	-0.616 †	0.322
高等教育1	-0.294	0.370	-0.255	0.371
都市部ダミー	-0.062	0.130	0.005	0.132
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.07		0.08	
Pseudo R ² (McFadden)	0.05		0.07	
AIC	2103.01		2081.42	
BIC	2187.47		2185.37	
N	4900		4900	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

見ると標準誤差も大きくなっている。その一方、回帰係数は大きく正に触れており、検出力の不足である感も否めない。しかしながら、ここでは優位な結果が得られなかったために、これ以上の論述は避けることとする。

次に、本人学歴の影響を確認すると、高等教育2と比べ、初等教育、中等教育出身者がより非正規雇用につきやすいことは明らかとなった。また、その影響の大きさは、高等教育2の出身者と比較して、初等教育で3.35倍(= $e^{1.207}$)、中等教育で1.54倍(= $e^{0.435}$)非正規雇用へつきやすいものだった。本人学歴を説明変数として含めた場合(Model 2)とそうでない場合(Model 1)を比較すると、出身階層の係数においてその影響が小さくなったことが明らかとなったものの、大きな変化はない。また、情報量基準を確認すると、AIC、BICともに、本人学歴を説明変数に含めた場合の方が小さくなっており、本人学歴を含めたモデル(Model 2)の方が良くモデルに適合していること

がわかる。このことから、学歴を経由した出身階層の影響と、直接的な出身階層の影響が確認されることがわかる。しかし、その影響は、中小企業経営者・自営業者の出身階層に限られる。

次に、同じく時代区分を行わない女性に対する分析結果は、表3-4となった。出身階層の影響は、Model 1, Model 2ともに、中小企業経営者・自営業者、無職・父不在・非正規の出身階層グループにおいて、経営者・大企業正社員の出身階層グループと比べると非正規雇用に就きやすいことが明らかとなった。その影響の大きさは、中小企業経営者・自営業者グループにて1.54(= $e^{0.431}$)から1.58(= $e^{0.457}$)倍程度、無職・父不在・非正規グループにおいて1.56(= $e^{0.447}$)から1.71(= $e^{0.537}$)倍程度、経営者・大企業正社員グループよりも非正規雇用に就業しやすいことが確認される。本人学歴の影響を確認すると、初等教育を受けた者において非正規雇用へ入職しやすい

【表3-4】女性初職非正規雇用への就業行動に与える影響(ロジスティック回帰分析)

	Model 1		Model 2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層 (ref=経営者・大企業正社員)				
中小企業正社員	-0.119	0.163	-0.124	0.165
中小経営者・自営	0.457 **	0.130	0.431 **	0.132
無職・父不在・非正規	0.537 *	0.219	0.447 *	0.223
本人学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育			0.722 **	0.227
中等教育			-0.167	0.162
高等教育1			-0.111	0.169
失業率	0.414 **	0.077	0.328 **	0.079
初職入職年(西暦)	0.026 **	0.006	0.036 **	0.006
父親学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育	0.042	0.209	0.034	0.215
中等教育	-0.148	0.182	-0.119	0.185
高等教育1	0.317	0.252	0.354	0.253
母親学歴 (ref=高等教育2)				
初等教育	0.193	0.342	0.215	0.348
中等教育	0.068	0.318	0.138	0.323
高等教育1	0.108	0.351	0.168	0.354
都市部ダミー	-0.007	0.105	0.001	0.106
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.07		0.08	
Pseudo R ² (McFadden)	0.05		0.06	
AIC	2954.21		2934.38	
BIC	3039.92		3039.87	
N	5394		5394	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

ことが確認されるほかは影響が見られない。初等教育卒であることは、高等教育2を出たものに比べて2.06倍(= $e^{0.722}$)倍、非正規雇用へ入職しやすくなる。

次に、Model 1 と Model 2 を比較する。本人学歴の投入により、出身階層の影響は小さくなっているものの、男性と同様に大きな変化は見られない。しかし、特に無職・父不在・非正規グループにおいて Model 1 から Model 2 の係数の変化が大きく、本人学歴を媒介して非正規雇用への入職リスクを高めていることが想定される。AIC, BIC を比較すると、軽微ではあるものの、Model 2 の方が小さく、モデルの当てはまりが良いことがわかる。以上の結果から、女性においても、男性と同様の学歴を経由した出身階層の影響と、直接的な出身階層の影響の両者が確認されることがわかる。特に女性に関しては中小企業経営者・自営業の出身階層だけでなく、無職・父不在・非正規の出身階層においても非正規雇用への入職のしやすさが統計的に優位なレベルで確認された。

続いて、時代区分を行なった上でロジスティック回帰分析を行うことで、男性、女性それぞれにおける影響の時代的变化を検討する。

表 3-5 は、男性初職非正規雇用ダミーを被説明変数として、時代区分を施した上で、ロジスティック回帰分析にかけた結果である。まず興味深いのは、1975年～1992年と、1993年～2005年を比

【表 3-5】 男性初職非正規雇用への就業行動に与える影響の時代間比較(ロジスティック回帰分析)

	1975年～1992年				1993～2005年				
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
出身階層 (ref=経営者・大企業正社員)									
中小企業正社員	0.541 †	0.328	0.555 †	0.329	-0.399	0.347	-0.399	0.354	
中小経営者・自営	0.724 *	0.284	0.726 *	0.286	-0.672 *	0.333	-0.745 *	0.341	
無職・父不在・非正規	0.496	0.576	0.425	0.578	0.225	0.660	0.250	0.665	
本人学歴 (ref=高等教育2)									
初等教育			1.770 **	0.621			0.069	1.444	
中等教育			0.789 *	0.372			0.012	0.454	
高等教育1			-0.154	0.647			1.194 *	0.510	
初職入職時年齢	-0.072	0.045	0.076	0.066	-0.050	0.058	-0.030	0.089	
失業率	-0.485	0.387	-0.493	0.390	0.881 **	0.154	0.918 **	0.159	
父学歴 (ref=高等教育2)									
初等教育	-0.434	0.442	-0.492	0.443	-0.636	0.597	-0.650	0.603	
中等教育	-0.233	0.378	-0.257	0.379	0.116	0.378	-0.019	0.393	
高等教育1	-0.607	0.670	-0.611	0.669	-1.200	1.112	-1.392	1.146	
母学歴 (ref=高等教育2)									
初等教育	-0.020	0.709	-0.016	0.704	-0.497	0.640	-0.477	0.655	
中等教育	-0.086	0.659	-0.025	0.655	-0.913 *	0.443	-0.887 *	0.451	
高等教育1	0.035	0.769	0.118	0.770	-0.308	0.485	-0.339	0.491	
都市部ダミー	-0.198	0.222	-0.153	0.224	0.695 *	0.275	0.670 *	0.278	
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.02		0.04		0.20		0.22		
Pseudo R ² (McFadden)	0.02		0.03		0.14		0.16		
AIC	770.21		767.31		401.79		400.89		
BIC	841.16		854.62		456.68		468.45		
N	1732		1732		504		504		

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

較すると、出身階層が中小企業経営者・自営業であるものの効果の向きが逆転し、しかも両時代区分ともに統計的に優位な効果となっている点である。このモデルでは、初職入職年を統制しているため、時代によって中小企業経営者・自営業の出身階層が少なくなり、時代と共に非正規雇用リスクが上昇しているために見られる擬似相関の可能性は打ち消される。この結果はつまり、1975年～1992年の段階では、中小企業経営者・自営業の出身階層グループは、経営者・大企業正社員グループに比べて非正規雇用へ約1.7倍から2.1倍程度($e^{0.724} = 1.74$, $e^{0.726} = 2.07$)入職しやすい一方で、その効果は1993年以降の入職コーホートにおいては逆転している。つまり、中小企業経営者・自営業グループは、経営者・大企業グループと比較すると約0.5倍程度($e^{-0.672} = 0.51$, $e^{-0.745} = 0.47$)入職しやすく、言い換えるならば中小企業経営者・自営業グループの非正規雇用への入職リスクは1993年以降において相対的に低くなっている。次に、本人学歴の効果を確認すると、これも1992年以前と1993年以降において異なる効果が確認される。1992年以前は、初等教育や中等教育など、比較的教育年数の短いグループにおいて、非正規雇用への入職リスクが相対的に高かった。しかし、1993年以降においては、初等教育や中等教育卒のグループの効果は見られなくなり、それに変わって高等教育1(新制学歴では専門・高専に該当)の卒業生において優位に非正規雇用へ入職しやすくなることが明らかとなった。一方で、本人学歴と出身階層の関連を確認すると、1992年以前のコーホートにおいてはModel 1からModel 2にかけて、回帰係数の絶対値が微増、1993年以降のコーホートにおいては増加しており、本人学歴に混濁していた効果がより明瞭に確認されることがわかる。ただし、Model 1からModel 2にかけて、各変数の効果の有無に変化は見られず、本人学歴の経由を考慮に入れたとしても、結果に変化はない。本人学歴を考慮した上でも、非正規雇用への就業に関して、出身階層間の違いが見られる。特に中小企業経営者・自営業の出身階層グループにおいて、非正規雇用への入職傾向に他との違いが存在することが明らかである。また、失業率の効果が出るのは1993年以降のみであり、景気の動向が、初職の非正規雇用入職に影響を与え始めた時代が、バブル景気の崩壊後であることを示唆する。

表3-6は、女性初職非正規雇用ダミーを被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果である。まず出身階層の影響を確認すると、1992年以前において全く見られなかった効果は、1993年以降において弱いながらも確認された。1993年以降の出身階層の効果は、特に中小企業経営者・自営業の出身階層グループで顕著であり、これは男性の結果とも共通する(表3-3)。また、中小企業正社員、無職・父不在・非正規の出身階層グループも、有意水準10%のレベルではあるものの、初職非正規雇用への影響を持っている。また、本人学歴の影響に関しては、1993年以降のコーホートにおいて中等教育程度のグループの影響が確認される。中等教育卒のグループは、高等教育2程度の卒業グループに比べて約2.1倍($e^{0.732} = 2.08$)程度非正規雇用に入職しやすい。さらに、本人学歴と出身階層の影響の関連性に着目すると、1975年～1986年、1987年～1992年の入職コーホートにおいては、Model 2のAIC・BICが、Model 1のAIC・BICよりも大きくなっている。つまり、本人学歴を含めないModel 1の方がモデルの適合がよく、本人学歴が非正規雇用の入職を規定する影響は積極的に採用されないことが明らかである。その一方で、1993年～2005年の入職コーホートでは、Model 2のAICの方が、Model 1よりも若干小さくなっており、モデルの適合が良い。この点は、男性のモデル選択と一致しており、近年の女性労働市場の様相が、“男性的な”様相

を帯びてきたとも考えられる。また、失業率の効果が出始める時期が1993年以降であることも男性と共通している。

【表3-6】女性初職非正規雇用への就業行動に与える影響の時代間比較(ロジスティック回帰分析)

	1975～1986年				1987～1992年				1993～2005年			
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2		Model 1		Model 2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層 (ref=経営者・大企業正社員)												
中小企業正社員	0.369	0.318	0.407	0.321	-0.309	0.399	-0.295	0.400	-0.502	0.316	-0.597 †	0.321
中小経営者・自営	0.379	0.262	0.404	0.264	0.292	0.329	0.281	0.331	0.525 *	0.260	0.452 †	0.266
無職・父不在・非正規	-0.563	0.735	-0.536	0.733	0.488	0.723	0.572	0.722	0.895 †	0.494	0.705	0.514
本人学歴 (ref=高等教育2)												
初等教育			0.313	0.527			0.269	0.942			1.498	1.135
中等教育			-0.540 †	0.305			-0.424	0.398			0.732 *	0.306
高等教育1			-0.175	0.305			-0.312	0.407			0.003	0.316
初職入職時年齢	0.160 **	0.017	0.146 **	0.019	0.079 **	0.026	0.070 **	0.027	0.042	0.027	0.052 †	0.030
失業率	-0.298	0.365	-0.293	0.367	-0.561	0.577	-0.563	0.580	0.639 **	0.125	0.637 **	0.126
父学歴 (ref=高等教育2)												
初等教育	-0.090	0.407	0.027	0.416	1.275 †	0.675	1.373 *	0.690	-0.074	0.428	-0.188	0.435
中等教育	-0.431	0.360	-0.317	0.364	1.157 †	0.608	1.209 *	0.615	-0.098	0.305	-0.192	0.310
高等教育1	-0.402	0.491	-0.280	0.486	2.285 **	0.823	2.326 **	0.834	1.158 *	0.492	1.212 *	0.495
母学歴 (ref=高等教育2)												
初等教育	-0.401	0.838	-0.298	0.845	-1.214	0.826	-1.057	0.842	1.109 *	0.531	0.876	0.546
中等教育	0.188	0.796	0.263	0.800	-1.167	0.755	-1.049	0.767	0.008	0.447	-0.099	0.460
高等教育1	-0.099	0.894	-0.079	0.896	-2.132	1.043	-2.012	1.049	0.547	0.475	0.534	0.489
都市部ダミー	-0.407	0.233	-0.446	0.234	0.495	0.273	0.508	0.275	0.294	0.221	0.357	0.226
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.19		0.20		0.08		0.09		0.18		0.21	
Pseudo R ² (McFadden)	0.15		0.16		0.06		0.07		0.12		0.14	
AIC	709.57		709.94		421.08		425.58		558.70		554.75	
BIC	777.65		793.73		479.22		497.14		616.08		625.37	
N	1390		1390		647		647		610		610	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

3.5. 結論と考察

以上の分析結果から、初職としての非正規雇用入職に関して、以下のようなことが結論づけられる。

まず、男性に関しては、出身階層が初職非正規雇用への入職に与える影響の時代的な変化が確認された。1992年以前においては、父親が中小企業経営者・自営業者であった出身階層の者において、相対的に非正規雇用へ入職しやすかった。しかし、この傾向は1993年以降においては逆向きの効果へと変わり、そのような出身階層の者はむしろ非正規雇用へと入職しにくくなっている。この出身階層が与える影響は、本人学歴を考慮した上でも強く残る。つまり、本人学歴に関係な

く、出身階層が中小企業経営者・自営業者である集団において、非正規雇用へ入職しやすかったり、しづらかったりといった直接的な影響が確認された。また、本人学歴の影響に関しても、時代的に大きく変化している。一貫して、学歴による非正規雇用への入職傾向の違いはあるものの、その影響は、時代とともに高学歴者における非正規雇用入職リスクが高まっている。1992年以前において、非正規雇用へ入職しやすかった層は、初等教育や中等教育卒の者であったが、1993年以降はその影響が確認されず、代わりに高等教育1(高専・短大等)卒業生において非正規雇用へと入職しやすくなっている。なお、これらの影響は、失業率という労働市場の影響を考慮した上でも存在する。その失業率の影響は1993年以降にしか確認されず、1992年以前においては、非正規雇用への入職を説明する力を持っていない。

男性初職非正規雇用への就業行動におけるこのような影響は、近年、非正規雇用という従業上の地位が、バブル経済期以前と比べより高い社会階層、高い学歴の者が参加する労働市場において拡大したために起こったと考えられる。さらに、そのような労働市場は、都市部に広く分布しており、都市部在住であるということが、非正規雇用へ入職しやすくなるという影響が1993年以降に見られたこととも合致する。中小経営者・自営業者を出身階層とする集団は、都市部以外に在住しているケースが多い。そのような性質が、非正規雇用への入職をしづらくさせたのではないかと考えられる。

本章1節で立てた仮説に対しては、どのような結論が得られるであろうか。まず、仮説1『男性においては、自営業の出身階層で非正規雇用入職リスクが高い。』に関しては、時代区分をせずに分析を行うと、確かに仮説を支持する結果が得られた。これは、Sakaguchi(2018)での分析結果を支持するものである。しかし、時代区分を施した分析においては、自営業層の非正規雇用入職に関して、時代的な変化が確認される。これは、時代区分を行うことによって時代的コンテキストがより濃く反映された結果であろう。従って仮説1に対しては、『1992年以前において、仮説1は支持される。しかし、1993年以降の時代においてはむしろ非正規雇用入職リスクが低く、仮説1は支持されない。』ということとなる。次に、仮説2『男性においては、父不在・無職の出身階層で非正規雇用入職リスクが高い。』に関してはどうであろうか。時代区分を行わない分析においては、この仮説2は支持された。つまり、確かに父不在・無職の出身階層において非正規雇用への入職リスクが高くなっている。時代区分を施した際には非有意になっているが、これはサンプルが少なく標準誤差が大きくなった結果であると考えられる。従って、仮説2に関しては、『仮説2は支持される。ただし、時代ごとの分析に関しては、さらにリッチなデータにおいて追検証される必要がある。』ということとなる。

次に、女性に関しては、出身階層の影響は1993年以降において確認される。こちらは男性と異なり、中小企業経営者・自営業者の父を持つ階層において初職非正規雇用へ入職しやすい傾向が確認される。また、標準誤差が大きいため、有意水準10%のレベルではあるものの、無職・父不在・非正規の出身階層である集団の非正規雇用入職リスクも顕著に高い。これは、記述的分析においても確認されており、標準誤差が大きいの、サンプル数が小さいためであると考えられる。また、本人学歴に関しては、中等教育卒であることは非正規雇用へ入職しやすくするものの、その効果は大きくなく、1993年以降に限られる。なお、労働市場要因である失業率の影響は、1992年以前においては確認されないものの、1993年以降においてははっきりと確認できる。

女性初職非正規雇用への就業行動におけるこのような影響は、女性労働市場が、近年男性と同様の様相を呈してきたことを示唆するものであると考えられる。これは、失業率の影響や、学歴効果の出現などから確認できる。男性労働市場において1992年以前から有効であった学歴の影響は、女性労働市場では1993年以降になって初めて確認されるようになったのである。そのような局面において、一般的には社会的に恵まれない出身階層である父が無職、非正規雇用、そもそも父が不在であった集団に関しては、非正規雇用へと組み込まれる可能性が高い。しかし、その影響はサンプルサイズの問題から明瞭ではなく、記述的分析に依拠するところが多いものではある。

女性に関しても、本章1節で立てられた仮説に対してどのような結論が得られるのか示す。まず、仮説3『女性においては、出身階層の影響は学歴を経由したものに限定される。』に関しては以下のようなことが言えよう。女性の出身階層の影響は、1993年以降において顕著に見られる。そしてその内実は、中小企業経営者・自営業者の出身階層における非正規雇用入職高リスクという点にまとめられる。そして、学歴との関係性としては、明確な関係性が確認されない。以上のことから、仮説3に関しては、『出身階層の影響に関しては、認められる。ただし、顕著な関連性は1993年以降に限られる。学歴との関連性は見られないことから、仮説3は支持されない。』と結論づける。次に、仮説4『女性においては、学歴による非正規雇用入職リスクの格差が近年確認される。』に関しては、非正規雇用への入職リスクの学歴による差が、1993年以降において初めて確認される点からも、支持されるといえるだろう。

第4章：職歴内での非正規雇用への就業行動の社会階層分析

本章では、職業経歴中での非正規雇用への就業行動が、出身階層や学歴、その他の要因からどのような影響を受けているのかということ进行分析する。まず第1節においては、これまでの社会階層研究から、本章の分析における仮説を提示する。次に、第2節において、使用するデータとその処理方法に関して説明する。その後、第3節で、分析のモデルと変数に関して述べる。そのような準備を経て、第4節において分析を行い、その結果を提示する。最後に第5節で、分析結果から得られる結論と考察を展開する。

4.1. 非正規雇用の世代内移動に関する仮説

初職から現職に至るまでの職歴内における、非正規雇用への入職リスクの出身階層間格差に関しては、石田(2005)において明瞭な結果が得られていない。石田(2005)における現職非正規雇用への影響を確認すると、自営業者の出身階層において非正規雇用へ入職しづらい影響が確認できるほかは、明確でない。一方、多くの研究では、初職で就いた社会階層が、現職やその後の職業経歴を強く規定することが示されている(石田 2005; 太郎丸 2005; 堀 2007)。以上のことから、男女ともに、仮説として、以下のようなものが考えられる。

仮説 1: 初職を統制した上でも、自営業の出身階層において非正規雇用へ入職しづらい。

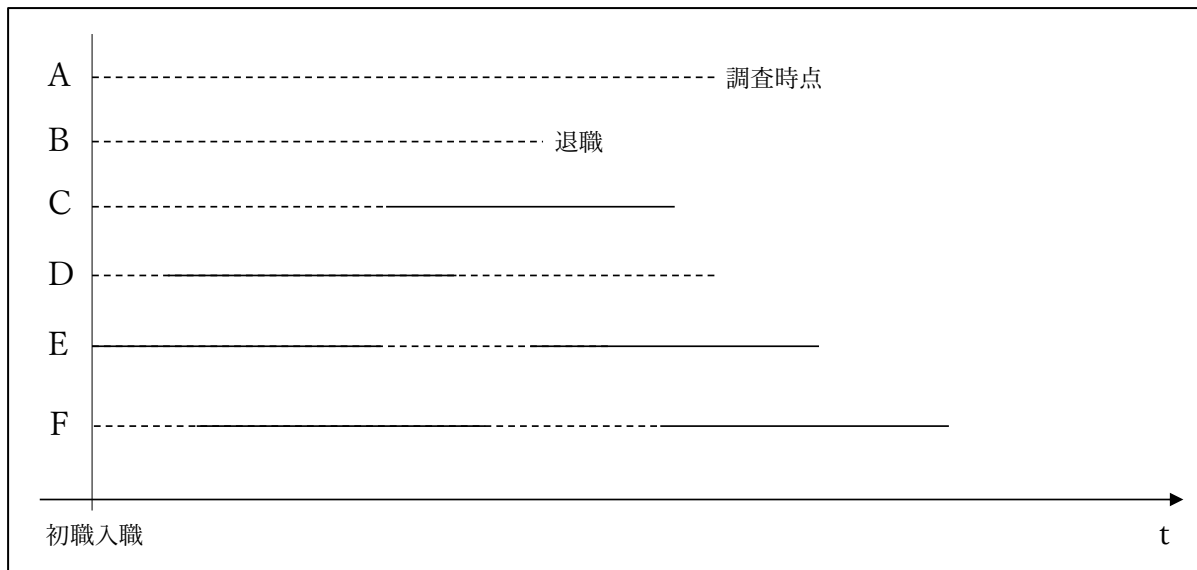
仮説 2: 初職で非正規雇用へ就いたものは、職歴内においても非正規雇用に就きやすい。

4.2. 分析対象のデータ

本章では、1995年と2005年に実施された、社会階層と社会移動全国調査(以下 SSM 調査)の個票データを使用した。第3章で使用した JGSS 調査データを使用しない理由としては、JGSS 調査データが、職業経歴を間断なく捉えた調査データではないからである。その一方、SSM 調査データは、初職入職の段階から現在の職業までの職業経歴を間断なく捉えており、本章の分析に適していると考えられる。SSM 調査データのうち、初職入職以降、現在の職業までの職業経歴データを使用する。

SSM 調査の職歴データからは、各個人が何歳の段階からどのような職業に就きその仕事を何歳の段階で離職し、その次にはどのような職業についてのかという情報が間断なく把握できる。各転職段階の職業の情報からは、従業上の地位や従業産業、企業規模や前職の離職理由などがわかる。本章においては、これらの職歴データを活用した分析を行う。まず初めに、本章で使用する SSM 調査の職歴データの構造と、データ処理の仕方に関して述べる。

SSM 調査によって把握できる職業経歴は、図 4-1 のようなものである。図 4-1 において、点線部分が非正規雇用以外の就業期間、実線部分が非正規雇用の就業期間を意味する。例えば個体 A は、初職入職から調査実施時点まで一貫して非正規雇用以外の就業状態に置かれており、個体 B は



【図 4-1】SSM 調査の職歴データの概略図

退職まで非正規雇用以外である。しかし、個体 C・D・E・F は、職歴の過程の中で何度か非正規雇用への就業を経験している。個体 C の場合、その回数は 1 度きりであるが、個体 D・E・F は複数回の移動を経験している。

さて、本章では、次節で述べるように、イベントヒストリー分析を行うが、イベントヒストリー分析においては、イベント生起のリスクにさらされている個体のみをリスクセット (Risk Set)²⁰に含め、リスクセットに含まれた個体のみに対して分析を行う。本研究では、イベント生起には、非正規雇用への入職を定義に使用するため、非正規雇用への入職が起こった際に、その個体をリスクセットから除外し、分析の対象から外す。つまり、非正規雇用への入職要因を分析する際には、リスクセットに含まれる個体は非正規雇用以外の就業者である。図 4-1 に即して説明すると、非正規雇用への入職リスクにさらされている点線部分(非正規雇用以外の就業期間)をリスクセットに含める。

次に、表 4-1 に、SSM 調査から作成した職歴データの様子を表す。なお、表 4-1 は、説明のために用いる架空のデータである。表 4-1 から分かるように、本章の分析にあたっては、1 行が 1 離散時間を表すような、パーソン・イヤーデータ (person year data)²¹となっている。各個体内での複

²⁰ イベントヒストリー分析では、何かしらのイベントが発生するリスク(可能性)に置かれている個体をリスクセットに含めて分析を行うことになる。本研究に即して述べれば、非正規雇用以外に従業している者は、非正規雇用への入職というイベントが起こりうるリスクにさらされているわけであり、現状非正規雇用に従業しているものは、そのリスクにさらされていない。よって、非正規雇用以外に従業している者のみがリスクセットに含まれることとなる。

²¹ 通常の回帰分析で使用するようなデータは、1 行が 1 個体(個人)を表す「パーソン・レベルデータ (person level data)」である。しかし、イベントヒストリー分析においては、1 行が 1 個人のある時間単位の状態を表すデータを使用する。これを「パーソン・ピリオドデータ (person period data)」と呼び、特にその時間単位が年であるものを「パーソン・イヤーデータ (person year data)」と呼ぶ。

【表 4-1】 パーソン・イヤーデータの概略

id	episode	time	age	...
1	1	1	22	...
1	1	2	23	...
1	1	3	24	...
1	1	4	25	...
1	1	5	26	...
2	1	1	18	...
2	1	2	19	...
2	1	3	20	...
2	1	4	21	...
2	2	1	27	...
2	2	2	28	...
2	2	3	29	...
2	2	4	30	...
2	2	5	31	...
⋮	⋮		⋮	⋮

数のリスクセットを episode によって区別しつつも、id によってそれらをネストすることにより、各個人で複数回起こるイベント生起を表現している。また、time は、各 episode に入ってから時間を表す変数である。例えば、表 4-1 内の id=2 の個体は、22 歳から 26 歳の間にリスクセットから除外され、27 歳以降において再びリスクセットに入っている。

4.3. 分析のモデルと変数

本章における分析では、離散時間ロジットモデル(Discrete-Time Logit Model)を使用したイベントヒストリー分析(Event History Analysis)を行う。さらに、イベントヒストリー分析の中でも、繰り返し生起するイベント(Repeated Event)に対するイベントヒストリー分析(Repeated Event History Analysis)を行うこととする。イベントヒストリー分析とは、時系列的な流れの中で、なんらかの出来事が起こり、質的な変化をもたらされる現象に対して、その出来事(=イベント)が起こる要因を明らかにする分析手法である(Allison 2014)。ここでは、人々の職業経歴の中で、非正規雇用以外に就業している状態から、非正規雇用に就業している状態へと変化する出来事をイベント生起と定義する。つまり、非正規雇用への入職イベントが、職業経歴中のどのような要因によってもたらされるのか、ということが、イベントヒストリー分析によって明らかとなる。イベントヒストリー分析には、1度きりしか起こり得ない出来事に対するモデルと、複数回起こりうるイベント(Repeated Event)に対するモデルが存在する。前者に適用される事例としては、死亡や初職への入職、初婚の生起などがある。しかし、社会科学が標榜するさまざまな出来事は一般的に、複数回起

こりうるものである。その例としては、ここで扱う職業状態の変化の他に、結婚や出産、移住などが挙げられる。本研究では、繰り返し起こるイベントに対するイベントヒストリー分析を適用することで、それぞれのライフコース内での複数回の非正規雇用への入職までも、分析の対象とすることができる。

本章のイベントヒストリー分析においては、離散時間モデルを使用する。離散時間モデルとは、各個人のライフコース上での測定時間を、 $t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ のように、序数的に定義し、各測定時間のみにおいて、イベントの観測が可能であるとした時、そのイベント生起に対する要因を分析する分析手法のことである(三輪・林 2014)。イベントヒストリー分析には、離散時間モデルの他に、連続時間モデルもあるが、こちらは測定時間が極めて細かいと想定したモデルである。今回は、SSM 調査データの測定単位が1年となっているために、離散時間モデルの使用が適切であると考えた。

あるライフコース上において、観測が開始されてからの時間を t 、イベントが生起する時間を T とすると、以下の式 4-1 によってハザード確率が定義される。

$$p(t) = \Pr(T = t | T \geq t) \dots(\text{式 4-1})$$

つまり、ここで定義されるハザード確率とは、イベントが生起していないと仮定した時、ある離散時間 t においてイベントが生起する確率を示す。

リンク関数には、通常のロジットモデルと同様に、ロジットリンク(式 4-2)を指定する。

$$p(t) = \frac{\exp(\lambda(t) + \sum_{k=0}^K \beta_k X_k)}{1 + \exp(\lambda(t) + \sum_{k=0}^K \beta_k X_k)} \dots(\text{式 4-2})$$

式 4-2 を変形することにより、式 4-3 を得る。

$$\log \frac{p(t)}{1-p(t)} = \lambda(t) + \sum_{k=0}^K \beta_k X_k \dots(\text{式 4-3})$$

式 4-3 から分かるように、離散時間ロジットモデルとは、ハザード確率の対数オッズを被説明変数に使用したモデルのことである。ここで、 $\lambda(t)$ は、基底ハザード関数を指す。実際の分析上は、この基底ハザード関数は、リスク開始からの時点数によるステップ型関数や、リスク開始時間の線形関数で近似することができる(三輪・林 2014)。次に、繰り返し生起するイベントに対するイベントヒストリー分析に関して説明する。まず初めに、基礎的なロジット関数として、以下の式 4-4 を設定する。

$$\Pi_{ijt} = \log \left(\frac{p_{ijt}}{1-p_{ijt}} \right) \dots(\text{式 4-4})$$

ここで、 p_{ijt} とは、 $id=j$ の個体の、 t 時点目における i 番目の非正規雇用入職イベントが生起する確率を表す。式4-4で表されるロジット関数は、非正規雇用入職のオッズを対数変換したものである。離散時間ロジットモデルでは、以下の式4-5によって各説明変数の効果を推定することができる。

$$\begin{aligned} \ln p_{ijt} &= \gamma_{00} + \gamma_1 X_{ij} + \gamma_2 Z_{ijt} + \gamma_3 t + v_{0j} \\ v_{0j} &\sim N(0, \sigma_u^2) \end{aligned} \quad \dots(\text{式 4-5})$$

ここで、 γ_{00} は全ての個体に共通する切片、 v_{0j} は各個体に固有の値を持つランダム誤差項、 $\gamma_1 \cdot \gamma_2 \cdot \gamma_3$ はそれぞれ、時間不変変数 X_{ij} と時変変数 Z_{ijt} 、時間変数 t の回帰係数である。時変変数の中にも、各個体の中では変化するが各個体の同一リスクセットの中では変化しない変数と、各個体の中で変化する上に各個体の同一リスクセットの中でも変化する変数とがある。

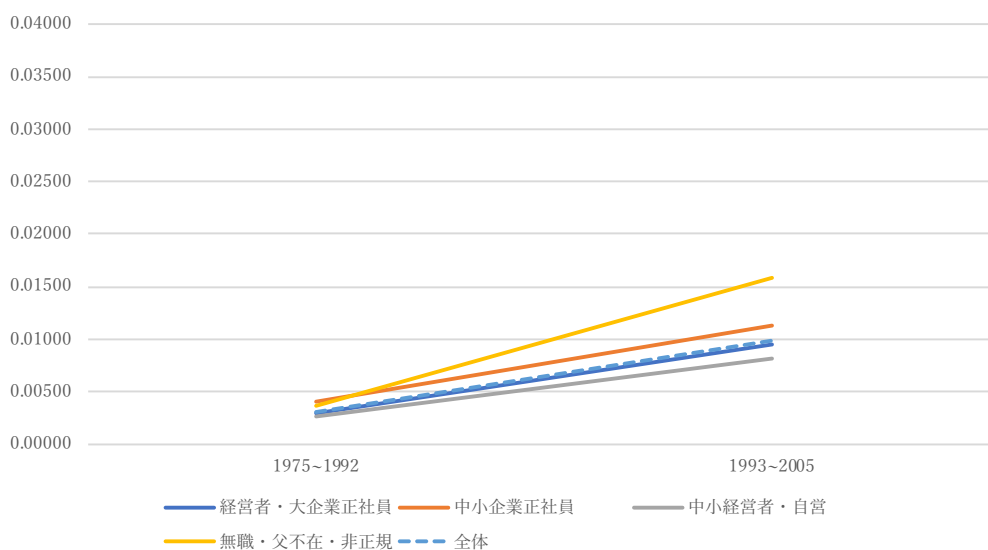
繰り返し生起するイベントヒストリー分析の手法に関しては、Allison(2009)やTeachman(2011)を参照されたい。

被説明変数には、非正規雇用への入職イベント生起ダミー変数を使用する。説明変数には、本人出身階層、本人学歴を使用する。両者とも時間によって変化しない時不変変数である。時変の統制変数としては、失業率、結婚、年齢、西暦年を使用する。時不変の統制変数としては、初職非正規雇用ダミーを使用する。

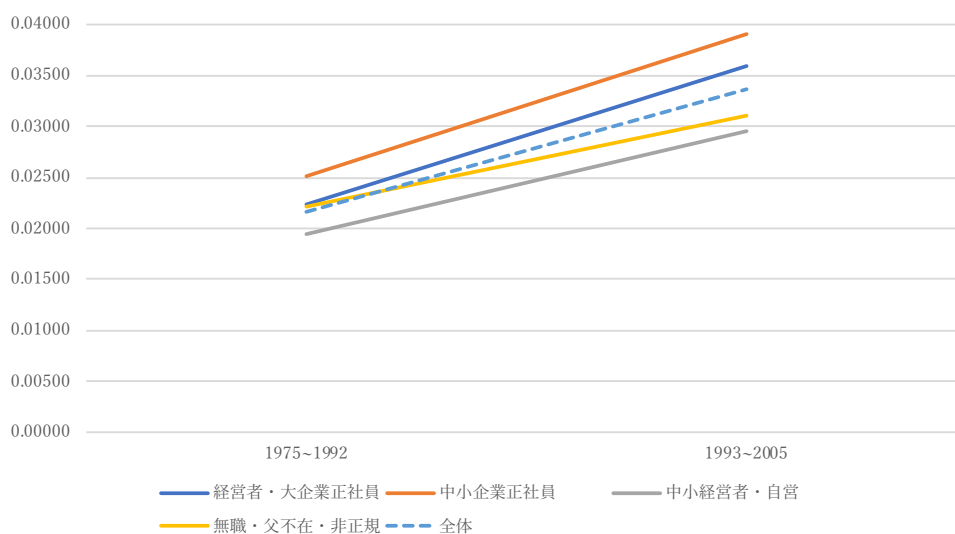
4.4. 分析結果

まず初めに、データの概形と傾向を掴むために、記述的な分析を行うこととする。図4-2ならびに図4-3は、職歴全体における非正規雇用への入職リスクに、出身階層間でどのような違いがあるのかを時代別に示したグラフである。図4-2は男性を、図4-3は女性を示している。グラフに表示された割合は、1離散時間内に、非正規雇用へ入職する確率を記述的に算出したものである。複数回起こりうる非正規雇用への入職イベントを、同一出身階層内の各個体で加算していき、同一出身階層内に存在する全スペルとの割合を算出している。図4-2からは、無職・父不在・非正規雇用が出身階層の者において、非正規雇用への入職リスクが上昇していることが確認される。そのほかの出身階層に関しては目立った違いは確認できない。次に、図4-3の女性の場合を確認する。女性においては、1993年以降確かに職歴上の非正規雇用への入職リスクは上昇しているものの、その上昇幅に出身階層間格差は見られない。しかし、全体としては中小企業正社員の出身階層において他の出身階層よりも非正規雇用への入職リスクが高い傾向にある。

次に、出身階層による非正規雇用への入職回数の違いを記述的に確認するために、各出身階層において、非正規雇用とそれ以外の地位間でどの程度移動を経験しているのかを確認した。その結果が、図4-4および図4-5である。



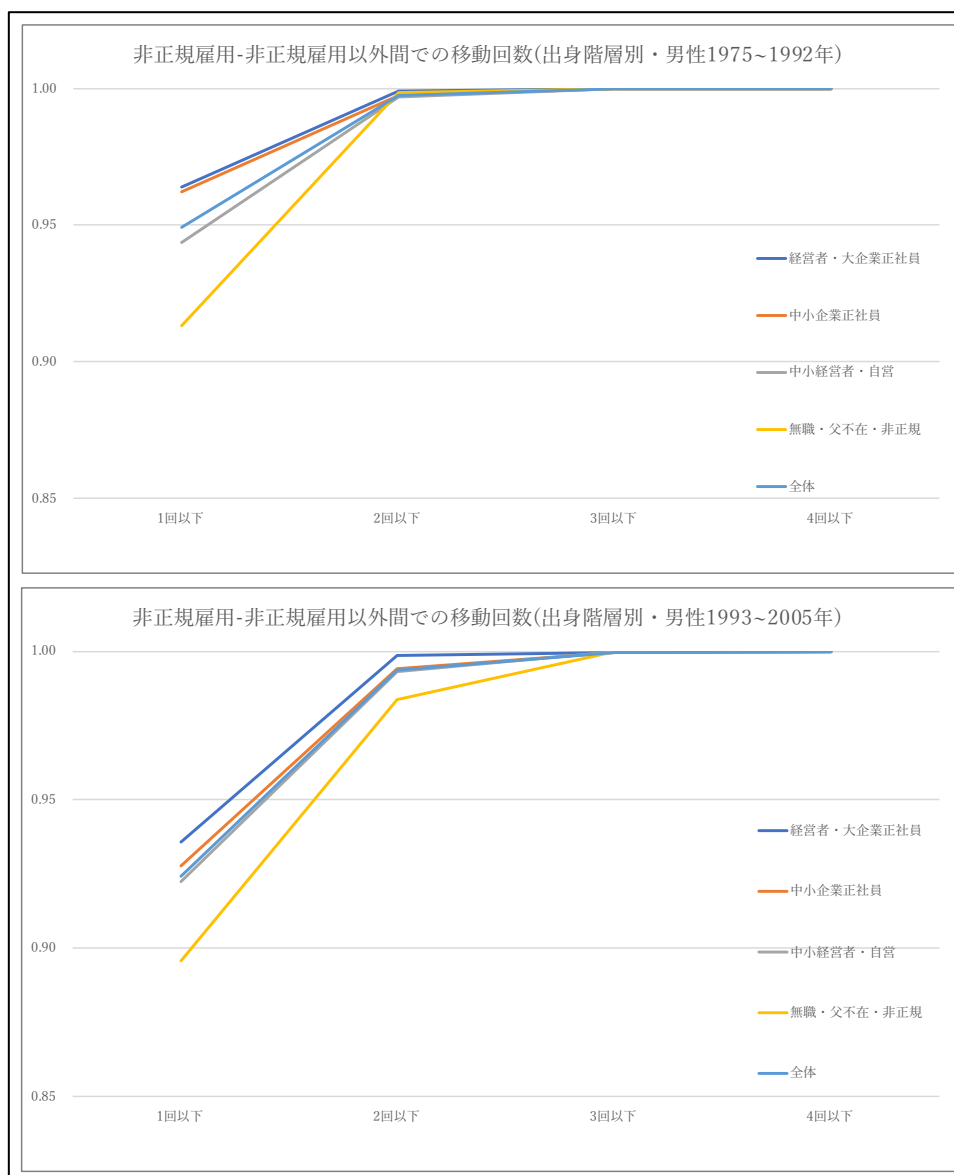
【図 4-2】 職歴全体における非正規雇用への入職リスク(出身階層別・男性)



【図 4-3】 職歴全体における非正規雇用への入職リスク(出身階層別・女性)

図 4-4 から、男性における非正規雇用と非正規雇用以外の間での移動状況を確認すると、出身階層が無職・父不在・非正規である場合に、非正規雇用への入職回数が他と比べて多い傾向にあることがわかる。これは、1992 年以前と 1993 年以降の両者に共通している。他の出身階層間での違いは顕著には見られない。

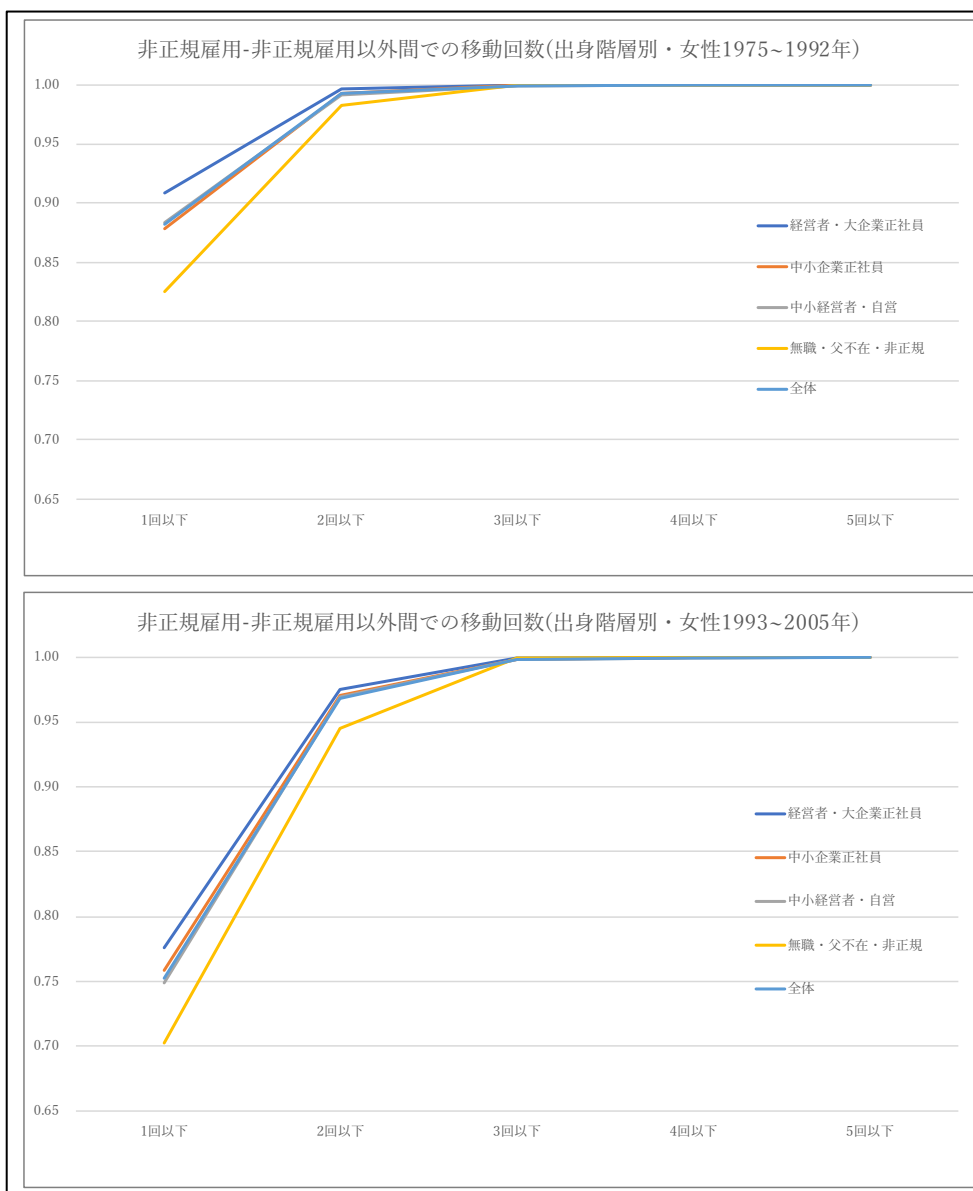
次に、図 4-5 から、女性における非正規雇用と非正規雇用以外の間での移動状況を確認すると、やはりこちらも無職・父不在・非正規の出身階層において、他の出身階層と比べて移動回数が多い



【図 4-4】 非正規雇用-非正規雇用以外間での移動回数(出身階層別・男性)

い。以上のことから、男性と女性のどちらでも、出身階層が無職・父不在・非正規という、低階層に位置付けられる出身階層の者において、それ以外の出身階層に比べると、非正規雇用への入職を複数回経験する傾向があることがわかった。

それでは次に、離散ロジットモデルの実行へと移る。まず、離散時間ロジットモデルを行う前に、使用する基底ハザード関数のモデル選択を行う。前節でも述べたように、本章で行う離散時間ロジットモデルにおいては、基底ハザード関数の近似としてリスク暴露経過時間を設定する。しかし、この際に、リスク暴露経過時間に対して、どのような時間間隔をもって分割し、基底ハザード関数を設定するのか、という点が問題となる。そこで、離散時間ロジットモデルの実行前に、基底ハザード関数のモデル選択を行う。ここでは、以下の7つのモデルを想定した。1つ目は、基底ハザード関数として線形関数を想定し、リスク暴露経過時間を連続変数として使用する方法である



【図 4-5】非正規雇用-非正規雇用以外間での移動回数(出身階層別・女性)

(線形モデル)。以下2つ目以降は、基底ハザード関数としてステップ型関数を想定し、特定の時間間隔によって分割する方法をとる。2つ目は2年間隔で分割するモデル(2年ごとモデル)、3つ目は、3年間隔(3年ごとモデル)、4つ目は4年間隔(4年ごとモデル)、5つ目は5年間隔(5年ごとモデル)、6つ目は10年間隔(10年ごとモデル)である。7つ目に関しては、非等間隔によってリスク暴露経過時間を分割した。1年目から10年目までは2年間隔、そこから20年目までは5年、40年目までは10年、それ以降は1カテゴリとする方法をとった(非等間隔モデル)。このような非等間隔をとった理由としては、リスク暴露経過時間が長くなるほど各ダミー変数の該当者が少なくなってくるためである。これらに対しては、特定時間間隔ごとのダミー変数を作成し、モデルに投入することによって、基底ハザード関数を近似する。これらのモデルに対して、後に行う説明変数を

【表 4-2】 基底ハザード関数のモデル選択における情報量基準の比較

	線形モデル	10年ごとモデル	非等間隔モデル
AIC	13104.81	12803.41	12775.90
BIC	13224.82	12963.42	12975.90

投入した回帰分析の情報量基準から基底ハザード関数のモデルを選択した。表 4-2 は、各モデルの情報量基準である。なお、2 年ごとモデル、3 年ごとモデル、4 年ごとモデルおよび 5 年ごとモデルでは、各ダミー変数の該当者が少なく、モデルが収束しなかったため掲載していない。表 4-2 から、線形モデルと比較すると、10 年ごとモデルや非等間隔モデルなどのステップ型関数のモデルの方がモデルの当てはまりが良いことがわかる。また、10 年ごとモデルと非等間隔モデルとでは、情報量基準では大きな差がなく、他の係数の推定量の差もほぼないため、基底ハザード関数の各ダミー変数の該当者が同程度になる非等間隔モデルを採用することとした。

次に、離散時間ロジットモデルを実行する。まず、時代区分を行わない分析を行うことで、全体の傾向を確認する。その後、時代区分によって分割したのち、各時代区分に分析を実行した。こちらでも男性と女性は明確に区別して別々の分析にかけた。まず、男性の分析結果について提示する。表 4-3 は、時代区分を行わない男性の分析結果である。Model1 は、最もシンプルなモデルで、説明変数として出身階層のみを投入している。なお、どのモデルにおいても各時点の年齢と西暦年を統制する目的で、それらを投入している。それらは時変の変数である。Model2 には、Model1 の変数に加え、本人の出身学歴変数を投入した。Model3 には、Model2 に加え、失業率、初職非正規雇用ダミー、結婚変数を投入した。Model4 には、それらに加えて、失業率と出身階層の交互作用を投入した。これにより、どのような出身階層において、失業率の影響を受けやすいのかということが明らかとなる。以降の分析結果表の Model4 の結果に関しては、有意な結果が得られたもののみを掲載している。

それでは、表 4-3 を見てみる。表 4-3 からは、男性の職歴内における非正規雇用への入職リスクが、父親が無職か非正規雇用、もしくは父親が 15 歳時点で不在であった出身階層において高くなっていることがわかる。この影響は、失業率、初職非正規雇用ダミー、結婚などの影響を考慮した上でも残っている。社会において不利な階層に位置づけられる「無職・非正規・父不在」の出身階層で、非正規雇用へ入職しやすい影響が確認されたことは、社会階層の再生産の存在を示唆させる。また、学歴の影響に関しては、出身階層との関連は特段見られない。しかし、初等教育卒や中等教育卒の層で非正規雇用へ入職しやすくなっている。次に、失業率と出身階層との交互作用項を確認すると、有意水準 10%ながらも、中小経営者・自営業の出身階層において負の効果が見られる(表 4-3 Model4)。中小企業経営者・自営業の出身階層では、他の出身階層に比べて、失業率の影響を受けにくいことがわかる。

次に、男性の時代区分を行い、それぞれに関して詳細の分析を行う。1992 年以前と 1993 年以降では、日本型雇用システムの維持、雇用の不安定化、景気の低迷というさまざまな景気状況にお

【表 4-3】 男性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット)

	Model1		Model2		Model3		Model4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)								
中小企業正社員	0.201	0.133	0.113	0.135	0.121	0.138	0.583	0.401
中小経営者・自営	-0.014	0.123	-0.107	0.125	-0.091	0.128	0.561	0.364
無職・父不在・非正規	0.463 **	0.163	0.347 *	0.165	0.301 †	0.168	0.997 *	0.476
本人学歴(ref=高等教育2)								
初等教育			0.559 **	0.152	0.350 *	0.161	0.350 *	0.161
中等教育			0.412 **	0.126	0.294 *	0.131	0.295 *	0.131
高等教育1			0.374	0.299	0.306	0.301	0.312	0.301
失業率					0.285 **	0.064	0.416 **	0.095
初職非正規雇用ダミー					0.792 **	0.148	0.781 **	0.148
結婚					-0.686 **	0.119	-0.686 **	0.120
年齢	-0.019 †	0.010	-0.009	0.009	-0.014	0.011	-0.013	0.011
年(西暦)	0.056 **	0.005	0.059 **	0.005	0.030 **	0.007	0.031 **	0.007
失業率×出身階層(ref=経営者・大企業正社員)								
失業率×中小企業正社員							-0.128	0.103
失業率×中小経営者・自営							-0.185 †	0.095
失業率×無職・父不在・非正規							-0.194	0.123
基底ハザード関数(ref=1~2年)								
3~4年	0.307 †	0.179	0.276	0.180	0.404 *	0.186	0.398 *	0.186
5~6年	-0.256	0.208	-0.292	0.208	-0.118	0.216	-0.129	0.216
7~8年	-0.599 *	0.235	-0.655 **	0.234	-0.327	0.241	-0.343 *	0.241
9~10年	-0.910 **	0.265	-0.989 **	0.263	-0.549 *	0.272	-0.569 **	0.273
11~15年	-1.196 **	0.231	-1.318 **	0.227	-0.758 **	0.246	-0.783 **	0.246
16~20年	-1.446 **	0.273	-1.666 **	0.268	-0.942 **	0.294	-0.966 **	0.294
21~30年	-1.320 **	0.281	-1.596 **	0.268	-0.776 *	0.310	-0.806 **	0.310
31~40年	-0.496	0.337	-0.914 **	0.318	-0.019	0.377	-0.049	0.376
41~57年	0.673 †	0.403	0.105	0.381	1.044 *	0.456	1.021 *	0.455
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.08		0.08		0.09		0.09	
Pseudo R ² (McFadden)	0.07		0.08		0.09		0.09	
AIC	6458.4		6421.5		6104.6		6106.4	
BIC	6602.8		6594.8		6305.9		6336.4	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

いて不連続性が存在するのみだけでなく、大学卒業者が増えるといった教育的側面においても不連続性を多分に含んでいる。このような時代区分を設けた分析は、その不連続性を捉える上で価値のあるものとなるだろう。

表 4-4 は、男性の職歴内での非正規雇用への入職イベントを被説明変数としたイベントヒストリー分析の結果である。時代は、1975 年から 1992 年の間のイベントのみを対象としている。まず、出身階層の影響に関しては、どの階層でも見られない。また、出身階層と失業率の交互作用項を投入した Model4 の分析も行ったものの、どのカテゴリにおいても統計的に有意な結果は得られなかった(結果不掲載)。この時期の非正規雇用入職の特徴としては、初等教育や中等教育卒の比較的学歴の低い層での非正規雇用への入職のしやすさが目立つという点が挙げられる。さらに、失業率の

【表 4-4】 男性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット・1975年～1992年)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)						
中小企業正社員	0.227	0.248	0.035	0.251	0.067	0.262
中小経営者・自営	0.048	0.228	-0.132	0.231	-0.071	0.243
無職・父不在・非正規	0.513	0.342	0.243	0.345	0.274	0.353
本人学歴(ref=高等教育2)						
初等教育			1.397 **	0.310	1.095 **	0.336
中等教育			0.896 **	0.265	0.692 *	0.280
高等教育1			0.429	0.624	0.300	0.629
失業率					-0.085	0.311
初職非正規雇用ダミー					0.839 **	0.282
結婚					-0.801 **	0.256
年齢	-0.036	0.024	0.004	0.020	-0.013	0.025
年(西暦)	0.054 **	0.017	0.057 **	0.017	0.051 **	0.018
基底ハザード関数(ref=1~2年)						
3~4年	0.537	0.298	0.466	0.297	0.574 †	0.304
5~6年	-0.149	0.366	-0.285	0.361	-0.068	0.370
7~8年	-0.556	0.429	-0.779 †	0.420	-0.428	0.433
9~10年	-0.901 †	0.505	-1.216 *	0.491	-0.722	0.510
11~15年	-0.843 †	0.434	-1.328 **	0.405	-0.678	0.455
16~20年	-1.159 *	0.539	-1.905 **	0.495	-0.957 †	0.566
21~30年	-1.130 †	0.622	-2.249 **	0.552	-1.216 †	0.668
31~40年	-0.094	0.793	-1.677 *	0.690	-0.370	0.852
41~57年	1.671 †	0.989	-0.378	0.855	1.020	1.069
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.06		0.07		0.08	
Pseudo R ² (McFadden)	0.06		0.07		0.08	
AIC	1984.6		1968.8		1841.1	
BIC	2116.9		2127.4		2025.6	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

影響は、西暦年のコントロールをおこなっている状況で優位ではなく、その影響は確認されない。しかし、初職が非正規雇用であることは、その後の職歴内で非正規雇用への入職を経験するリスクを優位に上昇させる。また、既婚状態にあることは、非正規雇用への入職リスクを優位に低下させることがわかる。どちらにせよ、出身階層によって、非正規雇用への入職のしやすさに、違いは見られず、本人の学歴やその時の景気状況によって規定される状況が確認された。

次に、男性の職歴内における非正規雇用への入職のしやすさに関して、1993年以降のイベントを対象に分析を行う。表4-5が、その結果である。まず言えることは、出身階層の影響はこの時代においても確認されない。また、1992年以前において確認されていた学歴の効果に関しても、確認されなかった。1992年以前と異なる点は、失業率が大きく影響している点である。1993年以降では、西暦年の正の効果も、失業率が吸収していることがわかる。これは、1992年以前には見られなかった様相であり、1993年以降になって初めて失業率の影響が確認されることがわかる。なお、初職が非正規雇用であることは、この時代においても強く職歴内での非正規雇用への入職を規

【表 4-5】 男性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット・1993年～2005年)

	Model1		Model2		Model3		Model4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)								
中小企業正社員	0.116	0.163	0.090	0.166	0.085	0.169	0.084	0.169
中小経営者・自営	-0.222	0.158	-0.255	0.160	-0.220	0.161	-0.218	0.161
無職・父不在・非正規	0.269	0.202	0.228	0.205	0.182	0.207	0.185	0.207
本人学歴(ref=高等教育2)								
初等教育			0.135	0.195	-0.025	0.203	0.952	0.893
中等教育			0.284	† 0.151	0.195	0.156	0.646	0.761
高等教育1			0.456	0.360	0.380	0.361	-4.889	3.206
失業率					0.417	** 0.118	0.495	** 0.175
初職非正規雇用ダミー					0.796	** 0.183	0.790	** 0.183
結婚					-0.673	** 0.145	-0.679	** 0.145
年齢	-0.011	0.010	-0.007	0.010	-0.003	0.012	-0.003	0.012
年(西暦)	0.078	** 0.015	0.077	** 0.015	-0.017	0.030	-0.016	0.030
失業率×出身階層(ref=経営者・大企業正社員)								
失業率×中小企業正社員							-0.225	0.199
失業率×中小経営者・自営							-0.102	0.168
失業率×無職・父不在・非正規							1.121	† 0.647
基底ハザード関数(ref=1~2年)								
3~4年	0.259	0.288	0.252	0.288	0.455	0.303	0.454	0.303
5~6年	-0.367	0.330	-0.380	0.330	-0.099	0.343	-0.107	0.344
7~8年	-0.548	0.349	-0.564	0.349	-0.211	0.363	-0.217	0.364
9~10年	-1.058	** 0.403	-1.081	** 0.403	-0.636	0.417	-0.632	0.418
11~15年	-1.380	** 0.336	-1.421	** 0.335	-0.878	* 0.357	-0.883	* 0.357
16~20年	-1.699	** 0.383	-1.761	** 0.381	-1.135	** 0.408	-1.141	** 0.408
21~30年	-1.280	** 0.339	-1.374	** 0.336	-0.675	† 0.379	-0.704	† 0.379
31~40年	-0.685	† 0.380	-0.819	* 0.378	-0.132	0.437	-0.169	0.437
41~57年	0.279	0.435	0.109	0.437	0.884	† 0.510	0.861	† 0.509
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.05		0.05		0.07		0.07	
Pseudo R ² (McFadden)	0.05		0.05		0.06		0.06	
AIC	3558.9		3559.9		3448.6		3447.5	
BIC	3685.3		3711.6		3625.0		3649.2	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

定する。初職に非正規雇用へと入職したものは、その後の職歴内でも非正規雇用への入職において高リスクに置かれるような現状が確認できる。

失業率と出身階層の交互作用項に関しては、有意水準 10%ながらも、無職・父不在・非正規の出身階層にて正の効果が見られる。出身階層が無職・父不在・非正規の者は、他の出身階層のものよりも失業率の影響を強く受けることがわかる。1993年以降において、非正規雇用への入職は、失業率の影響を多分に受けるようになったが、その影響の受け方には出身階層間格差が存在しており、「無職・父不在・非正規」という低い出身階層では失業率の影響を直接的に強く受けるような状況が想定される。

男性の分析を通して、次のようなことが明らかとなった。まず、時代を通して全体の傾向を確認すると、「無職・父不在・非正規」の出身階層において、職歴内での非正規雇用入職リスクが高い。また、学歴による非正規雇用入職リスクは、1992年以前の初等・中等教育層で高いものの、

その違いは1993年以降において不明瞭となっている。時代間での大きな違いは、1992年以前に失業率の影響が見られない一方で、1993年以降においてはその影響が大きく確認される点である。そして、その影響は、「無職・父不在・非正規」の出身階層にて強く受ける。これは、各時代区分内でさらに西暦年の統制をおこなった上でも存在している。これらの結果から、次節において結論と考察を行うこととする。

次に、女性に関する分析へと移る。表4-6は、時代区分を行わず、全体の傾向を分析した結果である。出身階層の影響は総じて不明瞭である。通常、女性の場合、男性に比べて世代間階層継承は流動的である。それは、女性の場合、本人の職業が、個人のライフイベントや配偶者の影響を、男性以上に強く受けるためである。さらに結果を見ていくと、まず、出身階層が「無職・父不在・非正規」である場合には、学歴を経由した形での高い非正規雇用入職傾向が確認される。これは、

【表4-6】女性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)						
中小企業正社員	0.089	0.062	0.008	0.063	0.009	0.064
中小経営者・自営	-0.032	0.060	-0.108 †	0.061	-0.105 †	0.062
無職・父不在・非正規	0.152 †	0.086	0.036	0.089	0.038	0.090
本人学歴(ref=高等教育2)						
初等教育			0.551 **	0.109	0.531 **	0.111
中等教育			0.405 **	0.095	0.407 **	0.095
高等教育1			0.184 †	0.110	0.184 †	0.110
失業率					-0.008	0.034
初職非正規雇用ダミー					0.198 **	0.074
結婚					0.226 **	0.058
年齢	-0.019 **	0.003	-0.022 **	0.003	-0.026 **	0.003
年(西暦)	0.052 **	0.002	0.056 **	0.002	0.057 **	0.004
基底ハザード関数(ref=1~2年)						
3~4年	0.736 **	0.104	0.737 **	0.104	0.716 **	0.106
5~6年	0.682 **	0.107	0.680 **	0.107	0.628 **	0.109
7~8年	0.448 **	0.114	0.447 **	0.114	0.375 **	0.117
9~10年	0.497 **	0.115	0.496 **	0.115	0.427 **	0.118
11~15年	0.403 **	0.102	0.397 **	0.102	0.316 **	0.107
16~20年	0.573 **	0.107	0.560 **	0.106	0.486 **	0.111
21~30年	0.429 **	0.111	0.405 **	0.110	0.365 **	0.115
31~40年	-0.143	0.142	-0.191	0.141	-0.196	0.145
41~57年	-0.281	0.187	-0.348 †	0.186	-0.277	0.191
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.04		0.04		0.04	
Pseudo R ² (McFadden)	0.04		0.04		0.04	
AIC	21472.0		21436.0		20701.0	
BIC	21615.5		21608.9		20900.7	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

Model2において、「無職・父不在・非正規」の影響が消えている点からわかる。また、学歴の効果を統制すると、中小企業経営者・自営業者の出身階層の影響が見られる。「中小企業経営者・自営業」の出身階層では、他と比較して非正規雇用へ入職しづらい。Model2において学歴を投入する以前にはその効果が見られないことから、「中小企業経営者・自営業」の出身階層での負の影響が、学歴によって相殺されていた可能性がある。本人の学歴を揃えた場合、出身階層が「中小企業経営者・自営業」である場合は、非正規雇用への入職リスクが相対的に低いのである。なお、失業率の影響は確認されず、既婚状態であることは非正規雇用への入職リスクを高める。この点は男性とは逆になっている。

次に、女性に関して、時代区分を行った上で分析を実行する。表4-7は、女性のうち、1975年から1992年までのイベントのみを対象とした離散時間ロジットモデルの実行結果である。まず、

【表4-7】女性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット・1975年～1992年)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)						
中小企業正社員	0.126	0.094	0.063	0.096	0.051	0.098
中小経営者・自営	-0.025	0.088	-0.082	0.090	-0.086	0.091
無職・父不在・非正規	0.130	0.133	0.039	0.137	0.025	0.138
本人学歴(ref=高等教育2)						
初等教育			0.402 *	0.170	0.412 *	0.171
中等教育			0.249	0.152	0.267 †	0.153
高等教育1			0.034	0.178	0.047	0.178
失業率					-0.080	0.119
初職非正規雇用ダミー					0.248 *	0.120
結婚					0.280 **	0.096
年齢	-0.014 *	0.006	-0.016 **	0.006	-0.021 **	0.006
年(西暦)	0.062 **	0.007	0.066 **	0.007	0.066 **	0.007
基底ハザード関数(ref=1~2年)						
3~4年	0.622 **	0.174	0.624 **	0.175	0.602 **	0.176
5~6年	0.913 **	0.169	0.916 **	0.169	0.837 **	0.173
7~8年	0.539 **	0.182	0.544 **	0.182	0.422 *	0.189
9~10年	0.427 *	0.189	0.429 *	0.189	0.333 †	0.194
11~15年	0.520 **	0.166	0.511 **	0.166	0.379 *	0.175
16~20年	0.725 **	0.174	0.697 **	0.173	0.598 **	0.181
21~30年	0.514 **	0.188	0.461 *	0.187	0.390 *	0.194
31~40年	-0.085	0.253	-0.166	0.252	-0.219	0.262
41~57年	-0.697	0.513	-0.786	0.511	-0.722	0.562
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.02		0.02		0.02	
Pseudo R ² (McFadden)	0.02		0.02		0.02	
AIC	9811.8		9805.0		9460.7	
BIC	9943.7		9963.2		9644.3	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

出身階層の影響はどのグループにおいても確認されなかった。本人学歴の影響に関しては、初等教育の卒業者において、優位に非正規雇用への入職を経験しやすい傾向があった。これは、労働市場要因や結婚要因を統制した上でも残る。失業率の影響は確認されず、初職が非正規雇用であるか否か、結婚している状態にあるか否かによって非正規雇用への入職リスクが影響を受ける。また、失業率と出身階層の交互作用項を投入した Model4 に関しては、統計的に優位な関係性は確認されなかったため掲載していない。

表 4-8 は、女性のうち、1993 年以降のイベントのみを対象とした離散時間ロジットモデルの結果を示している。1992 年以前と同様に、出身階層による影響は見られない。本人学歴の影響は、1992 年以前での影響に加え、中等教育・高等教育 1 の卒業者においても正の効果が確認される。特に中等教育(新制学校では高校卒)の層で非正規雇用への入職リスクが顕著に高い。1993 年以降の女性の非正規雇用に関しては、1992 年以前と比べて非正規雇用入職リスクが高学歴化していることが確認される。さらに、1992 年以前に確認されていた初職非正規雇用であることの効果や既

【表 4-8】女性非正規雇用入職イベント生起への影響(離散時間ロジット・1993 年～2005 年)

	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
出身階層(ref=経営者・大企業正社員)						
中小企業正社員	0.046	0.091	-0.029	0.093	-0.038	0.093
中小経営者・自営	0.041	0.090	-0.032	0.092	-0.028	0.092
無職・父不在・非正規	0.152	0.132	0.054	0.135	0.048	0.136
本人学歴(ref=高等教育2)						
初等教育			0.412 *	0.163	0.373 *	0.166
中等教育			0.526 **	0.124	0.522 **	0.125
高等教育1			0.316 *	0.142	0.318 *	0.143
失業率					0.085	0.070
初職非正規雇用ダミー					0.083	0.103
結婚					0.089	0.082
年齢	-0.023 **	0.004	-0.024 **	0.004	-0.025 **	0.004
年(西暦)	0.064 **	0.009	0.067 **	0.009	0.047 **	0.017
基底ハザード関数(ref=1~2年)						
3~4年	0.638 **	0.145	0.637 **	0.145	0.628 **	0.146
5~6年	0.251	0.158	0.241	0.159	0.230	0.160
7~8年	0.016	0.171	0.005	0.171	-0.021	0.173
9~10年	0.141	0.168	0.133	0.168	0.119	0.171
11~15年	0.074	0.144	0.055	0.144	0.045	0.147
16~20年	0.101	0.152	0.075	0.153	0.048	0.157
21~30年	0.031	0.149	-0.002	0.149	0.014	0.152
31~40年	-0.446 *	0.176	-0.493 **	0.175	-0.467 **	0.178
41~57年	-0.481 *	0.212	-0.507 *	0.211	-0.448 *	0.215
Pseudo R ² (Cragg-Uhler)	0.04		0.04		0.04	
Pseudo R ² (McFadden)	0.03		0.04		0.03	
AIC	8735.0		8715.3		8586.0	
BIC	8860.3		8865.7		8761.0	

注) † p<0.1 * p<0.05 ** p<0.01

婚状態であることの効果は見られない。また、失業率と出身階層の交互作用項を投入した Model4 においても、統計的に有意な結果が得られず、掲載していない。

4.5. 結論と考察

これまでの職歴に対する分析からは、以下のようなことが結論づけられるだろう。

まず、男性に関しては、時代を区分せずに全体的な傾向を分析すると、出身階層が「無職・父不在・非正規」であるものの非正規雇用入職リスクが相対的に高いことがわかる。さらに、初職が非正規雇用であるか否かということが、その後の職歴内における非正規雇用への入職リスクを強く規定する。時代的な変化としては、失業率の影響の有無という点で大きく変化している。1992年以前は失業率による非正規雇用への入職リスクに違いはなかった。しかし、1993年以降においては、その影響が顕著に出ており、単純な西暦年の効果で統制した上でも、失業率による効果が確認される。このことは、男性非正規雇用の労働市場において、近年、不況時の雇用のクッションとしての機能が強くなっている点が指摘されうるだろう。そして、そのリスクは、出身階層が「無職・父不在・非正規」の層では、他の出身階層グループと比べても失業率の影響を受けやすい。これは、出身階層が「無職・父不在・非正規」の層において、景気要因を大きく受けやすい状況に置かれやすいことを意味する。以上の分析から、職歴過程においては、一貫して「無職・父不在・非正規」の出身階層の者において非正規雇用へ入職しやすく、近年はそれらの層が、特に労働市場の要因を受けやすいことが明らかとなった。

次に、女性に関しては、出身階層による影響は明確には確認できない。1992年以前の女性において、非正規雇用への入職を規定するような強い要因は結婚と学歴である。既婚状態にある場合、非正規雇用につきやすく、最終学歴が初等教育である者の非正規雇用入職リスクが顕著に高い。前者は、既婚女性のパートタイム労働が結果に反映されたと考えるのが妥当であろう。後者は、初等教育卒の者が組み込まれる労働市場において、非正規雇用への流入リスクが高いと考察される。一方、1993年以降は大きく様相が異なる。本人学歴による非正規雇用入職の高リスク層が、より高学歴者にまで広がり始めたわけである。男性同様に1993年以降に非正規雇用に就きやすい中等教育・高等教育1の卒業者において非正規雇用への入職リスクが高い。その一方で、結婚による影響はもはや確認されなくなっている。女性労働市場における非正規雇用は、本人学歴に強く依存し、その多様性は同一の出身階層内でも大きいことが明らかである。

それでは、本章の1節で提示した仮説に関しては、どのような考察が行えるであろうか。まず、男性に関しては、以下のようなことが言えるだろう。

仮説1『初職を統制した上でも、自営業の出身階層において非正規雇用へ入職しづらい。』に関しては、そのようなことは言えない。時代区分を行わない上では、無職・父不在・非正規である出身階層において優位に非正規雇用へ就きやすいが、自営業の出身階層においては入職傾向に他の出身階層との違いは確認されない。これは、時代区分を行った上でも確認できなかった。次に、仮説2『初職で非正規雇用へ就いたものは、職歴内においても非正規雇用に就きやすい。』については、強く支持される。これは、先行研究の分析結果と一致している。その時代的な影響の変化に関しても、一定

であり安定している。つまり、時代が進んでも、一貫して初職非正規雇用の者はその後の職歴内において非正規雇用への入職を経験する可能性が他と比べて高い。

次に、女性に関してはどのようなことが言えようか。まず、仮説1『初職を統制した上でも、自営業の出身階層において非正規雇用へ入職しづらい。』に関しては、時代を区分しない大局的な分析において弱い関連性が見られる。しかし、時代区分を行った上ではその効果が確認されず、強い関連性はないと考えられる。このことから、仮説1に関しては支持されない。次に、仮説2『初職で非正規雇用へ就いたものは、職歴内においても非正規雇用に就きやすい。』に関しては、時代区分を行わない上では確かに確認される。しかし、時代区分を設けると、1992年以前においては確かにその影響は見られるものの、1993年以降においては確認されない。女性においては、初職が非正規雇用であったか否かが、その後の非正規雇用入職を規定する要因ではなくなっている。これは、先行研究では明らかとなっていないことである。まとめると、仮説2に関しては、部分的に支持される。しかし、1993年以降に着目するとその影響は確認されない、と言えるだろう。

終章：まとめ

終章では、これまでの検討や分析からわかる研究全体の結論とその限界、今後考えうる展開などを述べる。第1節において、主に第3章と第4章の分析からわかったことをまとめ、初職とその後の職歴という連続的な個人のライフコースの中で、出身階層や本人の学歴、その他の労働市場の要因などがどのように絡み合っているのか、という全体の考察を行う。第2節においては、本研究で行ってきた分析に対する課題・限界をまとめ、今後の研究展開の示唆を行う。

5.1. 研究の結論と考察

第3章における初職非正規雇用への就業行動への分析、第4章における職歴内での非正規雇用への入職リスクの分析から、個人の連続的なライフコースにおいて、出身階層の影響がどのように継承され、その他の要因とどのように絡み合っているのかという点をまとめたい。その際にも、これまで検討してきたような枠組みを使用して考察・比較を行う。つまり、男性労働市場と女性労働市場とでは背景が異なるために、まず男女で明確に区別すること、そして、非正規雇用の置かれる状況や労働市場における立ち位置が時代によって異なることから、時代を区分した形で比較検討を行うことに注意している。

まず、男性については、「中小企業経営者・自営業」の出身階層に特異性があると言える。1992年以前においては非正規雇用へなりやすかったこの出身階層は、1993年以降においてはむしろそのリスクの低さが指摘されうる。これと並行して非正規雇用の”都市化”，”高学歴化”が進行している。非正規雇用の担い手になりうる層がそのような層に移行してくる様子が明確に描き出された。そして、そのような出身階層間格差によって規定された初職の非正規雇用は、その後の非正規雇用入職を強く規定し、非正規雇用とそれ以外の従業上の地位との移動障壁が高く推移している。職業経歴内では、1992年以前において目立って確認された学歴による違いは1993年以降不明瞭となる一方、「無職・父不在・非正規」の出身階層における失業率の影響の受けやすさが確認されるようになる。学歴によって規定される、参加した労働市場による非正規雇用への入職傾向の違いは明確ではなくなった一方で、非正規雇用へと入職しやすい特定の産業や職業へと社会階層が継承されている可能性がある。

次に女性に関する考察を行っていく。女性の初職非正規雇用への入職は、1993年以降になって学歴による違い、出身階層による違いが確認されるようになっていく。特に「中小企業経営者・自営業」の出身階層で非正規雇用就業しやすいが、この効果は男性とは逆となっている。そして、女性労働市場において、非正規雇用への入職のしやすさに失業率の影響が出始めたのは1993年以降であり、初職労働市場への参入に着目すると、女性の非正規雇用選抜はいわば”男性的”様相を呈してきたと言えよう。そして、女性の場合は、その後の職歴段階においても学歴の影響が顕著に確認され、1993年以降その影響が高学歴化していることが明らかとなった。女性の場合、初職への入職を別とすれば、出身階層の影響は限定的であると言えよう。

男性においては、いわば初職で非正規雇用へ入職しないことが、その後の非正規雇用入職リスク

を弱める上で重要であり、初職非正規雇用を経由した形で出身階層の影響が残る。女性においては、男性ほど初職の影響が明瞭でない。これは、女性の場合には男性以上にライフイベントの影響を強く受け、多様な個人の分散が影響するためであると考えられる。しかしながら、女性の場合には、初職以降において学歴による非正規雇用入職の不平等が確認される。これに関しては、学歴同類婚の研究とも連接すると考えられる。なぜなら、学歴による非正規雇用への入職リスクの違いは、配偶者の社会階層とも密接に関わっており、同類婚の傾向によって説明できる可能性があるからである。しかし、少なくとも学歴による非正規雇用への入職リスクの違いがあるという点は重要な観点である。

5.2. 研究の限界

本研究では、初職非正規雇用への入職と、その後の職歴段階における非正規雇用への入職を検討することにより、従来の1時点の状態に対する分析ではわからなかった、個人のライフコース上での出身階層の影響を検討することが可能となった。しかし、本研究には以下に示すような3点の限界があると考えている。

1点目は、データの特質上の限界である。今回使用したSSM調査とJGSS調査では、非正規雇用に従事している者の割合が低くなっている。非正規雇用を検討する際には、回帰分析を行う上でも十分な検出力を得られるほどのサンプルサイズが必要であり、今回の分析においてもその点からいくつもの困難が生じた部分があった。非正規労働者のサンプルが多ければ、それだけ十分に緻密な分析を行うことが可能となるが、今回はそれが叶ったとは言い難い。今後の研究の展望としては、十分な非正規労働者のサンプルが確保できるデータを入手するか、もしくは自ら収集することが必要となろう。しかしながら、今回の研究も、非正規雇用に関して出身階層をはじめとした多様な要因に関して検討したという点において価値のあるものとなると考える。

2点目は、時代的なコンテキストの粗さである。これは1点目とも関わるが、今回の分析では、時代区分を粗いレベルでしか分割できなかった。本来であれば、より細かな景気の動向、社会の動向を反映した細かな分析が必要となるだろう。非正規労働者の置かれる状況は細かく変動し、その時代的変動は大きいからである。しかしながら、時代区分を探索的に行った上で実行した今回の分析も、今後の研究展開の道標になったと考える。

3点目は、繰り返し起こるイベントヒストリー分析におけるモデルの妥当性に関する点である。本論文で行ったイベントヒストリー分析においては、同一個人が複数回経験するイベントを独立であると仮定した上で分析を行った。しかし、この仮定は、推定値にバイアスを生じさせる可能性がある。今後の研究展望としては、同一個人が経験する複数のイベントを非独立であるとするランダム効果離散時間ロジットモデルなどの適用を検討する必要がある。しかしながら、本論文で行った分析結果と、ランダム効果離散時間ロジットモデルとの比較を行い、適切なモデル選択を行なっていく上で、本論文における分析にも一定の価値があると考えられる。

以上の3点は、これからの研究課題とし、今後取り組んでいく所存である。

参考文献

- Allison, Paul. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Sage
- 青木繁伸, 2009, Rによる統計解析, オーム社
- 朝日新聞, 夕刊 2012年12月1日, 昭和史再訪
- 濱口桂一郎, 2019, 非正規労働の歴史的展開, 『日中の非正規労働をめぐる現在』石井知章編著 第1章, 御茶の水書房
- Friedmann, John., 1986, *The World City Hypothesis Development and change*, vol17,no.1,69-83
- 橋本健二, 2018, 新・日本の階級社会, 講談社
- 平尾一郎・太郎丸博, 2011, 世代間移動レジームにおける非正規雇用の位置, 『理論と方法』数理社会学会 (2011年26巻第2号), 355-370
- 平沢和司, 2005, 家庭環境・学歴と職業的自立, 『平成16年度青少年の社会的自立に関する意識調査』内閣府政策統括官, 332-350
- 本田由紀, 2002, ジェンダーという観点から見たフリーター, 小杉礼子編『自由の代償/フリーター 現代若者の就業意識と行動』労働政策研究・研修機構, 149-174
- 堀有喜衣, 2007, フリーターへの経路とフリーターからの離脱, 堀有喜衣編『フリーターに滞留する若者たち』101-128, 勁草書房
- Hosmer, David W., Lemeshow, Stanley., 1989, *Applied Logistic Regression*, New York, John Willey & Sons
- 石田浩, 2005, 後期青年期と階層・労働市場, 『教育社会学研究第76集』, 41-57
- _____, 2008, 世代間階層継承の趨勢 - 生存分析によるアプローチ -, 『理論と方法』数理社会学会(2008年23巻第2号), 41-63
- 川端一光・岩間徳兼・鈴木雅之, 2018, Rによる多変量解析入門 データ分析の実践と理論, オーム社
- 小林大祐, 2006, フリーターの労働条件と生活 - フリーターは生活に不満を感じているのか -, 太郎丸博編『フリーターとニートの社会学』97-120, 世界思想社
- 三輪哲・林雄亮, 2014, SPSSによる応用多変量解析, オーム社
- 永吉希久, 2006, フリーターの自己評価 - フリーターは幸せか -, 太郎丸博編『フリーターとニートの社会学』97-120, 世界思想社
- 内藤準, 2018, 職業構造の変化のなかでの社会階層の再生産 - 非正規雇用の拡大と機械の不平等 -, 成蹊大学文学部紀要 第53号, 63-81
- 中井美樹・赤池麻由子, 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』東京大学出版社, 111-131
- 日本労働研究機構, 2000, フリーターの意識と実態 - 97人へのヒヤリング調査より -, 日本労働研究機構
- 仁田道夫・久本憲夫編, 2008, 日本の雇用システム, ナカニシヤ出版
- 佐藤俊樹, 2000, 不平等社会日本 さよなら総中流, 中央公論社
- 大阪商業大学 比較地域研究所・東京大学 社会科学研究所, 2007, 日本版 General Social Surveys

- 基礎集計表・コードブック JGSS 累積データ 2000-2003, 大阪商業大学 比較地域研究所
- _____, 2007, 日本版 General Social Surveys 基礎集計表・コードブック JGSS-2005, 大阪商業大学 比較地域研究所
 - 小熊英二, 2019, 日本社会のしくみ, 講談社
 - Sassen, Saskia, 1991, *The Global City: New York, London, Tokyo*, Princeton University Press
 - Sakaguchi, Yusuke. 2018. *Whose Risk of Non-Regular Employment an Labor Market Entry Has Increased in Japan?*. 阪口 祐介編『2015年SSM調査報告書6 労働市場』2015年SSM調査研究会, 83-102
 - 盛山和夫・原純輔, 2006, 現代日本社会階層調査研究資料集 -1995年SSM調査報告書- 別冊(コード・ブック/基礎集計表), 日本図書センター
 - 柴田弘捷, 2018, 日本の非正規労働者問題(2) -男性非正規労働者の現在(いま)-, 専修人間科学論集 社会学篇, vol.8, No.2, p19-40
 - 失業対策審議会編, 1955, 日本における雇用と失業, 東洋経済新報社
 - 総務省統計局, 2021, 労働力調査 長期時系列データ (2021年11月12日取得)
<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000021915916&fileKind=0>
 - 太郎丸博, 2005, 社会階層としてのフリーター, 近藤博之編『ライフヒストリーの計量社会学的研究』, 平成14~16年度科学研究費補助金基盤研究(B)(1)研究成果報告書, 85-94
 - _____, 2006, 社会移動とフリーター 誰がフリーターになりやすいのか, 太郎丸博編『フリーターとニートの社会学』, 30-48, 世界思想社
 - _____, 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
 - _____, 2015, パネルデータの探索的分析
<http://tarohmaru.web.fc2.com/R/ExplorativeAnalyses.html#wide-and-long-formats->(2021年10月12日閲覧)
 - _____, 2018, Rで離散時間イベントヒストリー・モデル
http://tarohmaru.web.fc2.com/R/EventHistory/DiscreteTimeModel_rank.html(2021年10月12日閲覧)
 - Teachman, Jay. 2011. *Modeling Repeatable Events Using Discrete-Time Data: Predicting Marital Dissolution*. *Journal of marriage and family*. vol.73, No.3, 525-540
 - 栃澤健史, 2009, 若年不安定就労層と居住地 -「フリーター」大都市集中説の検証-, 『ソシオロジ』社会学研究会(2009年54巻1号), 3-18
 - 東京都労働産業局, 2002, フリーターは日本の人材育成を損なうか, 東京都労働局産業政策調査研究課
 - 安田三郎・原純輔, 2001, 社会調査ハンドブック 第3版, 有斐閣

付記.

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから〔「2005 年 SSM 日本調査, 2005」(2015SSM 調査管理委員会)〕〔「1995 年 SSM 調査, 1995」(2015SSM 調査管理委員会)〕〔「日本版 General Social Surveys <JGSS-2005>」(東京大学社会科学研究所)〕〔「日本版 General Social Surveys <JGSS-2002>」(東京大学社会科学研究所)〕〔「日本版 General Social Surveys <JGSS-2001>」(東京大学社会科学研究所)〕〔「日本版 General Social Surveys <JGSS-2000>」(東京大学社会科学研究所)〕の個票データの提供を受けた。

謝辞.

本論文を完成させるにあたって、多くの方々にご協力いただいた。研究会でさまざまなご指摘や示唆をいただいた研究メンターである小熊英二先生、主に統計分析の手法の面からアドバイスをしてくださった三輪哲先生、研究会で活発な討論を行い、バラエティ豊かな提案をしていただいた研究会のメンバーには感謝申し上げたい。また、文章構成や誤字脱字の校正において手助けをいただいた知人にも心から感謝したい。

Appendix.

【表 5-1】 男性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1975 年～1986 年)

男性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	392	0.968	13	0.032	405	1.000
B 中小企業正社員	266	0.940	17	0.060	283	1.000
C 中小経営者・自営	616	0.933	44	0.067	660	1.000
D 無職・父不在・非正規	82	0.921	7	0.079	89	1.000
計	1356	0.944	81	0.056	1437	1.000

【表 5-2】 男性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1987 年～1992 年)

男性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	204	0.962	8	0.038	212	1.000
B 中小企業正社員	177	0.957	8	0.043	185	1.000
C 中小経営者・自営	219	0.920	19	0.080	238	1.000
D 無職・父不在・非正規	32	0.889	4	0.111	36	1.000
計	632	0.942	39	0.058	671	1.000

【表 5-3】 男性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1993 年～2005 年)

男性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	141	0.775	41	0.225	182	1.000
B 中小企業正社員	129	0.860	21	0.140	150	1.000
C 中小経営者・自営	191	0.884	25	0.116	216	1.000
D 無職・父不在・非正規	29	0.744	10	0.256	39	1.000
計	490	0.835	97	0.165	587	1.000

【表 5-4】 女性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1975 年～1986 年)

女性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	456	0.923	38	0.077	494	1.000
B 中小企業正社員	350	0.931	26	0.069	376	1.000
C 中小経営者・自営	667	0.889	83	0.111	750	1.000
D 無職・父不在・非正規	120	0.952	6	0.048	126	1.000
計	1593	0.912	153	0.088	1746	1.000

【表 5-5】女性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1987年～1992年)

女性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	200	0.905	21	0.095	221	1.000
B 中小企業正社員	175	0.907	18	0.093	193	1.000
C 中小経営者・自営	239	0.854	41	0.146	280	1.000
D 無職・父不在・非正規	28	0.800	7	0.200	35	1.000
計	642	0.881	87	0.119	729	1.000

【表 5-6】女性初職非正規雇用/非正規雇用以外の実数と割合(1993年～2005年)

女性 出身階層	正規雇用		非正規雇用		計	
	実数	割合	実数	割合	実数	割合
A 経営者・大企業正社員	205	0.817	46	0.183	251	1.000
B 中小企業正社員	158	0.863	25	0.137	183	1.000
C 中小経営者・自営	149	0.716	59	0.284	208	1.000
D 無職・父不在・非正規	31	0.646	17	0.354	48	1.000
計	543	0.787	147	0.213	690	1.000