

# 非正規雇用であることが階層帰属意識に与える効果の 年齢階級差について

——「就職氷河期世代」に着目して\*<sup>1</sup>——

小林大祐  
(金沢大学)

## 【論文要旨】

先行研究では、階層帰属意識に対する「パート・アルバイト」であることのマイナスの影響が、若年層において、1995年に比べて2005年に強くなったことが示されている。これはこの時期に非正規と正規の間の待遇の格差が広がったというよりは、正規への参入障壁、非正規から正規への移動障壁が高くなったことを反映していると考えられる。では近年のように労働市場が逼迫し、正規雇用への移動障壁が低くなるなかでは、階層帰属意識に対する非正規雇用の効果も相対的に小さいものになっているのだろうか。また、非正規と正規の間の移動障壁の高さは性別や年齢によって異なり、高年齢ほど高い移動障壁が存在すると考えられる。特に「就職氷河期」に仕事への移行がうまくいかず、不本意にも非正規職についている比率も相対的に高いと思われる壮年層において、非正規であることのマイナス効果はより大きいものになるのだろうか。

分析の結果、2015年データでも、男性と無配偶女性では階層帰属意識に対する非正規の負の効果が確認され、そのマイナスは壮年男性層と前期若年女性層でより大きいことが示された。年齢階級との交互作用効果は、経済的社会的不利に関する変数を統制しても消失しなかったことから、これらの年齢階級の非正規層が、移動障壁の高さをより強く意識することで階層帰属意識を低めているという可能性を否定できない。

キーワード：階層帰属意識、非正規雇用、正規雇用への移動障壁、就職氷河期世代

## 1. 非正規であることが階層帰属意識に与える影響

階層帰属意識とは、その人が社会全体のなかで位置すると認識している社会階層を尋ねるものであり、「上」「中」「下」といったカテゴリとして回答して貰うタイプや1から10までの数値で回答して貰うタイプがある<sup>2</sup>。また、前者に関しては、5つの選択肢で質問する場合が一般的だが、細かいワーディングの違いによって、いくつかのバリエーションがある。ただ、いずれのタイプであれ、それらの項目が、回答者の客観的な階層的地位を反映することが前提されているのには変わりがない。しかし、階層帰属意識研究が明らかにしてきたのは、この意識が単純に客観的な階層状況を反映するものではないということであった（間々田1990）。

<sup>1</sup> 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

<sup>2</sup> 地位アイデンティティとも呼ばれる。

ただ、その乖離をネガティブに捉えるのではなく、むしろ、その乖離を媒介する要因としての文脈を重視する研究が数多く見られることになった。なかでも吉川（1999）は1975年、85年、95年の3時点のデータを用いて、1975年には小さかった客観的な階層変数の持つ説明力が85年以降上昇していることを明らかにし、1975年の状況を「浮遊する階層意識」と呼んだ。これは階層帰属意識の規定要因を考える際に、時代状況という文脈がいかに重要かを示すものである。

そして、非正規雇用の効果に注目する研究も、雇用の流動化という時代状況が、階層帰属意識の規定要因にどのような変化をもたらしているかを通じて、時代時代における階層のリアリティに迫ろうとするものである。小林（2011）は、2005年SSM調査データを用いた分析から、若年男性、未婚若年女性においては「パート・アルバイト」であることの階層帰属意識に対するマイナスの影響が、1995年に比べて2005年において有意に強くなっており、その傾向は客観的階層変数をコントロールしても変わらないことを示した。この時期、やはり2005年のデータを用いた分析から、非正規雇用が階層化しているという主張がなされるようになったこととも併せて考えると（太郎丸 2009; 橋本 2009）、1995年と2005年の間で働き方に大きな変化が生じたことは明らかである。ではこの間で正規と非正規の何が変わったのだろうか。

正規と非正規との待遇の格差がこの間で開いたのだろうか。これは必ずしもそうとはいえない。厚生労働省「毎月勤労統計調査」から、常用雇用労働者のうち一般従業員の現金給与総額について、1995年の額を100とした2005年の指数は102.0であった。パートタイム労働者についても同様に2005年の指数を出すと102.2であり、この10年間に正規と非正規の給与面での格差に大きな拡大があったとはいえない<sup>3</sup>。格差、不平等の大きさが単純に反映している訳ではないのである。より大きいのは、この時期に正規職の新規採用が抑制される一方、いわゆる「リストラ」で早期退職が勧奨されるに伴い、非正規職が増大したことである。これは、正規と非正規との間に元々あった待遇の格差が、正規があたりまえではなくなった（太郎丸 2008; 小林 2011）ことによって顕在化したと考えることができる。すなわち、非正規の階層化は、非正規から正規への移動障壁の高まりによって生じたという可能性である。

もし、このようなメカニズムが妥当だとするならば、雇用が改善することで非正規から正規への移動障壁の高さも緩和され、非正規は「脱階層化」の傾向を示すことが予想される。

「一般職業紹介状況」から正社員有効求人倍率の推移は、2009年を底に回復し、2016年には0.90倍にまで上昇している（図1）。このように回復基調にある雇用環境において移動障壁が相対的に低くなりつつあるなら、階層帰属意識に対する非正規雇用であることのマイナスの影響は、2015年時点において弱まるのではないだろうか。

---

<sup>3</sup> 常用雇用のなかの一般労働者（フルタイム労働者）およびパートタイム労働者とも、事業所規模5人以上の現金給与総額について、筆者が1995年を100として作成した指数である。

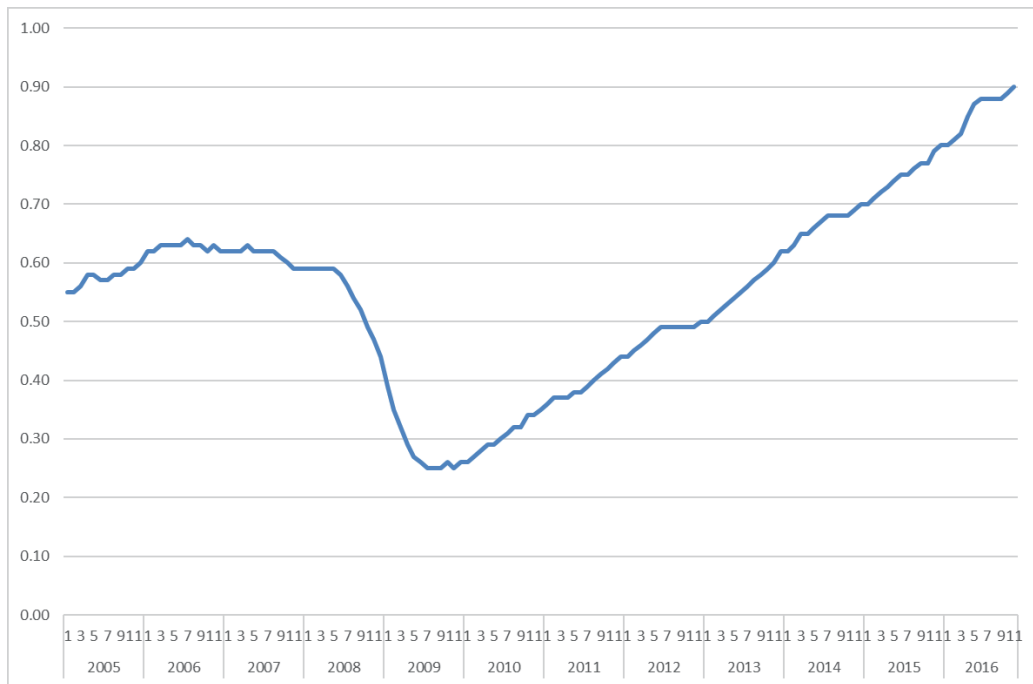


図1 正社員有効求人倍率の推移（季節調整値）

出典：厚生労働省（2017）をもとに作成

ただ、全体としては、移動障壁が低くなりつつあったとしても、それがすべての非正規にとって均一に生じていると考えることもまた妥当ではないであろう。非正規から正規への移りやすさには、その人の基本属性によって大きな開きがある。そのなかでもよく知られているのが、性別と年齢による差であろう。新規学卒一括採用制のもとでは、年齢が高くなるほど非正規から正規への移動が困難になることは、これまでも数多く指摘されてきた（小杉 2010；労働政策研究・研修機構 2015；中澤 2017）。そして、特に女性にとっては結婚や出産というライフステージの変化に応じて、柔軟な働き方としての非正規雇用が積極的に選択されてきたことも指摘されている（佐藤・小泉 2007）。

実際、労働力調査（図 2）からも、15-24 歳層（除く学生）では非正規雇用者比率は横ばいもしくは減少傾向ですらあるのに対し、25-34 歳層では男性の非正規雇用者の割合は上昇傾向が続いている。また、35-44 歳層でもやはり男性において同様の傾向が確認できるだろう。就職時の労働市場の情勢がその後の雇用形態にも影響するとの知見からは（Kondo 2007；Genda et al. 2010 など）、これらの年齢階層の非正規雇用層には、1990 年代中盤からのいわゆる「就職氷河期」で、学校から仕事への移行がうまくいかず、非正規などの不安定な就業形態のまま滞留せざるを得なかった人たちが多く含まれている可能性がある。そして近年、若年非正規雇用者と区別して、これらの年齢層の非正規雇用者を「年長フリーター」（小杉 2010）や「壮年非正規雇用労働者」（労働政策研究・研修機構 2015）などとしてより問題視する研

究も数多い。

このように、非正規雇用から正規雇用への移動を望んだとしてもそれが叶う可能性や、そもそも正規雇用への移動を望む割合は、男女そして年齢階層によって異なり、その意味で移動障壁の高さは異なっている。したがって、近年の雇用情勢の好転によって正規への移動障壁が低くなっているのは若年非正規層のみであって、そのような恩恵から排除された壮年非正規層においては、他の非正規層にくらべて階層帰属意識がより低くなっている可能性を考察することができるであろう。本稿では、近年の雇用情勢の好転からとり残された、壮年非正規層においては、非正規雇用にあることが、階層帰属意識によりマイナスの影響となっているかどうか検証することで、人びとが自分の階層を認知する際に、非正規という状態から抜け出せる見込みの大きさこそが、自身を主観的に位置づける際に重要になってくるという可能性を検討する。

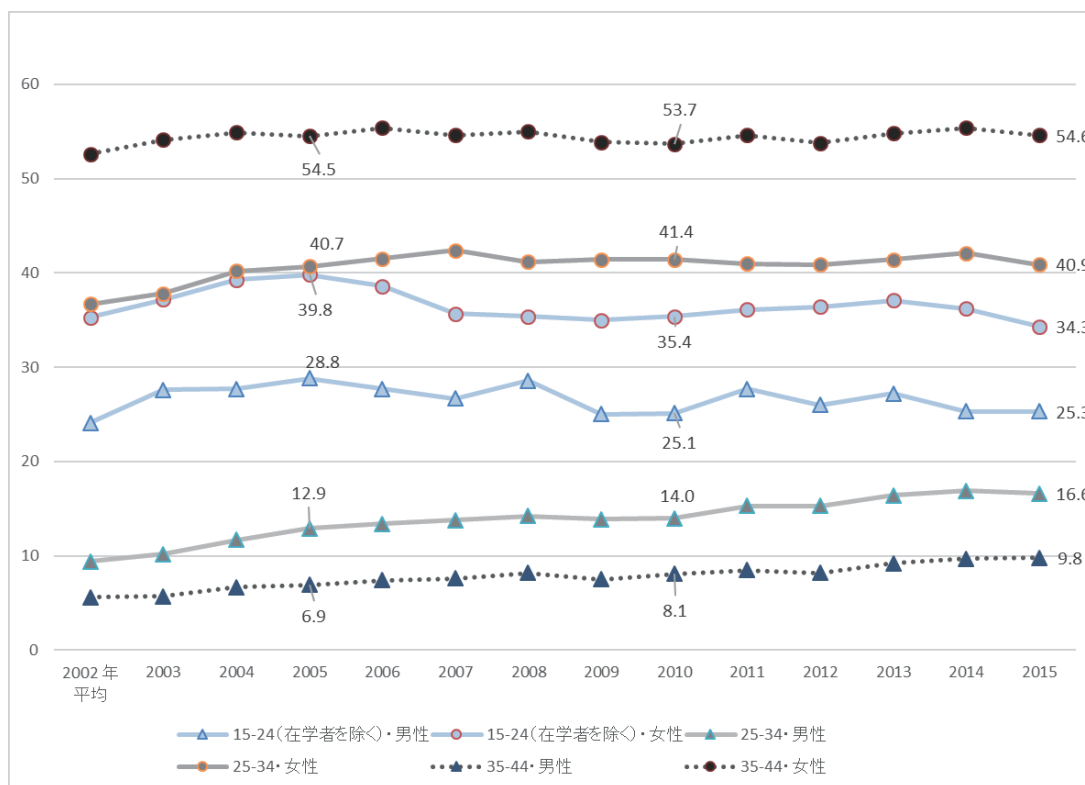


図2 年齢階級別・男女別 非正規の職員・従業員割合の推移

出典：総務省統計局（2016）をもとに作成

## 2. 非正規であることはなぜ階層帰属意識にマイナスなのか

### 2.1 非正規として年齢を重ねることの不利の経済的側面

本稿では、非正規雇用であることの階層帰属意識へのマイナスの度合いが、性別や年齢によって異なるかどうか焦点になる訳だが、これは非正規雇用であることと、年齢または年齢階級との間の交互作用効果を検討するというところに他ならない。しかし、そのような交互

作用がマイナス効果を示したからといって、そこに移動障壁による効果が存在するとみなすのは拙速である。なぜなら、正規と非正規の働き方の間に生じている様々な経済的な格差が累積することで、より強いマイナスの効果として表れているのかもしれないためである。したがって、そのような解釈を妥当なものとするためには、正規と非正規の間の客観的格差・不平等をより詳細にコントロールする必要がある。

これまでも、職業威信スコアをコントロールしてもなお、階級帰属意識（Yamaguchi and Wang 2002）や階層帰属意識（小林 2008, 2011; 有田 2009）にマイナスであることが示されているが、ここで重要になってくるのは、非正規であることの不利が長期間累積することで増幅されていくプロセスである。

まず考慮すべきなのは、年齢を経るとともに同世代の正社員との賃金格差が増大していくという点である。平成 27 年の賃金構造基本調査によると「正社員・正職員」と「正社員・正職員以外」との賃金格差は男性で 50-54 歳層、女性で 55-59 歳層において最大になり以降縮小に転じるが（厚生労働省 2016）、これらの格差の積み重なりを考えると、経済的なフローだけでなくストックも考慮する必要があることは明白であろう。

また、自身の加齢や両親の他界などによって、壮年非正規労働者はより生活上の負担が増大している可能性も指摘されており（労働政策研究・研修機構 2013）、その意味では個人年収よりも世帯年収を考慮すべきであろう。また、正規と非正規では企業福利の享受可能性にも格差が存在するとの指摘もある（有田 2009）。したがって、福利厚生制度の有無をコントロールすることも必要となる。

## 2.2 非正規として年齢を重ねることの不利の社会的側面

前節では、経済的な側面での不利が長期にわたって累積することによって、階層的な認知にマイナスの影響を及ぼすという可能性について見てきた。しかし、非正規が長期化することや、高年齢で非正規雇用の職にあることが及ぼすマイナスは、経済的なものばかりではない。社会的文化的側面と呼ぶべき要因も影響を及ぼしている可能性がある。

まず、家族形成における困難である。非正規雇用の状態にあること、または非正規雇用の経験によって結婚のタイミングが遅くなることには、永瀬（2002）を嚆矢として様々に指摘されている。それが収入の低さや身分の不安定さによるという意味では、経済的要因ともいえなくはない。ただ、非正規においては、職場関係がネットワークに加わりやすく、そのために“世界”が広がらず、結果として結婚への志向も弱くなっている可能性も指摘されており（久木元 2007）、その意味で社会的な要因と見なすこともできよう。そして結婚できないことが、ある種「半人前」的なマイナスの有標性を帯びることで、階層帰属意識にマイナスの影響を持つのもかもしれない。結婚をして所帯を形成するという社会規範からの逸脱と見なされるのである。

そして、このような「逸脱者」としてのスティグマは、一定の年齢以上で高まることが予想される。実際、数土（2012）は、30歳以上の未婚者で〈上〉に帰属する可能性が減ることを示している。したがって、結婚しているかどうかは、年齢の階層帰属意識への効果を媒介する要因として無視できない。

## 2.3 仮説

以上の議論から3つの仮説を設定することができる。まず、2015年のデータにおいては、雇用情勢が好転するなかで、正規雇用への参入障壁が相対的に低くなり、非正規雇用であることが階層帰属意識に与えるマイナスの影響に、年齢や性別による差が見られている可能性を検証する。特に、後期若年層、壮年層において他の社会経済的地位変数をコントロールしてもより強いマイナスの影響がみられているかどうかを確認する。従って「壮年層においては非正規雇用であることのマイナスがより大きい」を仮説1とする。

ただ、このようなマイナスの効果がみられたとしても、それは非正規雇用のまま年齢を重ねることによって積み重なった経済的不利や社会的な「不名誉」に由来するものとして説明ができるのかもしれない。そのような経済的、社会的不利益を表現すると思われる変数をモデルに投入することで、年齢の効果が消失するかどうかを次の焦点となる。従って「非正規がもたらす経済的社会的的不利に関する変数を統制しても、非正規雇用であることのマイナスは消失しない」が仮説2になる。

本研究では、階層帰属意識に対する非正規雇用の効果が、年齢階級や性別によって異なるとすれば、それは年齢や男女の違いによって非正規から正規への移動障壁の高さが異なっているからであると解釈するという分析戦略をとっている。しかし、それはあくまでも間接的な証明方法でしか無いため、移動障壁の高さ直接的に表す変数が測定されているなら、そのような変数をモデルに含めてその効果について検証することができるのであれば、そうすべきであろう。残念ながらSSM2015にそのような変数は存在していないが、3.1で説明するように、一定の留保が付くが代理指標として用いることが可能な変数は存在している。したがって、このような変数を投入したときに、年齢と非正規雇用の交互作用効果が消失すれば、移動障壁の高さが階層帰属意識に影響していたと解釈できるであろう。よって、仮説3は「移動障壁の高さを統制することで、非正規雇用であることのマイナスは消失する」となる。

## 3. データと変数

### 3.1 データと変数

本稿の分析で用いるデータは、SSM2005、SSM2015の2時点の調査データである。ただ、テーマの棲み分けのため、重回帰分析においてはSSM2015調査データのみの分析としている。2015年調査より母集団の年齢の上限が79歳に引き上げられたが、それ以前のデータを用い

た分析との傾向の比較可能性を考慮して、従来のSSM調査に合わせた69歳までのサンプルを用いた分析を行う。

従属変数は10段階階層帰属意識である。これは、全体社会のなかでの自身の地位について最上位層を「1」、最下位層を「10」として尋ねている項目の回答の値を逆転させたものである。

独立変数は、「非正規」ダミーである。これは従業上の地位について尋ねた項目について、「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員、嘱託」「臨時雇用」を合併して作成したダミー変数である<sup>4</sup>。なお、分析においては基準カテゴリを「常時雇用されている一般従業者」となるように「経営者・役員」ダミー、「自営自由家族従業内職」ダミー、「無職 仕事を探している」ダミー、「無職 仕事を探していない」ダミー、「学生」ダミーも同時にモデルに投入する。

年齢階級は、基準カテゴリを「55歳以上」として「20\_24」ダミー、「25\_34」ダミー、「35\_44」ダミー、「45\_54」ダミーを投入する。量的変数として投入しないのは、「前期若年層」「後期若年層」「壮年層」といった年齢階級の非線形な効果に関心を持っているためである。

統制変数としては、まず社会経済的地位変数として、学歴の効果として「大卒」ダミーを、職業内容の効果として「専門・管理」ダミーおよび「事務・販売」ダミーを投入する。収入変数については、対数等価所得を投入する。これは世帯収入項目の回答カテゴリに、それぞれの区間の中間値をあてはめ実額化し、その値を世帯人員の平方根で割った等価所得をさらに対数化した値である<sup>5</sup>。

また、非正規であることの経済的不利の累積的な効果を示すものとして、家計のストックの側面をコントロールする必要がある。本研究では、留置票問32の「家でもっているもの」<sup>6</sup>で回答のあった項目を足し合わせて得点化した値を「財産得点」として用いる。問33(ウ)で「全ての資産(合計)」についても聞いているが、DKNAの割合が41.6%にも上るため、世帯収入のように実額を対応させて量的変数として投入することは避け、「総資産300万未

---

<sup>4</sup> SSM調査では、時点とともに非正規に対応するカテゴリが細分化されてきており、2005年調査では「パート・アルバイト」と「臨時雇用」が区別されていない。したがって、2005年データについては「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員、嘱託」の3カテゴリを非正規としている。

<sup>5</sup> 収入変数の実額化に当たっては、2050万以上と回答して自由記述欄に回答がある場合はその額を用い、自由記述欄に無回答の場合は便宜的に2100を与えている。また、対数化に当たっては、0に1を与えて変換した。

<sup>6</sup> 選択肢は、「持ち家」、「風呂(ふろ)」、「子供部屋」、「ピアノ」、「冷蔵庫」、「食器洗い機」、「温水洗浄便座」、「クーラー・エアコン」、「電話(携帯電話・スマートフォンを含む)」、「衛星放送・ケーブルテレビ」、「DVDレコーダー」、「パソコン・タブレット」、「高速インターネット回線」、「スポーツ会員権(ゴルフ・テニス等)」、「文学全集・図鑑」、「美術品・骨董品(こっとうひん)」、「株券または債券」、「乗用車」、「別荘」、「田畑(家庭菜園は除く)」の20項目である。

満」ダミー、「総資産 1750-4500 万未満」ダミー、「総資産 4500 万以上」ダミーとして投入する。そして、福利厚生の実質度を表す変数としては、「退職金」ダミー（留置票問 24 ア）、「住宅・家賃補助」ダミー（留置票問 24 イ）を投入する。また、非正規雇用時の従業先が大企業・官公庁であることがプラスに働くという知見もあるため（福井 2015）、企業規模についても、「官公庁」ダミー、「1,000 人以上」ダミー、「300-999 人」ダミーをそれぞれ投入する。

非正規であることの社会的な不利を示すものとして取り上げた婚姻については、「有配偶」ダミーを投入することで、その効果を検討する。

最後に、正社員への移動障壁の代理変数として、将来における上昇可能性に自己認識の問いを用いる。すなわち「現在の職場で、将来あなたが今より上の地位に昇進する見通しはどの程度ありますか」（留置票問 26）について、「かなりある」「ある程度ある」と答えたものに 1、それ以外に 0 を与え「昇進見込み」ダミーとして投入する。

### 3.2 分析モデル

分析では、最初に男女別、正規・非正規別、そして年齢階級別に階層帰属意識の分布を比較し、正規雇用に比べて非正規雇用において、階層帰属意識の分布が低くなっているのか、そしてそのようなマイナスは性別や年齢階級によってどのような濃淡を持っているのかを確認する。そして重回帰分析を男女別に行う。これは階層帰属意識の規定構造は性別で大きく異なることが知られているためである。まず、基本的な社会経済的地位変数で統制しても「非正規」ダミーが階層帰属意識にマイナスの効果を持つか確認する。次に年齢階級と「非正規」をはじめとする従業上の地位変数の交互作用項をモデルに追加して、年齢階級による「非正規」ダミーの階層帰属意識への効果の違いを検討する。若年層より高齢層において非正規の階層帰属意識へのマイナスがより大きければ、年齢による正規と非正規との間の移動障壁の高さの違いを反映している可能性を考えることができるだろう。

ただし、高齢になるほど非正規であることのマイナス効果が大きくなったとしても、それは非正規であることの経済的、社会的不利が累積している結果と解釈することもできるだろう。したがって、非正規であることの経済的、社会的不利を表現すると考えられる変数をモデルに投入することで、非正規と年齢階級との交互作用効果がどのように変化するかを検討する。交互作用効果としてモデルに投入されるのは、従業上の地位としては基準カテゴリである「常時雇用されている一般従業者」以外の「経営者・役員」「自営自由家族従業内職」「無職 仕事を探している」「無職 仕事を探していない」「学生」「非正規」の 6 カテゴリと、年齢階級として基準カテゴリである「55 歳以上」以外の「20\_24」「25\_34」「35\_44」「45\_54」の 4 カテゴリを組み合わせたものである。なお変数投入はステップワイズ法で行った。

最後に、正社員への移動障壁の代理変数として、将来における上昇可能性についての自己認識もモデルに投入する。どの変数を加えた時に、非正規に関わる効果が消失するかを詳細



に検討することで、非正規であることが自身の階層の主観的な認識に対して持つマイナスは、どのような変数を媒介した効果なのか明らかにしていく。

## 4. 分析

### 4.1 基礎分析

正規と非正規の階層帰属意識の分布を男女別年齢階級別に確認しておこう。まず、10段階階層帰属意識項目について、カテゴリ値を逆転させて「10」が最も高い回答となるようにしたものを、男女別に分布比較したのが図3aおよび図3bである。参考に点線で示した2005年データとの比較では、男女ともに、「6」が減少して、その上下のカテゴリが増加するという、二極化傾向が観察される。ただ、2005年調査における「6」の多さについては、質問順序の影響とする指摘もあり（佐藤 2009）、この図からの拙速な判断は避けるべきであろう。

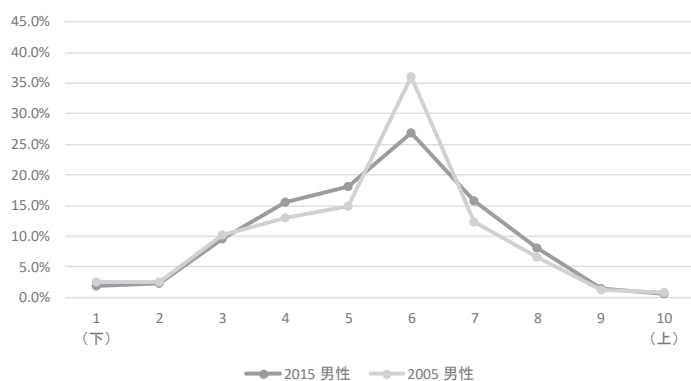


図 3a 10 段階階層帰属意識の分布（男性）

2005 年：n= 2568，2015 年：n= 2830

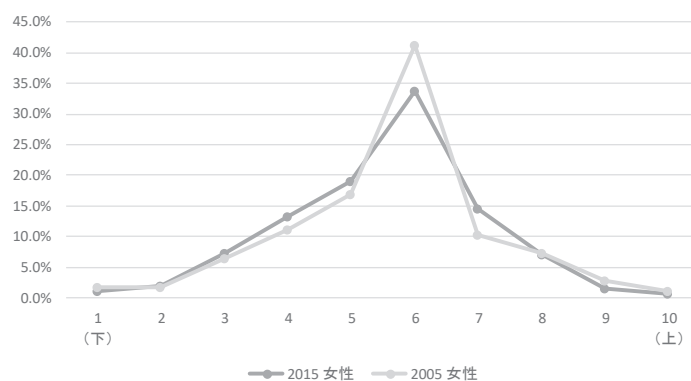


図 3b 10 段階階層帰属意識の分布（女性）

2005 年：n= 2978，2015 年：n= 3385

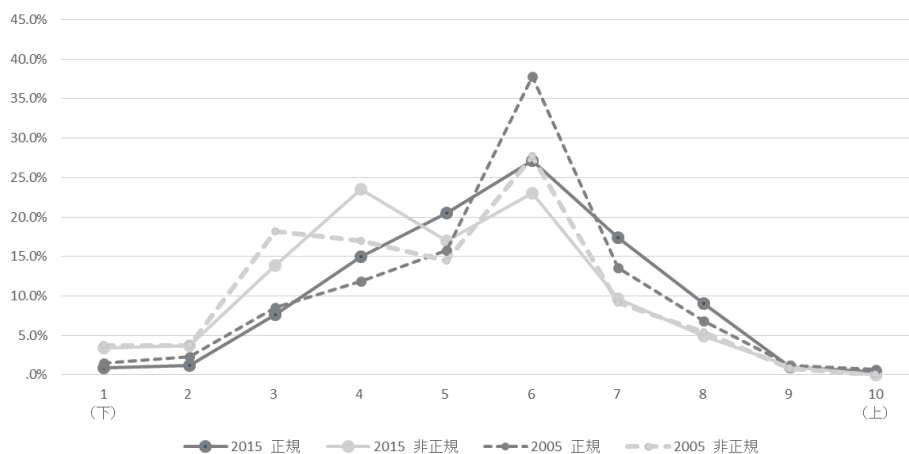


図 4a 正規非正規別 10 段階階層帰属意識の分布（男性）

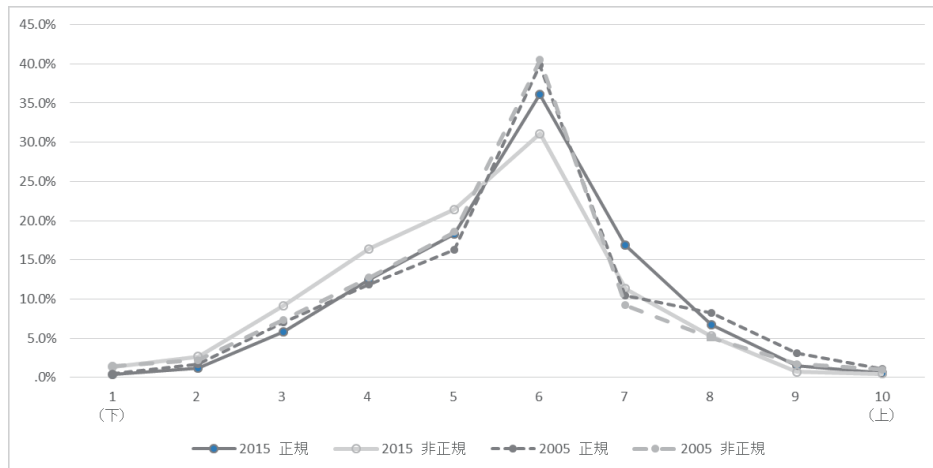


図 4b 正規非正規別 10 段階階層帰属意識の分布（女性）

では、正規と非正規とではどのように分布が異なるのであろうか。両者を比較したのが図 4a および図 4b である。男性サンプルにおいては「正規」と「非正規」とでは分布に明確な差異があり、この傾向は参考のために点線で示した SSM2005 の分布においても同じである。そして興味深いのは、2005 年、2015 年データともに、「非正規」の階層帰属意識の分布が単峰ではないという点である。2015 年データでは「6」と「4」がほぼ同水準、2005 年データでは最頻カテゴリは「6」だが、その次に多いのは「3」であり、2 時点ともにピークが 2 つ存在しているように見える。一方、女性サンプルには同様の傾向は確認できない。

分布が単峰ではない場合には、異なった分布を持つ複数のグループが含まれている可能性が考えられる。ここで注目したいのが年齢階級である。正規雇用への移動障壁が壮年非正規層においてより高いのであれば、階層帰属意識の水準もより低いものとなるのではないだろうか。この疑問を確認するために、2015 年データにおける男性非正規層について、年齢階級を「20～34 歳」「35～44 歳」「45～69 歳」に分類して分布を比較した（図 5）。

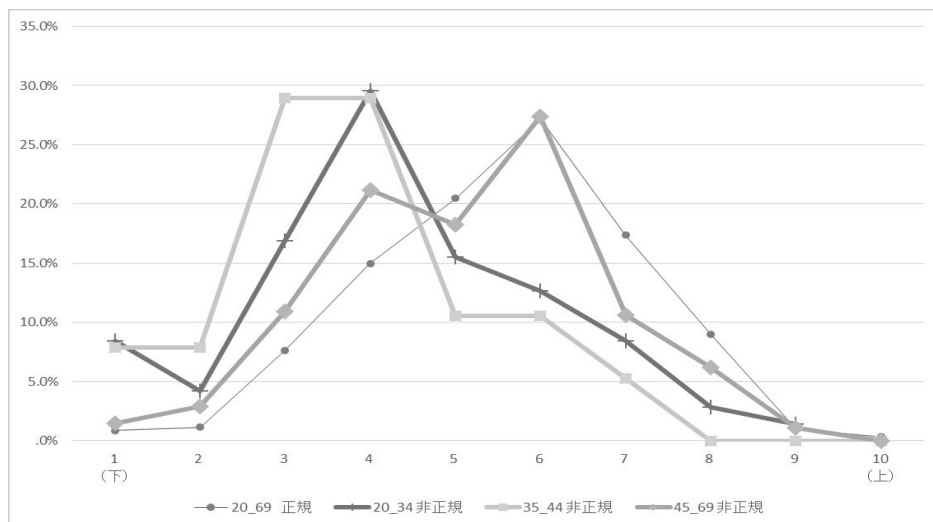


図 5 年齢階級別、正規非正規別 10 段階階層帰属意識の分布（男性）

最頻カテゴリは、20～34歳の非正規層で「4」、35～44歳の非正規層で「3」と「4」となっており、20歳～69歳の正規層の分布はもとより、「6」が最頻カテゴリの45歳～69歳の非正規層と比べても顕著に低い水準にあることが分かる。なかでも、35～44歳の非正規層は最も分布が左に偏っており、「5」以下の割合は実に84.2%に達する。男性の階層帰属意識において、正規か非正規かという違いは大きく、その差の大小は年齢段階によってまた異なっているのである。

このように分布レベルで見られた傾向は、本稿で論じる正規と非正規との間の移動障壁の高さの差異が、非正規を階層と認知するかどうかにとって大きな意味を持つという想定と整合的である。しかし、当然ながら非正規として年齢を重ねるとともに、正規雇用との格差は累積定期増大していくことが想定され、それが階層帰属意識に反映しているというプロセスを考慮する必要がある。したがって、次節では重回帰分析によって、媒介変数をコントロールした時に非正規のマイナスはどうか分析を行う。

表1 記述統計量

	男性		女性		無配偶女性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
階層帰属意識10段階得点	5.49	1.67	5.54	1.56	5.09	1.73
年齢階級						
20_24	0.03	0.17	0.03	0.17	0.12	0.32
25_34	0.12	0.33	0.13	0.33	0.16	0.37
35_44	0.22	0.42	0.25	0.43	0.19	0.40
45_54	0.21	0.41	0.24	0.42	0.20	0.40
大学進学	0.39	0.49	0.19	0.39	0.25	0.43
職業分類						
専門管理	0.20	0.40	0.15	0.35	0.17	0.38
事務販売	0.27	0.44	0.28	0.45	0.32	0.47
官公庁ダミー	0.08	0.27	0.06	0.25	0.09	0.28
規模1000人以上ダミー	0.18	0.38	0.11	0.31	0.14	0.34
規模300-999ダミー	0.09	0.29	0.05	0.22	0.07	0.26
等価世帯収入（実額対数）	5.74	0.73	5.68	0.69	5.34	0.95
従業状の地位						
経営者・役員	0.06	0.24	0.02	0.14	0.01	0.09
自営自由家族従業員職	0.13	0.33	0.08	0.27	0.06	0.23
無職 仕事を探している	0.02	0.14	0.04	0.19	0.04	0.20
無職 仕事を探していない	0.11	0.31	0.29	0.45	0.18	0.38
学生	0.01	0.11	0.01	0.10	0.04	0.20
非正規	0.13	0.34	0.32	0.47	0.29	0.46
財産得点	10.82	3.39	10.91	3.28	9.52	3.48
総資産						
総資産300万未満	0.19	0.40	0.19	0.39	0.29	0.46
総資産1750-4500万未満	0.22	0.41	0.19	0.39	0.13	0.34
総資産4500万以上	0.09	0.29	0.09	0.29	0.05	0.23
退職金	0.49	0.50	0.21	0.41	0.31	0.46
社宅・家賃補助	0.27	0.44	0.09	0.29	0.18	0.39
昇進見込み	0.22	0.41	0.08	0.26	0.13	0.34
有配偶	0.75	0.43	0.79	0.41	-	-
n	2114		2370		498	

#### 4.2 重回帰分析：男性サンプル

男性サンプルに対する、重回帰分析の結果を示したのが表2である。基本的な社会経済的地位に加えて、「非正規」ダミーをはじめとした従業上の地位変数を投入したモデル1においては、「非正規」ダミーが0.1%水準で有意なマイナスの効果を示し、これらの社会経済的地位にかかわらず、非正規の職にあることは、階層帰属意識を低くめる可能性が示唆された。

そして、年齢階級と従業上の地位のダミー変数との交互作用効果を含めたモデル2においては、交互作用効果「20\_24×自営自由家族従業内職」「35\_44×非正規」「35\_44×学生」「35\_44×無職 仕事を探している」がいずれも有意なマイナスの効果を示した。「20\_24×自営自由家族従業内職」以外は、35歳から44歳の壮年層に現れた効果だということは、本稿の問題意識からすると大変興味深い傾向といえるだろう。ただし、これらの交互作用効果のうち、「20\_24×自営自由家族従業内職」と「35\_44×学生」は、他の交互作用効果とくらべ標準誤差の値が大きく、ここからは当該カテゴリに含まれるケース数が少ないこと、または当該カテゴリ内での分散が大きいために示唆される。

確かに、自営業というただでさえ大きなリスクをはらむ働き方を、20代前半で行っている場合、事業が順調かどうかで同世代と比べ大幅に収入を得ることも、莫大な負債を抱えることもあり得るだろう。また、親からの事業を継承した場合など、比較的恵まれた状況からスタートしているかどうかという違いも大きいと考えられる。同じく、30代後半以降に学生であることも一般的にはリスクが高い選択であり、置かれた状況に対する認識も様々だと思われる。この意味で、交互作用効果「35\_44×非正規」「35\_44×無職 仕事を探している」のマイナス効果は、壮年層において非正規や失業中であることが自身の階層的な位置づけに与える影響としてより頑健なものを見出すことができるであろう。

また、「非正規」の主効果が依然マイナスの効果を示している一方、他の年齢階級と「非正規」との交互作用効果は有意な効果を示さなかった。交互作用効果を含むモデルにおける主効果は、調整変数が0の場合の効果を意味するので、基準カテゴリである「55歳以上」においても非正規であることは階層帰属意識にマイナスになるということである。また、「35\_44×非正規」以外の「非正規」との交互作用効果が有意にならなかったということは、他の年齢階級においても55歳以上と比較して有意な差が無いということである。すなわち、非正規雇用であることの階層帰属意識に対するマイナスは、壮年層においてより大きいということなのである。

このような年齢階級と従業上の地位変数との交互作用効果が、移動障壁の高さを反映したものと解釈しうるかどうかを検討するために、非正規雇用であることによって生じる不利についてコントロールした分析がモデル3である。経済的ストックの格差を表すものとして投入した変数では、財産得点が5%水準でプラスの効果を、「総資産300万未満」ダミーが0.1%

表2 10段階階層帰属意識を従属変数とする重回帰分析（男性）

		男性サンプル (n=2114)			
		1	2	3	4
(定数)	B	1.800	1.733	1.944	1.999
	SE	(.308)	(.308)	(.317)	(.316)
年齢階級 (ref. 55以上)					
20_24	B	-.283	-.245	.235	.084
	SE	(.242)	(.251)	(.250)	(.252)
25_34	B	-.428 ***	-.393 ***	-.122	-.281 *
	SE	(.116)	(.116)	(.117)	(.122)
35_44	B	-.331 ***	-.208 *	-.102	-.225 *
	SE	(.097)	(.102)	(.100)	(.104)
45_54	B	-.188 †	-.150	-.077	-.125
	SE	(.097)	(.097)	(.095)	(.096)
大学進学	B	.386 ***	.386 ***	.269 ***	.266 ***
	SE	(.078)	(.078)	(.076)	(.076)
職業内容 (ref. その他)					
専門管理 (ssm8分類)	B	.279 **	.277 **	.195 †	.188 †
	SE	(.106)	(.105)	(.102)	(.102)
事務販売 (ssm8分類)	B	-.036	-.042	-.113	-.145 †
	SE	(.089)	(.088)	(.086)	(.086)
企業規模 (ref. 規模300未満)					
官公庁	B	.614 ***	.606 ***	.447 **	.418 **
	SE	(.138)	(.137)	(.136)	(.136)
規模1000人以上	B	.497 ***	.497 ***	.327 **	.322 **
	SE	(.098)	(.098)	(.100)	(.100)
規模300-999	B	.295 *	.283 *	.172	.160
	SE	(.122)	(.121)	(.119)	(.119)
等価世帯収入 (実額対数)	B	.609 ***	.612 ***	.456 ***	.453 ***
	SE	(.051)	(.051)	(.051)	(.051)
従業上の地位 (ref. 常時雇用されている一般従業者)					
経営者・役員	B	.479 **	.496 ***	.492 ***	.498 ***
	SE	(.149)	(.149)	(.147)	(.146)
自営自由家族従業内職	B	.085	.118	.158	.175
	SE	(.114)	(.114)	(.122)	(.121)
無職 仕事を探している	B	-.621 *	-.366	-.246	-.239
	SE	(.245)	(.269)	(.267)	(.266)
無職 仕事を探していない	B	.306 *	.356 *	.322 *	.319 *
	SE	(.139)	(.139)	(.146)	(.145)
学生	B	1.365 ***	1.554 ***	1.535 ***	1.665 ***
	SE	(.368)	(.391)	(.383)	(.382)
非正規	B	-.474 ***	-.349 **	-.235 †	-.204 †
	SE	(.111)	(.116)	(.121)	(.120)
35_44 × 非正規	B		-1.031 **	-.756 *	-.689 *
	SE		(.334)	(.325)	(.324)
20_24 × 自営自由家族従業内職	B		-2.274 *	-2.216 *	-2.296 *
	SE		(1.096)	(1.062)	(1.058)
35_44 × 無職 仕事を探している	B		-1.253 *	-1.040 †	-.950 †
	SE		(.597)	(.578)	(.577)
35_44 × 学生	B		-2.312 *	-2.350 *	-2.355 *
	SE		(1.133)	(1.098)	(1.094)
財産得点	B			.026 *	.025 *
	SE			(.011)	(.011)
総資産 (ref. 300-1750万未満)					
総資産300万未満	B			-.398 ***	-.388 ***
	SE			(.090)	(.090)
総資産1750-4500万未満	B			.301 ***	.291 ***
	SE			(.085)	(.085)
総資産4500万以上	B			.682 ***	.676 ***
	SE			(.121)	(.121)
退職金	B			.164 †	.145
	SE			(.096)	(.096)
社宅・家賃補助	B			.166 †	.118
	SE			(.089)	(.090)
有配偶	B			.327 ***	.317 ***
	SE			(.083)	(.082)
昇進見込み	B				.381 ***
	SE				(.091)
調整済み決定係数		.179	.186	.238	.244
決定係数変化量のF検定		28.137 ***	21.953 ***	21.294 ***	17.586 ***

水準でマイナスの効果を、「総資産 1750-4500 万未満」ダミーおよび「総資産 4500 万以上」ダミーがそれぞれ 0.1%水準で有意なプラスの効果を示した。福利厚生に関する変数では、「住宅・家賃補助」ダミー、「退職金」ダミーとも 10%水準のプラスの有意傾向を示した。また、若年期を過ぎて非正規雇用の職にあることがもたらすリスクの社会的な側面を考慮するために、家族形成の困難さを表す変数として投入した「有配偶」ダミーは 0.1%水準でプラスの効果を示した。

そして、これらの変数を投入することで、「非正規」ダミーの主効果は、係数の絶対値が小さくなり、有意水準も 10%水準にとどまった。交互作用効果についても「35\_44×無職 仕事を探している」の効果は 10%水準となったが、「35\_44×非正規」および「35\_44×学生」は依然として有意なマイナスの効果を示した。すなわち、35 歳から 44 歳層以外で非正規雇用であることによるマイナスは、非正規であることによる経済的、社会的な不利が積み重なったものとして一定程度説明が可能なのに対し、35 歳から 44 歳層のマイナスは、これらの変数だけでは説明しきれないのである。

このようなマイナスの背後に、本稿で問題にする非正規から正規への移動障壁があるといえるのかどうかを、「昇進見込み」ダミーを投入することで検討したのがモデル 4 である。交互作用効果「35\_44×非正規」は、回帰係数の絶対値としては小さくなったが依然マイナスの有意な効果を示した。また「35\_44×学生」も依然マイナスの有意な効果を示している。

#### 4.3 重回帰分析：女性サンプル

女性サンプルに対する、重回帰分析の結果を示したのが表 3 である。基本的な社会経済的地位に加えて、「非正規」ダミーをはじめとした従業上の地位変数を投入したモデル 1 においては、「非正規」ダミーの効果は 10%水準のマイナスの有意傾向を示すにとどまった。ただ、年齢階級と従業上の地位変数の交互作用を投入したモデル 2 では、「20\_24×非正規」でのみ有意なマイナスの効果が見られた。一方、非正規の主効果は 10%水準での有意傾向も無くなった。女性において非正規の職にあることは、若年前期においてのみマイナスとなるのである。

このマイナスの効果は、非正規の経済的社会的不利を統制したモデル 3 でも消えなかった。そして、更に「昇進見込み」ダミーを投入したモデル 4 において、「昇進見込み」ダミーは有意な効果を示さず、「20\_24×非正規」のマイナスも変わらなかった。

#### 4.4 重回帰分析：無配偶女性サンプル

ただし、女性は結婚や出産といったライフイベントを経た後には、家事や育児と仕事との両立を、男性に比べて、より迫られるようになることは明らかであろう。そうである以上、既婚女性にはフルタイムで働くことを元から希望しない層が多く含まれ、非正規が持つ意味合いも異なることが予想される。4.3 の分析でも結婚状況は考慮しているが、未婚女性と既

表3 10段階階層帰属意識を従属変数とする重回帰分析（女性）

		女性サンプル (n=2370)			
		1	2	3	4
(定数)	B	1.295 ***	1.260 ***	1.832 ***	1.832 ***
	SE	(.282)	(.282)	(.298)	(.298)
年齢階級 (ref. 55以上)					
20_24	B	-.248	-.039	.161	.160
	SE	(.202)	(.218)	(.215)	(.216)
25_34	B	-.223 *	-.218 *	-.034	-.036
	SE	(.101)	(.101)	(.101)	(.103)
35_44	B	-.169 *	-.167 *	-.108	-.109
	SE	(.081)	(.081)	(.081)	(.081)
45_54	B	-.074	-.074	-.018	-.018
	SE	(.082)	(.082)	(.081)	(.081)
大学進学	B	.481 ***	.476 ***	.415 ***	.415 ***
	SE	(.081)	(.080)	(.080)	(.080)
職業内容 (ref. その他)					
専門管理 (ssm8分類)	B	.309 **	.319 **	.230 *	.230 *
	SE	(.108)	(.108)	(.107)	(.107)
事務販売 (ssm8分類)	B	-.036	-.027	-.029	-.029
	SE	(.086)	(.086)	(.085)	(.085)
企業規模 (ref. 規模300未満)					
官公庁	B	.154	.161	.008	.008
	SE	(.133)	(.132)	(.135)	(.136)
規模1000人以上	B	.011	.007	-.058	-.059
	SE	(.106)	(.105)	(.105)	(.105)
規模300-999	B	-.116	-.103	-.177	-.177
	SE	(.141)	(.141)	(.138)	(.138)
等価世帯収入 (実額対数)	B	.727 ***	.729 ***	.525 ***	.525 ***
	SE	(.046)	(.046)	(.050)	(.050)
従業上の地位 (ref.常時雇用されている一般従業者)					
経営者・役員	B	.419 †	.433 *	.161	.161
	SE	(.221)	(.221)	(.222)	(.222)
自営自由家族従業内職	B	.147	.162	.063	.064
	SE	(.131)	(.131)	(.142)	(.142)
無職 仕事を探している	B	.008	.020	-.001	.001
	SE	(.176)	(.176)	(.183)	(.184)
無職 仕事を探していない	B	.347 **	.367 ***	.201	.202
	SE	(.110)	(.110)	(.126)	(.126)
学生	B	.075	-.074	-.167	-.164
	SE	(.342)	(.347)	(.347)	(.348)
非正規	B	-.148 †	-.120	-.161	-.160
	SE	(.086)	(.087)	(.104)	(.105)
20_24 × 非正規	B		-1.420 **	-1.455 **	-1.455 **
	SE		(.550)	(.540)	(.540)
財産得点	B		.042 ***	.042 ***	.042 ***
	SE		(.010)	(.010)	(.010)
総資産 (ref.300-1750万未満)					
総資産300万未満	B			-.398 ***	-.398 ***
	SE			(.081)	(.082)
総資産1750-4500万未満	B			.221 **	.221 **
	SE			(.080)	(.080)
総資産4500万以上	B			.379 ***	.378 ***
	SE			(.111)	(.111)
退職金	B			-.059	-.060
	SE			(.107)	(.108)
社宅・家賃補助	B			.368 **	.365 **
	SE			(.128)	(.130)
有配偶	B			.222 **	.222 **
	SE			(.080)	(.080)
昇進見込み	B				.016
	SE				(.122)
調整済み決定係数		.158	.160	.197	.197
決定係数変化量のF検定		27.196 ***	6.667 **	16.311 ***	.018

表 4 10段階階層帰属意識を従属変数とする重回帰分析（無配偶女性）

		無配偶女性サンプル (n=498)			
		1	2	3	4
(定数)	B	2.799 ***	2.610 ***	2.534 ***	2.535 ***
	SE	(.539)	(.542)	(.583)	(.584)
年齢階級 (ref. 55以上)					
20_24	B	-.077	.360	.530	.529
	SE	(.303)	(.339)	(.344)	(.345)
25_34	B	-.028	.207	.329	.325
	SE	(.239)	(.246)	(.250)	(.254)
35_44	B	-.468 *	-.320	-.206	-.208
	SE	(.227)	(.229)	(.232)	(.233)
45_54	B	-.231	.039	.104	.103
	SE	(.216)	(.239)	(.238)	(.238)
大学進学	B	.613 **	.564 **	.434 *	.434 *
	SE	(.189)	(.188)	(.189)	(.189)
職業内容 (ref. その他)					
専門管理 (ssm8分類)	B	.097	.130	.024	.024
	SE	(.245)	(.243)	(.245)	(.245)
事務販売 (ssm8分類)	B	-.297	-.271	-.304	-.304
	SE	(.199)	(.198)	(.196)	(.197)
企業規模 (ref. 規模300未満)					
官公庁	B	.562 *	.627 *	.401	.398
	SE	(.285)	(.283)	(.307)	(.309)
規模1000人以上	B	-.147	-.171	-.322	-.325
	SE	(.229)	(.227)	(.232)	(.234)
規模300-999	B	-.104	-.058	-.187	-.187
	SE	(.287)	(.285)	(.284)	(.285)
等価世帯収入 (実額対数)	B	.477 ***	.467 ***	.393 ***	.393 ***
	SE	(.084)	(.085)	(.087)	(.087)
従業上の地位 (ref. 常時雇用されている一般従業者)					
経営者・役員	B	.699	.742	.497	.500
	SE	(.812)	(.804)	(.810)	(.812)
自営自由家族従業内職	B	.359	.479	.567	.569
	SE	(.338)	(.336)	(.356)	(.357)
無職 仕事を探している	B	-.366	-.305	-.164	-.161
	SE	(.405)	(.402)	(.416)	(.418)
無職 仕事を探していない	B	-.207	.208	.230	.232
	SE	(.286)	(.310)	(.334)	(.335)
学生	B	-.093	-.225	-.381	-.378
	SE	(.468)	(.469)	(.489)	(.491)
非正規	B	-.590 **	-.433 *	-.252	-.249
	SE	(.197)	(.205)	(.235)	(.238)
25_34×無職 仕事を探していない	B		-2.811 *	-2.731 *	-2.728 *
	SE		(1.138)	(1.125)	(1.127)
45_54×無職 仕事を探していない	B		-1.014 *	-1.002 *	-1.002 *
	SE		(.504)	(.500)	(.501)
20_24×非正規	B		-1.294 *	-1.596 *	-1.596 *
	SE		(.646)	(.643)	(.644)
財産得点	B			.052 *	.051 *
	SE			(.023)	(.023)
総資産 (ref. 300-1750万未満)					
総資産300万未満	B			-.399 *	-.398 *
	SE			(.173)	(.173)
総資産1750-4500万未満	B			-.026	-.025
	SE			(.226)	(.227)
総資産4500万以上	B			.249	.249
	SE			(.329)	(.329)
退職金	B			.088	.088
	SE			(.232)	(.233)
社宅・家賃補助	B			.218	.214
	SE			(.258)	(.262)
昇進見込み	B			.021	.021
	SE			(.239)	(.239)
調整済み決定係数		.181	.197	.217	.215
決定係数変化量のF検定		7.447 ***	12.962 ***	2.947 **	.008



婚女性とで従業上の地位が階層帰属意識に与える影響の仕方が異なる可能性については考慮できていない。そこで未婚女性にサンプルを限定して同様の分析を行ったものが表4である。

基本的な社会経済的地位に加えて、「非正規」ダミーをはじめとした従業上の地位変数を投入したモデル1においては、「非正規」ダミーの効果は1%水準の有意なマイナスの効果を示した。女性全体での傾向と比べ、係数の絶対値はより大きいものとなっている。

そして、年齢階級と従業上の地位変数との交互作用効果を検討したモデル2においては、女性サンプル全体での傾向と同様に交互作用効果「20\_24×非正規」が5%水準で有意なマイナスの効果を示したのに加え、交互作用効果「25\_34×無職 仕事を探していない」「45\_54×無職 仕事を探していない」もそれぞれ5%水準で有意なマイナスの効果を示した。無業者であることの交互作用効果については、現時点で説得的な解釈を行うことが難しい。ただ、「無職 仕事を探している」が主効果、交互作用効果とも有意な効果を示さなかったことから、求職をあきらめた、もしくは求職すら困難な状況にある女性の境遇を反映したものなのかもしれない。

モデル3において、「有配偶」ダミー以外は同様の統制変数を投入した結果、「財産得点」がプラスの、「総資産300万未満」ダミーがマイナスの効果それぞれ5%水準で示した。そして、これらの変数を統制することで、「非正規」の主効果が5%水準では有意とならなくなった一方、交互作用効果は依然有意な効果を持っていた。最後に、モデル4において、「昇進見込み」ダミーを投入したが、やはり、交互作用効果の傾向に変化はなかった。配偶者を持たない女性において、非正規雇用の職にあることは階層帰属意識を低める効果があるが、そのマイナスは非正規の社会経済的不利を表す変数をコントロールすることで弱まった。これに対し、若年前期に「非正規」であることのマイナスの効果は、そのような社会経済的不利では説明がつかない。また、若年層での効果ということで、単純に正規雇用への移動障壁の高低として解釈することも難しいのである。

## 5. 結果と議論

分析結果から仮説について、男性、女性、そして無配偶女性のサンプル別に確認する。仮説1「壮年層においては非正規雇用であることのマイナスがより大きい」については、男性サンプルにおいては交互作用効果「35\_44×非正規」が基本的階層変数を考慮した分析においてもマイナスを示したことから支持された。しかし、女性サンプルおよび無配偶女性サンプルにおいては、有意なマイナスの効果を示した交互作用は「20\_24×非正規」であり、それ以上の年齢階級においては非正規のマイナスの傾向は見られなかった。したがって、女性において仮説1は支持されない。

次に仮説2「非正規がもたらす経済的社会的不利に関する変数を統制しても、非正規雇用であることのマイナスは消失しない」については、それらの変数投入後も男性壮年層におけ

るマイナスの効果、女性前期若年層におけるマイナス効果のいずれも消失することがなかったため支持できるであろう。

最後に仮説3「移動障壁の高さを統制することで、非正規雇用であることのマイナスは消失する」について、昇進の見込みを感じているか否かを考慮した分析を行った結果、男性サンプルにおいては「昇進見込み」は有意なプラスの効果を持ち、交互作用効果「35\_44×非正規」は依然有意な効果ながらも係数の値としては減少する傾向を示した。一方女性サンプルにおいては、無配偶者に限定する、しないに関わらず、「昇進見込み」が効果を持たず、交互作用効果の傾向にも変化がなかった。したがって、仮説3は男性サンプルにおいては、部分的にあてはまり、女性においては当てはまらないということになるだろう。

以上の分析結果からまず指摘できるのは、非正規雇用の職にあることが階層帰属意識に与えるマイナスの影響は、2015年において強まっているということである。小林(2011)は、有職男性および有職未婚女性についての分析で、2005年の35歳未満のパート・アルバイト層に階層帰属意識へのマイナスの効果がみられたことを報告している。しかし、本稿の結果は男性サンプル、女性サンプル、無配偶女性サンプルのいずれにおいても、派遣社員や嘱託社員なども含んだ「非正規」の効果がマイナスとなっていたというものである。ここからは、不安定な職にあることが階層帰属意識に与えるマイナスの影響は、2005年以降非正規全般に拡大したと解釈することが可能であろう。そして、このような変化は、派遣社員の立場の変化によってもたらされたと考えられる。労働者派遣法によって、もともとは限られた業務にのみ認められていた労働者派遣は、数度にわたる法改正によって徐々にその適用範囲を拡げ、2004年には製造業でも解禁されるに至った。これにより、多くの派遣社員が生産現場で活用されるようになったが、その状況が一変したのが2008年のリーマンショックに端を発する世界的金融危機がもたらした不況である。この時期輸出が大幅に落ち込む中、大量の派遣労働者が雇い止めになったことは深刻な社会問題として受け止められた。こうして、有期雇用、しかも間接雇用で「切りやすい」という、派遣社員の立場の不安定さが露呈することになり、そのイメージも低下したのではないだろうか。2005年に若年パート・アルバイト層のみに確認された階層帰属意識に対する負の影響が、この時期に派遣も含めた非正規へ全般化した背景には、規制緩和がもたらした雇用の流動化の進行があると考えられるのである。

また小林(2018)は2010年と2015年のSSP調査データを用いて、同様の傾向見いだしている。2010年調査の年齢幅に合わせて、25歳から60歳までのデータに対する分析であるため一定の留保は必要だが、同時期に行われた2つの大規模社会調査データで、ほぼ同様の傾向が確認できたということは、本稿の知見の頑健性を示すものといえるであろう。

次に、非正規をはじめとする従業上の地位が階層帰属意識に与える影響には年齢によって濃淡があるということも確認された。ここで重要なのは、そのグラデーションが時点間で変化しているということである。小林(2011)が示した2005年データにおける34歳以下の若

年層にのみ見られた非正規のマイナス傾向とは異なった傾向が、2015年データにおいて観察されたのである。男性サンプルにおいて、非正規であることのマイナスは、壮年非正規において顕著であり、経済的・社会的デメリットと見なされる変数をコントロールしても残ることが明らかになったが、この結果を壮年男性の非正規層が直面している移動障壁の高さの反映と捉えることは妥当であろうか。

移動障壁の代理指標として「将来の昇進見込み」を投入したモデルにおいても交互作用効果のマイナスが消えなかったことから、正社員への移動障壁によって将来への展望が見いだせないことが、壮年男性非正規の階層帰属意識を低めていると解釈することには慎重になるべきかもしれない。しかし、「将来の昇進見込み」という問いが測定しているのは、あくまでも「現在の職場」での昇進見込みである。非正規雇用の職に就いている人にとって、この問いは現在の職場での正社員への登用の可能性、もしくは非正規のなかでの地位の上昇可能性を意味し、それらはその人が感じている正規雇用への障壁とは、また異なった回答になる可能性も大きい。したがって、この変数によって非正規雇用にいる人の正規雇用への移動障壁がコントロールできているとすることはできないであろう。

そして、2015年データにおいては若年層において非正規雇用の職に就いていることが、マイナスにならなかったという結果を、若年層においてのみマイナスの影響が見出された2005年の結果との対比で解釈するとするならば、この間の雇用情勢とそれに翻弄されるいわゆる就職氷河期世代を想起せざるを得ないであろう。1990年代中盤以降の就職氷河期に学校から仕事への移行が上手くいかなかった人たちの多くは、その後30歳前後で迎えた2005年段階でも非正規や正規であっても条件の良くない仕事に滞留せざるを得ず、それから10年を経て、やっと長期にわたる景気低迷から回復の兆しが現れ始めた頃には、40歳前後の壮年となり人手不足が叫ばれる世間とは無縁な状況に置かれている。壮年非正規層における階層帰属意識の低さを見出した2015年データの分析結果は、正社員への移動障壁の高さの影響と解釈するのに整合的な結果なのである。

また、このような雇用環境の変化による正規雇用への移動障壁の程度が、長期にわたる非正規雇用への滞留との間を媒介する概念として、その不本意性を考えることができる。小林(2014)は、23歳から39歳までのデータに対する分析のなかで、非正規雇用を「本意型」と「不本意型」とに分類して階層帰属意識との関連を検討した。その結果、「不本意型」非正規は、「本意型」非正規より有意に階層帰属意識が低くなり、失業者に近い水準であること。また、「不本意型」のみ収入でコントロールしてもマイナスの効果が残ることを示した。SSM調査において非正規雇用にいる理由を問うものは無く、この方法を採用することはできない。しかし、就職氷河期世代以前においては、学卒時に非正規の職にしか就けず、その状況から、長期にわたって抜け出すことが出来ないという状況はかなり限定的だったのではないであろうか。したがって、45歳以上において、不本意にも非正規を続けざるを得ず階層帰属意

識が低い層はそもそも多くは無く、移動障壁の高さは顕著な問題にはならなかったのだと考えられる。しかし、バブル崩壊後の雇用環境の冷え込みが長期にわたって続く中で、仕事への移行がスムーズに行かなかった人びとが、不本意にも非正規の職にあり続けるようなケースが珍しくなくなった。一方より若い年齢層においても、そのような移行に失敗した人はいただろうが、相対的に若いおかげで近年の雇用環境の改善の恩恵を受けやすく、正規雇用を希望する層は正規雇用に移行できた結果、不本意型非正規は相対的に少なくなった。すなわち、本稿の分析によって明らかになった、壮年男性非正規の階層帰属意識の低さは、この世代において不本意型非正規の占める割合が高いことが表れている可能性を考えることができるのである。

そして女性サンプルに見られた、非正規であることのマイナスの影響が若年前期の非正規層において見られたという傾向も、不本意型非正規という考え方をを用いることで説明が可能かもしれない。女性には、依然として加齢とともに結婚や出産によって、家事や育児と仕事の両立が求められ、その結果、柔軟な働き方としての非正規雇用が選好される傾向にあるが、これは、女性はライフステージとともに本意型非正規が増えるということである。したがって、まだ結婚や出産といったライフイベントを経験している割合が少ない、若年前期女性において、最も移動障壁を意識する不本意型非正規が多くなり、それが結果に反映していると考えられるのである。ただ、この説明であれば無配偶女性に限定した分析においては、壮年層にもマイナスの効果が見られてしかるべきである。しかし、そのような傾向は確認できず、その意味で他の視点からの説明の余地は残されている。

そこで、示唆されるのが非正規の「身分」的側面である。非正規であることによって累積すると考えられる社会的、経済的デメリットを表す変数を統制しても、交互作用効果のマイナスが消えなかったのは、そういった社会的、経済的デメリットには還元できない、価値規範的側面の影響もまた大きいのではないだろうか。すなわち、非正規が「身分」(森岡 2015; 有田 2016)として確固たる負のイメージを帯びたことが、これらの結果に表れているというものである。

そして、非正規という「身分」の評価が、自分と同性、同年代において、非正規がどのくらい「当たり前」なのかという基準からなされているとすれば、無配偶女性で非正規であっても、年齢とともに同世代の女性が非正規である割合が多くなるため、非正規であるという点での相対的な剥奪間は感じにくいのかかもしれない。このような準拠集団論的な説明可能性については、今後詳細に検討される必要があるだろう。

最後に、本稿の知見は、人びとがどのような状況下で、階層格差の存在を認知するするかという点でも示唆を与えるものになるかもしれない。太郎丸(2009)は、あるグループを階層として分類するための基準として、①不平等の存在、②当事者の意識、③移動障壁の高さ、を挙げいずれの基準からも非正規雇用は正規雇用とは異なる階層とみなせるとしている。

非正規雇用であることが階層帰属意識を低めるのは、特に壮年男性層においてであるという本研究の知見は、当事者が階層と意識するかどうか(②)は、単にグループ間に不平等が存在している(①)だけではなく、グループ間の移動障壁が高いこと(③)によって強まるという、3つの基準間の関連のあり方として一般化できるのかもしれない。

もちろん本稿には様々な課題がある。まず、本報告書ではテーマの棲み分けという観点から、主に2015年データの分析にとどまっていた。非正規であることが階層的格差としてのリアリティを持つかどうかという点に、雇用の状況を取りまく社会経済情勢が影響することを強調するのであれば、そのような社会経済情勢の変化を捉えるためにも、時系列比較による検証は不可欠であろう。その意味で、本稿の分析はいまだ未完成なものであり、今後は過去のSSM調査などのデータを合併した分析を行うことが必要になる。

また、壮年非正規層における階層帰属意識の低さを、就職氷河期世代の特質<sup>7</sup>として捉える本稿の解釈により妥当性を与えるためには、学校から仕事への移行を含めた職歴変数も考慮に入れたより詳細な分析が必要になることはいままでもない<sup>8</sup>。そして、階層帰属意識以外の意識項目に対しても分析を拡張していくことで、就職氷河期世代の意識特性を浮き彫りにしていくことが今後求められるであろう。

[文献]

- 有田伸. 2009. 「比較を通じてみる東アジアの社会階層構造：職業がもたらす報酬格差と社会的不平等」『社会学評論』59(4)：663-81.
- 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.
- 福井康喜. 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」『社会学評論』66(1)：73-88.
- Genda, Yuji, Ayako Kondo and Souichi Ohta. 2010. “Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States”, *The Journal of Human Resources*, 45(1):157-196.
- 橋本健二. 2009. 『「格差」の戦後史：階級社会日本の履歴書』河出書房新社.
- 吉川徹. 1999. 「『中』意識の静かな変容：階層評価基準の時点間比較分析」『社会学評論』50(2)：76-90.
- 小杉礼子. 2010. 『若者と初期キャリア：「非典型」からの出発のために』勁草書房.

<sup>7</sup> このような世代の困難に対しては、NHKの「クローズアップ現代+」(2017年12月14日放送分)のなかで「アラフォークライシス」として特集されたように世間的にも注目が集まっている。

<sup>8</sup> 分析手法の面でも、非正規雇用のなかでの差異に注目する問題関心からは、分位点回帰のように従属変数の水準間で、規定メカニズムが異なることを前提とした分析モデルの方がより妥当であるかもしれない。

- 小林大祐. 2011. 「雇用流動化社会における働き方と階層帰属意識」 斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 95-110.
- 小林大祐. 2014. 「非正規雇用のなかの格差：若年層における不本意型非正規に注目して」第 87 回 日本社会学会報告原稿.
- 小林大祐. 2018. 「働き方と地位アイデンティティ：正規への移動障壁が非正規の地位アイデンティティを低めるのか？」 数土直紀編『格差社会のなかの自己イメージ』勁草書房, 93-117.
- 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. 2016. 「平成 27 年賃金構造基本統計調査の概況」厚生労働省ホームページ, (2018 年 1 月 24 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2015/dl/13.pdf>).
- 厚生労働省. 2017. 「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」厚生労働省ホームページ (2017 年 4 月 15 日取得, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&tstat=000001020327&cycle=1&tclass1=000001034875&second2=1>).
- 久木元真吾. 2007. 「広がらない世界：若者の相談ネットワーク・就業・意識」 堀有喜衣編『フリーターに滞留する若者たち』勁草書房, 129-171.
- 間々田孝夫. 1990. 「階層帰属意識：経済成長、平等化と『中』意識」 原純輔（編）『階層意識の動態 現代日本の階層構造 2』東京大学出版会, 23-45.
- 森岡孝二. 2015. 『雇用身分社会』岩波新書.
- 永瀬伸子. 2002. 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2): 22-35.
- 中澤渉. 2017. 「正規／非正規雇用の移動障壁と非正規雇用からの脱出可能性」 石田浩編『教育とキャリア』勁草書房, 143-170.
- 労働政策研究・研修機構. 2013. 『壮年期の非正規労働：個人ヒアリング調査から』JILPT 資料シリーズ No.126.
- 労働政策研究・研修機構. 2015. 『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.
- 佐藤博樹・小泉静子. 2007. 『不安定雇用という虚像：パート・フリーター・派遣の実像』勁草書房.
- 佐藤俊樹. 2009. 「階層帰属の意味論：自省的近代における『階層意識』」『社会学評論』59(4): 734-751.
- 総務省統計局. 2016. 「労働力調査結果」, 総務省統計局ホームページ, (2017 年 1 月 10 日取得, [http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm#hyo\\_9](http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm#hyo_9)).
- 数土直紀. 2012. 「未婚者の階層意識」『理論と方法』27(2): 225-242.

- 太郎丸博. 2008. 「社会階層論と若年非正規雇用」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 201-220.
- 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.
- Yamaguchi, Kazuo and Yantao Wang. 2002. "Class Identification of Married Employed Women and Men in America," *American Journal of Sociology*, 108(2): 440-75.

# **An analysis of age cohort differences in effects of non-regular employment on status identification: Focusing on the employment ice age generation<sup>\*</sup>**

**Daisuke Kobayashi  
(Kanazawa University)**

## **Abstract**

A previous study showed that there are stronger negative effects of doing a part-time job in young adults on status identification in 2005 than in 1995. This tendency might reflect the rising barriers to regular employment. If so, the tightness of labor market conditions in recent economic improvement might diminish the effect of young non-regular workers on status identification in 2015. By contrast, middle-aged non-regular workers who cannot share benefits from labor shortages because of their ages might still have a negative effect.

OLS results show that there is a significant negative effect of non-regular employment on status identification in male samples and samples of females without spouses after controlling the socio-economic status variables. Moreover, results show that there are significant negative interaction effects of non-regular employment in male samples aged 35–44 and female samples aged 20–24. These results demonstrate the age cohort differences in effects of non-regular employment on status identification. Above all, the result from male samples suggests that there is a higher barrier for middle-aged males who failed to make the transition from school to work in the recession of the 1990s, the so-called employment ice age.

Keywords: status identification, non-regular employment, barriers to regular employment, the employment ice age generation

---

<sup>\*</sup> The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.