

Title	パネル調査データからみる現代日本の若年労働市場： 誰が不安定な職業経歴を歩んでいるのか？
Sub Title	The contemporary Japanese youth labor market on the basis of panel survey data: who pursues unstable job careers?
Author	中澤, 渉(Nakazawa, Wataru)
Publisher	三田哲學會
Publication year	2011
Jtitle	哲學 No.125 (2011. 3) ,p.143- 165
JaLC DOI	
Abstract	This paper aims to examine the recent changes in the Japanese youth labor market, particularly focusing on the impact of unprecedented adverse economic conditions. The number of temporary workers and the unemployment rate of youth have risen since the latter half of the 1990s, and they are more likely to be excluded from good job opportunities and safety nets such as public pension and insurance system. Since Japanese employers tend to maintain the traditional lifetime employment and seniority system, new graduates are less likely to obtain regular jobs. Data from the Japanese Life Course Panel Survey (from waves 1 to 3) were used in this analysis because this survey followed up the respondents' careers before and after the Lehman Shock. In order to estimate the probability of unstable job status at the time of conducting the survey, growth curve modeling was estimated. We found that the respondents whose first job was temporary were even more likely to be temporary workers or unemployed. However, the result was contrastive between males and females, particularly in the e
Notes	特集：人間科学 投稿論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00150430-00000125-0143

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese

Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

— 投 稿 論 文 —

パネル調査データからみる現代日本の 若年労働市場

— 誰が不安定な職業経歴を歩んでいるのか? —

— 中 澤 渉* —

The Contemporary Japanese Youth Labor Market on the Basis of Panel Survey Data: Who Pursues Unstable Job Careers?

Wataru Nakazawa

This paper aims to examine the recent changes in the Japanese youth labor market, particularly focusing on the impact of unprecedented adverse economic conditions. The number of temporary workers and the unemployment rate of youth have risen since the latter half of the 1990s, and they are more likely to be excluded from good job opportunities and safety nets such as public pension and insurance system. Since Japanese employers tend to maintain the traditional lifetime employment and seniority system, new graduates are less likely to obtain regular jobs. Data from the Japanese Life Course Panel Survey (from waves 1 to 3) were used in this analysis because this survey followed up the respondents' careers before and after the Lehman Shock. In order to estimate the probability of unstable job status at the time of conducting the survey, growth curve modeling was estimated. We found that the respondents whose first job was temporary were even more likely to be temporary workers or unemployed. However, the result was contrastive between males and females, particularly in the effects of cohort of first job entry. Further interpretations and future tasks are discussed in the last section.

* 東洋大学社会学部専任講師

1 はじめに

2008年8月のリーマン・ショック以降の急速な景気減退により、厳しい雇用情勢が続いている。厚生労働省の調査によれば、2010年10月現在、2011年3月の大卒新卒者の就職内定率は6割を切る状況で、1996年の調査開始以来最低である¹⁾。これは正規就業者を容易に解雇できない日本の雇用慣行・法制度が維持されているため、新規学卒という入口で雇用調整が行われていることを反映しているといえる。このように玄田(2001; 2010)は、若者の甘い意識を原因として捉える傾向があった若年雇用問題、特にフリーター問題について、むしろ日本の雇用慣行の構造が本質的な原因であると指摘した。

労働市場全体に占める非正規就業者の割合は、オイルショック後頃から上昇し続けていた(太郎丸 2009)。もちろん、臨時雇用や日雇いといった非正規就業者は以前から存在していたのだが、1980年代に入り、特に若年層の新しいライフスタイルというイメージのもと「フリーター」が出現した(小杉 2003)。ところが1990年代に入り、バブル経済が崩壊すると、それまで比較的容易に見つかった好条件の職が見つげにくくなる。同時にフリーターの高齢化が、仕事探しの阻害要因となってくる。さらにいえば、非正規就業も、契約社員、嘱託職員、派遣労働や請負労働など、一枚岩で捉えるのがためらわれるほどに複雑かつ多様になってきた。一方で、依然日本では初職が重要な意味をもっており、初職がその後の職歴に影響し続けることも指摘されている(石田 2005; Genda et al. 2010)。

ただし、ごく最近起こった急激な経済変動を射程に入れた若年層の移動や労働市場の分析は、時期的にまだ間もないこともあって、これからという段階である。また特に多くの全国規模の調査データでは、対象とする年齢層の幅が広いと、若年に焦点を絞ってしまうとケース数が小さくなってしまふ。もし若年層に焦点を当てて、サンプルサイズの大きな調査で分

析できれば、それ自体が貴重な意味をもつ。

まず次章にて、近年の若年労働市場の様子を概観し、続いて関連する研究を整理しながら本稿の分析の目的を説明する。続いて本稿の分析で採用する成長曲線モデルについて解説する。データや変数の検討を終えた後、分析結果の解釈を行う。最後に本研究の意義と、今後の研究課題を提示する。

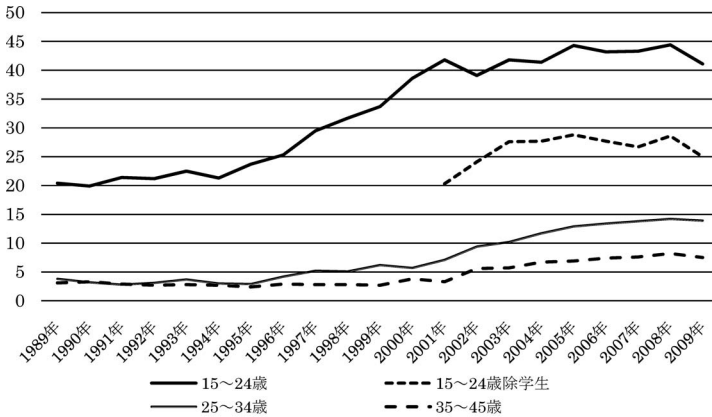
2 不安定雇用の増加

(1) 若年労働市場をめぐる最近の状況

若年層の失業率が高いこと、近年非正規就業者の増加が観察されることは、日本に固有の現象ではない。ただし非正規就業者の増加の程度や、昨今の雇用情勢の厳しさについては、今一度、マクロデータで確認しておく必要がある。

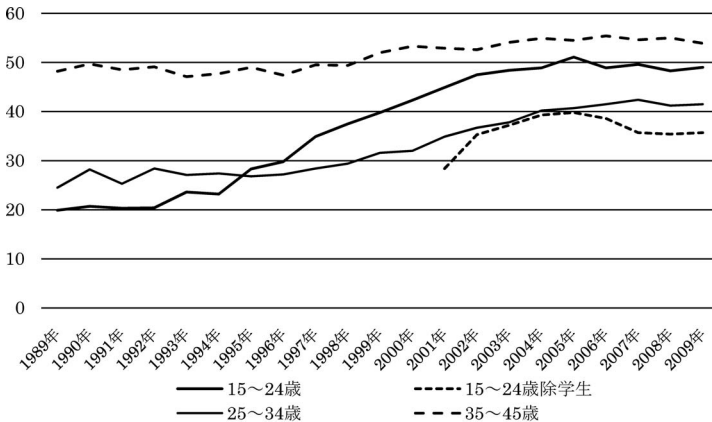
図1と図2は、それぞれ男性と女性の、若年層における全体の労働者に占める非正規就業者の比率を追ったものである。データの出所は、総務省の『労働力調査』である²⁾。『労働力調査』には、いわゆる学生アルバイトも労働力に含まれてしまうため、非正規就業者の比率が高めに出る。ただし2001年からは、学生アルバイトを切り離した数値も公表している。まず男性に着目すると、もともと若年は非正規就業者の比率が高めであるが、90年代後半に上昇を始める。2000年代に入り、40%台前半で安定して推移しているが、これには学生が含まれる。ただし学生を除いても、20%台後半で、これは90年代前半の学生アルバイトを含めた比率より若干高めである。25歳より上の層は、僅かながら2000年代に入り増加傾向にある。単年度の状況なので何とも言えないが、リーマン・ショックのあった2009年になり、若年のグラフが右下がりになっている。不況によりまず非正規就業者が解雇される、ということがあれば、このような傾向が現れても不思議ではない。一方女性は、もともと主婦のパートタイ

パネル調査データからみる現代日本の若年労働市場



2001年までは『労働力調査特別調査』の2月の数値。2002年以降は『労働力調査』詳細統計の各年平均値。

図1 男性の各年齢層における非正規雇用労働者の比率



2001年までは『労働力調査特別調査』の2月の数値。2002年以降は『労働力調査』詳細統計の各年平均値。

図2 女性の各年齢層における非正規雇用労働者の比率

ム労働者が非正規就業者の主体であるため、男性とはかなり異なる様相を呈している。35~45歳の女性の非正規就業者率が高く、50%程度を安定的に推移している。ただしそれより若い層については、漸増気味で、全体として比率も男性よりかなり高めである。女性の若年(15~24歳)層で

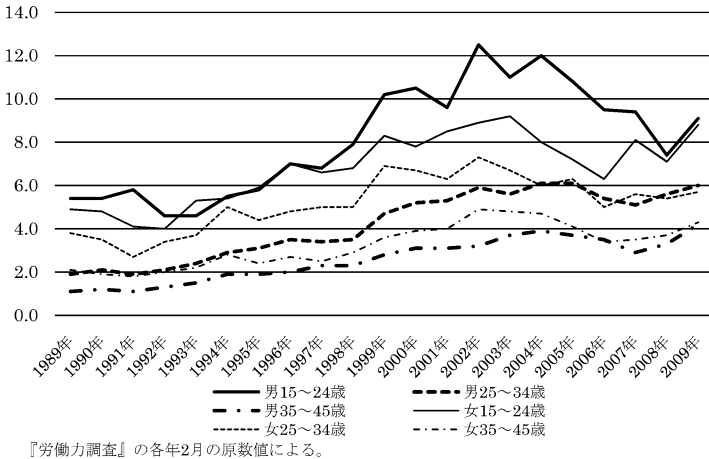


図3 失業率の推移

学生を除いた数値もほぼ30%を超えており、やはり90年代前半以前の学生を含めた比率より高い。このような点からも、女性が正規就業者になることの難しさが現れている。なお、08年から09年の間には、男性のような右下がりの変化は観察できない。

景気動向をみる指標として失業率は欠かせないので、図3で確認しておく。太い線が男性、細い線が女性に対応している。90年代に入り、上昇傾向にあることがわかるが、特に1997年~98年頃に大幅な上昇がみられる。1997年にはアジア金融危機があり、多くの大型倒産が相次いだ年でもある。そして1998年は、雇用者総数が減少に転じ、日米の失業率の水準が戦後初めて逆転した年であった。そしてその失業率の急上昇は、中小企業と建設業の停滞に求められるという(太田・玄田 1999)³⁾。失業率そのものは2000年代前半にピークを迎え、その後一旦下降する。しかし2008年から09年にかけて、反転上昇の傾向がみられる。もっともこれをリーマン・ショックの影響だけに原因を求めることができるのか、という点については、継続的な観察が必要であろう。また同じ年齢層で比

較すると、失業率は男性の方が低い傾向があったが、近年は男女差がほとんどなくなっている。

全体の傾向としては、非正規就業者の比率も、失業率も、上昇傾向にあると言ってよさそうである。ただしこのデータは、それぞれの時点における分布をもとに計算したものであり、特に年齢層別データの解釈には注意が必要である。特に男性の場合、徐々に上の年齢層の非正規就業者率が上昇しているが、これは①相対的に高い年齢層でも、正規→非正規という移動が増加しているのか、②もともと増加気味だった若年の非正規就業者が、そのまま正規就業者に移る機会を逸したまま高齢化して、結果的に高い年齢層の非正規就業者率を押し上げているのか、といった点を区別して考える必要がある。政策的な対応を行うにしても、①と②ではその対策のあり方は異なるであろう。

(2) 先行研究と本研究との関係

昨今のこうした雇用情勢をマイクロデータで分析する機会自体、限定されている。例えば佐藤(2010)では、慶應義塾家計パネル調査(KHPS)を用いた分析で、リーマン・ショックにより、男性では契約社員・嘱託、派遣労働者や製造業に失業確率が高まったこと、女性では派遣労働者の失業確率が上昇し、特に影響が大きかったことが指摘されている。

ただし景気動向の影響は、特に若年層が影響を受けやすいと考えられる。日本の雇用法制度や労働市場の構造自体に大きな変化が起こっているとは考えにくく、新規学卒一括採用、終身雇用制度の骨格は維持されているとみてよい(Genda and Rebeck 2000)。だからこそ初期キャリア(どの職に最初に就くか)が重要だと考え、皮肉にも就職活動が長期化し、むしろ初職がより一層重大な意味をもつようになるのである。つまりグローバル化により旧来の労働市場構造全体が崩壊するというよりは、全体のシェアを狭めつつもより強固な形で維持されるのである(Kye 2008)。特に正規

就業者を解雇するのは、日本の労働法制では困難であるから、企業側は余計入口での選別に神経を使うことになる。

しかし本当に、一旦非正規就業や失業状態になったら抜け出せないのか。それはあくまで印象論で語られているだけかもしれない。また今回の急激な景気悪化で影響を受けたのは一体どの層だったのか。確かにいわゆる「派遣切り」が問題になったが、もともと不安定な立場にあった人が割を食う形になったのか、それとも安定していると思われていた層の人たちにまで影響が及んだのか、これは必ずしも明らかではない。このような問いにこたえるため、本稿で「安定的な地位に就いているか否か」については初期キャリア、特に初職の影響に着目する。日本においては学校から労働市場に「間断なく」移行することが非常に重要だとされており、戦後ほぼ一貫して観察できる (Kariya 1998; 香川 2008)。初職に限定しても、その後の就業継続期間には「正規か非正規か」の従業上の地位は決定的な違いをもっているし、正規から非正規という移動はままだ見られても、その逆のケースは確かに少なく、年齢が上昇するほど困難になる (Nakazawa 2008)。ヨーロッパ (英独) についても、非正規就業や失業期間の存在が、正規就業への再就職に不利だという (Giesecke and Groß 2004)。以上のような先行研究の知見をもとに、実際の個人の従業上の地位をリーマン・ショック前後で観察し続け、不安定な地位に陥る確率が上昇したのか否か、ということを確認してみたい。

3 成長曲線モデル

同一人物を追跡することによって得られるパネルデータを用いることで、個人にとって変化しうる部分と、変化しない部分とに分けて考察することが可能になる。クロスセクショナルな調査では、原則として (回顧的に回答したものを除けば) たまたま調査をした時点での対象者の状態しかデータを獲得できない。そのことは、同一個人にずっと安定的に備わって

いる特性と、同一個人を時系列的に観察した時に大きく変化する特性を区別できないことを意味する。パネルデータを用いると、その難点が解決できる。また調査によって測定できた変数によって、その被調査者の個人特性のすべてがわかるわけではない。いわば測定できていない個性のようなもの（unobserved heterogeneity, 観察できない異質性ともいう）が存在しているはずだが、クロスセクショナルな分析では、これが誤差項に組み込まれてしまう。回帰分析の推定では、投入した説明変数と誤差項は無相関を仮定している。もし誤差項と説明変数に相関があれば、係数は不偏推定量ではない。しかし観察可能な変数（性・学歴・職業・出身階層など）は、この観察できない異質性と何らかの相関があると考えの方が自然である。だとすると、観察できない異質性を誤差項として捉えるのは誤っていることになる。しかしクロスセクショナルなデータ分析で、この観察できない異質性をモデルに組み込むことはできない。計量経済学で用いられる固定効果モデルの目的は、この観察できない異質性の影響を除去し、不偏推定量を求めようとする点にある。また固定効果モデルでは、基本的に個人内変化の起こる要素に特に着目するから、説明変数が一単位動くとき、従属変数がどれだけ変化するか、というような解釈を正確に示すことができる。

こうした計量経済学的なモデルと一定の互換性がないわけではないが（Allison 2010）、若干異なる考え方から分析を行うのが、本稿で扱う成長曲線モデルである。これはいわゆるマルチレベル分析を、時系列データに適用したものである。関心の対象となる従属変数は、計量経済学的モデルと異なり、人間の発達など、何らかの一定方向への変化が期待できるものを設定することが多い。なぜなら時間の変化とともに、従属変数のスコアそのものや、スコアの変化の方向性（傾き）がどうなってゆくのかを探ろうとするものだからである（三輪 2008a; Preacher et al. 2008）。

具体的に説明しよう。本稿では、回答者の仕事上の地位を問題視してい

る。つまり本人が正規就業のような安定的な地位にいるか、非正規就業や失業といった不安定な地位にいるか、前者を 0、後者を 1 という二値をとる変数として獲得しているとする。したがって従属変数は二値をとることから、線型回帰ではなく、ロジット回帰を推定することになる。ここで、ある個人が非正規就業か失業状態という不安定雇用になる確率を p とすると

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)=\beta_0+\beta_1\times\text{year}+\beta_2\times\text{wave3}$$

ここで *year* は調査年数を示し、事実上加齢効果をみる変数である。データには調査年数（初年度は 1、次年度は 2、3 年目は 3…）が入力されている。つまり年の経過とともに、従属変数の不安定雇用 vs 安定雇用の対数オッズが一定方向に変化する（不安定雇用となる可能性が徐々に増える、もしくは減る）ことを仮定している⁴⁾。経験的には、加齢とともに自分の適性を発見したりして落ち着くことが考えられること、また年齢上昇とともに再就職が困難になることは多くの人が理解していると推測できることから、 β_1 は負となると予想できる。次の *wave3* は、第 3 波のデータであることを示すダミー変数であり、いわば時代効果をみる変数である。いわゆるリーマン・ショックは 2008 年 9 月のことであり、*wave2* までの観測と、*wave3* の観測とでは、背景の経済状態が異なっている。つまり本稿の関心である未曾有の不況の影響をみようとする変数である。何もないければ、加齢効果の β_1 が単調に観察されるにすぎないのだが、リーマン・ショックの影響を受けていれば、この β_2 は反転して増加傾向を示すだろう。以上のように、いわゆる「レベル 1」には、個人内の各調査時点のデータが含まれており、関心の対象となる従属変数が時間の変化によって一定の変化を遂げる、と考える推定式を立てる。

成長曲線モデルでは、このレベル 1 の推定式の切片や傾き自体が、その個人のもつ不変の特性によって異なる、と考える。つまり不安定雇用と

なる可能性も、加齢効果や時代効果の大きさも、学歴、入職時期、初職などによって異なるだろう、と仮定する。

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \sum \gamma_{0k} X_k + u_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \sum \gamma_{1k} X_k + u_1$$

$$\beta_2 = \gamma_{20} + \sum \gamma_{2k} X_k + u_2$$

γ_{00} は、説明変数が0のときの、不安定雇用か否かの平均対数オッズである。Σの部分に、学歴や初職の地位、入職コーホートといった観察中に不変の変数を考慮する。こうして、基底の不安定雇用の対数オッズと有意に関連すると思われる説明変数を推定することになる。傾きの部分も、考え方は同じである。なお、いずれの式にもついている u はランダム効果を示す。パネルデータでの誤差項は、同一個人の反復測定にともなう個人内測定における誤差と、個人その人がもつ（平均的）測定値自体の誤差に分けることができる。同一個人内の反復測定の誤差は、全体のデータセット内でみれば、その部分で系列相関が生じると考えるのが自然である。レベル2でランダム効果を取り出すというのは、異なる性質のあるこの2つの誤差項を区別することを意味する。それゆえ、ランダム効果を想定することで、レベル2において個人が β を中心にして、正規分布上にばらついていることを示すことができるのである。ただしランダム効果を想定するかしらないかは、データを見ながら柔軟に対応できる。本稿ではランダム効果を、切片についての u_0 についてのみ入れて考察し、その他の係数のランダム効果は想定しない random-intercept model を推定する⁵⁾。

非線形回帰のマルチレベル分析の解釈では、population-average model と unit-specific model のいずれで解釈するかが問題になる (Raudenbush and Bryk 2002: 294-304)。通常、係数の絶対値は前者のほうが小さく、ゼロに近い (Neuhaus et al. 1991)。前者の係数は、特に個

人間の差異を統制せず、全員の共変量が1単位変化したときのサンプル全体における不安定雇用への平均的ななりやすさを推定するものである。後者では個人間の違いを統制しつつ、同一個人内の共変量が変化したときの不安定雇用へのなりやすさを推定していると考え⁶⁾。一般的には population-average model のほうが、母集団における不安定雇用になる確率を予測する際、より頑健性のある適切な結果が得られるとされている。そこで本稿では、population-average model の結果を提示する。分析にあたっては、HLM6.06 を用いた (Raudenbush et al. 2004)。

4 データと変数

(1) 使用データ

ここで用いるのは、東京大学社会科学研究所が2007年から実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する調査 (Japanese Life Course Panel Survey: JLPS)」とよばれるパネル調査の3年分のデータである。第1回目の調査は2007年1月～3月に実施され、当時20～34歳の若年層調査と、35～40歳の壮年層調査によって構成されている。ただし使用する質問紙の内容は同一であり、若年と壮年のサンプルを合わせると、第1波は4,800人となる。追跡調査は1年ごとに、ほぼ同じ時期に実施している。調査に関する詳細の情報は、三輪(2008b)に掲載されている。本稿では基本的に、調査時点で回答されている回答者の職業、特に従業上の地位の変数に着目する。

男性の場合はあまり問題にならないが、女性の非正規就業の扱いは注意が必要である。なぜなら、女性の場合は既婚者のパートタイム労働者がかなり含まれており、近年問題になっているフリーターやニートの問題と一線を画すると考えられるからである。したがって女性の分析については、問題の焦点を絞るため、既婚時点の観察は除外している。もちろん、結婚したら退職し、場合によってはパートタイム労働で家計補助をするという

男性稼得モデルを追認した分析だという批判はあるだろうし、そういった日本の労働市場に問題がない、というわけではない。しかし既婚女性のパート労働者の多さのみならず、未婚女性も男性よりフリーターになる確率が高い（太郎丸 2007）ということ自体が、追究されるべき重要な問題だと言えよう。本稿は若年雇用問題に焦点を当てたものであるため、女性を観察を未婚時に限定するという戦略を採用する。

(2) 変数

本稿では調査時点での従業上の地位を「安定雇用＝正規就業」と「不安定雇用＝非正規就業＋失業」という2値で捉えることとする。自営業や家族従業者はひとまず正規就業とし、パート・アルバイト（学生は除く）・派遣労働者・請負労働者・内職を非正規雇用と定義する。また無職については、求職活動をしているかどうかの設問に基づき、働く意思のある回答者の無職のみを「不安定雇用」のカテゴリーに含めた。代わって、働く意思のない回答者の無職と学生は、今回の分析から除外した。また学校を卒業後、一度も働いていない人も、初職の定義ができないため、分析から除外している⁷⁾。

説明変数としては、学歴と初職の情報を考慮する。学歴については、中学・高校卒を基準カテゴリーとし、残りを高専・短大・専門学校卒と、四年制大学・大学院卒の2カテゴリーに分けた。中退者は、一段階低い段階の学歴の卒業生と見なした。初職は、最終学校を卒業して最初に就いた職業として定義し、*wave1*にある初職情報の回答を用いた。初職の従業上の地位は正規雇用か、非正規雇用かの2値で、定義は現職のそれと同じである。また初職企業規模も考慮した。企業の従業員数が300人未満の企業を中小企業とし、これを基準カテゴリーにおいて、残りを300人以上の大企業と、官公庁の2つの変数にした。日本の労働市場の特徴として、しばしば挙げられるのが年功序列賃金と終身雇用制であるが、これ

表 1 記述統計量

レベル 1	男性 (N=3846)				女性			
変数名	平均	標準 偏差	最小 値	最大 値	平均	標準 偏差	最小 値	最大 値
調査年数	1.90	0.82	1	3	1.85	0.81	1	3
第 3 波 ¹⁾	0.29	0.45	0	1	0.26	0.44	0	1
不安定雇用 (非正規+失業) ²⁾	0.14	0.35	0	1	0.36	0.48	0	1
レベル 2	男性 (N=1521)				女性			
変数名	平均	標準 偏差	最小 値	最大 値	平均	標準 偏差	最小 値	最大 値
間断なき移行 ³⁾	0.78	0.41	0	1	0.77	0.42	0	1
高専・短大・専門学校 ⁴⁾	0.19	0.40	0	1	0.41	0.49	0	1
四年制大学 ⁴⁾	0.42	0.49	0	1	0.33	0.47	0	1
初職非正規 ⁵⁾	0.15	0.35	0	1	0.27	0.44	0	1
初職大企業 ⁶⁾	0.35	0.48	0	1	0.28	0.45	0	1
初職官公庁 ⁶⁾	0.07	0.25	0	1	0.05	0.23	0	1
入職年 1990 年以前 ⁷⁾	0.19	0.39	0	1	0.08	0.28	0	1
入職年 1991~97 年 ⁷⁾	0.38	0.49	0	1	0.24	0.43	0	1

1) 基準は第 1, 2 波

2) 基準は正規・自営・家族従業

3) 基準は最後の学校から労働市場への移行に空白域が存在

4) 基準は中学・高校

5) 基準は初職正規・自営・家族従業

6) 基準は初職中小企業 (従業員 300 人未満)

7) 基準は入職年 1998 年以降

らは内部労働市場を前提にしており、内部労働市場を成立させるためには、企業がある程度の規模である必要がある (Kye 2008). つまり初職が大企業や官公庁であれば、不安定雇用になる可能性は低いと考えられる。さらにもう一つ、日本の労働市場で前提となっているのが新規一括学卒採用 (Kariya 1998) である。つまり 3 月まで学校に在籍し、4 月から就職先で働き始める、というのが標準的な形態だと捉えられている。言い換えれば、学校から卒業への移行に「間断」が生じることは、その後のキャリアに必ずしもプラスの影響を及ぼさない (香川 2008). したがって、学校

卒業（中退）年月の情報と、初職就職年月の情報をもとに、間断なき移行を行った者と、そうでない者の2値のダミー変数に入れて、それが現職に影響を与えているかを考慮する。最後に、入職年代を3つに区分する。本調査のサンプルでは、最も早いケースだと1982年の初職入職者が存在する。そこで80年代、特にバブル経済期を網羅する第一入職世代（1990年以前入職）、バブル崩壊からアジア金融危機あたりの第二入職世代（1991～97年入職）、そして98年以降の第三入職世代に分け、最も若い第三入職世代を基準カテゴリーとする。アジア金融危機で区分したのは、この時期を境に、雇用労働者全体の数が減り、日本の労働市場のあり様が大きく変化したという指摘があるからである（太田・玄田 1999）。

5 分析結果

表2が推定した成長曲線モデルの結果である。まず男性に注目しよう。切片の係数 β_0 について検討すると、初職が非正規就業者であった場合、初職が正規就業者であった場合と比較して16倍以上、現職も非正規就業者となりやすい。その他の有意な係数は負であり、基準カテゴリーに比して非正規就業者になりにくいことを示す。大卒、間断なき移行が成功した者、入職年が97年以前であれば、5%水準で有意に不安定雇用になりにくい。特に入職年代からも、98年以降の入職者が厳しい状況に置かれていることがここからも明らかである。次に調査年数の係数 β_1 だが、 γ_{10} が10%水準ながら有意で、負の値であることから、年数とともに非正規就業者になる可能性が減少しており、初職が非正規就業者の場合はその傾きの程度が更に大きいことがわかる。換言すると、男性の場合、年数の経過とともに、徐々に不安定雇用の状態から脱する傾向があるが、その傾向は初職非正規就業者であった場合（初職が正規就業だった人と比較して）、減少の程度がより大きいことを示している。次にwave3のダミー変数であるが、初職大企業にて10%水準、初職官公庁にて5%水準で有意と

表 2 成長曲線モデルの推定結果

固定効果	男性			女性		
	係数	ロバスト 標準誤差	オッズ 比	係数	ロバスト 標準誤差	オッズ 比
レベル 1 の切片 β_0						
切片 γ_{00}	-.912**	.290	.402	-1.132**	.394	.322
間断なき移行 γ_{01}	-.680**	.236	.507	.113	.339	1.120
高専・短大・専門学校 γ_{02}	-.150	.286	.861	-.357	.306	.700
四年制大学 γ_{03}	-.555*	.260	.574	-.446	.344	.640
初職非正規 γ_{04}	2.793***	.260	16.333	2.958***	.318	19.268
初職大企業 γ_{05}	-.519 ⁺	.266	.595	-.539 ⁺	.306	.584
初職官公庁 γ_{06}	-.076	.366	.927	-.604	.489	.547
初職入職年 90 年以前 γ_{07}	-.983**	.302	.374	1.066*	.449	2.904
初職入職年 91~97 年 γ_{08}	-.514*	.237	.598	.351	.300	1.420
レベル 1 の調査年の傾き β_1						
切片 γ_{10}	-.311 ⁺	.177	.732	.292	.221	1.339
間断なき移行 γ_{11}	.093	.139	1.098	-.147	.183	.863
高専・短大・専門学校 γ_{12}	.154	.167	1.166	-.054	.165	.947
四年制大学 γ_{13}	.136	.149	1.146	-.094	.182	.910
初職非正規 γ_{14}	-.411**	.151	.663	-.610***	.167	.543
初職大企業 γ_{15}	.017	.158	1.017	-.041	.167	.960
初職官公庁 γ_{16}	-.267	.211	.765	.041	.224	1.042
初職入職年 90 年以前 γ_{17}	.224	.169	1.252	-.308	.218	.735
初職入職年 91~97 年 γ_{18}	.030	.139	1.030	.060	.149	1.062
レベル 1 の第 3 波ダミーの傾き β_2						
切片 γ_{20}	.208	.325	1.231	-.060	.316	.942
間断なき移行 γ_{21}	-.105	.242	.900	-.013	.242	.987
高専・短大・専門学校 γ_{22}	-.098	.300	.907	-.185	.259	.831
四年制大学 γ_{23}	-.225	.271	.799	-.046	.284	.955
初職非正規 γ_{24}	.352	.264	1.422	.420 ⁺	.246	1.523
初職大企業 γ_{25}	.498 ⁺	.268	1.645	.234	.253	1.263
初職官公庁 γ_{26}	.799*	.404	2.223	-.142	.337	.868
初職入職年 90 年以前 γ_{27}	-.003	.311	.997	.312	.282	1.366
初職入職年 91~97 年 γ_{28}	.158	.256	1.172	-.055	.249	.946
ランダム効果						
	χ^2	標準 偏差	分散 成分	χ^2	標準 偏差	分散 成分
切片 u_0	1859.81*** df=1512	1.624	2.637	1313.132*** df=685	1.800	3.241

⁺<.10 *<.05 **<.01 ***<.001

注) population-average model による推定結果

なっている。これは2009年になったとき、初職が中小企業だった人に比べて、それぞれ約1.6倍、2.2倍不安定雇用である可能性が高いことを示す。つまり2007年から年の経過につれ、基本的には β_1 が示すような不安定雇用漸減傾向が続いていたのだが、2009年については異なる傾向が初職大企業や官公庁の人に現れた、ということである。換言すると、初職大企業や官公庁は、一般的には安定した地位や職に就いたと見なされがちだが、2009年についてはむしろそういった人が、不安定な地位になる傾向がみられた、ということである。景気変動の影響を受けにくいとされる可能性の高い地位にあった人々だが、この結果を見てリーマン・ショックの影響が甚大だと言えるのか、別の要因が絡んでいるのか、というのは、観察期間も短いので何とも言えない。

一方女性であるが、 β_0 についてみると、男性と同様、やはり初職非正規就業者であった場合には、現職も不安定雇用である可能性が高い。男性と大きく異なっているのは、間断なき移行や学歴が有意でないほか、最も年代の高い90年以前の入職コーホートが正に有意になっていることである。1990年に入職した場合、最も若いケースで90年3月に中学校を卒業した人（1974年生まれ）ということになり、2009年時点で35歳以上、ということの意味する。更に言えば、女性は未婚時の観察に限定しているため、該当するケースは少ないと考えられる。もちろんこれは、残された少数ケースの影響を受けているものと推察される。ただしこのことは看過されるべきではなく、結婚していない（夫の収入がない）女性が中年期に差し掛かった時、不安定雇用になりやすいという非常に厳しい現実が現れているともいえる⁸⁾。このことは、同年代の男性と比較すると一層明瞭である。 β_1 と β_2 についてはあまりはっきりした傾向は見られない。それでも β_1 については男性と同じ傾向が出ているものの、 β_2 については初職非正規就業の人が2009年に不安定雇用になる傾向が強まることを（10%水準とはいえ）示している。女性の場合は、男性に比して、不安定

な地位にある人がますます不安定になる、という負のスパイラルが強く働いているのではないか、ということ推測させる。

まとめると、初職が非正規であることは男女を問わず不安定な地位に結びつきやすいということは追試できた。ただし男女間で異なっていることも多い。特に入職年代については男女で全く異なる傾向が出ているほか、2009年のダミー変数は、男性で初職大企業や官公庁といった相対的に安定した地位の人が不安定になりやすい傾向を示しているのに対し、女性は初職非正規雇用だった人が不安定になりやすい、と全く対照的な結果がみられた。

6 まとめと議論

成長曲線モデルの係数の結果はそのまま提示しても解釈が困難なので、一事例として「高卒・初職が大企業で間断なき就職を果たせた者」について、男女別に、入職年代別・初職正規・非正規別に、2007年から09年にかけて不安定雇用となる予測確率を計算した。それが図の4と5である。太い線が初職非正規就業を示しているが、男女とも、初職が非正規就業であるときに、正規就業と比較してかなり高い水準で推移していることが一目瞭然である。また確かに08年から09年にかけて、グラフは右上がりになっているが、上昇の度合いは初職の地位や入職年代によっても異なる。高卒初職大企業に限定すると、男性では08年から09年にかけて不安定雇用になっている確率は、初職非正規就業でより明瞭に上昇し、初職正規就業の変化は微々たるものである。また男女間で比較すると、全体的に不安定雇用になる確率は女性で高い。女性サンプルは未婚に限定していることから、女性の方がフリーターになりやすい、というのはある程度裏付けられたといえる。ただし、男性は、より年齢の高い入職コーホートほど不安定雇用である確率は低いが、女性はその関係が成立していない。また同一入職コーホート間で比較すると、若年ほど男女差がなくなる

パネル調査データからみる現代日本の若年労働市場

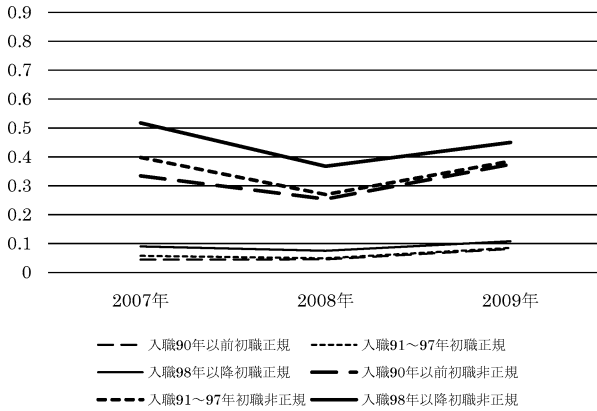


図4 男性高卒初職大企業の不安定雇用予測確率

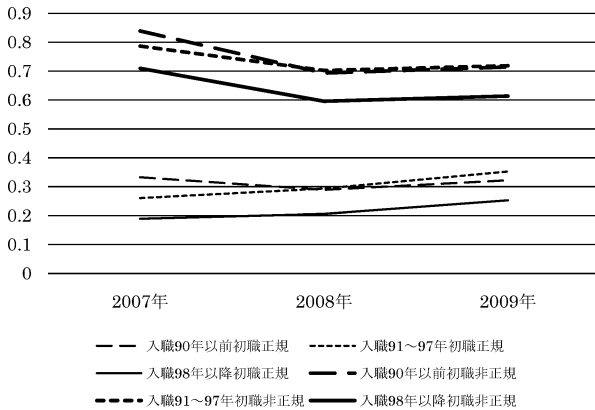


図5 女性高卒初職大企業の不安定雇用予測確率

とも読める。ただし観察期間が短いため、今後観察を継続すると、若い世代も後々には上の世代と同水準になる、という可能性も捨てきれない。また既に述べたが、女性サンプルは結婚後の状態を考慮していないので、そのことが解釈においてどう影響してくるのか、今後は結婚後の状態をどう推定モデルに含めるか、ということが課題となるであろう。

また冒頭に述べたように、景気変動の雇用調整が、非正規雇用者の増加、整理解雇、早期退職奨励制度などで実施されているとは限らない。日本の雇用慣行を前提にすると、入職時が最も雇用調整を行いやすいはずである（玄田 2001）。それゆえ、学校から職業への移行過程の研究も、深く掘り下げられなければならない。非正規就業についても、一枚岩で捉えていいのか、実際には非正規就業でも相対的に安定性が強いこともあれば、逆に「有期」の正規雇用も存在している。これらの区別に鈍感であっていいのか、という問題もある⁹⁾。従属変数についても、今回は非正規就業者と失業者を一緒にしたが、就業者と失業者を分けて考える必要もあるだろう。ただし、同一個人を追跡した時に、2007年から09年にかけて、単調な変化が起こっていたというより、08年から09年に若干の異なる変化が起こったという状況は観察できたと思われる。いずれにしても、雇用形態の多様化により、それまで単に職種や企業規模による分類が主流であった社会階層・移動研究において、従業上の地位が、より一層重要な意味をもつことになったことを本稿は示している。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S) (18103003, 22223005)の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。東大社研パネル調査の若年・壮年調査第1波(JLPS-Y, JLPS-M-wave1)については、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のSSJデータアーカイブから、個票データの提供を受けた。第2波と3波のパネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。本稿は東京大学社会科学研究所の課題公募型共同研究会(2010年10月26日)と、第83回日本社会学会大会(2010年11月6日)での発表を大幅に改

変したものである。当日コメントをいただいた方々にお礼申し上げたい。

注

- 1) ちなみに、短期大学、高等専門学校、専修学校専門課程いずれにおいても、前年度同時期の内定率を下回っている。高校生については前年を若干上回って40.6%とのことだが、高校生の内定率調査開始（1987年）以来、6番目に低い水準である。
- 2) 厳密には、『労働力調査特別調査』と『労働力調査』の詳細統計は調査時期や調査対象が若干異なっている。この点については、総務省の該当ホームページを参照のこと。
<http://www.stat.go.jp/data/roudou/jikei.htm>（2010年12月1日に確認）
- 3) それ以前からのバブル崩壊後における緩やかな失業率の上昇は、主として自営業部門の縮小に求められるという（太田・玄田 1999）。
- 4) もっともこれは数学的に、単調な増加や減少という変化をもたらすものでなければならない、という意味ではない。実際、本稿の分析の結果からわかるように、増えたり減ったりという単調ではない変化に対して適用することも可能である。ただしその場合は、係数が有意にならない、といった結果になり、解釈も複雑になる。
- 5) ランダム効果を設定した係数については、HLMによって信頼性係数が計算される。これは観測された各個人間の分散を、真の個人間の分散と誤差分散に分けたとき、観測された個人間分散に占める真の分散の比率を示す。この値が非常に小さい（0.05を下回る）場合には、真の個人間変動が非常に小さいとされ、その場合はこの係数は固定効果に設定した方がよい（Kreft and Leeuw 1998=2006: 155）。
- 6) unit-specific model は subject specific model とか、cluster specific model などと言われることもあるが、同じものである。ここで切片 α が個人 i 間で異なると仮定すると、unit-specific model は

$$\ln P(Y_{ij}=1 | \alpha_i, X_{ij}) = \alpha_i + \beta X_{ij}$$

として表され、 β は α で特定される個人内において X が一単位変化した時の、 $Y=1$ （この場合は不安定雇用）となる確率の条件付きロジットを示す（Neuhaus et al. 1991）。

- 7) 成長曲線は、同一人物につき複数時点での観察がないと引くことができないため、1回しか観察のないケースについても、分析から除外される。今回は

- 3つのウェーブのデータを用いているが、*wave2*に回答せず、*wave3*には回答したというケースは、*wave1*のデータとあわせて2時点で観測したことになるので、分析に含まれている。ただし学生のケースは除いているので、学生としての観察が複数時点で、職歴が1時点のみ、という場合は分析から除外される。
- 8) 必ずしも労働市場だけの問題に還元できないかもしれない。高齢者介護の外部化が限定されている日本では、介護の負担が女性に降りかかることも珍しくない。本人の年齢が上昇すれば、当然親の高齢化が進み、介護が必要となる可能性も高まる。そうなったとき、男性より女性が(独身であっても)、自分の仕事を犠牲にして、老親の介護に専念しなければならないという選択を強いられる可能性は高い。
- 9) 玄田(2010)には、非正規就業の多様性を分析したものがある(5章や6章)が、この問題を深く追究するためには、相応のサンプルサイズの調査を行う必要があるだろう。従業上の地位が細かく分けられるため、精度の高い分析を行うには、それぞれのカテゴリーに一定数のサンプルが必要となるからである。

引用文献

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- 玄田有史, 2001『仕事のなかの曖昧な不安: 揺れる若年の現在』中央公論新社。
- , 2010『人間に格はない: 石川経夫と2000年代の労働市場』ミネルヴァ書房。
- Genda, Yuji, and Marcus E. Rebick, 2000, "Japanese Labour in the 1990s: Stability and Stagnation," *Oxford Review of Economic Policy*, 16(2): 85-102.
- 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: 157-196.
- Giesecke, Johannes, and Martin Groß, 2004, "External Labour Market: Flexibility and Social Inequality," *European Societies*, 6(3): 347-382.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- 香川めい, 2008, 「初職への移行プロセスと初職以後の初期キャリアー-移行期間と入職経路の影響に注目して」渡邊勉編『世代間移動と世代内移動』2005年SSM調査シリーズ3巻(科学研究費補助金特別推進研究報告書), 187-207.

- Kariya, Takehiko, 1998, "From High School and College to Work in Japan: Meritocracy through Institutional and Semi-Institutional Linkages," Yossi Shavit and Walter Müller eds. *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Clarendon Press: 311-335.
- 小杉礼子, 2003『フリーターという生き方』勁草書房。
- Kreft, Ita, and Jan de Leeuw, 1998, *Introducing Multilevel Modeling*, Sage. (=2006, 小野寺孝義編訳・岩田昇・菱村豊・長谷川孝治・村山航訳『基礎から学ぶマルチレベルモデル』ナカニシヤ出版)
- Kye, Bongoh, 2008, "Internal Labor Markets and the Effects of Structural Change: Job Mobility in Korean Labor Markets between 1998 and 2000," *Research in Social Stratification and Mobility*, 26: 15-27.
- 三輪哲, 2008a, 「キャリア軌跡からみる世代間移動機会の不平等とその趨勢」『理論と方法』44: 23-40.
- , 2008b, 「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査2007における標本特性と欠票についての基礎的分析」東京大学社会科学研究所パネル調査ディスカッションペーパーシリーズ10.
- Nakazawa, Wataru, 2008, "Has the Youth Labor Market in Japan Changed? An Event History Analysis Approach," *International Journal of Japanese Sociology*, 17: 129-146.
- Neuhaus, John M., Jack D. Kalbfleisch, and Walter W. Hauck, 1991, "A Comparison of Cluster-Specific and Population-Averaged Approaches for Analyzing Correlated Binary Data," *International Statistical Review*, 59: 25-35.
- 太田聡一・玄田有史, 1999, 「就業と失業—その連関と新しい視点」『日本労働研究雑誌』466: 2-13.
- Preacher, Kristopher J., Aaron L. Wichman, Robert C. MacCallum, Nancy E. Briggs, 2008, *Latent Growth Curve Modeling*, Sage.
- Raudenbush, Stephen W., and Anthony Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, 2nd edition*, Sage.
- Raudenbush, Stephen, Anthony Bryk, Yuk Fai Cheong, Richard Congdon, and Mathilda du Toit, 2004, *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Scientific Software International.
- 佐藤一磨, 2010, 「景気後退期の就業行動の変化」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應—京大連携グローバルCOE編『日本の家計行動のダイナミ

- ズム VI 『経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会, 89-93.
- 太郎丸博, 2007, 「若年非正規雇用・無業とジェンダー—性別分業意識が女性をフリーターにするのか?」『ソシオロジ』52(1): 37-51.
- , 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.