

**Discussion Paper Series**

---

**U**niversity of Tokyo  
**I**nstitute of Social Science  
**P**anel Survey

---

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
ディスカッションペーパーシリーズ

若年層の不安定雇用に関する  
成長曲線モデル分析

Growth Curve Analysis of Unstable Employment  
in the Japanese Youth Labor Market

中澤 渉

(東洋大学社会学部)

Wataru NAKAZAWA

February 2011

No.39

## 若年層の不安定雇用に関する成長曲線モデル分析

中澤 渉（東洋大学社会学部）

### 要約

2007年の第1波から2009年の第3波の継続調査を用いて、若年層が不安定雇用にあるか否かの成長曲線モデルを推定する。まず『労働力調査』に基づき、最近の労働市場の変化を振り返ると同時に、マクロデータ分析の限界と、パネル調査データの意義を説明する。クロスセクショナルなデータでは、年齢効果、世代効果、時代効果を区別できない問題がある。パネルデータ分析は、その問題をある程度解決する。本稿では従属変数を不安定雇用の状態にあるか否かとし、加齢と2009年の変化の状態が、学歴、初職の地位、入職コーホートにより異なるかどうか、男女別に成長曲線モデルによって推定した。その結果、概して高学歴、初職正規、初職大企業・官公庁ほど不安定雇用となる可能性は低くなったが、入職コーホートの効果は男女で全く逆であった。またリーマン・ショックの影響も一様ではなく、男性では企業規模、女性では学歴による差異が観察された。

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波と第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。

## 1. はじめに

パネル調査により、同一人物の追跡が可能になる。そしてその測定時における回答者の置かれた状況を、正確に把握することができる。こうしたパネル調査の特性を活かした分析方法の一つとして、成長曲線モデルが存在する。本稿では、各測定時点における回答者の職業的地位が安定的かどうかについて、回答者の属性により差が存在するか否かを検討する。

パネルデータの特性は、観察期間内において変化する性格と、変化しない性格を分離できることにある。そこで、計量経済学で用いられる、いわゆる固定効果モデルの推定により、個人がもつ観察できない異質性 (unobserved heterogeneity) と説明変数との相関によって生じるバイアスを除去できるため、厳密な因果推定を行う際の「原因」にあたる効果の不偏推定値を求めることができる。もっとも、この「因果」推定において、何が原因となる変数で、何が結果となる変数なのか、というのは、固定効果モデルそのものによって求められるわけではなく、もちろん分析者の理論的根拠が必要になるが<sup>1</sup>、推定値が不偏性をもつというのは、推定する上で大きな魅力となる。一般的に固定効果モデルの推定は、従属変数がプラスにもマイナスにも変化しうるようなものに対して、何がその変化に寄与するのか(従属変数が正に変化するのであれば、説明変数はそれに対して同様に増えるのか、それとも減少するのか、あるいは逆に従属変数が負に変化するときは、説明変数が増加するのか、減少するのか)、といったことに関心がある場合に用いられる。

成長曲線モデルは、数学的にはいわゆるマルチレベル分析と同じであり、レベル1には個人内の変化を示すデータ、レベル2には各個人そのものを示す(主として変化しえない属性の)データを当てはめて推定する。数学的には必ずしもそうである必要はないが、一般的に成長曲線モデルで推定するときには、従属変数の値が時間とともに一方向的に変化すると想定されるものが多い。そしてその従属変数の変化の仕方(傾き)がレベル2にあてはめた個人属性によってどれだけ異なるか、ということを見出すのが、このモデルの特徴であるといえる。例えば、従属変数を子どもの身長とし、一定間隔で測定する。そして男女間で身長の伸びの程度(傾き)を推定し、性による傾きの有意な違いがあるか、といったことを推定する際に有効なのが、成長曲線モデルである。従属変数は連続変量ではなく、カテゴリーの場合も適用できる。その際は、言うまでもなくマルチレベルのロジットモデルを推定していることになる。もちろんそのロジットモデルの推定式から、各観測時

---

<sup>1</sup> つまり説明変数に入れたものが、自動的に従属変数の変化をもたらす「原因」であることが、固定効果モデルそのものから導かれるわけではない。何が原因かは理論によって決定されるものであり、そしてその理論に基づいて説明変数として考慮されることとなる。当然回帰分析の説明変数には、「原因」となる変数のみが入っているわけではなく、より正確な因果効果を求めるために統制すべきコントロール変数も考慮される。

点において従属変数が1となる確率を計算することが可能である。例えば、婚姻状態を従属変数とし、既婚状態を1、結婚していない状態を0と置く。このとき常識的には、年数の経過とともに既婚者の比率は上昇してゆくはずである。ところがその既婚確率は、どのような属性の人にも同様に減少するわけではないかもしれない。性や学歴、出身階層によって違いがある、と予想すれば、それらを考慮した成長曲線モデルを推定できる。そして性、学歴、あるいは階層ごとに、観測時点ごとの既婚率の推移を計算してゆけば、それぞれの属性による差異が露わになる。ただし例えば、収入やその時点における職種や従業上の地位などが結婚という決断を下すか否かに大きく影響する、という仮説を考えるのであれば、それは個人内に起こる（収入や職業などの）何らかの変化と結婚という決断の「因果関係」を推定することになるから、イベントヒストリー分析や固定効果モデルによる推定が適切であろう。両者を目的に応じて使い分けることが重要である<sup>2</sup>。

この東大社研の若年・壮年パネル調査は、2007年1～3月から、毎年ほぼ同じ時期に年1回の追跡しており、通常の社会調査でどうしても回収率が低くなってしまいう若年層のサンプルを多く確保しているという特性がある。そして多くの人の関心を集めるのが、リーマン・ショックによる影響である。リーマン・ブラザーズの破綻に始まる急速な景気悪化は2008年後半からだが、依然日本経済は不況の状態から脱せないままにある。特にこの時期、「派遣切り」に代表される、非正規雇用労働者を中心とした雇用調整が社会問題化した。

---

<sup>2</sup> 一見すると、成長曲線ロジットモデルは、イベントヒストリー分析の離散時間ロジットモデルに類似するよう見えるが、両者は分析目的も、準備するデータセットも異なる。どちらもパーソンイヤー形式のデータを準備する必要があるが、成長曲線モデルでは、観察期間が予め設定されており、従属変数の状態にかかわらず、条件に当てはまるサンプルはその観察期間中ずっと分析対象に含まれる。つまり観察期間内のそれぞれの時点において、従属変数が1である確率（より正確には従属変数が1のときと0のときの対数オッズ）が如何ほどであるか、に関心がある。イベントヒストリー分析では、観察期間が設定されているが、イベントの発生自体が関心の対象なので、イベントの発生（つまり従属変数が1になったとき）により、その後は分析対象から外れる。イベントヒストリー分析では、リスクセットの概念が重要であり（石田 2008）、関心のあるイベントがまだ発生していない（つまり発生するリスクがある）時点以前の記録が分析対象となる。リスクセットにあるサンプルは、いつそのイベントが起こってもおかしくないが、当然イベントの起こりやすいものとそうでないものがあり、その起こりやすさを、時間的な要素を含めて推定できるのがイベントヒストリー分析である。つまりしばしば発生するようなイベントであれば、少ない観察回数でイベントが発生し、観察が終わる。そうでなければ、従属変数は0のまま、ひたすら観察回数が増えてゆき、場合によっては観察打ち切りとなる。説明変数が正であれば、それだけ短期間の観察で、イベントが発生する可能性が高いことを示し、負であれば逆に、どんなに待ってもイベントが起こりにくいことを示す。結婚しても、その後離死別によりシングルになることはあるので、従属変数が「結婚している状態か、離死別も含むシングルの状態なのか」という2値をとり、その状態そのものの規定要因をみるのであれば、成長曲線モデルなどのパネルデータ分析が適切である。しかし「初婚」は誰にとっても1度しか経験できず、不可逆な現象であるから、初婚までの時間を含めた決定要因をみるのであれば、イベントヒストリー分析が適切である。

もつとも、これは報道などで一般的に言われていることであって、必ずしも非正規雇用労働者に雇用調整のターゲットが集中したといえるのかどうかは明らかではない。幸い、社研パネル調査は、リーマン・ショック前後の対象者を追跡できている。本稿ではその特性を活かし、リーマン・ショック前の2007年と08年の1月～3月の調査と、2009年の1月～3月における調査で、職業的地位の安定さ（不安定さ）の変化がどういった層に特に影響したのか、といったことを確認することにしたい。

## 2. 問題の背景

### (1)マクロデータから近年の労働市場の変化をみる

本格的な分析に入る前に、昨今の日本の経済情勢はどのようになっているのか、簡単に振り返っておきたい。特に若年層にとって、急激に労働市場環境が悪化していることがしばしば伝えられるが、それはマクロデータに現れているのか、総務省による『労働力調査』から検討してみよう。

次ページの図1と図2が、男女それぞれの非正規職員・従業者が、全雇用労働者（役員は除く）に占める割合の推移を示している<sup>3</sup>。

当初、労働力調査のデータには、いわゆる学生アルバイトも労働力としてカウントしていたので、学生ではない非正規雇用労働者と学生アルバイトが区別されていないという問題があった。特に男性は、学校を卒業すれば、正規雇用労働者になることが（少なくとも規範的には）当然とされていて、女性の非正規雇用労働者も学生アルバイトと、既婚者のパート労働者との間では年齢的にある程度すみわけがなされていたため、かつてはその区分にさほど神経質である必要はなかったのかもしれない。しかし1990年代末期から、いわゆるフリーター問題が社会問題化する中で、特に若年層については、これらの区分が厳密になされる社会的要請、すなわち社会的な関心が高まったといえる（粒来 1997；玄田 2001；小杉 2003 など）。『労働力調査』では、2001年から、特に15～24歳について、学生アルバイトを区別した数値も掲載しており、図1と2はそれらを反映させている。

---

<sup>3</sup> データは以下のサイトから入手した。

<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>

ここにも述べられているが、2001年以前と2002年以降では、データの入手・集計方法が若干異なっていることに注意が必要である。2001年までは『労働力調査特別調査』のデータであり、2月時点の数値が長期時系列表（表10）に掲載されている。この分析で使用するパネル調査の実施時期ともほぼ重なることから、2001年以前は2月の数値を掲載した。2002年以降は『労働力調査詳細統計』の数値に基づくが、この長期時系列表では各年四半期それぞれと全体の平均値しか掲載されていないため、年平均値を利用することにした。なお、図1と2については、あくまで「雇用者」に占める割合であって、自営・家族従業者は除外されている。

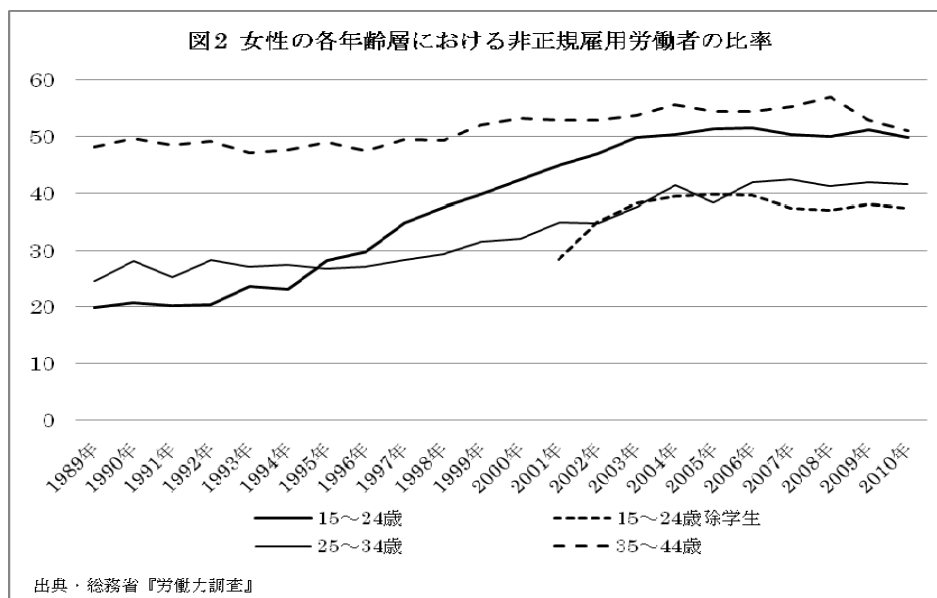
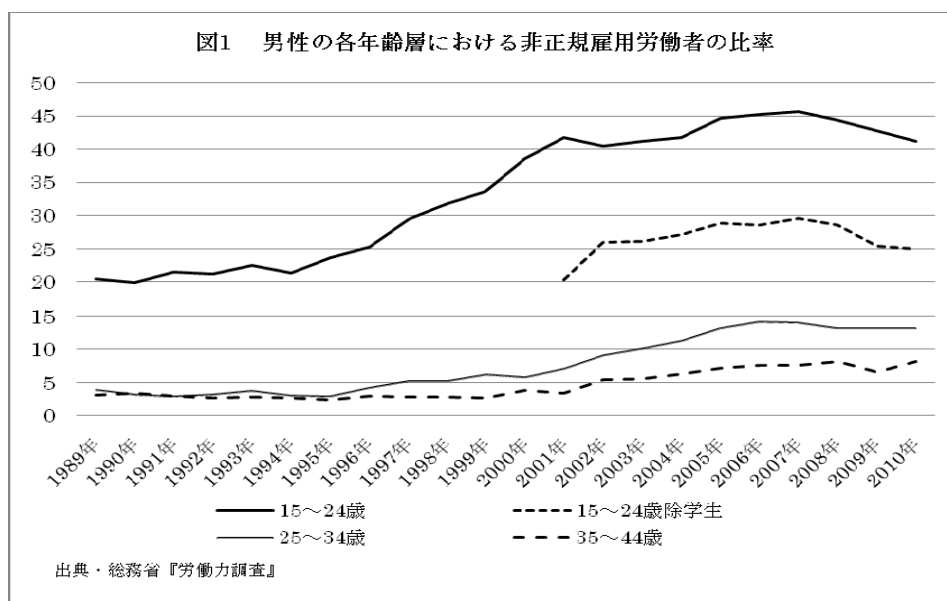
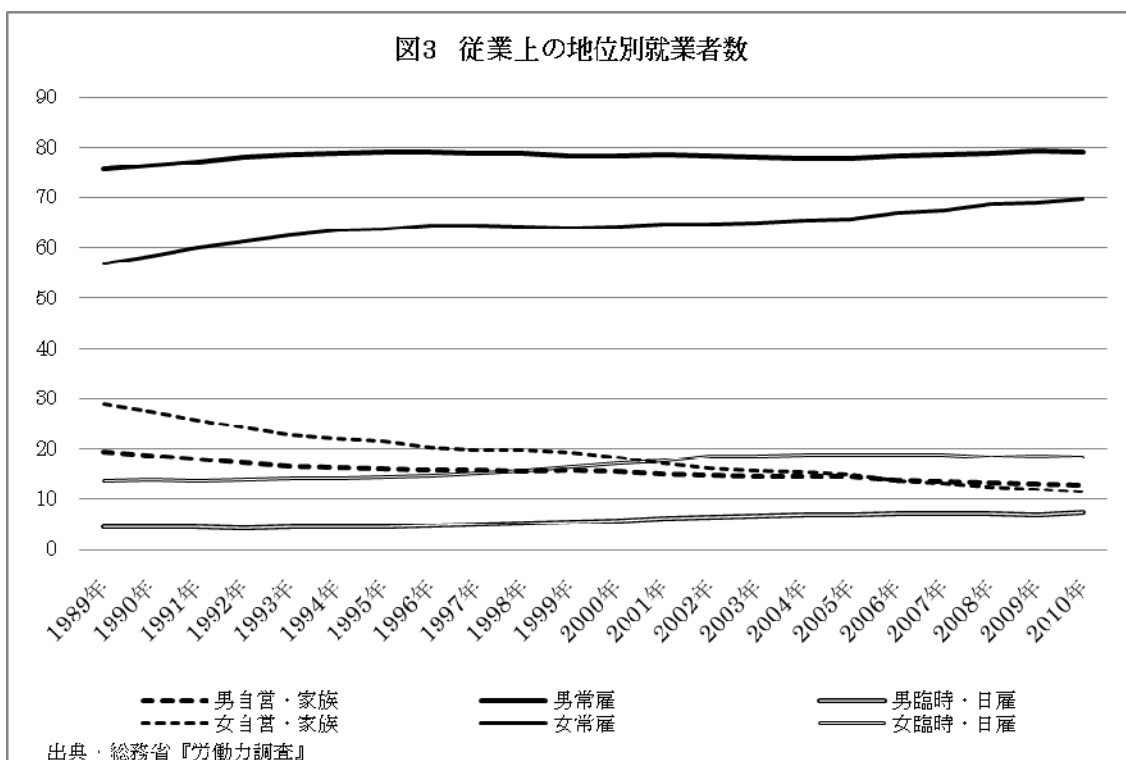


図1の男性のグラフをみると、90年代後半から、非正規雇用労働者の比率が急上昇していることがわかる。特に若年層でその傾向が著しい。15～24歳の学生アルバイトを除外した2001年の非正規雇用労働者率は20.3%だが、これは学生アルバイトを含む非正規雇用労働者率の1990年代前半の数値とほぼ同水準である。数値は2007年にピークを迎え（学生アルバイトを除外すると29.6%、含めると45.6%）、その後は若干減少している。25歳以上については、2000年代前半まで漸増しているが、その後はほぼ一定水準で推移している。一方図2の女性のグラフをみると、35～44歳の非正規雇用労働者率が高く推移しているのは、既婚者のパートタイム労働者が多くを占めるからであろうことが推測できる。15～34歳については、男性同様90年代後半から急上昇しているが、男性の水準より高い。15～24

歳の学生を除いた 2001 年の非正規雇用労働者率は 28.4%、翌年には 35%に上昇しているが、これは 95 年以前の学生アルバイトを含めた非正規雇用労働者率より高い水準で、90 年代後半以降、特に若年女性で正規就業へのチャンスが狭まっていることが推測できる。

もしリーマン・ショックの影響が観察できるとすれば、2008 年から 09 年（以降）にそれが現れると思われる。ただし全体としてみると、その影響がはっきりとグラフから読みとれる（解釈できる）かどうかは微妙である。例えば男性の 15～24 歳については、グラフが 09 年以降右下がりになっており、フレキシブルな非正規雇用労働者の採用を見合わせることで、全体の正規雇用労働者の比率が上昇した、と解釈できるかもしれない。ただしそれより上の年齢層では、目立った変化があるわけではない。女性についてはむしろ若年で変化がほとんどなく、男性と逆に 35～44 歳という（対象者のなかでの）高齢層で、非正規雇用労働者比率が下降している。

同じく『労働力調査』に基づき、別の角度から検討してみよう。日本の労働市場全体の従業上の地位の分布動向を、図 3 で示した<sup>4</sup>。「自営・家族」は自営業者と家族従業者の合計、「常雇」は常時雇用労働者、「臨時・日雇」は臨時雇用と日雇労働者を示す。

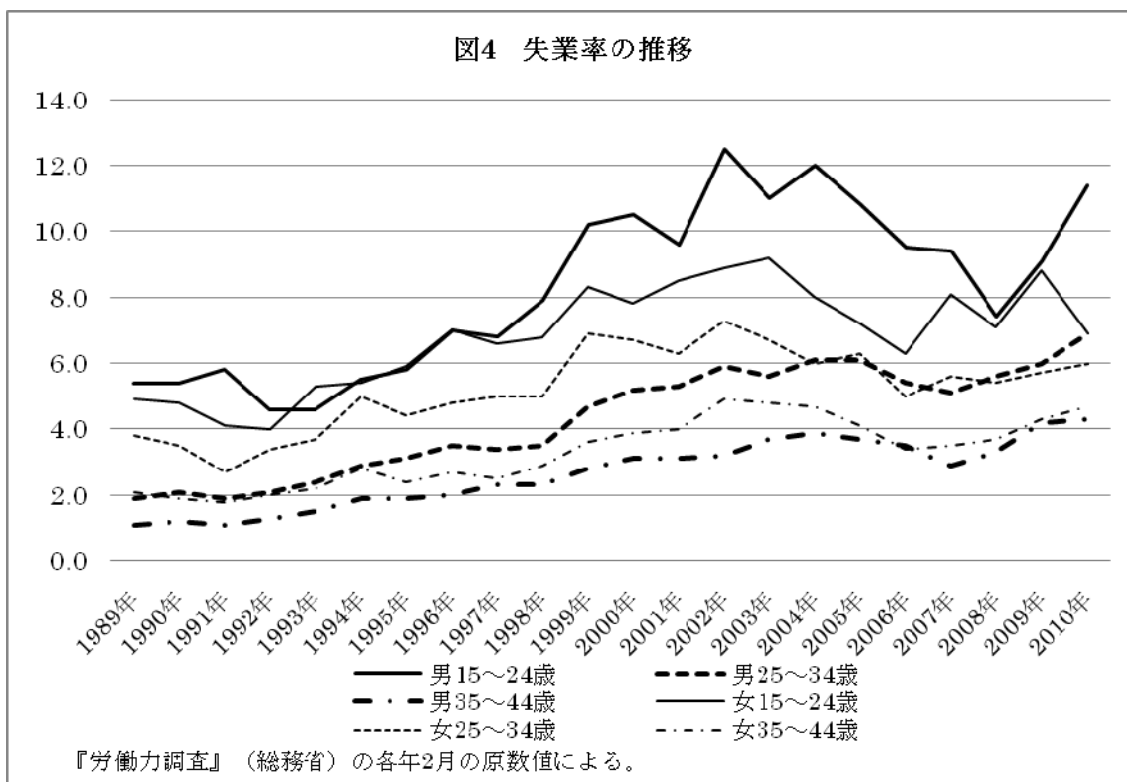


一見してわかるのは、男女とも「自営・家族」が減少していることである。つまり労働者全体では、雇用労働者化が進んでいる。「臨時・日雇」は若干わかりにくいだが、長い目で見れば微増、といえる。「常雇」はあまり変化していないが、女性が若干増加傾向にあり、

<sup>4</sup> <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm> の表 4 に基づく。ここでの従業上の地位の分類において、「常雇」と「正規雇用」の概念は一致しない。

それゆえ男女間の差が少なくなっている。「自営・家族」の減少幅は男性より女性で大きく、それが「常雇」、「臨時・日雇」いずれにも吸収されているように見える。男性についてはバブル景気～バブル崩壊の数年間だけ「常雇」上昇ともとれるカーブを描いているが、それ以降目立った変化はほとんどない。若干わかりにくいのが、比率の上では、「自営・家族」減少分と「臨時・日雇」増加分が相殺されているように見える。これも、リーマン・ショック以降のこの2年で、特に顕著な変化があったとはいえない。

次に図4は、失業率（各年における2月の原数値）の推移を示したものである。これまでのグラフに比較すれば、相対的に解釈しやすい。女性の15～24歳を除き、2009年以降のカーブ（失業率）が上昇している。特に男性の15～24歳で著しい。つまり景気動向の影響は、従業上の地位の変化よりも、失業率にダイレクトに現れやすいと推測できる。また若年層を別とすれば、ずっと女性の失業率が高い傾向が続いていたが、この数年その差はほとんどなくなっている。



これらのマクロデータでおおよその傾向は把握できるのだが、問題がないわけではない。なぜなら、これらは各調査時点における「分布」をもとに計算したものである。それゆえ、たまたま調査時点で失業していた、あるいは非正規雇用の状態で、すぐにその状態から脱出できたという人と、継続的に失業もしくは非正規雇用の状態にあった、という人は区別できない。自力で不安定な地位を脱出できそうな人と、そうでない人が（おそらく）存在



しており、社会政策的に両者に対してなされる対応も異なるはずである。また時系列を含むデータの解釈では、年齢効果、時代効果、世代効果を区別することが重要であるが、一時点でのデータでそれを区別することは事実上不可能である。例えば、比較的高齢の年齢層の失業率や、非正規雇用労働者率が上昇傾向にあるとする。これは若年のとき失業状態もしくは非正規雇用という不安定な地位にあって、そこから脱出できないまま年を重ねたのか、それとも景気悪化で突然正規雇用から不安定な地位に追いやられたのか、というのは大きく異なる。これも前者はおそらく職業訓練の機会自体が奪われている可能性が高いことから、一つの対策としてまず職業訓練や教育の機会を与えることが有効な施策となる可能性がある。後者については、全く異なる分野に転職するのであればまだしも、正規雇用としてのキャリアを重視するならば、改めて職業訓練の機会を、というのがベストの施策といえるかどうかは不透明である。例えば、本人のそれまでのキャリアに対する自負があれば、現実的にそれが不可能であるという場合を除き、まずはそのキャリアを活かせる方向で転職、というのが現実的な道であろう。そして前者と後者の間では、学歴などに大きな違いがあることも予測できる。特に前者は90年代後半から、高卒層で問題が指摘され始めていた（荻谷ほか 1997; 粒来 1997）。つまり個人内において、どのような職業経歴を歩んできたか、という情報が重要である、ということである。パネルデータは、以上のような問題を解決する有力な材料となりうるものである。

## (2) 個票データを用いる分析の重要性

パネルデータでは、同一個人の職業上の地位の変化が追跡されている。当然年齢や調査年度の情報も含んでいる。したがってクロスセクショナルなデータと比較すれば、含まれる情報は多く、これらの情報を活かした分析が望まれる。クロスセクショナルな調査のデータにおいて、仮に回答者の年齢と特定の変数の間に有意な連関が見出せたとする。しかしその結果が、加齢とともにその従属変数に一定の変化をもたらすと言っていいのか、たまたま調査時点での高齢層と若年層との世代間に分布差があっただけで、現在の若年層が高齢化したときに現在の高齢者と同様の変化が起きるといえるのか、といったことは、正確にはわからない。つまり回答者の回答と時間との間には、少なくとも年齢効果、世代効果、時代効果の3つが想定でき、それらを区別する必要がある<sup>5</sup>。パネルデータを用いれば、

---

<sup>5</sup> 年齢効果は加齢による効果であり、いかなる人物であれ、年齢の上昇につれて起こりうる変化を指す。例えば、出生時からの身長や体重の増加、臓器機能の高齢化による低下、あるいは（測定が難しいが）年をとると人が丸くなる、などということが言われるが、これは加齢に伴う、時代や世代に関係なく起こると仮定している現象である。世代効果は、特定世代に特徴的とされるものである。身長や体重についても、例えば戦後直後の食糧不足に育った世代の子どもと、最近の子どもの身長や体重の発達スピードが異なるとか、団塊世代という言葉に象徴されるように、特定の世代に同様のライフイベントや事件などを

完全とは言えないが、ある程度は<sup>6</sup>こういった問題を解決できる。

言うまでもなく、こういった分析には公開された個票データが不可欠であり、日本ではアクセシビリティがかなり限られている。したがって、先行研究は、世間一般の関心の深さに比して、必ずしも多いとはいえない。類似の問題関心に基づく貴重な先行研究としては、佐藤（2010）がある。ここでは、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の、女性では派遣労働者の失業確率が上昇したことが示されている。

本稿では、特に若年層に着目する。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（Genda and Rebick 2000）。特に昨今、新卒者の低い内定率が社会問題化しているが、これは日本的雇用慣行（特に新規一括採用）が依然主流であるがゆえに問題となる性質のものである。結果としてこのことが意味しているのは、学卒後の初期キャリアの重要性である。既に採用された正規雇用労働者は、法的に手厚く保護されているため、雇用者側からすると雇用調整の対象は、非正規雇用労働者か、入口（新規採用）で行うことが合理的である。結果として、労働市場を取り巻く環境が変化しても、大枠としての日本的経営システムは維持されつつ、若年層にその皺寄せがくることになる（Kye 2008）。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、これは戦後一貫して観察できる（Kariya 1998; 香川 2008）。実際、学卒者の新規一括採用という慣行はなくなることがなく、むしろ学校から労働市場への移行がスムーズに行ったかどうか、その後のキャリアに強い影響を及ぼすことになる（石田 2005）。ただしこれまでの分析では、サンプルサイズが少ない、あるいは若年に特化しようとする結果としてサンプルが減ってしまう、などの問題があった。そこでより大きなサンプルサイズで、若年層に特化したデータにより、近年にそういった動向の変化があったかどうかを検証する必要がある。

特にわれわれが関心を持つのは、リーマン・ショックとその後の未曾有の不況にあって、その影響をどういった人が被ったのか、という問いである。先行研究からも、既に「正規

---

経験することで、その世代特有の価値観を身につけること、などが想定される。時代効果は、調査時点の世相を反映しているものである。例えば調査時点において政治的な不祥事が発生し、社会全体に政治不信が強まって支持政党なしが広まる、特定政党支持者が急減もしくは急増する、というような変化が想定できる。景気変動による収入や職業の変化も、基本的にはこの時代効果に相当する。

<sup>6</sup> 対象サンプルの年齢幅がそれなりに広く、また観察期間が短い場合には、厳密に年齢効果と世代効果を区別するのは難しく、本稿の分析とその結果の解釈もその難点を必ずしも乗り越えているとはいえない。それでも短い観察期間とはいえ、加齢による効果の有無が、個人内変動をみることである程度はわかるので、パネルデータを検討することによる意義、それによって集められる情報量の多さは計り知れないものがある。

→非正規」という移動はまま見られるが、その逆は少なく、しかも近年はより一層厳しい状況になってきているとされている（Nakazawa 2008）。学歴や、初期キャリアによって、ここ数年の従業上の地位の変動に違いがあるのか、特に学歴が高くなかったり、学校から労働市場のトランジションがうまくいかなかったような人に、今回の不況が更なる追い打ちをかけているのか、それとも特にここで想定された差は存在しないのか、以上の問いを念頭に分析を進めてゆく。

### 3. データと分析の戦略

#### (1)使用データ

用いるのは「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）」の2007年から09年の、3年分のパネルデータである。本稿では基本的に、調査時点で回答されている回答者の仕事の変数に着目する。この3年間において、回答者が（例えば）常時雇用といった安定的な地位にあったか、それとも臨時雇用や失業といった不安定な地位にあったか、その個人内の変化を問題とする。

こうした分類を行う際、よく用いられるのは「従業上の地位」の質問を用いた分類である。つまり正規の常時雇用を「正規就業」とみなし、パート・アルバイト・派遣・契約社員などを「非正規就業」とみなす。もちろんこれは一つの分類の形式である。しかし安定性・不安定性は何によって測られるのか、ということを考えると、この分類は必ずしも十分ではないように思える。

2007年男性				2007年女性			
	期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない		期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない
正規雇用(含・経営者・役員)	1384	30	152	正規雇用(含・経営者・役員)	726	29	67
行%	88.4%	1.9%	9.7%	行%	88.3%	3.5%	8.2%
非正規雇用	67	132	50	非正規雇用	216	365	138
行%	26.9%	53.0%	20.1%	行%	30.0%	50.8%	19.2%
2008年男性				2008年女性			
	期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない		期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない
正規雇用(含・経営者・役員)	1151	38	75	正規雇用(含・経営者・役員)	597	24	59
行%	91.1%	3.0%	5.9%	行%	87.8%	3.5%	8.7%
非正規雇用	47	103	28	非正規雇用	157	325	100
行%	26.4%	57.9%	15.7%	行%	27.0%	55.8%	17.2%
2009年男性				2009年女性			
	期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない		期間定 めなし	期間定 めあり	わから ない
正規雇用(含・経営者・役員)	1050	24	54	正規雇用(含・経営者・役員)	587	23	39
行%	93.1%	2.1%	4.8%	行%	90.4%	3.5%	6.0%
非正規雇用	35	109	48	非正規雇用	172	334	72
行%	18.2%	56.8%	25.0%	行%	29.8%	57.8%	12.5%

※ 非正規雇用にはパート・アルバイト・契約・嘱託・臨時・派遣・請負・内職が含まれる。学生アルバイト・自営・家族従業は除外している。

このパネル調査では、毎年、回答者の就いている仕事について、雇用契約期間の定めが

あるかどうかを尋ねている。従業上の地位と、雇用契約期間の定めとの関係をクロスすると、表1のようになる。各ウェーブをみるとわかるように、従業上の地位の正規・非正規の分布と、雇用契約期間の有無の関係は、完全に一致するわけではない。正規雇用であっても、雇用契約期間の定めがある人が少数とはいえ存在し、彼らは契約期間が切れればその先の地位は不安定である可能性が高いといえる（回答上は、雇用契約期間がある場合も「雇用契約の更新はある」としている人が圧倒的に多いが）。つまり雇用契約期間があるということは、将来について、契約期間がない人に比べて不安定さが付きまとうことは否めない。そこで、本稿では非正規雇用の中に、「雇用契約期間の定めがある正規雇用労働者」も含めることにしたい。

なお、男性の場合はあまり問題にならないが、女性の非正規雇用労働者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、非正規雇用労働者の中にならかなり含まれている。これらはフリーターやニートの問題と切り離して、別個に論じるべきだと考えられる。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。というのも、未婚女性は男性よりフリーターになる確率が高い（太郎丸 2007）という指摘があり、このこと自体深く検討されなければならない重要な課題であり、そもそも福祉などのセイフティ・ネットから除外されている可能性の高いフリーターと、夫の扶養家族となっている主婦のパートタイムとは、全く置かれている状況が異なる。もちろん、後者については、労働市場の男女間障壁、性別役割分業といった問題が控えているのだが、それぞれに対して行われるべき社会政策は異なると思うのが自然であろう。本稿では問題の焦点を絞るため、女性のみ、観察を未婚時に限定する。

## (2)分析モデル

冒頭で述べたように、本稿では成長曲線 (growth curve) モデルを推定する。従属変数は、各調査年度の回答者の仕事上の地位であり、正規雇用のような安定的な地位にいれば 0、非正規雇用や失業といった不安定な地位にいれば 1 という二値をとる。ここで、ある個人が非正規雇用か失業状態という不安定雇用になる確率を  $p$  とすると

$$\log(p/(1-p)) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{age20s} + \beta_2 \times \text{age30s} + \beta_3 \times \text{wave3}$$

このモデルは、年齢とともに不安定雇用／安定雇用の対数オッズが一定方向に変化することを念頭に置いているが、その変化の程度が 20 代と 30 代で異なっていることを想定している。これは、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（転職などが減る）ことが考えられること、また環境的にみても、年齢上昇とともに再就職が困難になることは多くの人々が理解しているであろうことを前提にしている。データは、観察者の年齢が 30 歳であるときに 0 と変換し、30 との差（29 歳であれば 29-30 で -1、31 歳

であれば 31-30 で+1) が入力されている。ただしどちらも加齢とともに数値が増加してゆくことになるので、もし年齢とともに不安定雇用から脱出する可能性が高いのであれば、 $\beta_1$ と $\beta_2$ は負になるはずである。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。何もなければ、年齢効果の  $\beta_1$ と $\beta_2$ 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  $\beta_3$ は反転して増加傾向(プラス)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経過に伴い一定の変化を遂げる、と考える推定式を立てている。

成長曲線モデルでは、上記レベル1の推定式の切片や傾き自体が、その個人がもつ不変の特性によって異なる、と考える。例えば切片の  $\beta_0$ について、

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

という式が成立すると考える。ここで  $\gamma_{00}$ 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。 $\Sigma$ の部分に、学歴や初職の地位、コーホートといった観察中に不変の個人属性変数を考慮する。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。 $u$  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)測定値自体の個人間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れら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、各個人の平均対数オッズが、 $\beta_0$ 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。

$\beta_1$ から $\beta_3$ の傾きも、切片と同じように考えることができる。ただし傾きにおいてもランダム効果を想定するかしないかは、データを見ながら柔軟に対応できる。今回の分析では、HLM6.06を用いている(Raudenbush et al. 2004)が、このソフトを使うとランダム効果を想定した係数の信頼性係数が計算される。これは観測された各個人の係数の分散を、真の個人間の分散と誤差分散に分けたとき、観測された全分散に占める真の個人間分散の比率を示す。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<sup>7</sup>に設定した方がよい(Kreft and Leeuw

<sup>7</sup> マルチレベル分析における係数(上の式の $\gamma$ にあたる)を固定効果とよぶ。固定効果のみからなる推定式は、切片や傾きの個人間変動が事実上存在しない、という仮定を置いて

1998=2006: 155)<sup>8</sup>。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、その他の傾きの係数のランダム効果は想定しない random-intercept model を推定する。

結果的に、ここでは二項ロジットのマルチレベル分析を行っているのと、ほぼ同じことになる。ただし非線形回帰のマルチレベル分析の解釈においては、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、母集団の説明変数の値が一単位増加した時、その母集団全員がどれだけ不安定雇用になりやすくなるか、を推定するものである。後者では個人間の違いを考慮しつつ、ある同一個人内の共変量が一単位変化したときの、その個人の不安定雇用へのなりやすさを推定していると考えられる (Allison 2009: 36)。どちらを用いるかは目的にもよる<sup>9</sup>が、一般的には population-average model のほうが、より頑健性のある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。

### (3) 仮説と変数の処理

分析の対象は、観察期間内に被雇用者であった者に限定し、自営業や家族従業者は除外した。従属変数は不安定雇用と安定雇用に分けられるが、既に述べたように、いわゆる正規雇用であっても、雇用契約期間の定めのある者は不安定雇用に含めることにする。したがって、必ずしも「不安定雇用＝非正規雇用」ということにはならないので、解釈の際には注意を要する。また、不安定雇用には「無職」も含まれるが、働く意思のない者を含めるのは、分析の目的からいって混乱の原因となるので、求職活動をしているかどうかの設問に基づき、働く意思のある無職のみを「不安定雇用」に含めた。したがって、働く意思のない回答者の「無職」と「学生」は、分析から除外されている。

分析では、次の要因に着目する。①学校から労働市場へのスムーズな移行（間断なき移行）が可能であったか否か、②学歴、③初職が正規か非正規か、④初職の勤務先企業規模、⑤初職入職コーホートの5つである。①について、これまでの研究で、学卒者の新規一括

---

いることになる。なお、計量経済学で使われる固定効果モデルとランダム効果モデルの固定効果やランダム効果とは、若干意味が異なる。

<sup>8</sup> HLM を用いて分析した場合、ランダム効果を含めたモデルを推定しようとして、もし信頼性係数が非常に小さくなる時は、計算結果がなかなか収束しないのが普通である。今回の分析では、実際に HLM を走らせた結果、男女とも、傾きについてはランダム効果を想定しない方が適切と判断した。

<sup>9</sup> Allison (2009) の例えを用いて説明すれば、以下のようになる。もし不安定雇用にある人、あるいはそういった人に日常的に接していて直接彼らに何らかの解決策を講じたいと考える人に対し、具体的な何らかの処方箋やアドバイスをしたい、というのであれば、unit-specific model がベターである。一方、政策的な関心を強くもち、社会全体の不安定雇用を減らそうとする施策を考える、というのであれば population-specific model がベターである。

採用を進めてきた日本では、学校から労働市場への間断なき移行が行われないと、その後のキャリアにマイナスの影響が及ぶことが指摘されてきた (Kariya 1998; 香川 2008)。つまり間断なき移行を行ったか否かで、現職の地位に違いがあるかを確認しようとするものである。②は、高卒以下、高専・短大・専門学校、四年制大以上の3カテゴリーに分け、高卒以下の者を基準カテゴリーとした。③と④はともに初職にかかわる変数である。③は初職が正規雇用だったか否かで分類したが、初職については雇用契約期間の有無を聞く質問が含まれていないので、従属変数とは異なり、いわゆる「従業上の地位」の変数のみを用いて分類している。つまり(雇用契約期間の有無にかかわらず)正社員・正職員とあれば正規雇用であり、パート・アルバイト・契約、臨時、嘱託、派遣、請負、内職は非正規雇用と分類する。初職が自営・家族従業というのは多くないので、この分析では彼らを初職正規のカテゴリーに含めることにした。④は企業の従業員数が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。自営・家族従業は、中小企業の中に含めることとする。⑤は初職に入職した年代に基づいて、以下の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コーホート(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コーホート(1991~97年入職)、そして98年以降の第三入職コーホートに分け、最も若い第三入職コーホート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り(太田・玄田 1999)、またより若い世代ほど不安定な地位にある、という説を検証するためでもある。

以上の説明変数を考慮することから、学校を卒業後、一度も働いていない人は初職の定義ができないため、分析から除外している。また成長曲線を描く際には、最低でも同一人物について2回以上の観察(追跡調査)が行われている必要がある。したがって、初年度しか回答していない、というようなケース、学生から労働市場に出て、まだ1度しか調査を受けていない、といった人は分析に反映させることはできない<sup>10</sup>。

既に述べたように、この分析では切片のみにランダム効果を仮定する random-intercept model を推定する。つまりベースとなる、個人の不安定雇用となるか否かの(平均的)オッズは個人間で正規分布をなして存在している(個人内というより、個人間の違いが大きい)が、説明変数の係数のばらつきはあったとしても、個人内と個人間の差異を区別できない、あるいは個人間に違いはない、ということの意味している。分析は、各係数につい

---

<sup>10</sup> HLMで分析を行う際には、SPSSのsav形式データを読み込んで、mdm形式のデータを作成する。その際、オプションの指定の仕方にもよるが、欠損ケースを除いたデータセットがつけられるようになっている。

でも上記5種類の要因をすべて説明変数として考慮しても差し支えないが、モデルが非常に冗長になることと、(結果を先取りすると)有意になる変数はごく僅かであったので、切片については5つの要因すべてを考慮し、年齢とウェーブの係数にかかるレベル2の説明変数は、10%水準で有意となるものを中心に考慮し、できるだけ節約的なモデルになるように努めた。

### 3. 分析結果

#### (1)記述統計

まず分析対象となる変数の記述統計量は、表2に示した通りである。

レベル1	男性(N=3344)				女性(N=1629)			
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
年齢20代	-1.24	2.33	-10	0	-2.81	3.02	-10	0
年齢30代以上	3.64	3.64	0	12	1.85	3.11	0	12
第3波 <sup>1)</sup>	0.28	0.45	0	1	0.26	0.44	0	1
不安定雇用(非正規+失業) <sup>2)</sup>	0.16	0.36	0	1	0.39	0.49	0	1
レベル2	男性(N=1413)				女性(N=683)			
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 <sup>3)</sup>	0.79	0.41	0	1	0.78	0.42	0	1
高専・短大・専門学校 <sup>4)</sup>	0.18	0.39	0	1	0.41	0.49	0	1
四年制大学 <sup>4)</sup>	0.44	0.50	0	1	0.33	0.47	0	1
初職非正規 <sup>5)</sup>	0.15	0.35	0	1	0.27	0.44	0	1
初職大企業 <sup>6)</sup>	0.37	0.48	0	1	0.28	0.45	0	1
初職官公庁 <sup>6)</sup>	0.07	0.25	0	1	0.06	0.23	0	1
入職年1990年以前 <sup>7)</sup>	0.18	0.38	0	1	0.08	0.27	0	1
入職年1991~97年 <sup>7)</sup>	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								
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								

ダミー変数の場合、平均値は事実上該当ケースの比率を示す。女性の場合、結婚した時点で分析対象から除かれている。入職年が早い世代の該当ケースが非常に少ないのは、そのせいである。ただしそのことは、年を経ても結婚をしていない女性のみが分析対象として残る、ということの意味しており、もしそういった女性に何らかの特徴があるとすると、解釈の際には若干の注意が必要である。



## (2)分析結果

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 $\beta_0$						
切片	-1.326 ***	.167	.266	-.548 *	.227	.578
間断なき移行	-.436 **	.148	.647	-.142	.186	.868
高専・短大・専門学校	.149	.167	1.161	-.292	.194	.747
四年制大学	-.329 *	.148	.720	-.412 +	.216	.663
初職非正規	2.336 ***	.173	10.340	1.926 ***	.187	6.863
初職大企業	-.642 ***	.161	.526	-.647 **	.186	.524
初職官公庁	-.423 +	.229	.655	-.781 *	.364	.458
初職入職年 90年以前	-.490 **	.176	.613	.540 +	.295	1.716
初職入職年 91～97年	-.365 **	.140	.694	.403 *	.195	1.496
年齢20代の傾き $\beta_1$						
切片	.029	.137	1.030	.466 *	.179	1.593
間断なき移行				-.342 *	.171	.710
初職非正規	-.426 +	.233	.653	-.716 ***	.161	.489
初職大企業	-.158	.249	.854			
初職官公庁	.291	.352	1.337			
年齢30代の傾き $\beta_2$						
切片	-.153	.102	.858	-.046	.077	.955
初職非正規	-.187	.174	.829			
初職大企業	-.129	.168	.879			
初職官公庁	.438 +	.227	1.549			
第3波ダミーの傾き $\beta_3$						
切片	-.173	.175	.841	.199	.156	1.220
高専・短大・専門学校				-.314 +	.172	.731
四年制大学				-.349 +	.180	.706
初職非正規	.169	.290	1.184			
初職大企業	.741 **	.279	2.097			
初職官公庁	.020	.435	1.020			
ランダム効果	$\chi^2$	標準偏差	分散成分	$\chi^2$	標準偏差	分散成分
切片 $u_0$	1701.222 ***	1.569	2.462	1333.151 ***	1.820	3.312
	df=1404			df=674		
+<.10 *<.05 **<.01 ***<.001						
注) population-average modelによる推定結果						

表3が分析結果である。まず男性について検討したい。 $\beta_0$ の係数をみると、ほぼ予想通りの結果が出ていることがわかる。特に初職の従業上の地位は重要で、初職が非正規であった人は、そうでない人に対して、調査時点における不安定雇用である可能性が10倍以上（調査時点での不安定 vs 安定の対数オッズが、初職正規に対して非正規の場合10倍以上）という結果になっている。間断なき移行についても常識通りであり、うまく移行していれば、（空白域のある人に対して）不安定雇用になる程度は6割程度である。企業規模の影響も大きく、大企業や官公庁に初職で勤務できれば、それだけ不安定雇用になる可能性は低下する。学歴は四年制大以上のみが有意であり、高卒以下に対して四年制大以上であれば、

不安定雇用になる可能性は低い。ただし高卒以下と、前期高等教育の間には有意な差はない。入職コーホートをみると、いずれも上の世代で負に有意であり、最も若い世代で有意に不安定雇用になりやすいことを示している。もっとも、この分析ではまだ3回分の追跡調査しか分析に用いておらず、入職年が早い回答者はもともと移動が少なくなるといわれる30代を超えている。モデルの上では年齢効果と世代効果を区分していることになるのだが、この入職年代を示す世代効果の変数が、真に世代独自の効果といえるのかは、もう少し追跡してみないとわからない。なぜなら若い世代はまだ30代に達しておらず、昨今の調査時点では不安定雇用率が高くても、今後加齢とともに急速に不安定雇用率が低下する可能性もないわけではない。もし今後長く調査を継続してもなお、この入職コーホートの有意な効果が残るようであれば、加齢にもかかわらず世代独自の効果が残存する（若い世代ほど不安定雇用になりやすい）と解釈して差し支えないだろうが、現時点でのこの世代を示す変数の効果は、年齢効果を含んでいる可能性は否定できない。

$\beta_1$ の傾きでは、初職非正規が（10%水準だが）負に有意であり、20代のうちは加齢とともに、不安定雇用となる可能性が（初職正規に対して）低くなり、その程度が7割弱であることを示している。初職が非正規であっても、20代のうちは安定雇用に移るチャンスがそれなりに残されているので、その安定雇用参入率の高さがこうした結果を生んでいるのだと考えられる。しかしこの係数は、30代になると有意ではなくなる。つまり初職が非正規であったときに、不安定雇用から安定雇用に移るには早い方がよく、30代になると初職正規であった人と安定雇用への参入の程度に差はなくなることを示す。また理由はよくわからないが、30代では初職官公庁において、不安定雇用となる程度が（初職中小企業に比して）大きくなることが示されている。リーマン・ショックの影響を示す $\beta_3$ だが、初職大企業が正に有意である。つまり今回の景気変動により、安泰と思われていた初職大企業層で、（初職中小企業に対し）不安定雇用となる可能性が2倍程度になることが示されている。

一方、女性については、概ね男性に似ているのだが、一部異なる点がある。例えば、切片の項 $\beta_0$ の係数をみると、間断なき移行は必ずしも女性の調査時点での安定的な地位にプラスの効果をもっているとはいえず、入職コーホートの効果は男性と全く逆である。既婚者の女性であれば、こういった結果は予想できるのだが、本稿の分析では結婚している女性の従業上の地位は一切考慮されていない。このことは何を示しているのだろうか。既に述べたように、加齢とともに未婚者は急減するため、少数の特殊ケースに影響を受けている可能性も否定できないが、女性でも未婚の状態でも年齢を重ねれば、自活していく必要性に迫られるはずである。この結果から、まず女性にとっての労働環境が依然よくないこと（男女間の障壁が存在すること）が解釈できる。ただし問題はそれだけではない。ここからは推測で、しっかりした検証が必要だが、例えば親の介護を誰が担うか、といった問題

も、背景に絡んでいる可能性があるように思われる。当然、加齢とともに、老親の介護の問題が出現する。日本のように社会的な介護サービスが未整備の国では、結局家族の誰かが介護の負担をしなければならないことになる。そこでは息子より娘、つまり女性がやるべき、という社会的なまなざしが存在し、結果的に女性がフルタイムの仕事を諦めざるをえなくなる、ということが容易に想像できる。そしてそのようになってしまった女性は、結婚の機会を失う可能性も高いと思われる。もっとも、男性のときと同様、この入職コーホートの変数は、まだ年齢効果的な要素が切り離されていない。現在の若い女性が年を経たときに同様の経過をたどるのか、それともこういった傾向はなくなるのか、というのは現段階ではわからない。それでも、上記のような推測が成り立つとすれば、この変数の持つ意味は非常に重く、今後の精査が重要である。

$\beta_1$  は、間断なき移行をとげていれば有意に不安定雇用となる可能性が 20 代のうちは低下することを除き、基本的に男性と同じであり、 $\beta_2$  については属性による有意な差は一切見られなかった<sup>11</sup>。リーマン・ショックによる景気変動を考慮した  $\beta_3$  は、男性と異なり学歴による差が出ている。その結果は、高学歴ほど不安定雇用になりにくい、と解釈できる。

### (3) 予測確率の計算

ただし、マルチレベル分析の結果は、こういった形で係数だけ示されても実際には解釈が難しく、特に説明変数（この場合の  $\beta_1$  から  $\beta_3$ ）の係数は実感としても把握しにくい。そこで、特定の属性の人物を想定して、この推定モデルの式にあてはめ、2007 年から 09 年にかけて、モデルの上での不安定雇用になる予測確率を計算してみることにしたい。

今回の分析の推定モデルは、

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{age}20s + \beta_2 \text{age}30s + \beta_3 \text{wave}3$$

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \sum \gamma_{0k} X_{1k} + \epsilon_{0i}$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \sum \gamma_{1k} X_{1k} + \epsilon_{1i}$$

...

$$\beta_3 = \gamma_{30} + \sum \gamma_{3k} X_{1k} + \epsilon_{3i}$$

のように表されるが、特定の条件（学歴、初職の地位、観測時点での年齢など）をこの推定式に代入すれば、その条件にマッチする人物が不安定雇用になるか否かの対数オッズを

<sup>11</sup> 男性については、初職の企業規模を統制して、初職非正規ダミーが 10%水準で有意になる。初職の企業規模を統制しないと、有意ではなくなる。

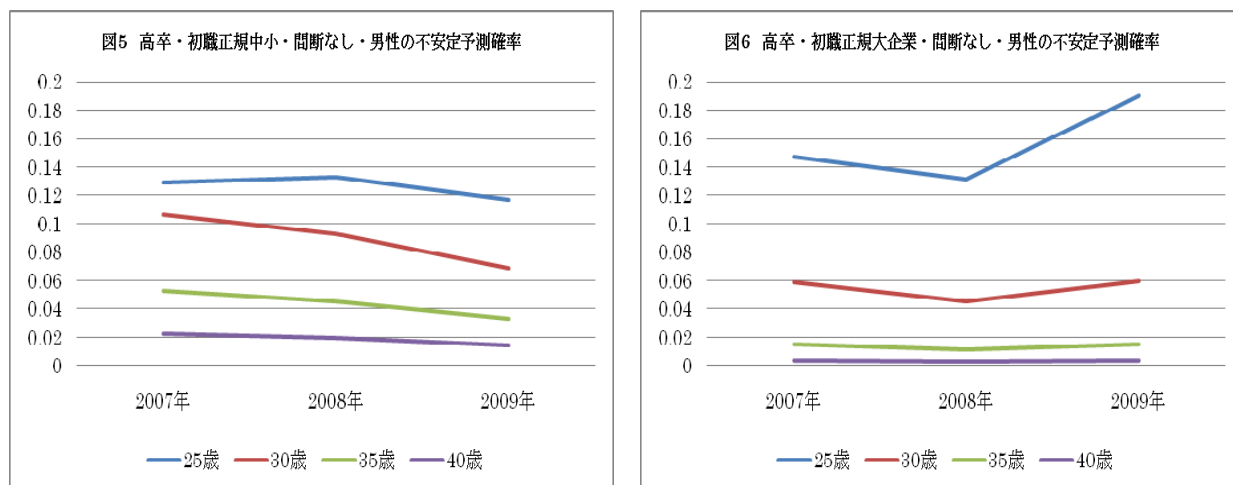
求めることができる。この対数オッズを指数化 (exponentiate) した値を  $X$  と置くと、

$$\frac{P}{1-P} = X$$

となり、この式を整理すると、予測確率は、

$$P = \frac{X}{1+X}$$

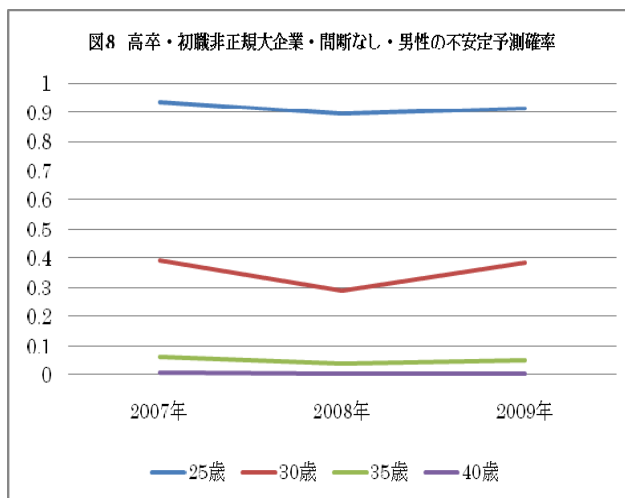
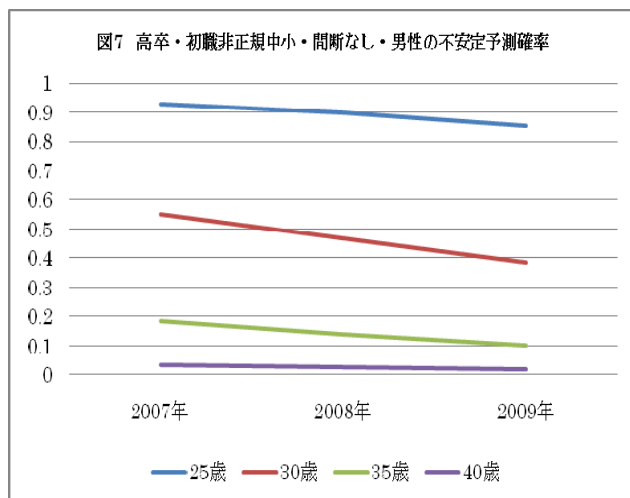
で求められる。例えば、「高卒・初職正規・間断なき移行」を行った男性の、年齢別不安定雇用予測確率は以下の図 5、図 6 の通りである。図 5 は初職中小企業、図 6 は初職大企業のケースである。各線は、2007 年時点の年齢を示し、言うまでもなく調査年を経ると、年齢も 1 年ごとに増加する。



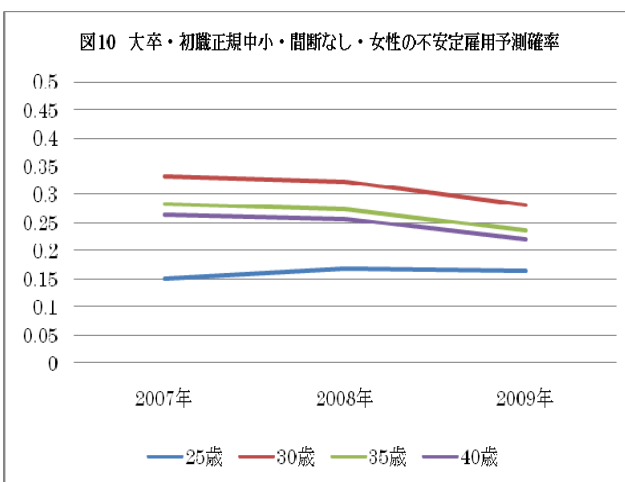
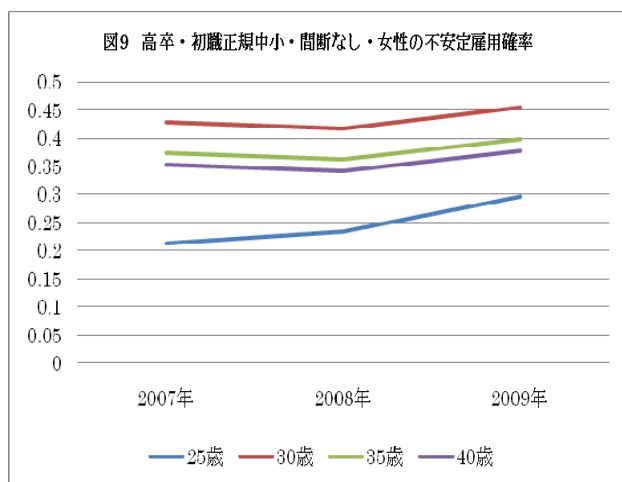
2007 年での 30 歳までの層では、明らかに不安定雇用となる可能性が大企業で少なく、企業規模の違いが鮮明である。ところが 25 歳の推移をみると、むしろ初職大企業で不安定が多く、伸び方も急激である。図 6 から、リーマン・ショックを経る前と経た後では、若年層ほど不安定雇用になる可能性が高くなっていることが理解できる。今度は同条件で、初職が非正規だった場合のグラフ (図 7、図 8) をみてみよう。

縦軸の目盛りをみればわかるが、図 5 と図 6 とは全く異なる。まず初職正規の場合、若年層ほど不安定雇用である確率は高いとはいえ、全体的には低い水準にとどまっている。しかし図 7 と図 8 をみると、あくまでこのモデルでの推定値であるが、2007 年時点で 25 歳だった高卒者の初職非正規は、9 割方が不安定雇用にある、という結果になる。しかも世代間による違いは著しい。2007 年時点での 40 歳だった人は、初職が非正規であれ、予測確率はゼロに近く、これは初職正規の人と大きな違いはない。つまり若年層ほど、不安定雇用となる確率は全体的に上昇しているのだが、その上昇幅は圧倒的に初職非正規のときに大きくなるのがわかる。企業規模による違いは、年長コーホートでは比較的明瞭に観察できるが、若いコーホートでは目立たなくなるか、むしろ大企業だからといって不安

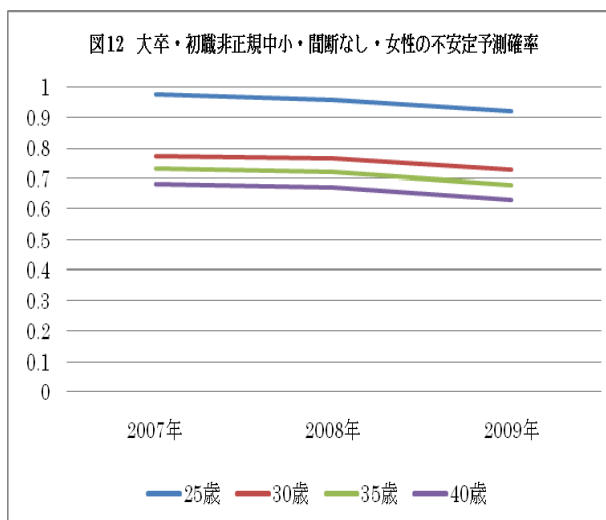
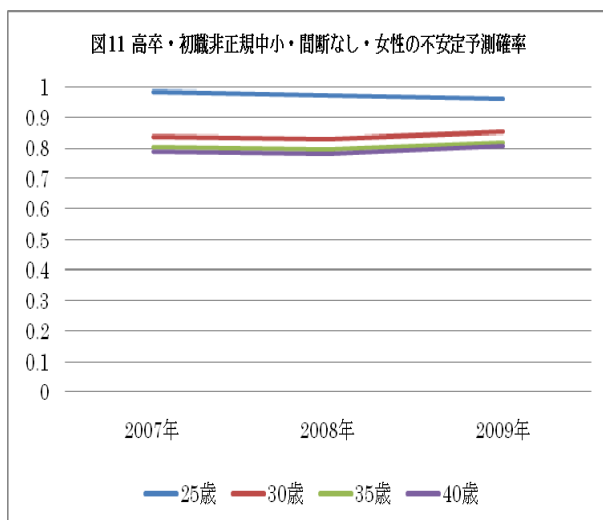
定雇用になりにくいという「常識」は通用しなくなっているようにも見える。



次に女性について検討してみよう。女性については、企業規模を中小で統制して、学歴（高卒以下と大卒以上）で比較してみることにしたい。図9と図10が初職正規の場合の予測確率である。



これも男性の図5と図6の縦軸の目盛りが異なっているので解釈に注意が必要だが、女性の方が男性より不安定雇用となる可能性が高い。ただし世代間の差異は男性ほどシンプルな関係ではなく、多少入り組んでおり、例えば若いほど不安定雇用である確率が高い、という関係にはなっていない。また学歴による違いは予測確率の変化からもはっきりうかがえ、そもそも高卒以下（図9）では全体的に水準が高い上に、グラフが右上がりである。それに対して、大卒以上（図10）は、2009年にいたって若干右下がりになっているようにも見え、違いが際立っている。



初職が非正規の場合（図 11、図 12）、やはり男性と比較して女性の方が不安定雇用である可能性が高いが、若年ほど男女差がなくなっている。また若年ほど、学歴による差が縮小している。2007 年時点での 30 歳以上の層になると、多少不安定雇用である可能性は低くなり、大卒にその傾向がはっきり見出せるが、全体としては高い水準にとどまっている。女性の場合は、初職の地位や企業規模による傾きの有意な差はほとんどないので、切片の水準が問題になる。グラフでは示さないが、初職が大企業や官公庁であれば、不安定雇用となる可能性は低下する。ただしその低下幅は年齢が上昇するほど大きく（2007 年時点での 40 歳であれば、初職非正規でも、大企業や官公庁であれば、大卒で予測確率が 50% 前後になる）、2007 年時点での 20 代だと、初職が大企業や官公庁であろうと、中小企業であろうと、ほとんど変わらない。

もちろん、他にも様々なパターンが想定できるので、それに応じた予測確率を計算すればよいのだが、ここではいくつかの典型的な例を提示した。このようにグラフにして明示すると、成長曲線モデル、というモデルの名称の意図が理解しやすくなると同時に、具体的な解釈が可能になる。

#### 4. 結論

本稿では、パネルデータにより成長曲線モデルを推定することで、各時点における不安定雇用となる予測確率が計算できることを示した。導かれた知見は、以下のようにまとめることができる。

男女とも、初職の地位、特に初職が正規か非正規か、という点が、その後のキャリアに決定的に重要であることが、本稿からも裏付けられる。初職が非正規だった人が、現職でも非正規である可能性が高く、予測確率を計算してグラフ化しても、彼らがどんどん正規雇用へ脱出している、とは言い難い。特に若年層では、男女とも初職が非正規であった場

合、不安定雇用の状態に置かれる可能性が非常に高い。その世代間格差は男性で際立っている。男性の場合は、初職が非正規であっても、30代以上であれば、調査時点で不安定雇用である可能性はかなり低くなっているが、男性の若年層と女性はそうではない。また初職の企業規模の効果も年齢による違いがあり、若年での差異はほとんどないが、30代以上では違いがみられる。

景気変動に伴う2008年から2009年の変化だが、一様にどの層も同じような変化をしているとは言い難い。男性では、大企業という、不景気でも有利と思われてきた人々に不安定雇用のリスクを高めている一方、女性では高学歴で（不安定雇用に対して）負の効果が現れており、学歴が機能的に働いていると見なすことができる。こうした違いがなぜ生じるのか、といった理論的検討はもう少しなされなければならない。男性については、いわゆるリーマン・ショックに伴う景気の悪化は大企業に重くのしかかり、そのインパクトは本来安定していると思われた男性社員（特に製造業）の整理解雇を伴うほどのものであった、と解釈できるのかもしれないが、一層の精査が必要である。一方女性は、もともと労働市場において不利な立場にあるが、不況になったことで、学歴といった個人のもつ潜在的な資源・能力のシグナルの違いがより一層鮮明に処遇差となって現れており、特に学歴が低い層の問題は深刻である。

この分析の課題や限界について述べておきたい。既に述べたように、成長曲線モデルでは、同一人物が複数時点で観察されている必要がある。つまり1時点しかデータのないケースは分析から除外されている。いわゆる脱落（attrition）によるバイアスが懸念される。パネルデータの脱落の傾向は、あくまでわかっている属性や前回調査の回答からでしか推定できない。前回調査時点での地位にかかわらず、今回非正規雇用や失業といったことが起きた人に特に脱落が多い、ということは十分ありうるのだが、脱落している以上情報がないので、それを確かめる術はない。しかしもしそういったことがあれば、今回の従属変数（不安定雇用）の推定に、何らかのバイアスが生じる可能性は否定できない。このバイアスを考慮しないということは、実際には前回調査の地位にかかわらず、また今回調査でどのような変化が起ころうと、起こるまいと、その脱落は全くランダムに発生していて、特定の傾向はない、というかなり強い仮定を置いていることになる。こうした問題をどう考え、より正確な推定を行うようにするかが第一の課題である。

第二に、今回女性サンプルでは、未婚時点のみを観察対象とした。このこと自体の妥当性が、再検討されなければならないだろう。労働市場には男女間に壁があるとはいえ、結婚後も就業を続ける女性（特に正規雇用のままで就業する女性）は珍しくなくなっている。またそうした変化が起きているからこそ、結婚というイベントが、女性の地位にもたらすインパクトを検討する意義があるといえよう。結婚という変数は時間（観察時点）により変化が起こりうるので、成長曲線モデルで考慮するとすれば、レベル1に婚姻状態を示す

ダミー変数を入れることになる。ただし本稿で未婚者に分析を限定したのは、いわゆるフリーター問題が、男性のみならず女性でも指摘されていること、フリーターは通常未婚の非正規雇用を指し、既婚女性のパートタイム労働者とは峻別する必要があること（社会政策的にも、全く異なる対応が必要とされる）が大きな理由であった。もし女性の分析対象を未既婚すべてとする場合、非正規雇用の内容や解釈が多様になる、という問題点をクリアにする必要があるように思われる。

いずれにしても、本稿の分析により、不安定雇用にある人々、特に若年層の問題の深刻さが明らかになった。またクロスセクショナルなマクロデータでは気づかない点、特に不安定雇用に陥るリスクが属性により異なることは、個票データにさかのぼらざるを得ず、しかもパネル調査の分析が必要である、ということは十分示されたといえる。今回の分析はまだ3時点を考慮したに過ぎず、またリーマン・ショックの影響をみるには、第3波の時期は少し早すぎるかもしれない。第4波以降の継続調査のデータを含めた分析が、必要となるだろう。

## 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』中央公論新社。

Genda, Yuji, and Marcus E. Rebick, 2000, “Japanese Labour in the 1990s: Stability and Stagnation,” *Oxford Review of Economic Policy*, 16(2): 85-102.

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。

———, 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』23(2): 41-63。

香川めい, 2008, 「初職への移行プロセスと初職以後の初期キャリア移行期間と入職経路の影響に注目して」渡邊勉編『世代間移動と世代内移動』2005年SSM調査シリーズ3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.

苅谷剛彦・粒来香・長須正明・稲田雅也, 1997, 「進路未決定の構造：高卒進路未決定者の析出メカニズムに関する実証的研究」『東京大学大学院教育学研究科紀要』37: 45-76。

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.

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。

Raudenbush, Stephen W., and Anthony Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2<sup>nd</sup> 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。

粒来香, 1997, 「高卒無業者層の研究」『教育社会学研究』 61: 185-209。

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金  
基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度

厚生労働科学研究費補助金  
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金  
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ

- No.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩  
三輪哲  
山本耕資  
大島真夫 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）
- No.4 戸ヶ里泰典 大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール：(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発（2008 年 1 月発行）
- No.5 戸ヶ里泰典 20～40 歳の成人男女における健康保持・ストレス対処能力 sense of coherence の形成・規定にかかわる思春期及び成人期の社会的要因に関する研究（2008 年 1 月発行）
- No.6 田辺俊介  
相澤真一 職業・産業コーディングマニュアルと作業記録（2008 年 2 月発行）
- No.7 中澤渉 若年層における意識とライフスタイル：JLPS と BHPS における日英の家事労働と性役割意識の比較（2008 年 3 月発行）
- No.8 深堀聡子 若者の働くこと・結婚すること・子どもをもつことに関わる意識  
高卒パネル（JLPS-H）と NELS による日米比較（2008 年 3 月発行）
- No.9 戸ヶ里泰典 若年者の婚姻および就業形態と健康状態、健康関連習慣との関連性の検討（2008 年 3 月発行）
- No.10 三輪哲 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分析（2008 年 3 月発行）
- No.11 安藤理 公共政策支持の規定要因～公共事業と所得再分配に着目して～（2008 年 4 月発行）
- No.12 長尾由希子 若年男女における性別役割分業意識の変化とその特徴：高校生のパネル調査から（2008 年 4 月発行）

- No.13 伊藤秀樹 高校生の自信と卒業後の揺らぎ (2008年4月発行)
- No.14 相澤真一 誰が仕事をやめたがっているのか：重要なのは職場環境か、それとも家庭か？ (2008年6月発行)
- No.15 元治恵子 若年層のキャリアデザイン・ライフデザインの変化—高校在学時から高卒3年目への変化— (2008年6月発行)
- No.16 橋本摂子 性別役割意識の揺らぎをたどる(1)—結婚アスピレーションから見た行動規範と現状追認の距離— (2008年6月発行)
- No.17 石田浩 世代間移動の閉鎖性は上昇したのか (2008年11月発行)
- No.18 石田浩 結婚・健康・地域：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査  
三輪哲 (JLPS) 2008」の結果から (2008年12月発行)  
村上あかね
- No.19 Sawako SHIRAHASE Change in Living Arrangement of Unmarried Adults with Parents and Income Inequality in Japan with Comparative Perspective (2009年2月発行)
- No.20 Wataru NAKAZAWA Inequality of Opportunities for Access to Universities among the Japanese Young People: Focused on the Scholarship Loan Program (2009年2月発行)
- No.21 Hiroshi ISHIDA Educational Attainment and Social Background (2009年2月発行)
- No.22 大島真夫 大学就職部の斡旋機能とその効果 (2009年3月発行)
- No.23 中澤渉 職業的地位の変容に関する基礎分析 JLPS wave1とwave2の比較から (2009年3月発行)
- No.24 戸ヶ里泰典 ストレス対処能力概念 Sense of Coherence の抑うつ傾向ならびに心理社会的な職場環境との因果関係の検証—構造方程式モデリングを用いた検討 (2009年4月発行)
- No.25 戸ヶ里泰典 若年成人男女における慢性疾患の有病率の分布と就業、婚姻との関連の検討—自己報告を国際疾病分類 (ICD-10) に基づいて分類したデータより (2009年5月発行)
- No.26 大島真夫 誰が大学就職部を利用するのか (2009年9月発行)

- No.27 Hiroshi ISHIDA Social Inequality in Health in Japan (2009年10月発行)
- No.28 菅万理 母親の就労が思春期の子どもの行動・学業に及ぼす効果：Propensity Score Matching による検証 (2009年11月発行)
- No.29 橋本摂子 未婚者層における結婚意識の変動と社会階層的要因：パネル・ロジットモデルによるアスピレーション分析 (2009年12月発行)
- No.30 石田浩 有田伸 田辺俊介 村上あかね 生活・交際・労働者の権利：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査 (JLPS) 2009」の結果から (2009年12月発行)
- No.31 中澤渉 男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析 (2010年2月発行)
- No.32 平沢和司 確率抽出データを用いた大卒就職機会に関する検討 (2010年3月発行)
- No.33 長尾由希子 短大進学率の変動にみる教育知のシフトとその支持層：教養知から職業知へ (2010年3月発行)
- No.34 山本耕資 石田浩 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)の欠票分類と回収状況に関する諸指標の検討：対象者「本人」の協力の度合いと調査員訪問の成功の度合い (2010年3月発行)
- No.35 有田伸 変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性：従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として (2010年3月発行)
- No.36 村上あかね パネル調査にみる若者の交際の現状 (2010年5月発行)
- No.37 三輪哲 結婚活動の「成果」と「効果」 (2010年10月発行)
- No.38 田辺俊介 吉田崇 大島真夫 希望・所得変動・自己啓発「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) 2010」の結果から (2011年2月発行)
- No.39 中澤渉 若年層の不安定雇用に関する成長曲線モデル分析 (2011年2月発行)



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>