

IPSS Discussion Paper Series

(No.2011-J03)

「若年層の雇用形態と恒常的所得リスク」

阿部修人（一橋大学経済研究所）

2012年2月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3  
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ  
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解  
であり、国立社会保障・人口問題研究所の  
見解を示すものではありません。

# 若年層の雇用形態と恒常的所得リスク<sup>1</sup>

一橋大学経済研究所

阿部修人<sup>2</sup>

2012年2月

## 要約

近年の若年層を対象とする大規模なパネル調査を用い、正規・非正規間の雇用形態の変化が家計にもたらす影響を分析した。大規模なパネルデータを用いることにより、雇用形態が変化した若年層を多く観察することが可能となり、その厚生的含意を導き出すことが可能となる。推計の結果、非正規雇用家計の直面する所得リスクは一時的・恒常的いずれに関しても正規雇用家計の4倍以上にのぼることが明らかとなった。また、正規から非正規に雇用形態が変化した家計は労働時間を増加させるが、支出も同時に大幅に低下させており、その低下幅は非正規から正規に変化した場合の支出増加幅とほぼ同じで約12%であった。これは、一旦非正規雇用となった場合、生涯の恒常所得が大幅に低下し、深刻な厚生ロスをもたらすことを示している。

## 1. 導入

高度成長期から1980年代末まで、日本の完全失業率は2%程度と極めて低い水準で安定していた。オイルショックを乗り越え、長期にわたり拡大を続けた当時の日本経済は多

---

<sup>1</sup> 本研究は、「国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部・一般会計プロジェクト「家計の経済資源・人的資源と社会保障の機能の関連性に関する実証的研究」(平成21～23年度)及び科学研究費補助金若手研究(S)(課題番号21673001)の成果物である。本稿で使用した成年者縦断調査の個票データは、国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部・一般会計プロジェクト「家計の経済資源・人的資源と社会保障の機能の関連性に関する実証的研究」(平成21～23年度を基にして、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認(国立社会保障・人口問題研究所「社人研発第092901号」(平成22年9月29日付け);厚生労働省大臣官房統計情報部「承認番号:統発1025第5号」(平成22年10月25日付け))を得たものである。また一橋大学グローバルCOEプログラムおよび慶應義塾大学経商連携グローバルCOEプログラムによる「慶應義塾家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。さらに、社会保障人口問題研究所でのセミナー参加者、安部由起子氏、川口大司氏、及び山本勲氏から有益なコメントを多くうけた。ここに感謝したい。

<sup>2</sup> 〒186-8603 国立市中2-1 一橋大学経済研究所。E-Mail: nabe@ier.hit-u.ac.jp

くの研究者の関心を集め、中でも終身雇用で代表されるような安定した雇用システムはメインバンクと並び、日本型システムの典型として注目を集めた。しかしながら、1990年代初頭における、いわゆるバブル経済崩壊を契機に状況は一変し、就職氷河期とも言われるほど環境は悪化し始めた。製造業を中心に、企業の従業員削減が行われた2000年代初頭では完全失業率は5%に達し15・24歳の男性層の失業率は10%を超えるなど、雇用問題は日本における大きな社会問題として認識されるようになった。

雇用状況の悪化、特に若年層の失業率の上昇は日本に限った現象ではなく、フランスでは若年失業率が20%を超えるなど、世界的に深刻な経済問題となっている。近年の日本で特徴的なのは、失業のみならず、非正規雇用による就業の増加が注目を集めている点にある<sup>3</sup>。正規雇用・非正規雇用の定義には様々なものがあるが、ここでは、期限を設けない雇用契約を結び、企業が容易に解雇できないフルタイム社員を正規雇用、一方、フルタイムであっても期限を設けた雇用契約、パートおよびアルバイト、さらに人材派遣会社と契約し派遣先企業で働く派遣労働者を非正規雇用と呼ぶことにする。派遣労働は2004年の労働者派遣法の改正前までは通訳や点検、整備などの専門職に限定されていたが、改正後、ほぼ全ての産業で派遣労働者の使用が可能となった。そのため、1980年代では全雇用者において15%程度を占めるにすぎなかった非正規雇用者は、2006年には30%を超えるようになっている<sup>4</sup>。学校を卒業し、80年代であれば企業に正規雇用として就職していたであろう者たちの多くが、不本意ながら非正規雇用の就職しか得られないのではないかとそのような問題意識から、多くの研究や政策提言が行われている。

もっとも、若者にとり、非正規雇用や失業を経験することが本当に深刻な問題であるか否かは必ずしも自明ではない。佐藤・小泉(2007)が指摘するように、非正規雇用に関わる人々は多様であり、人によっては自由時間を重視し、自ら望んで非正規の雇用形態を選択している人達も少なからず存在している可能性はある<sup>5</sup>。たとえ、正規雇用を希望しながら、不本意ながら非正規の仕事しか得られなかった場合を考えても、それが大きな問題であるか否かは、その後の当人の就業状況に大きく依存することになる。非正規雇用で不本意ながら従事している人は、どの程度の確率でその後に正規雇用につくことができるのか?その場合の賃金、失業確率、昇進確率は、最初から正規雇用についた者とどの程度異なるのであろうか?非正規雇用の問題を定量的に計測するためには、単に非正規雇用者と正規雇用の賃金を比較するだけではなく、非正規雇用についた者達の、その後の人生を知らねば、その問題の全体像をつかむ事はできない。そして、現在のように、リーマンシ

---

<sup>3</sup> 若者の雇用問題に関しては膨大な研究の蓄積があるが、近年の労作として、太田(2010)とOECD(2010)を挙げることができる。前者は専門家による精緻な実証分析であり、後者では多くの国際比較がなされている。

<sup>4</sup> 平成21年度経済財政白書、p.200第3-1-1図より。なお、白書における非正規雇用にはパート、アルバイト、派遣、契約・嘱託による雇用が含まれている。

<sup>5</sup> 山本(2011)は、「不本意ながら非正規雇用として就業している者」は、非正規雇用者全体の13.8%に留まるという試算を行っている。

ョックや大震災など多くの不測の事態が発生する時代では、現在の事象が将来にどのような意味を持つかを調べることは特に困難な課題となっている。

本考察は、日本の若者が、非正規雇用になることでどの程度、将来の経済厚生が変化するか、定量的な分析を試みるものである。一般に将来を予測することは困難であるが、マクロ経済学で発達してきた動学モデルを用いることで、現在の情報から将来の経済厚生に与える影響を計測することがある程度は可能になる。この手法は決して新しいものではなく、1950年代のフリードマンによる一連の論文まで遡ることができる伝統的な手法であるが、労働経済学や社会保障論では必ずしも有効に活用されてこなかった<sup>6</sup>。

本考察のもう一つの特徴は、厚生労働省が2002年から毎年行っている、21世紀成年者縦断調査(以降、縦断調査)の個票データを用いる点にある。縦断調査は、2002年に20歳から34歳であった男女およびその配偶者を対象とし、年に一度、11月に調査されているものであり、同一個人・家計を長期にわたって追跡する、日本の公式統計では珍しいパネルデータとなっている。回収された調査票は、初年度で27,893と非常に多く、第6回目においても16,444の調査票が回収されている。日本における代表的な家計パネルデータである家計経済研究所や慶應義塾大学によるパネルデータと比較し、サンプルサイズの点では圧倒している。このため、就業や結婚、出産等に関する統計的分析に特に適しているが、このデータを用いた経済分析は十分な蓄積があるとは言えない状況にある。本考察では、この縦断調査を用い、就業状態が正規から非正規に変化した場合の、労働時間や所得や労働時間および消費支出の変化を考察する。また、Blundell, et al (2008)に従い、若年層の直面する所得リスクを恒常的なものと一時的なものに分割し、それが正規就業者と非正規就業者でどの程度異なるかを計測する。これらは、著者が知る限り、日本においては初めての推定となる。結果をまとめると次のようになる：(1)非正規労働から正規労働に変化した場合、就業時間はほとんど変化せず、所得は24%増加する、(2)一方、正規から非正規に変化した場合は、就業時間は12%増加し、年収は7%低下する。(3)支出は、正規から非正規に変化した場合、所得や労働時間の変化をコントロールした上でも、12%程度低下する、(4)一方、非正規から正規に変化した場合は、支出は12%程度増加する。(5)非正規労働者が直面する一時的、恒常的所得リスクは、どちらも正規労働者の約4倍強となっている。これらは、標準的なライフサイクル・恒常所得仮説と整合的であり、正規から非正規への就業状態の変化に伴う厚生の低下は深刻であることを強く示唆するものである<sup>7</sup>。

## 2. データ

本考察で用いたデータは、縦断調査の2002年から2007年までの6回分の個票データ

---

<sup>6</sup> 例えば、Friedman (1957)がこの分野の古典であり、近年のサーベイとしてはDeaton (1992)、阿部(2011)がある。

<sup>7</sup> なお、本稿では契約社員、派遣労働者、パート、アルバイトを非正規就業と定義している。

である。縦断調査は、2001年国民生活基礎調査の調査地区から無作為抽出した1,700地区において、2002年10月末日において20歳から34歳までの男女を対象に、毎年11月に行われている大規模なパネル調査である。調査手法は、原則として調査員が調査対象家計を訪問し調査票を配布し後日回収する、いわゆる留め置き調査であるが、転居した人に対しては郵送調査が行われている。所得に関しては前年の年収を、支出に関しては、直前の10月における生活費(住宅ローン支払い、保険料、税金支払い等は含まれない)を質問しており、いずれも記憶ベースである。例えば、2003年調査における支出は2003年10月の支出額であり、年収は2002年の12カ月間の所得の合算値、労働時間は2003年11月現在の情報である。したがって、分析の際にはこの期間のずれを調整する必要がある<sup>8</sup>。

表1は、2002年から2007年までの縦断調査に記録されている男性の月次消費支出と個人年収および週当たり労働時間を年齢別にまとめたものである<sup>9</sup>。ただし、消費支出に関しては、世帯全体の支出であるため、20代前半の場合は両親等の支出が含まれている可能性が高い。2002年の若年層の支出額が大きいのはそのためだと思われる。25歳以降の支出をみると、年齢と共に増加している傾向を観察できる。年収に関しては明確に年齢に関する増加関数となっている。同一年齢に限定した、横方向、すなわち年効果をみると、特に全体では明確な傾向を観察することはできない。週労働時間は30代後半で50時間程度と長くなっている。

図1は、2002年から2009年までの慶應義塾大学による家計パネル調査(KHPS)と本分析で用いている縦断調査の所得および支出を比較したものである<sup>10</sup>。横軸は男性年齢であり、二人以上世帯に限定している。また、支出に関しては、縦断調査において他の家計メンバーのと支出の区別がつかないサンプル、すなわち、世帯全体の支出を回答しているもののみを対象とした。図から明らかのように、年収に関しては、KHPSのほうが若干高いものの、両調査でほぼ同額となっており、年齢との関係もほぼ同一である。一方、支出に関しては20代前半における両調査の乖離は大きい。この原因は不明であり今後の課題であるが、KHPSの20代前半のサンプルサイズは各年齢で50以下と小さく、数百の観察数を確保できる縦断調査と比べ、精度が低くなっている可能性は否定できない。

<sup>8</sup> 厳密には、支出は1ヵ月、所得は12ヵ月なので、この時間集計のずれも調整する必要があるが、本考察ではタイミングのずれのみ調整する。構造モデルの推計を行う場合は、より詳細な調整、あるいは仮定を置く必要が生じる。

<sup>9</sup> なお、役員は自営業と同じカテゴリーに所属しているため、本考察では正規・非正規いずれにも分類しなかった。企業役員の賞与は企業利潤の利益処分から分配されるため、個人の属性よりも企業収益の影響を受けるが、日本では、役員は労働者でもあり、役員給料の一部は利益処分ではなく、人件費に含まれている。したがって、役員所得を通常の労働者の所得と同一視することも、全く異なるものとみなしサンプルから除外することも望ましいとは言えない。しかしながら、本考察は主に若年層であるため、個人企業ではない企業の役員になっているケースは少ないと思われるため、役員の除外は結果に大きな影響を与えないと判断した。

<sup>10</sup> 縦断調査では、支出として、税・社会保険・貯蓄・生命保険等を除外した、毎年10月の支出を質問している。一方、KHPSでは毎年1月の支出を質問しており、必ずしも一致してないことに注意せよ。なお、所得は共に調査前年の勤労・その他所得の合算である。なお、KHPSでは支出は世帯単位であるので、縦断調査でも、他の家計メンバーによる支出と区別しているサンプルは除外している。

表 2 は縦断調査における男性の年齢別就業状況およびその変化を示している。年齢と共に正規就業者の割合は増加しているが、30 代前半においても非正規就業となっている者は 2002 年において約 6%存在し、その割合は近年増加しているように見える。とはいえ正規から非正規に雇用形態が変化した者の割合は、同一年齢で横方向に比較する限りは明確な傾向は観察されない。

### 3. 所得変動の分解

本節では、Blundell, et al. (2008)に従い、標準的な労働所得の動学過程を紹介する。家計*i*が*h*歳の時、*t*年に受け取る所得(あるいは賃金)の対数値を  $y_{i,h,t}$  とし、下記のような所得過程を仮定する。

$$y_{i,h,t} = X_{i,h,t}\beta + \varepsilon_{i,h,t} + \omega_{i,h,t},$$

$$\omega_{i,h,t} = \omega_{i,h-1,t-1} + \zeta_{i,h,t},$$

$X_{i,h,t}$  は観察可能であり、かつ家計間で共通な効果をもつ所得の説明要因である。

$\varepsilon_{i,h,t}$  は系列相関をもたない誤差項であり、一時的な所得ショック、あるいは所得データの計測誤差に対応する。 $\omega_{i,h,t}$  はランダムウォークに従う恒常的所得変動であり、 $\zeta_{i,h,t}$  は系列相関がなく、かつ、 $\varepsilon_{i,h,t}$  およびそのラグ項とも相関をもたない、恒久的所得ショックである。

今、単純化のため観察可能な変数の効果  $X_{i,h,t}\beta$  を無視すると<sup>11</sup>、

$$y_{i,h,t} = \varepsilon_{i,h,t} + \omega_{i,h,t}.$$

さらに、 $\varepsilon$  および  $\zeta$  の分散が時間に関して一定であると仮定し、同一時点における年齢別の分散を計算すると、

$$\text{Var}(y_{i,h,t}) = \sigma_{\varepsilon}^2 + \text{Var}(\omega_t),$$

$$\text{Var}(y_{i,h-1,t-1}) = \sigma_{\varepsilon}^2 + \text{Var}(\omega_{t-1}).$$

<sup>11</sup> 実際の推定の際には、第一段階として、所得や消費を観察可能な変数に回帰し、その残差を用いて分析することで、観察可能な効果を除去する。

ところで、

$$\text{Var}(\omega_t) = \text{Var}(\omega_{t-1}) + \sigma_\zeta^2.$$

したがって

$$\text{Var}(y_{i,h,t}) = \text{Var}(y_{i,h-1,t-1}) + \sigma_\zeta^2.$$

このように、所得の分散の増分より恒常的所得ショックの分散を知ることが可能である。さらに、消費支出の情報が利用可能であれば、一時的ショックの分散の大きさも推計可能になる。

Hall (1978)による恒常所得モデルに従うと、所得と消費の間に下記の関係があることを示すことが可能である。消費支出を  $c_t$ 、金利を  $r$  とすると、消費支出と所得の間には下記の関係がある。

$$\theta_t \Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{s=0}^{T-t} \frac{(E_t - E_{t-1}) y_{t+s}}{(1+r)^s},$$

$$\text{where } \theta_t = \left( 1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}} \right).$$

ここで、いま、観察される対数所得が下記のような、恒常的所得変動  $y_t^p$  と恒常ショック  $\zeta_t$ 、一時的ショック  $\varepsilon_t$ 、および計測誤差  $\xi_t$  で描写可能であるとする。

$$y_t = \alpha + y_t^p + \varepsilon_t + \xi_t,$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + \zeta_t.$$

すると

$$\Delta c_t = \zeta_t + \frac{r\theta_t^{-1}}{1+r} \varepsilon_t.$$

消費変化率の分散は

$$\text{Var}(\Delta c_t) = \text{Var}(\zeta_t) + \left( \frac{r\theta_t^{-1}}{1+r} \right)^2 \text{Var}(\varepsilon_t).$$

消費変化率と所得変化率の共分散を計算すると

$$\Delta y_t = \Delta \varepsilon_t + \Delta \xi_t + \zeta_t,$$

$$\text{Cov}(\Delta c_t, \Delta y_t) = \text{Var}(\zeta_t) + \frac{r\theta_t^{-1}}{1+r} \text{Var}(\varepsilon_t).$$

となる。特に、共分散を用いる場合、消費データに計測誤差が含まれていても、それが系列相関がなく、真の消費データや所得と無相関である限り、共分散の値に影響を与えないため、信頼性が高くなる。

Hall (1978)の恒常所得モデルでは、貯蓄による自己保険以外、いかなる保険も存在しないと仮定されているが、実際には、失業保険や親族からの移転等、多くの保険の可能性が存在する。そこで、無限視野( $\theta_t^{-1} = 0$ )を仮定し、一般的に所得ショック  $x_t$  に対する保険の程度の指標として、

$$\phi(x_t) = 1 - \frac{\text{Cov}(\Delta c_t, x_t)}{\text{Var}(x_t)},$$

と定義する。  $x_t$  が恒常ショック ( $x_t = \zeta_t$ ) のとき、恒常所得モデルでは  $\phi = 0$  となり、

恒常ショックに対する保険は存在しない。また、  $x_t$  が一時ショック ( $x_t = \varepsilon_t$ ) の

ときは、  $\phi = 1$  となり、完全な保険が存在する。

いま、所得データに含まれる計測誤差  $\xi_t$  を無視すると、

$$\Delta y_t = \Delta \varepsilon_t + \zeta_t,$$

この共分散をとると、

$$\text{Cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t) = -\text{Var}(\varepsilon_t).$$

また、

$$\text{Cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+1}) = -\text{Cov}(\Delta c_t, \varepsilon_t).$$

恒常ショックに関しては、下記のような和を考える。

$$\begin{aligned} & \Delta y_{t+1} + \Delta y_t + \Delta y_{t-1} \\ &= \Delta \varepsilon_{t+1} + \Delta \varepsilon_t + \Delta \varepsilon_{t-1} + \zeta_{t+1} + \zeta_t + \zeta_{t-1}, \\ &= \varepsilon_{t+1} - \varepsilon_{t-2} + \zeta_{t+1} + \zeta_t + \zeta_{t-1}, \end{aligned}$$

すると、恒常ショックの分散は

$$\text{Cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+1} + \Delta y_t + \Delta y_{t-1}) = \text{Var}(\zeta_t),$$

で与えられる。したがって、一時ショックに対する保険の程度としては

$$\phi(\varepsilon_t) = 1 - \frac{\text{Cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+1})}{\text{Cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t)},$$

恒常ショックに対しては

$$\phi(\zeta_t) = 1 - \frac{\text{Cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+1} + \Delta y_t + \Delta y_{t-1})}{\text{Cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+1} + \Delta y_t + \Delta y_{t-1})},$$

で保険の程度を計測することができる。Blundell, et al. (2008)は、アメリカのPSIDとCEXを

マッチングさせたデータを用い、一時ショックに対する保険は95%、恒常ショックに対する保険は36% 存在するという結果を得ている。Kaplan and Violante (2010)は、CRRA型効用関数と流動性制約を伴う予備的貯蓄モデルをシミュレートし、Blundell, et al. (2008)の結果が再現されるか否かを検証した。無限視野の確実性等価モデル(各期の効用関数が二次式)では、一時ショックに対する保険は完全で、恒常ショックに対する保険はゼロとなるが、より一般的なモデルでは、解析的に消費と所得の共分散を求めることは不可能であり、保険がどの程度存在するかはパラメーターの値に依存してくる。Kaplan and Violante (2010)は所得過程として所得がi.i.d.ショックとランダムウォーク(恒常ショック)により構成されると仮定し、シミュレーションを行った。その結果、一時ショックに対してはほぼ完全な保険が観察されたが、恒常ショックに対する保険は23% と、Blundell, et al. (2008)よりも低い値となるとしている。

所得や支出の共分散構造を用いる上記の推定には、最低でも4回のパネル調査が必要である。また、縦断調査における支出と年収情報の間の一年近いラグを考えると、五回の調査が必要である。幸い、本考察では6回分のパネル調査が利用可能であり、上記の推定手法を用いることができる。表3は推定に用いたデータの記述統計を正規・非正規別にまとめたものである。正規と非正規を比較すると、年収の水準は前者が高く、一方階差残差の分散は後者が大きい。すなわち、非正規労働者は正規労働者に比べて、年収は低く、かつその変動が大きいことがわかる。支出に関しても年収ほどではないが同様の傾向を窺うことができる。

表4は恒常・一時所得ショックの分散および保険の程度を男性の正規・非正規就業別に推定したものである<sup>12</sup>。家計経済研究所によるパネルデータを利用した阿部・稲倉(2007)は就業者全体をプールし、彼等の所得変動を恒常ショックと一時ショック(計測誤差)に分解しており、その推定量は、本考察のようにアンバランスデータを用いる場合、恒常ショックは0.0243、一時ショックは0.0182という結果を得ている。表4の結果は正規・非正規いずれの場合でも一時ショックの大きさが阿部・稲倉(2007)よりも小さい値となっているが、その乖離は大きなものではない。また、恒常ショックの大きさは、阿部・稲倉(2007)の結果は表4の正規・非正規の間に入っており、阿部・稲倉(2007)がいずれの労働者もプールしていることを考えると、表4の結果は先行研究とほぼ整合的となっていると言える。表4によると、非正規雇用の恒常所得ショックは正規に比べて4倍以上の大きさがあり、一時ショックの大きさも5倍弱程度と非常に大きな水準となっている。一方、消費データを用いた保険の強度に関しては、非正規雇用の保険は正規よりも大きな値となっており、直感に反する結果となっている。しかしながら、ここでの保険の指標は所得ショックの分散との比率で定義されており、非正規雇用者の保険の大きさは、所得ショックの分散

---

<sup>12</sup> なお、サンプルは21歳以上40歳未満の男性に限定している。女性を除外したのは、結婚や出産に伴う就業状況の変化の分析が複雑になるためである。

が著しく大きい結果であると考えられることも可能である<sup>13</sup>。

なお、表4の推計では、非正規(正規)雇用にある者は、ずっと非正規(正規)に留まると暗黙のうちに仮定している。雇用形態の変化があれば、所得のリスクも変化することになる。したがって、本来であれば、同一個人の利用形態変化確率も含めた、大きなシステムでの推計が必要となる。しかしながら、そのシステムの推計をするためには、本考察で触れていない、失業および労働市場からの撤退という選択肢も含めたものにする必要があり、それらの推計は極めて困難なものとなる。本考察では、雇用形態の変化を取り込んでいないため、正規雇用者の所得リスクは、将来非正規に変化するリスクを考慮しておらず過小に、逆に非正規雇用者の所得リスクは過大に推計されている可能性があり、注意が必要である。このような問題は、所得過程を具体的に推計する際には避けられないものであるが、次節で用いる消費情報に依拠する手法では、この問題を回避可能である。

#### 4. 雇用形態の変化と消費・就業時間の反応

表2によると、雇用形態が正規から非正規に変化するサンプルは、20代では数%、30代では1%弱存在している。この雇用形態の変化が事前に予測されたものであれば、恒常所得・ライフサイクル仮説に従う場合、家計に十分な貯蓄が存在する限り、この変化に伴い消費支出が変化することはないはずである。また、この変化が予期されないものであったとしても、一時的なものと家計がみなしている場合、若年層の支出はほとんど変化しないはずである。もしも雇用形態の変化に伴い、大きな消費変化が観察されるのであれば、正規から非正規への変化は恒常所得の変動を引き起こし、家計に大きなダメージを与えていることになる。

表5は、非正規から正規に、あるいは正規から非正規に変わった場合を1とするダミー変数を説明変数とした場合の、一週間の労働時間の変化を変量効果で推定したものである<sup>14</sup>。前年に非正規就業であったものが今期に非正規になった場合、今期の週当たり就業時間は特に増加はしておらず、統計的にはゼロを棄却できない。一方、正規から非正規に変化した場合は大きなかつ統計的に有意な労働時間の増加が観察されている。被説明変数は対数階差であり、0.12ポイントの増加は、12%強の労働時間の増加を意味している。一方、年収の変化に関する変量効果推定の結果は表6で報告されており、非正規から正規への変化は25%程度の年収の大幅な増加をもたらすが、正規から非正規に変化する場合の年収の低下は7%程度に留まる。これは、表5の結果と合わせると、正規から非正規に変化した分の賃金率の低下を労働時間を増加させることで対応していると解釈することが可能である。

表7は、支出変化率と就業状態の変化の関係をまとめたものである。非正規から正規に

<sup>13</sup> 正規雇用の一時ショックに対する保険は na となっているが、これは消費と所得の共分散が負になっており、1を超える保険となっていることを意味している。

<sup>14</sup> 表5-8では、説明変数・被説明変数いずれに関しても階差、あるいは変化の情報であるため、変量効果であっても、単純な個人間異質性の影響は取り除かれている。

変化した場合、どのスペックでも支出はほぼ11%から13%増加することが示されている。一方、正規から非正規に変化した場合の支出の低下も、また11%から12%程度であり、正規・非正規の変化は、支出に対して対称的な効果を与えていることがわかる。この結果は、就業状態の変化がもたらす所得の変化の実現値を考慮しても変化しない。したがって、この約12%という支出の変化は、正規と非正規雇用の間の恒常所得の違いと解釈することが可能である<sup>15</sup>。

## 5. まとめ

雇用形態が正規か非正規かにより、家計の行動は大きく異なる。特に、正規雇用から非正規雇用に変化した場合、12%の消費支出の低下が発生する。これは、生涯の恒常所得が12%程度低下していると解釈可能である。逆に、非正規から正規に雇用形態が変化したときの増加が、ほぼ同規模であることから、雇用形態の変化が生涯所得に与える影響が大きいことをうかがうことが可能である。さらに、一度でも非正規雇用を経験した者は、所得の変動がずっと正規雇用であり続けたものよりも遥かに大きく、恒常所得ショックの分散は4倍以上にのぼる。これは、若年層にとり、非正規雇用であることが、(1)生涯所得の低下、及び(2)生涯所得の変動の増加、という二重のコストを払っていることを意味する。さらに、正規から非正規に雇用形態が変化した者の労働時間も大きく増加しており、非正規化により余暇消費を充実している様子は観察されない。これらの結果は、従来のクロスセクション分析や、規模の小さい家計パネルからは得られることのできなかつたものであり、縦断調査という大規模なパネルデータの意義をよく示していると言えよう。

以上の結果は、日本の若年層において、非正規雇用の問題が極めて深刻であることを強く示唆するものである。特に、非正規化により生涯所得が大幅に低下することは、マクロの貯蓄や消費、ひいては社会保障システムに対しても無視できない影響を与えるものと考えられる。若年層の雇用形態がマクロ経済全体に与えるインパクトを今後、詳細に分析する必要があると思われる。

## 参考文献

Blundell, R.W., L. Pistaferri, and I. Preston (2008) "Consumption Inequality and Partial Insurance," *American Economic Review*, Vol.98, pp.1887-1921.

Deaton, A. (1992) *Understanding Consumption*, New York: Oxford University Press.

---

<sup>15</sup> なお、前節の最後に指摘したように、恒常所得仮説に依拠する場合、消費には当該個人が直面する将来の予測が反映されており、その中には将来の雇用・就業形態の変化も含まれている。したがって、前節で直面したような、雇用・就業形態が将来変化する確率を計算する必要がないという利点があることに注意されたい。

Esteban, P. J., R. Nakajima, and R. Tanaka, (2011) “Are contingent jobs dead ends or stepping stones to regular jobs? Evidence from a structural estimation,” *Labour Economics*, vol. 18(4), pp.513-526.

Friedman, M. (1957) *Theory of Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.

Genda, Y., A. Kondo, and S. Ohta, (2010), “Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States,” *Journal of Human Resources*, Vol.45, issue 1, pp. 157-196.

ILO, (2010) *Global Employment Trends for Youth*.

Hall, E.R. (1978) “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, vol.86(6), pp. 971-87.

Kaplan, G. and G.L. Violante (2010) “How Much Consumption Insurance beyond Self-Insurance?,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.2(4) pp.53-87.

OECD (2010) 『日本の若者と雇用 OECD 若年者雇用レビュー:日本』

Summers, L. (1990) *Understanding Unemployment*, MIT Press.

阿部修人 (2011) 『家計消費の経済分析』岩波書店

阿部修人・稲倉典子 (2007) 「所得過程の共分散構造分析」『経済研究』(58)1, pp. 15-30.

太田 聡一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞社.

山本 勲(2011) 非正規労働者の希望と現実—不本意型非正規雇用の実態— RIETI Discussion Paper Series 11-J-052.

佐藤博樹・小泉静子(2007) 『不安定雇用という虚像』勁草書房

平成 21 年度経済財政白書

表1: 男性年齢別年収・支出・労働時間の推移

年齢	月次世帯消費支出						男性前年年収						男性週当たり労働時間						
	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	
21	202.81						147.90						37.77						
22	206.73	204.76					175.34	178.07					37.99	38.43					
23	160.04	157.69	138.86				198.60	195.63	212.69				43.00	42.66	43.04				
24	184.15	171.95	160.78	157.15			238.03	237.56	237.08	234.43			45.85	45.70	44.24	43.00			
25	141.81	192.07	155.58	155.63	177.32		251.52	230.62	263.85	249.23	256.93		43.91	44.88	46.57	46.18	45.20		
26	172.66	181.29	160.27	166.64	173.47	150.95	278.36	257.46	278.80	279.56	292.53	270.40	45.60	43.01	48.10	46.58	48.47	47.60	
27	179.87	169.11	167.09	171.60	177.32	169.28	291.24	276.53	288.57	298.46	317.31	313.06	45.14	45.23	45.57	46.51	48.57	47.69	
28	173.49	184.02	173.12	177.66	186.74	184.07	320.32	316.03	311.60	304.83	331.52	313.20	46.79	45.99	47.35	45.84	49.54	47.80	
29	188.03	202.28	169.76	190.21	176.55	187.88	327.25	304.34	323.46	330.13	320.57	328.03	45.07	45.95	46.96	48.16	47.88	49.34	
30	183.72	177.63	189.12	171.57	201.91	194.18	331.79	334.58	358.48	336.63	363.20	334.06	45.44	44.64	47.92	47.74	50.59	48.49	
31	190.12	194.09	186.55	186.52	186.45	204.89	356.41	322.92	352.16	367.33	356.03	357.37	46.38	45.70	49.47	48.34	49.88	47.76	
32	206.32	173.24	198.33	199.14	204.58	190.44	353.88	355.74	387.84	388.71	400.22	366.66	46.74	44.05	48.21	48.58	51.96	48.93	
33	205.93	177.85	207.18	206.04	203.91	212.21	412.81	366.18	406.04	412.38	404.92	410.86	45.30	46.29	47.59	47.99	50.01	51.61	
34	202.84	196.15	212.47	218.37	207.56	211.78	422.50	380.36	416.93	418.50	418.87	407.95	46.51	43.67	46.64	49.22	50.77	49.77	
35		212.09	228.61	218.97	231.94	212.10			392.52	461.25	425.45	448.51	437.28		46.39	48.96	50.15	49.95	49.19
36			230.41	230.27	228.93	224.25			467.99	461.84	454.32	436.77			49.10	50.02	50.82	50.74	
37				237.09	232.78	225.04					471.57	485.33	450.15			49.68	51.66	49.90	
38					257.01	240.56					499.95	488.19				51.72	50.33		

注: 消費支出の単位は千円、年収の単位は万円

表2: 男性年齢別の就業状態の推移

正規就業者							非正規就業者						
年齢	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	年齢	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年
21	0.335						21	0.542					
22	0.406	0.373					22	0.452	0.470				
23	0.530	0.483	0.474				23	0.315	0.324	0.330			
24	0.583	0.587	0.543	0.623			24	0.246	0.210	0.233	0.276		
25	0.644	0.590	0.568	0.647	0.635		25	0.198	0.201	0.204	0.238	0.252	
26	0.665	0.616	0.587	0.694	0.687	0.677	26	0.170	0.181	0.144	0.176	0.202	0.220
27	0.679	0.648	0.588	0.731	0.726	0.708	27	0.123	0.142	0.154	0.152	0.159	0.175
28	0.714	0.648	0.643	0.720	0.718	0.729	28	0.099	0.129	0.090	0.161	0.145	0.140
29	0.721	0.699	0.619	0.762	0.704	0.727	29	0.078	0.100	0.120	0.101	0.152	0.141
30	0.732	0.692	0.671	0.714	0.750	0.726	30	0.083	0.073	0.085	0.113	0.107	0.128
31	0.722	0.694	0.668	0.773	0.733	0.741	31	0.058	0.088	0.066	0.092	0.094	0.108
32	0.711	0.670	0.650	0.723	0.757	0.727	32	0.059	0.068	0.075	0.097	0.090	0.101
33	0.717	0.670	0.688	0.776	0.743	0.772	33	0.058	0.056	0.057	0.077	0.069	0.082
34	0.703	0.670	0.625	0.760	0.787	0.741	34	0.052	0.059	0.058	0.065	0.068	0.075
35		0.653	0.660	0.771	0.742	0.799	35		0.055	0.053	0.055	0.065	0.063
36			0.639	0.754	0.746	0.732	36			0.037	0.053	0.063	0.073
37				0.727	0.753	0.736	37				0.057	0.051	0.075
38					0.73	0.76	38					0.055	0.052
正規から非正規に変化							非正規から正規に変化						
年齢	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	年齢	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年
22		0.013					22		0.041				
23		0.028	0.024				23		0.101	0.099			
24		0.012	0.023	0.007			24		0.067	0.053	0.051		
25		0.017	0.023	0.013	0.023		25		0.035	0.027	0.052	0.058	
26		0.020	0.015	0.014	0.026	0.005	26		0.036	0.041	0.041	0.050	0.035
27		0.024	0.018	0.019	0.019	0.006	27		0.038	0.028	0.021	0.038	0.028
28		0.022	0.005	0.008	0.015	0.007	28		0.020	0.031	0.024	0.023	0.024
29		0.015	0.014	0.015	0.022	0.020	29		0.017	0.017	0.016	0.031	0.018
30		0.011	0.012	0.017	0.019	0.005	30		0.014	0.022	0.022	0.020	0.015
31		0.013	0.010	0.014	0.007	0.018	31		0.007	0.013	0.017	0.023	0.017
32		0.011	0.008	0.022	0.024	0.011	32		0.015	0.015	0.006	0.020	0.004
33		0.006	0.005	0.008	0.008	0.003	33		0.006	0.011	0.022	0.023	0.003
34		0.010	0.008	0.007	0.018	0.007	34		0.008	0.006	0.011	0.013	0.011
35		0.008	0.008	0.004	0.011	0.005	35		0.007	0.011	0.013	0.012	0.003
36			0.011	0.011	0.006	0.006	36			0.010	0.013	0.012	0.008
37				0.010	0.009	0.008	37				0.012	0.012	0.000
38					0.006	0.002	38					0.013	0.002

表3: 記述統計 正規・非正規別支出・年収(男性)

		支出水準(千円)	対数支出残差	対数支出残差階差	年収水準(万円)	対数年収残差	対数年収残差階差
非正規	観察数	7333	4775	1927	8126	6120	3086
	平均	310.8612	-0.0383	-0.0133	187.7390	-0.2897	0.0135
	標準偏差	633.6821	0.6178	0.6943	156.2188	0.5200	0.4387
	中央値	105	-0.1161	-0.0068	180	-0.2379	-0.0187
正規	観察数	7418	5385	2512	9562	7731	4396
	平均	365.5194	-0.0086	-0.0145	301.8598	-0.0382	-0.0038
	標準偏差	708.4897	0.5488	0.5987	244.7558	0.4710	0.3402
	中央値	150	-0.0261	-0.0163	300	0.0186	-0.0269

注: 非正規は、六回の調査で一度でも非正規雇用を経験した者  
 正規は、六回の調査で常に正規雇用であった者  
 二人以上十人未満の世帯に住む男性の所得に限定。消費は世帯単位  
 契約社員、派遣労働者、パート、アルバイトを非正規と定義  
 残差は、対数支出・年収を年ダミー、家族人数ダミー、年齢ダミーに回帰した結果得られたもの  
 支出に関しては、他の家計メンバーの支出と区別できないデータに限定した。  
 また、所得に関しては、年収50万円未満と2000万円より多いデータはoutlierとして対象から外した。

表4: 共分散構造から得られる恒常ショックと一時ショック分散

	非正規	正規
恒常ショック分散	0.0458	0.0101
消費との共分散	0.0045	0.0052
保険の強度	0.9020	0.4842
一時ショック分散	0.0609	0.0137
消費との共分散	0.0121	-0.0047
保険の強度	0.8007	na

注: 非正規は、六回の調査で一度でも非正規雇用を経験した者

正規は、六回の調査で常に正規雇用であった者

男性の所得に限定。消費は世帯単位。

所得と消費支出は対数を取り、世帯人数ダミー、年齢ダミー、年ダミーに回帰した残差の階差をとったもの

年収50万円未満と2000万円より多いデータはoutlierとして対象から外した。

支出に関しては、他の家計メンバーの支出と区別できず、かつ正の値をとり月額100万円を超えないデータに限定した。

表5: 就業状態の変化が消費に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	対数支出階差	対数支出階差	対数支出階差	対数支出階差
非正規から正規に変化	0.08897*** (0.0277)	0.08954*** (0.0277)	.	.
正規から非正規に変化	.	.	-0.10078** (0.0416)	-0.10116** (0.0415)
定数	0.11125*** (0.0428)	-0.04359 (0.0591)	0.11542*** (0.0428)	0.11393*** (0.0410)
観察数	17,614	17,614	17,614	17,614
世帯数	8,172	8,172	8,172	8,172
家族数ダミー	yes	no	yes	no
年ダミー・年齢ダミー	yea	yes	yes	yes

括弧内は標準誤差

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

変量効果推定

他の家計メンバーの支出と区別できず、かつ正の値をとり月額100万円を超えないデータに限定した。

また、前年からの対数階差の絶対値が2を超えるサンプルも除外した。

表6: 年収変化と就業状態変化

被説明変数	年収変化率	
	(1)	(2)
非正規から正規に変化	0.24833*** (0.02)	
正規から非正規変化		-0.07163** (0.03)
定数	-0.05381 (0.07)	-0.05668 (0.07)
年ダミー、家族人数ダミー、年齢ダミー	Yes	Yes
観察値数	6,585	6,585
ユニット数	3,938	3,938

注: 括弧内は標準誤差。

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

被説明変数は年収の対数階差

年収50万円未満と2000万円より多いデータはoutlierとして対象から外した。

前年からの対数階差の絶対値が2を超えるサンプルも除外した。

表7: 家計支出変化と就業状態・所得・労働時間変化

被説明変数	世帯支出変化率							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
非正規から正規に変化	0.11421** (0.05)	0.12329*** (0.05)			0.12499*** (0.05)		0.13458*** (0.05)	
正規から非正規変化	0.03654 (0.03)		0.04401* (0.03)		0.03857 (0.03)	0.04694* (0.03)		
所得変化率			-0.10873* (0.06)	-0.11188* (0.06)		-0.11278* (0.07)		-0.11671* (0.07)
労働時間変化率					-0.01243 (0.01)	-0.01241 (0.01)	-0.01209 (0.01)	-0.01203 (0.01)
定数	-0.06119 (0.14)	-0.00878 (0.15)	-0.06261 (0.14)	-0.00454 (0.15)	0.07267 (0.10)	0.06896 (0.10)	0.09415 (0.15)	0.09982 (0.15)
年ダミー、家族人数ダミー、年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観察数	6585	6585	6585	6585	6224	6224	6224	6224
ユニット数	3938	3938	3938	3938	3777	3777	3777	3777.00

注: 括弧内は標準誤差。

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

被説明変数は対数支出階差

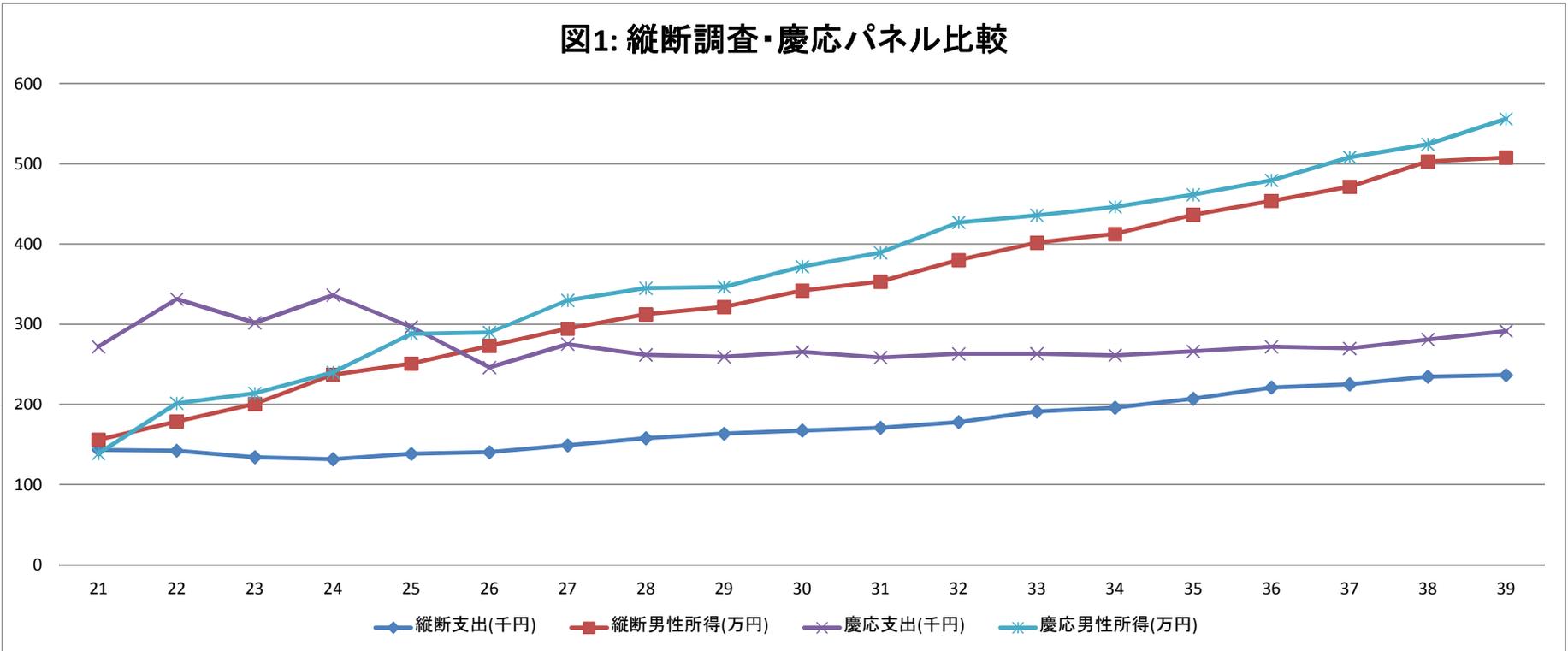
残差は、対数支出・年収を年ダミー、家族人数ダミー、年齢ダミーに回帰した結果得られたもの

支出に関しては、他の家計メンバーの支出と区別できないデータに限定した。

また、所得に関しては、年収50万円未満と2000万円より多いデータはoutlierとして対象から外した。

さらに、所得変化率、支出変化率、労働時間変化率は、いずれも前年からの対数階差の絶対値が2を超えるサンプルを除外した。

図1: 縦断調査・慶応パネル比較



IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2011-J02	酒井 正	雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか	2012年1月
2011-E01	Yuka Uzuki	The Effects of Childhood Poverty on Unemployment in Early Working Life: Evidence from British Work History Data	2011年9月
2011-J01	山本克也	最低保障年金の導入の効果とその課題	2011年8月
2010-J04	高久玲音	人工透析患者の医療サービス利用－北海道X市における検証－	2011年7月
2010-J03	阿部 彩	子どもの健康格差は存在するか：厚労省21世紀出生児パネル調査を使った分析	2011年7月
2010-E01	Tadashi Sakai and Naomi Miyazato	Who values the family-friendly aspects of a job? Evidence from the Japanese labor market	2011年7月
2010-J02	別所俊一郎	医療費助成・通院・健康	2011年4月
2010-J01	柴 香里	生活福祉資金貸付制度の現状と課題－近年の制度改正に着目して－	2011年3月
2009-J03	泉田信行	待機児童の現状とその出生率に与える影響の分析	2010年7月
2009-J02	府川哲夫	成年層の子ども数：労働組合経由の働き方に関する調査をもとに	2010年7月
2009-J01	府川哲夫	総人口及び65歳以上人口の所得状況：国民生活基礎調査を用いて	2010年7月
2009-E01	Kazumasa Oguro, Junichiro Takahata and Manabu Shimasawa	Child Benefit and Fiscal Burden: OLG Model with Endogenous Fertility	2009年7月
2008-J03	高畑純一郎	最適な出生率と育児支援策の理論サーベイ	2009年3月
2008-J02	京極高宣	障害者自立支援法の利用者負担について	2009年2月
2008-E02	Junya Hamaaki	The effects of the 1999 pension reform on household asset accumulation in Japan: A test of the Life-Cycle Hypothesis	2008年12月
2008-J01	酒井正	就業移動と社会保険の非加入行動の関係	2008年10月
2008-E01	Takanobu Kyogoku	Introduction to the theories of social market	2008年7月
2007-J01	坂本和靖	親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響－The Sensitivity Analysis of Hidden Bias－	2008年3月