

若年者の直面する雇用・所得リスクに関する一考察*

—— パネルデータと予備的貯蓄モデルを用いた動学分析 ——

阿 部 修 人

標準的な予備的貯蓄モデルに正規、非正規および失職という雇用形態変化リスクを導入し、近年の日本の若年層が直面する雇用・所得リスクの評価を試みた。『21世紀成年者縦断調査』のマイクロデータを用い、所得・雇用リスクを雇用形態ごとに比較すると、正規雇用者に比べ、非正規雇用者は高い失職確率、低い賃金水準、高い所得分散というリスクを負っている。そのため、正規から非正規に雇用形態が変化すると消費水準が低下する。一方、非正規から正規に転換すると消費水準が増加する。この実証結果を動学モデルを用いて要因分解を行った結果、正規・非正規間の雇用形態変化に関しては、最も重要な要因は平均賃金の差であり、続いて失職確率の差となり、雇用形態を所与とした所得変動リスクの差は大きな効果をもたらさないという結果を得た。

JEL Classification Codes: D91, D12, J31, E21

1. 導入

非正規雇用の増加、特に若年層における正規雇用者率の低下は多くの先進国で重要な社会問題となっている。特に日本では、失われた10年、あるいは20年と呼ばれる、長期にわたる景気停滞と雇用の弾力化を計る法改正により、自分の意思で非正規雇用を選んだわけではない、「不本意な非正規雇用」の存在が指摘されている¹⁾。平成23年度版『労働経済の分析』によると、1990年代後半から2000年前半にかけて、日本経済全体で男性の非正規雇用率が上昇しているが、特に20代半ばから30代前半の世代における非正規雇用率の増加は他の世代よりも急速なものとなっている。日本においては若年男性が非正規雇用という形で、景気後退のコストを他の世代よりも多く負担している可能性があるのである²⁾。

本人の予期せざる形で雇用形態が正規から非正規に変化する場合、その変化が長期に渡るか短期に留まるかは経済厚生にとり極めて重要である。転職の際に、短期間のつなぎの職として、単発のアルバイトを行ない、数ヵ月後に正規雇用に戻る場合と、数年にわたり正規雇用を得ることができず、非正規雇用やアルバイトを続ける場合では、生涯所得は大きく異なってくる。そのため、近年の先行研究では、非正規雇用の長期的効果が重要なテーマとなってきた³⁾。

雇用形態が正規から非正規になる場合、労働時間の柔軟化というメリットがある一方、(1)現在所得の低下、(2)将来所得の低下(賃金カーブのフラット化)⁴⁾、および(3)将来失職する確率の上昇、という三つのデメリットがあると思われる。特に、正規雇用と非正規雇用で賃金カ

ーブの傾き、あるいは一般化人的資本蓄積の経路が異なる場合、正規から非正規への変化は生涯効用に無視できない影響を与える可能性が高い。無論、将来における失業確率の上昇も同様である。標準的な家計動学モデルを用い、日本における雇用リスクの厚生効果を動学的に分析している研究は極めて限られている。若年層における雇用形態の長期効果を分析したKondo(2007)とEsteban-Pretel, *et al.*(2011)や、雇用リスクと社会保障システムを分析した山田(2010)はその例外であるが、いずれも強い仮定をおいたクロスセクション情報に準拠しており、個人レベルの異質性を十分に考慮できないという限界があった⁵⁾。雇用形態の変化がもたらす経済効果の分析のためには大規模なパネルデータが必要である。しかしながら、日本における代表的なパネル調査である家計経済研究所や慶應義塾大学、および大阪大学によるものでは、雇用形態変化を分析するための十分なサンプルサイズを確保できない。例えば、慶應義塾大学のパネル調査を用いた山本(2012)は、個人の非正規等の雇用形態決定要因等を分析しているが、事実上クロスセクションの分析となっており、同一個人の雇用形態の変化情報を用いていない⁶⁾。

本稿は、若年層を対象とした大規模パネル調査である『21世紀成年者縦断調査』の個票データを用い、雇用形態変化の動学分析を試みるものである。その際、近年、日本においても実証分析に使用されつつある、借入に制約のある不確実性下の家計動学モデルを用いる。具体的には、雇用形態の変化が個人の将来所得の水準および変動の両方に与える影響を織り込み、消費がどのように変化するかをモデルおよびデー

表 1. 記述統計
ALL

stats	支出(千円)	支出変化率	所得変化率	所得	家族人数	年齢	支出分割可能	有配偶	正規雇用率	非正規雇用率	有業率
N	50739	29595	35268	53332	65045	65045	62704	56676	48071	48071	65045
mean	392.4319	0.0135296	0.1391434	356.3686	2.808563	31.11647	0.0558178	0.4010163	0.8531131	0.1468869	0.8995003
sd	762.8095	1.237439	0.886326	242.7649	1.638743	5.541736	0.2295714	0.4901086	0.3539968	0.3539968	0.3006674
p50	180	0	0.017242	335	3	31	0	0	1	0	1
min	0	-6.271766	-9.44644	0	0	17	0	0	0	0	0
max	9000	7.824046	7.495542	9190	9	49	1	1	1	1	1

stats	支出(千円)	支出変化率	所得変化率	所得	家族人数	年齢	支出分割不可	正規雇用率	非正規雇用率	有業率
N	27950	17603	17297	26821	33948	33948	32257	24008	24008	33948
mean	413.9508	0.0130282	0.0863912	280.4451	2.472458	28.29257	0.0693803	0.7504998	0.2495002	0.8421115
sd	808.6111	1.43077	0.5848354	193.8707	1.578041	4.477305	0.2541037	0.4327328	0.4327328	0.3646418
p50	130	0	0.0263171	280	2	28	0	1	0	1
min	0	-6.271766	-5.669881	0	0	17	0	0	0	0
max	8908	7.824046	5.940171	9190	9	40	1	1	1	1

注) 男性のみ。

50歳以下、家族構成人数が10人以下のサンプルに限定。

正規雇用：正規の職員・従業員、統計値は有業者に占める正規雇用者の割合。

非正規雇用：アルバイト・パート、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、統計値は有業者に占める非正規雇用者の割合。

(役員・自営業・自家営業手伝い、その他は母集団から除外している。)

ら正規に転換すると消費水準は上昇する、(4) 動学モデルをカリブレートすると、正規・非正規間の雇用形態変化に関しては、最も重要な要因は平均賃金の差であり、続いて失職確率の差となり、雇用形態を所与とした所得変動リスクの差は大きな効果をもたらさない。

次のセクションでは本稿で使用するデータの説明を行い、第三節で動学モデルの説明をする。第四節でカリブレーションの結果を報告し、最終説でまとめる。

2. データ

本稿では厚生労働省による『21世紀成年者縦断調査』の個票データを用いる。本調査は、2001年国民生活基礎調査の調査地区から無作為抽出した1700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3万人強の男女を対象に、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。本稿では2002年から2007年までの6回分の個票データを使用した。

日本における他の代表的な家計パネルデータである家計経済研究所が若年女性1500人を対象としており、大阪大学や慶應義塾大学のパネルデータが全年齢層で7000人程度であるのに比較し、格段に大きなサンプルサイズとなっている。また、母集団が若年層に限定されているため、若年者の就業状況の分析に特に適している。サンプルサイズは雇用形態の変化を分析する際には特に重要である。例えば、失業率が5%とし、そのうちの10%が一年以内に就職すると仮定すると、失業者で雇用形態の変化が記録されるのは全体の0.5%、1000人のうち5人であり、高い精度の統計分析を行うには、1万を超えるサンプルサイズが必要となる⁷⁾。

『縦断調査』の直接の調査対象は若者であるが、調査対象者が有配偶の場合、その配偶者の所得や就業状況の情報が利用可能である。表1の上段は、配偶者情報も含めた男性全体の記述統計であり、下段は独身男性に限定した統計である。有配偶を含める場合、本来の母集団である、2002年で20歳から34歳であった男女に加え、その配偶者もサンプルに含まれるため、年齢の最高値は49歳と高くなっている⁸⁾。有配偶も含めた全体では、有業者に占める非正規

タの両方から分析する。

主要結果は下記のようになっている。日本の若年独身男性層では、(1)正規雇用者に比べて、非正規雇用者は恒常所得ショック、一時所得ショックいずれの分散も大きく、特に一時ショックは5倍以上の高い値となっている、(2)非正規雇用者が翌年無職になる確率は正規雇用者に比べ3倍ほど高い、(3)正規から非正規雇用へに転換すると消費水準は低下し、一方、非正規か

表 2. 雇用形態の変化

year	正規→正規	正規→非正規	正規→無職	非正規→正規	非正規→非正規	非正規→無職	無職→正規	無職→非正規	無職→無職
2003	0.9263824	0.0373085	0.0310896	0.17713	0.639761	0.167008	0.165573	0.237053	0.597374
2004	0.8530067	0.0334076	0.1025469	0.187442	0.608495	0.186341	0.15762	0.177453	0.664927
2005	0.9353519	0.0323241	0.0309198	0.213523	0.660736	0.121699	0.348556	0.173346	0.4780998
2006	0.9413344	0.0348926	0.0226608	0.198932	0.71028	0.086735	0.184168	0.168013	0.647819
2007	0.9839323	0.0156448	0.0004214	0.111283	0.888717	0	0.145238	0.102381	0.752381
Total	0.9263326	0.0311904	0.0393528	0.180472	0.682189	0.128954	0.208737	0.186445	0.604819

注) 正規：正規の職員・従業員。

非正規：アルバイト・パート・労働者派遣事業所の派遣社員・契約社員・嘱託。

(役員・自営業・自家営業手伝い・その他は母集団から除外している。)

男性のみ。

表 3. 雇用推移確率行列

マルコフチェーン			
	正規	非正規	非労働力
正規	0.9292	0.0313	0.0395
非正規	0.1820	0.6880	0.1300
非労働力	0.2087	0.1864	0.6048
定常分布の理論値と実際値			
	正規	非正規	無職
理論値	0.7329	0.1459	0.1212
実際	0.7641	0.1347	0.1012

表 4. 所得の共分散構造

正規			非正規		
	所得変化率	所得変化率(-1)		所得変化率	所得変化率(-1)
所得変化率	0.050452	-0.2602*	所得変化率	0.167342	-0.3191*
所得変化率(-1)	-0.015852	0.073542	所得変化率(-1)	-0.067248	0.26548
独身正規			非正規独身		
	所得変化率	所得変化率(-1)		所得変化率	所得変化率(-1)
所得変化率	0.046493	-0.1722*	所得変化率	0.172418	-0.3221*
所得変化率(-1)	-0.011642	0.098299	所得変化率(-1)	-0.069485	0.269854
25 歳以上 40 歳以下に限定					
正規			非正規		
	所得変化率	所得変化率(-1)		所得変化率	所得変化率(-1)
所得変化率	0.050479	-0.2643*	所得変化率	0.15407	-0.3015*
所得変化率(-1)	-0.015901	0.071732	所得変化率(-1)	-0.058537	0.244616

注) 勤労所得以外の所得も合算。

男性のみ。

各行列の対角成分は分散、右上は相関係数、左下は共分散である。*は5%で有意。

雇用の割合は15%程度であり、他の先行研究よりも低い値となっているが、独身男性に限定すると、25%程度と高い値となっている。所得に関しては、2007年調査から勤労所得のみでなく、他の所得も含めた合算所得のみを質問しており、そのため他の年に関しても合算所得を用いている⁹⁾。

表2は各調査年における、前年からの雇用形態の変化を示している¹⁰⁾。なお、前年正規雇用であったものが、本年も正規雇用である確率は各年で90%を超えている。同様に、非正規および無職においても同一雇用形態であり続ける確率は変化する確率よりも高くなっており、雇用形態には持続性があることがわかる。正規から無職になる確率は年により大きく変動するが、おおむね10%よりも小さい値であるのに対し、

非正規から無職になる確率は、年によっては18%程度になっており、非正規雇用者の雇用形態は正規雇用者よりも不安定であることがわかる。表3上段は表2の通年平均の値から計算した雇用形態の推移確率行列である。この推移確率行列は定常分布を持ち、表3下段にその分布を示している。実際のデータと突き合わせると、推移確率行列から推測される定常分布はデータから観察される分布と大きな相違がないことがわかる。

表4は男性の対数所得階差の共分散構造である。この対角成分から、正規雇用者の所得変化率の分散は非正規雇用者の1/3となっており、正規雇用者の所得が安定していることがわかる¹¹⁾。すなわち、非正規雇用者は、正規雇用者に比べて、より無職になりやすい、という雇用

表 5. 消費変化と雇用形態

被説明変数	消費変化率		
正規・非正規	-0.173*** (-3.64)		
正規・無職	-0.1865*** (-4.32)		
非正規・正規		0.1163* (2.48)	
非正規・無職		-0.2067** (-3.15)	
無職・正規			0.1304* (2.31)
無職・非正規			0.1127 (1.79)
観察数	6631	1699	1251
個人数	3109	1009	870

注) 独身男性のみ(25歳以上, 40歳以下).
年ダミー, 年齢ダミー, 家計構成人数ダミー, 支出
分割可能ダミーを含む.
被説明変数: 対数消費支出階差.
変数効果推計.
カッコ内はt統計量.

リスクと, 所得が変動しやすいという賃金リスクのいずれに関しても大きなリスクに直面していることがわかる.

表5は, 対数消費支出階差を雇用形態変化に回帰した結果である¹²⁾. 表から明らかなように正規から非正規に雇用形態が変化した場合は消費支出が減少し, 逆に非正規から正規に変化した場合は消費支出が増加する. これは, 標準的な恒常所得仮説に従えば, 流動性制約を無視すれば, 雇用変化は予期せざる恒常所得の変動をもたらし, 正規から非正規への転換は経済厚生を低下させる一方, 非正規から正規への転換は厚生を高めることがわかる. なお, 推計の際, 例えば正規雇用を維持した場合のダミー変数を含むスペック(1)の場合, 正規から非正規に転換した者もサンプルに含まれている. 各回帰式には年齢ダミーおよび年ダミーが含まれているが, 推計においてはそれらの係数は全ての個人で同一とみなされている. そのため, もしも正規雇用を維持している者の消費変化率のトレンドが他の者よりも高い場合は, 正規雇用を維持することのダミーの係数として, そのトレンドの違いが現れることになる.

上記の誘導形分析は, 雇用形態の変化が経済厚生の変化をもたらすことを示しているが, その経路は必ずしも明らかではない. 消費の低下は所得を所与とすれば, 貯蓄の上昇を意味する. 将来のリスクを予見する人間は, かなり一般的な状況下で, リスクに備える貯蓄, すなわち予備的貯蓄を行うことが知られている. 正規から非正規への転換は, 将来の失職確率を上昇させること, 賃金水準を低下させること, さらに所得の不安定性が増加すること, 等多くのリスクの増大を意味する. それらのリスクの中で, 上

記の結果の主要因となっているものを知るには, このモデルに個人の意思決定構造をより詳細に見る必要がある. 次節では, 標準的な予備的貯蓄モデルに従い, 雇用形態の変化がどのような経路で, どの程度の消費変化をもたらすのかを考察する.

3. 雇用形態の変化を織り込んだ家計動学モデル

本節では, Carroll(1997)による予備的貯蓄モデルをベースとし, 雇用形態が每期変化する動学モデルを構築する¹³⁾.

個人は T 期間生きる個人 i が, ゼロ期において, 下記の最大化問題に直面していると仮定する. なお, 初期時点で個人はある確率分布に従う資産を予め保有した状況で経済に参入し, 一定期間後に退出すると仮定する. 標準的な予備的貯蓄モデルでは, 個人の最適化は0期(労働市場に参入する時点)において, 下記のように定義される.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^T \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (1)$$

s.t.

$$W_{t+1} = R[W_t + Y_t - C_t], \quad (2)$$

$$Y_t = P_t V_t^E, \quad (3)$$

$$P_t = G_t^E P_{t-1} N_t^E. \quad (4)$$

ここで, Y は現在所得, W は期末資産残高, P は恒常所得, V は一時所得ショック, G は恒常所得の中の非確率的な成長要因, N は恒常所得ショックであり, 金利は R で一定と仮定する. 成長要因 G とショック項 V および N についているスーパースクリプト E は雇用形態を表しており, 引退前は $E = [F(\text{正規雇用}), P(\text{非正規雇用}), U(\text{無職})]$ の三種類の値をとる. t 期首の雇用形態は E_t は, $t-1$ 期の雇用形態に依存するマルコフチェーン,

$$\begin{matrix} & \text{正規}(t) & \text{非正規}(t) & \text{無職}(t) \\ \text{正規}(t-1) & P^{FF} & P^{FP} & 1 - P^{FF} - P^{FP} \\ \text{非正規}(t-1) & P^{PF} & P^{PP} & 1 - P^{PF} - P^{PP} \\ \text{無職}(t-1) & P^{UF} & P^{UP} & 1 - P^{UF} - P^{UP} \end{matrix} \quad (5)$$

に従っているとする¹⁴⁾. ショック項に関しては, 恒常, 一時いずれも雇用形態により分散の異なる, 平均ゼロ(元の正規分布)の i.i.d. 対数正規分布に従うと仮定する. また, Carroll(1997)等の先行研究に従い, 一時ショックと恒常ショックは互いに独立であると仮定する.

t 期首の資産と所得の和, X ,

$$X_t = W_t + Y_t, \quad (6)$$

を手元現金(Cash on Hand), と定義すると,

$$X_{t+1} = R[X_t - C_t] + Y_{t+1}, \quad (7)$$

となる。また、各期において、借入れが不可能であるとする流動性制約、

$$X_t \geq 0, \quad (8)$$

を課す。\$t\$ 期首において、この個人の直面する動的計画法を定義する場合、状態変数は資産 \$W\$ ではなく、手元現金 \$X\$ に依存する形で定式化可能であり、

$$V_t(X_t, P_t, E_t) = \max_{C_t} \left\{ \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta E_t V_{t+1}(X_{t+1}, P_{t+1}, E_{t+1}) \right\}, \quad (9)$$

$$s.t. X_{t+1} = R[X_t - C_t] + Y_{t+1}, X_0: \text{所与} \quad (10)$$

$$X_t \geq 0, \quad (11)$$

となる。

引退年齢を 60 歳で外生とし、引退後は家計所得に不確実性がないと仮定すると、この個人は引退前には二種類の不確実性に直面する。まず第一は雇用形態を所与とした場合の所得(賃金)リスクであり、このショックはさらに恒常所得ショックおよび一時所得ショックに分けることが可能である。第二の不確実性は雇用に関するリスクであり、現在正規雇用であっても、将来職を失う、あるいは非正規雇用になる可能性がある。無論、無職から正規雇用や非正規雇用などの職に変わる可能性も存在する。

(4) 式の両辺の対数をとると、

$$\ln P_t = \ln G_t^F + \ln P_{t-1} + \ln N_t^F, \quad (12)$$

となる。上式から、このモデルにおいて、\$N_t^F\$ の変化は所得水準に永続的な効果をもたらすことがわかるが、標準的な予備的貯蓄モデルと異なり、本稿ではさらに雇用リスクが入っており、かつ、\$G_t^F\$ が雇用形態により異なるため、各個人の恒常所得は、各ショックの大きさが同一であっても、通常の予備的貯蓄モデルよりも大きく変動する。

なお、Low, *et al.* (2010) は生産技術を導入した一般均衡モデルとし、賃金決定も内生としている。また、Estevan-Pretel (2011) は Job Offer を受けるか否かを個人の意思決定の結果と考えるサーチモデルを構築しているが、本稿では雇用形態は外生となっており、これらの論文よりも単純な構造となっている。本稿で一般均衡分析を行わなかった理由の一つは、若年雇用の不安定性に関し、背景に日本独自の雇用慣行があるという仮説がある。太田(2010)等で詳細に議論されているこの仮説によると、日本企業は雇用保護を目的とした法的理由、あるいは文化的理由により、既存労働者の厚生を重視し、新規に雇う者の費用により、既存労働者の職や賃金を維持している可能性がある。これらの要

因を取り込んだ一般均衡モデルを解くことは著しく困難な作業である。一方、正規と非正規の間の厚生比較という点に関しては、本稿で展開される、個人の最適化問題に限定した分析でも、分析は十分に可能である。また、日本的雇用慣行を取り込まない、単純な一般均衡モデルを構築する場合であっても、非正規と正規の間で個人が動くとき、賃金率がどのように決定されるかは、年功賃金や正規と非正規の間の賃金格差の基本的な性質を所与とする場合、そのモデル構造はかなり複雑なものとなる。ここでは、一般均衡分析は将来の課題とし、最も単純な部分均衡分析に限定することにする¹⁵⁾。

ある個人が \$t+1\$ 期に正規雇用から非正規雇用に変わったとしよう。その場合、その個人が正規雇用の間に蓄積した恒常所得 \$P_t\$ が \$t+1\$ 期にどのように持ち越されるかは、雇用リスクが恒常所得に与える影響を評価する際に極めて重要な要素となる。\$P_t\$ が個人が蓄積した一般人的資本であり、業界や雇用形態に依存せずに持ち運び可能であると仮定するなら、雇用形態の変化があっても \$P_t\$ はリセットされずにそのまま \$t+1\$ 期に持ち越されることになる。一方、\$P_t\$ が企業、あるいは業種スペシフィックな生産性を反映しており、雇用形態が変化した場合、次の職場では一切役に立たないと仮定するなら、\$P_{t+1}\$ は各労働者が労働市場に参入した時点、新卒時点の生産性にリセットされることになる。

数学的には、非正規から正規に雇用形態が変化した後でも恒常所得水準に大きな変化がないと仮定する場合、(4) の式からわかるように、所得水準もまた大きく変化しないことになる。(4) 式に現れる \$G_t^F\$ は \$t-1\$ 期から \$t\$ 期にかけての平均所得水準の変化率であり、たとえば、正規雇用者の所得がピークになる 50 代後半では、年齢カーブの曲率が小さい非正規雇用者よりも正規雇用者の \$G_t^F\$ の方が小さい値をとる。このため、雇用形態が正規から非正規に変化したときに、恒常所得水準に対し何かしらのペナルティを与えない限り、非正規雇用者の所得のほうが正規雇用者よりも高くなってしまう可能性が出てきてしまう。

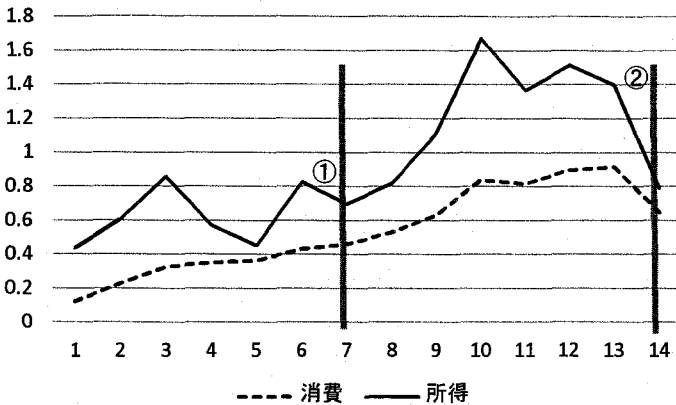
本稿では、正規雇用から非正規雇用に変化する場合は、それまで蓄積した人的資本は完全にはなくならないが、そのうちの一定割合が減少するとする。具体的には、雇用形態が \$J\$ から \$H\$ に変化した場合、

$$\ln P_{t+1} = \ln P_t + \ln G_{t+1}^H + \ln SW_{t+1}^{HH} + \ln N_{t+1}^H, \quad (13)$$

$$SW_t^{HH} = \prod_{s=0}^t G_s^H - \prod_{s=0}^t G_s^J, \quad (14)$$

すなわち、二つの雇用形態の平均的な賃金水準

図1. 非正規・正規転換の例



の差の分だけ恒常所得が低下すると仮定する¹⁶⁾。図1はこのモデルにおける、ある個人の消費・書所得及び雇用形態のシミュレーションの一例である¹⁷⁾。この個人は最初非正規雇用として雇用され、大きな所得変動に直面している。消費は所得に比べればスムーズであり、所得の一部を貯蓄に回している。第7期において、この個人は非正規から正規に転換している。その結果、賃金カーブの傾きが急になり、所得の変動も少なくなる。また、消費の上昇率も高くなっている。しかしながら、第14期において、再び非正規雇用となり、急激な所得の低下が発生し、同時に消費も低下している。もっとも、予備的貯蓄があるため、消費の低下は貯蓄ほどには低下していない。

(9)では、状態変数は手元現金、恒常所得、および雇用形態の三変数であるが、予算制約が対数を取った場合に線形となり、かつ、効用関数がCRRである時に限り、Carroll Trickと呼ばれる手法により状態変数一つ減らすことができる¹⁸⁾。具体的には、雇用形態以外の各変数を恒常所得水準 P_t で序し、

$$c_t = C_t/P_t,$$

$$x_t = X_t/P_t,$$

とすると、消費のオイラー方程式を変形することが可能であり、

$$C_t^{-\tau} \geq E_t[C_{t+1}^{-\tau} R\beta], \quad (15)$$

$$1 \geq E_t[C_t^{-\tau} C_{t+1}^{-\tau} R\beta] \quad (16)$$

$$\geq R\beta E_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\tau} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\tau} \right],$$

$$c_t^{-\tau} \geq R\beta E_t[(c_{t+1})^{-\tau} (G_{t+1}^E N_{t+1}^E)^{-\tau}]. \quad (17)$$

ただし、厳密な不等号は $X_t=0$ のときに成立する。

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= X_{t+1}/P_{t+1} \\ &= R[X_t - C_t]/P_{t+1} + Y_{t+1}/P_{t+1} \quad (18) \\ &= R[x_t - c_t]/(G_{t+1}^E N_{t+1}^E) + V_{t+1}^E, \end{aligned}$$

となる。なお、引退後は

$$x_{t+1} = R[x_t - c_t]/(G_{t+1}^E) + 1, \quad (19)$$

である。この Euler Equation をベースに、Carroll(2006)により提示された Endogenous Grid Methods によりこの問題を解くことにする。予算制約式を用いオイラー方程式を整理すると、下記のようなになる。

$$c_t^{-\tau} = R\beta E_t[c_{t+1}((R[x_t - c_t]/(G_{t+1}^E N_{t+1}^E) + V_{t+1}^E))^{-\tau} (G_{t+1}^E N_{t+1}^E)^{-\tau}]. \quad (20)$$

まず、最終期の T 期では全てのCash on Handが消費に用いら

れるため、 $c_T(x_T) = x_T$ となる。したがって、

$$c_T^{-\tau} = R\beta E_{T-1}[(R[x_{T-1} - c_{T-1}]/(G_T^E N_T^E) + V_T^E)^{-\tau} (G_T^E N_T^E)^{-\tau}] \quad (21)$$

本稿では引退後には不確実性は存在しないと仮定しているが、以下の解法の説明においては、勤労期と仮定して説明する。引退後では、期待値計算の作業がなくなり単純化されるが、その他の解法は同一である。この解法の目的は、雇用形態毎の、各期のPolicy Function, $c_{T-1}(x_{T-1})$ を求めることである。通常のBackward Inductionでは、 x_{T-1} をグリッドに分割し、各グリッドに対し、(21)をみたす c_{T-1} を求める。しかしながら、(21)の右辺と左辺の両方には c_{T-1} が含まれているため、各グリッドに関して、両辺に c_{T-1} が非線形に現れる方程式を解かねばならない。非線形解法に必要な時間を節約するため、Carroll(2006)は、 x_{T-1} ではなく、 $T-1$ 期末の資産水準 $w_{T-1}(=W_{T-1}/P_{T-1})$ に関するグリッドの使用を考案した¹⁹⁾。 $T-1$ 期末の資産は、手許現金のうち、消費されなかった部分であり、

$$W_{T-1} = X_{T-1} - C_{T-1},$$

$$w_{T-1} = x_{T-1} - c,$$

となる。すると、(20)や(21)の右辺に現れる c_t あるいは c_{T-1} を消去し、

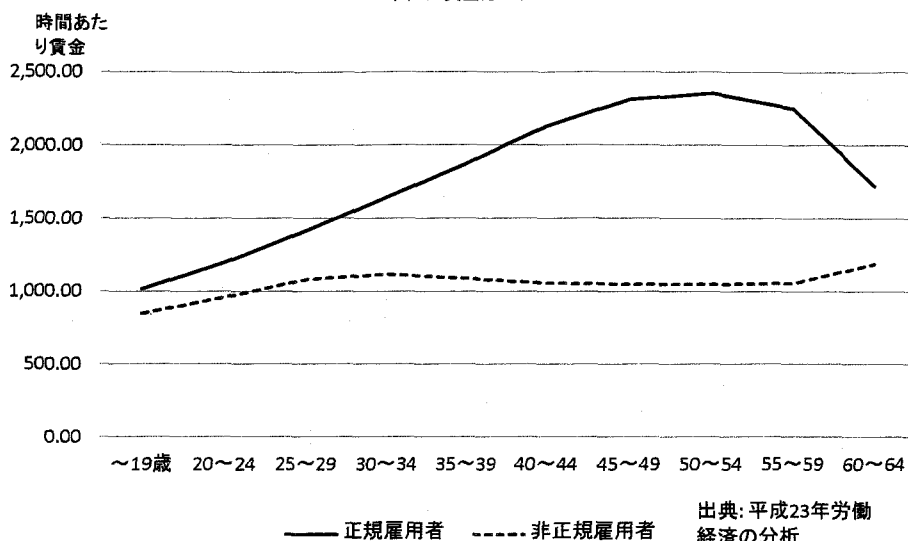
$$c_t^{-\tau} = R\beta E_t[c_{t+1}(R[w_t]/(G_{t+1}^E N_{t+1}^E) + V_{t+1}^E)^{-\tau} (G_{t+1}^E N_{t+1}^E)^{-\tau}],$$

$$c_T^{-\tau} = R\beta E_{T-1}[(R[w_{T-1}]/(G_T^E N_T^E) + V_T^E)^{-\tau} (G_T^E N_T^E)^{-\tau}].$$

と書くことができる。 t 期の問題を解く際には、 $c_{t+1}(x_{t+1})$ は既知であるため、(16)と(21)の右辺を計算する際に、非線形方程式を考える必要はない。(20)の計算方法を具体的に書くと、 t 期における雇用形態が F であるなら、

$$\begin{aligned} c_t^{F-\tau} &= P^{FF} R\beta E_t[c_{t+1}^F(R[w_t]/(G_{t+1}^F N_{t+1}^F) + V_{t+1}^F)^{-\tau} (G_{t+1}^F N_{t+1}^F)^{-\tau}] \\ &\quad + P^{FP} R\beta E_t[c_{t+1}^P(R[w_t]/(G_{t+1}^P N_{t+1}^P) + V_{t+1}^P)^{-\tau} (G_{t+1}^P N_{t+1}^P)^{-\tau}] \end{aligned}$$

図2. 賃金カーブ



$$+ P^{FU} R \beta E_t [c_{t+1}^U (R[w_t] / (G_{t+1}^U (N_{t+1}^U) + V_{t+1}^U)^{-\gamma} (GA_{t+1}^U N_{t+1}^U)^{-\gamma})]$$

となる。上式右辺に出てくる三つの期待値は、それぞれ、雇用形態に応じた二つの所得ショックの分布関数がわかれば様々な積分アルゴリズムで計算可能である。本稿では、各ショックを15点のグリッドで近似し、ガウスの求積法(Quadrature)を用いて計算した²⁰⁾。また、資産グリッドは100点とした。なお、通常のBackward Inductionと異なり、Endogenous GridではPolicy Functionの定義域であるCash on Hands(X)の全体にわたり計算せず、期末資産(W)に関して計算しているため、Policy Functionを計算する際にExtrapolationを用いる必要が出てくる。そのため、本稿では通常の動的計画法で用いられるCubic Splineでなく、線形Splineを用いている²¹⁾。各 w_{T-1} のグリッド w_{T-1}^i に関して c_{T-1}^i を得たなら、次に、

$$x_{T-1}^i = w_{T-1}^i + c_{T-1}^i,$$

を用いて、 $T-1$ 期における各雇用形態に関し、 $c_{T-1}(x_{T-1})$ を計算することができる。この作業を続ければ、最初期まで続けることが可能である。

以上のセッティングを整理すると、本稿で考察する、引退期および雇用形態の変化も含めた動学問題は下記のように定式化される。

$$\begin{aligned} & V_t(X_t, P_t, E_t) \\ &= \max_{C_t} \left\{ \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta E_t V_{t+1}(X_{t+1}, P_{t+1}, E_{t+1}) \right\}, \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} s.t. \quad & X_{t+1} = R[X_t - C_t] + Y_{t+1}, \\ & W_t = X_t - C_t, \end{aligned}$$

$$Y_t = P_t V_t^E,$$

$$P_t = G_t^E P_{t-1} N_t^E$$

$$E = [F, P, U];$$

E_t : 60歳までは一階のマルコフチェーンに従う

$$P_t = G_t^E P_{t-1} N_t^E, Y_t = P_t V_t^E \text{ if } t \leq 60 \text{ and } E_t = E_{t-1}.$$

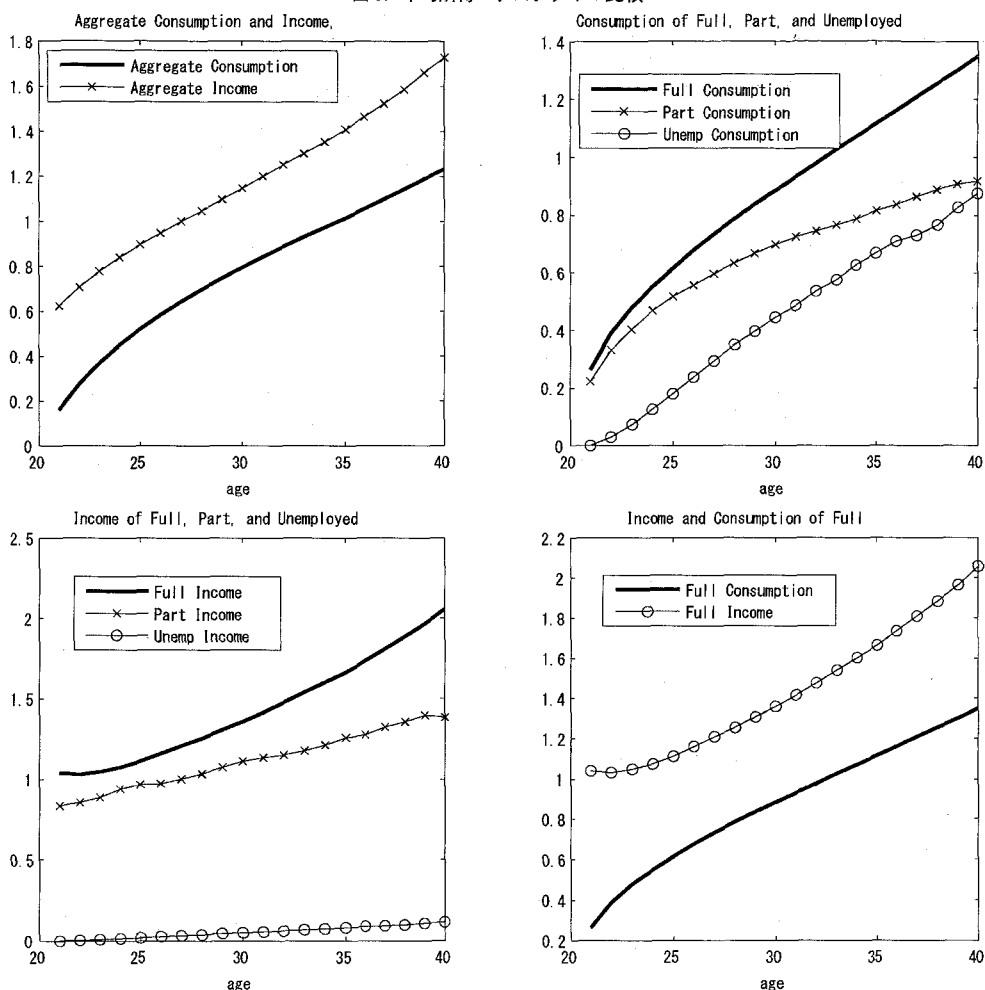
4. カリブレーション

上記のモデルを解くためには、様々なパラメータおよび外生変数の値を特定する必要がある。原則は『21世紀成年者縦断調査』の結果のモーメント情報を用いたカリブレーションを行うが、縦断調査の対象が若年層であるため、生涯所得等のいくつかの系列に関しては他のデータを利用する必要がある。

所得データに関しては、厚生労働省による平成23年版『労働経済の分析』に掲載されている試算を用いた。ここで、厚生労働省は『賃金構造基本統計調査』(2010年)を元に正社員と正職員以外の賃金水準のライフサイクルプロファイルを計算しており、その経路は図1のようにになっている²²⁾。図2では、非正規雇用者の賃金が55歳以降上昇しているが、おそらくこれは定年退職者の再雇用を反映しており、ここで考察する若年層の雇用形態の変化には適当ではない変化と考え、非正規雇用者の賃金水準は50歳以降一定値をとると仮定し、各賃金プロファイルより G_t^F と G_t^P を計算した。なお、定年後には60歳時点の所得の半分が死ぬまで持続するとした。また、無職者の非資産所得はゼロとした²³⁾。

各正規・非正規に関する各所得過程の一時所得ショックと恒常所得ショックの分散に関しては、

図3. 平均所得・プロファイル比較



阿部・稲倉(2007)と同様の手法を用い、表4の2段目にある共分散構造が定常であるという仮定をおいて計算した²⁴⁾。その結果、正規雇用者の恒常所得ショックの分散は0.023、一時ショックの分散は0.012であるのに対し、非正規の場合はそれぞれ0.033、0.069と、特に正規雇用者よりも大きな一時ショックに直面している。雇用形態の推移確率行列は表3のマルコフチェーンをそのまま採用した。金利水準 R は1.02とした。初期資産分布に関しては、若年層の金融資産に関する分布に関する良い指標がないが、若年層の貯蓄はごくわずかであると仮定し、初期資産はほぼゼロとした²⁵⁾。

リスク回避度 γ と時間線効率 β に関しては、予備的貯蓄に関する多くの先行研究やAbe and Yamada(2009)の推計結果に従い、本稿のベースケースとして、 $\gamma=3, \beta=0.9$ を仮定した。このベースケースにおける若年層の、各雇用形態別および全体の平均での所得・消費プロファイ

ルを図3で示している。図3は2万人のシミュレーションの結果の平均値であり、Carroll(1997)やAbe and Yamada(2009)のような標準的な予備的貯蓄モデルとほぼ同様の結果となっている²⁶⁾。

表6は、表5の結果をシミュレーションで再現したものである。なお、表6の最上行の値は表5の再掲である。ベースケースである(1)の結果を見ると、無職関連の結果が大きすぎており、また非正規から正規への転換の際の消費変化もデータよりも小さくなっている。しかし、正規から非正規への転換はデータとほぼ一致している。リスク回避度の値を1や0.5に低下させた(2)や(3)では、正規から非正規への転換で消費の反応がデータよりも過大となる。これは、リスク回避度が低い場合、予備的貯蓄によるバッファが少ないため、消費支出は雇用形態の変化に対し、ベースケースよりも大きく反応してしまうためである。時間選好率を変化させた

表 6. シミュレートされたデータに基づく回帰分析と実際のデータに基づく回帰結果との比較

				正規・非正規	正規・無職	非正規・正規	非正規・無職	無職・正規	無職・非正規
デ ー タ				−0.173** (−3.64)	−0.1865** (−4.32)	0.1163* (2.48)	−0.2067** (−3.15)	0.1304* (2.31)	0.1127 (1.79)
(1)	ベースケース	Gamma=3	Beta=0.9	−0.1567	−0.2184	0.0123	−0.2757	1.3593	1.2347
(2)		Gamma=1	Beta=0.9	−0.4634	−1.3297	0.2826	−0.8228	3.2004	2.7182
(3)		Gamma=0.5	Beta=0.9	−0.4329	−2.7263	0.2323	−1.5465	5.4307	5.0463
(4)		Gamma=3	Beta=0.95	−0.1959	−0.1102	0.0479	−0.1365	1.1373	1.0337
(5)	異平均	異分散	同推移確率	−0.2676	−0.2200	0.1673	−0.1407	1.6260	1.3704
(6)		同分散	同推移確率	−0.2408	−0.3321	0.1641	−0.2626	1.7686	1.5249
(7)		同分散	異推移確率	−0.1261	0.0020	0.0020	−0.3626	1.4149	1.2602
(8)	同平均	異分散	異推移確率	−0.0036	−0.3984	0.0114	−0.4671	1.5676	1.5135
(9)		同分散	異推移確率	0.0080	−0.4517	0.0052	−0.5417	1.6166	1.5664
(10)		異分散	同推移確率	0.0118	−0.4784	0.0016	−0.5611	1.6238	1.5787

注) (5)-(10)はいずれも Gamma=3, Beta=0.9.

データは縦断調査の回帰分析結果.

(1)-(10)のいずれの回帰式でも年齢ダミーに回帰済み.

*は10%, **は5%, ***は1%有意.

(4)は、ベースケースと大きな相違はなく、リスク回避度が本モデルにおいて極めて重要なパラメータであることがわかる。

(5)-(10)は、リスク回避度と時間選好以外のモデル構造を変更させたカウンターファクチュアル実験の結果である²⁷⁾。(8)-(10)の同平均ケースでは、生涯の平均所得プロファイルが正規と非正規で同じであると仮定している。同分散ケースは、恒常および一時ショック分散が正規と非正規で同一、同推移確率ケースは、推移確率行列が正規と非正規で同じであると仮定した場合の結果である²⁸⁾。正規・非正規間の転換に関しては、平均値の違いが非常に大きな影響を与えていることがわかる。次に大きな効果をもつものは推移確率の影響であり、(6)と(7)を比較すると非正規・正規間の係数が大きく異なることがわかる。これは、失職するリスクが非正規のほうが正規よりも遥かに大きいことを反映している。所得分散に関しては明確な違いを生み出していないが、強いて言えば(8)と(9)で正規・非正規間シフトの効果を分散の違いが増加させていることがわかる。これは、正規雇用者にとり、非正規に転換するということは、所得変動が大きくなることよりも、将来の失職確率の上昇、および賃金水準の低下のほうが消費決定において重要な要素となっていると解釈することができる。

5. 結論

本稿は、単純な予備的貯蓄モデルに雇用形態の変化というリスクを導入し、近年の日本のパネルデータに基づく結果の再現とその解釈を試みたものである。正規雇用者に比べ、非正規雇用者は高い失職確率、低い賃金水準、高い所得分散というリスクを負っている。21世紀成年

者縦断調査の若年男性に関する個票データを用い、それらのリスクの定量的な推計を試みた結果、正規雇用者に比べ、非正規雇用者の所得分散は3倍、失職確率も3倍であるという結果を得た。そのため、正規から非正規に雇用形態が変化した場合、消費水準は有意に17%程度低下する一方、非正規から正規に転換すると消費水準は14%程度有意に増加する。この結果を単純な予備的貯蓄モデルに雇用形態を導入した動学モデルを用い解釈すると、正規から非正規に転換する場合は賃金水準の低下の役割が大きく、一方、非正規から正規に転換する場合は失職確率が低下することの効果大きいという結果を得た。

以上の結果は、若年層において、正規から非正規への雇用形態の変化は極めて大きな厚生ロスをもたらすこと、逆に非正規労働者に関しては正規化によりかなりの厚生ゲインを得ることの背景の一部を明らかにしたものである。とはいえ、本稿では失職の扱いに改善の余地があり、社会保障も明示的に扱っていない。また、パラメータに関しては、今回はカリブレーションが中心であり、個票データ情報をフルに活用したとは言い難い。本稿で展開したモデルではまだ個票データの特徴をパラメータの構造推計が可能なほど十分に反映しているとは必ずしも言えず、より現実的なモデル構築が必要となる。これらは今後の課題としたい。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本研究において、中嶋亮氏から多くの建設的なコメントを頂いた。また、神林龍氏、上田貴子氏、大竹文雄氏および一橋大学経済研究所定例研究会出席者からも貴重なコメントを頂いた。さらに、本研究の遂

行に当たり、厚生労働省から個票データの提供を受けた。ここに感謝したい。なお、本研究は科学研究費補助金若手研究(S)(21673001)の研究成果である。

1) 「不本意な非正規雇用」に関しては、例えば山本(2012)を見よ。非正規雇用への社会的関心の高まりを背景に、非正規雇用に関しては近年多くの研究グループが立ち上がり、報告書が公開されている。労働政策研究・研修機構(2011)や鶴・樋口・水町(2012)等はその一例である。

2) なぜ若年層が特に大きな負担を強いられるか、に関してはいくつかの仮説が提示されているが、既存労働者の雇用維持のため、新卒採用を抑制しているという Insider-Outsider 仮説を支持する研究が報告されている。詳しくは太田(2010)を見よ。また、Abe and Shimizutani(2007)は、役員に占める内部出身者比率の高い企業ほど、雇用が過剰なときに、早期退職ではなく新卒採用抑制で対応する確率が高いことを報告している。

3) 日本においては、家計・個人レベルのパネルデータ蓄積の歴史が浅い一方、企業レベルの分析の歴史は長く、正規・非正規雇用に関しても、企業の生産性の視点からの分析には大きな蓄積がある。太田(2010)はこの分野における主要な結果をまとめている。

4) 玄田(2008)は、非正規雇用者も正の傾きをもつ賃金カーブを有することを指摘している。

5) 山田(2010)は本稿とよく似たモデルを用い、雇用リスクがある下での社会保障システムの厚生分析を行っている。本稿との違いは(1)ミクロデータを用いない、カリブレーションのみである点、(2)雇用リスクのみに注目しており、賃金変動のリスクが組み込まれていない点が異なる。

6) この他 Diamond(2010)も慶應義塾大学のパネルデータを用いた分析を行っている。また、経済産業研究所による、「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」は、正社員ではない個人を第一回目調査の母集団とし、その後半年に一度の頻度で追跡するユニークなパネル調査となっている。短期の雇用変動分析に適したデータとなっているが、残念ながら、2009年から2010年の2年間、5度の調査でプロジェクトは終了しており、中期以上の分析には適していない。

7) 『就業構造基本調査』には、前職の情報があるため、雇用の移動を分析することが可能であり、相澤・山田(2008)は常用雇用と非常用雇用間の移動確率を計算している。この調査はサンプルサイズが大きく、精度の高い推計が可能である一方、過去の情報に関しては回顧によるものであり、過去の所得や支出の情報が含まれていない。

8) 元々のサンプルの母集団の最高年齢は、第7回調査時点において40歳である。有配偶を加えることで、サンプルサイズが大幅に増加し、様々な統計量の推計精度が向上するが、日本全体の分布から乖離する可能性が高くなるという欠点がある。

9) 支出に関しては、サーベイ直前にあたる10月における支出額であり、税・社会保険料・貯蓄・借金、住宅ローンの返済、掛け捨て以外の生命保険料は含まないように質問している。

10) 雇用形態の変化を計算する際、正規雇用から無職になる数が少ないため、表2及び表3においては、推計精度を向上させるため有配偶者もサンプルに含めている。

11) 所得の階差の自己相関なので、3期間のデータが必要となる。雇用形態別の推計の際には、3期間全て正規・あるいは非正規の観測値に限定した。そのため、非常に短期に雇用形態が変化する人が含まれていないことに注意する必要がある。

12) 各回帰式には、表には結果が掲載されていないが、年ダミー、年齢ダミー、家計構成人数ダミー、支出分割可能ダミーが含まれている。なお、正規から非正規に変化する場合を分析する場合は、前期に正規雇用であった独身男性のみからなるサンプルで回帰分析を行っている。同様に、非正規あるいは無職からの雇用形態の変化を推計する場合は、前期に非正規あるいは無職であった個人のみを用いた推計となっている。

13) アメリカ経済を対象とした雇用と賃金両方のリスクを織り込んだ動学家計モデルの分析には Low *et al.*(2010)があり、本稿と似た分析をしているが、彼らは労働供給を内生化させ、一般均衡分析をしている点で本稿よりも複雑となっている。一方、雇用リスクに関しては失業と就業の二択になっており、その点では本稿のほうが複雑となっている。

14) 雇用形態がマルコフ過程に従うということは、雇用形態変化の条件付き確率、例えば正規から非正規に転換するハザードレートは、動統期間によらず一定であると仮定することになる。

15) 部分均衡分析の場合の最大の問題は、カウンターファクチュアル実験を行う場合、例えばマルコフチェーンが変化すると仮定した場合、同時に賃金パスも変化するはずであるが、それらを無視せざるを得ないということである。したがって、本稿の後半で展開される様々な実験結果は、一般均衡分析では異なった結果となる可能性がある。

16) 同様の恒常所得のシフトは非正規から正規に転換するケースでも考えられるが、こちらに関しては、恒常所得水準の大幅な上昇は仮定しない。この仮定を置くと、非正規と正規の間を繰り返すことで所得が上昇してってしまうためである。

17) カリブレーションパラメータは、後述のペースケース($\gamma=3, \beta=0.9$)である。

18) 逆に、恒常所得ショックのAR(1)パラメータが1でなく、0.9等の値をとる、持続ショックである場合はCarroll Trickは使えず、持続ショック変数を状態変数に加える必要がある。

19) Endogenous Grid Pointの近年の展開については、Barillas and Fernandez-Villaverde(2007)とHintermaier and Winfried(2010)が参考になる。

20) 本モデルでは、正規から非正規などの雇用形態の変化に応じて、来期の期待限界効用を計算する必要があり、標準的な予備的貯蓄モデルよりも積分の回数が多くなる。15点以上のグリッドも試したが、結果に明確な改善が見られなかったため、15点とした。

21) 線形スプラインの計算は容易であるが、非常に単純な近似方法のため、カーブの再現のためには、Cubic Spline より多くのグリッドが必要になるという

欠点もある。

22) 『労働経済の分析』のライフサイクルプロフィールは下記のように計算されている。

<http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/11/dl/sa-04.pdf>

1) 正規雇用者は一般労働者の正社員・正職員、非正規雇用者は一般労働者の正社員・正職員以外及び短時間労働者の正社員・正職員以外とした。

2) 時間当たり賃金については、一般労働者では所定内給与額を所定内実労働時間数で除したものを、短時間労働者では1時間当たり所定内給与額を用いた。

23) 失業給付や生活保護、親族からの移転支出などがあるため、無職者の賃金収入がゼロであるという仮定は明らかに失職リスクを過剰に評価することになる。しかしながら、生活保護給付の受給には金銭以外の心理的費用があることが想定されるなど、失職の費用には本モデルで考察している以外の重要な要素があることも否定できない。失業給付等のモデル化は今後の課題としたい。

24) $Var(\ln V_t) = -Cov(\Delta y_t, \Delta y_{t-1})$, $Var(\ln N_t) = Var(\Delta y_t) + 2Cov(\Delta y_t, \Delta y_{t-1})$, と求めることが可能である。

25) 当初から失業し、所得がゼロの個人に正の消費を確保させるため、厳密に初期資産をゼロとせず、わずかな値(所得比で1/100)を設定した。

26) 図3の縦軸は、20歳時点での正規雇用者の勤労所得の平均を1に基準化したものである。

27) 先にも指摘したように、本稿で考察されているモデルでは賃金水準や雇用形態の推移確率行列、金利を外生とみなしているため、本来は独立ではない変数を独立とみなしている点で、シミュレーションとしては不完全なものである。しかしながら、雇用形態の不安定性を生み出すような労働市場の構造や賃金決定のモデル化はそれだけで大きなテーマであり、本稿の範囲を超えてまう。そのため、今回は単純なケースに限定した。

28) 全てが同一のケースは非正規と正規の違いが生じないのでここでは掲載していない。また、全てが異なるケースはベースケースと一致する。

参考文献

- 阿部修人・稲倉典子(2007)「家計所得の共分散構造分析」『経済研究』第58巻第1号, pp. 15-30.
- 相澤直貴・山田篤裕(2008)「常用・非常雇用感の移動分析——『就業構造基本調査』に基づく5時点間比較分析——」『三田学会雑誌』10巻第2号, pp. 33-63.
- 玄田有史(2008)「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』第59巻第4号, pp. 340-356.
- 厚生労働白書 平成23年版『労働経済の分析』.
- 太田聰一(2010)『若年者就業の経済学』日本経済評論社.
- 労働政策研究・研修機構(2011)『非正規雇用に関する調査研究報告書——非正規雇用の動向と均衡処遇、正社員転換を中心として——』労働政策研究報告書 No. 132.
- 鶴光太郎・樋口美雄・水町勇一郎編(2012)『非正規雇用改革』日本評論社.
- 山田知明(2010)「雇用リスクと最低保障年金の厚生分析」『季刊社会保障研究』第46巻第1号(2010年6月刊行), pp. 47-57.
- 山本 勲(2012)「非正規労働者の希望と現実——不本意型非正規雇用の実態——」, 鶴・樋口・水町編『非正規雇用改革』日本評論社, pp. 93-120.
- Abe, N. and S. Shimizutani (2007) "Employment Policy and Corporate Governance: An Empirical: Comparison of the Stakeholder versus the Profit-Maximization Model," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 346-368.
- Abe, N. and T. Yamada (2009) "Nonlinear Income Variance Profiles and Consumption Inequality Over the Life Cycle," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 23, No. 2, pp. 344-366.
- Barillas, F. and J. Fernandez-Villaverde (2007) "A Generalization of the Endogenous Grid Method," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31, No. 8, pp. 2698-2712.
- Carroll, C. D. (1997) "Buffer-stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 1-55.
- Carroll, C. D. (2006) "The Method of Endogenous Gridpoints for Solving Dynamic Stochastic Optimization Problems," *Economics Letters*, Vol. 91, No. 1, pp. 312-320.
- Diamond, J. (2010) "Employment Status Persistence in the Japanese Labor Market," mimeo.
- Esteban-Pretel, 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, No. 4, pp. 513-526.
- Hintermaier, T. and K. Winfried (2010) "The Method of Endogenous Gridpoints with Occasionally Binding Constraints among Endogenous Variables," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 34, No. 10, pp. 2074-2088.
- Kondo, A. (2007) "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 21, No. 3, pp. 379-402.
- Low, H., C. Meghir and L. Pistaferri (2010) "Wage Risk and Employment Risk over the Life Cycle," *American Economic Review*, Vol. 100, No. 4 (September 2010), pp. 1432-1467.