



雇用形態の多様化と転職

勇上, 和史

(Citation)

国民経済雑誌, 200(5):51-69

(Issue Date)

2009-11

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81005232>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81005232>



雇用形態の多様化と転職^{*}

勇 上 和 史

拡大する非正規雇用が、正規雇用を望む労働者にとって正規雇用への足掛かりとなるかどうか。本稿では、正規雇用就業を希望する非正規雇用者の転職行動に着目して、この課題の検証を試みた。その結果は次のようにまとめられる。第1に、雇用形態に関する労働者の選好をコントロールしてもなお、女性のフルタイム型非正規を除き、外部労働市場を通じた転職には前職の雇用形態への依存性が存在した。第2に、正規雇用のみを選好する非正規雇用者のなかでは、初職で正社員就職を果たした労働者、および女性のうち正規雇用者と代替的とみられるフルタイム型の非正規雇用者は、正規雇用への移行が可能であることが示唆された。これは同時に、労働者の選好をコントロールしてもなお、学卒後に正規雇用には就けなかった労働者はその後の正規雇用への移行が困難になることを示しており、正規雇用需要の低迷に直面した世代については、今後も非自発的な非正規雇用就業が解消されない恐れがあることを述べた。

キーワード 雇用形態の多様化，転職，状態依存性

1 はじめに

本稿の目的は、外部労働市場を通じた非正規雇用から正規雇用¹⁾への移行状況とその要因を探ることにある。とりわけ、正規雇用での就業を希望する「非自発的」な非正規雇用者の転職行動に着目する。

1980年代以降、日本ではパートタイム労働者を始めとする非正規雇用者がほぼ一貫して増加し、近年では雇用者全体の1/3以上を占めるに至っている。総務省「労働力調査」（特別調査2月調査あるいは詳細集計1-3月期）によると、パートタイム労働者や有期契約労働者、派遣労働者などの非正規雇用者数は、1984年の604万人から2007年の1,726万人まで約3倍に増加し、特に正規雇用者数が減少に転じた1990年代後半以降は、非正規雇用が日本全体の雇用成長を下支えしてきた（厚生労働省、2006）。こうした傾向は他の先進諸国にも共通する。OECD（2003, Ch. 1）によれば、1990年代のパートタイム雇用の伸びは、ベルギーやルクセンブルク、オランダ、イギリス等の9カ国では全体の雇用成長の半分以上に及び、さらにオーストリア、フィンランド、イタリアでは、日本と同様にフルタイム雇用の減少を上回って

全体の雇用成長を下支えしている。2001年時点では、全雇用者に占めるパート及び臨時・日雇い等の一時的雇用者の割合は、アメリカや東欧の一部を除く各国でおよそ20%から40%に上り、雇用における非正規化が進展している²⁾。

こうした非正規労働者の増加に対しては、評価が二分されている。ひとつは、非正規雇用が担う仕事はしばしば低賃金で行き止まりの仕事であり（永瀬，1995；Booth *et al.*, 2002），勤続を重ねることによる生産性及び賃金の上昇も期待できないため、雇用の質の低下を懸念する見解である。一方で、各雇用形態が労働者の自発的な選択による限り、観察される賃金格差は補償賃金差に過ぎず³⁾，非正規雇用の増加は働き方に関する労働者の選択肢が多様化した結果とする見方がある（佐藤，1998）。後に見るように、OECD 諸国の統計によれば、パートタイム労働者のなかで「正規雇用の仕事が見つからない」ことを選択理由に挙げる非自発的パートの比率は最大のギリシャでも30%程度に過ぎず、多くの労働者は自発的にパートタイム労働を選択している。したがって非正規雇用の増加に対する評価は、雇用形態間の円滑な労働移動が可能かどうか、とりわけ正規雇用の就業を希望する非正規労働者が、現在の仕事を足掛かり（stepping stone）として正規雇用に移行できるか否かに依存すると言えよう。

そこで本稿では、正規雇用および非正規雇用への移行を明示的に区別した推計モデルを用いて、日本における外部労働市場を通じた非正規雇用者の正規雇用への移行状況とその要因を検討する。特に、正規雇用への就業を望みながら非正規雇用に従事していた「非自発的な」非正規労働者のその後の転職に注目し、現在進行している雇用形態の多様化について評価を試みる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、雇用形態の移行に関する先行研究を概説し、雇用形態に関する労働者の選好を導入することの意義を指摘したのち、政府統計を用いて非正規雇用における非自発的な就業者の比率とその時系列な変化を概観する。第3節では、正規あるいは非正規への転職を competing risk とする比例ハザードモデルを提示するとともに本稿で使用するデータを説明する。第4節では、推計結果から非自発的な非正規雇用者の正規雇用への移行の決定要因を検証する。第5節では結論と今後の課題を述べる。

2 雇用形態の選択と移行

2.1 先行研究

各国の既存研究では、前職における人的資本の蓄積、あるいは労働市場における労働者の能力に関する情報の非対称性の存在により、非正規雇用での就業が安定的な職への移行可能性を高めるといふ、stepping stone effect の検証が進められており、仮説を支持する実証結果が現れている。イギリスのマイクロデータを用いた Booth *et al.* (2002) は、非正規雇用の

中でも訓練機会の乏しい臨時的・季節的雇用に比べて、有期契約雇用では常用雇用への移行率が高いことを見いだしている。またオーストラリアやイタリアにおいても、失業から常用雇用への移行に比べて、臨時的雇用あるいは有期雇用から常用雇用への移行率が高く、就業経験の蓄積あるいは就業経験そのものが潜在的な雇い主に与えるシグナルにより、非正規就業が安定的な雇用への移行を促進することが示されている (Gaston and Timcke, 1999; Chalmers and Kalb, 2001; Picchio, 2008)。日本においても玄田 (2008) が、非正規就業経験は潜在的な雇い主にとって労働者の潜在能力や定着性向に関するシグナル効果を持つことを指摘している。

しかし、こうした stepping stone effect の推計には雇用形態の選択における内生性問題が疑われる。先に見た臨時的雇用や有期契約労働では仕事満足度が低く、転職意欲が高い点が指摘される一方で、既婚女性を中心としたパートタイム労働者は、配偶者の所得や税制、家事・育児といった家計内生産を所与とした労働供給を行っており、フルタイム労働の選好が低いことが明らかにされている (O'Reilly and Bothfeld, 2002; Buddelmeyer *et al.* 2005)。その結果、パートタイムからフルタイムや常用雇用への移行は主流ではないことが共通して示されている (Blank, 1998; O'Reilly and Bothfeld, 2002; Buddelmeyer *et al.* 2005)。

通常、雇用形態に関する選好は観察困難だが、Farber (1999) は、アメリカの Current Population Survey を用いて「フルタイムの雇用を望みながら仕事が見つからなかったパートタイム労働者」を非自発的パートと定義し、工場閉鎖等による失職者のその後の移行を調べている。その結果、離職直後の失職者では在職者に比べて非正規雇用のシェアが高いものの、時間の経過とともにフルタイム常用雇用比率が上昇することを確認しており、非自発的なパートタイム雇用やその他の一時的雇用は、正規雇用への移行過程であることを明らかにしている。そこで本稿では、労働者の雇用形態の選好を直接的に尋ねたデータを用いて雇用形態選択の自発性をコントロールしたうえで、非自発的な非正規雇用就業者の正規雇用への移行状況を検証する。

さらに、雇用形態の移行を巡る今ひとつの論点として、直前の雇用形態のみならず、最終学校卒業後の初職の経験がその後の雇用形態に及ぼす影響がある (Booth *et al.* 2002; Neumark, 2002)。とりわけ若年者の採用にあたって新卒一括採用を重視する日本では、初職の雇用形態がその後の雇用形態と相関するという状態依存性が指摘されてきた (三谷, 2001; 酒井・樋口, 2005)。この点について Kondo (2007) は、初職入職時の有効求人倍率を初職の雇用形態の操作変数として用いて雇用形態選択の内生性の問題に対処した後にも、初職の雇用形態の状態依存性を確認しており、新卒一括採用という日本の労働市場の慣行や、初職の失敗が潜在的な雇い主にとって負の烙印 (stigma) となりうることをその要因として指摘する。本稿では、正規雇用のみを選好する非自発的な非正規就業者の転職においても、

初職の雇用形態の影響が認められるかどうかを検証する。

2.2 集計データにみる雇用形態の選好と移行

では、非正規雇用者のうち、やむを得ずその雇用形態を選択した非自発的な就業者はどの程度に及ぶだろうか。また、非正規雇用が増加を続ける中で、そのシェアはどのように変化しているのだろうか。

表1は、週労働時間が30時間未満のパートタイム労働者のうち、「フルタイムの職が見つ

表1 パートタイム労働者に占める非自発的パート^a比率の国際比較

単位：%

	1984	1994	2004
Australia	15.6	27.9	28.9
Austria	—	5.6	7.6
Belgium	18.7	22.7	15.9
Canada	27.6	31.6	26.7
Czech Republic	—	15.3	16.3
Denmark	12.7	16.4	13.4
France	—	31.5	24.2
Germany	5.7	7.0	13.8
Greece	14.8	16.9	32.0
Hungary	—	23.4	14.0
Iceland	—	8.8	5.7
Ireland	12.4	19.1	6.6
Italy	10.7	14.1	23.7
Japan ^b	7.7	5.2	19.9
Japan ^c	4.1	11.9	21.6
Luxembourg	5.0	5.7	4.0
Netherlands	11.2	5.2	3.9
New Zealand	12.7	29.5	19.8
Norway	—	16.8	9.0
Poland	—	—	17.2
Portugal	14.3	12.1	20.4
Slovak Republic	—	18.8	24.0
Spain	31.4	18.8	19.6
Sweden	19.0	34.2	25.5
Switzerland	—	5.4	5.2
Turkey	—	1.1	0.1
United Kingdom	8.6	12.0	6.0
OECD(単純)平均	14.3	16.2	15.5

注) 空欄は利用可能なデータがないことを示す。

a) 非自発的パートタイム労働者とは、週30時間未満の労働者のうち、「フルタイムの職が見つからなかった」ためにパートタイムで働いている者。

b) 週35時間未満の就業者のうち、35時間以上の就業を希望する者(84年、94年)および、現職で就業時間の追加を希望する者(04年)。OECD平均には原典と同じくこの数値を用いている。

c) 正社員よりも週の所定労働時間もしくは所定労働日数が短い労働者のうち、「正社員として働ける会社があった」ためにパートタイムで働いている者。数値は、順に88年、94年、03年のもの。

資料出所：OECD(2006), p 42, Figure 2.10, 総務省「労働力調査特別調査」, 同「労働力調査詳細集計」および厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査」。

からなかった」ためにパートタイムで働いている者の比率を各国で比較したものである。ただし、日本の数値は定義が異なる点に留意する必要がある。上段は、OECD（2006）に示されているもので、総務省「労働力調査」による週35時間未満の労働者のうち、35時間以上の就業を希望する者（84年、94年）または現職で就業時間の追加を希望する者（04年）の比率である。下段は、厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査」（89年、94年、03年）から、正規雇用者よりも週の所定労働時間あるいは所定労働日数が短い労働者のうち、「正社員として働ける会社がなかった」ためにパートタイムで働いている者の比率を示している。

まず、パートタイム労働者の就業選択に関する特徴として、各国ともに非自発的パートのシェアはおおむね1/3に満たず、パートタイム労働者のほとんどが自発的に短時間就業を選択している点が挙げられる。2004年の数値をみても、フルタイムの就業を希望しながらやむを得ずパートタイムで働く者の比率は、最も高いギリシャでも32%であり、OECDの単純平均は約16%に過ぎない。しかし一方で、日本（下段）やオーストラリア、ドイツ、イタリアなどでは非自発的パート比率が過去20年間で上昇していることが注目される。日本の定義は、労働時間に関わらず正規雇用の就業を希望していた者の比率であり、特に1990年代後半以降、正規雇用者数が減少に転じるなかで、非自発的なパート雇用者が増加している可能性がある。

表2は、非自発的パート比率の時系列変化をパートタイマーの属性別にみたものである。あわせて他の雇用形態についても非自発的な雇用者の比率を示している。非自発的パート比率をみると、男女ともに35歳未満の若年層で高く（ただし、一貫した上昇傾向は確認できない）、61歳以上の高齢者で低い。また、既婚女性における非自発的パート比率が近年高い。正規雇用への就業の困難化は、近年、パート雇用の主要な担い手である若年層や既婚女性に顕在化していることを示している。この傾向は、他の雇用形態ではより鮮明に現れている。有期の雇用契約で働く契約社員や派遣労働者に占める非自発的な就業者のシェアは、パート労働者に比べて高いだけでなく、90年代半ば以降一貫して上昇を続けている。2003年時点では、その比率は28.5%（契約社員、男性）から45.3%（登録型派遣労働者、男性）に及んでおり、これらの雇用形態が自発的な就業選択に支えられていると言い切れない状況にある。⁴⁾

そこで、雇用形態間の労働移動をみる。表3は、総務省「就業構造基本調査」より、1997年10月から2002年10月までの5年間で転職を経験した者について、前職雇用形態別に現在の就業形態をみたものである。男性では、正規雇用者間の転職が65%に上るのに対して、非正規雇用から正規雇用への移動は40%を下回っている。女性では、そもそも正規雇用者間の転職率は40%程度に過ぎないが、非正規雇用から正規雇用への移行率はさらにその半分程度になる。興味深いのは雇用形態による差であり、男女ともパート・アルバイトから正規雇用へ

表2 性別・雇用形態別^aにみた非自発的雇用者^bの割合：1994-2003

男性			
	1994	1999	2003
契約社員	14.7%	27.9%	28.5%
常用型派遣	13.1	16.6	32.7
登録型派遣	12.3	40.2	45.3
若年者パート	12.2	3.7	27.8
高齢者パート	7.7	9.8	6.2

女性			
	1994	1999	2003
契約社員	19.1%	29.8%	35.5%
常用型派遣	19.1	26.2	39.9
登録型派遣	26	29.7	37
若年者パート	25	15.3	25.2
既婚パート	9.6	7.2	14.9
高齢者パート	8.6	6.5	12.2

注) a) パートタイム労働者は「女性既婚パート」(25～60歳の有配偶女性)、「若年者パート」(未婚で34歳以下)及び「高齢者パート」(61歳以上)に区分。

b) 非自発的雇用者とは、就業形態選択理由に「正社員として働ける会社になかったから」を選択したもの。比率は各就業形態に占める割合(無回答含む)。

資料出所：小倉(2006)，p41，第1-6-2表より作成。原資料は厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査」の特別集計結果。

表3 性別・前職の雇用形態別にみた転職後の雇用(就業)形態

男性				
前 職	計	現 職		
		正規雇用者	非正規雇用者	自営業主・ 家族従業者
正規雇用者	100%	65.1%	24.1%	10.8%
非正規雇用者計	100	37.0	56.2	6.8
パート・アルバイト	100	35.1	59.4	5.5
派遣労働者	100	36.5	59.3	4.3
契約社員・嘱託	100	40.1	48.9	11.0
その他	100	47.8	40.4	11.8

女性				
前 職	計	現 職		
		正規雇用者	非正規雇用者	自営業主・ 家族従業者
正規雇用者	100%	40.8%	52.9%	6.3%
非正規雇用者計	100	19.1	76.5	4.4
パート・アルバイト	100	17.3	78.3	4.5
派遣労働者	100	23.2	74.7	2.1
契約社員・嘱託	100	30.2	64.9	4.9
その他	100	29.9	62.5	7.5

注) 1997年10月～2002年10月の転職経験者。

資料出所：総務省「就業構造基本調査」2002年。

の移行率が低く、派遣労働者や契約社員の正規雇用の移行率が相対的に高い。残念ながら、公表されている集計表からは転職者の年齢や前職の離職理由、就業選択理由が把握できない。しかし、パートタイマーと比べて非自発的就業者比率が高い契約社員や派遣労働者の正規雇用への転職率が高いという事実は、雇用形態間の労働移動を通じた労働力の再配分の可能性を示唆している。

3 推計モデルとデータ

3.1 推計モデル

本稿では、転職経験者のデータを用いて、離職時の様々な属性を一定に保ったうえで、前職雇用形態が正規雇用あるいは非正規雇用への再就職確率に与える影響を検討する。失業状態から再就職に移行する場合に、正規雇用への移行と非正規雇用への移行という2つの competing risk が存在する。そこで、失業期間分析に多用される Cox (1972) の比例ハザードモデルに、2つの異なる状態へのハザードを明示化したモデルを用いる (Lunn and McNeil, 1995)。

いま、離職者 i が失業期間 t_i において、失業状態から非正規雇用または正規雇用に移行する時、この2つのハザード率（移行率）が独立であれば、その移行率は、

$$\lambda(t_i, x_i, \beta', \theta') = \lambda_{01}(t_i) \exp(\beta' x_i) + \lambda_{02}(t_i) \exp(\beta' x_i + \theta' x_i) \quad (1)$$

のように、2つの状態への移行率の和として表現できる。

ただし、 $\lambda_{02}(t_i) \exp(\beta' x_i + \theta' x_i) = \lambda_{01}(t_i) \exp(\beta_0 + \beta' x_i + \theta' x_i)$ であり、時間に依存しない説明変数 x は、非正規雇用への移行率における効果 (β') に対して、正規雇用への移行率に $\exp(\theta')$ の一定率で異なる効果を持つものとする。また、 $x=0$ に対応するベースラインハザードは、2つのタイプの間で $\exp(\beta_0)$ の一定率で異なるものとする。

観測値 i が失業状態から δ_i に移行する時、 δ_i は非正規雇用への移行の場合には0、正規雇用への移行では1をとるとすると、その部分尤度は、

$$\exp(\beta_0 \delta_i + \beta' x_i + \theta' \delta_i x_i) / \sum_{i \in R_i} \exp(\beta_0 \delta + \beta' x + \theta' \delta x) \quad (2)$$

として表される。

したがって、最大化する対数尤度関数は、

$$L = \sum_{j,1} \exp(\beta'_1 x_j) + \sum_{j,2} \exp(\beta'_0 + \beta'_2 x_j) - \sum_j \ln \left\{ \sum_{i \in R_i} [\exp(\beta'_1 x) + \exp(\beta_0 + \beta'_2 x)] \right\} \quad (3)$$

ただし、 $\beta'_2 = \beta'_1 + \theta'$

となり、(3)式を最大化する β_0, β_1, θ (および β_2) を求める。

ここでは、説明変数 x に含まれる他の労働者属性を一定としたとき、前職の雇用形態に

よって、特に β_2 の値に違いがあるかどうかを検証することが分析の主眼となる。

ただし本稿で用いる転職者データは、現在正規または非正規雇用者として働いている者に限られている。したがって求職活動（厳密な失業）期間ではなく、前職離職から再就職までの期間を用いることで、非労働力化や長期失業を経た再就職を分析対象に含めることとする。⁵⁾

3.2 データ

以下では、(株)リクルートワークス研究所が2002年8月から10月にかけて実施した「ワーキングパーソン調査2002」の個票データを調査実施者の許可を得て利用する。調査対象は、首都圏（首都50km圏内）、関西圏（大阪30km圏内）、東海圏（名古屋30km圏内）に居住する18～59歳の雇用者であり、回収数は首都圏13,085名、関西圏2,010名、東海圏2,010名となっている。この調査を使用する利点は、調査規模が大きく転職経験者が多く含まれること、またサンプルウェイトを用いて母集団を復元できる点にある。17,105名の全サンプルのうち、まず、前職の雇用形態が「その他」の者を除く転職経験者を考察の対象とする。

この調査では、前の会社を退職してから現在の勤務先の内定を得るまでの期間を週単位まで細かく尋ねているので、これを失業期間（週）として用いる。以下、失業状態から正規雇用または非正規雇用への移行率に影響を及ぼすと考えられる説明変数について説明する。

本稿の問題関心は、正規雇用への就業を望みながらやむを得ず非正規雇用を選択した労働者が、外部労働市場を通じてどの程度正規雇用に移行しているかを検討することにある。したがって、前職がパート・アルバイトや契約社員、派遣労働者であった者について、その就業選択の自発性／非自発性を定義する必要がある。ここでは、前職が非正規雇用者であった者のうち、現在希望する就業形態（複数回答）が正社員のみ⁶⁾の者は、現職の雇用形態にかかわらず前職は「非自発的な非正規雇用者」と定義する。他方、希望する雇用形態として非正社員のみ、または非正社員と正社員の両方を挙げる者は、前職も「自発的な非正規雇用者」と定義する。

分類方法とサンプルサイズは付図に示した通りである（前職正社員は全て「正社員」とする）。この定義に従うと、前職非正規に占める非自発的就業者比率は復元値で44.3%となり、「就業形態の多様化に関する実態調査」による03年時点の非正規雇用計の数値（25.8%）の2倍近くに及ぶ。ただし、現職も非正規雇用の者については、前職の非自発的就業率は38.6%とやや低下する。本調査の数値は、現職に正規雇用者の多い転職者サンプルに基づいたものであり、また個人間で異なる時点の非正規雇用経験を対象としているため、政府統計とは異なる水準を示しているとみられる。

他の説明変数のうち、各労働者の離職時点の人的資本を代理する変数には、一般的技能を

代理する学歴、年齢、資格保有の有無、および産業や職種、企業特殊的技能を代理する前職企業における勤続年数、前職の産業と職種、企業規模を用いる。また、好況期ほどマッチングの良好な職に遭遇しやすいため（太田，1999）、離職月の有効求人倍率を導入する。さらに、近年、経済全体における非正規雇用と正規雇用の伸びが大きく異なることを考慮し、1992年以降の離職ダミー⁷⁾を用いて構造変化を探る。

非正規雇用から正規雇用への労働移動を検証するにあたって、正規雇用者間の労働移動との単純な比較は、いくつかの問題を孕む。非自発的な就業者は本来的に離職性向が高いと考えられるのに対して、正規雇用者において、転職成功の見込みが高い者のみが離職するという離職決定における自己選択（self-selection）が存在すれば、両者の観察されない能力差が転職の成否に影響を及ぼす。

そこで、次の2つのサブサンプルを用いることでこの問題に対処したい。一つは、前職離職理由が「会社倒産、人員整理・解雇」である、狭義の会社都合離職者にサンプルを限定し、前職の正規雇用者を比較グループとして非正規雇用者の移行状況を検討する。⁸⁾外生的な離職を経験したサンプルについて、観察される属性を一定とした場合に、転職後の移行状況に前職の雇用形態による差がみられるかどうかを調べることが主眼となる。

次に、非自発的非正規雇用者に限ったサンプルを用いて、正規雇用への移行率を高める要因を検討する。ただし離職動機は多岐に及ぶため、離職理由を会社都合、結婚・出産・介護等の自己都合、そしてその他の自己都合の3種に分けて説明変数に導入する。さらに前節でみたように、雇用形態選択の内生性を除去しても、初職の雇用形態と現在の雇用形態には状態依存性が確認されており（Neumark, 2002; Kondo, 2007）、正規雇用経験した者については、非正規雇用を足掛かりとした正規雇用への移行が明らかにされている（Farber, 1999; Booth *et al.*, 2002）。したがって、過去の正規雇用経験を示す変数として初職正規雇用ダミーを含めるとともに、初職後の転職履歴の影響を考慮するために転職回数を用いる。

2種の推計に用いるサンプルの記述統計量は付表に示す通りである。なお、失業期間（週）について、特に女性のサンプルに長期にわたる無業者が含まれるため、推計には4年（192週）未満のサンプルを用いた。表からその平均値をみると、いずれのサンプルでも男性より女性の失業期間が長い。また、会社都合離職者に限ったサンプルについて、前職非正規雇用者に占める非自発的就業者は、男性で63.6%（復元値）、女性で27.6%（同）であり、男性の非自発的非正規雇用比率が高い。雇用形態別の非自発的就業率は、男性では契約・派遣労働者（74.1%）がパートタイム労働者（54.9%）より高いが、女性では契約・派遣社員（24.2%）とパートタイム労働者（28.1%）の間で目立った差はみられない。⁹⁾

次節では、会社都合離職者のサンプルを用いた推計では前職正規雇用者をベンチマークとして雇用形態別の移行状況を検討する。また、非自発的非正規に限った推計では、前職パー

トタイム労働者をベンチマークとして、非正規雇用者間の差を検証する。

4 推 計 結 果

4.1 正規雇用者との比較

会社都合離職者に限定したサンプルを用いた推計結果は、表4に示す通りである。¹⁰⁾ここで、それぞれの説明変数の係数は、非正規雇用へのハザード率（移行率）に対する効果（前節（3）式の β_1 ）を表しており、正規雇用への移行率に特有の効果（ β_2 ）は、その係数に、さらに説明変数と正規雇用への移行との交差項の係数（ θ ）を加えたもの（ $\beta_2 = \beta_1 + \theta$ ）になる。

初めに、前職の雇用形態を非自発的非正規と自発的非正規、正規雇用の3種に分けた推計結果を示している。まず、各雇用形態に共通して正規雇用への移行率を高める要因をみると、男女とも離職年齢の係数が1次項で正、2次項で負であり、男性では30歳代前半、女性では40歳までは加齢とともに正規雇用への移行率が高まるものの、その後は低下することを表している。¹¹⁾非正規雇用への移行率については年齢の2次項が正、もしくは有意でないことから、中高年期において正規雇用への再就職が困難であることが示唆される。正規雇用への移行率

表4 正社員または非正社員へのハザード率に関する推計結果：倒産・廃業・解雇による離職者

	男性		女性	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
正社員への移行	-.558	1.839	-7.721	3.809 *
非自発的非正社員	1.484	.320 **	.838	.431 †
非自発的非正社員×正社員への移行	-1.804	.414 **	-1.690	.600 **
自発的非正社員	1.637	.265 **	.980	.410 *
自発的非正社員×正社員への移行	-2.578	.478 **	-2.077	.531 **
離職年齢	-.110	.082	-.194	.090 *
離職年齢×正社員への移行	.190	.097 *	.439	.158 **
離職年齢2乗	.001	.001	.003	.001 *
離職年齢2乗×正社員への移行	-.003	.001 *	-.006	.002 **
前職勤続年数	.005	.026	.034	.035
前職勤続年数×正社員への移行	.003	.028	-.109	.069
資格保有	-1.436	.705 *	.133	.368
資格保有×正社員への移行	1.582	.739 *	.820	.491 †
離職時有効求人倍率	.009	.560	-2.455	1.092 *
離職時有効求人倍率×正社員への移行	.429	.612	2.505	1.604
1992年以降の離職	1.035	.501 *	-1.883	.611 **
1992年以降の離職×正社員への移行	-1.127	.539 *	1.363	1.017
Number of observations (persons)	1,250 (625)		382 (191)	
Log-likelihood	-3673.715		-892.369	
χ^2	399.10**		364.33**	

注) 数値はサンプルウェイトを用いた推定係数およびロバスト標準誤差。前職雇用形態のリファレンスグループは前職正社員。他に、学歴、前職企業規模、前職職種および前職産業をコントロール変数に用いている。男性の推定式では等比ハザードの仮定が棄却されたため、前職勤続年数と資格保有ダミーについて、男性サンプルの中央値である失業期間4週間以上を示すダミー変数との交差項を追加的に用いている。**, *, †はそれぞれ、1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

表5 前職雇用形態がハザード率に与える効果：倒産・廃業・解雇による離職者

	男性		女性	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
正社員への移行	-.568	1.877	-7.599	3.608 *
非自発的契約・派遣社員	1.643	.418 **	1.557	.576 **
非自発的契約・派遣社員×正社員への移行	-2.069	.499 **	-1.111	1.022
非自発的パート	1.311	.328 **	.787	.447 †
非自発的パート×正社員への移行	-1.525	.532 **	-1.826	.644 **
自発的契約・派遣社員	1.531	.375 **	.481	.478
自発的契約・派遣社員×正社員への移行	-1.794	.636 **	-1.381	.768 †
自発的パート	1.685	.320 **	1.032	.423 *
自発的パート×正社員への移行	-3.022	.624 **	-2.187	.588 **
Number of observations (persons)	1,250 (625)		382 (191)	
Log-likelihood	-3672.211		-890.204	
χ^2	404.36**		380.69**	

注) 数値はサンプルウェイトを用いた推定係数およびロバスト標準誤差。前職雇用形態のリファレンスグループは前職正社員。他の説明変数および男性の推定式に時間との交差項が含まれる点は表4に同じ。**, *, †はそれぞれ, 1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

を高めるその他の要因には、男女とも資格の保有が挙げられる。また、「バブル経済」崩壊後、失業率が上昇に転じた1992年以降の離職者については、男女とも正規雇用への移行率がそれ以前に比べて低く（ β_2 の値は男性-0.092、女性-1.883）、景気循環とは別の構造変化が生じていることが示唆される。

前職の雇用形態に関する結果は、とくに女性について、非正規雇用者の正規雇用への移行の困難さを物語っている。前職正規雇用者と比べた正規雇用へのハザード比（ $\exp(\beta_2)$ ）は、非自発的非正規の男性は0.726、女性は0.427であり、自発的非正規雇用の男性は0.390、女性は0.334である。したがって、非正規から正規への雇用形態の転換は、男性では正規雇用のみを望むか否かによって差があるものの、女性では、正規雇用の選好の有無にかかわらず前職の雇用形態への依存性が確認される。

表5は、前職非正規雇用者を契約・派遣社員とパート労働者に二分して、その移行率をみたものである。雇用形態に共通する他の説明変数の効果は表4に準じており、結果の表示を省略している。推計結果より、前職正規雇用者と比べた非自発的非正規雇用者の正規雇用へのハザード比は、移行女性の契約・派遣社員のみ1を超えており、女性の前職正規雇用者より正規移行率が高い。日本では労働市場の需給環境の悪化が、男性に比べて女性の正規雇用就業確率に顕著な影響を及ぼすことから（黒澤・玄田，2001）、契約社員や派遣労働者といったフルタイム型の非正規雇用者に、正規雇用者との能力差が小さいにも関わらず正規雇用の職が得られなかった者が多く含まれている可能性がある。他方、女性の正規雇用者については、大企業を中心に定型的業務を担当する一般職コースが導入されているため、こうした雇用管理制度の存在によって、女性のフルタイム型非正規労働者と一般職の正規雇用者が代

替的な労働力であることを示唆するものとも考えられる。残念ながら、ワーキングパーソン調査では、労働者の生産性を代理する賃金に関する回答率が低く、また、より詳細な雇用形態区分を含めた職務内容をコントロールできないため、ここでは、女性のフルタイム型非正規雇用者については不本意就業が解消される可能性があることを指摘するにとどめたい。なお男性については、前職正規雇用者と比べた自発的パートの正規雇用へのハザード比のみ極端に低く（0.263）、その他の雇用形態や正規雇用希望者の正規雇用へのハザード比は、0.65から約0.8であり差が小さい。雇用形態や嗜好に関わらず、雇用形態の転換には前職の雇用形態の依存性があると解釈される。

このように、雇用形態に関する労働者の選好をコントロールすると、女性のフルタイム型非正規を除き、非正規から正規への雇用形態の転換には依然として前職の雇用形態への依存性が存在することが明らかとなった。

4.2 非正規から正規への移行の規定要因

正規雇用のみを 선호する非正規雇用者にサンプルを限定して、正規雇用への移行要因を推計した結果は、表6に示す通りである。前職雇用形態に共通して正規雇用への移行率を高める要因をみると、年齢や資格の保有、離職時の労働需給状況は男性にのみ有意な影響がみられる。近年の離職については、先に会社都合離職者全体では正規雇用への移行率が低下していることが示されたが、非自発的な非正規雇用者に限った場合には、男女とも92年以降の離職者の方がそれ以前に比べて正規雇用移行率が高い。興味深いのは過去の正規雇用経験の効果である。2列目および4列目に示した推計結果から、正規雇用への移行について、初職非正規雇用と比べた正規雇用者のハザード比（ $\exp(\beta_2)$ ）を計算すると、男性は1.481、女性は2.307であり、初職の正規雇用経験は有意に正規移行率を高めている。別途、転職3回以上のサンプルに限った推計を行った結果でも、初職の正規雇用経験者ほど正規雇用への移行率が高い。したがって、正規雇用のみを望む非正規雇用者のなかでも、初職で正社員就職を果たした労働者については、非正規を足掛かりとした正規への途が開かれていることを示している。しかしこの結果は同時に、正規雇用を望みながらも学卒後に正社員に就職できなかった者ほど、その後の転職において正規雇用への移行が困難化することを意味する。これは、1990年代末以降、正規雇用需要の低下に直面した若年層において、不本意な非正規雇用就業が増加しているという観察される事実を裏付けるものと言える。¹³⁾

なお、パートタイム労働者をリファレンスとした正規雇用移行率は、やはり女性の契約・派遣労働者のハザード比（ β_2 ）が正で有意である。したがって、女性のフルタイム型非正規雇用者については、パートタイム労働者に比べて不本意就業が解消される可能性が高いことが示されている。

表6 非自発的非正規雇用者のハザード率に関する推定結果

	男性				女性			
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
正社員への移行	-5.499	1.417 **	-5.578	1.465 **	-.396	1.798	.325	1.662
契約・派遣社員	.174	.154	.190	.159	-.302	.163 †	-.415	.173 *
契約・派遣社員×正社員への移行	-.133	.240	-.126	.247	.944	.293 **	1.168	.291 **
離職年齢	-.018	.050	-.013	.052	.021	.046	.070	.046
離職年齢×正社員への移行	.334	.079 **	.304	.082 **	-.021	.091	-.120	.090
離職年齢2乗	.004	.001	.0003	.001	-.0002	.001	-.001	.001
離職年齢2乗×正社員への移行	-.005	.001 **	-.005	.001 **	.0004	.001	.001	.001
前職勤続年数	-.029	.028	-.030	.031	-.024	.031	-.031	.033
前職勤続年数×正社員への移行	.014	.042	.035	.045	.0004	.060	.020	.058
資格保有	-.694	.296 *	-.667	.292 *	.160	.180	.218	.168
資格保有×正社員への移行	1.065	.358 **	1.028	.358 **	.421	.336	.251	.322
離職時有効求人倍率	-1.642	.724 *	-1.794	.742 *	-.421	.462	-.446	.446
離職時有効求人倍率×正社員への移行	2.270	.918 *	2.478	.912 **	.711	.951	.847	.922
1992年以降の離職	1.455	.428 **	1.267	.420 **	.525	.239 *	.445	.232 †
1992年以降の離職×正社員への移行	-1.405	.473 **	-1.142	.477 *	-.555	.537	-.440	.490
初職正社員			-.448	.143 **			-.559	.138 **
初職正社員×正社員への移行			.841	.223 **			1.395	.301 **
転職3回以上			.488	.136 **			.039	.134
転職3回以上×正社員への移行			-.265	.231			.128	.265
Number of observations (persons)	916 (458)		916 (458)		926 (463)		926 (463)	
Log-likelihood	-2659.264		-2645.017		-2697.981		-2684.253	
χ^2	118.96**		193.73**		148.40**		176.88**	

注) 数値はサンプルウェイトを用いた推定係数およびロバスト標準誤差。雇用形態のリファレンスグループは、前職非自発的パートである。全ての推定式は等比ハザードの仮定を満たす。他の説明変数は、表5で用いた変数に離職理由を示すダミー変数を加えている。**, *, †はそれぞれ、1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

5 結 語

拡大する非正規雇用が、正規雇用を望む労働者にとって正規雇用への足掛かりとなるかどうか。本稿では、正規雇用就業を希望する非正規雇用者の転職行動に着目して、この課題の検証を試みた。その結果は主に以下の3点にまとめられる。

第1に、外生的な会社都合離職者に限定して、前職の雇用形態が転職後の雇用形態に与える影響を検討した。その結果、雇用形態に関する労働者の選好をコントロールすると、女性のフルタイム型非正規を除き、非正規からの転職には依然として前職の雇用形態への依存性が存在することが明らかとなった。

第2に、正規雇用のみを選好する非正規雇用者のなかでも、初職で正社員就職を果たした労働者については、非正規雇用を足掛かりとした正規雇用への途が開かれていることが示された。また女性では、正規雇用就業を望む契約・派遣社員の正規雇用への移行率が、前職正規雇用者の正規移行率を上回っており、正規雇用者と代替的とみられるフルタイム型の非正

規雇用者については、正規雇用への移行が可能であることが示唆された。こうした一部の労働者にみられる不本意就業の解消の可能性は、非正規雇用の拡大を労働者の選択肢の多様化とする楽観的な見解を支持する。

しかしこの結果は同時に、正規雇用就業のみを希望する者の中でも、学卒後に正社員に就けなかった労働者は、その後の正規雇用への移行が困難になることが示している。これは、若年層について、学卒時点の雇用形態の状態依存性を確認した Kondo (2007) の知見に一致する。1990年代末以降、若年の非正規雇用者のなかで非自発的就業者の比率が上昇しており、正規雇用需要の低迷に直面した世代については、今後も非自発的な非正規雇用就業が解消されない恐れがある。

今後に残された研究課題として、非正規の正規化における内部労働市場と外部労働市場の効率性の比較がある。本稿で用いたデータを含めて日本の先行研究に用いられてきた統計調査の多くは、雇用形態の変更を所属企業の変更を伴う「転職」によってのみ把握している。しかし、イギリスにおける家計パネル調査を用いた Booth *et al.* (2002) によると、臨時的雇用や有期契約労働から常用雇用への移行の70%は、同一企業内で生じているとする驚くべき結果がある。これは、多くの企業が非正規雇用を正規採用のための試用 (probation device) として位置づけており、非正規雇用者の働きぶりを観察した後に正規雇用へと登用することを示している。外部労働市場における転職に限った本稿の推計結果でも、非自発的非正規の正規雇用への移行率を高める要因の一つに「資格の保有」が確認されており、雇用形態の転換には、応募者の能力が求人企業に明示される必要があることを示唆している。

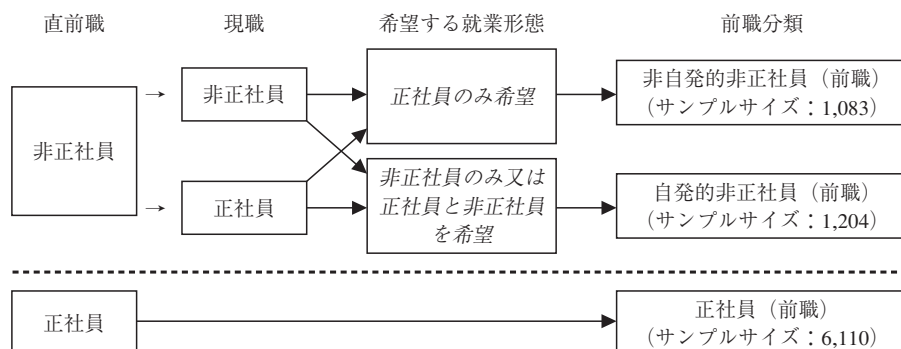
日本の内部労働市場における非正規雇用者の登用については、労働政策研究・研修機構 (2007) で示される事例のように、正規雇用の補充の必要性が生じた場合には自社で育成した非正規雇用者から登用し、また登用制度を正規雇用への定期的な「入社・入職経路」として位置付けようとする企業も既に現れている。さらに2008年4月には、短時間労働者の正規雇用登用について企業の具体的な取組を義務づける、いわゆる改正パートタイム労働法が施行され、政策的にも内部労働市場を通じた雇用形態の転換が図られている。日本において、内部労働市場を通じた雇用形態の変更がどの程度生じているかは未だ明らかにされておらず、今後は、内部および外部労働市場の効率性の比較を含めて検証することが望まれる。

付表 記述統計量

	(1)会社都合離職				(2)非自発的非正規			
	男性		女性		男性		女性	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
現職正規雇用*	0.784	0.412	0.397	0.489	0.507	0.500	0.369	0.482
失業期間（単位：週）	11.633	17.658	16.666	26.537	8.463	17.522	15.120	32.105
失業期間（現職正規）	10.296	16.871	22.941	31.073	9.189	19.318	11.828	27.157
失業期間（現職非正規）	16.485	19.503	12.526	22.108	7.717	15.425	17.043	34.527
前職正規雇用*	0.881	0.323	0.439	0.496				
前職非自発的非正規雇用*	0.075	0.264	0.155	0.361				
前職自発的非正規雇用*	0.043	0.203	0.406	0.491				
前職非自発的契約・派遣社員*	0.040	0.195	0.017	0.128	0.360	0.480	0.244	0.429
前職非自発的パート*	0.036	0.186	0.138	0.345	0.640	0.480	0.756	0.429
前職自発的契約・派遣社員*	0.014	0.117	0.053	0.223				
前職自発的パート*	0.029	0.169	0.354	0.478				
離職年齢	37.156	10.052	40.067	10.466	27.751	8.644	36.084	10.312
離職年齢 2 乗	1481.576	763.850	1714.923	811.211	844.842	581.329	1408.385	741.030
前職勤続年数	9.156	8.415	5.516	5.144	2.389	2.935	3.071	3.301
資格保有*	0.183	0.387	0.139	0.345	0.145	0.352	0.231	0.421
離職月の有効求人倍率	0.666	0.232	0.632	0.180	0.619	0.181	0.631	0.182
1992年以降の離職*	0.774	0.418	0.890	0.313	0.877	0.328	0.914	0.280
学歴（中学）*	0.154	0.361	0.206	0.405	0.110	0.313	0.071	0.257
学歴（高校）*	0.439	0.496	0.489	0.500	0.515	0.500	0.494	0.500
学歴（専修・短大・高専）*	0.150	0.357	0.248	0.432	0.215	0.410	0.311	0.463
学歴（大学・大学院）*	0.257	0.437	0.057	0.231	0.160	0.366	0.123	0.329
企業規模（-99）*	0.678	0.467	0.750	0.433	0.662	0.473	0.640	0.480
企業規模（100-999）*	0.230	0.421	0.147	0.354	0.205	0.404	0.218	0.413
企業規模（1000-）*	0.090	0.286	0.057	0.231	0.119	0.324	0.123	0.328
企業規模（公務）*	0.003	0.053	0.046	0.209	0.014	0.118	0.019	0.136
職種（専門・技術）*	0.195	0.396	0.104	0.305	0.152	0.359	0.152	0.359
職種（管理）*	0.114	0.318	0.004	0.066	0.011	0.105	0.011	0.104
職種（事務・営業・販売）*	0.216	0.411	0.443	0.497	0.150	0.357	0.324	0.468
職種（サービス）*	0.121	0.326	0.204	0.403	0.310	0.462	0.344	0.475
職種（運輸・通信）*	0.082	0.274	0.010	0.099	0.089	0.285	0.011	0.103
職種（生産工程・労務）*	0.239	0.426	0.189	0.392	0.227	0.419	0.090	0.286
職種（その他）*	0.033	0.180	0.046	0.209	0.061	0.239	0.069	0.254
産業（建設）*	0.128	0.334	0.036	0.186	0.088	0.283	0.010	0.101
産業（製造）*	0.278	0.448	0.211	0.408	0.169	0.375	0.108	0.310
産業（運輸・通信）*	0.119	0.324	0.020	0.142	0.107	0.309	0.034	0.182
産業（卸売・小売、飲食店）*	0.225	0.417	0.380	0.485	0.269	0.443	0.358	0.479
産業（金融・保険、不動産）*	0.045	0.206	0.047	0.212	0.019	0.135	0.050	0.218
産業（サービス）*	0.155	0.362	0.191	0.393	0.245	0.430	0.318	0.466
産業（公務）*	0.003	0.053	0.046	0.209	0.014	0.118	0.019	0.136
産業（その他）*	0.048	0.213	0.068	0.252	0.090	0.286	0.103	0.304
離職理由（倒産、解雇、期間満了等）*					0.139	0.346	0.108	0.310
離職理由（結婚・出産・介護・進学等）*					0.078	0.268	0.313	0.464
離職理由（その他の自己都合）*					0.783	0.412	0.579	0.494
初職正社員経験*					0.503	0.500	0.752	0.432
転職 3 回以上*					0.417	0.493	0.392	0.488
サンプルサイズ	625		191		458		463	

注）数値はサンプルウェイトを用いた復元値。* はダミー変数を示す。

付図 サンプルの構造



注) サンプルサイズは、本調査の転職者サンプル全体を用いて定義した場合であり、実際に推計に用いたサンプルとは異なる。詳細は本文参照。

注

* 本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査2002」(株)リクルートワークス研究所)の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝したい。また本研究は、労働政策研究・研修機構(JILPT)とオーストラリア国立大学・豪日研究センター(AJRC)との共同研究プロジェクト「日本とオーストラリアの労働市場の比較研究会」(座長、松繁寿和教授)における筆者の研究に基づいている。共同研究をサポート頂いた坂井澄雄、平田周一、大谷剛(以上 JILPT)の各氏および Jenny Corbett 氏(AJRC)に感謝したい。またオーストラリア国立大学におけるカンファレンスおよび第12回労働経済学カンファレンスでは、参加者より貴重なコメントを頂いた。とりわけ、松繁寿和氏(大阪大学)、Bruce Chapman 氏(オーストラリア国立大学)、Mark Wooden 氏(メルボルン大学)、赤林英夫氏(慶應義塾大学)に感謝する。さらに、三谷直紀氏(神戸大学)からは非正規化に関する文献の教示と有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。ただし、残る誤りは全て筆者に帰する。

- 1) 本稿では、期間の定めがなく(おおむね)フルタイムで働く雇用者を正規労働者と定義し、パートタイム労働者、有期契約労働者、派遣労働者等のそれ以外の雇用者を非正規労働者と定義する。国際的には週30時間未満の短時間労働者をパートタイマーと定義するが、日本では長時間働くパートタイム労働者が少なからず存在する一方、正規労働者とパートタイム労働者の賃金格差が問題とされるため(永瀬, 1997; 篠崎ほか, 2003), ここでは雇用主の「呼称」によりパートタイマーと正規労働者を区別する。
- 2) 非正規労働者増加の背景には、近年の生産物市場の不確実性の増大や国境を超えた企業間競争に直面した企業による雇用調整の柔軟化が指摘されており、フルタイムあるいはパーマネント労働者に比べて解雇費用が低いパートタイム労働者や一時的労働者の労働需要が拡大することが理論的、実証的に明らかにされている(Friesen, 1997; Blanchard and Landier, 2002)。この影響は正規労働者の解雇規制が厳しい国ほど大きく、特に若年者や女性労働者の非正規化として現れるのに対して(Kahn, 2007), 解雇規制の緩やかな米国では、パートタイムジョブの成長率が急増

した事実は確認されていない (Farber, 1997)。

- 3) 篠崎ほか (2003) は、就業段階でパートタイムを自発的に選択した人は、正規雇用を望んでいながら非自発的にパートを選んだ人に比べて、正規雇用者との賃金格差に納得する確率が高いことを明らかにしている。
- 4) これらの雇用形態もまた、若年層がその多くを占める (ただし、男性の契約社員のみ高齢者の比率が高い)。したがって非正規雇用における非自発的な就業選択の高まりは、若年層における正規雇用需要の縮小を反映したものと考えられる。黒澤・玄田 (2001) によれば、学校卒業時点の失業率の悪化は、正規雇用での就業を困難化させるだけでなく、正規労働者についてもその後の離職を増加させている。周 (2006) も、15~34歳の若年層について、(年齢要因をコントロールしても) 学校卒業時期が最近の世代ほど、調査時点における非正規就業確率が高いことを明らかにしている。
- 5) ただし、調査時点 (2002年) に近い時期については、非労働力化や長期失業化した離職者が欠落している可能性がある。
- 6) 残念ながら「ワーキングパーソン調査」では、前職の雇用形態の選択理由を直接尋ねた質問がないため、就業形態に関する個人の選好は時間を通じて不変であるとする制約的な仮定を置いている。しかし、厚生労働省「就業形態の多様化に関する総合実態調査」の特別集計を行った藤本 (2006) によれば、非正規労働者の様々な個人属性をコントロールしても、正社員就職ができなかった不本意就業者ほど今後の正社員就業希望率が高く、異時点間の正規雇用志向には正の相関が確認されている。
- 7) 実際には、正規雇用者数は1997年以降に減少傾向にある。しかし本調査では、調査時点 (2002年) に近い時期の転職経験者サンプルほど比較的早期に再就職を果たした者に限られる可能性があるため、日本全体の失業率が上昇に転じた1992年をベンチマークとした構造変化の有無を調べる。
- 8) 質問の制約から、解雇を理由とした離職者が含まれている点に留意が必要である。Gibbons and Katz (1991) によれば、会社による裁量 (discretion) が働く解雇者の場合、能力分布に偏りのない倒産・廃業による離職者に比べて転職のパフォーマンスが悪化することが明らかにされている。ここでは、正規と非正規それぞれにおける解雇者の分布は同じであるとの仮定のもと推計を行う。なお、非正規雇用者に対する雇い止めを示す「契約期間の満了」は別の選択肢でありサンプルには含まれない。
- 9) 契約社員には専門職型と定型的業務に従事する一般職型が、派遣社員には派遣会社において期間の定めのない雇用契約を結んで雇用される常用型と、派遣先企業が見つかった時にのみ働く登録型があり、スキルレベルや労働市場へのコミットメントが異なる。しかしながら、サンプルサイズの制約により、両者を週平均労働時間の長いグループとして一括し、労働時間が相対的に短いパートタイム労働者と区別するにとどまる。
- 10) 推計式の残差 (Schoenfeld residual) が時間と相関を持つとする帰無仮説は、男性の推計式では棄却されず、等比ハザードの仮定が満たされなかった。そこで、時間との相関が確認された前職勤続年数および資格保有ダミーについて、男性サンプルの中央値である失業期間4週間以上を示す期間ダミーとの交差項を推計式に追加している。表6における男性の推計式も同じ変数を追加している。

- 11) 正規雇用への移行に特有な離職年齢の係数 (β_2) は、男性では β_1 が非有意なので 1 次項が 0.190, 2 次項が -0.003 であり、ハザード率のピーク年齢は約 32 歳となる。同様に女性では、1 次項が 0.245 ($= -0.194 + 0.439$), 2 次項は -0.003 ($= 0.003 - 0.006$) のため、ピークは約 41 歳となる。以下、 β_2 に言及する場合は同様の計算方法に基づく。
- 12) 2006 年の総務省「労働力調査詳細集計」によれば、週労働時間が 35 時間以上の雇用者の比率は、パート・アルバイトの男性で 42.5%, 女性で 27.3% に対して、派遣・契約社員ではそれぞれ 77.4%, 68.2% を占めており、フルタイム労働者が中心となっている。
- 13) 小倉 (2006) は、厚生労働省「就業形態の多様化に関する実態調査」の個票データを用いて、15-34 歳の若年非正規雇用者における「不本意型」(「正社員として働ける会社があったから」) の比率を計算している。その結果、「不本意型」は 1994 年が 19.4%, 1999 年が 17.6%, 2003 年が 30.0% であり、非自発的就業者の比率が 90 年代末以降急激に増加したことが示されている。

参 考 文 献

- Blanchard, O. and Landier, A. (2002), "The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France," *Economic Journal*, 112, F214-244.
- Blank, R. M. (1998), "Labor Market Dynamics and Part-Time Work," *Research in Labor Economics*, 17, 57-93.
- Booth, A. L., Francesconi, M. and Frank, J. (2002), "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?," *Economic Journal*, 112, F189-213.
- Buddelmeyer, H., Mourre, G. and Ward-Warmedinger, M. (2005), "Part-time Work in EU Countries-Labour Market Mobility, Entry and Exit," *European Central Bank, Working Paper Series*, 460.
- Chalmers, J. and Kalb, G. (2001), "Moving from Unemployment to Permanent Employment: Could a Casual Job Accelerate the Transition?," *The Australian Economic Review*, 34, 415-36.
- Cox, D. R. (1972), "Regression Models and Life-Tables," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 34, 187-220.
- Faber, H. S. (1997), "Job Creation in the United States: Good Jobs or Bad?," *Working Paper #385*, Industrial Relations Section, Princeton University.
- (1999), "Alternative and Part-Time Employment Arrangements as a Response to Job Loss," *Journal of Labor Economics*, 17, S142-167.
- Friesen, J. (1997), "The Dynamic Demand for Part-time and Full-time Labour," *Economica*, 64, 495-507.
- Gaston, N. and Timcke, D. (1999), "Do Casual Workers Find Permanent Full-Time Employment? Evidence from the Australian Youth Survey," *Economic Record*, 75, 333-347.
- Gibbons, R. and Katz, L. F. (1991), "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, 9, 351-380.
- Kahn, L. M. (2007), "The Impact of Employment Protection Mandates on Demographic Temporary Employment Patterns: International Microeconomic Evidence," *Economic Journal*, 117, F333-356.
- Kondo, Ayako (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, 379-402.
- Lunn, M. and McNeil, D. (1995), "Applying Cox Regression to Competing Risks," *Biometrics*, 51, 524-532.

- Neumark, D. (2002), "Youth labor markets in the United States: Shopping Around vs. Staying Put," *Review of Economics and Statistics*, 84, 462-482.
- OECD (2003), *Employment Outlook: Towards More and Better Jobs*, Paris.
- (2006), *Employment Outlook: Boosting Jobs and Incomes*, Paris.
- O'Reilly, J. and Bothfeld, S. (2002), "What Happens after Working Part Time?: Integration, Maintenance or Exclusionary Transitions in Britain and Western Germany," *Cambridge Journal of Economics*, 26, 409-439.
- Picchio, Matteo (2008), "Temporary Contract and Transition to Stable Jobs in Italy," *Labour*, 22, 147-174.
- 太田聡一 (1999), 「景気循環と転職行動1965～94」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』第1章, 13-42, 日本評論社.
- 小倉一哉 (2006), 「研究の趣旨と研究結果の概要」労働政策研究・研修機構『雇用の多様化の変遷: 1994-2003』第1章, 1-44.
- 黒澤昌子・玄田有史 (2001), 「学校から職場へ——「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』No. 490, 4-18.
- 玄田有史 (2008), 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』No. 580, 61-77.
- 厚生労働省 (2006), 『労働経済白書——就業形態の多様化と勤労者生活』, 東京.
- 酒井正・樋口美雄 (2005), 「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No. 535, 29-41.
- 佐藤博樹 (1998), 「非典型的労働の実態——柔軟な働き方の提供か?」『日本労働研究雑誌』No. 480, 2-14.
- 篠崎武久・石原真三子・塩川崇年・玄田有史 (2003), 「パートが正社員との賃金格差に納得しない理由は何か」『日本労働研究雑誌』No. 512, 58-73.
- 周燕飛 (2006), 「若者の就業選択と非正社員就業の増加要因」労働政策研究・研修機構『雇用の多様化の変遷: 1994-2003』, 第5章, 149-162.
- 永瀬伸子 (1995), 「『パート』選択の自発性と賃金関数」『日本経済研究』No. 28, 162-184.
- (1997), 「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」, 中馬宏之・駿河輝和『雇用慣行の変化と女性労働』第9章, 279-312, 東京大学出版会.
- 藤本隆史 (2006), 「非正社員の就業形態選択理由と満足度」労働政策研究・研修機構『雇用の多様化の変遷: 1994-2003』第4章, 109-147.
- 三谷直紀 (2001), 「長期不況と若年失業——入職経路依存性について——」『国民経済雑誌』第183巻, 第5号, 45-62.
- 労働政策研究・研修機構 (2007), 『パート, 契約社員等の正社員登用・転換制度——処遇改善の事例調査』, 調査シリーズ No. 32.