

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

玄田 有史

（東京大学教授）

転職による雇用形態間の移動に関する日本で最大規模のサンプルサイズを確保する、総務省統計局『就業構造基本調査』（2002年）を用いて、前職が非正規社員だった離職者について、正社員への移行を規定する要因をプロビット分析した。その結果、家事等とのバランスや年齢を理由とした労働供給上の制約が、正社員への移行を抑制している証左が、まずは得られた。同時に、失業率の低い地域ほど移行が容易となる他、医療・福祉分野、高学歴者等、専門性に基づく個別の労働需要の強さが、正社員への移行を左右することも併せて確認された。その上で、本稿の最も重要な発見として、非正規雇用としての離職前2年から5年程度の同一企業における継続就業経験は、正社員への移行を有利にすることが明らかとなった。その事実、非正規から正規への移行には、労働需給要因に加え、一定期間の継続就業の経歴が、潜在能力や定着性向に関する指標となっているというシグナリング仮説と整合的である。正規化に関するシグナリング効果は、労働市場の需給に関与する政策と並び、非正規雇用者が短期間で離職を繰り返すのを防止する労働政策の必要性を示唆している。

【キーワード】 パート・派遣労働者等問題、労働移動、労働経済

目次

- I はじめに
- II 先行研究と仮説
- III データ
- IV 推定
- V 分析の拡張
- VI 結びにかえて

I はじめに

本稿は、『就業構造基本調査』の個票データを用いて、前職が非正規雇用だった離職者について、転職による正規雇用への移行に影響を与える要因を明らかにする。

総務省統計局『労働力調査特別調査』（2月調査）および同『労働力調査（詳細結果）』によれば、役員を除く雇用者のうち、「正規の職員・従業員」（以下、「正規雇用者」）の割合は一貫して減少を続

けている。調査を最もさかのぼれる1984年2月に84.7%だったその割合は、2007年1月～3月平均では66.3%まで低下した。一方、パート、アルバイト、契約社員、労働者派遣事業所の派遣社員、その他（正規雇用を除く）からなる「非正規の職員・従業員」（以下、「非正規雇用者」）は、過去最多の1726万人に達する。

非正規雇用者は、正社員に比べた相対賃金の低さや勤続年数の短さから、不安定雇用にあるという認識が一般である。ただ2000年代半ば以降、景気回復による労働市場の需給改善の影響を受けやすい非正規雇用者の時給の改善度合いは大きく、正規雇用者との賃金格差には改善傾向もみられる（厚生労働省『労働経済白書2007年版』第2-(2)-5図等）。厚生労働省『賃金構造基本統計調査』からもパートタイムの同一企業内勤続年数は増え続けている。30歳から34歳の女性パートに限っても、平均勤続年数は1980年の2.0年から2.9年

へと上昇している。一律に低賃金で不安定雇用と考えられがちな非正規雇用だが、実際その存在は多様である。

一方、別途深刻視されるのが、非正規から正規雇用への移動機会の制限である。一度フリーターになると離脱の困難なことを多くのフリーター研究は指摘し、若年の自由な選択としての非正規就業に警鐘を鳴らす（小杉編 2002 等）。堀（2007）によれば、大都市の若者についてフリーターから正社員に離脱しようと試みる割合は 2001 年から 2006 年にかけて低下したという（124 頁）。太田・玄田・近藤（2007）も、就職氷河期に高校を卒業し進学を断念した世代ほど持続的な低賃金に甘んじており、その理由にフルタイム就業が困難なことを挙げる。

フリーターに限らず、転職によって非正規雇用が正規雇用へ移行する割合は確かに高くない。『労働経済白書（2006 年版）』は、『労働力特別調査』および『労働力調査（詳細結果）』を特別集計し、15 歳から 34 歳（在学中を除く）離職者の転職前後の雇用形態別割合を求めた（第 3-(2)-6 図）。前職非正規のうち 1 年以内に正規へ移行した割合は、1992 年までは 20% 台半ばで推移したがその後緩やかに低下、2005 年には 19.0% となっている。

しかし、非正規から正規への移行が困難なことは、移行が完全に不可能なことを意味するわけでもない。事実、『労働力調査（詳細結果）』（2006 年、参考表第 7 表）によれば、非正規雇用から正規雇用への転職者数は、2002 年に年平均で 36 万人だったが、2005 年と 2006 年には、それぞれ 41 万人と 39 万人へとゆるやかに拡大している。

では、離職直前における非正規就業経験者のうち、正社員への移行が可能なのは、いかなる属性を持つ人々なのだろうか。この問題に対し、従来の小規模標本調査に基づく研究は、信頼に足る回答を示すことが出来なかった。非正規雇用から正規雇用へ移行したサンプルが少数に限られていたため、豊富な標本を必要とする計量分析が、事実上不可能だったからである。

それに対し本稿では、転職による雇用形態の変化を調べる上で日本最大規模の標本数を確保する

『就業構造基本調査』の個票データから、正社員への移行について分析する。非正規から正規への移行には、労働供給と労働需要の両面の影響を受け得ることがこれまで指摘されてきた。従来の研究を考慮しつつ、ここでは情報の経済学の一つであるシグナリング仮説を新たに念頭に置き、実証分析する。

本稿の構成は次の通りである。次節で非正規から正規への移行に関する先行研究を概観し、仮説を提示する。Ⅲは、『就業構造基本調査』のデータを説明し、基礎事実を述べる。Ⅳでは主たる実証分析の結果を紹介する。Ⅴでは、移行状況に関する設定を拡張し、結論の頑健性を確認する。最後にⅥで本稿の結果を整理し、政策含意と今後の研究課題に言及する。

Ⅱ 先行研究と仮説

本節では非正規雇用を離職した人々が、転職を通じて正規就業となる背景について、非典型雇用及びフリーターに関する先行研究等を踏まえつつ整理する。

1 労働供給因

第一に、労働供給に関する要因が、正規化に与える影響が考えられる。非正規雇用が増えるにつれ、増加の背景について様々な説明がなされてきた（例えば阿部 2005, 第 7 章 等）。そのなかには、非典型雇用は、正社員の就業機会から排除された結果、非自発的に就業したという考え方があ。それに対し佐藤博樹氏はその一連の研究を通じ、非典型に占める非自発的就業は多数派でない」と指摘する。

具体的には、労働省政策調査部が 1994 年に実施した『就業形態の多様化に関する総合実態調査』の個人調査から、非自発割合は派遣労働と若年パートで 25% 程度、既婚女性パートや高齢パートで 10% 以下と述べる（佐藤 1998）。その他の大部分は、生活との折り合いをつけることを重んじ、柔軟な雇用形態として非典型を自ら選んでいる。より最近の調査としてリクルートワークス研究所が 2001 年に実施した『非典型雇用労働調査』から

も、同様の結論を導く(佐藤・小泉 2007)。なかでも主婦パートのうち、正社員ではない働き方を希望する割合は8割に達し、正社員希望者は13.5%にとどまる(前掲書47頁)。

非正規という働き方が、家庭生活とのバランスや自分の生活リズム及び自由度を重視したいという価値観から労働供給者本人の選んでいる結果なら、何らかの理由により転職したとしても正規雇用は望まないだろう。生活重視の姿勢から非正規雇用を望む傾向は、主婦(有配偶女性)や、家事もしくは通学の傍らに仕事をしている人々ほど強くなる。生活上の自由度と、収入等のいずれを重視するかといった選択は、本人の年齢によっても影響されるかもしれない。そこで非正規から正規への移行に影響を与える供給因として、性別、配偶者の有無、家事・通学、年齢等を、以下の推定で考慮する。

さらに出生地域に現在も居住を続けている人々には、家の継承等の制約を職業選択にも受けている可能性がある。地方に居住する若年層では地元志向が強まっており、そのことが正社員の就業機会の乏しい地域でのフリーター選択につながっているかもしれない。以下では正規化に与える供給因の一つとして、出生地域の現在居住の有無も併せて検討する。

2 労働需要因

非正規の正規雇用への移行には、供給因のみならず、労働需要が影響を及ぼし得る。後に分析する調査は、2002年という完全失業率の年平均値が過去最高水準を記録した時点で実施されたものである。その時期、労働需要は大きく減退し、なかでも正社員求人は制限されていた。通常でさえ限定的な非正規から正規への移行が、労働需要の全般的な不足から特に難しかった時期だったともいえる。

全般的な動向とは別に、2002年の年平均完全失業率を地域別にみたとき、そこには大きな違いがある。失業率が高い地域として、近畿(6.7%)、九州(6.1%)、北海道(6.0%)が挙げられる一方、北陸(4.0%)、東海(4.1%)等、相対的に低い地域もある。労働需要が乏しく、正規雇用の就業機

会が乏しい地域ほど、非正規から正規への移行も困難になる。そこで正規化に影響を与える労働需要の間接指標として、地域属性も考慮する¹⁾。

さらに個別の労働者に対する需要は、その人的資源保有状況に応じて異なる。一連のフリーター研究も、保有する能力に応じて企業からのニーズが異なるため、フリーターからの離脱難易度は個々に異なる事を指摘する(小杉編 2002等)。上西(2002)は、フリーターからの離脱の困難な理由として、支援・情報からの孤立と並び、専門技能の欠如および年齢の壁を強く意識している事例を述べる。

サービス化・情報化が進むなか、正社員となる人材には、高付加価値に貢献する専門技能を求める傾向が強まっているかもしれない。とすれば同じ非正社員でも、高度な専門性が要求される職業や産業に従事してきた人々の方が、正社員化は容易だろう。さらには職場の企業規模が大きいほど高度な技能が要求されてきたとすれば、大企業への就業経験を持つ非正規雇用ほど、転職による正規雇用の門戸は開かれることになる。そこで個別の労働需要因として、非正社員が転職前に従事していた産業、企業規模にも着目する。

また若年層ほど、進展する技術変化により柔軟な対応が可能とすれば、年齢が若い非正社員ほど正社員になりやすいだろう。酒井・樋口(2005)は、学卒後の経過年数が長い年長フリーターほど、非正社員からの離脱が困難であり、その傾向は強まりつつあると指摘する。そこで、労働需要を反映する指標としても年齢の影響を検討する。

非正社員の学歴も、正社員としての労働需要の違いに結びつく可能性がある。学歴間で労働需要の違いを生み出す背景を、小原・大竹(2001)は、IT化による技術革新の影響に求める。正社員には技術革新への対応が不可欠な能力として求められており、柔軟な対応は高学歴層ほど得意とすれば、非正社員から正社員への移行も高学歴ほど有利になる。同時に、低学歴層で労働需要が減退していることは、高校卒業直後の正社員移行が困難になっていることを示す多くの研究から明らかである(石田 2005等)。

実際、学歴の違いが、非正規から正規への移行

に影響している可能性は大きい。フリーター研究からも、低学歴層ほど非正社員からの離脱困難が指摘されている。小杉（2003）は、卒業後にフリーターとなった高校卒では、卒業3年目に約3割が正社員となっていた一方、大学卒業後に無業やフリーターとなった人々では、男性の3分の2、女性では約5割が、4年後に正社員になっていた調査結果を紹介する。堀（2007）は、学歴によるフリーターからの離脱率の差は、男性より女性で顕著であることも指摘する。

本稿と同じく総務省統計局『就業構造基本調査』を特別集計した相澤・山田（2006）は、非常用雇用から常用雇用への移行に与える要因を1982年から1992年の5時点について緻密に分析した。その結果、学歴が高いほど非常用から常用への移動は生じやすく、移動の学歴間格差も20年間で強まったと指摘する。本稿では非常用から常用への移行を検討した相澤・山田と異なり、非正規から正規への移行に注目、学歴の影響も検証する。

3 シグナリング効果

さらに本稿では、転職による正規への移行を規定する要因として、離職するまでの同一企業での継続就業年数に着目する。継続年数の長さが正規雇用化にもたらす影響には、相反する解釈が存在する。第一に非正規雇用としての年数が長くなるほど、正社員への移行が困難になるというものである。正社員の場合、就業を継続しながらのOJTを通じて技能を高める機会が多いのに対し、非正社員にその種の機会は乏しい。非正社員として能力向上の機会を長く逸し続けてきた経歴は、潜在的な能力の陳腐化も含めて、正社員化を困難にすると考えられる。

実際、上記の解釈と整合的にみえる先行研究もある。先の相澤・山田（2006）は、非常用としての勤続年数が長い人々ほど常用へ移動しにくいと指摘する²⁾。フリーターから正社員への離脱を調べた堀（2007）も、フリーター期間が長くなるほど、離脱が難しくなると述べる。堀は、通算フリーター期間が3年超になると、離脱出来るのは男性で半数、女性は3割にとどまるという。堀の分析は、同一企業での継続就業を直接取り扱ったもの

ではない。だが、非正社員の長期化が正社員への移行に負の影響を及ぼすという意味で、その主張は共通する。

一方、同一企業に一定期間継続就業した非正社員ほど、正社員化がむしろ促進される可能性もある。非正社員の場合、育成を念頭に置かない補助的な業務に終始すると解されることも多いが、それは必ずしも事実でない。佐藤（2004）は2003年に企業人事担当者に対し行った調査から、優秀な非正社員に対し積極的な人材育成を行う企業も存在することを指摘する。

同調査によれば、特に優秀とみなされた非正社員に対し、積極的に高度な仕事を割り振る企業も約2割見られる。非典型的の基幹労働力化の取り組みは、多くの事業主が意識している（佐藤・小泉2007、結章）。基幹化し正社員と同じ仕事や責任に就くパートには、正社員との均衡処遇を通じて、人的資源の質向上も期待される（佐藤・佐野・原2003）。

これらの環境下、高い生産能力を見込まれ一定期間就業した非正社員にとって、正社員としての就業機会は拡大する可能性が、生まれることになる。転職希望者の能力を直接的に採用側が観察出来ない場合、先の解釈とは反対に一定期間の継続勤務を果たした非正社員ほど、正社員としての潜在能力を有すると期待され、正社員化確率も向上すると予想されるからである。

さらに一定の継続就業経験は、潜在能力のみならず、長期就業に対する定着性向を反映するシグナルともみなされる。企業が正社員として採用する際、長期的な人材戦略に基づき、処遇や育成を検討する。そのとき求職者に求めるのは即戦力としての顕在的生産性より、むしろ長期的な訓練による能力向上の潜在的見込みだろう。定着性向に関する個別情報が不完全の下、その見込みをはかるため、採用企業にとって、どの程度長期継続就業に耐え得る求職者であるかを見極めることこそ肝要となる。

そのとき、過去短期間で転職を繰り返してきた非正規雇用者に、高い定着性向を予想するのは難しい。反面、継続就業の実績を持つ非正規雇用からの転職希望には、一定の定着可能性を期待出来

る。この点からも非正規雇用者の一定期間における継続就業という経歴は、非正規転職者の正社員としての特性を選別する「シグナリング」効果を持つと考えられる³⁾。

経済学におけるシグナリングもしくはスクリーニング研究の歴史は長い。Spence (1974) を嚆矢とするシグナリングモデルは、労働者の生産性についての正確な情報を企業が有しないとき、競争均衡の帰結として、最終学歴によって異なる賃金等の処遇が実現する可能性のあることを示した。人的資本理論は、教育の経済効果を生産性向上として理解し、その結果として学歴による賃金差が生まれると解釈する。それに対し、シグナリングモデルは、かりに教育それ自体に生産性向上効果がなかったとしても、学歴による賃金格差が生まれる可能性を理論的に説明し、後の労働研究に大きな影響を与えた (Wolpin 1977; Riley 1979; Lang and Kropp 1986; Hungerford and Solon 1987; Weiss 1988; 等)。

シグナリングモデルは、教育の経済効果に新しい解釈を与えたのみならず、企業内継続勤続年数も、労働者の生産性を示すシグナルとなる可能性を示してきた (Abraham and Farber 1987; Altonji and Shakotko 1987; Topel 1991; 等)。それらは勤続を積むことが仮に直接賃金を引き上げなかったとしても、生産性の高さを期待された労働者ほど淘汰のプロセスに残り、企業から長期雇用の処遇を受けやすいことを述べる。同様の理由で非正規雇用からの転職者のあいだでも、過去の一定期間にわたる継続就業経歴が、採用する企業から潜在的な能力や定着性向として重視され、正社員としての就業機会が提供される可能性の高まることを、シグナリング効果は示唆している。

このように非正社員の離職前の継続就業が正社員化に与える影響は、事前には確定しない、すぐれて実証的な問題である。そこで労働需給因に加え、継続就業によるシグナリング効果を実証分析する。

III データ

1 対象

以下では前職の非正規を離職した人々のうち、転職による正規への移行を規定する要因を、総務省統計局『就業構造基本調査』(2002年)の個票データから分析する。

提供されたデータは調査標本全体の約8割を無作為抽出したものであり、全標本数は77万2948である⁴⁾。非正規から正規に移行が実現したケースは未だ少数であるため、その把握には相当規模の標本数確保が求められる。『就業構造基本調査』は、その条件を満たす日本で最大規模の世帯調査である。

『就業構造基本調査』では、過去に就業していた場合、その前職の就業内容も詳しく問われている。前職の内容について、1998年調査まで雇用者は「常雇」「臨時雇」「日雇」から選ばれていた。前職の勤め先の呼称が、「正規の職員・従業員」「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」からの選択は、2002年調査以降である⁵⁾。

就業移行の検証には、移行前後の分析対象を特定化する必要がある。本稿では移行後の対象として、調査が実施された2002年10月からさかのぼって1年以内にその状態となった人々に着目する。調査時点の就業状態は、設問の選択肢にしたがひ、以下の通り、区分する。

- 「正規雇用」：ふだん仕事をしている人のうち、「雇われている人」であり、勤め先における呼称が「正規の職員・従業員」
- 「非正規雇用」：ふだん仕事をしている人のうち、「雇われている人」であり、勤め先における呼称が「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」のいずれか
- 「自営・経営」：ふだん仕事をしている人のうち、従業の地位が「会社等の役員」「自営業主(雇人あり)」「自営業主(雇人なし)」「自家営業の手伝い」「内職」のいずれか
- 「無業」：ふだん(収入になる)仕事をしてい

ない人々（「家事」「通学」「その他」のいずれか）

移行前の対象は、2001年から調査が実施された2002年10月までの、前職の非正規雇用からの離職者である。非正規雇用は、上記の定義と同様、会社役員や自営業主、家業の手伝い、内職等を除いた「雇われていた人」であり、勤め先呼称が「正規の職員・従業員」と異なる人々である。その結果、提供された『就業構造基本調査』のランダムサンプリングデータには離職した非正規雇用者が2万3352人含まれる。

表1に、これら非正規雇用離職者の移行状況を整理した。本稿の焦点である、転職後に正規雇用に移行した人々は2407人にのぼり、全体の10.3%となる。移行後の状況として最多は無業になった場合であり、47.9%である。次いで、前職と異なる企業で非正規雇用となった場合が39.3%に達する。非正規離職後に自営・経営部門へ移行し

たケースは2.5%と正規への移行より少ない。

2 基本事実

表2には正規雇用への移行する割合を、Ⅱで検討した離職者の属性別に求めた。

ひとくちに非正規といっても、正規雇用への移行割合は雇用形態によって異なる。「契約・嘱託」と「その他」を統合した4区分のうち、「パート」から正規雇用に転じる割合は6.6%と他に比べ低い。

性別では女性が8.2%と移行率は低く、男女間で移行に違いがある。年齢は、労働供給因のみならず、労働需要因とも考えられるが、表2をみる限り、10代を除けば、年齢区分が高まるごとに正社員への移行割合は下がる。

労働供給因に該当する属性として、調査1年前の時点で「家事や通学の傍らに仕事をしていた」

表1 非正規雇用から離職した人々の移行状況（2002年10月時点）

	サンプル サイズ	構成比 (%)
2001年以降、非正規雇用から離職した人々に関するその後の移行状況	23,352	100.0
うち正規雇用（正規の職員・従業員）へ移行	2,407	10.3
うち別の非正規雇用（パート、アルバイト、派遣、嘱託、その他）へ移行	9,169	39.3
うち自営・経営（役員、自営業主、家業手伝い、内職）へ移行	591	2.5
うち無業（家事、通学、その他）へ移行	11,185	47.9

注：移行後の状況は、2002年10月時点のものであり、過去1年以内に同状態となった場合とする。

資料：総務省統計局「就業構造基本調査」（2002年）について80%ランダム・リサンプリングデータを特別集計。以下、同様。

表2 非正規雇用離職者の属性（構成比）と正社員への移行率

非正規雇用の属性	構成比 (%)	非正規から正規への移行率 (%)	非正規雇用の属性	構成比 (%)	非正規から正規への移行率 (%)	非正規雇用の属性	構成比 (%)	非正規から正規への移行率 (%)
全体 (n=23,352)	100.0	10.3	最終卒業 (n=21,308)			前職職業分類 (n=12,167)		
雇用形態 (n=23,352)			中学	19.7	5.2	専門的・技術的職業従事者	9.0	35.6
パート	44.8	6.6	高校	52.1	10.4	管理的職業従事者	0.2	28.6
アルバイト	31.2	13.4	短大・高専・専門学校	18.1	14.0	事務従事者	22.3	20.0
派遣社員	6.1	12.5	大学・大学院	10.2	21.9	販売従事者	14.9	21.7
契約・嘱託・その他	17.9	13.4	前職産業分類 (n=23,352)			サービス職業従事者	18.7	14.8
女性 (n=16,385)	70.2	8.2	農林漁業・鉱業	1.2	6.7	保安従事者	1.2	40.7
年齢 (n=22,649)			建設業	5.4	12.4	農林漁業従事者	2.1	8.2
15-19歳	3.4	5.6	製造業	18.3	8.3	運輸・通信従事者	1.9	37.7
20-24歳	18.9	17.0	情報通信業	2.1	10.4	技能工・作業・労務従事者	28.7	15.9
25-29歳	14.6	17.0	運輸業	3.5	12.0	分類不能職業従事者	1.1	12.1
30-34歳	10.8	11.6	卸売・小売業	25.3	9.7	継続就業年数 (n=23,352)		
35-39歳	8.2	11.1	金融・保険・不動産業	2.5	8.3	1年未満	3.0	10.3
40-44歳	8.0	10.5	飲食店・宿泊業	12.8	9.3	1年以上2年未満	23.3	12.1
45-49歳	7.7	8.0	医療・福祉	6.5	15.5	2年以上3年未満	12.4	12.5
50-54歳	8.3	6.1	教育・学習支援・複合サービス	4.4	13.8	3年以上5年未満	13.2	11.0
55-59歳	5.4	3.6	サービス業（その他）	12.8	10.7	5年以上10年未満	12.3	6.0
60歳以上	14.8	1.0	公務、公益業	2.7	12.5	10年以上15年未満	5.8	4.9
家事・通学の傍らに仕事（1年前）	30.2	5.5	分類不能の産業	2.6	9.9	15年以上20年未満	1.7	3.0
出生時と同一の地域に現在居住	16.0	15.1	前職企業規模 (n=22,881)			20年以上	28.3	11.0
配偶者あり	52.4	6.5	1-4人	7.5	8.4			
地域ブロック (n=23,352)			5-9人	12.3	10.8			
北海道・東北	13.5	9.5	10-29人	20.4	9.9			
関東	25.1	10.0	30-99人	17.7	10.1			
北陸・東海	16.5	11.4	100-299人	13.0	9.6			
近畿	14.6	8.5	300-999人	9.4	10.8			
中国・四国	14.5	11.3	1000人以上	13.9	11.0			
九州・沖縄	15.9	11.0	官公庁	5.8	13.0			

注：前職産業分類のうち、「公益業」とは、電気、ガス、熱供給、水道業を指す。

と答えた場合や、配偶者がいる場合ほど、正規雇用へ移行している割合は低い。家計の補助や、生活上の自由度を重視する非正規雇用者ほど、正社員へ移行しにくいという供給因の影響を示唆する数字である。

地域別の労働需要の違いを反映してか、失業率の高い「近畿」や「北海道・東北」等で、正社員移行率は低い。高学歴者ほど正社員としての労働需要が大きいとすれば、高学歴者ほど正社員移行率が高いのも頷ける。

離職前の産業を見ると、非正規離職者が最も高い割合で正規雇用に移っているのは、医療・福祉の分野であり、次いで教育・学習支援・複合サービスとなる。医療、福祉、教育といった、高度に専門的な技能が不足がちな分野で就業した経験を持つ人々にとって、正規就業へのハードルは相対的に低い。ただ同時に民間企業では、建設業や運輸業等、現場経験を特に重視される分野で就業した非正規雇用者も、正社員就業の機会は比較的開かれているようにみえる。

非正規から正規への転職移行は、離職前の職業分野によっても影響される。表2にしたがえば、正社員への移行割合は、保安職や運輸・通信職が4割前後と、全体平均に比べて際立って高い。専門的・技術的職業はそれらに次いで高くなっている。

職業分野による違いを詳細分類で見たのが表3である。表には標本数が100以上である職業分野について正社員への移行割合が高い10分野を示した。「販売類似職業従事者」という営業関係の職業が57.9%とトップになっている⁶⁾。「看護婦・

看護師（2002年時点の名称）」「その他の保険医療従事者」「社会福祉専門職業従事者」等、医療・福祉関係の専門職がここでも名を連ねる。表2の産業や職業分類と呼応するように、保安職や建設作業員、教員の移行率が高い他、生活衛生やその他のサービス職も正社員となりやすい。

再び表2に戻り、離職前の継続就業年数と移行率の関係を見る。継続就業年数が1年以上2年未満、及び2年以上3年未満について、移行割合は高い。それより継続年数が長くなると、移行割合は低下している。それは非正社員としての滞留が移行を困難化するという仮説と合致するようにもみえる。しかし、勤続が20年以上になると移行率は再び高まることや、勤続1年未満で移行率が高くないのは、むしろ一定の継続雇用が正社員化に有効という仮説と整合的に思える。

労働需給因の影響やシグナリング仮説を検証するには、他の属性の影響をコントロールした推定が必要になる。次節でその推定結果を示す。

IV 推 定

1 正規雇用化の決定因

推定は2001年以降に離職した非正規雇用者を対象とし、被説明変数は2002年10月から過去1年内に正規雇用となった人々を1、それ以外を0としたプロビット分析を行う。説明変数には、労働需給因の他、離職前の非正規雇用としての同一企業内継続就業年数を逐次加える。なお、前職の職業分類は欠損値が多く、『就業構造基本調査』

表3 職業詳細分類別にみた正規雇用への移行率（標本数100以上）

順位	前職職業（詳細）	標本数	非正規から正規への移行率（%）
(1)	販売類似職業従事者	316	57.9
(2)	看護婦・看護師	131	48.1
(3)	その他の保険医療従事者	241	46.5
(4)	保安職業従事者	145	40.7
(5)	社会福祉専門職業従事者	189	36.5
(6)	建設作業員	336	30.7
(7)	教員	185	29.2
(8)	金属加工作業者	172	27.9
(9)	その他サービス職業従事者	370	27.6
(10)	生活衛生サービス職業従事者	110	25.5

で非正規離職の前職業が特定出来たのは1万2167と、対象者の半分程度に過ぎないため、以下では考慮しない。一方、同じ非正規でも雇用形態によって正社員化傾向に違いがあるかもしれない。そこで推定には前職雇用形態に関するダミー変数を加える。

推定の順序として、まず労働供給側の影響を反映する諸変数のみを説明変数とした式をモデル(1)として推定する。続いて、それに労働需要側の変数を加えたモデル(2)を推定し、最後に労働需給因に継続就業年数を加えたモデル(3)を推定する。

モデル(1)とモデル(2)の推定結果を示したのが、表4である。

供給因に着目したモデル(1)からは、「パート」「派遣社員」より「アルバイト」が正社員となりやすく、最も正社員化しやすいのは「契約・嘱託・その他」であることがわかる。女性、有配偶者ダミーは共に有意にマイナスとなる。家事・通学の傍らに働いていた場合ほど、正社員となる確率が低いことと総合すれば、家庭生活とのバランスや時間面の自由度を重視する人々ほど、正社員となることを回避する傾向は明らかである。その意味で、非正規雇用の正規化が進まない原因には、少なからず労働供給側の選択が影響している⁷⁾。

年齢は、10代を除き、若年ほど離職後に正社員となる確率が有意に高い。ただ限界効果をみると、20歳から44歳までの数値に大きな違いはない。むしろ50代以降になると、40代に比べて限界効果が大きく低下する。それは仕事上の負担も大きい正規雇用の仕事を、50代以上は望まない傾向があることを意味するのかもしれない。

表4のモデル(2)は、労働供給因に、労働需要因を加えて推定した結果である。パート、派遣、女性、有配偶者、家事・通学の傍らに就業していた非正社員ほど、離職後も正社員となりにくいことは、モデル(1)と共通である。

異なるのは、年齢の効果が45歳までで有意な違いがみられなくなることである。反面、50歳以上で年齢が高まるにつれて正社員化確率は低下していく。これらの結果から、やはり年齢効果は、20代等の若い年齢ほど労働需要が大きいために正社員になりやすいというより、むしろ50代を

超えると労働供給側の理由で正社員を避ける傾向が強まることを示唆している。

さらにモデル(2)からは、その他の労働需要因が、非正規から正規への移行に影響していることがわかる。地域ブロックでは、相対的に景気動向が良好であり、失業率も低かった北陸・東海ブロックは、関東に比べて、正社員化の確率が有意に高い。一方、失業率が高水準にあった近畿では、有意に低くなっている。これらは、地域全体の労働需要の大きさが非正規から正規への移行を左右することを物語る。

学歴についても、高学歴者ほど正規雇用者になる確率が有意に高くなっている。不況による正社員採用抑制により、非正規雇用者となった新規学卒者が、1990年代から2000年代初頭の就職氷河期には多数発生した。そのうち、大学卒の場合、潜在的な労働需要の大きさから非正規雇用に滞留することは少なく、転職によって正規雇用となる機会が、高校卒に比べれば、多かったといえる。

前職産業で特徴的なのは、医療・福祉分野からの転職の場合、正規雇用となる確率が、他に抜きん出て高いことである。紙幅の関係から掲載していないが、非正規雇用からの離職確率の推定を行うと、医療・福祉分野の非正規雇用は、就業を継続する傾向が強くみられた。看護師を代表とする医療・福祉分野の専門職は、時間制約と業務負担が大きいため、居住地域に近い病院や施設等で非正規による自由度を保ちつつ、継続して働くことを望んでいる。ここでの結果は、医療・福祉等の専門技能に対するニーズの大きさから、正社員として一定の就業条件が保証される場合に限り、転職を決断することを意味しているのだろう。

医療・福祉のみならず、教育・学習支援・複合サービス業等、教育関連の専門的ニーズを有する人々も転職によって正社員化する傾向は強い。ただ同時に、建設業や飲食店・宿泊業等、現場で培われた実践スキルが重視される分野でも、正社員となる確率は有意に高い。正規化には、看護師等の専門技能を有することに限られず、非正規として現場で地道に経験を積み増すことも一つの経路となっている。

同様の解釈が、企業規模による正社員化の影響

表4 非正規から正規への移行に関する決定要因：労働需給因に関する検証（プロビット分析）

正社員へ移行=1, それ以外=0	モデル(1)〈供給因〉		モデル(2)〈供給+需要因〉	
	限界効果	漸近 t 値	限界効果	漸近 t 値
雇用形態〈アルバイト〉				
パート	-0.0122	-2.51**	-0.0224	-4.38***
派遣社員	-0.0138	-2.08**	-0.0177	-2.52**
契約・嘱託・その他	0.0231	4.27***	0.0054	0.99
女性	-0.0545	-12.41***	-0.0737	-14.35***
年齢〈15-19歳〉				
20-24歳	0.1038	7.24***	0.0114	0.76
25-29歳	0.1092	7.09***	-0.0080	-0.56
30-34歳	0.0858	5.48***	-0.0181	-1.29
35-39歳	0.0998	5.88***	-0.0081	-0.54
40-44歳	0.1053	6.03***	-0.0052	-0.34
45-49歳	0.0621	3.83***	-0.0236	-1.67*
50-54歳	0.0291	1.96*	-0.0372	-2.84***
55-59歳	-0.0141	-0.99	-0.0558	-4.67***
60歳以上	-0.0794	-8.08***	-0.1044	-10.98***
家事・通学の傍らに仕事（1年前）	-0.0471	-11.81***	-0.0293	-6.47***
出生時と同一の地域に現在居住	0.0051	1.13	-0.0003	-0.08
配偶者あり	-0.0221	-5.08***	-0.0312	-6.83***
地域ブロック〈関東〉				
北海道・東北			-0.0091	-1.56
北陸・東海			0.0172	2.94***
近畿			-0.0170	-3.00***
中国・四国			0.0109	1.82*
九州・沖縄			-0.0025	-0.46
最終卒業〈高校〉				
中学			-0.0352	-6.53***
短大・高専・専門学校			0.0156	3.19***
大学・大学院			0.0531	8.06***
前職産業〈製造業〉				
農林漁業・鉱業			0.0126	0.61
建設業			0.0209	2.18**
情報通信業			-0.0221	-2.01**
運輸業			0.0049	0.49
卸売・小売業			0.0104	1.74*
金融・保険・不動産業			0.0062	0.49
飲食店・宿泊業			0.0183	2.36**
医療・福祉			0.0977	9.32***
教育・学習支援・複合サービス業			0.0293	2.55**
サービス業（その他）			0.0058	0.85
公務・電気・ガス・熱供給・水道業			0.0383	2.28**
分類不能の産業			-0.0003	-0.03
前職企業規模〈1-4人〉				
5-9人			0.0182	2.00**
10-29人			0.0174	2.06**
30-99人			0.0194	2.22**
100-299人			0.0168	1.83*
300-999人			0.0226	2.27**
1000人以上			0.0228	2.45**
官公庁			-0.0028	-0.23
サンプル・サイズ	22,607		20,519	
Log likelihood	-6734.27		-6160.90	
擬似決定係数	0.1047		0.1385	

注：*（有意水準10%）**（5%）***（1%）。〈 〉はリファレンス・グループ。

にも当てはまる。高度業務が大規模な企業に集中するのであれば、大企業就業者ほど転職によって正社員になりやすいはずである。モデル(2)の結果をみると、たしかに300人から999人、1000人以上といった大規模企業からの転職ほど限界効果は大きい。ただ同時に、1人から4人の零細企業に比べると、5人以上の企業からの転職はすべて有意であり、限界効果も規模の増大につれて単調に大きくなっているとは言い難い。むしろ一定規模以上の企業での就業であれば、正社員化の機会は少なからず開かれているというのが自然な解釈だろう。

以上の労働需給因に加え、離職前の継続就業年数が正社員採用へのシグナルとなっている可能性を推定したのが、表5に示したモデル(3)の結果である。説明変数として継続就業年数ダミーを加えても、労働需給変数の推定値に大きな変更はなく、安定した結果となっている。

その上で継続就業年数の効果に注目すると、勤続年数が2年以上3年未満では1%水準で、3年以上5年未満が5%水準で、統計的に有意な正の値となっている。勤続年数5年以上10年未満と比較して、1年未満および10年以上は、いずれも有意ではない。限界効果を見ても、総じて2年から5年程度、継続就業した後に離職した場合、正社員となる確率は、最も高くなっている⁸⁾。

このように実証結果は、非正規としての一定期間の継続就業の経歴が、転職者の潜在的な能力や定着性向に関する情報を企業が不完全にしか持ち得ないときのシグナルとして機能しているという、シグナリング効果と整合的である⁹⁾。

2 離職後の多様な選択

非正規から離職した場合、その後の移行は正規化でなければ、別の企業で非正規となるか、自営・経営になるか、無業のいずれかである。そこで正社員とは異なる状態に移行した人々に、どのような特徴がみられるかを調べたのが、表6である。表は、特定化された3つの状態ごとに、プロビット分析を行った推定結果である。

主な結果を列挙する。継続就業年数の効果として、就業年数が1年前後での離職からは、表5に

表5 非正規から正規への移行要因：スクリーニング仮説の検証

正社員へ移行=1, それ以外=0	モデル(3) (需給+スクリーニング仮説)	
	限界効果	漸近 t 値
雇用形態〈アルバイト〉		
パート	-0.0229	-4.49***
派遣社員	-0.0173	-2.47**
契約・嘱託・その他	0.0049	0.89
女性	-0.0733	-14.30***
年齢〈15-19歳〉		
20-24歳	0.0092	0.62
25-29歳	-0.0099	-0.70
30-34歳	-0.0195	-1.40
35-39歳	-0.0096	-0.65
40-44歳	-0.0068	-0.45
45-49歳	-0.0241	-1.71*
50-54歳	-0.0376	-2.86***
55-59歳	-0.0559	-4.67***
60歳以上	-0.1042	-10.90***
家事・通学の傍らに仕事(1年前)	-0.0302	-6.67***
出生時と同一の地域に現在居住	-0.0005	-0.12
配偶者あり	-0.0312	-6.85***
地域ブロック〈関東〉		
北海道・東北	-0.0088	-1.51
北陸・東海	0.0169	2.90***
近畿	-0.0170	-3.00***
中国・四国	0.0111	1.86*
九州・沖縄	-0.0025	-0.45
最終卒業〈高校〉		
中学	-0.0347	-6.46***
短大・高専・専門学校	0.0152	3.12***
大学・大学院	0.0521	7.93***
継続就業年数〈5年以上10年未満〉		
1年未満	-0.0070	-0.61
1年以上2年未満	0.0118	1.66*
2年以上3年未満	0.0226	2.77***
3年以上5年未満	0.0198	2.46**
10年以上15年未満	0.0098	0.88
15年以上20年未満	0.0062	0.29
20年以上	0.0057	0.83
前職産業ダミー		有
前職企業規模ダミー		有
サンプル・サイズ		20,519
Log likelihood		-6152.76
擬似決定係数		0.1397

注：*(有意水準10%) ** (5%) *** (1%)。〈 〉はリファレンス・グループ。
推計手法は、表4と同じく、プロビットモデルによる分析。

示したように正社員となりにくいだけでなく、無業にもなりにくい。かわりに別企業の非正規雇用になる傾向が強い。一方、前職の勤続年数が10年から20年程度の長期になると、新たに非正規雇用となるよりは、無業となりがちである。勤続

表6 非正規から正規外への移行に関する決定要因（プロビット分析）

	他の非正規雇用へ移行 限界効果 漸近 t 値		自営・経営への移行 限界効果 漸近 t 値		無業への移行 限界効果 漸近 t 値	
	雇用形態〈アルバイト〉					
パート	0.0130	1.26	0.0020	0.78	0.0101	0.92
派遣社員	0.0225	1.39	-0.0040	-0.91	0.0108	0.62
契約・嘱託・その他	-0.0440	-3.79***	0.0079	2.56**	0.0326	2.63***
女性	0.0676	7.14***	-0.0084	-3.29***	0.0374	3.66***
年齢〈15-19歳〉						
20-24歳	-0.0863	-2.78***	0.9473	40.69***	0.0453	1.28
25-29歳	-0.1150	-3.70***	0.9641	47.45***	0.1099	3.08***
30-34歳	-0.0961	-3.03***	0.9830	52.24***	0.0970	2.67***
35-39歳	-0.0357	-1.07	0.9835	49.48***	0.0215	0.58
40-44歳	0.0161	0.47	0.9824	48.29***	-0.0351	-0.94
45-49歳	-0.0170	-0.50	0.9779	44.96***	0.0339	0.91
50-54歳	-0.1184	-3.70***	0.9833	51.30***	0.1510	4.12***
55-59歳	-0.1766	-5.61***	0.9837		0.2415	6.58***
60歳以上	-0.3190	-11.64***	0.9742	56.76***	0.4365	13.50***
家事・通学の傍らに仕事（1年前） 出生時と同一の地域に現在居住 配偶者あり	-0.1137	-13.28***	-0.0091	-4.33***	0.1595	17.31**
	-0.0039	-0.38	0.0186	6.13***	-0.0243	-2.20**
	-0.0247	-2.84***	0.0100	4.76***	0.0556	6.10***
地域ブロック〈関東〉						
北海道・東北	-0.0267	-2.29**	0.0049	1.56	0.0340	2.73***
北陸・東海	-0.0092	-0.85	0.0073	2.39**	-0.0213	-1.82*
近畿	-0.0315	-2.75***	0.0043	1.35	0.0505	4.12***
中国・四国	-0.0461	-4.05***	0.0051	1.62	0.0290	2.37**
九州・沖縄	-0.0360	-3.26***	0.0047	1.54	0.0338	2.85***
最終卒業〈高校〉						
中学	-0.0098	-0.96	-0.0037	-1.68*	0.0520	4.85***
短大・高専・専門学校	0.0117	1.22	-0.0032	-1.27	-0.0309	-3.00***
大学・大学院	-0.0211	-1.70*	0.0053	1.60	-0.0693	-5.24***
前職企業規模〈1-4人〉						
5-9人	0.0055	0.34	-0.0097	-3.59***	0.0030	0.18
10-29人	0.0250	1.65*	-0.0125	-5.02***	-0.0108	-0.69
30-99人	0.0508	3.24***	-0.0137	-5.53***	-0.0391	-2.41**
100-299人	0.0550	3.34***	-0.0175	-7.10***	-0.0255	-1.50
300-999人	0.0486	2.75***	-0.0172	-6.66***	-0.0268	-1.46
1000人以上	0.0212	1.28	-0.0147	-5.60***	-0.0077	-0.45
官公庁	0.1080	4.21***	-0.0198	-6.17***	-0.0337	-1.29
継続就業年数〈5年以上10年未満〉						
1年未満	0.1285	5.24***	-0.0055	-1.01	-0.0941	-3.70***
1年以上2年未満	0.0434	3.43***	-0.0027	-0.98	-0.0436	-3.33***
2年以上3年未満	0.0059	0.42	-0.0022	-0.71	-0.0196	-1.34
3年以上5年未満	0.0188	1.39	-0.0031	-1.08	-0.0284	-2.03**
10年以上15年未満	-0.0356	-2.06**	-0.0048	-1.40	0.0325	1.80*
15年以上20年未満	-0.1125	-3.90***	0.0054	0.92	0.0781	2.59***
20年以上	0.0623	5.07***	-0.0051	-1.94*	-0.0544	-4.28***
前職産業ダミー		有		有		有
前職企業規模ダミー		有		有		有
サンプル・サイズ		20,519		20,519		20,519
Log likelihood		-12665.86		-2392.61		-12633.26
擬似決定係数		0.0711		0.0686		0.1108

注：*（有意水準10%）**（5%）***（1%）。〈 〉はリファレンス・グループ。

2年から5年程度では、一部で無業化しにくい傾向がみられる以外、明確な特徴は見られない。その結果もまた、2年から5年程度働いて離職するのが、正社員就業の最も大きなチャンスとなることをうかがわせる。

継続就業以外の影響として、契約・嘱託・その他からは、自営・経営もしくは無業へと移行する傾向が強いこと、女性は男性に比べて転職した場合、非正規もしくは無業となる傾向が強いこと等も挙げられる。家事・通学の傍らでの非正規雇用、失業率の高い地域に居住、高校から未進学の非正規ほど、離職後に無業となりやすいことも、予想に反しない。

その他の興味深い事実は、非正規から自営・経営部門への移行だろう。表6をみる限り、配偶者のある人ほど離職した場合、無業になりやすいと同時に、自営・経営部門に移行する傾向は強い。1人から4人への零細規模から離職した場合や、出生時と同一地域に現在居住している場合も、非正規から自営・経営部門へ移行しやすい。総合すれば、地元の小企業で非正規雇用として経験を積んだ有配偶者ほど、自営・経営部門への移行が生じやすいようである。

3 観察不能な属性と分離均衡

シグナリング理論は、労働者間で観察されない能力や嗜好についての異質性が存在する場合でも、その異質性によって異なる水準のシグナルを労働者が選択する結果、能力や嗜好の違いを反映した処遇が、分離均衡（シグナリング均衡）として成立することを説明するものである。非正規からの離職者が、前職の勤続年数に応じて正規とそれ以外の異なる状況に落ち着く傾向があるという上記の結果は、シグナリング均衡による解釈と整合的である。

太田・橋木（2004）等が整理するように、シグナリング理論は3つの条件を前提とする（92頁）。前提とは第一に、労働者の生産性は本人が有する能力や嗜好により規定され、シグナル獲得によって直接影響されないことである。第二として労働者は自らの能力や嗜好を認知する一方、企業は採用段階でその違いを見極めることは出来ないとい

う情報の非対称性が存在する。その上で第三に、能力の高い労働者はより低い費用で一定のシグナルを獲得可能なことが前提となる。前職の勤続年数は、離職後に得られる期待純便益と定着していた場合の期待純便益との比較から選択されたものである。シグナリング理論では、その選択こそが観察不能な労働者の属性を反映し、離職後の異なる移行状況を生み出すことになる。

前職の勤続年数が2年未満の人々が離職後に非正規化しやすい事実は、次のようなシグナリング仮説による解釈が可能である。就職後に同一の職場で働き続ける拘束や負担への忌避感が強かったり、職場の持続的な人間関係やしがらみに苦痛を感じやすい人々にとって、2年を超えて就業を継続することの心理的費用は大きい。その場合、転職後に正規化や賃金増などの改善見込みが少なかったとしても、離職がもたらす期待純便益が定着の純便益を相対的に上回る状況が生じる。その結果として、2年未満でも転職を決断し、別の職場で再び非正規就業することになる。

それに対し、2年から5年程度勤続を積み増すことの不効用が小さい非正規雇用者は別に存在する。正社員の採用を意図する企業は、就職希望者から高い定着性向の人々を選別したいものの、情報の非対称性からその属性を直接観察することは出来ない。そのため企業は、離職前に一定期間継続して就業した客観的実績を、正社員としての高い潜在能力や定着性向の代理指標として期待する。

そのような採用企業の見込みの下、2年から5年程度就業した後に離職した人々にとっては、2年未満で離職した人々に比べて、高賃金を持続的に獲得可能な正社員就業の見込みは高まり、転職による期待便益は増加する。したがって2年を超えて勤続し、同時に正社員就業を望み、その実現によって高い効用を得られる非正規は、転職を決断することになる。

その結果、2年から5年程度継続就業した人々は正社員として高い能力を有するはずという採用企業の見込みも自己実現する。このように離職前の継続就業が正社員としての能力のシグナルになるという転職者と採用企業双方の見込みが合致す

ることにより、2年未満勤続後の非正規就業と2～5年勤続後の正規就業との間で、分離均衡が成立するのである。

では、10年から20年といった、より長期の継続就業からの離職者で無業化する傾向が強く見られるという実証結果は、いかに解釈すべきだろうか。このような長期就業者にとっても、かつて2年から5年程度就業していた時点では転職による正社員就業の機会も高まっていたはずである。にもかかわらずそのとき離職をしなかったとすれば、当時の彼ら（彼女ら）にとって転職以上に非正規として定着することの純便益は高かったと考えられる。家事・通学の傍らで働くといった事情のみならず、仕事以外により高い効用をもたらす活動や目的を持つため、拘束度合いの強い正社員への転職を取って望まなかったのかもしれない。そのような特性を恒常的に持つ労働者にとって、勤続年数が長期化しても、離職して正社員化しようとするインセンティブは生じない。

にもかかわらず、10年以上経過した時点で離職し、無業化する理由としては、何らかの思いがけない事情により、就業そのものが困難になったことが考えられる。例えば本人の健康状況が悪化したり、介護といった家庭に関する事情などにより、就業以外に専念すべき事態が生じた場合、定着や転職を問わず、就業を断念することになる。長期勤続後に無業化しやすい背景には、これらの統計的には観察されない予想外の状況も影響していると考えられる¹⁰⁾。

V 分析の拡張

前節では、2001年以降に離職した非正規雇者のうち、2002年10月から過去1年以内における正社員への移行状況に着目した。移行前後の状況は別の対象に焦点を当てることも出来る。

その一つとして、移行区間を一律に確定した上で、移行前後の状況を比較するという考え方もあるだろう。調査実施のちょうど1年前に非正規雇用であった人々が、1年後にいかなる状況に移行しているかを分析する方法が、それに相当する。『就業構造基本調査』では、離職者の離職年次と

同時に離職月次もたずねられており、離職前の継続就業期間を総月数としてはかれるため、調査1年前の2001年10月時点で非正規雇用であった人を把握することは、計算上可能である¹¹⁾。

しかし抽出された標本には、月次に関する回答項目の未記入も多い。それを反映し、この対象区分を用いた場合、対象となる離職非正規雇用者が先の2万3352から1万7568へ、非正規から正規への移行者にいたっては2407から1691へと、それぞれ3割程度、標本数は減る。さらにはこの区分で、勤続年数1年未満で正規雇用になったのは2サンプルにすぎない¹²⁾。

ただし、前節結果の頑健性を調べる上で、離職時期および入職時期について異なる区分を用いた推定を行うことに一定の意義もある。そこで前節とは異なる区分を用いた上で、継続就業年数の効果を、表5のモデル(3)と同一の説明変数について推定した。表7がそれらの結果である。ケース(1)の数値は、表5にある継続就業年数の数値と同一である。

同表ケース(2)は、上記の2001年10月に非正規雇用者だったことが判明している人々の2002年10月までの1年における離職状況を推定した結果である。その結果は標本数の減少が影響してか、ケース(1)ほど明確でない。それでも有意水準10%ではあるが、3年以上5年未満の継続就業後に離職した場合に正社員化しやすいという結果が得られる。

ケース(1)に示された表5の分析は、離職中の活動内容に関する異質性を極力捨象するため、最大2年弱の離職期間内での移行状況に対象を限定した¹³⁾。一方、結果が標本数によって影響を受ける可能性を考えると、反対に離職時期をさらに過去までさかのぼることで、非正規から正規への移行数をより多く確保した上で分析するのも一案ではある。

そこでケース(3)として、離職期間を2001年以降でなく1999年以降と、より長期に渡る場合に拡張した正社員への移行状況を調べた結果を示した。離職期間を2年程度広げても、結果的にケース(1)にほとんど変更は生じないことがわかる。

より標本数を増やすことを優先すれば、離職時

表7 移行状況の区分変更と正社員化への離職前継続就業年数の影響

	ケース(1)	ケース(2)	ケース(3)	ケース(4)	ケース(5)	ケース(6)
前職だった非正社員からの離職状況	2001年以降に離職	2001年10月に非正社員だったことが判明した人々のその後の離職	1999年以降に離職	離職時期を問わない	2001年以降に離職	離職時期を問わない
現職である正社員への移行時期	2002年10月から遡って過去1年以内に入職	2002年10月から遡って過去1年以内に入職	2002年10月から遡って過去1年以内に入職	2002年10月から遡って過去1年以内に入職	入職時期を問わない	入職時期を問わない
対象となる非正規離職者数 うち正社員への移行者数 (構成比)	23,352 2,407 10.3	17,568 1,691 9.6	24,419 2,532 10.4	25,236 2,618 10.4	34,258 3,684 10.7	103,490 15,372 14.9
離職前継続就業年数(5年以上10年未満)						
1年未満	-0.0070 -0.61	-0.0489 -1.42	-0.0064 -0.56	-0.0089 -0.79	-0.0344 -4.04***	-0.0143 -2.61***
1年以上2年未満	0.0118 1.66*	0.0074 1.09	0.0130 1.84*	0.0108 1.58	0.0072 1.19	0.0123 3.73***
2年以上3年未満	0.0226 2.77***	0.0121 1.56	0.0222 2.77***	0.0209 2.67***	0.0216 3.08***	0.0126 3.54***
3年以上5年未満	0.0198 2.46**	0.0140 1.81*	0.0195 2.46***	0.0161 2.09**	0.0186 2.71***	0.0095 2.80***
10年以上15年未満	0.0098 0.88	0.0015 0.14	0.0107 0.96	0.0122 1.12	0.0041 0.44	-0.0231 -5.17***
15年以上20年未満	0.0062 0.29	0.0081 0.38	0.0024 0.12	-0.0016 -0.08	0.0053 0.31	-0.0213 -2.83***
20年以上	0.0057 0.83	0.0085 1.16	0.0061 0.89	0.0052 0.78	-0.0078 -1.35	-0.0279 -8.75***

注：*(有意水準10%) **(5%) *** (1%)。継続就業年数以外の説明変数および分析手法は表5と同一。

期を問わず、前職として非正規雇用の経験を持つすべての離職者について考えるのも一つだろう。その結果も表のケース(4)に示した。ここでもやはり勤続年数2年から5年程度が正社員化に最も有利となり、前節の結果は頑健である。

ここまでの分析は、移行後1年以内にある正社員に対象を限っていた。非正社員としての離職時期を問わないのと対照的に、正社員への移行時期を問わないという考えもある。そこで2001年以降に非正規を離職した人々のうち、入職時期にかかわらず、調査時点で正規雇用である確率を推定したのが、ケース(5)である。2001年10月以前からの定着者分だけ、対象者は3万4258へと増え、正社員割合もわずかに上昇する。推定結果は、継続年数5年以上10年未満と比べ、いずれも1%有意水準で、2年以上3年未満のみならず、3年以上5年未満も正、反対に1年未満は有意に負となるなど、シグナリング効果はより鮮明となっている。

さらには、非正規雇用者の離職時期と移行時点の両方を問わないとすれば、対象となる標本数を最大限拡大することも可能である。その場合、正規への移行者数は拡大して1万5372となり、移行率も14.9%まで上昇する¹⁴⁾。その結果がケース(6)である。勤続年数1年以上2年未満が、2年以上3年未満と同じく限界効果が大きくなる等、正社員化を有利にする継続年数はいくらか短期間になる。それでも勤続年数1年未満は、勤続10年以上と並び、ここでも正社員になる確率が有意に低い。

このように移行状態に関して異なる区分を用いた場合も、継続就業1年未満の方が正社員化に有利となる結果は得られなかった。むしろ標本数を拡大する区分変更を採用した場合ほど、1年以上5年未満の間に正社員移行を最も高める勤続年数が存在するという結果は、より強まることが確認出来る。

VI 結びにかえて

本稿は2002年に実施された『就業構造基本調査』のランダム・サンプリングにより、離職直前に非正規雇用として就業していた人々について、転職を通じた正規雇用への移行要因を実証分析した。そこからは、労働供給と労働需要の両因が影響を与えている他、本稿の新たな発見として、離職前の一定期間の継続就業が正規化に対して有利に働いている事実が確認された。

その結果、非正社員の正社員への移行を抑えている複数の理由が明らかとなった。第一に、女性を中心に家事とのバランスや生活上の自由度を優先する傾向が存在し、50代以上では正社員としての仕事負担を避ける傾向もある等、労働供給上の理由から、非正規雇用者本人が必ずしも正社員就業を望んでいない可能性も一部に存在する。第二に、非正規が正社員化を望んでも、景気低迷により正社員就業の機会が全体的に縮小していたり、採用ニーズが高学歴者や医療・福祉分野といった専門職に偏向している等、労働需要のあり方も移行を困難にしてきた。第三に、非正規雇用を2年

から5年程度、同一企業で働き続けることは、正社員として求められる潜在能力や定着性向を示す正のシグナルとなる。そのためフリーター等の非正規社員が1年未満で転職を繰り返すことは、正社員への移行を結果的に抑制することへとつながっている。

以上を踏まえた政策含意は明瞭である。非正規雇用から正規雇用への移行促進には、景気拡大および、高学歴化や医療・福祉分野等の専門技能化の促進が効果を持つ。さらに家事と正規雇用とのバランスが過度の負担にならぬようワークライフバランスも推進していくべきだろう。

同時にシグナリング効果は、非正社員として短期間で転職を繰り返すことに歯止めをかけ、一定期間の継続就業を可能にする離職抑制策が重要なことを示唆する。具体策として、フリーターを含む非正規雇用者の就職後1年未満での退職を極力抑制するため、仕事内容や人間関係等、就業後の職場の悩みについて、非正規雇用への個別相談体制がより整備されるべきだろう。その意味で、ハローワーク、地域若者サポートステーション、ジョブカフェ等の職業安定行政は、無業者の就業促進に注力すると同時に、定着性向の弱い非正規雇用者に対し、2年から5年程度の継続就業を促すことが具体的な政策目標となる。

加えて、非正規雇用政策は、労働者側への働きかけのみならず、企業側にも向かわなければならぬ。立場の弱い非正規雇用者が短期間で離職せざるを得なくなるような、使用者側による賃金や処遇等に関する不当な取り扱いを厳に慎ませるべく、就業条件の明確化の他、労働監督行政の強化も非正規雇用の安定就業に向けた政策課題である。本稿に残された研究上の主な課題は二つある。

一つは、同一企業内での就業を通じた非正規から正規への移行プロセスの解明である。本稿が依拠した『就業構造基本調査』では、現職と前職の区分は転職を通じて勤め先の企業が変わった場合に限られる。同じ企業内での配置換えや勤務地が変わった場合、別の仕事に移ったとはみなされない。現在正規雇用の状態にある人には、過去にその企業で非正規就業していた経歴を持つ場合もあるかもしれない。その動向は不明である。

この点の分析には、同一企業内での雇用形態の変化を調べた別の大規模調査による検証が必要である。その調査を通じて、非正規が転職を経ず正規化するには、本人の能力や意欲を見極めるための一定の継続就業が不可欠なことも判明するかもしれない。非正規から正規への移行には、転職のみならず、同一企業内での雇用形態の変更にも、就業継続が求められるならば、本稿で示唆されたシグナリング効果はさらに重要性を増す。

第二の課題は、継続就業に関する内生性問題への対応である。本稿では分析対象を離職者に限ることで、前職における継続就業年数は、離職後には外生変数として取り扱うことが可能と仮定した。本稿の結果が示した通り、2年から5年程度の継続就業が正社員化に最も効果的とすれば、なぜ1年未満といった、短期間で離職するのかという問題の解明が、今後残される。それは同時に非正規雇用に5年以上定着する理由の解明につながる。

無論、非正規雇用者の離職理由は、正社員になることだけでない。非正社員という立場でより望ましい勤務先を求めることはある。正規雇用を求めているも、周辺の成功事例が限られるため、最適な継続就業期間に関する情報を離職者が有していないことも考えられる。

これらの点を明らかにするには、就業の移行および定着をつぶさに把握したパネルデータなども用いながら、適切な手法による就業継続の動意決定の実証分析が求められる。この点も、将来の研究課題と指摘したい。

*謝辞 本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している『就業構造基本調査』(2002年)の秘匿処理済マイクロデータを用いている。本誌編集委員会の担当編集委員から頂いた助言に感謝する。

- 1) 本稿で用いるサンプリングデータは居住地域を都道府県でなく地域ブロックで区分している。
- 2) 相澤・山田(2006)は説明変数に勤続年数の一次項と二乗項も含み、共に有意である。その為、如何なる勤続年数が常勤移行確率を高めるか、検討の余地が残される。
- 3) 非正規就業者が就業を継続することで正社員化を促すことに関連した事例としては小島(2006)等が挙げられる。小島氏は14年間にわたるキャリアカウンセラーの経験のなかで蓄積した事例に基づき、就職に問われる要件の一つとして「耐性(がまん強さ)」の重要性を指摘する。短期間の就業での離職を考えている若者に対し、「三年経つと、仕事によっては、その人の実績のようなものが出て」くると助言する。

その上で「その会社と相性が悪くてやめるようなことになっても、三年間働き続けていれば、そこから何かしら得たものをもって次の仕事に進める」と、具体的な勤続年数を挙げ、一定期間の継続就業が転職による就業改善のポイントとなることを説明している（同書99頁）。

- 4) 提供データでは、個人及び世帯の特定化を避ける為、9人以上世帯は削除されている。
- 5) 調査では派遣社員の場合、「派遣先」を答えている。2002年時点、平成11年（1999年）労働者派遣法改正により、26専門的業務につき期間を限定されない派遣が認められていた。それ以外は、港湾運送、建設、警備、医療関係、製造工程を除き、広く1年以内の派遣を認めるというネガティブ・リスト方式が採用された。継続年数について、当時多くが法的に1年超の雇用継続を制限されている派遣労働者を除いて以下の推定を行った場合もシグナリング効果に関する結論は変わらない。
- 6) 日本標準職業分類によれば、販売類似職とは、他人の間に立った売買の取次、斡旋の仕事や、他人のための売買代理の仕事等を指す。不動産仲介・売買人、保険代理人・外交員、有価証券売買仲立人、外交・勧誘員等からなる。
- 7) 但し、労働供給要因の影響を男女別に推定すると、有配偶ダミーの係数は、女性について有意にマイナスである一方、男性では有意にプラスとなった。その意味で男性の場合、家庭を有することは、主たる生計の維持者として非正規から脱し正規へ移行することの誘因を強めていると考えられる。
- 8) サンプルサイズは半減するものの、説明変数に表2に掲げた職業分類ダミーを加えて推定しても結果はほぼ共通する。シグナリング効果として継続就業年数2~3年は5%水準で正社員移行確率を高めていた。
- 9) 前職勤続年数が1年未満は、正社員の機会が著しく制限されていた2000年代に非正規となった人々である。それは不況が深刻化する以前に非正規となった長期勤続者に比べ、正社員としての資質や就業意欲が高い人々が、勤続1年未満の中に、より高比率で含まれることを意味する。その意味で勤続1年未満の係数には、観察出来ない世代属性の影響により、正社員就業確率に上方バイアスが生じている可能性もある。にもかかわらず、1年未満の係数が有意でないとすれば、それだけバイアスを相殺するかたちで、シグナリングによる負効果が強く働いたことを示唆している。
- 10) したがってそれらの人々は思いがけない事情がなかったとすれば、その後も引き続いて非正規就業を継続していた可能性は高い。玄田（2008）は、独自調査と『就業構造基本調査』の特別集計から、無配偶の非正規就業者についても職場における継続就業年数と年収の間に正の連関を見出している。その結果は、企業内訓練を通じて経験に応じた収入が支払われる年功的処遇及び能力に応じた選抜的処遇が一部の非正規に行われていることを意味し、それらの内部労働市場下位層的状况も長期雇用化を促す背景となっていると考えられる。一方、表6からは、勤続年数20年以上からの離職では別の職場で新たに非正規として就業する傾向もみられた。その理由としては、やはり就業を望みつつも、倒産等により職場そのものが消失したり、非正規にも定年が適用されるといった非自発的理由による離職が影響していたのかもしれない。このように離職前の継続就業年数とその後の就業の関係の解釈には、シグナリング仮説と整合的な状況がみられることに加え、同仮説とは異なる統計的に観察不能な要因の影響を必ずしも排除するものではないことも、併せて指摘しておくべきだろう。

11) たとえば2002年3月に非正規から離職した場合、前職の継続就業期間が5カ月以上であれば、2001年10月に非正規雇用であることが判明した人々とみなした。同様の計算を2001年10月から2002年10月の各月次に該当する最低継続就業年月数を照らし合わせて行った。

- 12) 表2も示す通り、『就業構造基本調査』では、非正規離職者に占める勤続1年未満の割合は低い。理由として調査が、就業状態をユーゼアルベース（「ふだん」の状態）でたずねている影響も考えられる。非正規からの短期離職が実際はより多いとすれば、その多くはふだん仕事をしていない人々が一時的に就いた職を離れる過程で生じていることを物語る。
- 13) 『就業構造基本調査』では求職活動状況は、調査時点で無業である者のみならず、離職期間中の求職活動や訓練等の全体状況を把握出来ない。離職期間を拡張した分析には、求職活動等に関する観察出来ない異質性バイアスに注意を要する。
- 14) 但し、入職時期を問わないことは、推定結果が移行のみならず、正社員としての定着に与える過去の経歴の影響をはかっていることにもなる。

参考文献

- Abraham, Katharine. G. and Farber, Henry. S. (1987) "Job Duration, Seniority, and Earnings," *American Economic Review* 77, 278-299.
- Altonji, Joseph. G. and Shakotko, Robert, A. (1987) "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies* 54, July, 437-459.
- Hungerford, Thomas and Solon, Gary (1987) "Sheepskin Effects in the Returns to Education," *Review of Economics and Statistics* 69, February, 175-177.
- Lang, Kevin and Kropp, David (1986) "Human Capital versus Sorting: The Effects of Compulsory Schooling Laws," *Quarterly Journal of Economics* 101, August, 609-624.
- Riley, John. G. (1979) "Testing the Educational Screening Hypothesis," *Journal of Political Economy* 87, October, S227-S251.
- Spence, Michael, A. (1974) "Competitive and Optimal Responses to Signals: An Analysis of Efficiency and Distribution," *Journal of Economic Theory* 7, March, 296-332.
- Topel, Robert. H. (1991) "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority," *Journal of Political Economy* 99, February 145-176.
- Weiss, Andrew (1988) "High School Graduation, Performance, and Wages," *Journal of Political Economy* 96, August, 785-820.
- Wolpin, Kenneth (1977) "Education and Screening," *American Economic Review* 67, December, 949-958.
- 相澤直貴・山田篤裕 (2006) 「常用・非常用雇用間の移動分析——『就業構造基本調査』に基づく5時点間比較分析」総務省統計研修所、リサーチペーパー第6号。
- 阿部正浩 (2005) 『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社。
- 石田浩 (2005) 「教育：学校から職場への移行」工藤章・橘川武郎・グレン・D・フック編『現代日本企業——企業体制(下)』有斐閣。
- 上西充子 (2002) 「フリーターという働き方」小杉礼子編『自由の代償 フリーター【現代若者の就業意識と行動】』pp.

- 55-74, 日本労働研究機構.
- 太田聰一・玄田有史・近藤絢子 (2007) 「溶けない氷河——世代効果の展望」『日本労働研究雑誌』No. 569, pp. 4-16.
- 太田聰一・橋木俊詔 (2004) 『労働経済学入門』有斐閣.
- 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』59巻4号近刊.
- 小島貴子 (2006) 『就職迷子の若者たち』集英社新書.
- 小杉礼子編 (2002) 『自由の代償 フリーター【現代若者の就業意識と行動】』日本労働研究機構.
- 小杉礼子 (2003) 『フリーターという生き方』勁草書房.
- 小原美紀・大竹文雄 (2001) 「コンピュータ使用が賃金に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 494, pp. 16-30.
- 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, pp. 29-41.
- 佐藤博樹 (1998) 「非典型的労働の実態」『日本労働研究雑誌』No. 462, pp. 2-14.
- 佐藤博樹 (2004) 「若年者の新しいキャリアとしての『未経験者歓迎』求人と『正社員登用』機会」『日本労働研究雑誌』No. 534, pp. 34-42.
- 佐藤博樹・小泉静子 (2007) 『不安定雇用という虚像』勁草書房.
- 佐藤博樹・佐野嘉秀・原ひろみ (2003) 「雇用区分の多元化と人事管理の課題——雇用区分間の均衡処遇」『日本労働研究雑誌』No. 518, pp. 31-46.
- 堀有喜衣 (2007) 「フリーターへの経路とフリーターからの離脱」堀有喜衣編『フリーターに滞留する若者たち』勁草書房.
- 〈2008年3月11日投稿受付, 2008年7月4日採択決定〉

げんだ・ゆうじ 東京大学社会科学研究所教授。最近の論文に「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』No. 567, 2007年10月号。労働経済学専攻。