# 第 11 章
# 非正規雇用から正社員への転換は人材の組織定着を促したのか

李　青雅

**要旨**

本稿は非正規雇用から正社員への転換が人材の組織定着に与える影響を分析したものである。正社員になると非正規の時に比べ、収入が増え、職場の訓練を受ける機会が増えるなど雇用改善がみられる。雇用がより安定したものになったのは言うまでもない。労働者がより良い仕事を得るために転職を考えるのであれば、これらの雇用改善は組織定着を促す要因として考えられよう。本稿の分析ではこれを裏付ける結果が得られた。

しかし、非正規の就労経験を持たず一貫して正社員として働いてきた者に比べると話は違ってくる。本稿ではパネルデータを用いたプロビット分析により、男性の場合、同じ正社員でも過去に非正規の経験を持つ者はそうでない者に比べて収入が低く、したがって、定着の意思が弱いことを明らかにした。収入の格差は女性にも存在する。しかし、定着の意思に男性のようなキャリアによる差はみられていない。

正社員転換には転職を伴わない内部登用と転職を伴う外部採用がある。転職を伴わない内部登用の者は当該企業の情報を豊富に持っているのでジョブ・マッチングの度合いも高く、転職を考える可能性が低いはずである。本稿の推定ではまず内部登用者の場合、組織への定着意思が強く、転職する確率は有意に低くなることが示された。しかしながら、彼らの組織定着が良いのは必ずしも現在の仕事に満足しているからではないことも示されている。

## 第1節　はじめに

企業が社内で非正規労働者を正社員に登用する仕組みとして、正社員登用(転換)制度がある。この制度を活用しようとする一番の理由は多様で良質な人材の確保である。過去にどのような就業形態で働いたかに関係なく、人材としての適性を見極めたら、正社員に抜擢して育て上げる。企業はそのような役割を期待して、内部登用をしたり、外部の非正規雇用者を正社員として採用したりする。労働政策研究･研修機構が2010年に行った調査(多様な就業形態に関する実態調査)によると、いま、約7割の企業が正社員登用制度や慣行、そして何らかの形での登用コースを持っている。最近3年間の実績を見ると、内部登用を行ったことがある企業は7割強に達している。また、4分の1の企業が他企業で非正規として働いていた者を自社の正社員として採用している(労働政策研究・研修機構　2011)。

『平成22年版労働経済白書』（第1－（1）－21図）は「労働力調査（詳細集計）」をもとに転職による正社員に転換した者の割合をみている。それによると、前職が非正規雇用で転職入職した者の約2割が正社員として採用されている。その数は2009年時点で34万人、ピーク時の2005年には41万人となっている。ただし、これには転職を伴わない内部登用が含まれていないことに留意する必要がある。内部登用を含むものとして労働政策研究・研修機構が2008年に行った調査（「働き方と学ぶことについての調査」）ある。これによれば、調査対象者の約2割が正社員転換を経験しているという。初職が非正規雇用であった者に限定すると4割に達している(小杉　2010　堀田　2009）。

非正規雇用から正社員への転換は多くの場合雇用改善を伴う。玄田(2009)は、日本の労働者を対象にしたネット調査により、正社員に転換した者の6割が転換前に比べ収入が増え、また、7割近くが仕事に対する責任が高まったと認識していることを明らかにした。小杉(2010)では『就業構造基本調査』のデータを用い、転換後教育機会が増え、収入も高くなったことを確認した。

本稿の主な目的は、非正規雇用からの正社員転換と組織定着の関係について分析を行う。企業が必要な人材を確保するために正社員転換を活用するのであれば、正社員転換の活用がその人材の定着につながったかどうかを確認し、問題があればその原因を突き止めることが必要になるからである。

正社員転換が上述のような雇用改善を伴い、かつ、労働者はより良い仕事に就くために転職するのであれば、正社員転換は組織定着にプラスの効果をもたらすはずである。しかし、一貫して正社員として働いてきた者に比べると定着の度合いに差はないのだろうか。もし、差があるならば、その理由は何なのか。本稿は後者の2点に特に焦点をあてている。本稿では、職業キャリアを一貫正社員(非正規の就労経験を持たない正社員)、転換社員(非正規雇用から正社員に転換した者[1])、長時間非正規(正規雇用者と同じ時間働いている非正規雇用者)の3類型に分け分析を進

[1] 正社員に転換したが、その後に再び非正規雇用に戻った者は含まれない。実際、このような逆戻りは転換した者の２割に達している。

める。

同じ転換社員といっても外部転換社員(外部から採用された者)と、内部転換社員(内部から登用された者)とでは雇用条件等に違いがみられる[2]。例えば、外部転換社員は高賃金で働く可能性が内部転換社員に比べて高い。一方、内部転換社員は過去の非正規経験が活かされ、職場訓練を受ける機会が多い。いずれも働く者の定着の意向に影響しうる要因である。本稿では、内部転換社員であることが高い定着の意思、そして、低い転職の確率につながるかどうかを検証する。もし、内部転換社員の職業定着が良ければ、それは現職での仕事満足度と相関関係があるかどうかをも合わせて検証する。これは間接的には内部転換社員は外部転換社員に比べてジョブ・マッチングの度合いが高く、かつ、それが高い仕事満足度につながったかどうかを分析することにもなる。高い仕事満足度すなわち現職から得られる効用が高ければ転職の誘因は低下するからである。

転職についてはこれまで多くの研究が蓄積されている。例えば、古郡（1997）は1988年と1989年の横断面データを用いた分析により、若者は収入が低かったり、労働時間が長くて休みが取れなかったりすると転職の確率が高くなることを検証している。樋口(2001)でもパネルデータを用いた分析により、転職者の転職後の賃金は継続就業者に比べて低いが、それはもともと賃金の低い労働者に転職が多いためであると指摘している。転職者に限定した場合、転職後の賃金は転職前より上昇している。小倉（ 2010）では会社や仕事に対する意識要因に注目して会社に「留まる」意向のある人の特徴を分析している。それによれば、会社を辞めない人は、長期雇用を望ましいと思う人で、処遇などの納得感が高く、職場の人間関係を含む仕事に対する満足度が高い人である。転職にはマクロの雇用環境も大きくかかわっている。古郡（1997）は1975年から1989年までの年齢別、性別のデータを用い、有効求人倍率が高いほど若者の転職率が高くなることを明らかにしている。これらの研究は日本の転職行動や定着の意思を明らかにするうえで貴重な知見を与えている。しかし、非正規から正社員に転換した者に限定してその定着または転職行動を分析したものは今のところ見当たらない。

分析には主に『慶應義塾家計パネル調査』（KHPS）と『日本家計パネル調査』（JHPS）の 2 つのデータセットを用いる。KHPS は、層化 2 段無作為抽出法によって選定された、20 歳から 69 歳までの男女とその配偶者 4,005 世帯を対象に 2004 年にはじまったもので、これまで 7 年にわたり追跡調査が行われている。調査項目には，対象者の就学・就業状況に加え、転職や現在の仕事に対する満足度なども含まれている。もう 1 つのパネル調査である JHPS は、同じく層化 2 段無作為抽出法によって選定された、男女とその配偶者約 4,000 世帯を対象に 2009 年からはじまっている。調査項目は KHPS と相互利用が可能な設計となっている。本稿では原則 KHPS と JHPS の 2009 年のデータを使うが、正社員転換の経歴については KHPS では 2004 年までさかのぼって確認する。まだ 2 年分のものしか利用できない JHPS は 2010 年の回顧履歴に基づいて同時期の正社員転換の有無を確認する。なお、転職行動については 2010 年のデータを用いる。本稿では 2 つのパネルデータを一緒に使うことでできるだけ大きいサンプル

[2] 内部転換社員と外部転換社員の違いについては玄田（2009）を参照されたい。

サイズを確保する[3]。分析対象は 60 歳未満の雇用労働者に限定し、自営業者や失業者、無回答サンプルは分析から除く。

本稿の構成としては、まず次節で定着の意思と転職率がキャリアによって異なることを確認する。3節ではプロビット分析により、正社員転換が定着の意思並びに転職行動に与える影響を分析し、4節では、職業定着の主な要因となる収入についてキャリアによる違いが存在するかどうかを検証する。最後に5節で結論と残された課題を述べる。

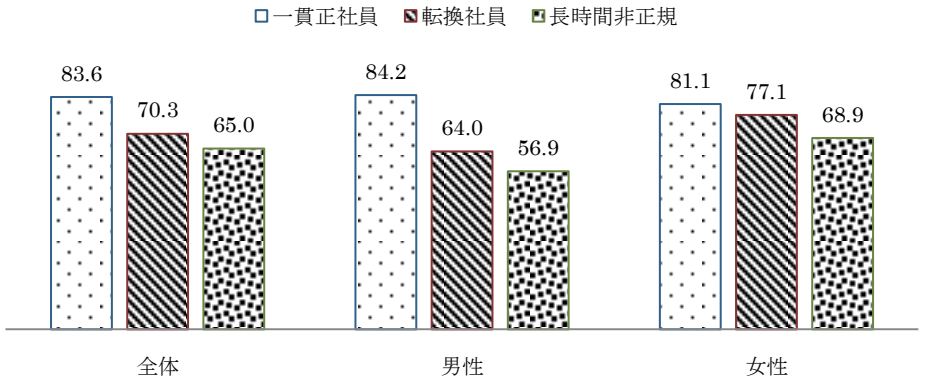
## 第2節　定着の実態

### 1　キャリア類型別

図1は「この仕事を続けたい」割合をキャリア類型別に示したものである。まず、全体を見ると、転換社員のその割合は70.3%と長時間非正規の65.0%より高い。しかし、一貫正社員に比べれば10ポイント以上低く、同じ正社員でも非正規経験有無で定着の意思に差が観察される。その差は女性に比べ男性のほうが大きい。

転職を考えていてもより良い仕事が見つかる見込みがなければ実際の行動に出る可能性は低くなる。そこで、定着の意思だけではなく、実際の転職率も合わせて考察を行う。図2は、2009年時点でのキャリア類型別の翌年(2010年)の転職率を見たものである。これを見ると、3つの類型の中で一貫正社員の転職率が最も低く、男性で2.9%、女性で4.0%となっている。それに対し、転換社員の転職率は男性が8.6%、女性が6.7%と長時間非正規とほぼ変わらない水準にある。定着の意思と転職率にはギャップがあるようである。

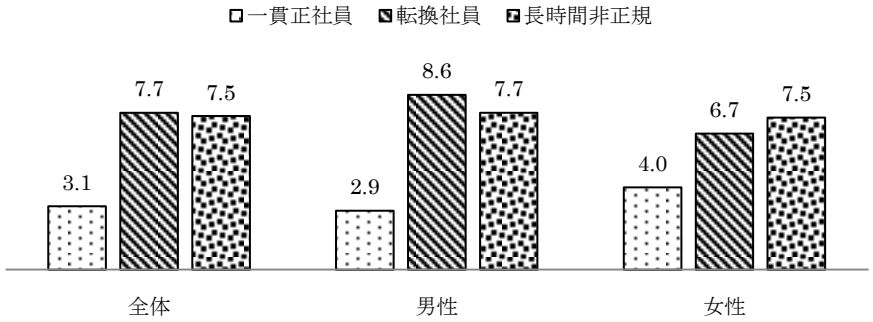
図1　キャリア類型別「この仕事を続けたい」割合(%)




資料：KHPS(2009)、JHPS(2009)より作成。

[3] 2 つのデータセットは年齢構成が違うことに留意する必要がある。例えば、7 年前に調査がはじまった KHPS に比べてまだ調査 2 年目である JHPS は若年層が比較的多い。しかし、JHPS には年齢の上限を設けていないことから 70 歳以上の高齢層も含まれている。既婚者は KHPS により多い。なお、学歴構成や性別構成には大きい差がみられない。

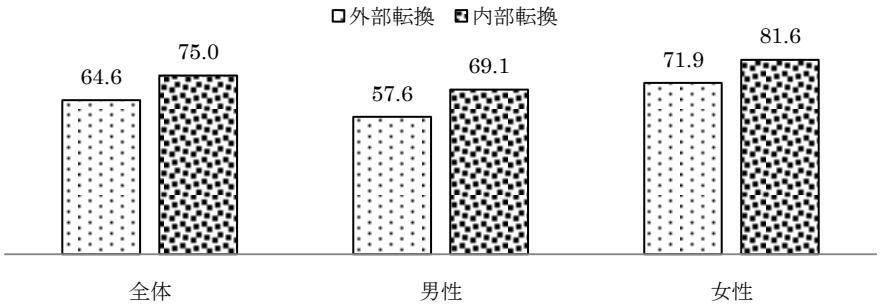
図2　キャリア類型別翌年の転職率(%)




## 2　内部転換と外部転換の違い

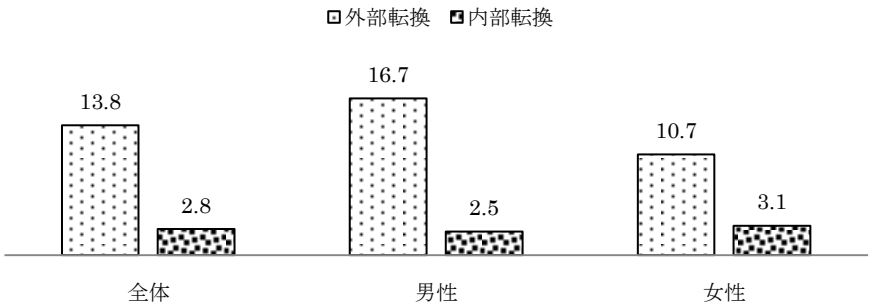
前述のように、転換社員でも内部転換か外部転換かで定着の意思が異なることが考えられる。図3は「この仕事を続けたい」割合を内部転換と外部転換別に見たものである。その割合は、男女ともに外部転換より内部転換のほうが高い。両者の差は10ポイントを超えている。内部転換の組織定着は転職行動により強くあらわれる。図4でみると、外部転換社員の翌年の転職率は全体で13.8%であるのに対し、内部転換社員のその割合は2.8%にとどまっている。男性のその差は女性に比べてやや大きい。

図3　内部転換・外部転換別「この仕事を続けたい割合(%)




資料：KHPS(2009)、JHPS(2009)より作成。

図4　内部転換・外部転換別の翌年の転職率(%)



## 第3節　推定

### 1　キャリア類型の影響

定着の意思そして転職行動はキャリア類型によって差が観察された。しかし、その差は年齢、性別などの個人属性や職種、業種、企業規模などの勤務先属性によるものかもしれない。付表1で示したように、転換社員は一貫正社員に比べて若年層が多く、勤続期間も短いことから転職の機会費用となる現職の賃金水準は低いことと見込まれる。良好な転職機会に恵まれる可能性も高い。もし転職がより良い仕事に就くためであるならば、彼らは一貫正社員に比べて転職の誘因が高くなるはずである。職種や業種にも違いがみられる。例えば、一貫正社員は他の類型に比べて管理職に就いている割合が高く、販売・サービス職に就いている割合は低い。専門・技術職に就いている割合は転換社員が最も高く、長時間非正規が最も低くなっている。業種では、製造業についている割合は転換社員のほうが最も低くなっている。職種や業種は企業内で形成され、熟練される技能・能力がどれだけ企業特殊的性質を持つかにかかわっており、両者とも転職または定着の意思に影響しうる要因である。そこでこれらの要因をコントロールしても定着の意思に差が残るのかをみる。

調査では「あなたは、今現在なさっている仕事を今後も続けますか」という質問に対し、

1　この仕事を続けたい

2　この仕事のほかに別の仕事もしたい

3　ほかの仕事に変わりたい

4　仕事をすっかりやめてしまいたい

の4つの選択肢を設けている。

分析では、「この仕事を続けたい」を選んだ場合に1、「別の仕事もしたい」、「ほかの仕事に変わりたい」、「やめてしまいたい」のいずれかを選んだ場合に0とする定着の意向の変数を作成し、それを被説明変数とするプロビット分析を行う。

説明変数には、キャリア類型に加え、性別、年齢、学歴、勤続年数、職種、業種を考える。キャリア類型は一貫正社員をベースに、転換社員と長時間非正規のダミー変数を投入する。性別では男性を 1、女性を 0 とするダミー変数を、年齢と勤続年数は実数を用いる。学歴では大卒以上の場合 1、それ以外を 0 とする。

職種では、管理的職種を管理職、事務従事者を事務職、専門的・技術的職業従事者と情報処理技術者を合わせて専門・技術職、販売従事者とサービス職従事者を合わせて販売・サービス職とするダミー変数を用いる。また、農林漁業作業者、採掘作業者、運輸・通信従事者、製造・建築・保守・運搬などの作業者、そして、保安職業従事者、その他などをまとめてその他職種とした。事務職がベースグループとなる。業種では、製造業ダミーを用いる。

KHPS(2009)とJHPS(2009)の有効回収サンプル7,444名のうち、60歳以上のサンプルを除くと4,941名、さらに、欠損値のあるサンプルを除いた1,785名(男性1,209名、女性576名）が本稿の

分析対象となる。その内訳を見ると、一貫正社員が1,264名（男性1,011名、女性253名）、転換社員が149名（男性77名、女性72名）、長時間非正規が372名（男性121名、女性251名）となる。その記述統計は付表1に示されている。

推定結果は表1に示されている。まず男性を見ると、転換社員ダミーと長時間非正規ダミーがまず有意な影響を持ち、一貫正社員に比べ、転換社員と長時間非正規は定着の意思が有意に弱いことが示された。一方、女性ではキャリア類型による有意な差は確認されていない。

ほかの変数を見ると、男性では、勤続年数と年齢が有意に正の値をもち、勤続年数が長いほど、年齢が上に行くほど定着の意思が強いことが確認された。職種では、事務職に比べ、販売・サービス職とその他職種のほうが定着の意思が弱い。女性では、勤続年数が10%水準で有意でプラスとなっている。職種では、事務職に比べ、専門・技術職、販売・サービス職、その他職種の定着の意思が弱い。

**表1　正社員転換の影響（プロビット分析）**
**被説明変数：1「この仕事を続けたい」0「ほかに別の仕事もしたい、ほかの仕事に変わりたい、仕事をすっかりやめてしまいたい」**

| | 男性 | | | 女性 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 係数 | z 値 | | 係数 | z 値 | |
| キャリア類型（一貫正社員） | | | | | | |
| 転換社員 | -0.4418 | -2.39 | ** | 0.0037 | 0.02 | |
| 長時間非正規 | -0.5595 | -3.64 | *** | -0.1333 | -0.75 | |
| 勤続年数 | 0.0126 | 2.11 | ** | 0.0192 | 1.69 | * |
| 年齢 | 0.0091 | 1.65 | * | 0.0109 | 1.41 | |
| 大卒以上ダミー | -0.0628 | -0.60 | | -0.0071 | -0.04 | |
| 職種（事務職） | | | | | | |
| 管理職 | -0.0841 | -0.38 | | | | |
| 専門・技術職 | -0.1134 | -0.66 | | -0.3307 | -1.79 | * |
| 販売・サービス職 | -0.4542 | -2.56 | ** | -0.3150 | -1.73 | * |
| その他職種 | -0.2809 | -1.68 | * | 0.5375 | 1.84 | * |
| 製造業ダミー | -0.0341 | -0.31 | | -0.3172 | -1.39 | |
| 定数項 | 0.6644 | 2.54 | ** | 0.3039 | 0.97 | |
| N | 1066 | | | 428 | | |
| Log likelihood | -487.902 | | | -222.802 | | |

## 2　年収、労働時間との関係

一貫正社員と転換社員、長時間非正規との定着の意思にみられる有意な差は何に起因するのか。それを明らかにするため、説明変数に転職への影響が大きい年収と週労働時間を加える。年収については対数変換したものを、労働時間は実数を用いる。

推定結果は表2に示されている。まず男性を見る。新たに追加した変数を見ると高い年収は定着の意思を強めることが示されている。週労働時間は定着の意思と弱い相関にある。次に、キャリア類型に注目すると、転換社員ダミーはマイナスの符号をしているが、有意な結果が得られて

いない。これは、転換社員は一貫正社員に比べ、年収が低くそれ故に定着の意思が弱いことを示唆するものである。一方、長時間非正規ダミーはマイナスで有意な値を示している。彼らは収入や労働時間、そして他の要因を除いても一貫正社員より現在の仕事を続けたいという意思が弱いことが示されている。一方、女性については週労働時間だけが10%水準でプラスに効いている。年収もキャリア類型の2つのダミー変数も有意な結果が得られていない。

**表2　年収、労働時間の影響（プロビット分析）**
**被説明変数：1「この仕事を続けたい」0「ほかに別の仕事もしたい、ほかの仕事に変わりたい、仕事をすっかりやめてしまいたい」**

| | 男性 | | | 女性 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 係数 | z 値 | | 係数 | z 値 | |
| キャリア類型（一貫正社員） | | | | | | |
| 転換社員 | -0.3033 | -1.56 | | -0.0758 | -0.32 | |
| 長時間非正規 | -0.3424 | -1.97 | ** | -0.2929 | -1.42 | |
| 年収（対数変換） | 0.4446 | 3.54 | *** | -0.1388 | -0.88 | |
| 週労働時間 | -0.0056 | -1.65 | * | 0.0104 | 1.83 | * |
| 勤続年数 | 0.0039 | 0.59 | | 0.0179 | 1.46 | |
| 年齢 | 0.0088 | 1.51 | | 0.0106 | 1.33 | |
| 大卒以上ダミー | -0.1892 | -1.72 | * | 0.0326 | 0.18 | |
| 職種（事務職） | | | | | | |
| 管理職 | -0.1388 | -0.58 | | | | |
| 専門・技術職 | -0.2294 | -1.27 | | -0.4297 | -2.20 | ** |
| 販売・サービス職 | -0.4693 | -2.51 | ** | -0.2497 | -1.32 | |
| その他職種 | -0.2819 | -1.60 | | 0.4761 | 1.57 | |
| 製造業ダミー | -0.1343 | -1.17 | | -0.2423 | -1.01 | |
| 定数項 | -1.5768 | -2.04 | ** | 0.6860 | 0.73 | |
| N | 1004 | | | 390 | | |
| Log likelihood | -448.218 | | | -205.356 | | |

## 3　内部転換の影響

前述のように内部転換の者が他企業から転職してきた外部転換に比べ、ジョブ・マッチングの度合いが高く、仕事に満足する可能性も高いのであれば、前者は後者に比べ定着の意思が強く、転職行動に出る可能性も低いはずである。

まず、内部転換が定着の意思に与える影響を見る。推定結果は表3に示されている。男性についてみると、内部転換ダミーは有意でプラスの値を示しており、内部から登用された者は定着の意思が有意に強いことが示唆された。一方、表2で有意ではなかった転換社員ダミーが有意にマイナスの値を示している。転換社員でも転職を通じた外部転換の場合には年収や労働時間をコントロールしても定着の意思が有意に弱いことを示唆する結果である。長時間非正規ダミーは表2と同じく有意でマイナスの値を占めしている。一方、女性では内部転換の影響は確認されなかった。

表4は内部転換が転職率に与える影響を分析したものである。これを見ると、内部転換ダミーは有意で負の効果を持ち、内部転換が転職の確率を低める働きが確認された。定着の意思を分析

した表3の結果と異なり、女性においても同様の傾向がみられている。

**表3　内部登用の影響（プロビット分析）**
被説明変数：1「この仕事を続けたい」0「ほかに別の仕事もしたい、ほかの仕事に変わりたい、仕事をすっかりやめてしまいたい」

| | 男性 | | 女性 | |
|---|---|---|---|---|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| キャリア類型（一貫正社員） | | | | |
| 転換社員 | -0.5606 | -2.35 ** | -0.0053 | -0.02 |
| 長時間非正規 | -0.4382 | -2.42 ** | -0.2766 | -1.32 |
| 内部転換ダミー | 0.4815 | 1.87 * | -0.1227 | -0.45 |
| 年収（対数変換） | 0.4254 | 3.37 *** | -0.1394 | -0.88 |
| 週労働時間 | -0.0059 | -1.72 * | 0.0106 | 1.86 * |
| 勤続年数 | 0.0042 | 0.64 | 0.0183 | 1.49 |
| 年齢 | 0.0092 | 1.58 | 0.0102 | 1.27 |
| 大卒以上ダミー | -0.1969 | -1.78 * | 0.0261 | 0.15 |
| 職種（事務職） | | | | |
| 管理職 | -0.1328 | -0.56 | | |
| 専門・技術職 | -0.2281 | -1.26 | -0.4270 | -2.19 ** |
| 販売・サービス職 | -0.4521 | -2.41 ** | -0.2533 | -1.33 |
| その他職種 | -0.2977 | -1.69 * | 0.4740 | 1.56 |
| 製造業ダミー | -0.1203 | -1.04 | -0.2485 | -1.03 |
| 定数項 | -1.4655 | -1.89 * | 0.6955 | 0.74 |
| N | 1004 | | 390 | |
| Log likelihood | -446.445 | | -205.254 | |

**表4　転職行動の要因分析**
被説明変数：翌年転職あり 1、なし0

| | 係数 | z 値 |
|---|---|---|
| キャリア類型（一貫正社員） | | |
| 転換社員 | 0.3857 | 1.48 |
| 長時間非正規 | -0.0365 | -0.16 |
| 内部転換ダミー | -0.806 | -2.27 ** |
| 年収（対数変換） | -0.1596 | -1.03 |
| 週労働時間 | -0.0132 | -2.71 *** |
| 勤続年数 | -0.0359 | -3.4 *** |
| 男性ダミー | 0.0408 | 0.22 |
| 年齢 | -0.0055 | -0.71 |
| 大卒以上ダミー | -0.155 | -0.93 |
| 職種（事務職） | | |
| 管理職 | 0.8665 | 2.63 *** |
| 専門・技術職 | 0.2977 | 1.24 |
| 販売・サービス職 | 0.2573 | 1.1 |
| その他職種 | 0.1549 | 0.62 |
| 製造業ダミー | -0.2604 | -1.33 |
| 定数項 | 0.2292 | 0.25 |
| N | 1294 | |
| Log likelihood | -187.1649 | |

内部登用で正社員になった男性の定着の意思が強いのは現在の仕事に満足しているからなのか。それを見るためにさらに仕事満足度を加えて再推定を行った。被説明変数が定着の意思の推定では内部転換ダミーが有意であった男性のみに、被説明変数が翌年転職率の推定では男女計である。その結果は表5のとおりである。仕事満足の要因をコントロールしても内部転換ダミーは依然有意であった。すなわち、内部転換は定着の意思を強め、転職の確率を低下させるという結果は変わらなかった。彼らは現在の仕事に満足しているから転職を考えないわけではないことが示唆された。1つの解釈としては、業務適性があり継続意思の強い非正規雇用者が内部登用された可能性がある。もう1つの可能性としては、内部転換の男性は仕事に不満があっても良好な転職機会に巡り合えないから転職を考えないかもしれない。しかし、これらについてはさらなる検証が必要になる。

表5　内部転換社員の定着が良い理由

| 被説明変数 | 定着の意思(男性) | | 翌年転職率(男女計) | |
|---|---|---|---|---|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| キャリア類型（一貫正社員） | | | | |
| 転換社員 | -0.6271 | -2.46 ** | 0.3295 | 1.22 |
| 長時間非正規 | -0.3225 | -1.52 | -0.0341 | -0.15 |
| 内部転換ダミー | 0.5477 | 1.94 * | -0.7569 | -2.09 ** |
| 仕事満足度 | 0.3725 | 7.95 *** | -0.1509 | -2.52 ** |
| 年収（対数変換） | 0.3883 | 2.76 *** | -0.1541 | -0.97 |
| 週労働時間 | -0.0081 | -2.15 ** | -0.0129 | -2.58 *** |
| 勤続年数 | 0.005 | 0.68 | -0.0349 | -3.28 *** |
| 男性ダミー | | | 0.0444 | 0.23 |
| 年齢 | 0.0123 | 1.87 * | -0.0049 | -0.62 |
| 大卒以上ダミー | -0.2947 | -2.43 ** | -0.1303 | -0.77 |
| 職種（事務職） | | | | |
| 管理職 | -0.2235 | -0.87 | 0.9206 | 2.76 *** |
| 専門・技術職 | -0.1372 | -0.7 | 0.28 | 1.14 |
| 販売・サービス職 | -0.4715 | -2.33 ** | 0.2597 | 1.1 |
| その他職種 | -0.2009 | -1.05 | 0.1383 | 0.54 |
| 製造業ダミー | -0.2114 | -1.68 * | -0.2538 | -1.28 |
| 定数項 | -2.3315 | -2.69 *** | 0.5981 | 0.62 |
| N | 946 | | 1281 | |
| Log likelihood | -370.3158 | | -182.1007 | |

## 第4節　キャリア類型と収入についての考察

これまでの分析で転換社員は一貫正社員に比べ、定着の意思が弱く、その原因は収入にあることが検証された。これは同じ正社員でも過去に非正規の経験を持つか否かで収入に差が存在する可能性を示唆するものである。一方、この状況は男性のみにあらわれており、女性にはキャリアによる定着の差も、そして、収入がその差に影響しているとの証拠は得られなかった。女性は男性のようにキャリアによって収入格差がみられないのだろう。これらの問題を明らかにするために、キャリア類型を考慮した賃金関数を求めた。その結果は表6に示されている。

これを見ると、収入に影響する諸々の要因をコントロールしても転換社員は一貫正社員に比べて年収が有意に低いことが確かめられた。そして、その年収の差は男性だけではなく、女性にも顕著にあらわれている。転換社員は正社員になっても過去の非正規就労の経験により収入に損失を被っていることが示唆されたといえよう。これは同時に、女性の職業定着の度合いにキャリアによる差がみられないのは男性のような収入の格差がないからではないことを意味する。

非正規雇用から正社員になると、収入が年功的に増加し次第に他の一貫正社員との差が縮む可能性がある。実際、イギリスのパネルデータを用いたBooth, Francesconi, and Frank (2002) の分析によれば、女性の場合、一時的に非正規就労についても、正社員に転換した後の勤続期間が長くなるにつれ、一貫して正社員として働いたものとほぼ変わらない給料で働いていることが確かめられている。

表6　キャリア類型を考慮した賃金関数

| 被説明変数：log年収 | 男性 | | 女性 | |
|---|---|---|---|---|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| キャリア類型（一貫正社員） | | | | |
| 転換社員 | -0.2953 | -5.88 *** | -0.2316 | -3.08 *** |
| 長時間非正規 | -0.6240 | -14.81 *** | -0.6162 | -10.46 *** |
| 週労働時間 | 0.0022 | 2.78 *** | 0.0022 | 1.43 |
| 勤続年数 | 0.0112 | 7.61 *** | 0.0182 | 5.07 *** |
| 年齢 | 0.0092 | 6.35 *** | -0.0009 | -0.35 |
| 学歴(高卒) | | | | |
| 中卒 | -0.1330 | -1.75 * | -0.0266 | -0.16 |
| 短大・高専卒 | 0.0571 | 1.26 | 0.1529 | 2.77 *** |
| 大卒以上 | 0.1441 | 5.41 *** | 0.3209 | 5.03 *** |
| 職種（事務職） | | | | |
| 管理職 | 0.1995 | 4.16 *** | 0.4297 | 1.88 * |
| 専門・技術職 | 0.0899 | 2.31 ** | 0.0905 | 1.27 |
| 販売・サービス職 | -0.1069 | -2.52 ** | -0.0301 | -0.48 |
| その他職種 | -0.0858 | -2.23 ** | -0.0440 | -0.51 |
| 業種(製造業) | | | | |
| 建設業 | -0.0466 | -1.11 | 0.2067 | 1.31 |
| 医療・福祉 | -0.0462 | -0.72 | 0.0892 | 0.97 |
| サービス業 | -0.0517 | -1.18 | 0.1200 | 1.13 |
| その他業種 | -0.0153 | -0.51 | 0.1225 | 1.66 * |
| 企業規模(500人以上) | | | | |
| 29人以下 | -0.2942 | -8.59 *** | -0.3037 | -4.79 *** |
| 30-99人 | -0.2082 | -5.81 *** | -0.2189 | -3.07 *** |
| 100-499人 | -0.1466 | -4.79 *** | -0.1123 | -1.70 * |
| 官公庁 | -0.0238 | -0.54 | 0.0163 | 0.17 |
| 定数項 | 6 | 72.08 *** | 5.4728 | 39.24 *** |
| N | 1006 | | 399 | |
| ll | 0.5673 | | 0.5237 | |

## 第5節　おわりに

近年、学校卒業後に定職につけない若者が増え、話題を呼んでいる。初職が非正規雇用の比率は、1960年代の9.3%から、1970年代の6.9%、1980年代の10.8%、1990年代の17.2%を経て、2000年代の28.2%にまで上昇している（堀田　2009）。一度非正規となった者は長期にわたり賃金水準が低いうえ[4]、その後のキャリア展望も難しい[5]。その中で、非正規雇用からの正社員転換が注目されるようになった。

本稿では正社員転換と職業定着の関係に着目し分析を行い、次のような結論に至った。

第1に、同じ正社員でも過去に非正規就労を行った経験があるか否かで定着の意思、そして、転職行動に差がみられる。非正規雇用から正社員になった者は一貫して正社員として働いてきた者に比べ、定着の意思が弱く転職する可能性が高いのである。その原因は前者の収入が後者のそれより低いことに起因する。すなわち、正社員になっても過去の非正規の経験により収入にダメージを受けるがゆえに、転職を考えるのである。

第2に、上述のような傾向は女性では確認されなかった。収入格差は女性の転換社員にも存在する。しかし、収入格差が職業定着に影響を与えることはなかった。その理由についてはさらなる検証が必要になるであろう。

第3に、同じ転換社員であっても転職を伴う外部転換よりは内部から登用された者の定着の意思が強く、そして、転職率が低い。しかし、その理由は現在の仕事に満足しているから、つまり、現在の仕事から得られる効用が高いからではないことも示されている。仕事の継続意思が強い者が内部登用され、職業定着が良いとこともあれば、今の仕事に不満があっても良好な転職先がないから転職を考えない可能性もある。いずれにせよ、これについてもさらなる検証が必要になる。

これまで非正規雇用から転換してきた正社員と非正規雇用の経験を持たない正社員との職業定着の差について大いに議論してきた。しかし、特筆すべきは、正社員転換は確かに労働者の定着を促す効果を持つということである。これは転換社員の職業定着が長時間非正規の者に比べて明らかに良いことからもわかることである。したがって、能力の高い、良質な人材の確保を目指す企業なら、正社員転換制度または類似の慣行、コースを今後も大いに活用することが望ましいであろう。同時に、正社員転換を活用してもその後の処遇まで入念に考えないと人材の確保という面では問題が残ることも留意する必要がある。

残された課題としては、まず1つは、データの制約上転換社員の定着を促す要因となりうる職場訓練の影響を分析に組み込めなかったことである。さらに、時代効果を除いて、転換時期の影

---

[4]「慶應義塾家計パネル調査」（KHPS)を用いた酒井・岩松(2005)によれば、学卒直後に非典型雇用を経験した者は典型雇用者に比べて，男性では 26.3%，女性では 33.2%も所得が低い。

[5]玄田(2008)では「就業構造基本調査」の 2002 年データを再集計して転職による就業形態間転換の割合をみている。それによると、転職により正社員に転換した人は非正規離職者の 1 割にとどまる。残りの 5 割は無業となり、4 割は異なる企業で非正社員を続けている。勇上（2009）は、労働者の選好をコントロールしても、学卒後に正社員につけなかった労働者はその後正社員転換が困難になることを示している。

響を検証することも必要である。

謝辞：
本稿の執筆に当たり、慶應義塾パネル調査共同研究拠点の樋口美雄先生から貴重なコメントをいただいた。記して感謝の意を表します。なお、本稿にみられる誤りはすべて筆者の責任である。

## 参考文献

岡本弥・照山博司(2010)「仕事の『満足度』と転職」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應－京大連携グローバル COE『日本の家計行動のダイナミズム 6』、第 5 章、慶應義塾大学出版会。

小倉一哉（2010)「会社を辞めないのはどんな人か」『日本労働研究雑誌』、No.603。

玄田有史（2008)「前職が非正社員だった離職者の正社員への転換について」『日本労働研究雑誌』No.580、pp.61-77。

玄田有史(2009)「正社員になった非正社員」『日本労働研究雑誌』No.586、pp. 34－48。

厚生労働省（2006)『平成 18 年版労働経済白書』。

小杉礼子(2010)「非正社員から正社員への転換の規定要因の検討」『非正規社員のキャリア形成：能力開発と正社員転換の実態』労働政策研究報告書 No.117、pp.40-82。

酒井正・岩松尚吾(2005)「フリーター以前とフリーター以後」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム 1』第 5 章，慶應義塾大学出版会。

樋口美雄『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。

古郡鞆子（1997)『非正規労働の経済分析』東洋経済新報社。

堀田聰子（ 2009)「「初職非正社員」は不利か：「最初の 3 年」の能力開発機会と正社員への移行」『日本労務学会誌』Vol.10 No.2、pp.18-34。

勇上和史(2009)「雇用形態の多様化と転職」『国民経済雑誌（神戸大学)』Vol.200、No.5、pp.51－69。

労働政策研究・研修機構(2011)　報告書、近刊。

Booth, A.L., Francesconi, M. and Frank, J., (2002), “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?,” *Economic Journal*, Vol.112, No.480, pp.F189-F213。

Freeman, R.B., (1978) ,“Job Satisfaction as an Economic Variable,” *American Economic Review*, Vol.68, No.2, pp135-141。

付表1　基本属性

| | 一貫正社員 | 転換社員 | 長時間非正規 | Total |
|---|---|---|---|---|
| N | 1264 | 149 | 372 | 1785 |
| % | 70.8 | 8.4 | 20.8 | 100.0 |
| | | | | |
| 女性 | 20.0 | 48.3 | 67.5 | 32.3 |
| 男性 | 80.0 | 51.7 | 32.5 | 67.7 |
| | | | | |
| 20代 | 6.7 | 28.9 | 21.2 | 11.6 |
| 30代 | 29.8 | 34.9 | 25.5 | 29.3 |
| 40代 | 33.7 | 20.8 | 26.3 | 31.1 |
| 50代 | 29.8 | 15.4 | 26.9 | 28.0 |
| | | | | |
| 中卒 | 1.9 | 3.6 | 3.7 | 2.4 |
| 高卒 | 44.0 | 40.6 | 54.3 | 45.9 |
| 短大・高専卒 | 11.9 | 18.1 | 20.1 | 14.2 |
| 大卒以上 | 42.2 | 37.7 | 21.8 | 37.6 |
| | | | | |
| 勤続期間(年) | 16 | 5 | 5 | 13 |
| | | | | |
| 管理職 | 9.0 | 0.7 | 1.1 | 6.7 |
| 事務職 | 20.5 | 20.7 | 25.9 | 21.7 |
| 専門・技術職 | 24.3 | 29.7 | 13.4 | 22.5 |
| 販売・サービス職 | 14.7 | 22.1 | 33.5 | 19.2 |
| その他職種 | 31.5 | 26.9 | 26.2 | 30.0 |
| | | | | |
| 建設業 | 10.0 | 5.4 | 3.3 | 8.2 |
| 製造業 | 23.6 | 14.9 | 22.0 | 22.5 |
| 医療・福祉 | 8.4 | 21.6 | 9.5 | 9.8 |
| サービス業 | 8.9 | 5.4 | 11.4 | 9.1 |
| その他業種 | 49.0 | 52.7 | 53.8 | 50.3 |
| | | | | |
| 29人以下 | 19.3 | 32.0 | 26.3 | 21.8 |
| 30-99人 | 14.9 | 24.5 | 15.2 | 15.7 |
| 100-499人 | 22.4 | 19.1 | 24.4 | 22.5 |
| 500人以上 | 33.4 | 19.1 | 30.8 | 31.6 |
| 官公庁 | 10.1 | 5.4 | 3.3 | 8.3 |