

非正規雇用は「行き止まり」か？

——労働市場の規制と正規雇用への移行

四方 理人

（慶應義塾大学先導研究センター研究員）

本稿は、日本における非正規雇用から正規雇用への移行についてのパネルデータを用いた分析である。日本は、OECDの中で常用雇用に対する解雇規制が強い一方、臨時雇用に対する規制が弱い国であり、臨時雇用から常用雇用への移行が起りにくい「行き止まり」の状況になる可能性がある。そこで、日本とヨーロッパ諸国との比較を行ったところ、日本はどの国よりも臨時雇用から常用雇用への移行の水準が低位であることが明らかになった。ただし、男性に限ると、非正規雇用から年間で25%程度正規雇用へ移行しており、ヨーロッパでも比較的低位の移行割合の国々と同程度となっている。一方で、年齢や雇用形態に限らず、非正規雇用から正規雇用への移行割合に大きな男女格差があり、特に同一企業内での正規雇用への移行における男女差が顕著である。そして、男性において不本意で非正規雇用となっている場合は、同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような影響は観察されず、非正規雇用の多数を占める女性は不利な状況にあることがわかった。

【キーワード】 パート・派遣等労働問題、女性労働問題、労働経済

目次

- I はじめに
- II 先行研究と分析課題
- III データの説明
- IV 非正規雇用からの移行
- V 非正規雇用からの移行についての計量分析
- VI おわりに

I はじめに

近年、非正規雇用の増加により若年層を中心に所得格差の拡大が引き起こされているが（太田2006a, 2006bなど）、それだけではなく、若年層において非正規雇用から抜け出しにくくなっていることも指摘されている¹⁾。Kondo (2007)は初職が正規雇用でない場合はその後も正規雇用になりにくいことを明らかにしており、また酒井・樋口(2005)や堀編(2007)は、若年層においてフリーターから正社員への離脱が近年起りにくく

なっているとしている。今後、非正規雇用から正規雇用への移行がほとんど起こらない場合は、非正規雇用と正規雇用の賃金格差は年齢や就業継続年数を重ねるごとに大きくなるため（柳田・三好2006, 古郡1997など）、現在の若年層が年齢を重ねることで、よりいっそうの所得格差の拡大が生じる可能性がある。

しかしながら、非正規雇用から正規雇用への移行が可能であり、かつ、頻繁に起こるのであれば、若年労働者にとって非正規雇用は一時的な経験であり、労働市場における低賃金や所得格差の問題もさほど大きい問題とはいえないかもしれない。玄田(2008)は、非正規雇用であっても数年間勤務すれば、その後正規雇用に移ることができると指摘している。

ただし、非正規雇用から正規雇用への経路が十分に開かれていたとしても男女格差や年齢格差が生じている場合は、正規雇用の機会の不平等が生じている可能性があり問題となろう。また、非正

規雇用から正規雇用への移行が、同一企業の内部労働市場によるか、外部労働市場を通じてのものかにより、労働市場における非正規雇用の機能も異なるといえる。

そこで本稿では、非正規雇用から正規雇用への移行について、パネルデータを用いた実証分析を行う。非正規雇用から正規雇用への移行が十分に開かれている場合は、非正規雇用は正規雇用への「架け橋」となっており、逆に開かれていない場合は「行き止まり」の状態にあるといえる。しかしながら、非正規雇用から正規雇用への移行がまったく存在しない状態は考え難く、「行き止まり」か「架け橋」かについては移行の水準という程度の問題となろう。

そこでまず、ヨーロッパ諸国との比較により、日本における非正規雇用から正規雇用への移行の程度についての考察を行う。

そして次に、その移行が内部労働市場を通してのものか外部労働市場を通して生じているのかについて、男女差、年齢、勤続年数といった労働者の属性から分析することで、日本の非正規雇用の特徴を明らかにする。

本稿の構成としては、まず先行研究の整理の中で、非正規雇用から正規雇用への移行を労働市場の規制との関係で議論を行う（Ⅱ）。そのうえで、使用データの説明を行い（Ⅲ）、臨時雇用から常用雇用への移行について日本とヨーロッパの比較を行い、また日本の非正規雇用から正規雇用への移行を同一企業内での経路と別企業での経路に区別して検証を行う（Ⅳ）。次に、非正規雇用から正規雇用への移行確率についての多変量解析を行い（Ⅴ）、最後に、日本における非正規雇用から正規雇用への移行についての考察を行う（Ⅵ）。

Ⅱ 先行研究と分析課題

1 国際比較に関する実証研究

非正規雇用は、正規雇用との賃金格差や企業内での職務の差だけではなく、有期雇用契約や派遣契約等の契約上法律で取り決められた特徴を有している場合が多い。そのため、非正規雇用から正

規雇用への移行については、労働市場での法的な規制との関係で議論することが有効であろう。

一般に有期雇用契約や派遣労働の雇用を臨時雇用（temporary work）と呼ぶが、多くの国々で常用雇用（regular work）の労働者と同様の長期的な雇用関係を目的として臨時雇用の労働者を雇い入れることを禁止するための規制が存在する。臨時雇用に対して、契約期間の上限や再契約が規制される場合、企業が臨時雇用の労働者を一定期間以上雇用するためには、期間の定めのない常用雇用として雇い入れ直す必要が生じる。そのため臨時雇用に対する規制が強くなると、臨時雇用から常用雇用への移行が起りやすくなると考えられる。しかしながら、臨時雇用を長期間雇い入れることを規制することにより、臨時雇用の労働者が失業する可能性も高くなると考えられる。

その一方で、臨時雇用に対する規制は常用雇用に対する規制との関連においても考えなければならない。なぜなら、常用雇用の解雇が容易であるなら、企業は常用雇用を解雇することにより雇用調整を行うことが可能であり、雇用調整を目的とした臨時雇用を雇い入れる必要がないからである。そのため、常用雇用に対する解雇規制が弱い場合は、企業が雇用調整のために臨時雇用を雇う誘引は小さくなると考えられる。逆に、常用雇用に対する解雇規制が強くなると、一度常用労働者を雇うと解雇が困難となるため、企業にとって労働者と有期雇用契約を結ぶインセンティブが生じることになる。同時に、労働者を臨時雇用から常用雇用へ転換させる企業の誘引も低くなり、臨時雇用から常用雇用への移行も少なくなるであろう。

実際に、OECD（2004）は、ヨーロッパ諸国において常用雇用に対する解雇規制（EPL指標：Employment Protection Legislation Indicator）が強い国ほど、臨時雇用の割合が高くなっているだけではなく、臨時雇用から常用雇用へ移行する割合も低くなることを明らかにしている。

そして、OECD（2004）におけるEPL指標によると、日本は、常用雇用に対する規制がOECD平均より強く、その一方、臨時雇用に対する規制がOECD平均より弱くなっている。日本は常用雇用に対する解雇規制が比較的強く、臨時雇用に

対する規制が弱いため、臨時雇用から常用雇用への移行が生じにくくなっている可能性がある。

次に、個別の国々における臨時雇用から常用雇用への移行の特徴は、どのようになっているであろうか。

常用雇用に対しても臨時雇用に対しても比較的規制が弱く、有期雇用の雇用者比率が低いイギリスについて Booth, Francesconi and Frank (2001) は分析を行っており、臨時雇用の労働者は5年以内に8割以上が常用雇用に移行しているとしている。そして、同じくイギリスについて Booth, Francesconi and Frank (2002) は、女性において臨時雇用から常用雇用に移行した場合の賃金水準は、臨時雇用を経験しない常用雇用の平均賃金とほとんど変わらなくなることを明らかにしている。そこから、イギリスにおける有期雇用は常用雇用への「架け橋」になっているとされる。

一方、常用雇用に対する解雇規制はOECDの平均より強く、臨時雇用に対する規制は平均にあるドイツについて、Hoffmann and Walwei (2003) は、時系列データから臨時雇用比率が一定でかつ変動が大きいことから、臨時雇用契約が常用フルタイム雇用への「架け橋」としての機能を持っているとしている。

また、日本とは逆に常用雇用の解雇規制がOECDの平均より弱く、臨時雇用に対する規制が平均より強くなっているイタリアについて、Gagliarducci (2005) は分析を行っている。ここでは、有期雇用の契約期間が長くなるほど常用雇用へ移行する確率が高くなり、また無業の経験や有期雇用を繰り返す場合は常用雇用へ移行する確率が低下することが明らかにされている。

そして、D'Addio and Rosholm (2005) は、ヨーロッパ13カ国が参加しているパネル調査であるECHP (European Community Household Panel) を用いての臨時雇用からの就業状態の移行についての分析を行っている。その分析結果から、女性については、臨時雇用の期間が長くなるほど常用雇用へ移る確率が高くなる一方、男性については逆に低下することが明らかにされている。また、小さな子どもがいる女性や高齢者もしくは低学歴の男性は、無業に移行する確率が高く「行き止ま

り」の就業状態であることが示唆されている。

以上、ヨーロッパにおける国々の先行研究では、主に女性において臨時雇用が常用雇用への「架け橋」となっていることが明らかにされている。その一方で、高齢者や教育水準の低い場合や無業を経験している場合において、臨時雇用から無業になりやすく「行き止まり」の状況に陥りやすくなっているとの指摘がある。

2 日本における実証研究

日本における先行研究として相澤・山田 (2008)、玄田 (2008)、Esteban-Pretel, Nakajima and Tanaka (2009) は、非正規雇用労働者の転職による正規雇用への移行について分析を行っている。

相澤・山田 (2008) は、1982～2002年の5時点間の『就業構造基本調査』(総務省統計局)の個票データを用いて転職を通じた労働者の従業上の地位変化を明らかにしている。多くの事実発見があるが、非正規雇用から正規雇用への変化という本稿との関連で述べれば、「学歴が高いほど非常雇から常雇へ移動しやすい」「非常雇の勤続期間が長くなると移動が行われにくくなる」といったことを明らかにしている。そのほか、時間的趨勢については、非常雇から非常雇に転職する割合が過去20年間増加してきた一方で、非常雇から常雇への移動は90年代に入り停滞しているとしている。

玄田 (2008) は、2002年の『就業構造基本調査』から前職が非正規雇用であった離職者の正規雇用への移行についての分析を行っている。そこでの重要な発見として、非正規雇用としての同一企業における継続的勤続年数が2年から5年程度の場合において正社員への移行を促すとしている。

Esteban-Pretel, Nakajima and Tanaka (2009) は、同じく2002年の『就業構造基本調査』における学卒後3年以内の若年男性をサンプルとし、非正規雇用から正規雇用への移行確率についての構造推計を行っている。その結果、学卒後非正規雇用となる場合、短期的には無業の場合より正規雇用に移行する確率が高いが、シミュレーションの結果、長期的には無業の場合と差がなくなることから、非正規雇用は「行き止まり」とも「架け

橋」ともいえないとしている。

しかしながら、これらの研究で使用される『就業構造基本調査』では、雇用形態の変化について転職による調査項目でしか把握できないため、同一企業内での雇用形態の変化については分析することができない。そのため、『就業構造基本調査』を用いた分析では、非正規雇用から正規雇用への移行の一部分しか捉えられていない可能性がある。

また、玄田（2008）は、離職した非正規雇用のみを分析対象としており、離職したという条件の下での非正規雇用から正規雇用への移行についての確率についての分析となっている。そのため、正規雇用の雇用機会が見つからないために、同一企業での非正規雇用を継続している労働者が分析対象から落ちてしまう。

そして、同一企業での非正規雇用から正規雇用への移行を含んだ研究として玄田（2009）と労働政策研究・研修機構（2010）がある。玄田（2009）は、インターネット調査のモニターを対象とし、かつて非正規雇用であった経験のある正規雇用の労働者を対象とした分析を行っている。そこでは、同一企業内での非正規雇用から正規雇用への移行については、移行の前後で同一の職種・職場となる傾向が強いことや、同一企業内での移行と企業間での移行との間で賃金関数への影響に有意な差がないことなど重要な点を明らかにしている。

しかしながら、玄田（2009）は、かつて非正規雇用を経験した正規雇用の労働者をサンプルとして分析しているため、玄田（2008）と同様に非正規雇用に留まる労働者が分析対象から外されている。そのため玄田（2009）の分析は、同一企業における非正規雇用から正規雇用への移行を扱っているが、非正規雇用から正規雇用への移行確率の分析ではなく、非正規雇用から正規雇用への移行を経験した労働者が同一企業内での移行であった確率の推計を行っている。この確率は非正規雇用労働者が同一企業内で正規雇用へ移行する確率とは異なる。非正規雇用から正規雇用への移行確率についての分析を行うためには、特定の時点における非正規雇用労働者すべてを分析対象とし、その非正規雇用労働者が一定の期間内に正規雇用に移行する確率を推計する必要がある。

また、労働政策研究・研修機構（2010）は、独自調査から初職が非正規雇用の場合に約4割が正規雇用へ移行していること、そして、非正規雇用から正規雇用への移行のうち内部登用が約2割、企業間移行が約8割となることなどを明らかにしている。しかしながら、同研究は25～44歳の就業者の就業履歴調査によるが、25歳以下の就業履歴の期間はすべてのサンプルが経験するが、年齢が上がるにつれ、その年齢の就業期間を経験するサンプルが小さくなるため、履歴データを集計する場合20歳代などの若年期の就労期間が過剰に出現するという問題がある。

以上、海外の先行研究から労働市場の規制と非正規雇用の関係を考察する上で、日本はOECD諸国のなかで常用雇用に対する規制が強い一方で臨時雇用に対する規制が弱いため、常用雇用から臨時雇用への移行が生じにくくなっている可能性がある。そして、国内の先行研究においては、内部労働市場を通じての非正規雇用から正規雇用への移行が十分に検証されていない。これらの点を検証するために、本稿では、パネルデータを用いることにより非正規雇用／臨時雇用の労働者が、1期後に正規雇用／常用雇用へ移行する確率について、同一企業内と別企業に区別して分析を行う。

III データの説明

本稿の使用データは、慶應義塾大学京都大学連携グローバルCOEプロジェクトによる『慶應義塾家計パネル調査』（以下KHPS）の2004年から2008年まで5カ年分のパネルデータである。KHPSの初回調査における対象者は、層化2段無作為抽出法によって選定された20～69歳の男女4005サンプルであり、5年目の2008年調査では2451サンプル（累積残存率61.2%）となっている。また、2007年からは、同様の方法によって抽出された1419のサンプルが追加されている。そこで、基本統計量による日本の非正規雇用から正規雇用への移行のパターンについては、サンプルの代表性を考え2004年調査開始サンプルを用い、多変量解析については、サンプルサイズをより大きくするため2007年からの追加サンプルを加え

て分析を行った（以下、2004年からのサンプルをパネルA、追加サンプルをパネルBとする）。

また、本研究では、各調査年に非正規雇用であったサンプルが翌年にどのような就業状態にあるかについての分析を行うため、KHPSのデータのうち2期間以上連続して存在し、その1期目に非正規雇用であったサンプルを用いている。その他のサンプルのクリーニングとして、学生の者、雇用就業の労働者のうち職業として「農林漁業作業者」「採掘作業者」「管理的職種」及び「その他の職種」の者は除いている。

表1は調査開始時点の2004年における25～64歳までのKHPSにおける就業形態の特徴を『労働力調査』（総務省統計局）と比較したものである。なお、KHPSの非正規雇用には「委託労働・請負」が含まれている。KHPSにおける正規雇用の割合は、男性については『労働力調査』のそれとほぼ同水準であるが、女性については正規雇用の割合が低くなっている。そして、非正規雇用については、女性のパート・アルバイトの割合において、KHPSが『労働力調査』より高い水準となっているが、それ以外の雇用形態においては両調査の差は小さい。KHPSにおける雇用形態のデータは、大規模調査である『労働力調査』のそれと大きく異ならないといえるだろう。

表1 KHPSと『労働力調査』の雇用形態の比較：25～64歳の男女

	KHPS		労働力調査	
	男性	女性	男性	女性
正規雇用	87	40	89	48
パート・アルバイト	4	45	4	41
派遣	1	3	1	2
契約・嘱託	6	7	4	6
委託労働・請負	3	5	—	—
その他	—	—	2	3
雇用者計	100	100	100	100

注：1) KHPSは、2004年調査であり、『労働力調査』は2004年第1四半期のデータである。

2) 『労働力調査』には内職を含むが、KHPSは内職を含まず「委託労働・請負」を載せている。

出所：総務省『労働力調査』およびKHPS（パネルA）より筆者作成。

IV 非正規雇用からの移行

1 臨時雇用から常用雇用への移行についてのヨーロッパ諸国との比較

まず、日本において非正規雇用から正規雇用への移行がどの程度生じているかについてヨーロッパ諸国との比較から考察を行う。ヨーロッパ諸国はECHP（European Community Household Panel）を用いたOECD（2006）の結果表によるが、日本に関しては同様の方法でKHPSの個票データから算出した。ここでは、有期労働契約もしくは派遣労働である臨時雇用から常用雇用への程度移っているのかについて考察を行う。ただし、日本については臨時雇用から常用雇用だけではなく、有期雇用契約とは限らず呼称が「契約社員」「派遣社員」「パート・アルバイト」「嘱託」のいずれかである非正規雇用について、そこから正規雇用へ移る割合についても記載している。

表2は、各国における25歳から64歳までの臨時雇用の労働者に関して、1年後および3年後の就業状態の割合を示したものである。1年後の就業状態として常用雇用となる割合が高い国から順に並べている。ルクセンブルク、オーストリア、イギリスでは半数以上が1年で常用雇用となっている。その一方、スペイン、ギリシャ、イタリア、ポルトガルといった南欧諸国とフランスでは、臨時雇用から1年後に常用雇用となる割合が30%以下であり、ヨーロッパ諸国のなかでは低い水準にある。そして、日本はその低い水準の国々よりも1年で常用雇用となる割合が低くなっている。その上、日本における非正規雇用から正規雇用となる割合は、臨時雇用から常用雇用となる割合よりも低い水準となっている。その一方で、日本において臨時雇用が1年後に無業となる割合は比較的低い水準である。

臨時雇用から常用雇用への移行および非正規雇用から正規雇用への移行が少ない日本の特徴は、臨時雇用の労働者の3年後の就業状態においてよりはっきり表れている。1年後に常用雇用となる割合が低かった南欧諸国やフランスでも、3年後にはギリシャを除き約半数が常用雇用となってい

る。そして、日本以外のすべての国で臨時雇用より常用雇用になる割合が高くなっている。しかし、日本では、常用雇用になる割合が約 25%と 3 年後においても 4 分の 1 しか常用雇用になっていない。そして、非正規雇用から 3 年後に正規雇用となっている割合は約 11%となっており、非常に低い水準でしか非正規雇用から正規雇用への移行が生じていないといえる。3 年を経過しても多数が臨時雇用や非正規雇用に留まったままである日本の特徴は、ヨーロッパ諸国において臨時雇用であった労働者の多くが常用雇用に移り、臨時雇用が一時的な経験となることと対照的である。

前述したように、日本は、ヨーロッパ各国と比較して有期雇用や派遣に対する規制は弱く、逆に常用雇用に対する規制は強い。このような日本の労働市場の特徴から、日本においては、有期契約もしくは派遣労働である臨時雇用から常用雇用へ

の移行は生じにくくなると予想され、実際にヨーロッパ各国よりその移行が生じにくくなっている²⁾。

2 日本における非正規雇用から正規雇用への移行のパターン

次に、日本における日本の非正規雇用から正規雇用への移行の特徴を明らかにするため、性・年齢別、雇用形態別の非正規雇用から正規雇用への移行について、特に同一企業内での移行と別企業への移行を区別して分析を行う。なお、以下では、定年退職制度により退職するサンプルをできるだけ除くことを目的として、58 歳以下のサンプルを用いている。

まず、非正規雇用労働者の 1 期後の就業状態を、①同一企業内での正規雇用、②別企業の正規雇用、③別企業の非正規雇用、④無業、⑤継続、

表 2 臨時雇用労働者の 1 年後と 3 年後における雇用状態の国際比較 (25 歳から 64 歳までの男女)

	1 年後			3 年後		
	常用雇用	臨時雇用	無業	常用雇用	臨時雇用	無業
ルクセンブルク	58.7	27.9	13.4	79.7	11.8	8.5
オーストリア	55.9	35.3	8.8	67.5	22.6	9.9
イギリス	51.9	29.9	18.3	63.4	15.1	21.5
オランダ	49.1	40.9	10.0	69.9	17.6	12.5
ドイツ	46.6	38.5	14.9	60.0	23.5	16.4
ベルギー	45.0	49.3	5.6	71.4	23.2	5.4
アイルランド	41.6	44.5	13.9	66.1	15.8	18.2
デンマーク	35.2	46.2	18.6	61.3	20.5	18.2
フィンランド	31.2	45.6	23.2	44.7	30.0	25.3
スペイン	29.1	52.4	18.5	46.0	37.5	16.5
ギリシャ	28.3	49.1	22.6	36.0	47.8	16.2
イタリア	27.2	49.7	23.1	47.2	30.3	22.5
ポルトガル	24.6	64.5	10.8	55.0	31.3	13.7
フランス	18.1	52.1	29.9	45.3	30.6	24.1
日本 (臨時雇用)	17.5	72.1	10.4	24.9	59.7	15.4
日本 (非正規雇用)	7.5	81.5	11.0	10.7	71.5	17.8

注：1) 臨時雇用とは、有期雇用契約の労働者もしくは派遣による労働者である。

2) 「日本 (非正規雇用)」については、非正規雇用労働者が正規雇用へ移るか、非正規雇用にとどまっているか、無業になるかについての割合を表している。なお、非正規雇用とは、有期雇用契約の有無にかかわらず、呼称が「契約社員」「パート・アルバイト」「派遣社員」「嘱託」のいずれかの労働者である。

資料出所：ヨーロッパ諸国については、European Community Household Panel (ECHP) の wave 5 (1998 年) から wave 8 (2001 年) のデータより、「1 年後」については 1998 年から 1999 年のデータ、「3 年後」については 1998 年と 2001 年のデータから計算されている (出所：OECD Employment Outlook 2006: Boosting Jobs and Incomes の "Supplementary statistical material" から)。一方、日本については『慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)』のパネル A の wave 1 (2004) から wave 5 (2008) のデータより筆者が計算した。

に区分した。ここでは、非正規雇用であった者が、次の年の調査で正規雇用となっている場合において、正規雇用への移行が起こったとしている。そして、①同一企業内の正規雇用と②別企業の正規雇用の差は、転職の経験の有無である³⁾。

表3は、性・年齢別にみた非正規雇用からの移行の状況である。まず、男性では、年齢計でみると正規雇用への移行割合について、同一企業内での移行割合は、別企業での移行割合より2倍程度高くなっており、男性の主な非正規雇用から正規雇用への経路は同一企業内の経路であることがわかる。そして、年齢別には、同一企業の正規雇用への移行に大きな差がないことがわかる。

一方、女性の年齢計でみた同一企業内での非正規雇用から正規への移行の割合は、男性の5分の1程度であり、大きな男女格差が存在することがわかる。女性について年齢別にみると、若年層で同一企業の正規雇用へ移る割合が比較的高いが、どの年齢においても同一企業の正規雇用へ移る割合は、男性より大幅に低くなっている。

別企業の正規雇用への移行については、男女ともに29歳以下の若年層でその割合が高くなっているが、どの年齢層でも男性より女性の正規雇用

へ移る割合が低くなっている。

表4は、雇用形態別にみた非正規雇用から正規雇用への移行の状況である。まず、男女差については、どの雇用形態においても女性より男性の同一企業の正規雇用への移行割合が高い。最も人数の多いパート・アルバイトにおいて、男性の場合同一企業の正規雇用へ移る割合が約11%であるが、女性の場合3%程度となっている。同様に、他の契約、派遣、嘱託それぞれの男女差が存在する⁴⁾。

一方、別企業の非正規雇用への移行の割合については、パート・アルバイトで男性が女性より高いが、契約・嘱託では大きな差がなかった。

このように、非正規雇用から正規雇用への移行の主な経路は同一企業での移行であり、年齢別にみても雇用形態別にみても移行割合の男女格差が大きいことがわかった⁵⁾。男性では、1年間で非正規雇用から正規雇用に移る割合は同一企業と別企業をあわせて25%程度であり、この水準はヨーロッパ諸国で臨時から常用へ移る割合が比較的低い部類の国々と同程度であるが、女性の非正規雇用から正規雇用へ移る割合は5%に満たない著しく低い水準である。したがって、「行き止ま

表3 非正規雇用からの移行（1年後の就業状態）：男女別、59歳未満

	男 性 (%)					計	(標本数)
	継続	同一企業 正規	別企業 正規	別企業 非正規	無業		
20～29	55.3	18.4	10.5	11.8	3.9	100.0	(76)
30～39	45.7	22.9	2.9	11.4	17.1	100.0	(35)
40～49	56.4	20.5	7.7	10.3	5.1	100.0	(39)
50～58	69.5	13.7	3.2	9.5	4.2	100.0	(95)
非正規計	59.6	17.6	6.1	10.6	6.1	100.0	(245)
	女 性 (%)					計	(標本数)
	継続	同一企業 正規	別企業 正規	別企業 非正規	無業		
20～29	60.6	5.2	4.7	17.6	11.9	100.0	(193)
30～39	74.2	1.4	1.4	12.6	10.4	100.0	(365)
40～49	80.1	3.9	0.7	9.6	5.7	100.0	(437)
50～58	86.0	1.6	0.4	5.4	6.6	100.0	(257)
非正規計	76.6	2.9	1.4	10.9	8.2	100.0	(1252)

注：職種が「農林漁業作者」・「採掘作者」・「不明」となる者を除いている。

出所：KHPS パネル A（各年）から筆者作成。

り」の状況は、女性に顕著な特徴であるといえる。以下では、非正規雇用から正規雇用への移行に、男女差やその他の属性がどのように影響しているかについて多変量解析により、探索的に分析を行う。

V 非正規雇用からの移行についての計量分析

1 分析方法と基本統計量

以下の分析においては、非正規雇用の労働者が t 期から $t+1$ 期にかけての就業状態の移行（遷移）確率についての多変量解析を行う。移行確率の推計に多項ロジットモデルを用いることにより、推計される確率は以下のように定式化される。

まず、 $P_{j,t}$ は、 t 期に雇用就業を行っている労働者について、 $t+1$ 期に就業状態 j への移行確率である。そして、移行せずに留まる確率を $P_{0,t}$ とする。この確率が多項ロジットモデルの定式化に従うとすると、

$$\log\left(\frac{P_{j,t}}{P_{0,t}}\right) = a_{jt} + \sum \beta_j x_t \quad j=1, \dots, k$$

の同時回帰方程式となる。なお、

$$P_{0,t} + P_{1,t} + \dots + P_{k,t} = 1$$

となる。この分析方法により、それぞれの移行確率に各説明変数が与える影響を同時に推計できる。 a_{jt} は就業状態 j への移行についての就業継続期間の変数、 x_t は説明変数ベクトル、 β_j はその係数ベクトルである。

説明変数について男女別にみた基本統計量が表 5 である。就業継続期間の変数は勤続年数であり、女性より男性で勤続年数が短い者が多い。人口学的変数として、女性ダミー変数、結婚ダミー変数、年齢のカテゴリー変数、未就学児の有無についてのダミー変数を用いた。全体の 84% が女性であり、また、女性の有配偶割合が高い。

次に、雇用状況の変数として、時間当たり賃金（所定内給与を所定内労働時間で除した値）の対数値、雇用形態、職種、企業規模についてそれぞれカテゴリー変数を用いている。女性のパート・アルバイト割合は 80% と男性の 2 倍の割合となっている。その他、教育のカテゴリー変数を用いている。

そして、非正規雇用を選択している理由についての意識変数を用いた。KHPS の設問に、非正規雇用として働く理由として、「①正規社員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がな

表 4 非正規雇用からの移行（1年後の就業状態）：男女別、59歳未満

	男 性 (%)					計	(標本数)
	継続	同一企業 正規	別企業 正規	別企業 非正規	無業		
パート・アルバイト	59.2	10.7	9.7	12.6	7.8	100.0	(103)
派遣	60.0	20.0	0.0	20.0	0.0	100.0	(15)
契約・嘱託	59.8	22.8	3.9	7.9	5.5	100.0	(127)
計	59.6	17.6	6.1	10.6	6.1	100.0	(245)
	女 性 (%)					計	(標本数)
	継続	同一企業 正規	別企業 正規	別企業 非正規	無業		
パート・アルバイト	76.6	2.7	1.0	11.7	7.9	100.0	(996)
派遣	73.0	3.0	3.0	9.0	12.0	100.0	(100)
契約・嘱託	78.8	3.8	3.2	6.4	7.7	100.0	(156)
計	76.6	2.9	1.4	10.9	8.2	100.0	(1252)

注：職種が「農林漁業作業員」・「採掘作業員」・「不明」となる者を除いている。

出所：KHPS パネル A（各年）から筆者作成。

かったから」「②賃金・労働条件・待遇などがよ
かったから」「③個人的な事情から正規社員の労働
条件では働けないから」「④その他」という4
つの選択肢が用意されており、この選択肢から、
①を「正規雇用の機会がない」、②を「現職の条
件がよい」、③と④をあわせて「その他」として
カテゴリー変数を構築した。「正規雇用の機会が
ない」ために非正規雇用となる割合について、男
性は36%、女性12%と約3倍の男女差があり、
男性において非自発的に非正規雇用となる割合が
高くなっている。

前節で見たように、非正規雇用から正規雇用へ
の移行の割合に男女で大きな差が生じていたが、
その男女差が配偶関係や働き方などの属性や非正
規雇用を選択する理由についての意識によるのか
について、以下では分析を試みる。

2 分析結果

表6は、非正規雇用からの移行についての多項
ロジットモデルによる分析結果である。それぞれ
の変数についての相対リスク比 (RRR) および係
数と標準誤差から求めたP値を記載している。
各ダミー変数の係数の相対リスク比は、当該確率
を「何倍影響を与える」と解釈することができる。
よって、相対リスク比が1を超えると正の影響、
1を下回ると負の影響と解釈することができる。

なお、多項ロジットモデルにおいて仮定され
る、異なった2つの選択肢の確率の比がその他の
選択肢の存在に影響されないというIIA
(Independence of Irrelevant Alternative) の仮定に
対するハウスマン検定を行った結果、「どの選
択肢についても他の選択肢の存在により係数が異
ならない」という帰無仮説は棄却されなかった。
したがって、IIAの仮定が成立していないとはい
えず、これらの選択肢に対する移行確率について
多項ロジットモデルを用いて推計することは、妥
当であるといえよう⁶⁾。

まず、勤続年数は、勤続1年未満を基準カテ
ゴリーとして、「勤続1年」「勤続2～3年」「勤続4
年以上」のカテゴリー変数となっている。同一企
業および別企業の正規雇用への移行確率に対し
て、勤続年数は有意確率が10%の水準であるが、

表5 基本統計量

カッコ内は基準カテゴリー	男女計	男性	女性
勤続年数 (0年)	0.24	0.29	0.23
1年	0.16	0.21	0.15
2～3年	0.23	0.24	0.23
4年以上	0.36	0.26	0.38
女性ダミー	0.84		
結婚の有無	0.69	0.36	0.75
女性×結婚	0.63		
年齢 (40～49歳)	0.32	0.14	0.36
30歳未満	0.18	0.35	0.14
30～39歳	0.27	0.14	0.30
50～57歳	0.23	0.36	0.20
未就学児ダミー	0.10		
教育 (高校・中学)	0.58	0.54	0.58
大学・大学院	0.15	0.33	0.11
短大・高専	0.22	0.11	0.24
その他	0.06	0.03	0.07
非正規の理由 (その他の理由)	0.49	0.35	0.52
正規雇用の機会がない	0.16	0.36	0.12
現職の条件がよい	0.32	0.26	0.33
時間当たり賃金	6.85	7.02	6.81
雇用形態 (契約・嘱託)	0.18		
パート・アルバイト	0.74	0.41	0.80
派遣社員	0.08		
職種 (事務)	0.24		
サービス・販売	0.44		
作業員	0.21	0.50	0.15
専門・技術	0.12		
企業規模 (500人以上)	0.28	0.33	0.27
30人未満	0.30	0.29	0.31
30人以上・500人未満	0.41	0.38	0.42
サンプルサイズ (人年)	1384	221	1163

注：(1) 時間当たり賃金は、「所定内給与/所定内労働時間」の対数値
であり、上下1%のサンプルは除いた。(2) 作業員には、「製造・
建築・保守・運搬などの作業員」「運輸・通信従事者」「保安職業
従事者」が含まれている。(3) 職種における「農林漁業作業員」「発
掘作業員」「管理職」、企業規模における「公務員」の労働者はサ
ンプルから除いている。

出所：KHPS パネルA・パネルB (各年) から筆者作成。

影響が観察される。特に、別企業の正規雇用への
移行について勤続年数が長くなるほど相対リスク
比 (RRR) が低下しており、勤続年数が長くなる
と別企業の正規雇用への移行が起りにくくなっ

ていることがわかる⁷⁾。

次に、性別と人口学的変数について、配偶関係や未就学児の影響および他の就業関連の変数を考慮に入れても、女性は男性より同一企業の正規雇用への移行確率が有意に低くなっている。相対リスク比から女性は男性の3分の1程度の確率でしか同一企業内での正規雇用へ移行できていないことがわかる。特に、有配偶女性の同一企業の正規雇用への移行の確率は低くなる。年齢については、40歳代との比較で、50歳代において同一企業の正規雇用への移行および別企業の正規雇用への移行の両方が生じにくくなっており、高年齢層で正規雇用へ移りにくい状態にある。

賃金と雇用形態については、同一企業内での正規雇用への移行についても別企業での移行についても影響が小さい。その一方、企業規模では、30人未満の小規模の企業において、同一企業の正規雇用への移行確率が有意に高くなっており、大規模企業において非正規雇用から正規雇用へ移りにくいことがわかる。

最後に、非正規雇用に就いている理由についての意識変数については、「正規雇用の機会がない」および「現職の条件がよい」場合、有意に同一企業内での正規雇用へ移行する確率が高くなっている。不本意で非正規雇用に就いている場合や条件がよい非正規雇用についている場合に正規雇用に移りやすくなっており、レファレンスカテゴリーである家庭の事情等その他の個人的な理由で非正規雇用となる場合は、正規雇用に移りにくい。このような意識変数を考慮に入れても、女性は有意に同一企業内での正規雇用へ移る確率が低くなっており、就業意識にかかわらず非正規雇用から正規雇用へ移りにくい状況にあるといえる。

表7は、男性のみをサンプルとした分析結果であるが、男女計の結果と同様に、非正規雇用となる理由が「正規雇用の機会がない」場合や「現職の条件がよい」場合において有意に同一企業の正規雇用へ移る確率が高くなっている。一方、表8の女性についての分析結果では、非正規雇用となる理由が、「正規雇用の機会がない」場合でも「現職の条件がよい」場合でも、有意な影響が観察されない。

男性においては、不本意で非正規雇用になる場合に、同一企業の正規雇用へ移る確率が有意に高くなっているが、女性ではその影響が観察されない。男性においては、正規雇用に移りたい意欲があれば正規雇用に移りやすいが、女性においては正規雇用に移りたくとも移りにくい状況にあると考えられるだろう。

また、男性では30歳未満の若年層で、同一企業の正規雇用への移行確率が高くなるが、女性の若年層では、同一企業の正規雇用への移行ではなく、別企業の正規雇用への移行確率が高くなっている。女性の年齢は、外部労働市場における正規雇用への移行においては評価されるが、内部労働市場では評価されていないといえるだろう。

VI おわりに

本稿で明らかになったことは、以下のとおりである。

第一に、臨時雇用（有期雇用もしくは派遣労働）から常用雇用へ移行した割合は、比較可能なEU諸国と日本の計15カ国のうち日本がもっとも低位である。その上、日本においては雇用契約上の区分である臨時雇用から常用雇用への移行割合より、呼称による区分である非正規雇用から正規雇用への移行割合は低位となっている。

第二に、日本の非正規雇用から正規雇用への移行についての主な経路は、同一企業内での移行、すなわち内部労働市場における移行であった。

第三に、同一企業内での正規雇用への移行における男女差は大きく、同じ雇用形態や同一年齢層であっても明らかな男女差が存在する。特に、非正規雇用を選択する理由を考慮に入れた多変量解析においても、男女で同一企業に移る確率に3倍以上の差がある。そして、男女別の分析では、男性において不本意で非正規雇用となっている場合に同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような影響は観察されなかった。

第四に、同一企業内での非正規雇用から正規雇用への移行確率は、大企業において低くなっており、労働条件の良い大企業の正社員への移行は困難であると考えられる。

表6 非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：男女計，年齢20～58歳

変数 (レファレンスカテゴリ)	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業	
	RRR	P値 ¹⁾	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
勤続年数 (0年)								
1年	0.92	0.83	0.40	0.11	0.48	0.01**	0.42	0.02*
2～3年	0.48	0.09+	0.37	0.08+	0.37	0.00***	0.85	0.58
4年以上	0.60	0.19	0.40	0.08+	0.27	0.00***	0.65	0.13
女性ダミー	0.31	0.01**	1.18	0.76	1.58	0.20	1.09	0.86
結婚の有無	2.02	0.14	1.36	0.73	1.51	0.47	1.78	0.40
女性×結婚	0.19	0.01**	0.13	0.05+	0.50	0.25	0.86	0.82
年齢 (40～49歳)								
30歳未満	1.33	0.48	1.44	0.52	2.15	0.01*	2.58	0.02*
30～39歳	0.57	0.17	0.90	0.84	1.37	0.21	2.27	0.01**
50～57歳	0.48	0.08+	0.08	0.02*	0.63	0.15	1.35	0.34
未就学児ダミー	1.24	0.71	1.09	0.88	0.47	0.03*	0.93	0.82
教育 (高校・中学)								
大学・大学院	0.63	0.25	0.61	0.35	0.75	0.37	1.12	0.74
短大・高专	0.94	0.87	0.28	0.05+	0.84	0.46	0.68	0.19
その他	0.43	0.28	1.19	0.78	0.49	0.19	0.97	0.94
非正規の理由 (その他の理由)								
正規雇用の機会がない	2.26	0.03*	1.86	0.23	1.55	0.12	1.03	0.92
現職の条件がよい	2.19	0.02*	1.13	0.80	0.87	0.52	1.12	0.64
時間当たり賃金 ²⁾	1.28	0.40	0.98	0.93	0.86	0.52	1.04	0.88
雇用形態 (契約・嘱託)								
パート・アルバイト	0.52	0.06+	0.73	0.59	1.78	0.09+	1.14	0.70
派遣社員	0.49	0.16	1.26	0.73	0.95	0.92	1.78	0.16
職種 (事務)								
サービス・販売	0.28	0.00**	4.42	0.02*	1.02	0.93	0.89	0.68
作業員 ³⁾	0.67	0.37	2.38	0.19	1.36	0.30	0.91	0.80
専門・技術	1.33	0.54	3.97	0.07+	0.71	0.42	0.76	0.52
企業規模 (500人以上)								
30人未満	3.73	0.00**	1.37	0.53	1.07	0.80	1.57	0.13
30人以上500人未満	1.41	0.32	0.76	0.57	0.99	0.96	1.24	0.42
イベント発生数	71		32		141		104	
標本数	1384							
Log pseudo-likelihood	-1064.57							
擬似決定係数	0.129							

注：(1) P値は係数とロバスト・スタンダード・エラーから推計したものである。なお，*** P値<0.001，** P値<0.01，* P値<0.05，+ P値<0.10である。(2) 時間当たり賃金は、「所定内給与/所定内労働時間」の対数値であり，上下1%のサンプルは除いた。(3) 作業員には、「製造・建築・保守・運搬などの作業員」「運輸・通信従事者」「保安職業従事者」が含まれている。(4) 学生，職種における「農林漁業作業員」「発掘作業員」「管理職」，企業規模における「公務員」の労働者はサンプルから除いている。(5) 分析モデルには，その他年ダミーおよびパネルBダミーを含んでいる。

出所：KHPS パネルAおよびパネルBの wave1 から wave5 まで (2004年から2008年) のデータから筆者推計。

表7 男性における非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：年齢20～58歳

	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業	
	RRR	P値 ¹⁾	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
勤続年数 (0年)								
1年	1.16	0.77	1.05	0.96	0.50	0.30	1.40	0.73
2～3年	0.27	0.04*	0.30	0.33	0.33	0.13	2.19	0.48
4年以上	0.43	0.14	0.23	0.26	0.18	0.05+	0.87	0.90
結婚の有無	1.90	0.24	0.76	0.77	0.81	0.71	1.07	0.94
年齢 (40～59歳)								
30歳未満	2.69	0.09+	3.27	0.14	0.88	0.81	0.32	0.24
30～39歳	1.61	0.43	1.91	0.59	1.58	0.58	4.85	0.05*
大学・短大・高専	0.75	0.56	0.25	0.17	1.56	0.36	1.79	0.49
非正規の理由								
正規雇用の機会がない	2.81	0.09+	0.98	0.98	1.85	0.30	1.05	0.94
現職の条件がよい	3.98	0.01*	1.21	0.86	1.08	0.93	1.13	0.88
時間当たり賃金 ²⁾	1.68	0.24	0.73	0.71	0.52	0.26	0.22	0.33
パート・アルバイト	0.43	0.11	0.88	0.89	1.85	0.31	1.24	0.75
作業者 ³⁾	1.45	0.45	0.60	0.57	2.75	0.05+	1.29	0.79
企業規模 (500人以上)								
30人未満	3.22	0.05*	3.84	0.25	2.05	0.32	7.07	0.01**
30人以上500人未満	1.43	0.46	0.95	0.97	1.37	0.60	3.85	0.15
イベント発生数	40		10		20		13	
標本数					221			
Log pseudo-likelihood					-205.71			
擬似決定係数					0.175			

注：表6に同じ。

出所：表6に同じ。

第五に、多変量解析による分析結果から、非正規雇用から別企業の正規雇用への移行については、勤続年数が長いほどその確率が低下することがわかった。この結果は、勤続2年目から5年目あたりで別企業の正規雇用への移行が起りやすくなるとする玄田(2008)の結果とは異なり、相澤・山田(2008)と同様の結果となる。玄田(2008)は、離職した非正規雇用のみを分析対象としているが、本稿や相澤・山田(2008)は離職せずに非正規雇用に残っている者も分析対象としていることによると考えられる。

以上の分析結果から、日本において、非正規雇用は正規雇用への「架け橋」なのか、それとも正規雇用への移行が困難な「行き止まり」なのか、という冒頭にかかげた問いに対しては、他国との

比較でその移行が低位であることから「行き止まり」の状況にあるといえるだろう。しかしながら、男性に限れば南欧諸国と同様の水準で正規雇用への移行がみられる一方で、女性については男性の5分の1から3分の1程度の確率でしか正規雇用への移行が起っていない。特に内部労働市場を通じた移行において男女格差が顕著であり、年齢や雇用形態にかかわらず大きな男女格差が存在している。

しかも、こうした問題(移行確率の男女差)は、非正規雇用における女性労働者割合が大きいいため、正規雇用へ移行する労働者数の差(移行人数の男女差)は小さくなってしまい、企業においては認識されていない可能性がある。今後、非正規雇用から正規雇用への移行を促す正社員転換制度

表8 女性における非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：年齢20～58歳

	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業		
	RRR	P値 ¹⁾	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	
勤続年数(0年)									
1年	0.69	0.54	0.29	0.13	0.52	0.03*	0.35	0.01*	
2～3年	0.61	0.37	0.59	0.36	0.45	0.00**	0.79	0.44	
4年以上	0.66	0.40	0.54	0.27	0.32	0.00***	0.70	0.22	
結婚の有無	0.31	0.01*	0.26	0.02*	0.70	0.19	1.63	0.14	
年齢(40～59歳)									
30歳未満	1.03	0.96	4.67	0.03*	2.68	0.00**	3.36	0.00**	
30～39歳	0.50	0.19	1.79	0.31	1.42	0.14	1.94	0.02*	
大学・短大・高専	1.41	0.38	0.38	0.04*	0.84	0.42	0.76	0.28	
非正規の理由									
正規雇用の機会がない	1.41	0.52	1.69	0.39	1.41	0.29	1.04	0.92	
現職の条件がよい	0.96	0.92	1.13	0.83	0.89	0.60	1.13	0.62	
時間当たり賃金 ²⁾	1.17	0.74	0.81	0.55	0.87	0.56	1.13	0.61	
パート・アルバイト	0.42	0.08+	0.79	0.57	1.95	0.04*	0.93	0.81	
作業者 ³⁾	1.27	0.60	0.58	0.48	1.19	0.54	0.93	0.84	
企業規模(30人以上500人未満)									
30人未満	5.89	0.00**	0.73	0.61	0.92	0.76	1.18	0.58	
500人以上	1.50	0.48	0.79	0.66	0.94	0.80	0.98	0.95	
イベント発生数	31		22		121		91		
標本数					1163				
Log pseudo-likelihood					-861.26				
擬似決定係数					0.081				

注：表6に同じ。

出所：表6に同じ。

が活用される場合においても、女性が不利にならない方法を模索する必要がある。

ただし、法的な規制としては、IIで述べたように有期雇用や派遣などの臨時雇用に対する規制を考えるべきである。たとえば、現在存在する有期雇用契約期間の上限だけではなく、有期雇用契約での同一企業の勤続期間に上限を設定し、一定以上の期間を雇う場合は、常用雇用に雇わなければならないとする規制が考えられる。しかしながら、このような規制を導入すると、臨時雇用での勤続が長い者ほど雇い止めのリスクが高くなってしまふ。そこで、有期雇用の勤続期間の上限規制と同時に、雇い止めを行う場合は勤続年数が短い労働者から雇い止めを行わなければならないとする規制を提案する。この規制により、勤続が一定

期間以上の臨時雇用の労働者の多くが、常用雇用に移ることになるだろう。同時に、このような勤続期間というより客観的な基準による規制を行うことで、正規雇用への移行の男女格差の解消につながると考えられる。

* 審査の過程で、本誌2名の匿名レフェリーおよび担当編集委員から有益なコメントをいただきました。記して感謝いたします。なお、本稿中の誤りはすべて筆者の責任に帰します。

- 1) 本稿における正規雇用と非正規雇用の差異は、断りのない限り各企業において「正社員」もしくは「正規社員」と呼称される雇用労働者以外の、「パート」「嘱託」「契約」等により呼称される雇用労働者を指すという意味で「正社員」以外の雇用労働者という意味である。また、臨時雇用を有期契約もしくは派遣労働における雇用とする。したがって、非正規雇用であっても、臨時雇用であるとは限らない。
- 2) しかしながら、各国の臨時雇用から常用雇用への移行の水

準に対して雇用規制の強さである EPL 指標による回帰分析を行うと、その関係ははっきりとは現れない。予想に反し臨時雇用に対する規制が強い国ほど、常用雇用に転じる割合は低くなっている。ただし、有意ではないが常用雇用に転じる規制が強いほど臨時雇用から常用雇用となる割合が低くなっている。この結果は、EPL 指標と臨時雇用から常用雇用への移行というよりは、雇用規制が強い国ほど転職や離職などを含めた労働状態の変化が小さいことを現しているかもしれない。今後は、同一国内において臨時雇用の規制が強くなる場合において臨時雇用から常用雇用への移行がどのように変化するかについての分析が課題となる。

- 3) 「転職」及び「離職」の定義は、KHPS の質問表における「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」という設問に対し、「1年前の会社・経営組織から転職した」と解答した場合「転職」と定義し、「1年前の仕事を辞めて、無業になった」と解答した場合「離職」と定義した。また、就業状態においてt期において雇用就業をおこなっているが、t+1期において無業の場合も、「無業」への移行とした。
- 4) なお、このような非正規雇用から正規雇用への移行についての男女格差は、若年層を分析対象としたパネル調査である『21世紀成年者縦断調査』（厚生労働省）においても観察される。付表にあるように、2002年において非正規雇用であった20～34歳の男女について、5年後の2007年の就業状況は、男性では非正規雇用に留まる者より正規雇用となっている者の割合が高くなっているが、女性については正規雇用に移った割合は非正規雇用に留まる割合の3分の1程度になっており、大きな男女格差が観察される。

脚注付表 若年非正規雇用労働者の5年後の就業状態

	正規雇用	非正規雇用	その他の就業	無業・休業	計
男性	46.4	34.5	10.7	8.4	100.0
女性	19.2	55.6	5.0	20.1	100.0

注：1) 集計対象は、第1回から第6回まで回答を得られている者である。

2) 第1回目調査（2002年）における調査対象は20～34歳の男女である。

出所：厚生労働省『第6回21世紀成年者縦断調査（国民の生活に関する継続調査）結果』より筆者作成

- 5) 労働政策研究・研修機構（2010）は、非正規雇用から正規雇用への移行の男女差については、「年齢ごとに正規社員への移行率を計算すると、男性では20歳代から30歳代初めまでは10～20%程度であるが、女性では10%を超えることは少なく、30歳代では2～3%にとどまる」としており、本研究と大きく異ならないと言えるだろう。しかしながら、同調査では、非正規雇用から正規雇用への移行において内部登用が約20%、企業間移行が約80%と本研究の結果と大きく異なっている。同調査と本研究の結果の差の一部は、履歴データでは、20歳代などの就労期間が過剰に出現する一方、パネルデータの場合、調査期間が長くなるにつれ調査対象者が加齢することで若年サンプルが減少していくため、若年のサンプルが過小に出現することから説明できる。そして、本研究からわかるように男性において同一企業での正規雇用への移行割合は年齢が高くなっても低下しないが、別企業の正規雇用への移行割合は年齢が高くなると著しく低下する。ここから、別企業への正規雇用への移行割合は、若年期の移行が多

い労働政策研究・研修機構（2010）において高くなり、逆に本研究では低くなると思われる。ただし、この点を考慮しても両研究での結果の差は大きく、残る差異は、労働政策研究・研修機構（2010）では面接調査である一方、KHPSは郵送留め置き調査であることなど聞き方の違いなど複合的な要因であろう。

- 6) ただし、本稿での多項ロジットモデルによる分析では、個人間の観察されない異質性について十分に考慮されないが、この点については今後の課題となる。
- 7) しかしながら、外部労働市場で有利な労働者ほど早い段階で転職を行うために、勤続年数の長い非正規雇用労働者の正規雇用への移行が生じにくいという解釈も可能である。

相澤直貴・山田篤裕（2008）「常用・非常雇用間移動分析——『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』第101巻第2号、pp.235-65.

太田清（2006a）「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』No.557、pp.41-52.

——（2006b）「非正規雇用と所得格差」『Business & Economic Review』第194号、pp.2-18.

玄田有史（2008）「前職が非正規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、pp.61-77.

——（2009）「正社員になった非正規社員——内部化と転職の先に」『日本労働研究雑誌』No.586、pp.34-48.

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.

古郡頼子（1997）『非正規労働の経済分析』東洋経済新報社.

堀有喜衣編（2007）『フリーターに滞留する若者たち』勁草書房.

労働政策研究・研修機構（2010）『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.

柳田征児・三好向洋（2006）「日本における賃金は本当に勤続年数とともに上がるのか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COEプログラム編、『日本の家計行動のダイナミズム [II]』第6章、慶應義塾大学出版会、pp.181-97.

Booth, A. L., Francesconi, M. and Frank, J. (2001) “Temporary jobs: Who gets Them, What Are They Worth, and Do They Lead Anywhere?” *ISER Working Paper*, University of Essex, No.00-13.

——（2002）“Temporary Jobs: Stepping-stones or Dead Ends?,” *The Economic Journal*, 112, June, pp.189-215.

D’Addio, A. and Rosholm, M. (2005) “Exits from Temporary Jobs in Europe: A competing Risks Analysis,” *Labour Economics*, 12, pp.449-468.

Esteban-Pretel, J., Nakajima, R. and Tanaka, R. (2009) “Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation,” *RIETI Discussion Paper Series*, 09-E-002.

Gagliarducci, S. (2005) “The Dynamics of Repeated Temporary Jobs,” *Labour Economics*, 12, pp.429-448.

Hoffmann, E. and Walwei, U. (2003) “The Change in Work Arrangements in Denmark and Germany: Erosion or Renaissance of Standards?” in Houseman, S. and Osawa, M. eds. (2003) 「デンマークとドイツにおける就業形態の変化——典型的な働き方はどのように変わるのか」鈴木春子訳

Houseman, S. and Osawa, M. eds. (2003=2003) *Nonstandard Work in Developed Economies*, Michigan: UPJOHN INSTITUTE. (大沢真知子、スーザン・ハウスマン編『働き方の未来——非典型労働の日米欧比較』大沢真知子監訳、日

本労働研究機構).

Kondo, A. (2007) "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp.379-402.

OECD (2004) *Employment Outlook 2004*: OECD.

—— (2006) *Employment Outlook 2006: Boosting Jobs and Incomes*: OECD.

(投稿受付 2009 年 10 月 21 日, 採択決定 2010 年 11 月 5 日)

しかた・まさと 慶應義塾大学先導研究センター研究員。
主な論文に「所得格差拡大は「みせかけ」か? ——所得格差の所得源泉別寄与度分解 (1994-2004 年)」『社会政策研究』第 9 号 (2009 年 3 月) pp.179-198 など。社会政策専攻。