

若年就業者の非正規化とその背景： 1994-2003年

周 燕飛*

(独)労働政策研究・研修機構

本稿は個票データを用いて、若者が非正社員になる理由、非正社員になる若者の属性、および近年の非正社員増加の要因について分析を行った。

その結果、まず、「不本意」に非正社員になった若者が近年増えていることや、同一年齢階層でも、就職時期が後になればなるほど非正規就業率が高いことなどがわかった。さらに、若者非正規就業率が上昇する要因を分解した結果、マクロ的な景気変動や労働需要の変化と考えられる共通変動要因が、若年非正規就業率の増加に大きな影響を及ぼしている可能性があることが分かった。それ以外では、労働力供給側における女性や未婚者の増加も目立った原因の1つである。

1. はじめに

非正社員として就業する若者は、平成不況入り後の1990年代初めから2000年代初めにかけて急増し、現在まで続く社会問題となっている。厚生労働省による推計では、2003年にパート・アルバイトで生計を立てる若者、いわゆる「フリーター」¹の数は217万人と1992年の101万人から倍以上の増加をみせた。その後、景気の回復に伴い、フリーターの数も減少に転じているが、2006年のフリーター数は187万人と、依然、高水準が続いている(2007年『労働経済白書』)。こうした非正規就業の若者の増加によって、産業の基盤を支える人材が育たなくなり企業の国際競争力低下が懸念されているほか、非婚化や少子化にも拍車をかけているとの見方もある。実際、酒井・樋口(2005)は、結婚年齢に関する生存分析²を行った結果、フリーター経験者は、一定の年齢に到達して

本稿は、周(2006)を一部加筆・修正したものである。小倉一哉氏、神代和欣氏、藤井宏一氏、南和男氏および匿名のレフェリーより貴重なコメントを頂いた。感謝を申し上げたい。

* (連絡先住所) 〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23
(E-mail) shu@jil.go.jp

¹ ここでのフリーターの定義は、学生と主婦を除く15-34歳の男女で、①雇用者のうち、「パート・アルバイト」の者、②完全失業者のうち探している仕事の形態が「パート・アルバイト」の者、③家事も通学もしていない非労働力人口のうち、希望する仕事の形態が「パート・アルバイト」の者である。ただし、内閣府の定義するフリーターには、パート・アルバイトのほか、契約・派遣社員なども含まれている(内閣府『平成15年版国民生活白書』)。

² 生存分析とは、観察開始時点からあるイベントが起きるまでの間の経過時間を解析する統計手法である。酒

も結婚しなかったり、子どもを持たなかったりする人の割合が高いことを明らかにしている。

そもそも、若者が非正規就業を選ぶ背景・動機にはどのようなものがあり、どのような属性の若者が非正社員になりやすいのであろうか。小杉(2001)はいくつかの公表統計をもとに、若年非正規就業者の属性として、(1)女性の方が多い、(2)20代前半までが多いが、次第に20代後半以降の者が増えている、(3)高卒の者が過半数である、(4)首都圏、関西圏に集中していること等を挙げている。また、西村(2006)は、若者の育った社会階層と家庭環境に注目し、(1)中卒の母を持つ人ほど、(2)出身家庭の暮し向きの苦しい人ほど、非正規就業の確率が高いことを回帰分析によって明らかにしている³。さらに、黒澤・玄田(2001)は、1997年の「若年者就業実態調査」(労働省)の個票データを用いて、労働力需給の逼迫度や学校側の就職指導が、若者就業者の非正規化に大きな影響を与えることを明らかにした。すなわち、学校卒業前年度の完全失業率が高い場合や、学校側から適切な就職指導を得られない場合には、正社員になる確率が有意に低くなるのである。

これらの先行研究は、家庭環境や個人属性に着目した分析が多く、若者が非正社員となる直接的な動機を類型化しているものが少ない。そこで、本稿はまず、「就業形態の多様化に関する総合実態調査」に存在する非正規化する動機に関するユニークな質問項目を利用して、若年非正規就業者を、「不本意型」、「収入・専門性重視型」および「自己都合型」の3タイプに大きく分ける作業を行った。すなわち、それぞれのタイプがどのくらいの割合で存在しているのか、その割合構成に近年どのような変化が見られたかについて分析を行った。また、従来の研究と同様、年齢、学歴、性別などの個人属性が非正規就業の確率に与える影響を複数時点の全国データで分析した上で、最近注目されている「世代効果」の影響を分析に取り入れる工夫を行った。「世代効果」とは、学卒時点での新卒労働市場の状況が、その後のキャリアに継続して影響してしまう現象のことである。賃金や離(転)職率に与える「世代効果」の影響については、既に、大竹・猪木(1997)をはじめとする多くの実証研究(玄田1997、太田1999、黒澤・玄田2001)がその存在を明らかにしているが、若者の非正規就業確率に与えている影響については明確に検証されていない。本稿は、若年の非正規就業化における世代効果の計測という意

井・樋口(2005)では、フリーター経験者と非経験者において、結婚する(イベント)までの時間が違うかどうかを解析している。

³ 西村(2006)が用いたものは、内閣府によって実施された「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004年)と「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005年)の個票データである。

義も持っている。

さらに、本稿は、複数時点（1994年、1999年、2003年）のデータセットを利用して、近年における若年非正規就業者の「急増」の原因も探った。若年非正規就業の増加要因については、小杉(2001)が、長引く不況による正社員求人への減少といった労働力需要側の要因と、若者の意識と行動の変化といった労働力供給側の要因がともに寄与していると指摘している。また、黒澤・玄田(2001)も、実証分析の結果から、新卒労働市場の需給環境悪化と学校側の適切な就職指導の欠如が若年非正規就業増加の主因ではないかとの推測を行っている。しかしながら、小杉(2001)の指摘は、アンケート項目の単純集計に基づいた議論であり、黒澤・玄田(2001)も一時点の非正規就業の確率分析から得た推測に過ぎず、若年非正規就業の変化やその決定要因を直接分析したものではない。本稿は、3時点（1994年、1999年、2003年）の大規模な個票データを用いて、近年の若者の非正規就業率の増加を要素量変化要因（例えば、学歴構成の変化）と影響力変化要因（例えば、学歴の賃金上昇効果の変化）に分解する初めての試みを行った。なお、用いた方法は、男女間賃金格差の分解に用いられているBlinder-Oaxaca法の拡張であるといえる。

2. データと記述統計

2.1 データ

本稿で用いるデータは、厚生労働省および旧労働省が行った「就業形態の多様化に関する総合実態調査」（以下「多様化調査」と略称）の労働者個票データである。なお、「多様化調査」調査は1987年（第1回目）から4-5年間隔で実施されているが、本研究は、若年就業者の非正規化が最も進んでいる時期に行われた第2回目調査（1994年）と第3回目調査（1999年）、第4回目調査（2003年）の3時点のデータを分析している。この調査は、毎回ほぼ同様な手法でサンプル抽出が行われ、専門の統計調査員が調査票を配布・回収しており、高度に設計・管理された調査であると言える。対象サンプルは以下のようなプロセスで選ばれている。まず、直近の「事業所・企業統計調査」を母集団として、建設業、製造業、サービス業等9-14の産業に属し、常用労働者を5人以上雇用する民営事業所から、一定の産業別・事業所規模別に1.5-1.6万事業所を抽出する。次に、抽出された事務所のうち、常用労働者を30人以上雇用する事業所に勤務する労働者から、雇用形態別に約3万人を抽出する⁴。なお、各年調査の個人票の回収率は70%

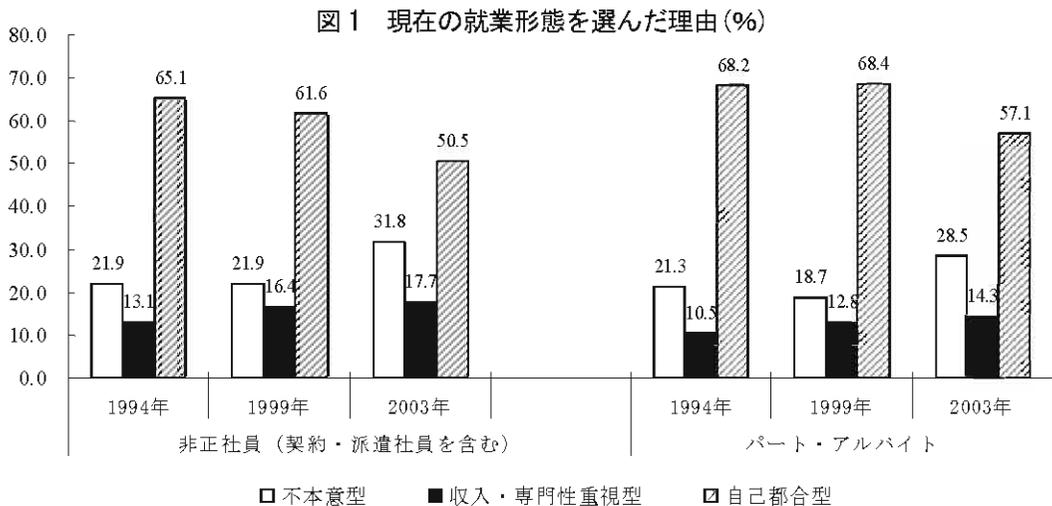
⁴ 調査の詳細については、労働政策研究・研修機構(2006)を参照されたい。

前後であり、有効回答数はそれぞれ 29,355 人(1994 年)、24,009 人(1999 年)、24,930 人(2003 年)となっている。

2.2 非正社員になった理由

「多様化調査」では、非正社員の就業形態を選んだ理由について、直接尋ねる質問が存在する。その回答選択肢は 10 種類以上あるが、大きく 3 タイプに分けることができる。最初のタイプは、「正社員として働ける会社がなかったから」といった「不本意型」の理由である。2 番目のタイプは、収入や専門能力の発揮に非正規就業の方が有利だからといった「収入・専門性重視型」の理由である。そして 3 番目のタイプは、勤務時間や仕事の内容などの面で非正社員という就業形態が自分にとって都合がよかったからといった「自己都合型」の理由である。

図 1 をみると、契約社員や派遣社員を含む非正社員全体で見た場合には、「不本意型」就業者の割合は、1999 年では 21.9%となっており、1994 年時点の水準と変わらない。



注 1) 集計対象は 15-34 歳の若者(除く学生)である。契約・派遣社員を含むため、厚生労働省におけるフリーターの定義より広義であることを留意されたい。

2) 「不本意型」とは、「正社員として働ける会社がなかったから(理由 1)」を理由としたものである。「収入・専門性重視型」とは、「より収入の多い仕事に従事したかったから(理由 2)」、「専門的な資格・技能を生かせるから(理由 3)」のいずれかを理由としたものである。「自己都合型」とは、「勤務時間や労働日数が短いから」、「簡単な仕事で責任が少ないから」、「通勤時間が短いから」、「体力的に正社員として働けないから」のいずれかを理由にしたものである。

3) 問いは複数回答であるが、3つの理由に排他性をつけて合計値が 100%となるように処理している。具体的には、理由 1 とその他の複数の理由をつけた場合に、最も排他性の強い理由 1 を最優先する。一方、理由 1 を付けておらず、その他の複数の理由をつけている場合に、比較的排他性の強い理由 2 と理由 3 を優先する。

一方、2003年の「不本意型」就業者の割合が10ポイントも上昇し、31.8%となっている。さらに、パートタイム労働者として働く若者に限って見た場合も、やはり「不本意型」就業者の割合が、2003年では1999年より10ポイント程度上昇し、28.5%となっていることが分かる。

また、「より収入の多い仕事に従事したかったから」、「専門的な資格・技能を生かせるから」など、収入面やキャリア面のメリットを理由に非正規就業を自ら選んでいる若者の割合は緩やかに増えていることがわかる。具体的には、非正社員全体で見た場合には、「収入・専門性重視型」の非正規就業者の割合が1994年では13.1%であったものが、1999年では16.4%、2003年では17.7%となっている。また、パートタイム労働者に限定して見た場合にも、「収入・専門性重視型」非正規就業者の割合は1994年の10.5%から2003年の14.3%へと緩やかに増えていることがわかる。一般的に正社員よりも非正社員として働いている方が、収入面やキャリア面で不利な立場に置かれていると思われるが、実際には収入面やキャリア面のメリットを理由に非正規就業を自ら選んでいるケースも1-2割存在し、しかも割合としては増加傾向にあることが注目される。

一方、割合として減少傾向にあるのは、「勤務時間や労働日数が短いから」、「簡単な仕事で責任が少ないから」、「体力的に正社員として働けないから」など個人的な選好やプライベートの都合を理由に非正規就業を選んでいる若者である。まず、非正社員全体で見た場合には、「自己都合型」就業者の割合が、1994年の65.1%から1999年の61.6%および2003年の50.5%へと大幅に減少していることが分かる。その減少幅がとりわけ大きかったのは、1999年から2003年にかけての4年間である。さらに、パートタイム労働者に限って見た場合も、「自己都合型」就業者の割合が、1994年の68.2%から2003年の57.1%へと大きく減少していることが分かる。このように、「体力がないから」「自分の時間がほしい」「軽い仕事をしたい」といった、90年代までに若者の非正規就業を主導してきたと思われる自己都合型の動機づけが、近年減少し続けていることは注目される。

2.3 正社員と非正社員の属性比較

それでは、非正社員になる人、ならない人の違いはどこにあるのであろうか。回帰分析に先立って、表1では15-34歳の若者について、正社員、非正社員別にその個人属性の平均値比較を行った。

まず、1995 年以降に学校を卒業した⁵比較的若い世代が、非正社員の中で大きなウェイトを占めていることが分かる。たとえば、95-99 年学校卒の世代は、正社員の 14.8%しか占めていないのに対して、非正社員または派遣・契約社員の割合は、それぞれ 26.2%、29.9%となっている。

次に、学歴の分布を見ると、非正社員における高専・短大卒者の割合が大きいことが分かる。正社員における高専・短大卒者の割合は 17.2%に過ぎないのに対して、非正社員または派遣・契約社員における高専・短大卒者の割合は、それぞれ 23.6%、28.6%に達している。

そのほか、非正社員に女性比率や未婚者比率が高いこともうかがえる。正社員の 58%が男性であるのに対して、非正社員の男性比率は 3 割未満である。また、正社員の 3 人に 1 人 (33.0%) は結婚しているのに対して、非正社員における既婚率は 7.3%である。一方、約半数の非正社員が三大都市圏（首都圏、近畿圏、名古屋圏）に集中していることがわかるが、正社員の地域分布と非正社員の地域分布はそれほど差異が見られない。

表 1 就業形態別 15-34 歳の若者個人属性

| | 正社員 | | 非正社員 | | うち、派遣・契約社員 | | |
|----------|-------------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | |
| 年齢 | 27.5 | 4.0 | 26.4 | 4.1 | 27.4 | 3.6 | |
| 就職時期 | ～84年学校卒比率 | 16.6% | 37.2% | 7.5% | 26.4% | 5.0% | 21.8% |
| | 85-89年学校卒比率 | 29.3% | 45.5% | 21.7% | 41.2% | 20.7% | 40.5% |
| | 90-94年学校卒比率 | 36.8% | 48.2% | 36.3% | 48.1% | 37.4% | 48.4% |
| | 95-99年学校卒比率 | 14.8% | 35.5% | 26.2% | 44.0% | 29.9% | 45.8% |
| | 00年以降学校卒比率 | 2.6% | 15.8% | 8.2% | 27.5% | 7.0% | 25.6% |
| 学歴 | 中学校卒比率 | 1.3% | 11.1% | 2.6% | 15.9% | 1.0% | 10.0% |
| | 高校卒比率 | 45.5% | 49.8% | 50.1% | 50.0% | 41.6% | 49.3% |
| | 高専・短大卒比率 | 17.2% | 37.7% | 23.6% | 42.5% | 28.6% | 45.2% |
| | 大学・大学院卒比率 | 36.0% | 48.0% | 23.7% | 42.5% | 28.8% | 45.3% |
| 性別（男性比率） | 既婚比率 | 58.0% | 49.4% | 29.5% | 45.6% | 24.7% | 43.1% |
| | 既婚比率 | 33.0% | 47.0% | 7.3% | 26.0% | 6.7% | 25.0% |
| 居住地域 | 首都圏比率 | 29.8% | 45.7% | 28.7% | 45.2% | 33.7% | 47.3% |
| | 近畿圏比率 | 11.0% | 31.3% | 14.0% | 34.7% | 15.1% | 35.8% |
| | 名古屋圏比率 | 11.0% | 31.3% | 10.4% | 30.5% | 12.4% | 33.0% |
| | その他の地域比率 | 48.2% | 50.0% | 46.9% | 49.9% | 38.8% | 48.7% |

注 1) 1994 年、1999 年、2003 年のデータをプールしたうえで、抽出倍率を元に復元した集計値である。

2) 首都圏は、東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県を指し、近畿圏は大阪府、京都府、兵庫県を指し、名古屋圏は愛知県と三重県を指す。

⁵ 就職時期については、大卒者は 22 歳、高卒者は 18 歳として推計しており、実際の卒業時点と一致していない場合もある。高卒者については、それほど大きな差が出ないと思われるが、大卒者の浪人・留年経験者における実際の就職時期が推定就職時期より 1、2 年遅い場合もあると考えられる。

2.4 年齢、時代、就職時期の影響

若者が非正社員を選択する背景については、個人の選好や学歴、能力等が影響しているほか、年齢、時代および就職時期の影響も大きいと考えられる。

まず年齢については、年齢が若いほど非正社員になる確率が高いと言われている。その原因は労働力需要側と供給側双方にあると考えられる。すなわち、需要側では、技能蓄積の少ない若年者への正社員としての需要が少ないのに加え、供給側では、夢の追求や適職探しを理由に、自ら非正社員としての就業を希望する人が若者に多いからである。

次に、「時代」の影響も大きいと考えられる。バブル経済の崩壊に伴い、日本企業は、長期雇用を前提とした正社員の採用を限定し、パートやアルバイトなど非正社員の採用枠を拡大し続けてきた。その結果、最近になればなるほど、若者が非正社員になる確率が高まったと思われる。

さらに、「就職時期」の影響、いわゆる「世代効果」も無視できない。大竹・猪木(1997)の実証研究によると、好況時に就職した世代は、不況時に就職した世代よりも賃金が高くなっている。また、就職時に景気が良い場合には、正社員としての就職確率が高いだけでなく、希望通りの会社に就職できる可能性が高いため、転職する必要が少なく、その後非正社員化する危険性も低いことが指摘されている⁶(黒澤・玄田 2001)。一方、景気の悪い時期に就職した場合には、もともと正社員の就職口が少ないうえ、希望していない企業にやむなく就職した人が増えることによって、その後の離職率・転職率が高くなり⁷、非正社員化する確率が高まると考えられる。こうした学卒就職時点での採用動向は、正社員としての就職確率にも大きな影響を与えらると思われる。

図2は15-34歳の若者の非正規就業率における年齢変化、時代変化および世代(就職時期)変化を示している。まず、年齢変化であるが、いずれの時代においても、若い年齢層ほど非正規就業率が高いことが確認できる(a)。しかしながら、非正規就業率の平均水準は新しい時点ほど高まり、年齢階層間の違いも徐々に大きくなっている。1994年では、若者全体の非正規就業率は7.2%と低く、非正規就業率の年齢カーブも比較的フラットなものだった。とくに26歳以降の大卒者や23歳以降の高卒者が低く、非正社員になった若者の多くは、早い段階で正社員として再就職できたものと想像される。一方、1999年では、若者全体の非正規就業率は19.2%と大きく上昇しただけではなく、比率

⁶ 総務省「労働力調査特別調査」(各年)によると、前職が正社員の人が転職後も正社員として就職できた割合は70.6%(2001年)に過ぎない。その割合は景気の良い1990年に比べ13.1ポイントも低下しており、転職することによって非正社員化する危険性が近年になってとくに高まっていることが分かる。

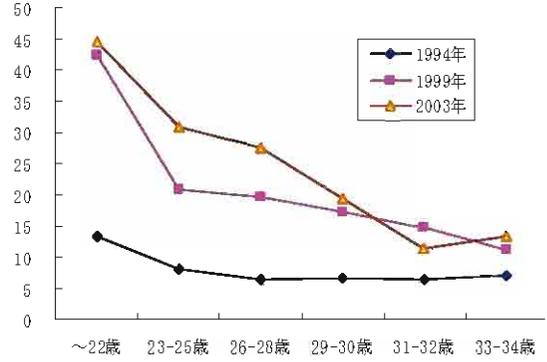
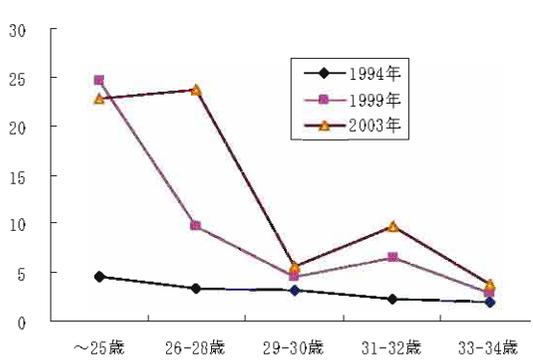
⁷ 総務省「労働力調査特別調査」によれば、15-34歳の若年において離職経験のある人は2001年で41.7%と、1990年の35.0%に比べ大きく上昇している。

図2 非正規就業率の比較

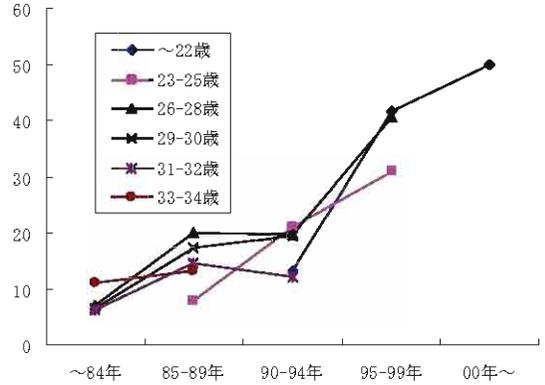
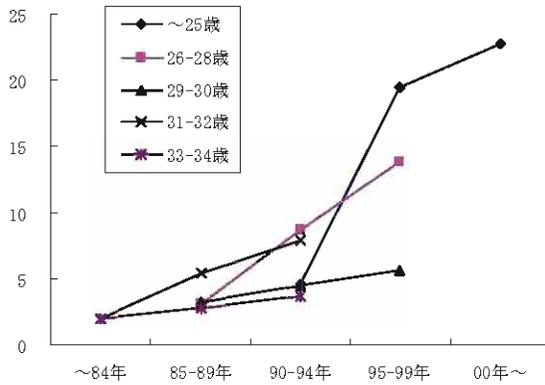
(左側：大卒者)

(右側：高卒者)

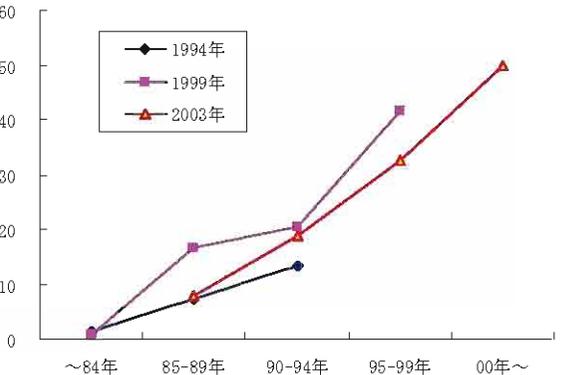
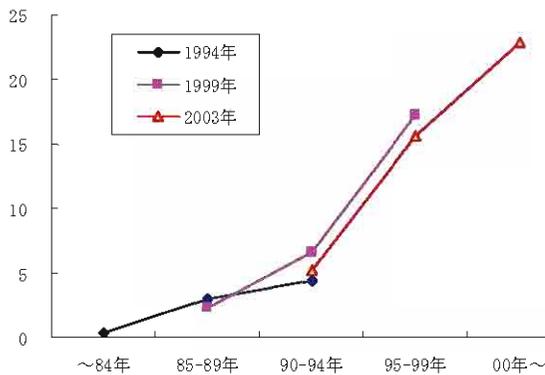
(a) 年齢×時代



(b) 年齢×世代



(c) 時代×世代



注) いずれの図表においても、抽出倍率を元に復元した集計値が用いられている。

の上昇幅が若い年齢階層ほど大きいため、非正規就業率の年齢カーブも急な傾きとなっている。このような傾向は、2003年において一段と鮮明になってきている。

また、同一年齢階層でみると、就職時期の早い世代ほど非正規就業率が低いことが分かる (b)。たとえば、26-28歳の大卒者の場合、85-89年、90-94年および95-99年卒業した者の非正規就業率は、それぞれ3.2%、8.8%、13.8%となっており、最近の世代ほど高くなっている。つまり、同じ年齢、同じ学歴の若者でも、学校卒業年が違えば、非正規社員になる確率が異なるのである。高卒者についても、同様のことが言える。

最後に、同じ時期に学校を卒業した若者の非正規就業率の推移（コホート変化）を見てみると、2003年の非正規就業率は1999年よりやや低下していることが分かる (c)。たとえば、95-99年に就職した大卒者の非正規就業率は1999年の17.2%から2003年には15.6%へと小幅ながら低下しており、同高卒者も41.8%から32.6%へと低下している。

2.5 学校卒業時の雇用情勢と非正規就業率

前述のように、最近になって学校を卒業した世代ほど非正規社員になる確率が高い。それは、当然ながら、最近時点ほど正社員としての就職機会が低下してきているからだと考えられる。ここでは、学校卒業時の雇用情勢と照らし合わせながら、推定就職時期別に非正規就業率を比較してみたいと思う。

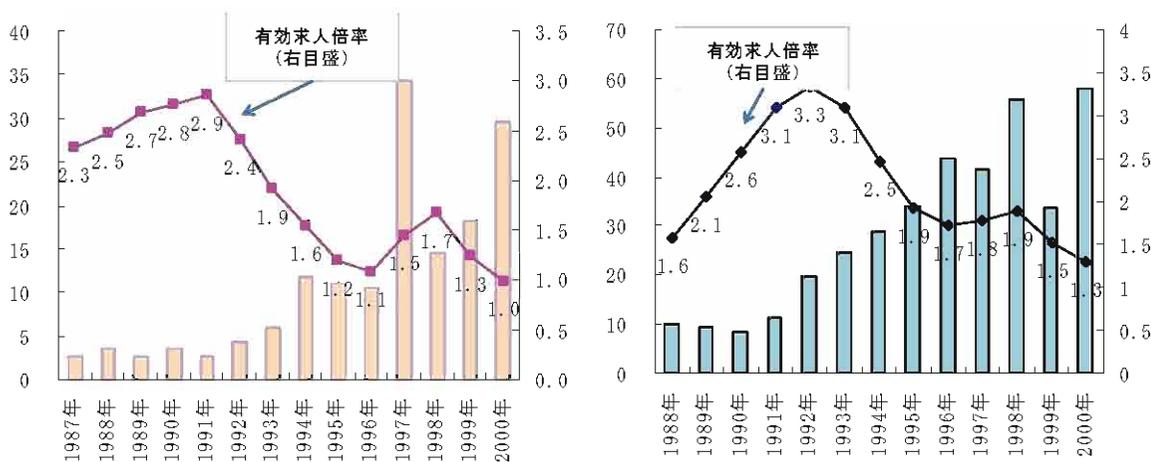
まず、大卒者については、新卒求人倍率は1991年をピーク（2.9倍）に低下し始め、1996年では1.1倍までに落ち込んでいたが、その後若干持ち直して、1998年には1.7倍までに回復し、その後再び低下していることが分かる（図3）。一方、非正規就業率はどうか。データの最も揃っている25-29歳層の大卒者についてみると、該当年齢層の大卒者の非正規就業率と求人倍率は概ね同調した動きをしていることが分かる。具体的には、就職好調期のピークである1991年までに就職したと思われる若者の非正規就業率は概ね5%以下となっているが、その後に就職したと思われる25-29歳層の大卒者の非正規就業率は大きく上昇し始め、1997年に卒業した該当年齢層の大卒者の非正規就業率は34.4%まで上がっている。1998年の雇用情勢の一時的な好転に伴い、その年に就職した大卒者の非正規就業率は15%程度まで下落したものの、その後1999年以降に卒業した大卒者の非正規就業率は再び上昇している。

高卒者についてはどうか。新卒求人倍率が1992年をピーク（3.3倍）に低下し始め、1996年では1.7倍までに落ち込んでいたが、その後少し持ち直して、1998年

図3 就職時期別有効求人倍率と非正規就業率(%、棒グラフ)

大卒(25-29歳層)

高卒(-24歳層)



出所) 大学新卒者の求人倍率は、(株)リクルートワークス研究所「ワークス大卒求人倍率調査」(各年)によるものである。高校新卒者の有効求人倍率は、厚生労働省「高校・中学新卒者の就職内定状況等」によるものである。各年3月末時点の数字である。非正規就業率は、「多様化調査」の個票データを用いた筆者の試算値である。

には1.9倍までに回復し、再び低下という動きになっている。一方、データの最も揃っている20歳代前半層までの高卒者についてみると、高卒者の非正規就業率の動きは、求人倍率の動きとそれほど連動していないようである。高卒者の非正規就業率の上昇傾向は、就職好調期の1991年からすでに始まり、求人倍率のピーク年の1992年に高校を卒業したと思われる者ですら、非正規就業率は前年度の就職者より8ポイントも高い。そして、1998年に雇用情勢が一時的に改善されたにも関わらず、その年に卒業した高卒者の非正規就業率は前年度の就職者より14ポイントも高い。

このように、大卒者の非正規就業率は学校卒業時の雇用情勢に大きく左右されるようだが、高卒者についてはそれほど明確な関係がみとれないようである。

3. 非正規就業の要因分析

前節では非正社員と正社員の個人属性の違いや、非正規就業率における年齢、時代、就職時期の影響などについて、記述統計を中心に議論してきた。しかしながら、こうした記述統計だけでは、他の要因の影響を排除しながら、ある1つの要因の影響だけをピックアップすることが困難である。この問題に対応するためには、通常、様々な要因を同時にコントロールした回帰分析の手法が用いられる。本節では、非正社員になるかな

らないかの規定要因をより厳密に検証するために、記述統計の諸要因を説明変数に用いた回帰分析を行うことにする。具体的には、下記の Logit モデルを用いて、非正規就業の確率を推計する。

$$A_i^* = a_0 + X\delta + P\gamma + Y\lambda + D\rho + u_i \quad (1)$$

$$\text{ただし、 } A_i = 1 \quad \text{if } A_i^* > 0$$

$$A_i = 0 \quad \text{otherwise}$$

A_i^* は観察されない Latent (潜在) 変数であり、非正規就業時の効用と正規就業時の効用の差分として定義する。この差が 0 を上回るとき、若者が非正規就業を選ぶ。一方、 A_i は実際観察される変数であり、非正規就業している場合に 1、正規就業している時に 0 となるダミー変数である。なお、非正規就業とは、パートタイム労働者、派遣社員や契約社員、臨時労働者など、正社員以外のすべての非正規就業の形態である。各説明変数は、一連の個人属性 X (年齢、学歴、性別、結婚状況)、4 つの就職時期ダミー P 、2 つの年ダミー Y 、および 3 つの居住地域ダミー D によって構成されている。ただし、 a_0 は定数項、 $\delta, \gamma, \lambda, \rho$ は係数パラメーターの行列、 u_i は標準の Logistic 分布をもつ残差項である。

表 2 に第(1)式の推計結果が示されている。まず、就職時期要因⁸を考慮した Case A の推計結果を見てみると、学歴、性別、結婚状況といった個人属性や、就職時期、時代(年)および居住地域要因がすべて有意な影響を与えていることが分かる。具体的には、中学卒の人に比べて、高校卒、大学・大学院卒業者の非正規就業率が有意に低いことがわかる。また、男性は女性よりも、既婚者は未婚者よりも、非正規就業率が有意に低い。さらに、1984 年以前に就職した世代に比べると、1990-1994 年に就職した世代の非正規就業率は有意に低い、2000 年以降に就職した世代の非正規就業率は有意に高いことがわかる。また、地方圏の若者に比べて、首都圏と近畿圏の若者の非正規就業率が有意に高いが、名古屋圏の若者の非正規就業率は有意に低い⁹。

一方、就職時期の代わりに年齢要因を考慮した Case B においても、各係数の符号や大きさは概ね Case A の推計結果と一致している。なお、年齢の高い階層ほど、非正規就業

⁸ 就職時期は年齢と学歴から逆算された変数なので、年齢要因も説明変数として推計式に入れると、一次独立とはならず共線性問題が起きることから、年齢要因を除いている。

⁹ トヨタなどの自動車産業の影響から、名古屋圏の新卒正社員採用が地方圏や他の大都市圏よりも盛んに行われていたのが主な原因かもしれない。

表2 非正規就業率の推計結果(15-34歳の全年齢層)

| | Case A | | | Case B | | |
|----------|--------------|----------|--------|---------|----------|--------|
| | 係数 | 標準誤差 | | 係数 | 標準誤差 | |
| 就職 時期 | 85-89年学校卒ダミー | -0.0774 | 0.0543 | | | |
| | 90-94年学校卒ダミー | -0.1562 | 0.0553 | *** | | |
| | 95-99年学校卒ダミー | 0.0117 | 0.0676 | | | |
| | 00年以降学校卒ダミー | 0.3328 | 0.0967 | *** | | |
| 年齢 | 20-22歳ダミー | | | -0.2505 | 0.0985 | *** |
| | 23-25歳ダミー | | | -0.4444 | 0.0960 | *** |
| | 26-28歳ダミー | | | -0.4315 | 0.0967 | *** |
| | 29-30歳ダミー | | | -0.4131 | 0.0999 | *** |
| | 31-32歳ダミー | | | -0.4275 | 0.1017 | *** |
| | 33-34歳ダミー | | | -0.5045 | 0.1045 | *** |
| 学歴 | 高校卒ダミー | -1.0006 | 0.1118 | *** | -0.9834 | 0.1131 |
| | 高専・短大卒ダミー | -1.1561 | 0.1157 | *** | -1.1173 | 0.1170 |
| | 大学・大学院卒ダミー | -1.5236 | 0.1141 | *** | -1.4228 | 0.1151 |
| | 性別(男性ダミー) | -0.8524 | 0.0313 | *** | -0.8497 | 0.0312 |
| | 既婚ダミー | -1.4855 | 0.0430 | *** | -1.4619 | 0.0434 |
| 年 | 1999年ダミー | 0.9471 | 0.0383 | *** | 0.9947 | 0.0352 |
| | 2004年ダミー | 1.1443 | 0.0443 | *** | 1.2508 | 0.0363 |
| 居住 地域 | 首都圏ダミー | 0.1369 | 0.0342 | *** | 0.1285 | 0.0341 |
| | 近畿圏ダミー | 0.3474 | 0.0463 | *** | 0.3387 | 0.0462 |
| | 名古屋圏ダミー | -0.1630 | 0.0487 | *** | -0.1672 | 0.0485 |
| | 定数項 | 1.3039 | 0.1168 | *** | 1.5546 | 0.1371 |
| | 対数尤度 | -14317.1 | | | -14365.0 | |

注1) 標本数は24,754個人(Case A)と24,830個人(Case B)である。Logit モデルを用いた推計結果である。

2) 就職時期のベンチマークは、「～84年学校卒」、年齢ダミーのベンチマークは、「15-19歳」、学歴ダミーのベンチマークは「中学校卒」、地域ダミーのベンチマークは、「その他の地域」である。

3) ***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%の信頼水準で係数が有意であることを示す。

率が低いこともわかる。

ただし、表2の推計式では、就職時期要因と年齢要因のどちらか一方しかコントロールできないため、就職時期の効果に年齢の効果、年齢の効果に就職時期の効果が混在している可能性が高い。そこで、表3では特定の年齢階層グループ(大卒については20代後半層、高卒については20代前半層)の標本に限定した推計を行うことによって、年齢効果のある程度排除¹⁰した就職時期の効果をみることにする。推計結果を見ると、

¹⁰ 厳密に言えば、この方法では年齢要因の影響を完全に排除することができない。なぜならば、特定の年齢階層グループといっても、階層内部に最大4歳(大卒の場合)の年齢差があるからである。時代効果、年齢効果と世代効果を分離する有効な方法がDeaton and Paxson(1999)によっても提案されているが、本研究のような被説明変数が非連続変数の場合では、その応用は技術的に難しい。

表3 非正規就業率の推計結果（個別年齢階層グループ）

| | | Case I 大卒（25～29歳） | | | Case II 高卒（～24歳） | | |
|-----------|--------------|-------------------|--------|-----|------------------|--------|-----|
| | | 係数 | 標準誤差 | | 係数 | 標準誤差 | |
| 就職 時期 | 85-89年学校卒ダミー | -1.7668 | 0.1921 | *** | -1.7678 | 0.1533 | *** |
| | 90-94年学校卒ダミー | -1.0348 | 0.1733 | *** | -1.4618 | 0.1398 | *** |
| | 95-99年学校卒ダミー | -0.3210 | 0.1689 | * | -0.6019 | 0.1452 | *** |
| 性別（男性ダミー） | | -1.4824 | 0.0800 | *** | -0.1143 | 0.0676 | * |
| 既婚ダミー | | -0.9780 | 0.1256 | *** | -1.2609 | 0.1705 | *** |
| 居住 地域 | 首都圏ダミー | -0.0381 | 0.0929 | | 0.1531 | 0.0806 | * |
| | 近畿圏ダミー | 0.1442 | 0.1219 | | 0.4827 | 0.1168 | *** |
| | 名古屋圏ダミー | -0.2018 | 0.1301 | | -0.3601 | 0.1141 | *** |
| 定数項 | | 1.6094 | 0.1717 | *** | 1.6420 | 0.1360 | *** |
| 対数尤度 | | -1919.0 | | | -2653.3 | | |
| 標本数 | | 3427 | | | 4239 | | |

注 1) logit モデルを用いた推計結果である。

2) 就職時期のベンチマークは、「2000年以降学校卒」。地域ダミーのベンチマークは、「その他の地域」である。

3) ***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%の信頼水準で係数が有意であることを示す。

年齢層と時代が一定としても、1994年以前に新卒として就職した若者が2000年以降に新卒として就職した若者より非正規就業の確率が顕著に低いことがわかる（有意水準1%以下）。一方、有意水準はやや低くなるが、95-99年に新卒として就職した若者もやはり2000年以降に就職した若者より非正規就業の確率が統計的に低くなっている（有意水準10%未満）。したがって、直近に就職した世代に比べると、より以前に就職した世代の非正規就業率が低いといえる。

4. 非正社員の増加要因分析

4.1 非正規就業率の属性別推移

それでは、若者の非正規就業率はどのような要因により近年増加してきているのであろうか。本節では非正規就業率の増加要因について探ることとする。具体的には、1994年、1999年、2003年の個票データを用いて比較を行う。

表4-1は、若者の非正規就業率の推移を年齢階層、学歴階層、性別、配偶者有無別および居住地域別にみたものである。なお、非正規就業率の増加率を示す指標として、「99年対94年比」および「03年対99年比」が用いられる。前者は、1999年の非正規就業率が1994年の非正規就業率の何倍かを示すもので、後者は2003年の非正規就業率が1999年の非正規就業率の何倍かを示すものである。表4-1から分かるように、「99年対

表 4-1 若者の非正規就業率の推移

| | | 1994年 (%) | 1999年 (%) | 2003年 (%) | 99年対 94年比(倍) | 03年対 99年比(倍) |
|-----------|---------|--------------|--------------|--------------|-----------------|-----------------|
| 年齢階 層別 | 15-19歳 | 21.5 | 63.9 | 86.5 | 3.0 | 1.4 |
| | 20-22歳 | 11.8 | 47.1 | 56.5 | 4.0 | 1.2 |
| | 23-25歳 | 6.6 | 18.9 | 29.3 | 2.8 | 1.6 |
| | 26-28歳 | 5.9 | 16.6 | 24.6 | 2.8 | 1.5 |
| | 29-30歳 | 5.6 | 11.7 | 14.4 | 2.1 | 1.2 |
| | 31-32歳 | 4.7 | 12.3 | 11.3 | 2.6 | 0.9 |
| | 33-34歳 | 5.0 | 7.8 | 10.9 | 1.5 | 1.4 |
| 学歴別 | 中学校卒 | 25.2 | 43.2 | 23.8 | 1.7 | 0.6 |
| | 高校卒 | 8.7 | 22.8 | 25.1 | 2.6 | 1.1 |
| | 高専・短大卒 | 8.0 | 22.0 | 22.4 | 2.7 | 1.0 |
| | 大学・大学院卒 | 3.3 | 11.6 | 14.6 | 3.5 | 1.3 |
| 性別 | 女性 | 9.8 | 28.5 | 26.4 | 2.9 | 0.9 |
| | 男性 | 5.5 | 14.5 | 15.9 | 2.6 | 1.1 |
| 婚姻状 況別 | 既婚 | 9.7 | 25.9 | 27.6 | 2.7 | 1.1 |
| | 未婚 | 2.4 | 5.3 | 5.7 | 2.2 | 1.1 |
| 居住地 域別 | 首都圏 | 7.8 | 22.6 | 19.4 | 2.9 | 0.9 |
| | 近畿圏 | 7.3 | 24.8 | 16.6 | 3.4 | 0.7 |
| | 名古屋圏 | 3.5 | 21.4 | 34.1 | 6.0 | 1.6 |
| | その他の地域 | 7.3 | 17.4 | 20.5 | 2.4 | 1.2 |

注) 非正規就業率は抽出倍率を元に復元した集計値である。

94年比」においては、年齢階層間、学歴階層間および地域間に大きな差異が見られる¹¹。たとえば、33-34歳の年齢階層における「99年対94年比」は1.5倍であるのに対して、20-22歳の年齢階層における同比率は4.0倍である。若い年齢階層の非正規就業率がより早い速度で上昇しているのが分かる。また、大学・大学院卒者における「99年対94年比」は3.5倍であるのに対して、高校卒者の同比率は2.6倍に過ぎない。大卒者は高卒者よりも非正規就業率の上昇スピードが速かったのである。さらに、名古屋圏の若者における「99年対94年比」は6.0倍で、他の地域の2倍以上の数値となっている。1994年では若者の非正規就業率が最も低かった名古屋圏だったが、1994年から1999年までの間に非正規就業率が大きく上昇したようである。

一方、1999年から2003年までの非正規就業率の変化を表す「03年対99年比」をみると、年齢階層間、学歴階層間、男女間および地域間でそれほど大きな差異が生じておらず、上昇率の数値も1倍前後がほとんどであり、非正規就業率の大幅な上昇は見

¹¹ 「99年対94年比」は、男女間および既婚・未婚者間の差異が少ない。

られなかった。

4.2 推計による増加要因の分解

次に、推計結果をもとに若者の非正規就業率の増加要因を分解してみる。本稿の要因分解は、男女間賃金格差の分析に用いられる Blinder-Oaxaca の分解方法に倣ったものである¹²。Blinder-Oaxaca とは、第(2)式のように被説明変数 Y の変化（左側）を推計された係数 (β) を用いて分解するものである。右側の第 1 項を要素 (X) 量要因、右側の第 2 項を要素価格要因と解釈することができる。

$$\bar{Y}_a - \bar{Y}_b = [(\bar{X}_a - \bar{X}_b)\beta_b] + [\bar{X}_a(\beta_a - \beta_b)] \quad (2)^{13}$$

しかしながら、(2)式のような分解方法は主に線形モデルに適用されるもので、本稿のような logit モデルを用いた場合には、被説明変数の非正規就業率 $Y(X)$ は以下のような非線形分布に従うと仮定されている。

$$Y(X) = e^{X\beta} / (1 + e^{X\beta}) \quad \text{ただし、} \quad 0 < Y(X) < 1 \quad (3)$$

そのため、各説明変数（要素）の限界効果は、係数と説明変数の値両方にも依存することとなり、Blinder-Oaxaca の分解は不可能ではない¹⁴が、大変複雑なものになってしまう。そこで、logit モデルの特徴を活かして、 $t-1$ 期から t 期への非正規就業率 $Y(X)$ の変化ではなく、そのオッズ (Ψ) の変化を分解の対象にすることで、線形式に類似した簡単な要因分解が可能となる。なお、オッズ (Ψ) の定義は、第(4)式の通りである。

$$\text{オッズ } (\Psi) = Y(X) / (1 - Y(X)) \quad (4)$$

分子の $Y(X)$ は「非正社員になる確率」、分母の $1 - Y(X)$ は「正社員になる確率」であり、オッズは両者の比である。オッズの大きさによって、どちらの雇用形態になる確率が高いかが分かる。つまり、

オッズ (Ψ) < 1 正社員になる確率が比較的に高い

オッズ (Ψ) $= 1$ 正社員になる確率と非正社員になる確率が同じ

オッズ (Ψ) > 1 非正社員になる確率が比較的に高い

¹² Blinder-Oaxaca 分解法の応用例として、Neumark (1987) および鈴木 (2005) を参照されたい。

¹³ 第(2)式の導き方は以下の通りである。

推計結果により、 $\bar{Y}_a = \bar{X}_a\beta_a$; $\bar{Y}_b = \bar{X}_b\beta_b \Rightarrow \bar{Y}_a - \bar{Y}_b = \bar{X}_a\beta_a - \bar{X}_b\beta_b \Rightarrow$ 第(2)式。

¹⁴ 非線形関数の確率を直接に要因分解した例として、Fairlie (1999) が挙げられる。

t-1 期から t 期へのオッズ（ Ψ ）の変化率は、以下のように簡単に分解することが可能である。

$$\frac{\psi(\bar{X}_t) - \psi(\bar{X}_{t-1})}{\psi(\bar{X}_{t-1})} \approx \ln(\psi(\bar{X}_t)) - \ln(\psi(\bar{X}_{t-1})) = \bar{X}_t \beta_t - \bar{X}_{t-1} \beta_{t-1}$$

$$\Rightarrow \frac{\psi(\bar{X}_t) - \psi(\bar{X}_{t-1})}{\psi(\bar{X}_{t-1})} \approx [(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1})\beta_{t-1}] + [\bar{X}_t(\beta_t - \beta_{t-1})] \quad (5)^{15}$$

なお、(5)式の右側の第1項は、要素量の変化（例えば大卒者の割合が増えた）に起因するオッズの変化率で、第2項は、要素の影響力の変化（例えば大卒者が非正社員に陥るリスクが他のグループよりも高まった）に起因するオッズの変化率である。それぞれ、要素量変化要因、影響力変化要因と呼ぶことにする。

要因分解の結果は、表4-2の通りである。まず、非正規就業率の94-99年のオッズの変化率(48.79%)は、定数項によって説明されるベンチマーク要因(103.98%)が非常に大きいことが分かる。99-03年の変化率(5.53%)についてもベンチマーク要因(140.43%)が大きい。さて、このベンチマーク要因とはどのように解釈すれば良いのであろうか。ここではダミー変数の作り方から、定数項の変化で捉えられるベンチマークとなっているのは、15-19歳、中学校卒、その他の地域に居住している未婚女性である。これはベンチマークとしてはかなり特殊な属性の主体であると感じられるが、このベンチマークグループの非正規就業率の変化と、マクロの景気変動や労働需要の変化を比較してみると、両者の動きが概ね同調していることを確認できる¹⁶。従って、ベンチマーク要因が大きいということは、マクロ的な景気変動や労働需要の変化が、若年非正規就業率の増加に大きな影響を及ぼしていると解釈することが一定程度可能である¹⁷。

そして、94-99年の変化率における個別要因の効果については、性別と結婚の要素量変化要因および学歴と地域の影響力変化要因がプラスに寄与していることが分かる。具体的には、性別の要素量変化要因および結婚の要素量変化要因（10.54%）は、それぞれ7.97%と10.54%とオッズの変化率にプラスに寄与している。これは、女性や未婚者

¹⁵ $\ln(\Psi) = X\beta$ の展開は以下の通りである。

$$\ln \Psi = \ln[Y(X)/(1-Y(X))] = \ln[Y(X)] - \ln[1-Y(X)] = \ln[e^{X\beta}/(1+e^{X\beta})] - \ln[1/(1+e^{X\beta})] = X\beta$$

¹⁶ 例えば、ベンチマークグループの属性に近い15-25歳女性の非正規就業比率と同時期の失業率の推移をプロットしてみると（付図1）、両者がほぼ同じような動きをしているのが分かる（相関係数=0.9848）。

¹⁷ ただし、ベンチマークグループが特殊である点は認めざるを得ない。この点は、本誌レフェリーからも指摘があったが、データ使用上の制約から、再推計が困難であり、ベンチマークをより代表的なものにする修正をあきらめざるを得なかった。

表 4-2 非正規就業率のオッズ変化率とその分解（単位：％）

| | 1994-1999年のオッズの変化率 | | 1999-2003年のオッズの変化率 | |
|----------------|--|--|--|--|
| | 要素量要因 $\beta_{t-1} (X_t - X_{t-1})$ | 影響力要因 $(\beta_t - \beta_{t-1}) X_t$ | 要素量要因 $\beta_{t-1} (X_t - X_{t-1})$ | 影響力要因 $(\beta_t - \beta_{t-1}) X_t$ |
| 全変化 | 48.79 | | 5.53 | |
| 各要因の寄与分 | | | | |
| ベンチマーク（共通変動要因） | 103.98 | | 140.43 | |
| 年齢要因 | -5.88 | -66.05 | -5.97 | -10.98 |
| 学歴要因 | -1.34 | 8.51 | -0.19 | -128.28 |
| 性別要因 | 7.97 | -14.25 | 2.63 | -3.05 |
| 結婚要因 | 10.54 | -2.96 | 2.60 | -3.38 |
| 地域要因 | 1.64 | 19.56 | -2.23 | 10.79 |

注 1) 各要因の寄与分の詳細は省略されている。

2) 付表1の推計結果に基づく分解である。

の15-34歳労働力人口に占める割合の増加が、若者の非正規化を加速していることを意味している¹⁸。女性が男性より、未婚者が既婚者よりも非正社員になる確率が高いため、女性や未婚者の要素量の増加が若者全体の非正規化率の上昇につながったと考えられる。そのほか、地域と学歴要因の影響力の変化は、それぞれ8.51%と19.56%とオッズの変化率にプラスに寄与している。これは、1994-1999年期に大卒等の高学歴層や、名古屋圏等の大都市圏の若者の非正規化が比較的急速に進んだため（表3を参照）、学歴と地域要因のウエイトが上昇したことを示している。一方、オッズの変化率にマイナスに寄与しているのは、年齢の影響力要因（-66.05%）、及び性別の影響力要因（-14.25%）である。これは、若い年齢階層や女性ほど、非正規化に陥るリスクが高いものの、異なる年齢階層間および男女間におけるこうした非正規化リスクの格差が近年縮小したため、若者全体の非正規就業率の上昇にマイナスに寄与したと考えられる。

さらに、1999年-2003年の変化における各要因の効果については、1994-1999年の変化と同じように性別と結婚の要素量変化要因および地域の影響力変化要因がプラスに寄与していることが分かる。ただし、1994-1999年期と違って、学歴の影響力変化要因は、マイナスに転じており、1999-2003期においてはあらゆる学歴層の非正規化のペースが緩やかになったことが（表3）、若者全体の非正規就業率のオッズを下方へ引き下げる要因となったことがわかる。そのほか、1999-2003年期のオッズの変化率にマイナスに大きく寄与しているのは、1994-1999年期と同様、年齢の影響力要因（-10.98%）である。

ベンチマーク要因が大きいということは、マクロ的な景気変動や労働需要の変化が、

¹⁸ 実際、本稿が用いた「多様化調査」によると、15-34歳層の女性割合は1994年では38.4%、1999年では39.8%、2003年では49.6%と増えている。また、15-34歳層の未婚者割合は1994年では65.6%、1999年では71.7%と増えている。

若年非正規就業率の増加に大きな影響を及ぼしていると解釈することが一定程度可能である。

以上をまとめると、若者の非正規就業率の上昇要因は、いずれの時期においても、共通変動であるベンチマーク要因が圧倒的に大きく、景気変動や労働力需要側のニーズの変化等が若年非正規就業率の増加に主に寄与している可能性があることが分かった。それと同時に、労働力供給側における女性や未婚者の要素量の増加も少なからず影響していると考えられる。また、1994-1999 年期においては、学歴や地域要因の影響力の変化も、若者の正社員化を進めている。一方、1999-2003 年期となると、学歴要因の影響力変化は、逆に若者全体の非正規就業率のオッズを下方へ引き下げる原因となっている。

5. まとめ

本稿は、「多様化調査」の個票データを用いて、若者が非正社員になる理由、非正社員になる若者の属性、および近年の非正社員増加の要因について分析を行った。その結果、以下のようなことがわかった。

- ① 「不本意」に非正社員になった若者も、「収入・専門性」を求めて自発的に非正規就業を選んだ若者も同時に増えている。具体的には、正社員としての就職口がなく「不本意」に非正社員になった若者の割合は、2003 年では 31.8%に達しており、1994 年より 9.9%ポイントも上昇していることが分かった。一方、収入・専門性上のメリットを理由に自発的に非正社員の就業形態を選んでいる若者も、1994 年の 13.1%から 2003 年の 17.7%へと増加している。
- ② 非正規就業率や年齢階層間格差が時代と共に拡大している。1994 年では、若者全体の非正規就業率は低く(7.2%)、非正規就業率の年齢カーブも比較的フラットなものだった。しかしながら、1999 年では、若者全体の非正規就業率(19.2%)が大きく上昇しただけではなく、非正規就業率の上昇幅が若い年齢階層ほど大きいため、非正規就業率の年齢カーブは急な形になっていった。
- ③ 同一年齢階層でも、就職時期が後になればなるほど非正規就業率が高い。また、回帰分析の結果、年齢効果と時代効果をコントロールしても、就職時期は非正規就業率に有意な影響を与えていることが分かった。
- ④ 大卒者の非正規就業率は学校卒業時の雇用情勢の影響を大きく受ける一方、高卒者の非正規就業率は、学校卒業時の雇用情勢とは無関係に、最近の世代になるほど非正規就業率が高まるという流れが、90 年代の初頭から始まっていた。

- ⑤ 1994年から1999年までの非正規就業率上昇は顕著であり、とくに若い年齢階層および大卒者の非正規就業率がより早い速度で上昇していた。一方、1999年から2003年までの非正規就業率の上昇は緩やかであり、年齢階層間、学歴階層間、男女間および地域間における上昇スピードの差異はそれほど大きくない。
- ⑥ 要因分解の結果、マクロ的な景気変動や労働需要の変化と考えられる共通変動要因が、若年非正規就業率の増加に大きな影響を及ぼしている可能性があることが分かった。それ以外では、労働力供給側における女性や未婚者の要素量の増加も目立った原因の1つである。また、94-99年期においては、学歴や地域要因の影響力の変化も、若者の正社員化を進めている。一方、99-03年期となると、学歴要因の影響力の変化は、逆に若者全体の非正規就業率のオッズを下方へ引き下げる要因となっている。

上記の分析結果からは、まず、若者の非正規就業率上昇に歯止めをかけるには、景気回復とそれによる正社員への労働力需要増加が何よりも重要であると推測される。また、女性や未婚者の労働力供給増加が落ち着けば、若者の非正規就業の増加にもある程度の歯止めがかかると期待できるだろう（結果⑥）。次に、「収入・専門性」を求めて自発的に非正社員となった若者の割合が増えていることから、今後の政策は、若者全体の非正規就業率ではなく、「不本意型」の非正規就業率の引き下げを目標とすべきと筆者は考える。そのためには、不本意ながら非正社員になった若者の識別や彼らを重点対象とした就業支援策が必要である（結果①）。さらに、本人の能力や努力以外の要因、例えば就職時期や学校卒業時の景気状況も若者の非正規就業率に大きな影響を与えていることから（結果③、④）、就職氷河期に学校を出ることを余儀なくされ、非正規就業に滞留している若者に対し、正社員就業への移行支援を一層充実する必要があると思われる。

なお、本稿は就業している若者に限定した分析であり、就業していない若者（失業者、非就業者）が分析対象に含まれていないことを留意されたい。近年、通学も家事もしていない若年無業者、いわゆる「ニート」と呼ばれる若者も急増しており、その増加要因の統計分析も重要なテーマとなっている。こうした若者の実証分析については、今後の課題としたい。

参考文献

- 太田聡一(1999)「景気循環と転職行動」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社, pp. 13-42.
- 大竹文雄・猪木武徳(1997)「労働市場における世代効果」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会, pp. 297-320.
- 小杉礼子(2001)「増加する若年非正規雇用者の実態とその問題点」『日本労働研究雑誌』, No. 490, pp. 44-57.
- 玄田有史(1997)「チャンスは一度—世代と賃金格差」『日本労働研究雑誌』, No. 449, pp. 2-12.
- 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, pp. 4-18.
- 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.
- 周燕飛(2006)「若者の就業選択と非正社員就業の増加要因」JILPT 労働政策研究報告書 No. 68『雇用の多様化の変遷: 1994~2003』(第5章).
- 鈴木亘(2005)「どのような人々が無貯蓄、無資産世帯化しているのか」東京大学科学研究費補助金特定領域「制度の実証分析」ディスカッションペーパー No. 72.
- 内閣府「第2章 デフレ下で厳しさを増す若年雇用」『平成15年版国民生活白書』.
- 西村幸満(2006)「若年の非正規就業と格差—都市規模間格差、学歴間格差、階層間格差の再検討」『季刊社会保障研究』, 42, pp. 137-148.
- 労働政策研究・研修機構(2006)『雇用の多様化の変遷: 1994~2003』労働政策研究報告書, No. 68, pp. 149-162.
- Deaton, A. and C. Paxson (1999) "Growth, Demographic Structure and National Saving in Taiwan," Working Paper for Princeton U., Research Program in Development Studies.
- Fairlie, R. W. (1999) "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment," *Journal of Labor Economics*, 17(1), pp. 80-108.
- Neumark, D. (1987) "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *Journal of Human Resources*, 23(3), pp. 279-295.

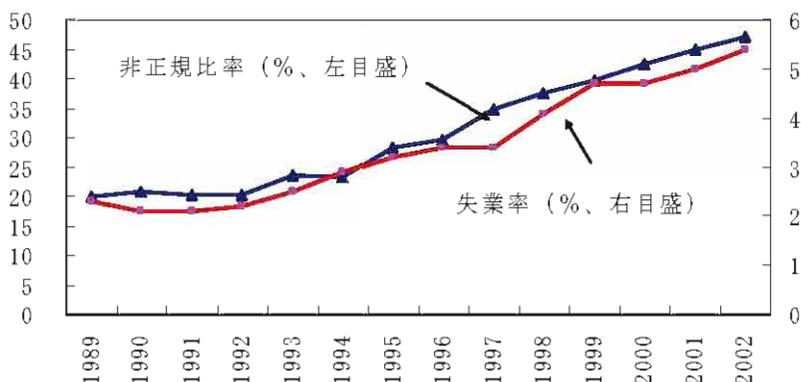
付表1 非正規就業の確率推計 (Logit モデル)

| | 1994年 | | 1999年 | | 2003年 | | |
|------|---------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | |
| 年齢 | 20-22歳 | -0.5740 | 0.0054 *** | -0.3082 | 0.0000 *** | -0.7598 | 0.0002 *** |
| | 23-25歳 | -0.9185 | 0.0055 *** | -1.4825 | 0.0000 *** | -1.0932 | 0.0002 *** |
| | 26-28歳 | -0.7861 | 0.0057 *** | -1.4573 | 0.0000 *** | -1.0894 | 0.0002 *** |
| | 29-30歳 | -0.6400 | 0.0062 *** | -1.6501 | 0.0000 *** | -1.4688 | 0.0002 *** |
| | 31-32歳 | -0.5504 | 0.0068 *** | -1.5957 | 0.0000 *** | -1.8573 | 0.0002 *** |
| | 33-34歳 | -0.5818 | 0.0068 *** | -1.7208 | 0.0000 *** | -1.9676 | 0.0002 *** |
| 学歴 | 高校卒 | -1.2654 | 0.0055 *** | -1.2430 | 0.0001 *** | 0.0552 | 0.0001 *** |
| | 高専・短大卒 | -1.4861 | 0.0062 *** | -1.6473 | 0.0001 *** | -0.1699 | 0.0001 *** |
| | 大学・大学院卒 | -2.0708 | 0.0062 *** | -1.7026 | 0.0001 *** | -0.5282 | 0.0001 *** |
| 居住地域 | 性別 (男性) | -0.2652 | 0.0028 *** | -0.7034 | 0.0000 *** | -0.4511 | 0.0000 *** |
| | 既婚 | -1.3924 | 0.0042 *** | -1.3743 | 0.0000 *** | -1.3984 | 0.0001 *** |
| | 首都圏 | 0.2721 | 0.0029 *** | 0.4317 | 0.0000 *** | 0.1535 | 0.0001 *** |
| | 近畿圏 | 0.1545 | 0.0039 *** | 0.7156 | 0.0000 *** | -0.0818 | 0.0001 *** |
| | 名古屋圏 | -0.6771 | 0.0065 *** | 0.0500 | 0.0000 *** | 0.7419 | 0.0001 *** |
| | 定数項 | -0.0557 | 0.0070 *** | 1.6546 | 0.0001 *** | 0.5022 | 0.0002 *** |
| | 標本数 | 9051 | | 7796 | | 7983 | |

注 1) 抽出倍率を frequency weights として掛けた上の推計結果である。

2) 年齢ダミーのベンチマークは、「15-19歳」、学歴ダミーのベンチマークは「中学校卒」、地域ダミーのベンチマークは、「その他の地域」である。

付図1 15-24歳女性の非正規就業比率と失業率の推移(1989-2002年)



出所) 厚生労働省「労働力調査」(各年2月)

注) 就業構造基本調査および国勢調査の統計表からは、ベンチマークグループにもっとも近い属性(15-19歳女性中学校卒)の非正規就業比率を算出することが可能だったが、何れも5年ごとの調査なので、連続したデータで失業率と比較することが困難である。