

若年の非正規就業と格差

——都市規模間格差, 学歴間格差, 階層間格差の再検証——

西村幸満

I 問題の所在

若年層の間に生じる「格差」が社会問題になっている。論争は1990年代の就業機会格差からはじまった。その後、広がる一部の世代間階層格差と収入(所得)格差が争点となり〔樋口他編2003, 大竹2005, 佐藤2000, 橋本1998〕, さらに若年層の動機付けの格差に焦点が移行した〔山田2004〕。玄田〔2001〕は若年層に広がる「仕事のなかの曖昧な不安」を豊富なデータに基づいて指摘し, 世代間と世代内の2つの格差を示した。格差拡大社会の中で, 現代の若年層が, 就業機会に恵まれず, 低賃金で働く意欲もなく, 社会保障制度への貢献がないうえに生活保護予備軍となれば, その将来を大人たちが懸念するのは理解しやすい。それは, 大人たち自らの生活不安にも繋がっているからである。長期的な世代間の格差に加えて, これまで以上に拡大する若年層の同世代内「格差」の問題は, 制度的には世代間扶助を政策基盤の一つとする日本の社会保障制度においても, もはや見過ごすことができない問題となっている。

本稿では, 最新のクロスセクショナルな全国標本調査のデータを用いて, 2000年以降の若年層の格差の実態を明らかにし, その一因である非正規就業の要因分析をおこなう。具体的には, まずジニ係数によって正規・非正規間の収入格差の実態を検討し, 非正規就業の増大が若年層内部の格差を生み出す要因となっていることを確認する。つづいて, どのような若者が非正規就業となるのか, 従来の研究で仮説的にいわれてきた都市規模,

学歴, 階層の影響について検証する。このような基本的な手続きをあえて試みるのは, つぎの理由からである。そもそも「フリーター」問題は当初から都市型就業の新しいムーブメント〔日本労働研究機構2001〕, あるいは失業率の高い地域労働市場問題〔日本労働研究機構2000〕として把握されてきた。こうした「フリーター」が生じる背景については, 地域を限定した量的な調査あるいはインタビューを中心とした質的な調査によって記述的に解明されてきたに過ぎない。すなわち, 全国標本調査を用いて事実発見の一般化を目指した仮説検証がこれまで試みられることがなかったのである。

同時に, 若年層の非正規就業確率を高める要因は, それ自体個人の社会的なリスクを高めるものであり, そのリスクの性質によっては, 既存のシステムあるいは社会保障制度に加えて, 新たな政策的介入の意義を求めるものである。本稿では分析結果に基づいて, 既存システムへの政策的な介入の検討もおこなう。

なお, 本分析で使用する非正規という用語は, 若年非正規の通称である「フリーター」という用語と意図的に区別して使用している。後述するように, 厚生労働省による「フリーター」の概念定義によって若年非正規問題に対する理解が矮小化されていると考えるからである。

II 若年格差と「フリーター」研究

1 若年の格差

若年層に広がる最近の格差は, 経済学の成果か

ら明らかになってきた。それは就業問題と密接に関係する収入格差である。大竹〔2005, pp.21-22〕は、『全国消費実態調査』に基づいて、25歳未満、25-29歳、30-34歳の各コウホートの経済的格差（ジニ係数）が、1999年調査時の結果とそれ以前の結果と比べて拡大していることを示している。また、『国民生活基礎調査』を用いた分析では、等価可処分所得¹⁾のHeadcount ratio²⁾で算出した年齢階層別の貧困率が、1995年以降20-25歳、25-30歳の各コウホートで高まっていることを示した〔大竹2005, p.25〕。大竹は、日本社会の格差構造がこれまで一貫して高齢期に拡大する傾向があったことをデータで確認したうえで、近年の格差拡大が、現役世代の中では、若年層だけにみられる特徴であることを示している。また太田〔2005〕は近年若年層で広がる経済格差がこの層の年齢の上昇とともにさらなる格差拡大を予測させることを指摘している。そこで本分析では、2000年以降の就業状態別の格差の確認をおこない、以下のような、格差の規定要因の分析をおこなう。

2 非正規就業と「フリーター」

厚生労働省によれば、「フリーター」とは「15～34歳で学生でも主婦でもない人のうち、パートタイマーやアルバイトという名称で雇用されているか、無業でそうした形態で就業したい者」〔小杉2003, p.3〕を指している。これに対して、本分析では非正規就業の概念をフリーターとは区別して概念化し、つぎのように定義づける。非正規就業とは、「学生ではなく、年齢層は15～34歳のパートタイマー・アルバイトという名称で就業する者」であり、あるいはこれに「派遣・契約を含む」場合がある。分析では、派遣・契約を含まない場合を非正規Aとし、含む場合を非正規Bとして分析をおこなっている³⁾。

この定義の明確な違いは、「無業でそうした形態で就業したい者」を排除し、また婚姻状態——「女性に限っては未婚であること」——を定義の条件としないことである⁴⁾。婚姻状態を概念定義から取り除く理由は、女性の婚姻状態を要件とするために、既婚非正規就業者が分析の対象から排除

されてしまうからである。すなわち、「フリーター」が婚姻によってパートへと概念上移転することで、非正規就業が抱える検討課題を未解決のまま隠蔽することになってしまう。既婚非正規就業者を分析に含めることによって、非正規就業固有の問題と女性固有の問題をそれぞれ独立に検証できる。そうすれば、初婚年齢の遅延（晩婚化）が非正規就業の増大という問題にも波及しているのかを確認できる。

3 「フリーター」研究

こうしたなかで、日本におけるフリーター研究は、大きく分けて3つの主張をする。一つめは需要構造（すなわち経済）の変化を強調するもの、二つめは需給のミスマッチを改善しようとするもの、三つめは供給構造の改善を主張するものである。

労働問題研究（労働経済学あるいは社会政策）では、需要構造の変化と需給のミスマッチの改善に注目する。需要構造の変化は、企業側が供給過多を背景に技能要件のレベルを上げてきたことを指摘する〔小杉2003, pp.29-33〕。玄田〔2001〕は若年層の仕事の「内容は、労働条件がいちじるしくきびしい仕事と、一方で熟練技能を要求しないようなラクな仕事への二極分化が進んでいる」（p.29）という。ここに「フリーター」需要が対応しているというのである。

需給のミスマッチについては、高校あるいは大学等の最終学校から職業への移行過程の機能不全を強調するもの〔荻谷1997, 小杉2003, 本田2005〕、学校タイプ間格差をより強調するもの〔荻谷1997, 耳塚2000〕がある。長い間、日本ではこの「学校から職業への移行システム」が、中学・高校を中心に需要と供給を効率的に調整してきた。学校通しで行う就職活動は、他企業には求職しないという「一人一社」主義の原則によって供給側を統制してきたし、学校紹介の求職を優先的に採用するという原則で需要側を統制してきた。こうした継続的な需給関係である「実績関係」が、上記のような需要側の転換によって上手く機能しなくなったのである。

これに対して、三つめの主張は本分析と重なる。

ここで「フリーター」研究は、労働市場の構造的要因(需要構造)の変化〔玄田 2001〕を前提としつつもそれをほとんど検討せずに、主に供給構造に注目して進められてきた。出発点として「若者の就業行動の変化は都市部に集中して現れている」〔日本労働研究機構 2001, p.10〕と断定し、「フリーター」に至る背景と「フリーター」からの離脱に注目したのである。たとえば、耳塚〔2001〕は、本人の学歴と暮らし向きを測定し、若い年齢コウホートの中卒学歴者が非正規・無業率の高いことを示した。さらに親の学歴・職業階層の相対的な低さが子どもの達成を規定しているという、親の階層要因の引き下げ効果(マイナス効果)を指摘する〔苅谷 1997, 耳塚 2002〕。これら主に教育社会学者の主張は、積極的労働市場政策への期待というよりも、平等化装置としての教育システムへの期待が大きい。しかし、教育が理想的には平等化装置でありながら、実態としては差異化・配分装置であることを暴いてきた教育社会学からすれば、格差は正に教育システム単独の効果を期待するのはやや無謀で性急な議論であると考えられる。教育システムの機能拡張によって格差は正を期待するのではなく、より財政的限界に敏感な社会保障制度の枠組みからの支援の検討も必要である。

III 分析課題

本分析では、非正規 A と非正規 B という就業形態をとる確率について、つぎのような基本モデルを設定し、そのうえで 4 つの仮説についてデータで確認をおこなう。基本的なモデルは、すべてのサンプル(以下、男女サンプルとする)について固定効果として性別と年齢の効果を設定し、また男女個別の分析においては固定効果を年齢に限定する。さらに、「フリーター」問題との関係から配偶者の有無の効果を設定した。そのうえで以下のような仮説を検証する。

仮説 1: 非正規就業は大都市に多い就業タイプである

都市変数は、(1) 大都市(東京都区部と政令指定

都市)、(2) 中都市(人口 10 万人以上)、(3) 小都市(人口 10 万人未満)、(4) 町村の 4 つで、町村を基準変数としている。ここでは都市規模の違いによって非正規就業を選択する確率が高くなるのかを確認する。

仮説 2: 非正規就業は本人の学歴が低いほどなりやすい

本人の学歴は卒業の有無を確認した上で、(1) 高校未満、(2) 短大未満、(3) 大学中退、(4) 専門学校卒、(5) 短大・高専卒、(6) 大卒・大学院卒であり、短大未満を基準変数とした。

仮説 3: 非正規就業は、出身家庭の暮らし向きが良好でないほどなりやすい

親との同居状況・15 歳時の暮らし向き効果を検証する。親の効果は(1) 両親の同居、(2) 父親のみの同居、(3) 母親のみ同居である。母親のみ同居を基準変数とし、これをダミー変数化した。15 歳時の親の暮らし向きでは、(1) 苦しかった、(2) どちらかといえば苦しかった、(3) どちらかといえばゆとりがあった、そして(4) ゆとりがあった、に 1 から 4 の数値を与えて変数化した。

仮説 4: 非正規就業は、親の学歴が低いほど、親の職業的地位達成が低いほどなりやすい

階層効果は、社会学あるいは教育社会学において蓄積がある〔石田 1993, 苅谷 1998, 耳塚 2002〕。しかし、非正規就業を従属変数として直接検討したものは管見の限り存在しない。また「フリーター」研究の多くは、問題発見に力点をおいた分析がされており、一般化への貢献は小さいものになっている。

固定効果と 4 つの仮説検証は、非正規就業に対する供給側要因の一般化に向けた分析であると同時に以下のような政策的介入の意義を検討するためにおこなう。それは、非正規就業確率の上昇に対して、① 特定のリスク層(性別・年齢・地域など)が顕在化した場合には、その層に対して就業支援などの短期的な政策介入が積極的な意義をもちう

る。②われわれの社会では、これまで学歴が就業選択において重要な役割をはたしていることが確認されてきた。学歴の効果を検証したうえで、本人の15歳時の経済的影響が本人の学歴と独立に効果をもたらすとしたら、非正規就業を抑制するためには15歳時以前にまで遡って、現行の扶養控除・導入が検討されている税額控除に加えた新たな手当の創設を含んだ中期的な政策的介入をすることが求められるかもしれない⁵⁾。さらに、③仮説4の効果が大きいとすれば、二世代間にわたる長期的なリスク層に対して政策的な介入が必要になるだろう。

本稿で分析に用いる調査データは、内閣府によって2004年と2005年に実施された全国標本調査である、「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)を使用する。以下、それぞれ2004年調査と2005年調査とする。2004年調査と2005年調査の調査対象はそれぞれ20-34歳の男女5,000人、15-29歳男女7,500人となっている。有効回答数はそれぞれ3,060人(61.2%)、4,091人(54.5%)となっている。2004年調査と2005年調査は、若年層の就業をテーマにした標本調査としては、日本で最大規模のものであることを有効に活用して、5歳刻みの年齢コウホート別分析をおこなうために用いる。また2000年以降に若年層の格差が確認できる調査としても重要な意味をもつ。大竹〔2005〕など2000年以前のデータに基づいている若年格差と非正規就業問題のその後を確認することができるからである。

IV 分 析

1 若年層における収入格差

表1は、2004年調査と2005年調査の収入を年齢コウホート別にみたものである。さらに就業状態別にも算出した⁶⁾。標準偏差の値は小さく、どの年齢コウホートでも年収にそれほど大きな格差がみられない。なかでも正規雇用ではどの年齢層でも平均年収の前後15万円程度に90%が収まっていることがわかる。

年収は15-19歳コウホートで男性134.7万円、女性では85.4万円ともっとも低い。キャリアとしては不安定な層であることに留意が必要であるが、月収にすると10万円前後になることがわかる。20-24歳男性の場合では2004年の場合224.8万円、2005年で201.5万円なのに対して、女性では192.2万円(2004年)と165.5万円(2005年)と男性・女性ともに24~25万円の差異が生じている。どちらも2004年調査の結果が高くなっている。25-29歳も同様に50万円前後の差異が生じている。

収入測定 of 階級値が違ふこともあり、金額の多寡を単純に比較することは難しいので、同一調査内の20-25歳年収に対する相対比で比較すると、次のようなことがわかる。正規就業は年齢が上昇するにしたがって年収が高くなる。2004年正規男性は、1.4倍強、1.8倍弱に上昇し、女性の場合は1.4倍弱、1.5倍と拡大幅は男性に比べやや小さいものの上昇する。2005年調査の男性の場合は1.4倍、女性も1.4倍弱と上昇している。

これに対して、非正規就業は男性の場合には確かに年齢の上昇とともに年収も上昇するがその幅は小さく、2004年調査の非正規Aの場合には1.2倍弱、1.4倍、2005年調査の場合の非正規Aは1.1倍弱、1.3倍弱となっており、上昇幅は小さくなっている。派遣・契約を含んだ数値を非正規Bでみると、2004年調査では1.3倍弱、1.5倍弱に対して、2005年調査では上昇幅は小さくなっている。女性の場合は、2004年調査では非正規における年齢効果はほぼみられず収入は上昇するどころか下降している。2005年調査では1.1倍から1.2倍の上昇であり、バイアスを考慮すると女性の非正規の年収は年齢との関係が小さいと考えられる。

図1と図2は5歳刻みの性別・年齢コウホート別のジニ係数を就業状態別に示したものである⁷⁾。2004年調査と2005年調査は、調査対象者が前後に5歳ずつ異なっている。2004年調査は20-34歳を対象とし、2005年調査は15-29歳を対象としている。それぞれの結果は20-29歳を中心として前後の情報を補うようになっている。図1のジニ係数は、表1で確認した平均個人収入の性・年齢別の格差と同じ傾向を示す。男性就業者は0.202か

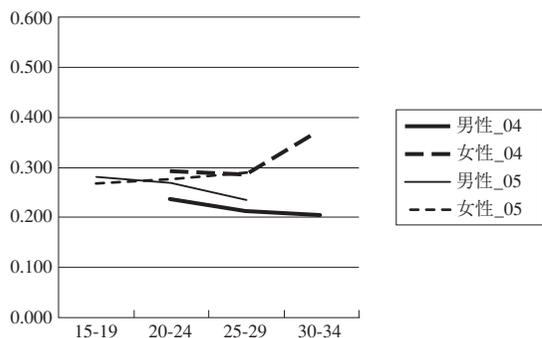
ら0.282の格差があり、女性就業者0.268から0.371の格差があることを示している。ただし、男性・女性ともに不平等は年齢の上昇とはほぼ無関係に推移する。顕著な変化は30-34歳年齢コホートの女性において確認できる。30-34歳の女性において不平等度が拡大している。個人の平均年収でみた場合には、男性の収入は年齢に応じて上昇し、女性の場合も相対的に小幅ながら上昇している。平均年収の結果から推測すれば、正規就業よりも非正規就業の場合に不平等が拡大するはずである。

そこで就業者を正規就業と二つの非正規就業(非正規A-図2, 非正規B-図省略)別にジニ係数を推定することにした。予想したように、正規就業のジニ係数は男女ともに、またどの年齢コホートにおいても0.2程度で安定している。一方で、パート・アルバイトのみの非正規就業は、正規就業よりもジニ係数が高い。不平等度が正規就業よりも高いうえに、30-34歳で男女ともにジニ係数が0.4近くまで上昇する。すなわち、30代になって急激に不平等度が増すことになるのである。この結果は、派遣・契約就業者を非正規に含めた場合でも同じように確認される。就業者全体の男性ジニ係数は年齢の上昇とともに低下するため(図1)、男性30-34歳コホートよりも女性30-34歳コホートのジニ係数の高さが際だっている。すなわ

ち、正規-非正規間だけではなく非正規の年齢間という二重の格差が生じているのである。

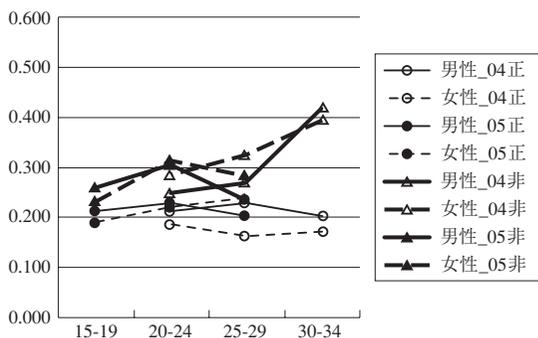
2 都市効果の検証

以上のような格差が生じる非正規就業には、誰が就く傾向が見られるのであろうか。まず男女で非正規就業確率を確認すると、性別は男性にマイナスの効果をもつ。男性であり年齢が高まるほど非正規就業確率は低くなる(表省略)。男性であり年齢が高い人の方が、家族を養うために安定した就業を志向すると考えれば、この結果は非常にわかりやすい。表2に示すように、既婚効果は、男性にとってはマイナスの効果であり、男性は婚姻というイベントが正規就業への一つの契機になるか、あるいは正規就業の人のほうが婚姻関係にあることを示している。これに対して女性は、男性同様に年齢が高い人ほど正規化が進むものの、既婚は非正規化を後押しする。少なくとも男性と同じように婚姻を契機として正規就業へと移行するという状況は生まれにくい。女性の安定志向は、婚姻によってある程度は満たされるかもしれない。そうだとすれば、既婚女性はあえて家計補助的な非正規就業を選ぶ確率は高まるだろう。現在の日本では、女性の半数近くが非正規就業に従事し⁸⁾、なかでも女性の20-30代前半の未婚率が高まり⁹⁾、最近では30代前半女性の未出産率が半数近くに



出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。
内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

図1 就業者の年齢コホート別個人ジニ係数



出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。
内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

図2 正規・非正規別・年齢コホート別ジニ係数

なっている¹⁰⁾。女性は婚姻自体が遅延していることによって「フリーター」の概念で括られる非正規就業者が90年代よりも過大になることを避けられない。そして、男性に比べると、婚姻を契機として正規就業へ移行するインセンティブをもたないことで、非正規就業確率が高くなっている。

表2には2004年調査の男性において、小都市

ダミーが非正規就業に有意なプラスの効果をもっていることが示されている。ここで小都市とは10万人規模未満の都市であり、この規模の都市は全国のどこにでもある。男性の場合、町村と比較して10万人規模に満たないどこにでもある都市で非正規就業確率が高まっている。

このことは、先行研究で首都圏などの大都市圏

表1 年齢コウホート別・就業状態別にみた世帯年収

(単位:万円)

	年齢	2004				2005			
		男性		女性		男性		女性	
		平均収入	SD	平均収入	SD	平均収入	SD	平均収入	SD
正規	15-19	—	—	—	—	134.7	11.0	85.4	7.9
	20-24	224.8	8.4	192.2	10.3	201.5	7.0	166.5	5.2
	25-29	328.7	6.1	262.4	7.6	276.0	6.9	212.5	5.9
	30-34	398.9	6.5	292.0	9.8	—	—	—	—
非正規A (パート・アルバイト)	15-19	—	—	—	—	70.8	14.4	70.0	8.2
	20-24	145.5	10.8	113.1	8.3	132.0	9.8	114.0	7.6
	25-29	166.7	15.2	112.5	8.7	140.8	11.3	133.6	7.7
	30-34	205.3	46.0	111.5	9.2	—	—	—	—
非正規B (パート・アルバイトに 派遣・契約を含む)	15-19	—	—	—	—	72.5	12.3	75.0	8.3
	20-24	151.5	9.6	131.9	7.9	147.0	8.7	119.3	6.5
	25-29	194.4	13.4	136.8	7.6	177.9	12.5	151.2	6.5
	30-34	220.5	25.7	128.4	8.6	—	—	—	—

出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。
内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

表2 非正規就業の規定要因(都市効果:2004-2005年)

	2004年非正規A(パート・アルバイト)				2005年非正規A(パート・アルバイト)			
	男性				女性		男性	女性
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	-0.127	0.030 **	-0.039	0.021 +	-0.145	0.033 **	-0.110	0.028 **
既婚配偶者有ダミー	-1.383	0.344 **	1.252	0.175 **			1.235	0.274 **
大都市ダミー	0.251	0.487	0.469	0.307	0.412	0.315	0.027	0.250
中都市ダミー	0.317	0.352	-0.079	0.222	0.065	0.296	-0.101	0.214
小都市ダミー	0.681	0.268 *	0.227	0.173	-0.337	0.357	-0.166	0.259
_cons	1.127	0.800	-0.155	0.576	2.055	0.801 **	1.790	0.683 **
N	1033		843		562		750	
G ²	70.35		59.22		25.53		29.630	
df	5		5		4		5	
p	0		0		0		0	

出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。
内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

注) ** p<.01, * p<.05, + p<.10

の問題あるいは失業率の高い一部の地域問題として扱われてきた若年非正規就業問題が、全国のどの地域でも生じていることをわれわれに示している。2005年調査では都市効果は有意な結果を示していないが、このこと自体も若年層の非正規就業が特定規模の都市で生じているわけではないことを示している。

3 学歴効果・15歳時の暮らし向き効果

非正規就業は、はたして学歴が低いほどなりやすいのだろうか。「大卒フリーター」という言葉にもあるように、ミスマッチを理由にどの学歴でも非正規就業につく可能性はある。男女サンプルでは短大未満を基準にそれ以下の学歴では非正規就業確率は高く、それ以上の学歴では非正規就業確率は低くなる(表3)。専門卒あるいは短大・高専卒の学歴効果は女性の非正規B(契約・派遣を含む)において明確に非正規就業確率を低めることがわ

かる。学歴効果は男性よりも女性において学歴段階に応じて表れる傾向にあり、男性の場合は、専門卒あるいは短大・高専などの効果をみることはできない。

ここで問題なのは、2004年調査の大卒効果である。表には示さなかったものの、男女サンプルではマイナスの効果であり、学歴が高いほど非正規就業確率は低下することが示されている。しかし、性別を分けてみると、非正規就業に対する大卒の効果は男性・女性ともにプラス効果に転換している。2005年の場合は男女・男性・女性ともにマイナス(必ずしも有意ではない)になっていることから、年齢を揃えて確認する必要があるだろう。

そこで対象年齢を20-29歳に限って推計したものが表4である。次のポイントについて確認しよう。(1)年齢効果(女性の年齢効果の消失)、(2)大卒効果の不安定さ、(3)15歳時の暮らし向きの不安定さ、(4)都市効果、である。まず年齢効果につ

表3 非正規就業の規定要因(学歴効果と都市効果:2004-2005年)

	2004年非正規A(パート・アルバイト)				2005年非正規A(パート・アルバイト)			
	男性		女性		男性		女性	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	-0.123	0.030 **	-0.027	0.022	-0.124	0.036 **	-0.071	0.029 *
両親同居ダミー	-1.601	0.352 **	1.068	0.183 **	-0.283	0.329	-0.044	0.310
父親のみ同居ダミー	0.613	0.502	0.666	0.326 *	-1.640	1.123	-0.030	0.602
15歳時の暮らし向き	0.367	0.368	0.012	0.232	-0.492	0.154 **	-0.281	0.120 *
短大未満ダミー	0.910	0.279 **	0.338	0.182 +	0.830	0.371 *	1.357	0.433 **
大学中退ダミー	-0.048	0.394	0.083	0.276	0.486	0.732		
専門卒ダミー	0.568	0.682	-0.092	0.523	-0.021	0.324	-0.317	0.240
短大・高専卒ダミー	-0.375	0.149 *	-0.093	0.098	-1.396	1.067	-0.303	0.235
大卒ダミー	1.245	0.443 **	1.543	0.572 **	-0.025	0.312	-0.665	0.266 *
既婚配偶者有ダミー	-1.043	1.056	-0.064	0.804			1.119	0.285 **
大都市ダミー	-0.298	0.338	-0.923	0.219 **	0.529	0.330	0.043	0.259
中都市ダミー	0.001	0.575	-0.880	0.210 **	0.158	0.313	-0.107	0.222
小都市ダミー	-0.844	0.311 **	-1.588	0.282 **	-0.257	0.373	-0.174	0.265
_cons	2.238	0.988 *	0.268	0.715	2.797	1.009 **	1.745	0.793 *
N	1033		843		562		749	
G ²	101.0		132.1		49.71		63.74	
df	13.0		13		12		12	
p	0		0		0		0	

出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

注) ** p<.01, * p<.05, + p<.10

表4 非正規就業の規定要因(学歴効果と都市効果:2004-2005年)

20-29 歳	2004年非正規A(パート・アルバイト)				2005年非正規A(パート・アルバイト)			
	男性		女性		男性		女性	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	-0.113	0.051 *	-0.091	0.039 *	-0.204	0.046 **	-0.042	0.033
両親同居ダミー	-0.181	0.487	0.031	0.416	-0.244	0.359	0.038	0.320
父親のみ同居ダミー	0.840	0.782	0.060	0.795	-0.911	1.157	-0.182	0.650
15歳時の暮らし向き	-0.463	0.175 **	-0.142	0.131	-0.527	0.166 **	-0.280	0.124 *
短大未満ダミー	0.289	0.626	1.068	0.623 +	0.676	0.484	1.210	0.451 **
大学中退ダミー	-0.884	1.081	0.409	0.950	0.267	0.747		
専門卒ダミー	-0.350	0.376	-0.857	0.280 **	-0.202	0.329	-0.277	0.244
短大・高専卒ダミー	0.163	0.608	-0.837	0.278 **	-1.746	1.084	-0.299	0.238
大卒ダミー	-1.342	0.392 **	-1.206	0.341 **	-0.081	0.314	-0.721	0.271 **
既婚配偶者有ダミー	-1.624	0.466 **	0.934	0.254 **			1.017	0.290 **
大都市ダミー	0.929	0.579	0.526	0.414	0.371	0.356	0.079	0.265
中都市ダミー	0.445	0.424	0.114	0.299	0.044	0.334	-0.096	0.231
小都市ダミー	0.925	0.322 **	0.199	0.235	-0.459	0.407	-0.265	0.279
_cons	2.447	1.375 +	2.029	1.102 +	5.082	1.264 **	0.939	0.898
N	578		518		508		707	
G ²	62.0		62.54		52.38		48.75	
df	13		13		12		12	
p	0		0		0		0	

出典) 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

注) ** p<.01, * p<.05, + p<.10

いて確認すると、男性のマイナス効果と女性のわずかな効果が確認できる。年齢幅を揃えても結果は表3と大きく変動しない。大卒効果について確認すると、表3と異なり、どちらの調査でも係数はマイナスを示している。2004年の大卒ダミーのプラス効果は、30-34歳層の効果である。すなわち、30-34歳層の大卒が非正規就業の確率を有意に高めることになる。ここに30-34歳層の大卒「フリーター」の特異な動向がバブル期の時代効果を示している可能性を読み取ることができる。

これに対して、15歳時の暮らし向きの効果は、2004年調査の場合、単独で非正規就業に対してマイナスの効果——すなわち、暮らし向きにゆとりがあるほど非正規就業確率の低下——がみられるが、女性の場合、学歴変数の投入でほぼ消失してしまう。2005年の場合には、はっきりとしたマイナス効果を男女ともに確認できる。

4 階層効果——親教育効果と家計支持者職の効果

前節では、15歳時の暮らし向きによって、非正規就業確率が影響を受けることを確認した。ここでは一般に先行研究が検証している親の階層効果について2005年調査を用いて、非正規就業に対する学歴と職業の効果を確認することにしよう¹¹⁾。

表5は父と母の学歴について、それぞれ高校卒者を基準変数とした効果をみたもの、さらに家計支持者の職業について事務職を基準変数とした効果をみたものである。表は15-29歳と20-29歳で年齢を区分した結果である。

非正規Aには学歴効果と職業効果はみられない。これは男性・女性ともに一致している。年齢幅を20-29歳に限ってみると、母親が中卒の場合に、有意に非正規就業確率が高まる。15-19歳をサンプルから除外することによってこの効果が顕在化したことを考えると、母親が中卒の場合に生

表 5 非正規就業の規定要因 (階層効果: 2005 年)

	15-29 歳						20-29 歳								
	非正規 A (パート・アルバイト)			非正規 B (パート・アルバイト・派遣・契約)			非正規 A (パート・アルバイト)			非正規 B (パート・アルバイト・派遣・契約)					
	男性	女性		男性	女性		男性	女性		男性	女性				
年齢	Coef. -0.157	Std. Err. 0.043 **	0.034 **	Coef. -0.119	Std. Err. 0.036 **	-0.044	0.031	Coef. -0.218	Std. Err. 0.058 **	-0.125	0.043 **	Coef. -0.117	Std. Err. 0.048 *	0.039	
父中卒ダミー	0.492	0.394	0.215	0.444	0.351	-0.138	0.289	0.541	0.417	0.329	0.336	0.572	0.371	-0.027	0.314
父大卒ダミー	0.187	0.451	0.223	0.494	0.380	0.321	0.290	0.383	0.487	0.236	0.339	0.671	0.410	0.322	0.305
母中卒ダミー	0.380	0.424	0.437	0.142	0.381	0.133	0.325	0.829	0.448 +	0.313	0.369	0.482	0.403	0.064	0.348
母大卒ダミー	-0.586	0.714	0.512	-0.675	0.593	0.477	0.435	-0.419	0.746	0.675	0.486	-0.502	0.619	0.572	0.453
管理	0.056	0.721	-0.263	0.082	0.593	-0.340	0.393	0.268	0.859	-0.185	0.439	0.443	0.718	-0.207	0.409
専門	0.948	0.761	-0.608	1.081	0.639 +	-0.387	0.469	1.000	0.910	-0.772	0.588	1.386	0.765 +	-0.459	0.512
販売	0.784	0.799	0.214	0.700	0.680	0.168	0.443	0.999	0.945	0.191	0.501	1.140	0.802	0.177	0.473
フルー	0.080	0.729	-0.035	0.343	0.598	0.528	0.366	0.402	0.884	-0.055	0.416	0.797	0.734	0.582	0.386
自営1次	-0.817	1.241	0.026	0.018	0.852	0.080	0.561	-0.451	1.348	0.011	0.645	0.611	0.966	-0.052	0.605
自営2-3次	0.093	0.733	-0.696	-0.077	0.612	-0.194	0.411	0.280	0.879	-0.690	0.498	0.233	0.741	-0.061	0.431
_cons	-0.881	1.007	0.323	-0.809	0.826	0.065	0.506	3.124	1.644 +	2.031	1.101 +	-1.137	1.234	0.172	0.544
	1.890	1.238	2.289	1.442	1.058	0.554	0.822					0.944	1.382	0.260	1.005
N	389	480		389	480		480	317	428		428	336	428		428
G ²	25.97	28.65		25.01	17.18		17.18	25.6	20.79		20.79	25.24	14.08		14.08
df	17	12		12	12		12	12	12		12	12	12		12
p	0.0108	0.0044		0.0148	0.1428		0.1428	0.0075	0.0536		0.0536	0.0137	0.2957		0.2957

出典) 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。
 (注) ** p<.01, * p<.05, + p<.10

じる非正規就業確率は今後消失していくと考えられる。それは親世代でとくに女性の中卒者が減少することによる。

派遣・契約就業を加えた非正規Bは、全体では父大卒の効果がプラスになっている。これは20-29歳でも同じ傾向である。そしてこの効果は、男性・女性それぞれでは確認できない効果である。有意確率の水準も高いので鮮明な効果とはいえないものの、希望の職業への待ち行列に並んでいる間に非正規就業の状態であることを(主に派遣・契約として)を大卒の父親が許容しているのかもしれない。あるいは非正規就業であることを受け入れるだけの余裕——少しでも働いてくれば問題ないという余裕——が大卒父(家庭)にあるのであろう。これは家計支持者が専門職であることが男性にとってプラスの効果をもつことと関係しており、「バラサイト・シングル」¹²⁾と呼ばれる社会現象と通底しているかもしれない。なお、20-29歳では、家計支持者がブルーカラー職であることが派遣・契約を含んだ非正規就業確率を高める。これは先行研究同様に、職業階層の低いブルーカラー層ほど正規雇用への接続が難しい、ということを示しているのかもしれない。

V 事実確認と社会保障制度の検討

本分析では、先行研究では十分に検証されてこなかった若年非正規就業における規定要因の一般化に向けた事実確認をおこなった。まず非正規就業を34歳以下のアルバイト・パートとする非正規A、非正規Aに派遣・契約を含む非正規Bと定義した。そのうえで若年の収入格差を就業状態別にジニ係数を用いて、格差の拡大を確認した。そして、格差拡大の一因である非正規への就業確率を都市規模間格差仮説、学歴間格差仮説(親同居あるいは15歳時の暮らし向き仮説)、階層間格差仮説に基づいて検証した。その結果、以下のような事実を確認した。

収入格差をジニ係数で測定した結果0.2前後の格差が確認された。さらに就業者全体では30-34歳で急激にジニ係数の上昇が確認された。就業

状態別ではこのジニ係数の上昇が30-34歳の非正規(とくに非正規A)に帰因することがわかった。

仮説1については、2004-2005年調査ともに支持されない。町村を基準変数とした場合、有意に非正規就業確率を高めるのは、2004年調査の小都市ダミーだけである。若年非正規問題は大都市というよりも10万人にも満たない規模の都市で生じている可能性がある。2005年調査ではこの効果はみられないので、都市仮説は棄却される。

仮説2は支持される。学歴が高いほど非正規就業の確率は低くなることが確認された。ただし、30-34歳層を含んだ2004年調査では、男女ともに大卒者で非正規就業確率が高くなることが示される。

仮説3は、部分的に支持される。同居変数は有意な効果をもたらさないものの、15歳時の暮らし向きは苦しいほど非正規就業確率を高める結果になっている。とくに、30-34歳と20-29歳時において、その結果はクリアである。

仮説4も部分的に支持される。男女サンプルと男性サンプルの20-29歳層では、母中卒効果が非正規就業確率を高めている。また、男女サンプルでは、ブルーカラー職が非正規就業確率を高めている。しかし、契約・派遣就労を含んだ非正規Bの場合には、年齢区分を変えても父大卒効果が非正規就業確率を高めるなど仮説とは相反する結果も示された。

本分析の結果、非正規就業が若年就業の格差拡大に寄与していることは間違いない。非正規就業確率には、特定の都市規模の効果は小さく、本人の学歴、15歳時の暮らし向きなど本人の生育過程に関わる要因の影響が確認できた。また階層的な効果も部分的に影響を与えていることが確認できた。非正規就業へ留まることあるいは収入格差がとくに30-34歳の非正規を中心に広がっていることが確認できた。

すなわち、バブル期以降に入職して30歳を過ぎた現在も非正規に従事している層にリスクが高く、この年齢層に短期的で実効性の高い就労支援・訓練などの政策介入が必要と考えられる。このなかでも未婚女性と大卒者の一部にはよりリス

クが高い。そのため、能力の違いに応じた細かな支援が求められるだろう。また15歳時の暮らし向きの悪さが学歴を取得してもなお独立に非正規就業を促しているの、こうした層への中期的な支援の検討も必要だと考えられる。現在検討中の控除では年齢制限が低いので、義務教育終了段階まで継続的に受けられる支援へと適用拡大が必要である。これらに対して、親世代の学歴・職業の効果の優先順位は高くないことがわかる。

若年層の問題は、これまで大きな問題として考えられてこなかったし、就職問題は需要構造——それも景気回復によって解決されるという楽観論が経済学を中心に根強くあった¹³⁾。しかし、欧州の若年層の貧困化は、政策的な対応の遅れが指摘され、現在ではワークフェア対策と就学支援がEU全体のプロジェクトとなっている。こうした先例から、われわれは若年層の非正規化を単なる企業側の雇用管理の変化と捉えるのではなく、社会保障体系の一部に含めて制度設計をする時期に来ているのではないだろうか。

注

- 1) 等価可処分所得とは、課税前の所得から税金と社会保険料を引いた数値である可処分所得を、世帯人員数の変化の影響を考慮するために、世帯所得を世帯人員の平方根で除した数値である。家計内の規模を統制したもので、世帯収入を調整する場合に用いられる。
- 2) 世帯主年齢別の世帯人員調整済みの貧困率を示す。
- 3) 紙幅の制約によって非正規Bの結果を省略した。詳細は西村〔2006〕を参照。
- 4) 本分析の主要な関心は顕在的な就業にあるため、「無業でそうした形態で就業したい者」は分析に反映していない。
- 5) この枠組みでイギリスの若者について分析したものに卯月(2006)がある。
- 6) 年収の計測は、2004年調査、2005年調査ともに「収入なし」「100万円未満」「100～200万円未満」「200～300万円未満」「300～400万円未満」までは同じ収入階級で確認し、それ以上の場合、2004年の場合「400～500万円未満」「500～600万円未満」「600～700万円未満」「700～800万円未満」「800万円以上」と100万円単位であるのに対して、2005年の場合「400～600万円」「600～800万円」「800万円以上」というように、200万円単位になっている。共通して年収の

少ない層を正確に把握できないこと、年収の多い層に2005年の調査が過大に把握している可能性がある。

- 7) 不平等指標を示すジニ係数は、指標に投入するすべての人員を積み上げ、またその収入も積み上げたうえで、それらを1に基準化したローレンツ曲線に基づいている。ジニ係数は、ローレンツ曲線とその対角線に囲まれた面積を2倍して指標として用いるもので、0に近づくほど平等、1に近づくほど不平等となる指標である。ただし、ジニ係数は低収入層における変化にはあまり反応がよくなく、むしろ中収入層の変化に敏感に反応する。

$$GC = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j|$$

- 8) 非正規就業率は年齢が高いほど高まるが、2005年調査では非正規Aで30%(228/763人)、非正規Bで41.3%(315/763)である。女性非正規B20-24歳では38.5%、39.7%程度にもなっている。
- 9) 2005年調査の場合、15-29歳女性の既婚率は、非正規で19.7%。うち15-19歳では12.0%、20-24歳で8.8%、25-29歳で29.0%である。
- 10) 厚生労働省大臣官房統計情報部〔2006, p16〕によれば、「子を生んでいない女子の割合」は30歳(昭和49年)～35歳(昭和54年)の各年齢で51.5%、51.0%、49.8%、48.9%、47.2%、45.3%となっている。
- 11) 親の学歴情報・職業情報については2005年調査のみが確認をしている。
- 12) パラサイト・シングルとは親と同居する独身者の中で、住居や家事を親に依存する形態を指す。
- 13) 有効求人倍率は2004年4月以降一貫して上昇し、2006年初頭には1倍を超えたため、こうした傾向は、今後さらに強まるかもしれない。

参考文献

- 石田 浩(2000)「就職機会の高校間格差—就職指導と就職実績の関連」日本教育社会学会第52回大会発表資料。
- 卯月由佳(2006)「イギリスの若者の教育と職業への非参加に対する貧困の効果—貧困政策と実証分析の課題」『海外社会保障研究』No.154, pp.83-94。
- 太田 清(2005)『フリーターの増加と労働所得格差の拡大』ESRI Discussion Paper Series No.140。
- 荻谷剛彦, 粒来香, 長須正明, 稲田雅也(1997)「進路未決定の構造—高卒進路未決定者の析出メカニズムに関する実証的研究—」『東京大学大学院教育学研究会紀要』37巻。
- 玄田有史(2001)『仕事の中の曖昧な不安』中央公論新社。

- (2002) 「見過ごされた所得格差—若年世代 vs. 引退世代自営業 vs. 雇用者—」 『季刊社会保障研究』 38 卷 3 号, pp.199-211。
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2006) 『平成 17 年度「出生に関する統計」の概況』。
- 小杉礼子 (2003) 『フリーターという生き方』 勁草書房。
- 佐藤俊樹 (2000) 『不平等社会日本—さよなら総中流』 中公論新社。
- 白川一郎 (2005) 『日本のニート・世界のフリーター』 中央公論新社。
- 橋本俊詔 (1998) 『日本の経済格差—所得と資産から考える』 岩波書店。
- 西村幸満 (2006) 「若年非正規就業の要因分析と格差—学歴格差, 階層格差, 地域格差の再検証」 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究』 報告書, pp.55-84。
- 日本労働研究機構 (1998) 『新規高卒労働市場の変化と職業への移行の支援』 調査研究報告書 114 号。
- (2000) 『フリーターの意識と実態—97 人へのヒアリング調査より』 調査研究報告書 136 号。
- (2000) 『進路決定をめぐる高校生の意識と行動—高卒フリーター増加の実態と背景』 調査研究報告書 138 号。
- (2000) 『無業者から正社員雇用への移行過程—平成 11 年度沖縄振興開発総合調査』 資料シリーズ No.106。
- (2001) 『大都市の若者の就業行動と意識—広がるフリーター経験と共感』 調査研究報告書 No.146。
- 樋口美雄 + 財務省財務総合政策研究所編 (2003) 『日本の所得格差と社会階層』 日本評論社。
- 本田由紀 (2005) 『若者と仕事—学校経由の就職を越えて』 東京大学出版会。
- 耳塚寛明 (2001) 「フリーターと社会階層」 『大都市の若者の就業行動と意識—広がるフリーター経験と共感』 調査研究報告書 No.146, pp.147-162。
- (2002) 「誰がフリーターになるのか—社会階層的背景の検討」 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—』 日本労働研究機構, pp.133-148。
- 山田昌弘 (2004) 『希望格差社会—「負け組」の絶望感が日本を引き裂く』 筑摩書房。
- (にしむら・ゆきみつ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究第 2 室長)