

若年無業の経済学的再検討

玄田 有史

(東京大学教授)

本論文は『就業構造基本調査』(1992年, 1997年, 2002年)の個票データを用いて, 若年無業の決定要因を実証分析した。学生と有配偶者を除いた15~34歳の無業者を, 求職活動をしている求職型, 就業希望を表明しながら求職活動をしていない非求職型, 就業希望を表明していない非希望型へと独自に類型化し, それぞれの決定要因を多項ロジットモデルにより分析した。その結果, 年長, 女性, 低学歴, 長期無業といった, 就業に伴う期待収益率が低いグループほど就業を断念し, 非求職型もしくは非希望型といった, ニート状態となる傾向がより強くなっていた。さらには, 年取の高い世帯に属する若年ほど無業化しやすいという所得効果の存在も確認した。ただし一方で, 低所得世帯に属する無業者は増えつつあり, なかでも非希望型について所得効果が弱まっていることを発見した。低所得世帯における非希望型増加の理由として, 収入の低い世帯に属する若年にとって就業した場合の期待賃金が低下しつつあることの影響を示唆する結果も得られた。それは若年無業の背景が, 経済的余裕による選択から貧困の再生産へと移行しつつあることを物語っている。

【キーワード】 労働市場, 失業, 雇用政策

目次

- I はじめに
- II これまでの研究
- III 無業者の類型化
- IV データ
- V 仮説
- VI 実証分析
- VII 所得効果の弱まり
- VIII 低所得層の非希望化
- IX 結びにかえて

I はじめに

本論文は, 就業を断念している日本の若年無業者の特性を, 豊富なサンプルサイズを有するデータによって検証する。

かつて他の先進諸国に比べて低水準を維持してきた日本の完全失業率は, 1990年代以降大きく

上昇し, 2002年に調査実施以来最高となる5.4%を記録した。なかでも失業率上昇は若年層で著しく, 15~19歳の失業率は2002年に12.8%, 20~24歳では2003年に9.8%と, それぞれピークに達した。

2000年代前半期には, 職を求めながら仕事に就けない失業者の動向とその対策が急がれた一方, 就職活動に至らない若年無業者にも注目が集まった。統計上は非労働力と呼ばれる, 就業者でも失業者でもない無業者は, 専業主婦や高齢者がほとんどを占めると従来考えられてきた。ところが1990年代以降の不況期を通じて, 就職活動に至らない若年独身の無業者が急増していった。これらの, 学校にも行かず, 仕事にも就かず, 訓練も受けていない若者は, 「ニート」(NEET: Not in Education, Employment, or Training)と呼ばれ, 玄田・曲沼(2004), 小杉(2004)等をきっかけに, その存在が広く知られるところとなった。

若年の失業者やニートが話題になる反面、その実態に関する学術研究は十分ではない。研究蓄積が乏しい理由として、通常の世帯調査で把握される無業者のサンプルサイズが小さいことの影響は大きい。これまで若年無業の分析を試みた研究も、ほとんどが少数の個人に対する聞き取り調査、もしくは限られた標本サイズのデータによる分析であり、結果の一般性および信頼性について少なからず疑問が残されてきた¹⁾。

そのような状況のなかで、日本におけるニートに関する信頼出来る調査結果が、労働政策研究・研修機構における「若者移行支援研究会」および内閣府における「青少年の就労に関する研究会」による『就業構造基本調査』のマイクロデータを特別集計した分析である²⁾。『就業構造基本調査』は、総務省（旧総務庁）が5年に1度の割合で、全国約40万世帯に暮らす15歳以上の世帯員約100万人の就業状況をつぶさに調べたものである。この大規模調査からニートに関する実態が、初めて客観的に明らかにされた。

ただし内閣府等の研究会報告は、若年無業者の実態に関する基礎データの作成に主眼が置かれていたため、若年無業の決定要因に関する詳細な計量分析は行われなかった。そこで本論文では、『就業構造基本調査』を8割りサンプリングしたマイクロデータから、10万件近くに達する15歳から34歳の独身者（在学中を除く）を選び、若年無業に関する計量分析を行う。それによってニート増加の経済的背景を、より厳密なカタチで再検討する。

本論文の構成は以下の通りである。次節ではこれまでのニート研究について概観する。Ⅲでは独身無業者を類型化し、ニート状態の若者に関する定義を確認する。Ⅳでは若年無業の分析に用いるデータを説明する。Ⅴでは無業類型の決定に関する理論仮説を、就業の期待収益率と所得効果に依拠しながら経済学的観点から整理する。Ⅵでは推定結果を紹介する。Ⅶでは高所得世帯の若年ほど就業を断念するという所得効果が弱まりつつあることを示す。Ⅷでは、低所得層が就業希望を失う背景を考察する。最後にⅨにおいて得られた結果を整理し、残された課題を明らかにする。

Ⅱ これまでの研究

求職活動を断念した無業者といえば、かつては専業主婦、学生、高齢者が主な対象者と考えられてきた。それが「ニート」という概念の普及を契機に、求職活動を行っていない状態が、働き盛りの若年のあいだにも広がりつつあることが知られるところとなった（小杉（2004）、玄田・曲沼（2004）、『日本労働研究雑誌』2004年12月号特集「若年無業——NEET」等）。その後、厚生労働省や内閣府等によって、35歳未満の在学中を除く独身である非労働力が60万人から90万人近くにも及ぶという試算結果が示され、ニート状態にある若者の存在は社会問題として認知されるようになった。

ニートに関する従来の研究は、社会学を中心にインタビューや独自のアンケート調査が主として行われてきた。（小杉編（2005）、UFJ総合研究所（2005）等）。それらの研究はニート状態にある若者の特徴として、就職の失敗による自信喪失、希望する仕事と現実とのミスマッチ、対人関係の形成困難といった問題等があることを共通に指摘してきた。さらに堀田（2005）はニート本人のみならず、その親の特徴も検討し、子どもが幼かったときに子どもの希望を尊重したり、一緒に遊んだりした経験に乏しい傾向があること等も紹介した。

厚生労働省（2007）も政策的観点からニート調査研究の結果を報告している。そこでは1年以上の長期無業者への就業対策である若者自立塾を委託運営している社会経済生産性本部と連携し、自立塾や地域若者サポートステーション等の支援機関を利用した経験のあるニート状態の若者へのアンケート調査等を実施した。その結果、ニート状態の若者には、学校時代にいじめを受けた経験や、精神科もしくは心療内科の受診経験者が、回答者の半数以上を占めること等を見出している。さらにニートを脱した経験者や支援実施者への調査も踏まえながら、学校と支援諸機関の連携の重要性、福祉と就労をセットにした支援プログラムの必要性、支援人材の量的拡大と質的向上等、具体的な支援策を提案している。

これらの分析は従来明らかにされてこなかった

重要な発見を示唆する一方で、少数サンプルによる調査の限界があり、その普遍性に一定の留保があったのも事実である。そこで、本論文でも依拠する『就業構造基本調査』による大規模標本に基づく分析も行われてきた（労働政策研究・研修機構（2005）、内閣府（2005））。『就業構造基本調査』には多くの無業者のサンプルが含まれるため、その結果には高い信頼性が期待される。実際それらの分析から、ニートになる若者には高校中退等の低学歴者の割合が高いことや、就業経験を過去に一切持たない若者が相当数にのぼるといった特徴が浮き彫りにされてきた。

そのなかで太田（2005）は上記の『就業構造基本調査』の再集計結果について都道府県別の数値に着目した分析を行っている。そこでは低所得世帯比率の高い地域ほど若年無業者比率が高くなることや、核家族世帯や中学不登校比率の高い地域で非希望型無業者が増えるといった、若年無業が家族や学校、地域等に固有の問題とも密接に関連していることを示唆する分析結果を示している³⁾。

『就業構造基本調査』を用いた従来の分析は、ニート理解に進展をもたらしたものの、太田等の分析を除けば、その多くはクロス表の作成を中心とした基本的なものに限られていた。そのため、複数の要因に関する影響度の分解や、各効果の趨勢的な変化に関する厳密な検証は課題として残されてきた。そこで以下では、ニート状態の若者の置かれた状況について、複数年の『就業構造基本調査』の個票データによる計量分析を行う。

Ⅲ 無業者の類型化

無業者が直面する状況は多様であり、その特性を一般化した上で客観的分析を行うには、一定の基準に基づく類型化が必要になる。そこで無業者の状況を『就業構造基本調査』の調査項目を念頭に、求職活動の状況と就職希望の表明如何により3つのグループに類型化する。

まず対象となる若年無業者を、従来の若年無業研究の定義に従い、ふだん収入を伴う仕事をしていない15歳以上35歳未満と定義する⁴⁾。

無業者には、「収入を伴う仕事に就きたい」と

いう就業希望を本人が表明し、その上で、仕事を探していたり、開業の準備をしている人々が含まれる。「仕事を探す」とは、仕事の紹介を人に依頼したり、公共職業安定所（ハローワーク）に申し込んだり、新聞や雑誌の求人広告に応募したりと、具体的な就職活動を実施していることを意味する⁵⁾。以下、就業希望を表明し、かつ実際に職探しをしている人々を「求職型」無業者と呼ぶことにする。

求職型の無業者は、総務省統計局が『労働力調査』によって毎月調査している完全失業者と、定義上一致する。完全失業者の定義には、仕事をまったくしていないこと、職探しをしている（もしくは開業の準備をしている）ことに加え、仕事があればすぐ就くことが出来るという条件がある。『就業構造基本調査』でも、仕事を探しているという条件のなかには、「仕事があった場合、その仕事にすぐ就くことが出来る」という内容も含まれている。

一方、無業者には、求職型の無業者と同じく就業希望を表明しているものの、仕事を探す活動は行っておらず、開業の準備もしていない人々が存在する。これらの人々は求職活動をしていないことから、『労働力調査』では、就業者にも完全失業者にも含まれず、非労働力に分類されてきた。就業希望を表明しているにもかかわらず、求職活動をしていない（開業準備もしていない）これらの人々を、「非求職型」の無業者と定義する。

ニート研究のなかで、日本版ニートとは、求職活動中の失業者や、非正社員として就業している「フリーター」と異なり、求職活動をするに至っていない若者の問題と位置づけられてきた（小杉（2004, 2005）、玄田・曲沼（2004）、玄田（2005 a, b）等）。非求職型の無業者とは、まさにこれらのいわゆる「ニート」状態にある若者として意識されてきた人々に該当する⁶⁾。

ただし日本におけるニート問題は、就業希望を示しながら求職活動をしていない人々の問題にとどまらない。むしろそこには、そもそも就業自体に希望を見出せない状態にある若者が多数存在することも含まれる。そこで、収入を伴う仕事を望んでいるかという質問に対し、就業希望の意思を

表明していない若者を、「非希望型」の無業者と呼ぶ。非希望型は、就職の意思を表明しない以上、求職活動も行っていないと考えられる。

日本で「ニート」と呼ばれる若者は、非求職型にこれらの非希望型を加えた無業者を総称したものと定義される。上記の類型によるニートの定義は、筆者によって2004年に初めて考案されたものである。その内容は内閣府政策統括官（共生社会政策担当）「青少年の就労に関する研究会報告」に掲載された筆者の論文に示されている⁷⁾。

IV データ

以下の実証分析では、総務省統計局が1992年、1997年、2002年に実施した『就業構造基本調査』を用いる。一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターは、総務省統計局統計調査部の依頼により、秘匿処理を施した政府統計マイクロデー

タを全国の大学研究者に学術研究のため提供する試行的システムを構築している。

本論文ではこのシステムを通じて、『就業構造基本調査』の個票レベルでの分析が可能となった。そこで提供されたデータは、調査標本全体の約8割を無作為抽出したものである。個人ならびに世帯の特定化を避けるため、世帯員が9人以上の世帯は削除され、80歳以上の個人はすべて80歳に変換されている。その結果、提供された標本数は84万936（1992年）、81万2927（1997年）、77万2948（2002年）となっている。

分析対象として、15歳以上35歳未満について、学校に在学中ならびに専門学校や予備校、訓練所等に通学している人、及び配偶者を有する個人を、すべて除いたデータを用いる。表1左には、就業の有無と前節で定義された無業類型別のケース数が示されている。ふだん収入になる仕事をしていない無業者は、9254（1992年）、1万1812（1997年）、

表1 15～34歳（通学、有配偶を除く）の構成

	ケース数			推定人口（万人）		
	1992年	1997年	2002年	1992年	1997年	2002年
15-34歳（通学、有配偶を除く）	102,982	105,832	90,350	1,452.6	1,547.7	1,518.1
就業者	93,728	94,020	76,961	1,320.0	1,373.9	1,304.2
無業者	9,254	11,812	13,389	132.5	173.9	213.9
うち 求職型	4,495	6,707	7,882	63.6	99.5	127.7
うち 非求職型	1,818	2,024	2,667	25.9	29.4	42.2
うち 非希望型	2,936	3,072	2,746	42.8	44.9	42.2

資料：総務省統計局「就業構造基本調査」。全標本調査を8割りサンプリングしたデータを使用した。

一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター提供。

注：推定人口は、比推定用乗率で還元した値を1.25倍した。

表1（続き） 無業類型の定義と就業構造基本調査との関連について

呼称	定義	就業構造基本調査の調査項目との関連
無業者（通学、有配偶を除く）	高校や大学などに通学しておらず、独身であり、ふだん収入になる仕事をしていない、15歳以上35歳未満の個人（予備校や専門学校などに通学している場合も除く）	15歳以上35歳未満のうち、「配偶者なし」であり、教育について「在学中」を除き、「ふだん何か収入になる仕事をしていますか」に「仕事をしていない」を選んだ個人。ただし仕事をしていない理由として「通学している」は除く。
求職型	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、就業希望を表明し、求職活動をしている個人	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、「何か収入になる仕事をしたかと思っていますか」に「思っている」を選び、「その仕事を探したり開業の準備をしたりしていますか」に「探している」もしくは「開業の準備をしている」を選んだ個人。
非求職型	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、就業希望を表明しながら、求職活動はしていない個人	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、「何か収入になる仕事をしたかと思っていますか」に「思っている」を選び、「その仕事を探したり開業の準備をしたりしていますか」には「何もしていない」を選んだ個人。
非希望型	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、就業希望を表明していない個人	無業者（通学、有配偶を除く）のうち、「何か収入になる仕事をしたかと思っていますか」に「思っていない」を選んだ個人。

出所：玄田（2005 a, b）

1万3389(2002年)と、これまでの若年無業の研究と比べて十分なサンプルサイズが確保されている。推定人口は各年次の母集団に対応するよう調整された比推定用乗率を各標本に乘じ、さらに1.25倍することで求めた。

在学中を除く独身無業者について3類型に区分し、それぞれの推定人口を計算したのが表1右である。なお、表1の下段には、前節で定義された若年無業類型の定義、ならびに『就業構造基本調査』の設問との対応関係を示している。

失業者に相当する求職型無業者は、1992年の63.6万人から2002年には127.7万人へとほぼ倍増している。非求職型の無業者も、伸び具合は求職型ほどではないにせよ、1992年の25.9万人から2002年には42.2万人に増えている。一方、非希望型無業者人口は3年を通じて40万人台前半で推移しており、求職型ならびに非求職型とは異なる動きを示している。これらの推定人口は、『就業構造基本調査』の全標本を再集計し3類型の無業者を求めた「青少年の就労に関する研究会」(内閣府、2005年7月)の報告数値とほぼ一致する。

無業者の類型は、個人ならびに世帯のいかなる属性に左右されているのだろうか。上記の内閣府報告では、高学歴者ほど就業希望が強く求職活動に積極的な傾向が強いこと、非希望型では過去に就業経験をまったく持たない場合が7割強存在すること等が示された(詳細は、玄田(2005b)にも詳しい)。ただし上記報告では年齢、性別、学歴、就業経験ごとに各無業類型の推定人口のクロス表を作成する段階に分析はとどまっていた。ここでは、各無業類型に与える個別要因の影響を多項ロジットモデルにより分析する。

『就業構造基本調査』では、無業者の各類型に影響を及ぼす可能性のある変数についての質問項目が豊富に用意されている。表2には、以下の推定に用いる説明変数を、2002年時点での15~34歳(通学、有配偶を除く)に占める構成比とともに示した。年齢別では、10代後半では通学が多く、30代前半では有配偶が多いことから、20代に比べると標本数は少ない。男女別では、女性ほど初婚年齢が一般に早いことを反映してか、男性割合のほうが高くなっている。最終卒業学校は高

表2 多項ロジット分析に用いる説明変数と構成比
(15~34歳(通学、有配偶を除く)、2002年)

	ケース数	構成比
全体	90,256	100.00
年齢		
15-19歳	5,948	6.59
20-24歳	30,129	33.38
25-29歳	33,564	37.19
30-34歳	20,615	22.84
性別		
男性	48,024	53.21
女性	42,232	46.79
最終卒業		
中学	7,830	8.68
高校	42,082	46.63
短大・高専・専門学校	21,548	23.87
大学・大学院	18,490	20.49
在学したことがない・不詳	306	0.34
就業経験		
1年前に就業	69,605	77.61
1年前無業・過去に就業経験有り	7,466	8.32
過去に就業経験無し	12,619	14.07
世帯収入		
年収300万円未満	15,469	17.35
300万-499万円	17,682	19.83
500万-699万円	15,135	16.98
700万-999万円	18,855	21.15
1000万円以上	22,018	24.70
世帯類型		
単身世帯	15,080	16.71
母子世帯	1,414	1.57

校が最も多く、次いで短大・高専・専門学校が多い。一方、中学卒も9%存在し、そこには高校中退も含まれる。サンプルには在学したことがない、もしくは学歴不詳の場合も、わずかであるが含まれている。

過去の就業経験は、「1年前に就業していた」「1年前には仕事をしていなかったが、今までに仕事をしていたことがある」「(1年前も含めて)過去に仕事をしていなかった」の3つに区分されている。全体の78%は1年前に就業していたが、過去に就業経験がない人々も14%存在する。そこには学校を卒業もしくは中退した直後から現在の仕事に就業している人々の他、文字通り、現在に至るまで一度も就業した経験のない人も含まれる。

これらの属性と並んで、『就業構造基本調査』では、個人が属する世帯の特徴も把握出来る。所属する世帯の税込み年間収入は、所得階級区分から1つ選ぶことになっている。年収が1000万円

以上の世帯は全体の25%存在するが、一方で年収が300万円未満の場合も17%に達する。調査では世帯人員が本人のみである「単身世帯」であるかどうか、また有配偶以外の母と18歳未満の未婚の子供のみで構成されている「母子世帯」であるかどうか、3年を通じて把握出来る。これらの世帯属性が無業類型に及ぼす影響を与えているかも、個人属性と合わせて検討する。

V 仮説

年齢、性別、学歴等の個人属性ならびに世帯年収の高さ等が無業類型に与える影響を、経済理論的にはどのように予測出来るだろうか。

無業類型のうち、就業そのものを断念している人は、求職活動をせずに非求職型となるか、就職希望そのものを表明せず非希望型となる。就業断念の背景として、稼得水準及び雇用機会の安定性等によって規定される就業に伴う期待収益率が低い場合、無業状態の機会費用は小さく、非求職型もしくは非希望型を選択しやすくなることが考えられる。

労働市場において学歴間や男女間で少なからず賃金格差が存在することから明らかなように、低学歴者や女性ほど就業した場合の期待賃金は一般に低い⁸⁾。さらに若年内部であっても、年齢が相対的に高い層ほど、今後就業した場合の生涯所得の割引現在価値が、求職活動に要するコストに比べて低くなるため、就業を断念しやすくなる可能性がある。

就業から期待される収益率は、就業後に得られる賃金水準だけでなく、就業機会の多寡によっても違いが生じる。正社員のような高賃金で雇用保証も相対的に進んだ就業機会は、高学歴で卒業直後の若年男性ほど開かれているのが、日本の若年労働市場の特徴であろう。女性については、離職した場合、失業状態にならず、非労働力化する傾向も日本では強いことが「女性の求職意欲喪失効果」として知られてきた(Tachibanaki and Sakurai (1991) 等)。

さらに過去の無業期間の長さも、労働者の能力や生産性にとって負のシグナルと労働市場で評価

される可能性がある。無業期間が長い人ほど、なんらかの就業上の困難を抱えていると企業はみなし、就業機会が制限されるかもしれない。その場合、長期無業者ほど良質な就業機会に恵まれないため、就業を断念する傾向も強まるだろう。

世帯収入と無業類型の関係については、余暇に対する所得効果から予測出来る。世帯単位における消費と余暇に関する効用最大化の観点からは、余暇を正常財と考える限り、世帯の可処分所得が高いほど最適な余暇水準は増加する。その結果、所得の高い世帯に属する人々ほど労働供給を抑制し、就職活動をしなかったり、就業希望を表明しない傾向が生まれることになる。反対に世帯収入が低くなれば、それだけ余暇を選好する余裕はなくなり、就業を求める傾向は強くなる⁹⁾。世帯類型のうち、単身世帯や母子世帯のように収入を確保する他の人員がいない場合、世帯主は就業を不可欠と考えやすくなるだろう。

以上の期待収益率と所得効果による仮説を念頭に、無業類型の決定に関する分析を行う。

VI 実証分析

表3は、ふだん収入になる仕事をしている就業者をベースグループに、無業の3類型に関する多項ロジットモデルを表2に示された説明変数に関して推定した結果である。限界効果は、各説明変数の平均値について求めたものである。

ここでは、就業の期待収益率の低い人々ほど、求職活動を断念したり、就業希望を失う傾向が強まるという仮説と整合的な結果が観察出来る¹⁰⁾。

非求職型と非希望型では、年齢とともにその絶対値は大きくなる一方、求職型について30代前半は有意でない。年齢が若い層は労働需要も大きく、就業者になりやすいか、そうでなければより良い就業機会を求めて求職型(失業者)になりやすい。それは同時に、年齢が高まり就業機会が制限されるにつれて就業を断念し、非求職型もしくは非希望型になる確率が高くなっていることを、示している¹¹⁾。

性別についても、求職型無業は男性のほうがより選択するのに対し、非求職型と非希望型無業は

女性ほど選びやすい。女性の場合、男性に比べて一般的に良質な就業機会が制限される結果、就業そのものを断念する傾向のあることが見て取れる。

学歴については、高校卒に比べ、高校中退を含む中学卒ほど無業者になりやすい。その傾向は3つの無業類型に共通である。反対に短大・高専・専門学校卒ならびに大学・大学院卒は無業になりにくい。また限界効果をみると、学歴による差は求職型において大きく、非希望型におけるその差は相対的に小さい。その結果は、求職活動者の間では就職達成の難易度に顕著な学歴差が存在するのに対し、求職を断念した者の間では就職の困難さに学歴の影響はあってもその差はいくぶん限定的であることを意味していよう。

過去の就業経験は、1年前に就業経験がない場合には現在も無業状態になりやすく、特に求職型になる確率が高いことを限界効果は示している。加えて過去に就業経験を一切持たない場合、現在無業である確率は高いが、特に非希望型になる確率が高くなっている。この点も、長期無業者ほど

就業による期待収益率は低いことから就業を断念するケースが増えるという仮説と整合である。

世帯類型の影響についても、単身世帯や母子世帯では無業者となる確率が有意に低くなっている。単身世帯でも母子世帯でも、自ら就業し収入を得る必要性が高いことから、無業よりも就業を選択する傾向が強いことがわかる。

以上と異なり、表3で唯一仮説と整合的でない推定結果が得られているのが、世帯収入との関係である。所得効果から高所得世帯ほど就業を断念する確率は高まることが予想された。しかし表の結果をみると、3つの類型ともに無業になりやすいのは、年収300万円未満の最も収入の低い層である。求職型と非求職型では、世帯収入が高くなるほど無業となる確率は有意に低くなっている。非希望型では、年収500万円以上700万円未満にくらべて、それ以上の世帯収入とのあいだに有意な差はみられない。

ただし、世帯収入と就業の関係の解釈には注意が必要である。ここで用いている世帯収入には、

表3 無業類型の規定要因（多項ロジット分析，15～34歳（通学，有配偶を除く），2002年）

説明変数	求職型			非求職型			非希望型		
	係数	漸近 t 値	限界効果	係数	漸近 t 値	限界効果	係数	漸近 t 値	限界効果
年齢（15-19歳）									
20-24歳	0.1153	2.40**	0.0062	0.6360	8.61***	0.0078	0.6843	9.61***	0.0033
25-29歳	0.1289	2.51**	0.0063	1.0663	13.58***	0.0139	1.4731	19.47***	0.0082
30-34歳	-0.0283	-0.52	-0.0038	1.1821	14.45***	0.0186	1.8851	23.86***	0.0152
女性	-0.1382	-5.07***	-0.0084	0.1682	3.79***	0.0019	0.3563	7.54***	0.0016
最終卒業（高校）									
中学	0.5571	13.79***	0.0385	1.0281	18.29***	0.0166	1.0452	18.34***	0.0066
短大・高専・専門学校	-0.2467	-6.75***	-0.0132	-0.8129	-12.00***	-0.0074	-1.4193	-17.33***	-0.0045
大学・大学院	-0.1407	-3.60***	-0.0073	-0.7519	-10.54***	-0.0067	-1.7952	-19.73***	-0.0052
在学したことがない・不詳	-0.4013	-1.03	-0.0209	-0.5158	-0.84	-0.0045	1.7761	6.95***	0.0214
就業経験（1年前に就業）									
1年前無業，過去に就業経験有り	2.4342	73.41***	0.2529	3.5510	60.88***	0.1418	3.7717	42.57***	0.0679
過去に就業経験無し	1.3259	36.10***	0.0721	3.1378	51.04***	0.0983	4.9109	60.15***	0.1854
世帯年収（500万-699万円）									
300万円未満	1.3906	31.22***	0.1230	1.0261	14.35***	0.0131	1.1230	13.54***	0.0058
300万-499万円	0.3542	8.43***	0.0231	0.1662	2.41**	0.0016	0.1787	2.17**	0.0006
700万-999万円	-0.2052	-4.81***	-0.0115	-0.2286	-3.20**	-0.0022	0.0431	0.52	0.0002
1000万円以上	-0.5668	-12.52***	-0.0298	-0.6205	-7.86***	-0.0057	-0.1084	-1.24	-0.0002
単身世帯	-1.9579	-36.56***	-0.0729	-1.5759	-18.64***	-0.0110	-0.4947	-6.65***	-0.0015
母子世帯	-1.0267	-10.94***	-0.0403	-1.1261	-7.98***	-0.0075	-1.5355	-8.57***	-0.0034
定数	-2.8130	-50.22***		-5.5592	-58.39***		-7.2160	-63.26***	
サンプル・サイズ	88,883								
Log likelihood	25,192.16								
擬似決定係数	0.2549								

注：1）*（有意水準10%），**（5%），***（1%）

2）〈 〉内は，各ダミー変数のリファレンスグループ。

3）多項選択のベースは就業者。

回答者本人の稼得収入も含まれるため、有収入の就業者が含まれる世帯ほど収入は高くなるという、モデルの想定とは逆の因果関係が生じている可能性もある。

『就業構造基本調査』では世帯全体の年収の他、就業者については仕事からの税込み年収がたずねられている。世帯年収と同様、就業者本人の仕事からの収入も階級データから1つを選ぶことになっている。そこで各所得階級の中央値を用いて、世帯年収から若年本人の労働所得を差し引くことで、本人を除く世帯人員からの世帯年収を説明変数に加えた¹²⁾。

その推定結果が表4に示されている。世帯収入以外の説明変数ならびに推定方法は表3と同様である。表では、いずれの無業類型についても若年本人以外の世帯年収の係数は有意にプラスとなっている。その結果は、仮説の予測通り、世帯年収が高い場合ほど、若年本人は無業を選択しやすいことを示している¹³⁾。

さらに就業の有無によって世帯収入が左右されるという因果関係の逆転を回避するには、対象を無業者に限定して分析する方法も考えられる。加えて低所得世帯には、単身世帯や母子世帯等の含

まれる割合が高い。単身世帯は本人の収入が低いもしくは一切なかったとしても、別居している家族が収入を得ている場合には生活費を依存することも可能であり、就業するインセンティブは弱まる可能性がある。母子世帯についても、公的扶助を得ていることで就業を回避することも起こり得る。

そこで対象を無業者に限定し、さらにそこから単身世帯と母子世帯を除くことで、多くが家族と同居する個人に限定した上で、無業3種類の選択確率を表3と同じく多項ロジットモデルによって推定した結果が表5である¹⁴⁾。ここではベースグループを求職型無業者とし、無業者が非求職型もしくは非希望型となる確率を推定した。

表5の結果からは、年長、女性、低学歴、長期無業といった、就業に伴う期待収益率の低さが予想されるグループほど、求職型に比べて、非求職型もしくは非希望型などのニート状態となりやすい傾向のあることが確認出来る。

世帯年収の効果をみると、今度は世帯年収が最も低い30万円未満の場合には、非求職型となる確率が1%有意水準で低くなっていることがわかる。すなわち、低所得世帯に属する無業者ほど、

表4 無業類型の規定要因(多項ロジット分析, 15~34歳(通学, 有配偶を除く), 2002年)

説明変数	求職型			非求職型			非希望型		
	係数	漸近 t 値	限界効果	係数	漸近 t 値	限界効果	係数	漸近 t 値	限界効果
年齢(15-19歳)									
20-24歳	0.1291	2.73***	0.0077	0.6435	8.76***	0.0083	0.6978	9.83***	0.0033
25-29歳	0.1930	3.80***	0.0110	1.1330	14.51***	0.0156	1.5464	20.49***	0.0086
30-34歳	0.1827	3.41***	0.0091	1.3828	17.01***	0.0240	2.0691	26.26***	0.0176
女性	-0.0774	-2.88***	-0.0053	0.2148	4.86***	0.0025	0.4079	8.64***	0.0018
最終卒業(高校)									
中学	0.7665	19.44***	0.0620	1.2044	21.63***	0.0215	1.2092	21.32***	0.0079
短大・高专・専門学校	-0.4278	-11.86***	-0.0246	-0.9827	-14.54***	-0.0090	-1.5690	-19.17***	-0.0048
大学・大学院	-0.4399	-11.45***	-0.0249	-1.0443	-14.69***	-0.0091	-2.0639	-22.70***	-0.0056
在学したことがない・不詳	-0.1402	-0.37	-0.0099	-0.3152	-0.52	-0.0033	1.9384	7.55***	0.0253
就業経験(1年前に就業)									
1年前無業, 過去に就業経験有り	2.5796	79.66***	0.2879	3.6799	63.44***	0.1511	3.9109	44.23***	0.0691
過去に就業経験無し	1.4094	38.91***	0.0835	3.2166	52.52***	0.1058	5.0064	61.36***	0.1914
世帯年収(若年本人を除く)	0.0082	2.64***	0.0005	0.0226	4.30***	0.0003	0.0524	9.24***	0.0002
単身世帯	-0.8594	-16.74***	-0.0445	-0.5788	-7.13***	-0.0053	0.6155	8.91***	0.0036
母子世帯	0.0397	0.43	0.0029	-0.1996	-1.44	-0.0021	-0.5048	-2.86***	-0.0017
定数	-2.8702	-54.27***		-5.8274	-63.05***		-7.5313	-69.15***	
サンプル・サイズ					88,729				
Log likelihood					23,082.29				
擬似決定係数					0.2337				

注: 1) * (有意水準 10%), ** (5%), *** (1%)

2) 〈 〉内は, 各ダミー変数のリファレンスグループ。

3) 多項選択のベースは就業者。

表5 無業者における非求職型・非希望型の規定要因
(多項ロジット分析, 15~34歳(通学, 有配偶, 単身世帯・母子世帯を除く), 2002年)

説明変数	非求職型			非希望型		
	係数	漸近 t 値	限界効果	係数	漸近 t 値	限界効果
年齢 (15-19 歳)						
20-24 歳	0.3852	4.59***	0.0609	0.2176	2.50***	0.0129
25-29 歳	0.7173	8.08***	0.1023	0.7951	8.46***	0.0705
30-34 歳	0.9616	10.23***	0.1210	1.3592	13.72***	0.1442
女性	0.3910	7.64***	0.0473	0.6840	11.67**	0.0647
最終卒業 (高校)						
中学	0.4245	6.48***	0.0677	0.2789	3.85***	0.0184
短大・高専・専門学校	-0.4024	-5.22***	-0.0491	-0.7114	-7.42***	-0.0574
大学・大学院	-0.3881	-4.79***	-0.0420	-1.0651	-10.00***	-0.0813
在学したことがない・不詳	0.2767	0.36	-0.0005	1.1148	1.80*	0.1614
就業経験 (1年前に就業)						
1年前無業, 過去に就業経験有り	1.0214	15.79***	0.1446	1.1443	11.58***	0.1027
過去に就業経験無し	1.5312	22.09***	0.1192	3.0539	32.63***	0.3699
世帯年収 (500万-699万円)						
300万円未満	-0.3215	-4.12***	-0.0480	-0.1598	-1.74*	-0.0091
300万-499万円	-0.1627	-2.13**	-0.0244	-0.0974	-1.06	-0.0062
700万-999万円	-0.0811	-1.01	-0.0169	0.1280	1.35	0.0165
1000万円以上	-0.1540	-1.74*	-0.0315	0.2349	2.32**	0.0316
定数	-2.5338	-23.57***		-3.8309	-28.85***	
サンプル・サイズ				11,288		
Log likelihood				2,608.58		
擬似決定係数				0.1251		

注: 1) *(有意水準10%), **(5%), *** (1%)
 2) < > 内は, 各ダミー変数のリファレンスグループ。
 3) 多項選択のベースは求職型無業者。

就業希望を持つ場合, より積極的に求職活動をする傾向が認められる。反対に年収が1000万円以上の世帯では, 非希望型になる確率が有意に高くなっている。ここからも, 同居者の世帯年収に応じて無業者の就職活動や就職希望が左右されるという所得効果の存在が確認出来る。

また表5の限界効果からも, 過去に就業経験を持ちながらも1年前に無業だった場合は非求職型になりやすく, 過去に就業経験を一切持たない場合は非希望型になりやすいことが改めて確認出来る。その結果からは, 同じニート状態にある若者でも, 支援策は非求職型と非希望型で自ずと異なることが示唆される。就業経験を持ちながら, 働くことへの自信喪失等から求職活動に踏み出せない非求職型無業者には, ジョブ・カフェ等によるきめ細かいキャリアカウンセリング等が有効だろう。一方, 就業経験を一切持たないまま働くことを断念している非希望型無業の若者には, 若者自立塾等を通じて就業を含めた体験活動を重視する支援策がより効果的といえるだろう。

VII 所得効果の弱まり

若年無業者のうち, 就職活動を実施していなかったり, 就職希望を表明しない理由については, 就業に伴う期待収益率の低さと世帯収入の高さによる所得効果という経済理論に基づき解釈可能であることを見た。ただし以下に示すとおり, 就職を断念する背景としての所得効果は, 1990年代から2000年代初頭にかけて弱まりつつある。

表6には, 世帯年収が300万円未満である無業者数の推移を類型別に示した。いずれの類型についても, 1992年から2002年にかけて年収300万円未満の無業者は増加傾向にある。求職型無業者では1992年に15.4万人だったのが, 2002年には40.3万人となり, 全体に占める割合は32%に達する。低所得の求職型は, 半数以上が単身世帯や母子世帯とは異なる世帯に属する若年によって占められる。

低所得の非求職型は, 1992年に7.4万人だったのが2002年には13.2万人まで増加している。

表6 年収300万円未満世帯に属する求職型・非求職型・非希望型無業者数の推移

	推定人口(万人)			各類型に占める割合(%)		
	1992年	1997年	2002年	1992年	1997年	2002年
求職型無業者	15.4	25.1	40.3	24.2	25.2	31.6
単身世帯	4.5	9.6	13.7	7.1	9.7	10.7
母子世帯	0.7	1.2	2.8	1.2	1.2	2.2
その他	10.1	14.3	23.8	16.0	14.3	18.7
非求職型無業者	7.4	7.9	13.2	28.5	27.0	31.3
単身世帯	2.4	3.1	4.4	9.3	10.6	10.3
母子世帯	0.7	0.6	1.1	2.9	2.1	2.6
その他	4.2	4.2	7.7	16.3	14.4	18.3
非希望型無業者	9.2	12.0	16.3	21.5	26.8	38.7
単身世帯	4.1	6.4	8.8	9.6	14.2	20.8
母子世帯	0.3	0.4	0.8	0.7	0.8	2.0
その他	4.8	5.3	6.7	11.2	11.8	15.9

注：推定人口は、8割リサンプリングデータであることから、比推定用乗率で復元した値を1.25倍した。

非求職型全体に占める年収300万円未満世帯の割合も、1997年の27%に比べて2002年には31%へと拡大している。低所得の非求職型無業者でも、単身世帯や母子世帯は増えているが、それ以外の親や家族と多くが同居している世帯にも増加傾向がみられる。

一方、求職型と非求職型以上に低所得世帯からの増加が目立つのが、非希望型である。年収300万円未満の非希望型は、1992年に9.2万人だったのが、2002年には16.3万人に達している。非希望型全体に占める年収300万円未満世帯の割合も、22%から39%と、求職型や非求職型に比べて増加幅は格段に大きくなっている。その結果、無業者全体に占める300万円未満の割合は、3類型のうち非希望型が1992年には最も低かったのが、2002年になると反対に最も高くなっている。

なかでも年収300万円未満の非希望型のうち単身世帯は、4.1万人から8.8万人と倍増しており、2002年の非希望型全体の21%を占めるに至っている。ただし、単身世帯だけでなく、母子世帯や、多くが家族と同居するその他の世帯についても、低所得の非希望型は増えている。

就業を断念している若年無業のなかに低所得世帯の占める割合が増えつつあり、無業に対する所得効果は弱まりつつあるように見える。この点を確認するため、表4と同じモデルによる推定を

表7 世帯年収(本人以外)が無業確率に及ぼす限界効果(多項ロジット分析,15~34歳無業者(通学,有配偶を除く))

無業類型	求職型	非求職型	非希望型
1992年	0.0004174***	0.0002937***	0.0003086***
1997年	0.0004129***	0.0001936***	0.0003025***
2002年	0.0005014**	0.0002562***	0.0002227***

注：世帯収入以外の説明変数は、表4と同様。限界効果は各説明変数の平均水準で評価。

** (有意水準5%), *** (1%)

1992年と1997年についても行い、若年本人を除く世帯年収に関する限界効果を各年で比較した。その結果が表7に示されている。

いずれの類型についても世帯年収の係数は3カ年を通じてプラスに有意である。限界効果をみると、求職型と非求職型については、1992年や1997年に比べて2002年の数値が特に小さくなっている様子はみられない。ところが、非希望型の世帯所得に関する限界効果は3カ年を通じて減少しており、所得効果の弱まりが確認出来る。

同様に、無業者が非求職型と非希望型となる確率について、表5と同一の多項ロジットモデルを1992年と1997年に関しても推定した。そのうち、多くが家族と同居する無業者について、世帯収入の多寡が非希望型となる確率に与える影響の推移を、限界効果に着目して示したのが表8である。

年間収入が1000万円以上である世帯ダミーの係数は、3カ年を通じて1%有意水準でプラスに

表8 無業者が非希望型となる確率への世帯収入の影響
(多項ロジット分析, 限界効果, 15~34歳無業者(通学、有配偶、単身・母子世帯を除く))

	1992年	1997年	2002年
世帯年収ダミー			
300万円未満	-0.0247**	-0.0137	-0.0091*
300万-499万円	-0.0183	-0.0072	-0.0062
(500万-699万円)			
700万-999万円	0.0291**	0.0234*	0.0165
1000万円以上	0.1085***	0.0880***	0.0316**

注: 推定方法ならびに説明変数は表5とすべて同じ。限界効果は各説明変数の平均水準で評価。

表の数値は、各ダミーの値が0から1になったときの確率変化分。

* (有意水準10%), ** (5%), *** (1%), 500万-699万円がリファレンス・グループ。

なっており、高所得世帯ほど非希望型になりやすいという傾向に変わりはない。ただし、限界効果からその度合いをはかると、絶対値は1992年の0.1085から2002年の0.0316と、その影響はかつての3分の1程度にまで減じている。収入が次いで高い700万~999万円世帯は、500万~699万円世帯に比べて、1992年と1997年には非希望型となる確率を高めていた。ところが、その影響は2002年になると有意でなくなっている。高所得世帯が非希望型になりやすいという所得効果は弱まりつつあることが、ここからも確認出来る。

反対に、収入が最も低い300万円未満世帯が非希望型無業になる確率は、1992年時点では5%水準で有意にマイナスであり、低所得世帯が非希望型となる確率は低くなっていた。ところが、1997年と2002年に、その絶対値は小さくなり、有意でなくなるか、せいぜい10%程度の有意水準となっている。低所得世帯は非希望型になりにくいという傾向も、次第に消失する方向に向かっている¹⁵⁾。

以上の結果が指摘する、低所得世帯から非希望型の増えつつある事実がもたらす政策的含意は大きい。若者自立塾等を通じた就労支援では、生活費は被支援者世帯によって賄われるのが原則であり、費用の捻出が困難な低所得世帯にとって、その積極的な活用には至らない場合も多い。さらに低所得世帯のあいだで利用可能な政策についての情報アクセスにも何らかの障壁があるとするれば、自治体や地域若者サポートステーション等を通じて多様な支援を受けられることが十分に認識されていないことも考えられる。これらは、低所得世

帯の非希望型無業者には事実上、自立支援のための政策が届かない状況にあることを懸念させる。その意味で今後の自立支援策には、低所得世帯において非希望型無業の増えつつある事実を踏まえたプログラムの策定が重要となる。

VIII 低所得層の非希望化

低所得層から非希望型無業が生じる傾向が強まりつつある背景には何があるのだろうか。理由の一つに、低所得世帯に属する個人が就業した場合の期待収益率の低下が考えられる。

教育年数や年齢、性別が同一の個人間であっても、世帯に経済的余裕が大きい場合、過去から現在を通じて、良質の教育や訓練の機会を得るための支出が可能となる。それによって高度の技能や知識を体得した高所得世帯出身の若年には、より多くの稼得収入が期待出来る。反対に、世帯収入が乏しい場合、上記のような人的資本の蓄積が相対的に困難となり、就業した場合にも十分な収入が期待出来ないため、就業希望が抑制されることも考えられる。1990年代後半から2000年代初頭の不況下において低所得世帯出身の若年層ほど高収益を期待出来る就業機会が制約される傾向が強まった結果、低所得世帯からの非希望型が増え、所得効果の説明力を低下させることになったのかもしれない。

また世帯収入は、一般に世帯人員が就業することを通じて獲得されることが多い。だとすれば、世帯収入の多い世帯ほど、就業する親や家族から、就業に必要となる知識、行動特性、ノウハウ等が、経験を通じて世帯内部で伝承されやすくなるだろう。反対に若年本人以外の世帯内構成員が無業であったり、就業していたとしても十分に能力を発揮する機会を得ていない状況では、世帯全体の収入が少ないだけでなく、就業に必要な能力を世帯内部で育成することも事実上困難となる。不況下に低所得世帯における親など年長者の就業機会が悪化したことは、若年者への世帯内部での就業経験の伝達を困難にし、それが就業した際の期待収益率を低下させることにつながったのかもしれない¹⁶⁾。

表9 収入関数の推定（ヘックマン二段階推定，15～34歳（通学，有配偶を除く））

自然対数化年間労働所得関数	1992年		1997年		2002年	
	係数	漸近 t 値	係数	漸近 t 値	係数	漸近 t 値
年齢〈15-19歳〉						
20-24歳	-0.0214	-4.37***	0.0310	5.26***	0.0011	0.14
25-29歳	0.0629	11.75***	0.1299	20.93***	0.0799	9.95***
30-34歳	0.1579	26.17***	0.2700	40.21***	0.1992	23.91***
女性						
	-0.1863	-64.11***	-0.2093	3.79***	-0.1823	-51.05***
最終卒業〈高校〉						
中学	-0.2004	-36.97***	-0.1928	-70.93***	-0.2087	-28.85***
短大・高専・専門学校	0.1381	37.19***	0.1137	-32.25***	0.1370	31.13***
大学・大学院	0.2441	59.87***	0.2186	31.40***	0.2424	52.49***
在学したことがない・不詳	0.0413	1.79*	0.0208	0.95	-0.0949	-1.94*
世帯年収〈500万-699万円〉 (本人の労働所得を除く)						
なし	0.2019	30.11***	0.1539	24.80***	0.2868	35.70***
100万円未満	-0.1854	-29.71***	-0.2257	-35.60***	-0.2681	-34.62***
100万-299万円	-0.0598	-12.31***	-0.0625	-11.82***	-0.0870	-14.47***
300万-499万円	-0.0425	-9.54***	-0.0357	-7.33***	-0.0474	-8.36***
700万-999万円	0.1115	24.52***	0.1059	22.65***	0.0109	1.89*
1000万円以上	0.0387	8.47***	0.0142	3.05***	0.0448	7.63***
定数項	5.8845	956.34***	5.8902	817.77***	5.8772	634.62***
就業選択関数						
単身世帯	0.3736	42.82***	0.3971	50.16***	0.3310	35.57***
母子世帯	0.0195	0.66	0.1213	4.26***	0.1058	4.07***
1年前無業，過去に就業経験有り	-1.3511	-118.48***	-1.0805	-113.24***	-0.9858	-106.31***
過去に就業経験無し	-1.0070	-164.62***	-1.0058	-156.09***	-0.9796	-133.06***
定数	-0.0011	-3.25***	-0.0392	-10.85***	-0.0303	-7.73***
Heckman's lambda	-0.5420	-210.42***	-0.5398	-196.39***	-0.6388	-186.86***
サンプル・サイズ	251,370		238,045		202,620	
Log likelihood	-185,624.6		-178,425.8		-162,539.5	
Wald カイ二乗値	21674.8		22105.7		16784.4	

注：1) * (有意水準 10%)，** (5%)，*** (1%)

2) 世帯年収（本人の労働所得を除く）は表4と同様の方法で計算した上で階層化した。

このように年齢や教育年数等以外にも，世帯の収入階層自体が若年の就業した場合に得られる期待収益率を左右する要因の代理指標となっている可能性がある。そこで就業者の年間労働所得（中央値）の自然対数値を被説明変数とする収入関数を，人的資本に影響する要因として年齢，性別，学歴と並んで，世帯年収の階層値を説明変数に加えた上で推定する¹⁷⁾。

推定では同時性バイアスの回避を念頭に，表4の推定同様，世帯年収は就業している若年本人の労働所得を除いた上で階層化した。さらに就業者のサンプルセレクションバイアスの可能性も考慮し，ヘックマン二段階推定を採用した。就業選択

確率に与える要因としては，就業の必要度に影響を与える単身世帯，母子世帯のダミー変数の他，就業困難度の違いを示す過去の就業経験に関するダミー変数を用いた。

推定結果が表9である。就業選択関数の結果からは，就業の必要性が高い単身世帯ほど就業を選択し，母子世帯であることも1997年以後は就業を選びやすくさせていることがわかる。また1年前に就業していなかったり，さらに就業経験が一切ないこと等，過去の乏しい就業経験が就業選択を困難にさせていることも予想通りである。

収入関数の推定からはまず，年齢が高く，教育年数の長いほど収入が高くなるという通常の結果

が得られた。また3カ年を通じて、男性に比べて女性は2割程度、年間収入は少なくなっている。

注目されるのは、世帯年収の効果である。まず本人の労働所得以外に世帯年収が一切ない場合、リファレンスグループである世帯年収が500万～699万円に比べて、本人の労働所得は有意に高くなっている。独立して世帯を営む独身就業者であることは、それだけ高い稼働能力を有していることの代理指標になっているのかもしれない。

一方、本人の労働所得以外に世帯収入がある場合に限って比較すると、3カ年を通じて、世帯収入が低い場合ほど、本人の労働所得も有意に低くなっていることが確認出来る。その推移をみると、世帯年収が100万円未満のケースと、100万～299万円のケースにおいて、マイナスである係数の絶対値が増加する傾向にある。その結果は、本人以外の年収が300万円未満の低所得世帯に属する若年について、就業に伴う期待収益率が低下しているという予想と整合的である。一方で年収が1000万円以上の高所得層世帯の若者が就業したときの期待収入は、1992年から1997年にかけて低下したものの、2002年には再び増加傾向にある等、300万円未満の低所得世帯の若者とは異なる動きを示している¹⁸⁾。

低所得層のみならず、700万～999万円の中間所得世帯でも、期待収入は2002年に大きく低下する等、世帯年収の効果に関する解釈は、今後より厳密な検証が必要であろう。だがそれでも以上の結果をみる限り、非希望型無業となる要因の少なくとも一つとして、低所得世帯の若年就業における期待収益率の低下といった経済的理由が存在する可能性は否定出来ない。

IX 結びにかえて

無業者の状況は、就業希望の表明有無と、求職活動の実施有無によって、3つの類型に区分出来る。具体的には、求職活動を実施している求職型、就業希望を表明しながら求職活動はしていない非求職型、そして就業希望を表明していない非希望型である。本論文では、若年の独身無業者（在学中を除く）について豊富な標本数を含む『就業構

造基本調査』の8割リサンプリングデータを用いながら、類型別の若年無業の動向と決定因を実証分析した。

1992年から2002年にかけて完全失業者に相当する求職型は倍増したが、同時に非求職型も増加傾向にあった。その一方で、非希望型の総数は安定的に推移してきた。いかなる独身の若年層が、非求職型もしくは非希望型によって示されるニート状態に陥りやすいかは、就業に伴う期待収益率と世帯収入に関する所得効果によって説明可能である。年長者、女性、低学歴者、長期無業者等、就業による期待収益率が低いと考えられる属性を持つ人々ほど、就業を断念しやすくなっていることが統計的にも明らかになった。さらには年間収入が高い世帯に属する若年無業者ほど非希望型になりやすいという所得効果の存在も確認された。

ただし非求職型や非希望型に占める低所得世帯の割合は増加しており、特に高所得世帯の若年ほど非希望型になりやすいという所得効果は弱まりつつあることも同時に明らかとなった。低所得世帯から非希望型が増えつつある背景には、低所得世帯の若者が就業した場合の期待収益率の低下が影響していることを示唆する結果も得られた。その意味でニート問題の核心には、若年無業が豊かさのなかの選択から貧困の再生産へと移行しつつある点があり、その事実が厳密なかたちで確認されたところに本論文の意義がある。

残された課題を述べる。まず低所得世帯にあって経済的に余裕がないにもかかわらず就業を希望しない無業者が増えつつある理由について、今後より詳細な検証が求められる。玄田（2005b）では同じ『就業構造基本調査』の特別集計により、非求職型が増加傾向にある背景として、就職活動に対する挫折、希望する就業機会の乏しさ、自らの就業能力に対する自信喪失に加え、病気や怪我を理由として就業を断念するケースが増えていることを指摘した。埼玉県が独自に行ったアンケート調査によれば、非希望型無業者についても同様に、働くことを望まない理由として病気や怪我の影響を挙げる場合は多い（埼玉県（2006））。

さらに非希望型無業の特徴の一つに、最終学歴が高校卒および高校中退を含む中学卒等、いわゆる

る低学歴層が高い割合で含まれることがある。低所得世帯の子どもにとって、教育年数の違いのみならず、同一の教育年数であっても属する社会階層によって提供される教育機会そのものに違いが生まれつつあるという指摘もある（荻谷（2001）等）。学校段階において働くことに対する具体的な展望および行動指針としての就業希望の形成が、特に低所得世帯の未成年にとって困難化しつつあることも、成人後に非希望型の無業者に陥る一因となっている可能性がある。世帯所得と子どもが直面する学校教育の質的変容が卒業後の就業に与える影響を把握するため、学校時代から就業後の状況にわたる長期間のパネルデータによる詳細な事実確認が待たれる。

低所得世帯の非希望型において、経済的な制約のみならず、上記のように健康面や教育面等で困難を抱えるケースが何らかの理由により増えつつあるとすれば、就業対策と同時に福祉、医療、学校教育等を総合した包括的支援策が求められることになる。2002年までの『就業構造基本調査』では、非希望型無業が就業を望まない理由についての質問項目がなく、低所得の非希望型が抱える固有の問題は不明であった。今後はニート状態の無業者について、非求職型のみならず、非希望型の実情を明らかにすべく調査設問の再設計とそれに基づく分析が必要になる¹⁹⁾。

加えて世帯所得と無業との関係を厳密に検討するには、世帯単位の収入だけでなく、居住地を超えた家族単位での収入を把握可能となるデータも不可欠である。貧困世帯であると同時に、単身世帯でもある非希望型が増えつつあり、その実質的な生活水準は、別居中の家族の経済状況によって左右される。世帯収入の所得効果が弱まるなか、どのような家族的要因が無業類型の決定に影響しているかは、生活保護の制度設計も含め、社会保障政策を検討する際の重要な論点となる。

本論文では、配偶者を持たない単身者に限定した上で、就業状態、就職活動、就業希望の表明の有無について検討した。将来は単身者だけでなく婚姻状況の変化も加味した分析も必要だろう。若年無業の規定要因を精緻に調べるには、単身者が結婚によってサンプルから脱落することに伴うバ

リアスの可能性を検証することも重要となる。単身世帯増加の背景として、離婚がもたらす影響の他、2000年代に入り増加傾向にあるといわれるシングルマザーと無業の関係の考察等、若年無業に関する将来に残された研究課題は少なくない。

*本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している『就業構造基本調査』（1992年、1997年、2002年）の秘匿処理済マイクロデータを用いている。二名の匿名レフェリー及び本誌編集委員会から頂戴したコメント、コーネル大学、ハーバード大学、少子高齢社会の社会経済的格差に関する国際比較研究会、統計研究会労働市場研究委員会ミニコンファレンス等での報告に対する意見は、いずれも有益だった。なお、本稿に含まれ得る誤りは、すべて筆者本人のみに帰するものである。

- 1) たとえば本田・堀田（2006）で分析されているニート状態の若者数は90人である。
- 2) 内閣府の研究会報告は「青少年の就労に関する研究会報告」（2005）、若者移行支援研究会の結果は労働政策研究・研修機構（2005）が報告している。
- 3) 地域別のニート研究として、勇上（2005）も国勢調査の公表結果を分析しながら、高失業率の地域ほどニート状態の若者が発生しやすいことを指摘している。
- 4) 以下、無業者の実証研究には、『就業構造基本調査』を用いる。そこで「仕事をしている」とは、ふだん（usual base）仕事をしており、今後もしていくことになっている場合を意味している。また収入になる仕事には、家業（農業を含む）の手伝いや内職も含んでいる。ニート状態の若者に「家事手伝い」をしていると調査に回答する人々を加えるか否かについては、見解の相違がある。玄田（2005b）では家事手伝いもニートに含めて定義している一方、厚生労働省が試算しているニート状態にある若者からは「家事手伝い」は除かれている。小杉（2005）は「狭義のニート」という概念を用いて家事手伝いと区別することで、その範疇について柔軟な定義を行っている。
- 5) 求職活動には、以前に求職活動をして、その結果を待っている場合も含まれる。また開業の準備には、事業を始めるための資金、資材、設備等を調達している場合も含む。
- 6) ニートの語源は、イギリスにおける社会的排除防止局によるレポートである“Bridging the Gap”に示された15歳から19歳の無業状態であり、通学もせず、訓練も受けていない若者にある。その報告等にもとづきNEETの概念を日本に紹介した先駆的な研究が沖田（2003）である。
- 7) 玄田（2005a）を参照。玄田（2005b）でもニートについて同様の定義を用いて解説している。
- 8) 先進8カ国（日本、韓国、米国、カナダ、オーストラリア、英国、ドイツ、フランス）内における賃金格差を、性別、職業、年齢、産業に分解し、その相対的重要性を計量したところ、性別が格差に最も顕著な影響をもたらしていたのは日本のみだった（Genda（1998））。学歴間賃金格差も若年層の間で1980年代以降、ゆるやかに拡大する傾向がみられ、特に2000年代に入り格差の拡大テンポは強まっている（大竹（2005）等）。
- 9) 正常財（もしくは上級財）とは、消費する財の価格が一定のもと、付与される所得が拡大したときに最適な消費水準が

- 増加する財のことを意味する経済学の用語である。一般に正常財の例としてはより高品質の酒類等が考えられ、反対に所得の増加と共に消費が減少する財（酒類でいえば発泡酒等）は劣等財（もしくは下級財）と呼ばれる。
- 10) 多項ロジットモデルを推定する場合、選択肢が独立であるIIA (independence of irrelevant alternatives) の仮定が満たされなければならない。そこで表3のモデルと、そこから希望型の選択肢を除いた多項ロジットモデルを比較したハウスマン検定（定数項を加える）を行った。その結果、カイ二乗値（自由度34）は-861.10となり、IIAが成立するという帰無仮説は棄却されなかった。後に示す表4及び表5の推定について同様のハウスマン検定を行った場合もカイ二乗値はマイナスとなり、帰無仮説は棄却されなかった。
- 11) ただし年齢効果については別の解釈もあり得る。通常、就業者ほど年齢が高くなるにつれて結婚する傾向が強まっていく（酒井・樋口（2005））。年齢が高い層ほど、独身者グループから就業者がより多く抜け落ちるため、結果的に独身者が無業である確率は高まる可能性がある。このような解釈に対し、独身無業者の内部では年齢が高い層ほどNEET状態に陥りやすいことを検証するには、後にもるように就業者を除き、無業者に限定した上で3種類の確率を推定するのが望ましい。またいわゆる労働市場の世代効果から、不況の深刻化にあわせて若年層において就業を断念する傾向が強まる可能性も考えられた。そこで3カ年の年齢係数を比較してみたが、本稿では年齢効果に関する趨勢的な傾向は必ずしも観察されなかった。ただし一方で、『労働力調査特別調査』（1986～2001年）と『労働力調査（詳細結果）』（2002～2005年）を個票データにさかのぼり分析した太田・玄田（2007）では、高校卒業後に大学、短大、専門学校等に進学しなかった人々について、卒業直前時点の失業率が高かった世代ほど、持続的にニート状態となる傾向があることも確認されている。今後より詳細な検証が求められる。
- 12) たとえば世帯年収が「900万円～999万円」に含まれ、本人の労働所得が「500万円～599万円」の場合、950万円から550万円を差し引いて400万円を本人以外の世帯年収とした。本人が無業者の場合には、世帯全体の年間収入をそのまま用いた。所得階級の最上位である「1500万円以上」の場合はLemieux（2006）等にならって1.4倍する方法を採用し、2100万円によって代表した。
- 13) 世帯の経済的余裕が大きいほどニート化しやすいという他の研究例として、本田・堀田（2006）は、15歳時点で家計の暮らし向きが豊かだったと認識している個人ほど、非求職型無業者になりやすいと指摘している。
- 14) 単身世帯と母子世帯を除く無業者（通学、有配偶を除く）は、87%が親もしくは兄弟姉妹と同居しており、残りは家族以外と同居、父子世帯等からなっている。
- 15) Genda（2007）では若年非希望型無業に関する所得効果の低下について、より詳しい検証を行っている。その結果、単身世帯や母子世帯を除く15歳以上35歳未満の独身無業者のうち、所得効果の低下は、男性、高校・中学卒、20歳代前半までで顕著であることを指摘した。その結果は、低所得世帯にある低学歴若年男性ほど、就業希望を表明しない無業者となる傾向が強まっていることを意味している。
- 16) 実際、玄田・藤澤（2007）では、『国民生活基礎調査』の個票データを用いた分析から、同居する親が無業である場合ほど子どもも無業化しやすくなるという、無業の親子間継続性を指摘している。
- 17) ここでも注12)と同様、年収1500万円以上は、2100万円

によって代表した。

- 18) 世帯年収が100万円未満と1000万円以上の係数差は増加しており、世帯所得階層間の期待収益率格差には拡大傾向がみられる。
- 19) 実際2007年10月に実施予定の『就業構造基本調査』では、ふだん仕事をしていない人のうち、就業を希望していない場合に、その理由をたずねる質問項目を新たに設けることになった。

参考文献

- 太田聡一（2005）「若年無業の決定要因——都道府県別データを用いた分析」『青少年の就労に関する研究会報告』内閣府。
- 太田聡一・玄田有史（2007）「失業率上昇がもたらす若年就業への持続的影響について——労働市場の世代効果に関する再検証」総務省統計局統計研修所リサーチペーパー第8号。
- 大竹文雄（2005）『日本の不平等——格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社。
- 沖田敏恵（2003）「社会的排除への認識と新しい取り組み——コネクションズサービス」『諸外国の若者就業支援政策の展開——イギリスとスウェーデンを中心に』日本労働研究機構、資料シリーズNo.131。
- 畑谷剛彦（2001）『階層化日本と教育危機——不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂高文社。
- 玄田有史（2005a）「若年無業の実態」内閣府政策統括官『青少年の就労に関する研究会報告』（共生社会政策担当）第一章。
- 玄田有史（2005b）『働く過剰——大人のための若者読本』NTT出版。
- 玄田有史・曲沼美恵（2004）『ニート——フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬舎。
- 玄田有史・藤澤三宝子（2007）「無業および不安定雇用の親子間継続性に関する試論」『家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究』厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- 厚生労働省（2007）「ニートの状態にある若者の実態及び支援策に関する調査研究」。
- 小杉礼子（2004）「若年無業者増加の実態と背景——学校から職業生活への移行の隘路としての無業の検討」『日本労働研究雑誌』533号，pp. 4-16。
- 小杉礼子（2005）「誰がニートなのか」玄田有史・小杉礼子・労働政策研究・研修機構『子どもがニートになったなら』NHK生活人新書。
- 小杉礼子（編）（2005）『フリーターとニート』勁草書房（共著者：宮本みち子・堀有喜衣）。
- 埼玉県産業労働部若年就業支援室（2006）『若年者就業意識調査報告書』。
- 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』535号，pp. 29-41。
- 内閣府（2005）『青少年の就労に関する研究会報告』。
- 堀田聡子（2005）「無業者の生活と意識、無業者とその親——有職者との対比から」『青少年の就労に関する研究会報告』内閣府。
- 本田由紀・堀田聡子（2006）「若年無業者の実像——経歴・スキル・意識」『日本労働研究雑誌』556号，pp. 92-105。
- 労働政策研究・研修機構（2005）『若者就業支援の現状と課題——イギリスにおける支援の展開と日本の若者の実態分析から』労働政策研究報告書No.35。
- 勇上和史（2005）「都道府県データを用いた地域労働市場の分

析——失業・無業の地域間格差に関する考察』『日本労働研究雑誌』539号, pp.4-16.

UFJ 総合研究所 (2005) 『ニートに関する実態調査』.

Genda, Yuji (1998) "Japan: Wage Differentials and Changes since the 1980 s," in *Wage Differentials: An International Comparison*, edited by T. Tachibanaki, Macmillan Press, 35-71.

Genda, Yuji (2007) "Jobless Youth and the NEET Problem in Japan," *Social Science Japan Journal* Vol.10, No.1, 23-40.

Lemieux, Thomas (2006) "Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effect, Noisy Data, or Rising Demand for

Skill?" <http://www.econ.ubc.ca/lemieux/papers/within.pdf>, University of British Columbia.

Tachibanaki Toshiaki and Kojiro, Sakurai (1991) "Labor Supply and Unemployment in Japan," *European Economic Review* 35(8), 1575-88.

〈2006年10月13日投稿受付, 2007年7月6日採択決定〉

げんだ・ゆうじ 東京大学社会科学研究所教授。最近の共著に『仕事とセックスのあいだ』(朝日新書, 2007年)。労働経済学専攻。