

若年無業の再検討

玄田 有史

東京大学社会科学研究所

J -153

2006 年 9 月

筆者の許可なく無断の引用等を禁じます。

連絡先

〒113-0033

文京区本郷 7-3-1

東京大学社会科学研究所

玄田 有史

genda@iss.u-tokyo.ac.jp

若年無業の再検討

玄田 有史

東京大学社会科学研究所

2006年9月

要約

本論文は就業構造基本調査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、就職希望を表明していない非希望型に類型化し、それぞれの決定要因を多項ロジットモデルによって分析した。その結果、年長、女性、低学歴、長期失業といった、就業に伴う期待収益率が低いグループほど、就業を断念する傾向は強いことが確認された。さらに単身世帯と母子世帯を除く無業者に限定すると、高所得世帯に属する若年無業ほど非希望型になりやすいことも発見された。ただし、非求職型ならびに非希望型に占める低所得世帯の割合は増加えつつあり、高所得世帯ほど非希望型になりやすいという所得効果が弱まる傾向も観察された。

1 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実証する。

かつては他の先進諸国に比べて低水準を持続してきた日本の完全失業率も、1990年代以降、大きく上昇し、2002年には史上最高となる5.4パーセントを記録した。なかでも失業率の上昇は若年層で著しく、15～19歳の失業率は2002年に12.8パーセント、20～24歳では2003年に9.8パーセントと、それぞれピークに達した。

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に関心が集まる一方、就職活動に至らない若年無業者も注目されるようになった。統計上は非労働力と呼ばれる、就業者でもなく、失業者でもない人々としては、専業主婦の女性や高齢者がそのほとんどを占めると考えられてきた。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。このような学校にも行かず、仕事にも就かず、訓練も受けていない若者は、NEET (Not in Education, Employment, or Training) と呼ばれ、広く知られるところとなった。

若年の失業者やNEETに社会的関心が集まる反面、その実態に関する学術研究は必ずしも多くない。研究蓄積が乏しい理由として、世帯調査で把握される無業者のサンプルサイズは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200弱程度の限られた標本サイズのデータによるものであり、結果の信頼性についての疑問も少なからず残されている。

そのような状況のなかで、日本におけるNEETに関する最も信頼出来る調査結果は、内閣府における「青少年の就労に関する研究会報告」(2005年)にある就業構造基本調査のマクロデータを特別集計した分析である。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、全国の約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NEETに関する実態が、初めて客観的に明らかにされた(その内容は玄田(2005)にも詳しい)。

ただし、上記の研究会報告は、若年無業者の実情に関する基礎データの作成に主眼が置かれていたために、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割リ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歳の学卒独身者を選び、若年無業に関する計量分析を行う。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、学卒独身無業者をまず類型化する。3節ではニート問題の背景について概観する。4節では若年無業の分析に用いるデータについて詳しく説明する。5節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。6節では推定結果を紹介する。7節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データから示す。8節では、ここで得られた結果を整理すると同時に残された課題を明らかにする。

2 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、客観的な分析を行うためには、何らかの類型化が必要になる。無業者の状況は、実際の求職活動の状況と就職希望の表明如何によって、3つのグループに類型化できる。

ここでは若年無業者を、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¹。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、仕事を探していたり、開業の準備をしている人たちが含まれる。ここでいう「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²。これらの就業希望を表明し、かつ実際に職探しをしている人々を、以下では「求職型」の無業者と呼ぶ。

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されている完全失業者と、定義上一致している。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できるという条件も含まれている。以下で用い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できる」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、非労働力に区分されている。このような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）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（小杉編（2004）、玄田・曲沼（2004）等）。非求職型の無業者とは、まさにいわゆる「ニート」として意識されてきた人々に該当する³。

ただし日本におけるニート問題は、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。日本で「ニート」と呼ばれる若者は、非求

¹ 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。

² 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、設備などを調達している場合も含んでいる。

³ 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。その報告に詳しく、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。

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して定義されることになる。

3 ニート問題の背景

非求職型にせよ、非希望型にせよ、求職活動を断念した無業者といえ、かつては専業主婦、学生、高齢者の問題と考えられてきた。それが働き盛りの若年にも広がりつつあることが指摘されてきた（小杉（2004）玄田・曲沼（2004）等）。その後、厚生労働省や内閣府などによって、35歳未満の学卒独身である非労働力が60万人から90万人にも及ぶことが試算され、一気に社会問題として認識されるようになった。

ニート問題の背景については、社会学を中心にインタビュー調査や独自のアンケート調査がこれまで行われてきた。（小杉・宮本・堀（2005）UFJ総合研究所（2005）等）。それらの研究はニート状態に陥る若者の特徴として、就職の失敗による自身喪失、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があることを共通に指摘してきた。さらに堀田（2005）は無業者の親についても検討し、子どもが幼かったときに子どもの希望をきいたり一緒に遊んだりした経験に乏しいという結果なども紹介した。

それらの分析はいずれも興味深い発見である反面、限られたサンプルによる調査であったため、その普遍性については一定の留保があったのも事実である。そこでその後、本論文でも用いることになる就業構造基本調査による分析も行われた（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ているため、その結果には高い信頼性が期待される。実際その分析からは、ニートになる若者には高校中退などの低学歴の割合が明らかに高いことや、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も新たに明らかにされた。太田（2005）は就業構造基本調査の結果を都道府県別に集計し、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傾向があることを指摘している⁴。

このように就業構造基本調査を用いた従来の分析は、ニートの理解に大きな進歩をもたらしたものの、分析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定されていた。そのため、複数の規定要因に関する影響度の分解や、各要因の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いた。

以下では、無業者類型に基づきながら、ニート状態の若者の置かれた状況について、同じ就業構造基本調査を用いながら、詳しい計量分析を行う。

4 データ

本論文では、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」の個票データを用いて分析する。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

⁴ 地域別にみたニート状態の若者の研究として、勇上（2005）は国勢調査の公表結果を分析することで、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。

は、総務省統計局統計調査部の依頼に答え、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（詳細は、上記センター・ホームページ参照）。

本分析では、このシステムを通じて、就業構造基本調査を個票レベルで分析することが可能となった。そこで提供されるデータは、調査された標本全体から約 8 割のデータを無作為抽出したものである。個人ならび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 840,936（1992 年）、812,927（1997 年）、772,948（2002 年）となっている。

分析では、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、訓練所などに通学している人、配偶者の有る人を除いたデータを用いる。表 1 には、その就業の有無と無業類型別の構成が示されている。ふだん収入になる仕事をしていない無業者は、9,254(1992 年)、11,812（1997 年）、13,389（2002 年）と、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 倍をかけることで求めた。

先の定義に従い、学卒独身無業者を 3 類型に区分し、それぞれの推定人口を計算した結果が表 1 に示されている。失業者に相当する求職型の無業者は、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 万人へと増加している。一方、非希望型無業者人口は、三年を通じて 40 万人台前半で推移している点で、求職型ならびに非求職型と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することで 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）の数値とほぼ一致している。

無業者の類型は、個人ならび世帯のいかなる特性に規定されているのだろうか。上記の内閣府報告では、高学歴者ほど求職型を選択する傾向が強いこと、非希望型では過去に就業経験を持たない場合も 7 割から 8 割程度いること等が示されていた（詳細は、玄田（2005a）、Genda(2005b)にも詳しい）。ただし、上記の報告では年齢、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る。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分析によって分解する。

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、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されている。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早いことを反映してか、男性の割合のほうが高い。最終卒業学校は高校が最も多く、次いで短大・高専・専門学校が多い。ただし中学卒も約 9 パーセント存在し、そこには高校中退も含まれている。在学したことがない、もしくは学歴不詳の場合も、わずかではあるが含まれる。

就業経験については、「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たことがない」の3つに区分した。全体の77.6パーセントにおいて1年前は就業していた経験を持つ反面、過去に就業経験がない人々も14パーセントと少なからず存在する。そこには学卒直後に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、その個人が属する世帯の特徴も把握可能である。所属する世帯の税込み年間収入も、所得階級区分のなかから一つ選択することになっている。年収が1000万円以上の世帯は全体の24.7パーセント存在するが、一方で年収が300万円未満の場合も17.4パーセントに達する。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年を通じて把握できる。これらの世帯類型が無業類型に及ぼす影響を与えているかも検討する。

5 仮説

実証分析に入る前に、これらの説明変数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かを考察しておく。

無業類型のうち、就業そのものを断念している人ほど、求職活動をしないで非求職型となったり、就職希望そのものを明確に持たなくなる。就業を断念する背景としては、就業によって期待される収益率が低い場合には、無業状態になることの機会費用が小さく、それだけ非求職型もしくは非希望型を選択しやすくなる。学歴間や男女間で明確な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⁵。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も低くなるため、就業を断念しやすくなるだろう。

さらに就業の期待収益率は、就業後に得られる賃金水準だけでなく、就業機会そのもの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、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る(玄田(1997))。女性については、かつてから離職した場合、失業状態にならず、非労働力化する傾向も強いことなどが「女性の求職意欲喪失効果」として知られてきた(Tachibanaki and Sakurai(1991))。さらに過去の無業期間の長さも、労働需要側にとって、労働者の生産性にとってのシグナルとなる可能性がある。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、それだけ就業機会もますます制限さ

⁵ 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も強まっている(大竹(2005)等)。

れるかもしれない。そうすると、長期無業者ほど良質な就業機会に恵まれず、就業を断念する傾向も強まる可能性は高まるだろう。

以上、賃金水準と就業機会によって求められる就業の期待収益率の違いから判断すると、女性、低学歴者、高年齢者、長期無業者ほど、非求職型もしくは非希望型の無業者になりやすいと予想される。

世帯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すると、余暇を正常財と考えれば、世帯の可処分所得が高くなれば、それだけ最適な余暇水準は拡大する。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、就業をより求める傾向は強くなる。特に単身世帯や母子世帯などのように、収入を確保する他の世帯人員がない場合には、それだけ就業を不可欠と考えやすいだろう。

以上の仮説を念頭に、無業類型の決定要因に関する実証分析を行う。

6 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上記の説明変数に関して推定した結果である。

そこでは、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。年齢が高くなるほど、就業者よりも無業者となる確率が高くなる。限界効果に着目した場合、特に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り、年齢が高いほど就業を断念する可能性が高くなる。一方、求職型については、30代前半は有意でない。30代無業者は、失業者となるよりは非求職もしくは非希望型になりやすいことがわかる。

性別についても、求職型無業は男性のほうが選択しやすいのに対し、非求職型と非希望型無業の状態には、女性ほどなりやすい。限界効果をみると、性別による違いは特に非希望型で顕著となっている。就業機会を持たない女性ほど、失業者にならず、無業になるという求職意欲喪失効果は、2002年時点でも確認される。

学歴については、高校卒に比べて、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つの無業類型について同様である。それに対し、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。限界効果からは、求職型及び非求職型の無業となる確率が短大・高専・専門学校卒で特に低い一方、非希望型になる確率が低いのは大学・大学院卒である。

過去の就業経験については、同じ就業経験がある人でも、1年前に就業経験がある場合に比べて、ない場合には無業者になりやすく、特に求職型になる確率が高い。一方、過去に就業経験を一切持たない場合には、現在も無業である確率が高いが、なかでも非希望型になる確率が高くなっている。ここでも長期無業者ほど就業による期待収益率が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的な結果が得られている。

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くなっている。

以上と異なり、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。仮説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。限界効果をみると、いずれについても世帯収入が高くなるほど無業となる確率は低くなっている。

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、回答者本人の稼得収入も含まれる。そのため、収入を得る仕事に就いている就業者ほど世帯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含まれ得る。このような因果関係の問題を回避するには、対象を無業者に限定して分析することが望ましい。

さらに低所得世帯には、単身世帯や母子世帯など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収入が一切なかったとしても、別居している家族が多くの収入を得ている場合には、就業するインセンティブは弱まる可能性がある。加えて母子世帯については、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いた上で、無業三類型の選択確率を、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4である。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。

世帯年収の効果をみると、今度は世帯年収が最も低い300万円未満の場合には、非求職型となる確率が1パーセント有意水準で低くなっていることがわかる。すなわち、単身世帯や母子世帯を除くと、低所得世帯に属する無業者が就業希望を持つ場合には、より積極的に求職活動をする傾向が認められる。非希望型についても、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。これらの結果は、世帯年収が高くなると所得効果から就業が抑制されるという所得効果が、無業者に限定した場合に観察されることを意味している。

7 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、就職自体を希望しない理由については、就業に伴う期待収益率の低さと、世帯収入が高いことによる所得効果という、基本的な経済理論に基づく最適化行動によって解釈可能であることを見た。ただし、就職を断念する背景とする所得効果は、1990年代から2000年代初頭にかけて弱まりつつある。

表5には、世帯年収が300万円未満である非求職型と非希望型の無業者数の推移を示している。低所得の非求職型は、1992年に7.2万人だったのが2002年には13.2万人まで増加している。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27.0パー

セントに比べて2002年には31.3パーセントへと拡大している。低所得の非求職型無業は、単身世帯や母子世帯でも増えているが、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。

非求職型以上に、低所得世帯からの増加が目立つようになっているのが、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の増加幅も、21.5パーセントから38.7パーセントと、非求職型に比べて格段に大きくなっている。特に年収300万円未満の単身世帯である非希望型無業は、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20.8パーセント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、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。

このように就業を断念している若年無業のなかに、低所得世帯が占める割合は増えつつあり、無業に対する所得効果は弱まりつつあるように見える。この点をより厳密に確認するため、表4に示した単身世帯と母子世帯を除く無業者が非求職型と非希望型となる確率の多項ロジット分析について、同一のモデルを1992年と1997年についても推定した。その結果から、世帯収入に関する非希望型無業となる確率への影響の推移を、限界効果に着目して示したのが表6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ヵ年を通じて1パーセント有意水準でプラスになっており、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700-999万円世帯は、500-699万円未満世帯に比べて、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、その影響も2002年には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、ここから確認できる。

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1パーセント水準で有意にマイナスであり、低所得世帯は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パーセント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ことがわかる⁶。

8 むすびと残された課題

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つの類型に区分することが出来る。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に区分される。本論文では、若年の学卒独身無業者について豊富な標本数を含む就業構造基本調

⁶ 一方、非求職型について、低所得世帯ほどなりにくいといった傾向が経年的に強まっているといった傾向は見当たらなかった。

査の 8 割りサンプリングデータを用いながら、類型別の若年無業に関して実証分析した。

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。いかなる学卒独身の若年層が非求職型もしくは非希望型になりやすいかは、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、長期失業者など、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。また単身世帯や母子世帯を除いた無業者グループの分析からは、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ことも確認された。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、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。

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は未だ明らかにされていない。玄田（2005）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て、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、非希望型無業者が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も少なくない（埼玉県（2005））。

低所得世帯の非希望型に、経済面のみならず、健康面などで困難を抱えるケースが実際に増えつつあるとすれば、就業対策のみならず、福祉や医療からの支援策の検討が急がれよう。現在の就業構造基本調査では、非希望型無業がなぜ就業を望まないかについては質問項目が設定されておらず、低所得の非希望型が抱える固有の問題については不明である。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、非希望型の実情をより詳しく明らかにすべく就業構造基本調査の設問再設計とそれに基づく分析が必要になる。

さらに世帯所得と無業との関係をより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が不可欠となる。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るが、その生活状況の深刻さは、別居中の家族の経済状況に依存することになる。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、将来の社会保障政策を検討する際に重要な論点となるだろう。

謝辞

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ました。また本稿の作成に際し、格差研究会のメンバーである白羽瀬佐和子、石田浩、苅谷剛彦、佐藤俊樹、松浦克己の各氏より、貴重なご意見をいただきました。あわせて感謝申し上げます。なお、本稿に含まれる誤りについては、すべて筆者本人のみに帰するものです。

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
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』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ー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
- 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』1997年10月号、2 - 12 ページ
- 玄田有史 (2005) 『働く過剰』NTT出版
- 玄田有史・曲沼美恵 (2004) 『ニート』幻冬舎
- Genda, Y. (1998) "Japan: Wage Differentials and Changes since the 1980s," in *Wage Differentials: An International Comparison*, edited by T.Tachibanaki, Macmillan Press, pp.35-71, 1998.
- Genda, Y. (2005b) "The "NEET" Problem in Japan," *Social Science Japan* 32, The Institute of Social Science, pp.3-5.
- 小杉礼子 (2004) 「若年無業者増加の実態と背景」『日本労働研究雑誌』533号、4 - 16 ページ
- 小杉礼子 (編)・宮本みち子・堀有喜衣 (2005) 『フリーターとニート』勁草書房
- 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』
- Tachibanaki, T and Sakurai, K. (1991) "Labor Supply and Unemployment in Japan," *European Economic Review* 35(8) pp.1575-88.
- 内閣府 (2006) 『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
- 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』
- UFJ総合研究所(2005) 『ニートに関する実態調査』

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割リ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、比推定乗率で復元した値を1.25倍した。

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
300-499万円	17,682	19.83
500-699万円	15,135	16.98
700-999万円	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

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 < 500-699万円 >												
300万円未満	1.3906	31.22 ***	0.1230		1.0261	14.35 ***	0.0131		1.1230	13.54 ***	0.0058	
300-499万円	0.3542	8.43 ***	0.0231		0.1662	2.41 **	0.0016		0.1787	2.17 *	0.0006	
700-999万円	-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%)

注2) < > 内は、各ダミー変数のリファレンスグループ。

注3) 多項選択のベースは就業者。

表4. 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、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 < 500-699万円 >						
300万円未満	-0.3215	-4.12 ***	-0.0480	-0.1598	-1.74 *	-0.0091
300-499万円	-0.1627	-2.13 **	-0.0244	-0.0974	-1.06	-0.0062
700-999万円	-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%)

注2) < > 内は、各ダミー変数のリファレンスグループ。

注3) 多項選択のベースは求職型無業者。

表5. 年収300万円未満世帯に属する非求職型・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
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、比推定乗率で復元した値を1.25倍した。

表6. 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 *
300-499万円	-0.0183	-0.0072	-0.0062
< 500-699万円 >			
700-999万円	0.0291 **	0.0234 *	0.0165
1000万円以上	0.1085 ***	0.0880 ***	0.0316 **

注)説明変数は、表4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%)、500-699万円がリファレンス・グループ。