

## 若年層の雇用状況と就業形態にかんする実証分析

—『就業構造基本調査』のマイクロデータをもとにして—

伊藤伸介\*

### キーワード

マイクロデータ分析, 若年労働力, 就業構造基本調査, ロジットモデル

#### 1. はじめに

近年、わが国の労働市場では、アルバイト、パートタイマー、派遣社員といった非正規就業者が増大し、労働力の就業形態の多様化が急速に進展している。また、「フリーター」に代表される不安定就業者や「ニート(Not in Education, Employment or Training = NEET)」と呼ばれる若年無業者についても、その社会経済的影響の大きさから、関心が高まっている(小杉編(2002), 玄田・曲沼(2004)等)。

若年層の雇用状況にかんしては、これまで労働力の需要側と供給側の2つの視点から議論が展開されてきた(古郡(1997: 34), 阿部(2005: 173-174))。需要面からの議論としては、①バブル崩壊後の90年代の長期停滞の中で、企業が、中高年の労働力を中心に雇用の保持を重視したために、若年層の雇用環境が悪化したこと(玄田(2001), 大橋・中村(2004)), ②サービス化の進展や国際競争の激化といった社会経済の構造的変化に対応するために、企業が労務費の節減と雇用の弾力化を一層追求してきたこと(古郡(1997))等が指摘されている。また、供給面からの議論では、フリーターやニートといった若年者の就業行動が、その担い手である個人の多様な

生活様式と就業意識に関連づけて論じられている(山田(1999), 小杉(2005))。しかし、供給レベルの要因について実証的に明らかにした研究がこれまでに数少ないことから、古郡(1997: 34)や阿部(2005: 173)は、供給側の観点からでは、近年の若年層の雇用状況を十分に説明することができないことを指摘している。

ところで、フリーター・ニート層の多くが、親と同居しており<sup>1)</sup>、彼らの属する世帯の構成やその社会階層といった世帯属性が、就業行動に少なからず影響を及ぼしていることが考えられる。例えば、宮本(2005)は、若年者の就業を社会階層的に分析するために、子供にたいする親の教育志向の程度と世帯の経済水準によって、就業者を4つの社会階層に類型化し、特に低学歴の子供については、親の教育関心度が低い「放任型」家庭と、親の強い教育志向が子供に過度のプレッシャーをあたえている「期待はずれ型」家庭を中心に、その特徴を考察している。このように、就業者の出身階層も、若年者の就業と関連すると思われるが、この点についてのマイクロデータによる実証分析は多くない。そのなかで、耳塚(2002)は、若年者における卒業直後の就業行動を明らかにするために、両親の学歴、父親の職業、および世帯の経済水準を社会階層的な属性指標として設定し、マイクロデータ

\* (独)日本学術振興会特別研究員

による分析を行っている。しかし、耳塚(2002)においては、主として高卒層が分析の対象となっていることから、本人とその世帯の社会階層との関連性が、他の学歴階層も十分に考慮に入れた形で検証されているとは言いがたい。

本稿では、就業主体=労働力供給側の観点から、ミクロレベルの社会人口的属性と世帯属性の両面にかんする就業行動モデルを構築し、モデル分析を行うことによって、若年労働市場の基本的な特徴を明らかにしてみたい。

## 2. 使用するマイクロデータ

本稿で使用するマイクロデータは、平成9年と平成14年の『就業構造基本調査』(以下『就調』)のリサンプリング・データである<sup>2)</sup>。『就調』のリサンプリング・データは、原データ[平成14年調査では、指定された調査区から選定された抽出単位に居住する「約44万世帯の15歳以上の世帯員約105万人」(総務省統計局(2004))]から20%を確率比例抽出法によって標本抽出することで得られた約18万~20万人(平成9年199,372人、平成14年181,102人)のデータセットである。『就調』では、性、年齢、配偶関係、最終学歴といった社会人口的属性、および就業者の従業上の地位、雇用形態、賃金所得、週間就業時間、勤務先企業の従業者規模等の企業属性が調査されており、就業行動とそれに関連する属性指標が把握されている。さらに、『就調』では、転職希望理由、離職理由といった就業意識にかんする属性が、調査事項に設けられることによって、就業意識の面から雇用状況が捉えられている。このように、『就調』は、個人の就業行動と就業意識を社会人口的属性と企業属性の両面から細密に把握するための基本的な調査事項をそなえている。

他方、世帯の属性については、世帯構成、世帯人員数等の世帯全体にかんする属性は、『就調』で調べられているが、本人の親の属性、

妻の属性といった世帯の構成員に関連する属性指標は、『就調』の調査事項には直接含まれない。そこで、本稿では、①『就調』のマイクロデータが、世帯ベースの階層データ(hierarchical data)であること、②世帯員番号が各レコードに付与されていることに着目し、提供されたデータから世帯属性を派生的に導出した<sup>3)</sup>。具体的には、『就調』の調査事項のうち学歴に注目し、「世帯主の続き柄」、「世帯員番号」と「世帯の一連番号」をもちいて、「親の学歴階層つきマイクロデータ」を作成した<sup>4)</sup>。このマイクロデータには、父親の学歴と母親の学歴が新たな属性指標として設定されていることから、親の学歴と子供の就業行動との関係を細密に分析することが可能になっている。

## 3. 若年者の就業行動の分析

近年の若年就業者の就業形態が、性、年齢、学歴、配偶者の有無といった社会人口的属性によって大きく異なることは、先行研究(例えば小杉(2005)等)によって確認されている<sup>5)</sup>。また、非正規就業者のなかには、短期間に転職を繰り返す流動性の高い就業者層が、数多く存在しているが、この点については、マイクロデータをもちいて労働力の流動化と就業形態の多様化との関係が明らかにされてきた(黒澤・玄田(2001)、酒井・岩松(2005))。

本稿では、これらの先行研究を踏まえ、世帯の社会経済的階層と若年者の就業行動との関連性に焦点を当ててモデル分析を試みる。そのために、社会人口的属性(性、年齢、学歴、前職の有無等)および世帯属性(世帯構成、世帯主との続き柄等)を説明変数とする3つの就業行動モデルを設定した。それらは、すべて2項ロジットモデルである。なお、付表1は、本研究でもちいた社会変数を一覧表示している。複数のカテゴリーからなる属性指標は、すべてダミー変数に変換されている。また、付表2は、本研究で使用した社会変数

の記述統計量（平均値）を示している。

[モデル1] 就業形態（世帯属性）モデル  
 正規雇用状況 =  $f$ （年齢ダミー，学歴ダミー，  
 配偶者の有無ダミー，世帯主  
 との続き柄ダミー，世帯構成  
 ダミー，1年前との就業異動  
 ダミー，前職の有無ダミー）

[モデル2] 就業形態（親の学歴）モデル  
 正規雇用状況 =  $f$ （年齢ダミー，学歴ダミー，  
 父親の学歴ダミー，母親の学  
 歴ダミー，1年前との就業異  
 動ダミー，前職の有無ダミー）

[モデル3] 就業状況（親の学歴）モデル  
 就業状況 =  $f$ （年齢ダミー，学歴ダミー，父  
 親の学歴ダミー，母親の学歴ダ  
 ミー，前職の有無ダミー，前年の  
 就業状況ダミー）

[モデル1] では、15～39歳で在学中の者を除くすべての有業者が、分析の対象となっている。[モデル2] と [モデル3] は、核家族世帯に属しており、両親と同居している15～39歳の未婚の年齢階層だけを分析対象にしている。さらに、[モデル2] では在学中の者を除くすべての有業者について、[モデル3] においては在学者以外の個人にかんして、それぞれ分析が試みられている。

つぎに、本モデルは、労働力の流動化と就業形態との関係を明らかにするために、モデルのすべてにおいて、前職の有無を転職経験にかんする指標としてモデルに組み込んだ。さらに、[モデル2] と [モデル3] については、親の学歴を世帯の社会階層の代理変数として設定することによって、世帯の社会階層が子の就業行動に及ぼす影響が、すべての学歴階層にわたって考察されている。なお、[モデル2] と [モデル3] においては、先述した「親

の学歴階層つきマイクロデータ」によって、モデルの検証が行われている。また、本稿では、男女によって就業行動が基本的に異なる点を考慮し、分析対象となるサンプルを性別に階層化したうえで、モデルを推定している。

表1～表3は、[モデル1]～[モデル3] の分析結果を示している。まず、表1では、学歴ダミーと男性の配偶者の有無ダミーにかんして、1997年～2002の5年間にわたって常に係数がプラスで有意であることが注目される。つぎに、転職行動と就業形態との関係を見ていくと、1年前との就業異動（継続就業者）ダミーの係数がプラス、前職の有無ダミーにかんする係数がマイナスで、それぞれ有意な結果を表している。このことから、転職行動は、正社員での雇用マイナスに作用し、就業形態の多様化を促進させることがわかる。また、年齢と就業形態との関連性を見ると、男性就業者の年齢ダミーについては全体的に回帰係数がプラスで有意なだけでなく、20代と比べて30代における係数の値が大きいことから、加齢が正規雇用を拡大する方向で作用していることが示唆されるが、女性就業者においては、加齢の就業形態に及ぼす影響は、97年にのみ確認される。最後に、世帯構成にかんしては、男性就業者における単身世帯ダミーの係数がマイナスで有意であることから、単身の男性は、非正規で雇用される傾向にあることが推察される。なお、母子世帯ダミーの係数がマイナスで非常に大きいことは興味深い結果ではあるが、標本数の制約もあり、本稿ではそれ以上の詳細な分析を行っていない。

つぎに、表2を見ると、[モデル2] においても、学歴ダミー、前職の有無ダミー、および1年前との就業異動（継続就業者）ダミーは、[モデル1] と同様に有意な結果を表している。このことは、両親の学歴をコントロールしてみても、これらの説明変数が就業形態に有意に作用していることを示唆している。他方、

表1 [モデル1] の分析結果

対象年	1997年				2002年			
	男		女		男		女	
性								
変数	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
20～24歳	0.140		-0.236	*	0.050		-0.152	
25～29歳	0.448	***	-0.246	*	0.509	***	0.034	
30～34歳	0.621	***	-0.290	**	0.879	***	0.059	
35～39歳	0.634	***	-0.644	***	0.808	***	-0.099	
高校・旧制中卒	0.702	***	0.859	***	0.713	***	0.932	***
短大・高専卒	1.096	***	1.225	***	0.905	***	1.476	***
大学・大学院卒	1.090	***	1.441	***	1.196	***	1.711	***
配偶者あり	1.154	***	-0.670	***	1.134	***	-0.446	***
世帯主の配偶者	-2.687	***	-0.630	***	-1.550	***	-0.836	***
子	-0.245		-0.043		-0.457	***	-0.400	**
子の配偶者	0.064		-0.206		-0.357		-0.394	*
その他	-0.532	**	-0.163		-0.690	***	-0.279	
夫婦のみから成る世帯	-0.611	***	0.157		-0.553	***	0.130	
夫婦と子から成る世帯	-0.373	***	-0.329	***	-0.345	***	-0.169	**
夫婦と親から成る世帯	-0.812	**	-0.004		-0.304		0.196	
父子世帯					-0.703		-20.218	
母子世帯	-0.751		-0.957	***	-21.209		-0.551	**
単身世帯	-0.458	**	0.012		-0.521	***	-0.095	
その他の世帯	-0.497	***	-0.396	***	-0.479	***	-0.223	***
継続就業者	1.401	***	1.572	***	1.199	***	1.411	***
転職者	0.313	***	0.549	***	0.067		0.358	***
前職あり	-0.777	***	-1.065	***	-1.005	***	-1.275	***
定数	0.905	***	0.137		0.462	**	-0.585	**
Cox & Snell R <sup>2</sup>	0.079		0.222		0.139		0.226	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.199		0.310		0.265		0.303	
-2対数尤度	10994.137		18526.097		13169.080		18050.256	
LRカイ2乗	2144.436		4605.212		3323.663		4150.816	
サンプル数	26080		18390		22227		16222	

注1 係数の有意性の検証についてはWald検定, モデル全体の適合度検定については尤度比検定(「LRカイ2乗」欄を参照)を, それぞれ実行した([モデル2]と[モデル2]の分析結果にかんしても同様)。

\*\*\*……………1%有意

\*\*……………5%有意

\*……………10%有意

注2 [モデル1]では, 在学中の者を除いた15～39歳の有業者をモデル分析の対象にしているが, 就業主体の正規雇用状況がモデルの被説明変数となっていることから, 分析において使用されたサンプルは雇用者層のみに限定され, それ以外のサンプルは分析から除外されている。

表2 「モデル2」の分析結果

対象年	1997年				2002年			
	男		女		男		女	
変数	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
20～24歳	0.134		0.073		0.229		-0.001	
25～29歳	0.695	***	0.281		0.894	***	0.221	
30～34歳	0.778	***	0.281		1.296	***	0.231	
35～39歳	0.630	**	-0.050		1.246	***	0.302	
高校・旧制中卒	0.925	***	1.223	***	0.615	***	1.111	***
短大・高専卒	1.462	***	1.374	***	1.097	***	1.619	***
大学・大学院卒	1.449	***	1.245	***	1.178	***	1.769	***
父親が高校・旧制中卒	-0.151		-0.051		-0.106		-0.185	*
父親が短大・高専卒	0.394		-0.061		-0.501	**	0.038	
父親が大学・大学院卒	-0.484	***	-0.068		-0.468	***	-0.355	***
母親が高校・旧制中卒	-0.292	**	-0.123		0.095		0.121	
母親が短大・高専卒	-0.213		-0.249		-0.147		-0.024	
母親が大学・大学院卒	-0.572		-0.360		0.054		0.496	**
継続就業者	1.346	***	1.147	***	0.948	***	1.040	***
転職者	0.092		0.405	***	0.152		-0.036	
前職あり	-0.650	***	-1.202	***	-1.057	***	-1.234	***
定数	0.307		-0.280		-0.320		-1.098	***
Cox & Snell R <sup>2</sup>	0.095		0.104		0.132		0.168	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.183		0.162		0.205		0.229	
-2対数尤度	3486.951		4987.194		3958.965		4930.509	
LRカイ2乗	551.928		593.731		626.688		800.947	
サンプル数	5558		5408		4427		4368	

注 「モデル2」では、核家族世帯に属しており、両親と同居している15～39歳の未婚の有業者（在学中の者を除く）をモデル分析の対象にしているが、就業主体の正規雇用状況がモデルの被説明変数となっていることから、分析において使用されたサンプルは雇用者層のみに限定され、それ以外のサンプルは分析から除外されている。

親の学歴ダミーに着目すると、父親と母親とでその影響が大きく異なっている。父親の学歴については、大学・大学院卒ダミーの係数が、2回の調査のいずれでもマイナスになっており、とくに男性就業者においては、係数が一貫して有意である。それは、父親の学歴が高いほど、その親と同居する子供が非正規の就業行動を選択する傾向にあることを示している。よって、父親の社会的地位が、子弟の就業形態に影響を及ぼしていることが考えられる。しかし、母親の学歴にかんしては、

全体的に有意な結果が得られず、母親の教育水準と子弟の就業形態との関係を見出すことはできなかった。

さらに、表3では、親の学歴と子弟の就業状況との関連性について、興味深い結果が得られた。男性の場合、97年調査では、父親と母親のいずれも、大学・大学院卒ダミーの係数がマイナスで有意である。このことは、親が高学歴で社会的な階層レベルが高い世帯ほど、同居している子供は無業になること、すなわち「パラサイト失業」にあることを示

表3 [モデル3] の分析結果

対象年	1997年				2002年			
	男		女		男		女	
性								
変数	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性	係数	有意性
20～24歳	0.342	**	-0.160		0.226		0.152	
25～29歳	0.268		-0.477	***	0.274		-0.175	
30～34歳	0.116		-0.256		0.201		-0.149	
35～39歳	-0.123		-0.406		-0.042		-0.313	
高校・旧制中卒	0.581	***	1.249	***	0.481	***	1.277	***
短大・高専卒	1.319	***	1.847	***	1.157	***	2.033	***
大学・大学院卒	1.386	***	2.411	***	1.026	***	1.987	***
父親が高校・旧制中卒	-0.173		-0.029		-0.062		0.030	
父親が短大・高専卒	-0.817	***	0.077		0.126		0.113	
父親が大学・大学院卒	-0.804	***	-0.178		-0.217		-0.138	
母親が高校・旧制中卒	-0.171		-0.191		-0.043		-0.013	
母親が短大・高専卒	-0.519	***	-0.530	***	-0.131		-0.169	
母親が大学・大学院卒	-1.023	***	-0.783	***	-0.534	*	-0.474	*
前職あり	-1.625	***	-1.834	***	-1.748	***	-1.637	***
前年に就業	3.087	***	2.637	***	3.124	***	2.671	***
定数	0.207		0.013		-0.189		-0.552	**
Cox & Snell R <sup>2</sup>	0.225		0.193		0.276		0.218	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.409		0.348		0.452		0.372	
-2対数尤度	3790.409		3877.403		3641.166		3383.660	
LRカイ2乗	1780.944		1400.717		1892.860		1309.641	
サンプル数	6990		6521		5859		5337	

注 [モデル3] では、核家族世帯に属しており、両親と同居している15～39歳の未婚の個人（在学中の者を除く）をモデル分析の対象にしている。

しているように思われる。しかし、2002年のデータでは、母親の学歴において大学・大学院卒ダミーが有意であったが、その他のダミー変数では有意性が確認できず、親の学歴と子供の就業状況とのあいだに特に関連性は見出されなかった。よって、97年から2002年の間に、その関係が変化した可能性が考えられる。また、女性の場合、父親の学歴ダミーの係数が、2回の調査でいずれも有意ではないこともあり、親の学歴との関連性は、男性ほど明確ではない。つぎに、加齢の影響については、全体的に年齢と就業行動の間に明示的な関係を見出すことはできなかった。最後に、前職の有無ダミーと前年の就業状況ダ

ミーに着目すると、男女いずれも、回帰係数がそれぞれ一貫してマイナスとプラスで有意な値になっており、過去の就業歴が現在の就業状況に強い影響を及ぼしていることが見受けられる。

#### 4. むすびにかえて

本稿は、若年労働市場に焦点をあて、ミクロデータをもちいた実証分析によってその基本的な要因を追究してきた。特に、親と同居する若年層においては、世帯の社会経済的水準が就業行動に影響を及ぼしていることが考えられることから、本稿では、世帯属性と就業形態および就業状況との関係についてモデ

ル分析を試みた。最後に、本分析から得られた若干の所見ならびに今後に残された諸課題を指摘することで本稿のむすびにかえたい。

就業形態については、男性就業者において、2回の調査のいずれも、親の学歴と子の就業行動とのあいだにマイナスで有意な関係があることが確認される。このことは、親の社会経済的階層の高さが、同居する子供の不安定就業化をもたらし可能性を暗示している。つぎに、就業状況については、男性の場合、97年調査では、親の学歴と子の就業行動にかんしてマイナスで有意な関連が見られることから、若年無業者層の急増が、社会階層レベルの高い世帯においてのみ発生する「ぜいたく失業」といった社会現象を反映していることが考えられる。しかし、2002年調査には、親の学歴と同居する子供の就業状況にかんする関係は有意ではなく、97年とは異なる結果が得られている。

また、分析結果からは、学歴による雇用環境の格差、転職経験者における雇用の非正規化、正規雇用状況と継続的な就業行動との有意な関連性が、97年と02年のいずれも見出された。このことは、若年労働力がキャリア志向的な正規雇用層と上昇指向のない非正規雇用層とに二分化されることを含意している。このような若年層の雇用状況は、労働市場におけるセグメント化を反映していることから、低学歴層といった特定の社会階層に大量の不安定就業者を滞留させる可能性を指摘することができよう。若年層の不安定就業化・無業化にかんしては、就業者の社会経済的状況に即したマイクロレベルの政策的対応がもとめられる。

なお、本稿では、親の学歴をマイクロデータの属性指標群に新たに設定したが、現行の目的外使用制度の制約等もあり、その他の親の属性を社会変数群に追加的に作成することはできなかった。そのために、親の職業等の世帯属性と個人の就業行動との関連性について

は、本稿での分析対象に取り込むことができなかった。また、本稿においては、社会階層的属性である親の学歴の総効果に関心があったために、世帯所得にかんするコントロールがなされていない。よって、世帯所得をコントロールした場合、親の学歴による効果が本分析結果よりも小さくなる可能性は否めない。さらに、本稿で構築された就業行動モデルにかんしては、[モデル1]が約16000~26000のサンプル、[モデル2]と[モデル3]が約4000~7000のサンプルによって、それぞれ推定されているが、サンプル数の大きさがモデルの回帰係数の有意性に影響を及ぼしていることも考えられる。これらの点については、さらにマイクロデータによる分析を進めることによって検討していきたい。

## 謝 辞

本研究において使用した「就業構造基本調査」のマイクロデータは、独立行政法人日本学術振興会の平成16年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費）の交付を受けて、マイクロ統計データ活用研究会（代表：井出満大阪産業大学経済学部客員教授）が作成された「マイクロ統計データベース」のデータ（就業構造基本調査のリサンプリング・データ）である。

本研究遂行のため、マイクロ統計データベースの使用に当たっては、総務省の「就業構造基本調査」の目的外使用申請による調査票の使用許可を受けている。

総務省統計局及び独立行政法人統計センターの関係各位並びにマイクロ統計データ活用研究会事務局の方々には多大なお世話をいただいた。記して謝意を表する。

本稿は、平成18年度科学研究費補助金〔特別研究員奨励費（課題番号 17・2884）〕の助成による研究成果の一部として公表したものである。

## 注

- 1) 労働政策研究・研修機構(2005)は、「周辺フリーター(学生でなく主婦(既婚女性)でもないアルバイト・パート雇用者で、年間就労日数が99日以下か、週労働時間が21時間以下の者)」という概念をもちいて、不安定就業者の実態を把握している。それによれば、周辺フリーター層において親と同居する者の比率は、男75.2%、女69.6%に達していることが明らかになっている(労働政策研究・研修機構(2005:104))。また、西・菅(2006)は、無就業・無就学の若年者のうち親と同居の未婚者の割合を67.0%と算出している(西・菅(2006:20))。
- 2) 平成4年の『就調』のマイクロデータによる実証分析もおこなわれたが、紙面の制約もあり、本稿では、その分析結果は示されていない。
- 3) アメリカやイギリスといった欧米諸国においては、階層的なデータ構造をそなえたマイクロデータが公開されている[例えば、アメリカにおける人口センサスのPublic Use Microdata Sample, イギリスの世帯SARs (Samples of Anonymised Records) 等]。そのために、マイクロデータの利用者は、世帯構成員のレコード同士を直接的に関連づけることによって、世帯属性にかんする導出変数(derived variable)を自身で作成することが可能である。それによって、欧米先進国では、世帯属性の観点からマイクロデータ分析が広範に展開されている(Dale *et al.* (2000:102-104))。  
他方、わが国でも、既存のマイクロデータから世帯属性をあらたに導出して実証分析をおこなった先行研究は存在する。例えば、松浦・白波瀬(2002)や大石(2003)は、『国民生活基礎調査』のマイクロデータから、大石・小塩(2000)は、『高齢者就業実態調査』(厚生労働省)のマイクロデータから、それぞれ夫婦にかんする社会変数をあらたに作成している。しかし、わが国において、親子関係という観点から親の属性をマイクロデータの社会変数群にあらたに設定し、実証分析を試みた研究は、筆者の知る限り数少ないと思われる。
- 4) 「親の学歴階層つきマイクロデータ」の作成手順は、つぎのとおりである。
  - ①調査事項「世帯構成」をもちいて、核家族世帯のレコードのみを選別し、核家族世帯のデータセットを編成する。つぎに、このデータセットから「世帯主との続き柄」にもとづいて、「世帯主データ」、「配偶者データ」と「子データ」の3種類のサブデータセットを再構築する。
  - ②世帯主データと配偶者データのおのおのから「性」、「学歴」と「世帯の一連番号」だけを取り出すことによって、「父親の学歴階層データ」と「母親の学歴階層データ」という2種類のデータセットをあらたに作成する。つぎに、「世帯の一連番号」をもちいてデータ・マッチングをおこなうことによって、「親の学歴階層データ」を作成する。
  - ③子の「世帯員番号」ごとに「子データ」を分割し、個々のサブデータセットについて「親の学歴階層データ」とのマッチングを実行する。そして、マッチングされた各データセットを連結することによって、最終的に「親の学歴階層つきマイクロデータ」を編成する。なお、本研究は、世帯の社会経済的階層が親と同居する若年独身者層に及ぼす影響を考察するために、両親と子供からなる核家族世帯に限定して、「親の学歴つきマイクロデータ」を作成している。
- 5) 本研究では、「前職の有無」を転職経験の代理指標とし、マイクロデータによる再集計によって、性、年齢、学歴および前職の有無から見た就業形態の動向を分析した。分析の結果、つぎのような知見が得られている。第1に、「前職あり」の就業者における正規雇用者比率は、「前職なし」の就業者における比率よりも全般的に低くなっていること、第2に、学歴別の就業形態の分布状況は、前職の有無によって著しく異なっており、「前職なし」の就業者については、「前職あり」の就業者と比べて学歴による雇用の格差が大きいこと、そして、第3に、男性就業者については、高学歴ほど正規雇用になる傾向が見られるだけでなく、加齢が正規雇用に大きく作用していることである。

## 参考文献

- 阿部正浩(2005)『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社  
大石亜希子・小塩隆士(2000)「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊・社会保障研究』第35巻、第4号、405~419頁  
大石亜希子(2003)「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊・社会保障研究』第39巻、



- 第3号, 286~300頁
- 太田聰一(2002)「若年失業の再検討：その経済的背景」(玄田・中田編(2002), 249~288頁)
- 大橋勇雄・中村二郎(2004)『労働市場の経済学』有斐閣
- 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, 4~18頁
- 玄田有史(2001)『仕事のなかの曖昧な不安』中央公論新社
- 玄田有史・中田喜文(2002)『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社
- 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：Not in education, employment, or training』幻冬舎
- 小杉礼子編(2002)『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
- 小杉礼子編(2005)『フリーターとニート』勁草書房
- 酒井 正・岩松尚吾(2005)「フリーター以前とフリーター以後」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム[1]—慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』, 139~162頁
- 総務省統計局(2004)『平成14年 就業構造基本調査報告 全国編』日本統計協会
- 西 文彦・菅 まり(2006)「無就業・無就学の若年者の最近の状況 その4」『ESTRELA』No. 146, 18~21頁
- 古郡鞆子(1997)「産業構造の変化と多様化する雇用形態」『日本労働研究雑誌』No. 447, 29~38頁
- 松浦克己・白波瀬佐和子(2002)「既婚女性の就業決定と子育て—これからの社会保障政策に向けて—」『季刊・社会保障研究』Vol. 38, No. 3, 188~198頁
- 耳塚寛明(2002)「誰がフリーターになるのか—社会階層的背景の検討—」(小杉編(2002), 133~148頁)
- 宮本みち子(2005)「家庭環境から見る」(小杉編(2005), 145~197頁)
- 山田昌弘(1999)『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房
- 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
- Dale, A., Fieldhouse, E., Holdsworth, C. (2000) *Analyzing Census Microdata*, Arnold, London.

付表1 就業行動モデルでもちいられる社会変数の定義

被説明変数	変数	変数の説明
	就業状況	有業である = 1
	正規雇用状況	雇用形態が正規の職員・従業員である = 1

## 説明変数

	変数	変数の説明
年齢 〈15～19歳〉	20～24歳 25～29歳 30～34歳 35～39歳	年齢が20～24歳である = 1 年齢が25～29歳である = 1 年齢が30～34歳である = 1 年齢が35～39歳である = 1
学歴 〈小学・中学卒〉	高校・旧制中卒 短大・高専卒 大学・大学院卒	最終学歴が高校・旧制中卒である = 1 最終学歴が短大・高専卒である = 1 最終学歴が大学・大学院卒である = 1
配偶者の有無 〈配偶者なし〉	配偶者あり	配偶者がいる = 1
世帯主との続き柄 〈世帯主〉	世帯主の配偶者 子 子の配偶者 その他	世帯主との続き柄が世帯主の配偶者である = 1 世帯主との続き柄が子である = 1 世帯主との続き柄が子の配偶者である = 1 世帯主との続き柄がその他である = 1
世帯構成 〈夫婦と親と子から成る世帯〉	夫婦のみから成る世帯 夫婦と子から成る世帯 夫婦と親から成る世帯 父子世帯 (2002年のみ) 母子世帯 単身世帯 その他の世帯	夫婦のみから成る世帯である = 1 夫婦と子から成る世帯である = 1 夫婦と親から成る世帯である = 1 父子世帯である = 1 母子世帯である = 1 単身世帯である = 1 その他の世帯である = 1
1年前との就業異動 〈新規就業者〉	継続就業者 転職者	1年前との就業異動が継続就業者である = 1 1年前との就業異動が転職者である = 1
前職の有無 〈前職なし〉	前職あり	前職がある = 1
父親の学歴 〈父親が小学・中学卒〉	父親が高校・旧制中卒 父親が短大・高専卒 父親が大学・大学院卒	父親の最終学歴が高校・旧制中卒である = 1 父親の最終学歴が短大・高専卒である = 1 父親の最終学歴が大学・大学院卒である = 1
母親の学歴 〈母親が小学・中学卒〉	母親が高校・旧制中卒 母親が短大・高専卒 母親が大学・大学院卒	母親の最終学歴が高校・旧制中卒である = 1 母親の最終学歴が短大・高専卒である = 1 母親の最終学歴が大学・大学院卒である = 1
前年の就業状況 〈前年に無業〉	前年に就業	前年に有業である = 1

注1. 〈 〉はリファレンス・グループを表している。

注2. 各説明変数は、『就調』の調査事項における分類項目にもとづいている。なお、『就調』では、学歴の分類区分が、「小学・中学」、「高校・旧制中」、「短大・高専」と「大学・大学院」に設定されているが、「上記の各学校と入学資格や在学年数が同等でこれらの卒業に相当する資格が得られるものについては、それぞれ該当する区分に含め」ることによって（総務省統計局（2004：4））、個人の学歴が分類されている。よって、「小学・中学卒」には、新制中学校卒だけでなく、旧制尋常小学校卒、旧制高等小学校卒等が、「高校・旧制中卒」には、新制高校卒、旧制中学校卒に加えて、旧制高等女学校卒や旧制実業学校卒が、「大学・大学院卒」には、新制の大学卒と大学院卒、および、旧制高校卒、旧制専門学校卒、高等師範学校卒等が、それぞれ含まれている。また、本研究のために新たに作成された父親の学歴と母親の学歴についても、学歴における分類基準がそのまま適用されている。

付表2 就業行動モデルでもちいられる社会変数の記述統計量 (平均値)

モデル1

変数	1997年		2002年	
	男	女	男	女
20～24歳	0.192	0.275	0.144	0.209
25～29歳	0.282	0.263	0.275	0.279
30～34歳	0.252	0.207	0.295	0.251
35～39歳	0.243	0.224	0.263	0.235
高校・旧制中卒	0.493	0.481	0.459	0.419
短大・高専卒	0.116	0.342	0.136	0.365
大学・大学院卒	0.314	0.135	0.325	0.171
配偶者あり	0.465	0.410	0.474	0.392
世帯主の配偶者	0.002	0.324	0.003	0.324
子	0.377	0.430	0.340	0.407
子の配偶者	0.009	0.062	0.010	0.042
その他	0.022	0.030	0.023	0.032
夫婦のみから成る世帯	0.106	0.095	0.093	0.090
夫婦と子から成る世帯	0.468	0.470	0.491	0.467
夫婦と親から成る世帯	0.012	0.015	0.008	0.009
父子世帯 (2002年のみ)			0.003	0.000
母子世帯	0.000	0.019	0.000	0.024
単身世帯	0.189	0.119	0.201	0.152
その他の世帯	0.118	0.141	0.113	0.136
継続就業者	0.866	0.762	0.855	0.750
転職者	0.057	0.083	0.064	0.095
前職あり	0.369	0.453	0.397	0.512
サンプル数	28820	20353	24724	17627

注 15～39歳の在学中の者を除く有業者を対象にしている。

モデル2

変数	1997年		2002年	
	男	女	男	女
20～24歳	0.365	0.480	0.270	0.352
25～29歳	0.345	0.314	0.350	0.354
30～34歳	0.147	0.107	0.223	0.176
35～39歳	0.076	0.041	0.106	0.074
高校・旧制中卒	0.543	0.415	0.491	0.357
短大・高専卒	0.143	0.411	0.157	0.418
大学・大学院卒	0.241	0.152	0.278	0.199
父親が高校・旧制中卒	0.457	0.473	0.475	0.492
父親が短大・高専卒	0.029	0.040	0.033	0.036
父親が大学・大学院卒	0.131	0.187	0.161	0.215
母親が高校・旧制中卒	0.558	0.602	0.581	0.598
母親が短大・高専卒	0.063	0.092	0.098	0.123
母親が大学・大学院卒	0.022	0.035	0.034	0.050
継続就業者	0.772	0.748	0.774	0.736
転職者	0.068	0.088	0.080	0.107
前職あり	0.298	0.323	0.354	0.418
サンプル数	6105	5662	4913	4572

注 核家族世帯に属しており、両親と同居している15～39歳の未婚の有業者を対象にしている。なお、在学中の者は除外されている。

モデル3

変数	1997年		2002年	
	男	女	男	女
20～24歳	0.363	0.468	0.271	0.343
25～29歳	0.329	0.315	0.335	0.344
30～34歳	0.143	0.108	0.216	0.178
35～39歳	0.076	0.042	0.107	0.079
高校・旧制中卒	0.550	0.430	0.497	0.375
短大・高専卒	0.134	0.393	0.145	0.391
大学・大学院卒	0.230	0.142	0.264	0.191
父親が高校・旧制中卒	0.452	0.472	0.471	0.485
父親が短大・高専卒	0.030	0.038	0.034	0.035
父親が大学・大学院卒	0.148	0.187	0.169	0.217
母親が高校・旧制中卒	0.559	0.598	0.574	0.589
母親が短大・高専卒	0.069	0.093	0.102	0.123
母親が大学・大学院卒	0.028	0.036	0.038	0.051
前職あり	0.320	0.364	0.401	0.458
前年に就業	0.763	0.774	0.753	0.767
サンプル数	7063	6582	5982	5437

注 核家族世帯に属しており、両親と同居している15～39歳の未婚の個人を対象にしている。なお、在学中の者は除かれている。