

**就業構造基本調査マイクロデータを用いた
若年の就業行動と親の学歴に関する実証分析**

An Empirical Analysis of Young Person's Working Behavior and their Parents'
Educational Attainment Based on Microdata from the Japanese Employment Status
Survey

**伊藤伸介
統計研修所客員研究官
中央大学経済学部准教授**

ITO Shinsuke
SRTI Guest Researcher
Associate Professor, Faculty of Economics, CHUO University

平成 28 年 11 月

November 2016

総務省統計研修所
Statistical Research and Training Institute (SRTI)
Ministry of Internal Affairs and Communications

受理日：平成 28 年 10 月 12 日

本ペーパーは、総務省統計研修所の客員教授及び客員研究官が、その責任において行った統計研究の成果を取りまとめたものであり、その内容については、総務省統計局又は統計研修所の見解を表したものではありません。

就業構造基本調査マイクロデータを用いた 若年の就業行動と親の学歴に関する実証分析

伊藤 伸介

概要

わが国では、1990年代のバブル崩壊以降の長期停滞期においても、若年層の無業化および非正規化が顕在化してきたことから、景気循環的な現象という解釈は難しくなっている。これまで若年層の無業化や非正規化の要因については労働供給面と労働需要面の両面から数多くの議論が行われてきたが、本稿は、伊藤(2008)をもとに、若年の就業行動と同居する親の学歴との関係に焦点を絞ったうえで、『就業構造基本調査(『就調』)』のマイクロデータによる実証分析を行った。

本分析によれば、父親の所得や父親の職業をコントロール変数として設定しても、親の学歴と同居する子供との就業状態や就業形態との間にマイナスで有意な結果になることが導き出された。さらに、親子の学歴の交差項をコントロールした場合、親の学歴と同居する子供との間にマイナスで有意な結果は得られたが、その一方で、本人の学歴は就業状態に対してプラスに作用することが確認された。これらの結果は、世帯の社会経済的階層が同居する子供の就業状況に影響を与える可能性を示している。

キーワード：若年層，就業行動，親の属性，就業構造基本調査

An Empirical Analysis of Young Person's Working Behavior and their Parents' Educational Attainment Based on Microdata from the Japanese Employment Status Survey

ITO Shinsuke

Abstract

Regardless of the recent fluctuations in the economic climate and the long-term economic stagnation since the 1990s', the working behavior of young people in Japan has remained largely unchanged. This trend challenges the conventional wisdom that youth unemployment is a cyclic phenomenon that depends on economic fluctuations. There are several issues that impact non-working and non-regular working of Japanese youth from the standpoint of both labor supply side and labor demand side. This paper conducts an empirical analysis of the relationship between working behavior of young persons and their parents' educational attributes based microdata from the "Employment Status Survey".

The results of the analysis show a negative effect of parents' educational attainment on working behavior of Japanese youth when controlled for fathers' income and occupation. Even when controlled for a connection between the educational attainment of young persons and that their parents', this result identifies not only a negative effect of parents' educational attainment on working behavior of their children, but also a positive effect of educational attainment of Japanese youth on their working behavior, and therefore suggests a possible impact of the socioeconomic class of households on the working behavior of the younger generations.

Keywords : Younger persons, Working Behavior, Parents' Attributes, Employment Status Survey

1. はじめに

わが国では、1990年代のバブル崩壊以降の長期停滞期、さらには2008年のリーマンショック以後も、若年層の無業化および非正規化が顕在化してきた。こうした若年の無業化・非正規化は、景気循環的な現象とは異なる様相を呈してきたと言える。例えば、厚生労働省(2015)では、労働力調査の推定結果に基づいて、若年無業者とフリーターの動向が明らかにされている。それによると、若年無業者の数は2002年から2014年に至るまで56万人～64万人となっている。一方、若年のフリーターの数は、2002年から2014年にかけて、179万人～208万人で推移している。いずれについても、大きな変動は見られない。

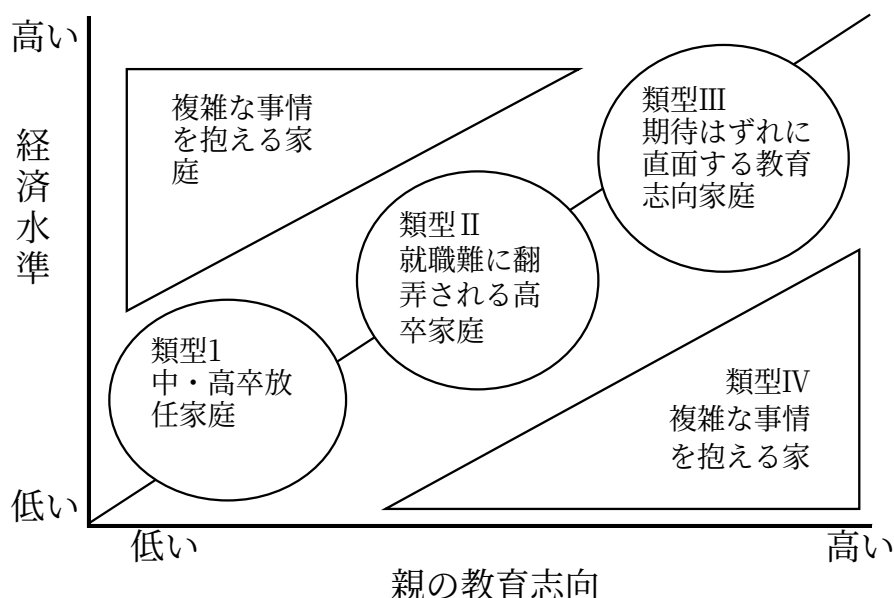
これまで若年層の無業化や非正規化の要因については労働供給面と労働需要面の両面から数多くの議論が行われてきた。例えば、若年の不安定就業化・無業化に関して、長期不況期に学校を卒業した世代において雇用環境の悪化が顕著なことから、個人が属する世代が就業状況や賃金所得に影響を及ぼす「世代効果」(大竹・猪木(1997)、玄田(1997)、太田・玄田・近藤(2007)等)が指摘されたのは、若年の就業行動を労働供給面から議論した1つの方向性と位置付けられる。

それに対して、若年の就業行動については、世帯の社会経済的階層が影響を及ぼす可能性が考えられる。例えば、宮本(2005)は、子供に対する親の教育志向の程度、世帯の経済水準の視点から、若年層を類型化し、その特徴を考察している。図1は、社会階層から見た若年層の類型図を示したものである(宮本(2005, 148頁))。例えば、図1における類型Ⅲを見ると、それは、期待はずれに直面する教育志向家庭ということができるが、経済水準が高く、子供の教育に高い関心をもつ家庭がそれに該当する。親が高学歴の場合、子供が「大学に進学しよりよい職業に就くという人生コース」への期待が高まる。そのような親の期待が子供にとっての圧力となった場合、子が期待に反して、非正規就業者や無業者になる可能性が指摘されている(宮本(2005, 176～181頁))。しかしながら、宮本(2005)では、インタビュー調査による事例研究は示されているが、政府統計マイクロデータによる実証的な把握は行われていない¹。

一方、伊藤(2008)は、平成9年と平成14年の『就業構造基本調査』(以下『就調』と略称)のマイクロデータを用いて、世帯属性の観点から親の学歴と同居する子供の若年層の就業状況との関連性を追究した。本分析の結果から、『就調』のマイクロデータを用いて世帯所得等をコントロールした場合にも、父親の学歴が同居する子供の正規雇用状況や就業状態に対してマイナスで有意な関連性を有することが明らかになった。また、本分析では、世帯所得に加えて、企業属性や親の職業等をコントロール変数として設定しても、親の学歴と同居する子供との就業形態との間にマイナスで有意な結果になることが確認できた。

¹ 若年の就業と親の学歴との関連性を考慮した分析については、耳塚(2002)や西村(2006)等を指摘することができる。例えば、西村(2006)は、内閣府の「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)を用いて、両親の学歴と家計支持者の職業をモデル変数として非正規就業との関連性について実証分析を行った。その結果として、20～29歳の年齢階層において母親が低学歴である場合には、パート・アルバイトとして非正規で就業する確率が有意に高くなるが、非正規就業に契約・派遣社員も含まれる場合には、父親が大卒である場合に非正規で就業となる確率が高まることが指摘されている。しかし、耳塚(2002)や西村(2006)においては、分析の対象となるサンプル数が少ないことから、分析結果についてバイアスがかかっている可能性も考えられる。

図1 社会階層から見た若年層の類型図



出所 宮本(2005, 148 頁)

さらに、伊藤・勝浦(2012)は、1996 年、2001 年と 2006 年の『社会生活基本調査』の個票データを用いて、伊藤(2015)は、2006 年の『社会生活基本調査』の匿名データを用いて、家庭環境の観点から、それぞれ若年の就業行動と社会生活状況に関する実証分析を行った。伊藤(2015)によれば、核家族世帯で両親と同居する子供を対象にした場合、世帯収入をコントロールしたとしても、親の学歴が高いほど、同居する個人の就業状況や正規雇用状況にマイナスに有意であることが確認されている。したがって、本分析結果は、伊藤(2008)における分析結果と符合することがわかる。

その一方で、親の学歴と同居する子供との就業状況と間の因果的な系列をさらに追究する必要があるが、それについては伊藤(2008)では十分な考慮がなされておらず、より精密なマイクロデータ分析を行うことが求められる。また、本分析では、地域ダミーがモデルに設定されていないことから、地域レベルで見た場合の親の属性と同居する子供の就業状況との関連性についても追究する必要がある。

これらの課題を追究するために、本稿では、親の属性と同居する子供の就業行動と関係に焦点を絞ったうえで、就調マイクロデータによる実証分析を試みることにしたい。

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 19 年の『就調』の個票データである(レコード数は 959,744 レコード)。『就調』では、性、年齢、最終学歴といった社会人口的属性、および就業・非就業の有無、雇用形態、勤務先企業の従業者規模、離職理由等の就業上の属性が調査されており、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備えている。

『就調』は、世帯を調査単位とする統計調査であるから、調査対象となる世帯のすべての構成員が捕捉される。しかしながら、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は、『就調』の調査事項には直接含まれない。一方、世帯を調査単位とする統計調査の場合、そのマイクロデータは、世帯と世帯構成員との間で階層的なデータ構造を有している。『就調』においても、世帯を調査単位とする階層的なマイクロデータであるだけでなく、世帯員番号がレコード群に含まれていることから、世帯構成員に関する属性を新たに設定することができる。本研究では、調査事項「世帯構成」、「世帯主の続き柄」、「世帯員番号」に着目し、既存のマイクロデータの属性群から親の属性を派生的に導出している。例えば、両親と子供からなる核家族世帯については、「世帯構成」、「世帯主との続き柄」等の調査事項を用いて、「世帯主との続き柄」が子であるレコード群に世帯主(男性)の属性と世帯主の配偶者(女性)の属性をもとにして、父親と母親の属性をそれぞれ作成している。

3. 世帯属性から見た若年者の就業行動の分析—『就業構造基本調査』のマイクロデータを利用して—

本節では、親の学歴と就業状況との関連性に関するマイクロデータ分析を行う。最初に、平成 19 年の『就調』の個票データを用いて、親の学歴が、同居する子供の就業の有無と就業形態に及ぼす影響について実証分析を行う。つぎに、父親の職業をコントロール変数として追加的に設定した場合の若年層の就業状況を明らかにする。最後に親の学歴と同居する子供の学歴の関係を考慮した場合の親の学歴と同居する子供の就業状況との関連性を追究する。

(1) 親の学歴と若年者の就業行動

本研究においては、基本的には、伊藤(2008)と同様に 2 項ロジットモデル分析を行うことによって、伊藤(2008)における分析結果の比較が可能になっている。本節では、就業状態(有業 or 無業)を被説明変数とする〔モデル 1〕および正規雇用状況(正規雇用 or 非正規雇用)を被説明変数とする〔モデル 2〕がそれぞれ分析モデルとして設定されている。

〔モデル 1〕就業状態モデル

就業状態 = f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 前職の有無ダミー, 世帯所得ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 地域ダミー)

〔モデル 2〕就業形態モデル

正規雇用形態 = f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 前職の有無ダミー, 世帯所得ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 地域ダミー)

〔モデル 1〕と〔モデル 2〕において用いられるダミー変数のカテゴリーは、以下のとおりである。

年齢ダミー：15～19 歳, 20～24 歳, 25～29 歳, 30～34 歳, 35～39 歳(リファレンスグループは 15～19 歳)(以下、同様。)

学歴ダミー：小学・中学卒，高校・旧制中卒，短大・高専卒，大学・大学院卒(リファレンスグループは小学・中学卒)(以下，同様。)

前職の有無ダミー：前職あり(リファレンスグループは前職なし)(以下，同様。)

世帯所得ダミー：200 万円未満，200～299 万円，300～399 万円，400～499 万円，500～599 万円，600～699 万円，700～999 万円，1000 万円以上(リファレンスグループは 200 万円未満)(以下，同様。)

父親の学歴ダミー：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(リファレンスグループは父親が小学・中学卒)(以下，同様。)

母親の学歴ダミー：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(リファレンスグループは母親が小学・中学卒)(以下，同様。)

地域ダミー：北海道・東北，関東，北陸，甲信・東海，近畿・関西，中国，四国，九州・沖縄(リファレンスグループは関東)(以下，同様。)

〔モデル 1〕と〔モデル 2〕のいずれも，両親と同居しており核家族世帯に属する個人が対象であって，〔モデル 1〕については，在学中の者を除く 15～39 歳の未婚の個人，〔モデル 2〕については，在学中の者を除く 15～39 歳の未婚の雇用者が，それぞれ分析の対象となっている。

〔モデル 1〕と〔モデル 2〕の男女別の結果は，それぞれ表 1 と表 2 に示されている。表 1 を見ると，コントロール変数として使用した世帯所得ダミーについては，本人の所得を含むことによるバイアスがあるものの，回帰係数の大部分がプラスに有意であることが確認でき，高所得者ほど係数の値が大きくなっていることがわかる。また，学歴についてもプラスで有意な結果が得られており，高学歴になるにつれて，係数が大きくなっている。つぎに，親の学歴ダミーに関しては，男性と女性のいずれについても，父親の学歴ダミーおよび母親の学歴ダミーがマイナスに有意な値を示しているだけでなく，学歴が上がるにしたがって，回帰係数の絶対値が大きくなっている。このことから，世帯所得等をコントロールした場合であっても親の学歴と同居する子どもの就業状態との間にマイナスで有意な関係があることがわかる。この結果は，伊藤(2008)や伊藤(2015)と符合している。さらに，前職の有無ダミーに関しても，マイナスで有意であることから，転職経験がある場合には就業に対してマイナスに作用することがわかる。なお，地域ダミーについては近畿・関西ダミーと四国ダミーについては有意ではないが，それ以外の地域についてはプラスに有意である。とりわけ，北陸ダミーについては回帰係数の値が大きくなっている。

つぎに，表 2 では，親の学歴ダミーと正規雇用状況との関連性が示されている。正規雇用状況を被説明変数においた場合でも，親の学歴ダミーについては，父親と母親のいずれのダミー変数についても，全般的には，マイナスで有意な関係が導かれている。また，高学歴ほどマイナスの値は大きくなっている。このことから，2007 年調査についても親の学歴と子供の就業・非就業の有無とのあいだにマイナスで有意な結果が確認されており，本分析結果も，伊藤(2008)と伊藤(2015)と符合していることがわかった。さらに，〔モデル 2〕についても，〔モデル 1〕と同様に，世帯所得ダミーについては，所得階層が高くなるにつれて係数の値が大きくなっている。

表1 モデル1の分析結果, 男性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.879	0.080	***
25～29歳	1.255	0.082	***
30～34歳	1.434	0.085	***
35～39歳	1.554	0.090	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	0.755	0.064	***
短大・高専卒	1.026	0.076	***
大学・大学院卒	0.909	0.075	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.047	0.040	***
世帯所得<200万円未満>			
200～299万円	0.744	0.124	***
300～399万円	1.632	0.119	***
400～499万円	2.302	0.120	***
500～599万円	2.782	0.115	***
600～699万円	3.268	0.117	***
700～999万円	3.635	0.123	***
1000万円以上	3.760	0.147	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.349	0.054	***
父親が短大・高専卒	-0.488	0.087	***
父親が大学・大学院卒	-0.876	0.071	***
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.297	0.059	***
母親が短大・高専卒	-0.412	0.072	***
母親が大学・大学院卒	-1.057	0.104	***
地域<関東>			
北海道・東北	0.207	0.069	***
北陸	0.464	0.079	***
甲信・東海	0.195	0.076	**
近畿・関西	0.009	0.064	
中国	0.048	0.075	
四国	0.038	0.082	
九州	0.176	0.063	***
定数	-1.807	0.145	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.077		
-2対数尤度	11019.093		
カイ2乗	1159.428		
サンプル数	14511		

***・・・1%有意, **・・・5%有意, *・・・10%有意 (以下, 同様。)

表 1 続き, モデル 1 の分析結果, 女性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.777	0.089	***
25～29歳	0.876	0.092	***
30～34歳	0.896	0.095	***
35～39歳	0.926	0.102	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.344	0.084	***
短大・高専卒	1.891	0.090	***
大学・大学院卒	1.972	0.100	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.057	0.045	***
世帯所得<200万円未満>			
200～299万円	0.598	0.131	***
300～399万円	1.278	0.126	***
400～499万円	1.772	0.126	***
500～599万円	2.118	0.121	***
600～699万円	2.477	0.123	***
700～999万円	2.839	0.129	***
1000万円以上	2.650	0.149	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.215	0.060	***
父親が短大・高専卒	-0.310	0.095	***
父親が大学・大学院卒	-0.550	0.076	***
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.259	0.066	***
母親が短大・高専卒	-0.352	0.079	***
母親が大学・大学院卒	-0.656	0.116	***
地域<関東>			
北海道・東北	0.165	0.076	**
北陸	0.326	0.084	***
甲信・東海	0.185	0.082	**
近畿・関西	-0.035	0.067	
中国	0.232	0.084	***
四国	0.130	0.089	
九州	0.191	0.068	***
定数	-1.647	0.159	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.077		
-2対数尤度	11019.093		
カイ2乗	1159.428		
サンプル数	14511		

表2 モデル2の分析結果, 男性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.114	0.087	
25～29歳	0.428	0.089	****
30～34歳	0.983	0.092	****
35～39歳	1.156	0.097	****
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	0.731	0.070	****
短大・高専卒	0.836	0.078	****
大学・大学院卒	1.002	0.079	****
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-0.937	0.036	****
世帯所得<200万円未満>			
200～299万円	0.802	0.243	****
300～399万円	1.450	0.232	****
400～499万円	1.838	0.230	****
500～599万円	2.192	0.226	****
600～699万円	2.500	0.227	****
700～999万円	2.738	0.228	****
1000万円以上	2.996	0.238	****
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.257	0.048	****
父親が短大・高専卒	-0.225	0.080	****
父親が大学・大学院卒	-0.552	0.065	****
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.041	0.052	
母親が短大・高専卒	-0.114	0.064	*
母親が大学・大学院卒	-0.329	0.106	****
地域<関東>			
北海道・東北	-0.010	0.061	
北陸	0.447	0.067	****
甲信・東海	0.340	0.067	****
近畿・関西	0.055	0.058	
中国	0.374	0.073	****
四国	0.383	0.081	****
九州	0.046	0.058	
定数	-1.848	0.247	****
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.101		
-2対数尤度	20633.643		
カイ2乗	2291.605		
サンプル数	21467		

表 2 続き, モデル 2 の分析結果, 女性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.103	0.090	
25～29歳	0.298	0.093	***
30～34歳	0.444	0.095	***
35～39歳	0.650	0.101	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.633	0.142	***
短大・高専卒	2.060	0.144	***
大学・大学院卒	2.203	0.147	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.243	0.033	***
世帯所得<200万円未満>			
200～299万円	1.129	0.252	***
300～399万円	1.441	0.241	***
400～499万円	1.572	0.239	***
500～599万円	1.947	0.236	***
600～699万円	2.171	0.236	***
700～999万円	2.419	0.237	***
1000万円以上	2.597	0.243	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.012	0.047	
父親が短大・高専卒	-0.047	0.074	
父親が大学・大学院卒	-0.129	0.059	**
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.137	0.052	***
母親が短大・高専卒	-0.311	0.062	***
母親が大学・大学院卒	-0.374	0.092	***
地域<関東>			
北海道・東北	0.047	0.060	
北陸	0.239	0.060	***
甲信・東海	0.130	0.060	**
近畿・関西	-0.055	0.052	
中国	0.183	0.064	***
四国	0.167	0.071	**
九州	0.168	0.053	***
定数	-3.071	0.282	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.137		
-2対数尤度	23475.907		
カイ2乗	2954.106		
サンプル数	19996		

(2)父親の職業を考慮した場合の若年層の就業状況

本節では、親の学歴以外の親の属性をモデルに設定した場合の若年層の就業状況进行分析することにしたい。本研究では、世帯所得をモデルの説明変数として用いず、その代わりに父親の個人所得ダミーをモデルに設定している。さらに父親の職業ダミーをモデル変数と追加的に導入している。それは、父親の職業を追加的にコントロールした場合の親の学歴と同居する子供の就業状況との関連を明らかにすることを指向している。さらに、父親の所得ダミーをモデル変数に設定することによって、世帯所得ダミーをモデルに導入することから生じるバイアスを回避することができる。〔モデル 3〕と〔モデル 4〕はそれぞれ、就業状態と正規雇用状況を被説明変数としている。なお、〔モデル 3〕については、「フリーター」の対象となる年齢層を考慮し、在学中の者を除く 15～34 歳の未婚の個人を分析対象として設定している。一方、〔モデル 4〕については、在学中の者を除く 15～39 歳の未婚の雇用者が分析対象として設定されている。

〔モデル 3〕 就業状態(親の職業)モデル

就業状態 = f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 前職の有無ダミー, 父親の個人所得ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の職業ダミー, 地域ダミー)

〔モデル 4〕 就業形態(親の職業)モデル

正規雇用状況 = f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 前職の有無ダミー, 父親の個人所得ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の職業ダミー, 地域ダミー)

なお、〔モデル 3〕と〔モデル 4〕において追加的に用いられたダミー変数のカテゴリーは、以下のとおりである。

父親の個人所得ダミー：100 万円未満, 100～199 万円, 200～299 万円, 300～399 万円, 400～499 万円, 500～699 万円, 700～999 万円, 1000 万円以上(リファレンスグループは 100 万円未満)(以下, 同様)

父親の学歴ダミー：専門的・技術的職業従事者, 管理的職業従事者, 事務従事者, 販売従事者, サービス職業従事者, 保安職業従事者, 農林漁業作業者, 運輸・通信従事者, 生産工程及び労務作業(リファレンスグループは事務従事者)(以下, 同様)

〔モデル 3〕と〔モデル 4〕における 2007 年調査の男女別の分析結果が、それぞれ表 3 と表 4 であたえられている。最初に、父親の学歴ダミーと母親の学歴ダミーに着目すると、男女いずれも概ねマイナスに有意となっており、〔モデル 1〕や〔モデル 2〕と親が高学歴になるにつれて、係数の絶対値が大きくなっている。したがって、父親の職業と父親の個人所得をコントロールした場合においても、父親や母親の学歴と子供の就業形態には、マイナスで有意な関連性があることが確認できる。つぎに、父親の個人所得ダミーに着目すると、伊藤(2008)における結果では、子供の就業状況と間に有意な関係は見られなかったものの、2007 年調査においては、父親が高所得の場合には、ダミー変数がマイナスに有意になっていることが興味深い。このことは、親の学歴等をコントロールした場合に、高所得

表3 モデル3の分析結果, 男性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.882	0.082	***
25～29歳	1.217	0.088	***
30～34歳	1.270	0.104	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	0.876	0.080	***
短大・高専卒	1.287	0.099	***
大学・大学院卒	1.219	0.098	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.072	0.052	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	-0.185	0.173	
200～299万円	-0.144	0.163	
300～399万円	-0.026	0.159	
400～499万円	-0.136	0.162	
500～699万円	-0.219	0.163	
700～999万円	-0.394	0.183	**
1000万円以上	-0.685	0.239	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.114	0.078	
父親が短大・高専卒	-0.250	0.111	**
父親が大学・大学院卒	-0.361	0.100	***
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.158	0.092	**
母親が短大・高専卒	-0.148	0.103	
母親が大学・大学院卒	-0.723	0.138	***
父親の職業<父親が事務従事者>			
父親が専門的・技術的職業従事者	-0.228	0.097	**
父親が管理的職業従事者	0.220	0.115	*
父親が販売従事者	0.282	0.095	***
父親がサービス職業従事者	0.430	0.156	***
父親が保安職業従事者	-0.046	0.139	
父親が農林漁業作業者	0.606	0.163	***
父親が運輸・通信従事者	0.300	0.117	***
父親が生産工程・労務作業者	0.298	0.081	***
地域<関東>			
北海道・東北	-0.161	0.091	**
北陸	0.270	0.103	***
甲信・東海	0.375	0.102	***
近畿・関西	-0.146	0.082	**
中国	-0.139	0.099	
四国	-0.200	0.106	*
九州	-0.240	0.081	***
定数	-1.807	0.145	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.077		
-2対数尤度	11019.093		
カイ2乗	1159.428		
サンプル数	14511		

表3 モデル3の分析結果, 女性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.895	0.092	***
25～29歳	0.934	0.100	***
30～34歳	0.820	0.117	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.214	0.105	***
短大・高専卒	1.875	0.115	***
大学・大学院卒	2.067	0.130	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.133	0.056	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	-0.048	0.187	
200～299万円	-0.176	0.173	
300～399万円	0.038	0.168	
400～499万円	-0.057	0.172	
500～699万円	-0.023	0.173	
700～999万円	-0.086	0.199	
1000万円以上	-0.323	0.261	
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.039	0.085	
父親が短大・高専卒	-0.089	0.121	
父親が大学・大学院卒	-0.247	0.108	**
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.205	0.100	**
母親が短大・高専卒	-0.287	0.112	**
母親が大学・大学院卒	-0.439	0.156	***
父親の職業<父親が事務従事者>			
父親が専門的・技術的職業従事者	-0.091	0.107	
父親が管理的職業従事者	0.084	0.127	
父親が販売従事者	0.127	0.100	
父親がサービス職業従事者	0.193	0.162	
父親が保安職業従事者	0.219	0.162	
父親が農林漁業作業者	0.129	0.169	
父親が運輸・通信従事者	0.096	0.123	
父親が生産工程・労務作業者	0.199	0.087	**
地域<関東>			
北海道・東北	-0.119	0.097	
北陸	0.304	0.112	***
甲信・東海	0.255	0.106	**
近畿・関西	-0.117	0.088	
中国	0.075	0.109	
四国	-0.191	0.113	*
九州	-0.111	0.088	
定数	0.414	0.234	*
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.074		
-2対数尤度	9776.611		
カイ2乗	1097.030		
サンプル数	14297		

表4 モデル4の分析結果, 男性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.137	0.090	
25～29歳	0.392	0.094	***
30～34歳	0.854	0.108	***
35～39歳	1.073	0.232	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	0.777	0.089	***
短大・高専卒	0.926	0.099	***
大学・大学院卒	1.117	0.101	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-0.883	0.046	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	0.032	0.144	
200～299万円	0.102	0.135	
300～399万円	0.166	0.131	
400～499万円	0.245	0.135	*
500～699万円	0.184	0.137	
700～999万円	0.346	0.165	**
1000万円以上	0.438	0.262	*
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.134	0.066	*
父親が短大・高専卒	-0.130	0.099	
父親が大学・大学院卒	-0.377	0.089	***
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	0.101	0.075	
母親が短大・高専卒	0.099	0.087	
母親が大学・大学院卒	-0.196	0.135	
父親の職業<父親が事務従事者>			
父親が専門的・技術的職業従事者	-0.061	0.100	
父親が管理的職業従事者	0.067	0.110	
父親が販売従事者	0.012	0.087	
父親がサービス職業従事者	-0.074	0.128	
父親が保安職業従事者	-0.266	0.132	**
父親が農林漁業作業者	0.211	0.138	
父親が運輸・通信従事者	-0.007	0.103	
父親が生産工程・労務作業者	0.047	0.075	
地域<関東>			
北海道・東北	-0.206	0.080	***
北陸	0.390	0.087	***
甲信・東海	0.334	0.086	**
近畿・関西	-0.016	0.075	
中国	0.203	0.093	**
四国	0.128	0.099	
九州	-0.196	0.073	***
定数	0.148	0.195	
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.065		
-2対数尤度	12588.575		
カイ2乗	812.190		
サンプル数	12004		

表 4 続き, 女性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.073	0.094	
25～29歳	0.239	0.099	**
30～34歳	0.290	0.111	***
35～39歳	0.483	0.251	*
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.805	0.174	***
短大・高専卒	2.402	0.177	***
大学・大学院卒	2.561	0.181	***
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.155	0.042	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	0.156	0.143	
200～299万円	0.194	0.133	
300～399万円	0.275	0.128	**
400～499万円	0.280	0.131	**
500～699万円	0.197	0.131	
700～999万円	0.323	0.150	**
1000万円以上	0.486	0.215	**
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	0.120	0.065	***
父親が短大・高専卒	0.068	0.092	
父親が大学・大学院卒	0.102	0.083	
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	0.015	0.075	***
母親が短大・高専卒	-0.180	0.085	
母親が大学・大学院卒	-0.187	0.120	
父親の職業<父親が事務従事者>			
父親が専門的・技術的職業従事者	-0.105	0.083	
父親が管理的職業従事者	-0.058	0.093	
父親が販売従事者	-0.056	0.075	
父親がサービス職業従事者	-0.122	0.120	
父親が保安職業従事者	0.033	0.117	
父親が農林漁業作業従事者	0.391	0.133	***
父親が運輸・通信従事者	-0.041	0.096	
父親が生産工程・労務作業従事者	0.001	0.065	
地域<関東>			
北海道・東北	-0.135	0.076	**
北陸	0.220	0.077	***
甲信・東海	0.185	0.076	**
近畿・関西	-0.069	0.067	
中国	0.047	0.081	
四国	0.012	0.088	
九州	0.025	0.068	
定数	-1.627	0.240	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.116		
-2対数尤度	14753.019		
カイ2乗	1521.356		
サンプル数	12344		

の父親においては、同居する子が就業しない可能性があることを示している。つぎに、父親の職業ダミーに着目すると、男性の場合、専門的・技術的職業従事者ダミーがマイナスに有意になっている。それに対して、「生産工程・労務作業」のダミー変数に関しては、男女いずれもプラスで有意な結果が得られている。本分析結果も、父親の職業が専門的・技術的職業従事者のようなホワイトカラーである場合に、同居する子の就業がマイナスの影響を受けることが示されていることから、興味深い結果が得られている。

つぎに〔モデル 4〕における分析結果(表 4)を見ると、表 3 と同様に、父親の個人所得をコントロールしても、親の学歴と同居する子供の就業形態にマイナスの関係が見られる。その一方で、父親の個人所得ダミーについては、とくに高所得のダミー変数において、男女いずれもプラスに有意な影響が出ている。具体的には、「700～999 万円」、「1000 万円以上」のダミーにおいて、男女いずれも回帰係数がプラスに有意になっている。この結果は、就業状態を被説明変数とする〔モデル 3〕の結果とは異なり、親の所得が高いほど、同居する子供が正規雇用する傾向にあることを示唆している。このように本分析結果では、2007 年調査において全般的には父親の個人所得と同居する子の就業形態に明示的な関係があることが確認されており、伊藤(2008)の分析結果とは異なっている。なお、父親の職業ダミーについては有意な結果が出なかったことから、父親の職業と同居する子の就業状況との間に明示的な関係は見られないことがわかる。

(3)親の学歴と本人学歴の交差項を考慮した場合の若年層の就業状況

本節では、父親の所得や父親の職業に加えて、親の学歴と同居する子供の学歴の交差項を追加的に設定した場合の親の学歴と子供の就業状況との関連性を見ていくことにしたい。本分析の目的は、親の学歴が同居する子の学歴に与える影響を考慮した上で、親の学歴が同居する子供の就業状態に及ぼす影響を明らかにすることである。本節では、〔モデル 5〕が新たに設定されている。なお、地域ダミーについてはモデルに含めていない。

〔モデル 5〕 就業状態(親子学歴の交差項)モデル

就業状態 = f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 前職の有無ダミー, 父親の個人所得ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の学歴と子供の学歴の交差項, 母親の学歴と子供の学歴の交差項)

〔モデル 5〕で用いた父親の学歴と子供の学歴の交差項および母親の学歴と子供の学歴の交差項のカテゴリーはそれぞれ以下のとおりである。

父親の学歴と子供の学歴の交差項：子供が高校・旧制中卒×父親が高校・旧制中卒, 子供が高校・旧制中卒×父親が短大・高専卒, 子供が高校・旧制中卒×父親が大学・大学院卒, 子供が短大・高専卒×父親が高校・旧制中卒, 子供が短大・高専卒×父親が短大・高専卒, 子供が短大・高専卒×父親が大学・大学院卒, 子供が大学・大学院卒×父親が高校・旧制中卒, 子供が大学・大学院卒×父親が短大・高専卒, 子供が大学・大学院卒×父親が大学・大学院卒

母親の学歴と子供の学歴の交差項：子供が高校・旧制中卒×母親が高校・旧制中卒，子供が高校・旧制中卒×母親が短大・高専卒，子供が高校・旧制中卒×母親が大学・大学院卒，子供が短大・高専卒×母親が高校・旧制中卒，子供が短大・高専卒×母親が短大・高専卒，子供が短大・高専卒×母親が大学・大学院卒，子供が大学・大学院卒×母親が高校・旧制中卒，子供が大学・大学院卒×母親が短大・高専卒，子供が大学・大学院卒×母親が大学・大学院卒

本モデルでは，〔モデル 1〕と同様に，在学中の者を除く 15～39 歳の未婚の雇用者が分析の対象とされている。

〔モデル 5〕による分析結果は，表 5 に示されている。表 5 を見ると，親子の学歴の交差項をモデルに含めた場合でも，男性については父親の大学・大学院卒ダミーにおいてマイナスで有意な結果が得られていることが確認できる。また，父親の個人所得ダミーについては，「500～699 万円」，「700～999 万円」，「1000 万円以上」のダミーにおいて，男女のいずれも回帰係数がプラスに有意になっている。その一方で，親子の学歴の交差項に着目すると，男性の場合，子供が高校・旧制中卒と父親が高校・旧制中卒の交差項においては，マイナスに有意な結果が得られているだけでなく，子供が大学・大学院卒と父親が大学・大学院卒の交差項はプラスに有意となっていることがわかる。他方，女性の場合，同居する母親の学歴ダミーはマイナスに有意であり，高学歴ほどマイナスの値が大きいことが確認されているが，子供が大学・大学院卒と母親が大学・大学院卒の交差項においては，プラスに有意になっている。〔モデル 5〕における結果は，男性に関して言えば，本人の学歴が相対的に高い場合には，親の学歴との交差項を考慮することによって，父親の学歴が子供の就業に及ぼすマイナスの影響が相対的に小さくなることを示している。また，女性についても，子供が大学・大学院卒と母親が大学・大学院卒の交差項がプラスで有意な結果を示していることから，本人が高学歴である場合には，同居する母親の学歴の高さがもたらす子供の就業へのマイナスの影響がより小さくなっている。

4. おわりに

本稿は，世帯属性の観点から親の学歴と同居する子供の若年層の就業状況との関連性を追究するために，就調の個票データをもちいた実証研究を行った。本研究は，『就調』のミクロデータをもちいて世帯所得をコントロールした場合にも，父親の学歴が同居する子供の就業状態や正規雇用状況に対してマイナスで有意な関連性を有することが明らかになった。また，『就調』ミクロデータによる分析では，父親の所得や父親の職業をコントロール変数として設定しても，親の学歴と同居する子供との就業状態や就業形態との間にマイナスで有意な結果になることが導き出された。さらに，親子の学歴の交差項をコントロールした場合でも，親の学歴と同居する子供との間にマイナスで有意な結果は得られたが，同居する親の学歴の関連性を考慮することによって，本人の学歴が就業状態に対して相対的に強く作用することが明らかになった。これらの結果は，世帯の社会経済的階層が同居する子供の就業状況に影響をあたえる可能性を示している。

なお，本研究は，核家族世帯に属する若年者を対象にしているが，核家族世帯以外の世

表5 モデル5の分析結果, 男性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.828	0.082	***
25～29歳	1.159	0.088	***
30～34歳	1.243	0.103	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.122	0.207	***
短大・高専卒	0.610	0.263	**
大学・大学院卒	0.798	0.349	**
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.082	0.052	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	-0.229	0.170	
200～299万円	-0.177	0.160	
300～399万円	-0.034	0.156	
400～499万円	-0.159	0.158	
500～699万円	-0.305	0.158	*
700～999万円	-0.461	0.178	**
1000万円以上	-0.719	0.236	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	0.068	0.173	
父親が短大・高専卒	-0.232	0.281	
父親が大学・大学院卒	-0.597	0.254	**
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.279	0.191	
母親が短大・高専卒	-0.421	0.245	*
母親が大学・大学院卒	-0.679	0.519	
父親の学歴と子供の学歴の交差項			
子供が高校・旧制中卒×父親が高校・旧制中卒	-0.430	0.203	**
子供が高校・旧制中卒×父親が短大・高専卒	-0.273	0.321	
子供が高校・旧制中卒×父親が大学・大学院卒	-0.468	0.284	
子供が短大・高専卒×父親が高校・旧制中卒	-0.042	0.257	
子供が短大・高専卒×父親が短大・高専卒	0.095	0.377	
子供が短大・高専卒×父親が大学・大学院卒	0.367	0.344	
子供が大学・大学院卒×父親が高校・旧制中卒	0.195	0.269	
子供が大学・大学院卒×父親が短大・高専卒	0.384	0.386	
子供が大学・大学院卒×父親が大学・大学院卒	1.043	0.336	***
母親の学歴と子供の学歴の交差項			
子供が高校・旧制中卒×母親が高校・旧制中卒	0.117	0.229	
子供が高校・旧制中卒×母親が短大・高専卒	0.196	0.283	
子供が高校・旧制中卒×母親が大学・大学院卒	-0.548	0.554	
子供が短大・高専卒×母親が高校・旧制中卒	0.634	0.285	**
子供が短大・高専卒×母親が短大・高専卒	0.729	0.341	**
子供が短大・高専卒×母親が大学・大学院卒	0.683	0.623	
子供が大学・大学院卒×母親が高校・旧制中卒	-0.187	0.356	
子供が大学・大学院卒×母親が短大・高専卒	0.038	0.397	
子供が大学・大学院卒×母親が大学・大学院卒	-0.062	0.625	
定数	1.007	0.229	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.076		
-2対数尤度	11154.382		
カイ2乗	1156.875		
サンプル数	14674		

表5 続き、女性

変数	係数	標準誤差	有意性
年齢<15～19歳>			
20～24歳	0.864	0.092	***
25～29歳	0.906	0.099	***
30～34歳	0.806	0.117	***
学歴<小学・中学卒>			
高校・旧制中卒	1.060	0.257	***
短大・高専卒	1.247	0.294	**
大学・大学院卒	1.935	0.578	**
前職の有無<前職なし>			
前職あり	-1.140	0.056	***
父親の個人所得<100万円未満>			
100～199万円	-0.087	0.184	
200～299万円	-0.165	0.171	
300～399万円	0.059	0.166	**
400～499万円	-0.030	0.169	
500～699万円	-0.029	0.169	*
700～999万円	-0.105	0.194	**
1000万円以上	-0.367	0.258	***
父親の学歴<父親が小学・中学卒>			
父親が高校・旧制中卒	-0.151	0.231	
父親が短大・高専卒	0.180	0.381	
父親が大学・大学院卒	-0.409	0.341	**
母親の学歴<母親が小学・中学卒>			
母親が高校・旧制中卒	-0.516	0.245	**
母親が短大・高専卒	-0.401	0.319	**
母親が大学・大学院卒	-0.656	0.571	***
父親の学歴と子供の学歴の交差項			
子供が高校・旧制中卒×父親が高校・旧制中卒	0.038	0.256	**
子供が高校・旧制中卒×父親が短大・高専卒	-0.465	0.415	
子供が高校・旧制中卒×父親が大学・大学院卒	-0.236	0.369	
子供が短大・高専卒×父親が高校・旧制中卒	0.248	0.279	
子供が短大・高専卒×父親が短大・高専卒	-0.086	0.434	
子供が短大・高専卒×父親が大学・大学院卒	0.420	0.384	
子供が大学・大学院卒×父親が高校・旧制中卒	-0.240	0.456	
子供が大学・大学院卒×父親が短大・高専卒	-0.635	0.595	
子供が大学・大学院卒×父親が大学・大学院卒	-0.097	0.526	***
母親の学歴と子供の学歴の交差項			
子供が高校・旧制中卒×母親が高校・旧制中卒	0.346	0.278	
子供が高校・旧制中卒×母親が短大・高専卒	0.098	0.354	
子供が高校・旧制中卒×母親が大学・大学院卒	-0.427	0.623	
子供が短大・高専卒×母親が高校・旧制中卒	0.488	0.310	**
子供が短大・高専卒×母親が短大・高専卒	0.363	0.380	**
子供が短大・高専卒×母親が大学・大学院卒	0.460	0.646	
子供が大学・大学院卒×母親が高校・旧制中卒	0.434	0.551	
子供が大学・大学院卒×母親が短大・高専卒	0.091	0.596	
子供が大学・大学院卒×母親が大学・大学院卒	0.517	0.777	**
定数	0.819	0.284	***
擬似決定係数(Cox-Snell R^2)	0.074		
-2対数尤度	9913.452		
カイ2乗	1106.613		
サンプル数	14467		

帯(例えば三世代世帯等)における世帯属性と子の就業行動と関係についても比較・検討の必要はあると考える。これらについては今後の課題としたい。

参考文献

伊藤伸介(2006)「若年層における雇用状況と就業形態の動向―『就業構造基本調査』のマイクロデータによる実証分析―」, 法政大学日本統計研究所『オケージョナルペーパー』No.15, 2006年12月, 1～43頁

伊藤伸介(2008)「マイクロデータによる若年層の就業状況の計量分析―世帯属性に着目して―」, 明海大学『経済学論集』, Vol.20, No.2, 22～44 頁

伊藤伸介・勝浦正樹(2012)「社会生活行動の積極性と世帯属性から見た若年者の就業と生活活動」, 総務省統計研修所『リサーチペーパー』第 31 号, 1～91 頁

伊藤伸介(2015)「家庭環境から見た若年の就業と生活行動に関する実証分析―社会生活基本調査の匿名データを利用して―」, 『中央大学経済研究所年報』第 47 号, 337～371 頁

太田聡一・玄田有史・近藤絢子(2007)『溶けない氷河―世代効果の展望』, 『日本労働研究雑誌』No.569, 4～16 頁

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：転換期の日本経済』東京大学出版会, 297～320 頁

玄田有史(1997)「チャンスは1度―世代と賃金格差―」, 『日本労働研究雑誌』No.449, 2～12 頁

厚生労働省(2015)『平成 27 年版労働経済白書』

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, 階層間格差の再検証―」, 『季刊社会保障研究』, 第 42 巻第 2 号, 137～148 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, 133～148 頁

宮本みち子(2005)「家庭環境から見る」小杉礼子編『フリーターとニート』勁草書房, 145～197 頁

宮本みち子(2012)『若者が無縁化する―仕事・福祉・コミュニティでつなぐ』ちくま新書

謝辞

本稿は、筆者が 2012 年度における総務省統計研修所の共同研究(勝浦正樹客員教授(名城大学教授)との共同研究)の成果として、リサーチペーパー第 31 号の「社会生活行動の積極性と世帯属性から見た若年者の就業と生活活動」をまとめたが、その後、2013 年に就業構造基本調査の個票データを利用した分析結果の一部をまとめた旧稿を基に、大幅に加筆・修正を行ったものである。本稿の旧稿の作成にあたっては、個票データ利用手続き等について伊原一氏(当時 総務省統計研修所, 現(独)統計センター), 赤坂克也氏(総務省統計研修所), 関口光章氏(当時 総務省統計研修所)に様々なご協力をいただいた。また、旧稿を加筆・修正した上で、本稿を刊行するにあたり、野呂竜夫氏(総務省統計研修所)と仲西章氏(当時 総務省統計研修所)には大変お世話になった。ここに記して感謝の意を表したい。