

第4章 若年層の貧困化と家族の変化

四方理人(慶應義塾大学経商連携 GCOE プロジェクト)・山田篤裕(慶應義塾大学経済学部)
田中聡一郎(立教大学経済学部)・駒村康平(慶應義塾大学経済学部)

要旨

1999年と2004年の『全国消費実態調査』の個票データから、20・34歳の若年層について配偶関係・親同居関係別の貧困率の測定を行った。分析結果からは、男性では配偶者がおらず親と同居していない者で貧困率が低い、逆にその属性の女性の貧困率は高いことがわかった。また、親と同居している配偶者無しの若年層の貧困率は、他のカテゴリーの若年層より相対的に低いが、1999年から2004年にかけて上昇傾向にあった。その間、若年層全体での貧困率は男女ともに上昇しているが、その上昇の主な要因は、親と同居している配偶者無しの若年層での貧困率の上昇とこのカテゴリーの若年割合の上昇であることがわかった。

1. はじめに¹

近年、日本における所得格差・貧困の議論が活発化している。特に、若年層における所得格差や貧困に、その注目が集まりつつある。

例えば、代表的な報告として、総務省統計局(2005)は、『全国消費実態調査』(以下『全消』)において1999年から2004年にかけて世帯主年齢20歳代の世帯においてのみ所得格差の拡大が生じたことを示した。これまで日本では、年齢が高くなるほどその年齢階層内の所得格差は大きくなっていったが、2004年には20歳代の所得格差が30歳代の所得格差より大きくなっていることが明らかになった。こうした背景には、非正規雇用の拡大により、若年層における勤労所得の格差拡大が生じている(太田 2005)という見解がある。事実、「労働力調査」によれば、1990年から2005年にかけて25から34歳までの若年層の非正規雇用の割合は、男性で3.8%から13.2%に、女性で28.2%から38.3%に増加しており、その大きな影響が考えられる。また、所得格差の拡大だけではなく、若年層において Working Poor (最低生活水準に満たない就労貧困者)が増加しており(岩井・村上 2007)、若年層が貧困化している可能性がある。

一方で、若年層においては晩婚化・非婚化が進んでおり、これまで多くが新たな家族を形成していた20歳代後半や30歳代前半において、未婚のままである者が大幅に増加している。1990年から2005年にかけての25-29歳における男性の未婚率は64.4%から71.4%、女性の未婚率は40.2%から59.0%に上昇している。同様に、その間の30-34歳の未婚率は、男性で1990年の32.6%から

¹ 本研究は平成20年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「格差と社会保障のあり方に関する研究」(主任研究者:駒村康平)の一環として行われた研究の成果である。また本研究は、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全国消費実態調査の秘匿処理済マイクロデータを用いて行った。関係者各位に厚く御礼申し上げる。なお本稿における数値はまだ暫定的段階のものであり、プロジェクト最終報告に向けて若干動く可能性がある。

2005年の47.1%、女性で1990年の13.9%から2005年の32.0%となっており、男女ともに未婚化・晩婚化が大きく進んでいる。それに伴い、長期間未婚のまま親との同居を続ける若年層が増加している。こうした若年層は、いわゆる「パラサイトシングル」という議論で捉えられることがあり、彼らは親と同居することで、単身世帯となることや結婚する場合より高い消費を享受しているといわれている(山田 1999)。だが、90年代後半以降の経済停滞の中、親同居の「パラサイトシングル」の生活に変質が生じている可能性についても指摘されている(北村 2004)。

このように、近年若年層における労働環境と家族形成において大きな変化が生じており、それが若年層の所得格差や貧困率に影響を与えていることが考えられる。だが、これまで、若年層における所得格差および貧困は、大規模統計データとして十分に捉えられてこなかった。というのも、多くの所得格差や貧困に関する先行研究は、世帯主年齢別の世帯単位に集計されているため、世帯主とはなっていない若年層が現れてこず、彼らの経済状態が把握できていない²。そこで本稿では、若年層における晩婚化・非婚化や親との同居の変化がどのように格差・貧困に影響を与えているかどうかについてみるため、世帯単位ではなく個人単位による分析を行う。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、99年から04年にかけての、若年層の所得格差と貧困率の全体的な傾向を示し、次に配偶関係や親との同居関係と貧困率の関係を明らかにすることで、家族による所得の依存度を検討する。

2. 若年層の所得格差と貧困

(1) データと分析方法

本稿では、『全国消費実態調査』(1999年、2004年)の個票データを用いて、若年層の所得格差と貧困率について明らかにする。1999年、2004年における等価可処分所得を用いた。等価可処分所得は、可処分所得の平方根をとった世帯人員数で除した所得により世帯人員数をコントロールした個人単位の世帯所得を用いている。その等価可処分所得について、個人単位の分析を行う。

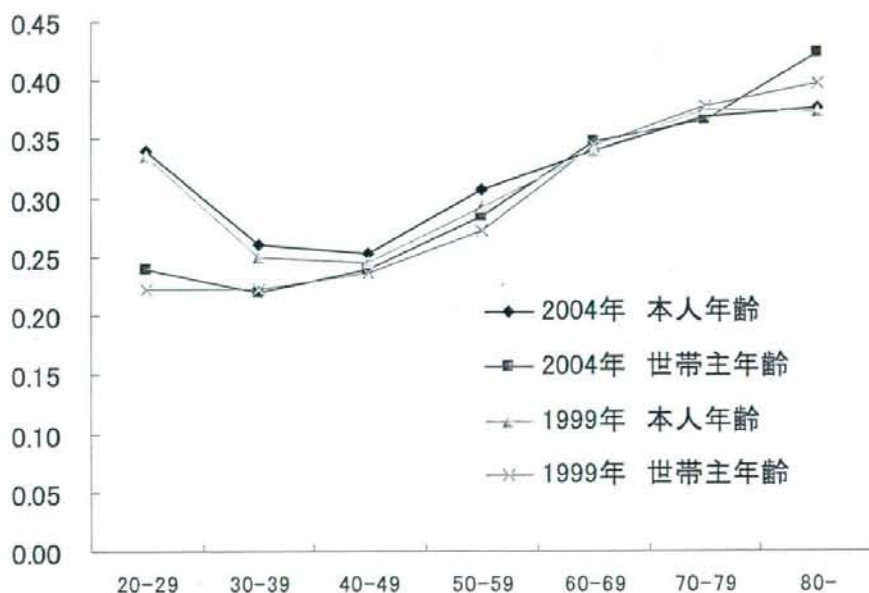
以下における貧困率の推計では、主に相対的貧困基準と呼ばれる等価可処分所得の分布の中位値の50%の水準を貧困基準とする。そして、1999年と2004年における貧困率の推移を考察するため、2004年の貧困基準については、2004年における相対的貧困基準だけではなく、1999年における相対的貧困基準を消費者物価指数でスライドさせた貧困基準を用いる。このような貧困基準を1時点の水準に固定する理由は、相対的貧困基準では低所得層の所得分布に変化がない場合においても、中位所得が低下するとそれだけで貧困基準が低下するためである。1999年の貧困基準に固定することにより、1999年から2004年の貧困率の推移を中位所得の変化の影響を受

² 本稿と同様の方法で個人単位の貧困率を推計した研究として、『所得再分配調査』の個票データを用いた阿部(2006)及び阿部(2008)をあげることができる。阿部(2006)・阿部(2008)は、個人単位での分析を行うことで、世帯主年齢ではなく本人年齢別の貧困率を推計しているが、全年齢層を対象とした研究であり、若年層のみを分析対象とした本研究とは目的が異なっている。

は、その年の相対的貧困基準だけではなく、1999年の貧困基準をこの間の物価水準でスライドさせた150.5万円を貧困基準として用いた推計を行うことで、この間の貧困率の変化を捉えることとする。

(2) 若年層の所得格差の推移

図表1：世帯主年齢および本人年齢別
等価可処分所得のGINI係数



出所：全国消費実態調査(2004)個票に基づく筆者たちの計算。

図表1は、1999年から2004年にかけての所得格差の推移について、世帯主年齢のGINI係数および本人年齢の個人におけるGINI係数を示したものである。世帯主年齢からみたGINI係数とは、各世帯主年齢の世帯に所属する世帯員についての所得格差を表しており、本人年齢と世帯主年齢は必ずしも一致しないため、親と同居している若年層などは、主に世帯主となる親の年齢階級に現れる。その一方、本人年齢からみたGINI係数は、各年齢の個人を対象としており、親と同居している若年者も、本人年齢として各年齢階級に含まれることになる。この表から読み取れるのは、第1に、20歳代および30歳代においては、世帯主年齢によるGINI係数より本人年齢によるGINI係数が大きくなっていることである。第2に、1999年から2004年にかけて、世帯主年齢でみた20歳代の所得格差の拡大が観察されるが、本人年齢で見ると1999年時点ですでに高い水準の所得格差になっていることがわかる。就業構造基本調査も用いた若年層のジニ係数の推移を検証した平成17年の国民生活白書と同様に結果がでており、近年の労働市場の厳しい状況から、

若年層において所得格差が拡大していることが推察される。では次節以降では、同時期の貧困率について検証を行う。

(3) 年齢別の貧困率の検討

図表 2: 年齢別貧困率の推移(%)

調査年 貧困基準	男性			女性		
	2004年 99年	2004年 04年	1999年 99年	2004年 99年	2004年 04年	1999年 99年
0-9歳	11.4	10.3	9.7	11.7	10.6	9.0
10-19歳	8.0	7.4	6.9	7.8	7.1	6.4
20-29歳	9.1	8.3	7.1	9.9	9.2	9.5
30-39歳	8.4	7.6	6.4	9.4	8.6	8.4
40-49歳	5.4	4.7	4.7	6.7	6.1	6.0
50-59歳	7.2	6.9	5.1	10.9	10.1	8.4
60-69歳	10.7	9.6	8.9	12.9	11.9	13.3
70-79歳	8.6	7.6	9.9	15.7	14.5	16.2
80歳以上	13.4	12.4	12.5	17.8	16.6	16.1
計	8.6	7.9	7.2	10.9	10.0	9.5

注) 貧困基準は、相対的貧困基準であり等価可処分所得の中位値の1/2の値である。1999年における99年貧困基準は、154.6万円である。2004年における99年基準は、1999年の貧困基準を2004年の価格でスライドした値であり、150.5万円となる。そして、2004年における04年基準は、2004年に置ける相対的貧困基準であり145.3万円である。

出所: 『全国消費実態調査』より筆者ら作成。

出所: 全国消費実態調査(2004) 個票に基づく筆者たちの計算。

図表 2 は、1999 年と 2004 年の相対的貧困基準による年齢別貧困率および 2004 年における 1999 年貧困基準に固定した貧困基準による貧困率を示している。また、等価可処分所得による個人単位の貧困率で検討している。まず、年齢計において、男性で 1999 年に 7.2%、2004 年では、04 年基準では 7.9% であり、99 年基準で 8.9% となっており、どちらの基準でも貧困率が上昇していることがわかる。女性においても同様に、1999 年から 2004 年にかけて 99 年基準においても 04 年においても貧困率が上昇している。

次に年齢別に貧困率をみると、0-9 歳の子どものおよび 80 歳以上の高齢者において貧困率が高くなっている。本研究で分析対象とする若年者である 20-29 歳では、前後の 10-19 歳や 30-39 歳の年齢層より男女ともに貧困率が高くなっている。

20-29 歳における経年変化については、男性については 1999 年から 2004 年にかけて、99 年基準についても 04 年基準においても貧困率が上昇している。一方、20-29 歳の女性については、1999 年から 2004 年にかけて、04 年の相対的貧困基準では貧困率が低下しているものの、99 年基準に固定した貧困基準では、貧困率が上昇している。

3. 配偶関係・親との同居関係からみた若年層の貧困率の検討

前節まで、1999 年と 2004 年の若年層の貧困と所得格差について、全国消費実態調査の個票データから検証を行い、若年層で所得格差が拡大している点と 20 歳代では前後の年齢層より

貧困率が高くなっている点について、その全体的な傾向として確認した。本節では、若年層の貧困率について、配偶関係ならびに親との同居関係といった人口学的な観点から検討したい。

(1) 配偶関係・親同居の定義

図表3:若年層(20-34歳)における親同居関係・配偶関係の状態(1999、2004)(%)

調査年	男性		女性	
	2004年	1999年	2004年	1999年
配偶者無し	22.7	23.2	14.6	12.7
親同居配偶者無し	42.2	38.5	39.7	37.1
有配偶	30.6	33.0	38.8	41.5
親同居有配偶	4.2	4.9	5.6	7.4
その他	0.4	0.5	1.3	1.3
計	100.0	100.0	100.0	100.0

注1) 配偶者無しには、単身以外の親と同居しておらずかつ配偶者のいない者を含む
注2) サンプルには大学生・短大生・専門学校生等の学生は含まれていない。

出所: 全国消費実態調査(2004) 個票に基づく筆者たちの計算。

本稿で用いている配偶・親同居関係については、次のものがある。①配偶者無し、②親同居配偶者無し、③有配偶(親同居無し)、④親同居有配偶、⑤その他、である³。配偶者無しは、主に単身者であるが、配偶者がおらず親以外の者と同居している者が含まれる。親同居配偶者無しは、その定義が示すとおりである。有配偶は、親と同居していないカップルを指す。親同居有配偶は、いわゆる三世帯同居であるが、自身の子どもがいない場合も含まれる。

それらの割合をみてみると、20-34歳の若年層においては、男女ともに親同居配偶者無しが最も多くなっており、1999年から2004年にかけて上昇傾向にある。その一方、有配偶および親同居有配偶の割合は、低下傾向にあり、晩婚化・非婚化の影響がみてとれる。親と同居していない配偶者無しについては、男性で1999年から2004年にかけて若干割合が低下しているが、女性については上昇していることがわかる。

(2) 若年者の貧困率と配偶関係と親同居の関係

図表4は、若年層の貧困率を配偶関係、親との同居関係から把握したものである。まず特徴的な点として、配偶者無しの貧困率が男女で大きく異なる点をあげられる。男性では、1999年の配偶者無しの貧困率が3.7%であり女性で24.0%であった。2004年では、女性の配偶者無しでは04年の貧

³ 本人からみた配偶関係・親同居関係と、一般的な世帯類型とは概念上異なっている。たとえば、夫婦と子どもの家族は世帯類型では「核家族世帯」となるが、配偶関係・親同居関係でみると夫婦は親と同居していない有配偶であり、子どもは親同居の配偶者無しとなる。ただ、本研究は20-34歳を対象としているので、その年齢の親と同居していない有配偶者は世帯類型での「核家族世帯」もしくは「夫婦のみ世帯」とほぼ一致することになる。

困基準で14.2%、99年に固定した貧困基準で15.0%となっており、1999年の貧困率より大きく低下している。一方、男性の配偶者無しの貧困率は、1999年の3.7%から04年基準で3.9%、99年基準で4.8%と上昇傾向にある。それでも、配偶者のいない男女の貧困率の差は依然として大きい。親同居配偶者無しは、女性では最も貧困率の低いカテゴリーとなっている。しかし、1999年で5.8%であった女性親同居配偶者無しの貧困率は、2004年において99年基準で8.1%に上昇しており、他のカテゴリーの貧困率に近づきつつある。親同居配偶者無しの男性でも同様に貧困率が上昇しており、若年男性全体の貧困率より高くなっている。親と同居していない有配偶については、1999年から2004年にかけて男女ともに貧困率が上昇傾向にあるが、女性では配偶者無しの貧困率より有配偶の貧困率が低い一方、男性では配偶者無しより有配偶の貧困率が高くなっている。したがって、親と同居していない配偶者無しの男性は、結婚して家族をもつことで貧困に陥りやすくなる可能性がある。親と同居している有配偶の貧困率は、親と同居していない有配偶の貧困率とほぼ同様の水準となっている(特に男性)。

図表 4: 配偶関係・親同居関係別若年貧困率(1999、2004) (%)

調査年 貧困基準	男性			女性		
	2004年 99年	2004年 04年	1999年 99年	2004年 99年	2004年 04年	1999年 99年
配偶者無し	4.8	3.9	3.7	15.0	14.2	24.0
親同居配偶者無し	10.3	9.5	7.5	8.1	7.5	5.8
有配偶	11.9	10.6	9.3	10.7	9.5	8.3
親同居有配偶	11.1	10.7	9.3	10.9	10.3	7.4
その他	10.1	10.1	10.1	24.3	23.9	20.2
計	9.6	8.6	7.3	10.5	9.6	9.5

注1) 貧困基準は、相対的貧困基準であり等価可処分所得の中位値の1/2の値である。1999年における99年貧困基準は、154.6万円である。2004年における99年基準は、1999年の貧困基準を2004年の価格でスライドした値であり、150.5万円となる。そして、2004年における04年基準は、2004年に置ける相対的貧困基準であり145.3万円である。

注2) 配偶者無しには、単身以外の親と同居しておらずかつ配偶者のいない者を含む。

注3) サンプルには大学生・短大生・専門学校生等の学生は含まれていない。

出所: 全国消費実態調査(2004) 個票に基づく筆者たちの計算。

図表 5: 配偶関係・親同居関係別若年要保護人員割合(1999、2004) (%)

	2004	1999	2004	1999	2004	1999
	全体	全体	男性	男性	女性	女性
配偶者無し	8.0	7.7	3.9	2.4	14.0	16.7
親同居配偶者無し	8.4	5.9	9.7	6.3	7.2	5.6
有配偶	10.0	7.0	10.7	7.2	9.6	6.8
親同居有配偶	11.9	8.8	12.2	9.6	11.6	8.4
その他	21.6	17.9	10.1	13.0	24.5	19.7
計	9.2	6.9	8.8	5.9	9.6	7.9

注) サンプルには大学生・短大生・専門学校生等の学生は含まれていない。

出所: 全国消費実態調査(2004) 個票に基づく筆者たちの計算。

図表 5 は、世帯可処分所得が生活保護基準以下となる世帯に属している割合について配偶関

係、親との同居関係からみたものである。傾向は、貧困率とほぼ同様であり、1999年から2004年にかけて配偶者無しの女性以外で要保護人員割合が増加している。若者全体では、1999年において生活保護基準の割合は、6.9%であったが、2004年では9.2%に上昇している。

(3) 若年者の貧困率に対する配偶関係と親同居関係の寄与度

次に、1999年から2004年にかけての若年層の貧困率の増加分について、若年者の配偶関係および親同居関係の変化が与える影響についての寄与度分解を行う。1999年の貧困基準で測った1999年から2004年にかけての貧困率変化に対して、配偶関係親同居関係別の若年者割合および貧困率の寄与を見る

まず、 A を若年貧困総数、 A_i を親同居・配偶関係別貧困若年者数、貧困率を a 、親同居・配偶関係別貧困率を a_i 、 L を若年者人口、 L_i を親同居・配偶関係別若年者数、 l_i を親同居・配偶関係別若年者割合と、それぞれ定義する。

よって、貧困率は、

$$a = \frac{A}{L} = \sum_i \frac{A_i}{L_i} \frac{L_i}{L} = \sum_i a_i l_i$$

と、類型別貧困率と若年の類型割合の積の総和と表すことができる。2時点間の貧困率の差を以下に定義する。

$$a_2 - a_1 = \sum_i (a_2 l_{2i} - a_1 l_{1i})$$

ここで、

$$\Delta a = a_2 - a_1$$

とおくと、

$$\Delta a = \sum_i (\Delta a_i l_{1i} + \Delta l_i a_{1i} - \Delta a_i \Delta l_i)$$

となる。

そして、交差項を消去するために、右辺の交差項を2等分して第1項と第2項に加えると

$$\Delta a_i l_{1i} + \frac{\Delta a_i \Delta l_i}{2} = \frac{\Delta a_i}{2} (2l_{1i} + \Delta l_i) = \frac{\Delta a_i}{2} (2l_{1i} + l_{2i} - l_{1i}) = \Delta a_i \bar{l}_i$$

$$\text{但し、} \bar{l}_i = \frac{l_{1i} + l_{2i}}{2}$$

同様にして、

$$\Delta l_i a_{1i} + \frac{\Delta l_i \Delta a_i}{2} = \Delta l_i \bar{a}_i \quad \text{但し、} \bar{a}_i = \frac{a_1 + a_2}{2}$$

よって、

$$\Delta a = \sum_i (\Delta a_i \bar{l}_i + \Delta l_i \bar{a}_i)$$

となる。

これにより、若年貧困率の変化分(Δa)を、類型ごとの貧困率の変化分(Δa_i)と類型ごと

の割合の変化分(ΔI_i)に、それぞれの類型の若年割合の時点間平均(\bar{I}_i)とそれぞれの類型の若年貧困率の時点間の平均(\bar{a}_i)でウェイト付けしたものに分解することが出来る。

その結果が、図表 6 である。

図表 6:1999 から 2004 にかけての貧困率の増加の配偶・親同居関係による寄与度分解

男性					
	貧困率の寄与度	類型別割合の寄与度	貧困率の寄与度	類型別割合の寄与度	
配偶者無し	0.26	-0.02	11.3%	-0.8%	
親同居配偶者無し	1.13	0.33	49.6%	14.4%	
有配偶	0.84	-0.25	36.9%	-11.2%	
親同居有配偶	0.08	-0.07	3.4%	-3.1%	
その他	0.00	-0.01	0.0%	-0.6%	
計	2.31	-0.03	101.4%	-1.4%	
		2.27		100.0%	
女性					
	貧困率の寄与度	類型別割合の寄与度	貧困率の寄与度	類型別割合の寄与度	
配偶者無し	-1.22	0.36	-120.4%	35.5%	
親同居配偶者無し	0.88	0.18	86.4%	18.0%	
有配偶	0.95	-0.26	93.8%	-25.4%	
親同居有配偶	0.23	-0.16	22.8%	-15.9%	
その他	0.05	0.00	5.3%	0.1%	
計	0.89	0.12	87.8%	12.2%	
		1.01		100.0%	

注1) 貧困基準は、相対的貧困基準であり等価可処分所得の中央値の1/2の値である。1999年における貧困基準は、1546万円である。2004年における貧困基準は、1999年の貧困基準を2004年の価格でスライドした値であり、1505万円となる。

注2) 配偶者無しには、単身以外の親と同居しておらずかつ配偶者のいない者を含む。

注3) サンプルには大学生・短大生・専門学校生等の学生は含まれていない。

出所：全国消費実態調査（2004）個票に基づく筆者たちの計算。

まず、若年男性であるが貧困率の寄与度は、配偶者無しの親同居の貧困率の上昇がもっとも高く 1.13%ポイント男性全体の貧困率を引き上げている。次に有配偶者の貧困率の上昇であり、0.84%ポイント引き上げている。次に、男性の配偶・親同居のカテゴリー割合からみた貧困率の寄与度は、配偶者なし親同居割合の増加の寄与度が大きく、0.33%ポイントと唯一の増加要因である。すなわち、1999年から2004年にかけての若年男性の貧困率は 2.27%ポイントであったが、そのうち配偶者無し親同居の若年男性の貧困率の上昇およびその割合の上昇により 1.46%ポイントも引き上げられていることになる。また、有配偶での貧困率の上昇は全体の貧困率の上昇に寄与しているが、有配偶若年者の割合の低下により全体の貧困率が引き下げられている。

次に、若年女性について検討すれば、貧困率の増加は配偶者無しの貧困率の減少が 1.22%ポイントの貧困率の引き下げていることが特徴的である。反対に、配偶者無し親同居と有配偶者の貧困率がそれぞれ、女性全体の貧困率を 1%弱引き上げている。一方、若年女性の配偶・親同居関係のカテゴリー割合の変化からは配偶者なしの若年割合が増加し、それが貧困率を引き上げている。これは男性とは異なった傾向である。そして、配偶者無し親同居が増加は、若年女性全体の貧困率を 0.18%ポイント引き上げる一方で、有配偶の減少により女性全体の貧困率が 0.26%ポイント引き下げられている。

以上のことをまとめれば、貧困率の変化は、配偶・親同居関係の類型からみれば、男性・女性ともに配偶者無し親同居の影響が最も大きく、また、個々の要因を検討すれば、女性の配偶者無しの貧困率の減少が大きく全体の貧困率を引き下げていることがわかる。前者は、家族の生活保障機能だけでは対処されない、若年者の貧困化の状況が明らかになった。後者は、99年時点の配偶者無し女性の貧困率がその他の非常に高く、04年にかけて減少したことが大きな要因と考えられる。

(4) 等価世帯可処分所得に対する若年層の可処分所得の所得比

図表7 等価世帯可処分所得に対する若年層の可処分所得の所得比

男性						
	個人可処分所得 (a)		等価世帯可処分所得 (b)		(a)/(b)	
	1999	2004	1999	2004	1999	2004
	配偶者無し	320.6	318.0	322.7	318.2	0.99
親同居配偶者無し	138.9	114.8	407.4	370.1	0.34	0.31
有配偶	397.1	372.2	267.7	257.1	1.48	1.45
親同居有配偶	275.9	233.8	343.5	328.4	0.80	0.71
その他	123.6	106.4	318.1	334.0	0.39	0.32
Total	272.8	244.7	338.1	321.9	0.81	0.76

女性						
	個人可処分所得 (a)		等価世帯可処分所得 (b)		(a)/(b)	
	1999	2004	1999	2004	1999	2004
	配偶者無し	246.5	255.4	245.8	254.4	1.00
親同居配偶者無し	112.3	98.6	418.4	390.4	0.27	0.25
有配偶	61.8	69.9	277.7	265.5	0.22	0.26
親同居有配偶	70.7	70.0	337.8	316.3	0.21	0.22
その他	109.2	81.0	290.6	268.4	0.38	0.30
Total	105.3	108.4	330.4	316.4	0.32	0.34

注1) 個人可処分所得は、個人の収入から税と社会保険料を引いたものである。

注2) 等価世帯可処分所得は、世帯の可処分所得を世帯人員数の平方根で除した値である。

注3) サンプルには大学生・短大生・専門学校生等の学生は含まれていない。

出所：全国消費実態調査(2004)個票に基づく筆者たちの計算。

図表7は、20・34歳の若年者個人の可処分所得と、彼らが所属する世帯の世帯員の可処分所得の合計を世帯人員数の平方根で除した等価世帯可処分所得、およびその個人可処分所得と等価世帯可処分所得の比を示したものである。(以下、所得比とする。)この指標の意味は、仮に若年者個人が単身で生活を行った場合に享受できる生活水準と現在所属している世帯に留まることで享受している生活水準の比である。よって、所得比が1より小さい場合、平均的には単身の生活より現在の世帯に属している場合の方が所得で測った生活水準は高いと言える。ここでは、男女別に1999年と2004年のそれぞれの所得比を示した。まず、全体の傾向から把握すれば、男性の親同居有配偶者無しの所得比が、男性のその他のカテゴリーよりも低いということである。女性の

場合は、有配偶・親同居有配偶と、男性と同じく親同居配偶者無しの所得比が低い。親同居配偶者無しの1999年から2004年の変化をみてみれば、男性・女性とも所得比が減少している。このことは、同時期の若年層の労働市場の悪化の影響により、就業することが困難であったことや、本人あるいは親が貧困であるために、親との同居をせざるを得ないケースが増加したことなどが考えられる。

4. 結語

本稿の議論を整理すれば、次のとおりとなる。

まず、本研究の分析の特徴は、個人単位の分析を行うことにより、世帯主ではないために世帯単位の分析では現れてこなかった若年者を分析対象に含めた若年層の貧困率の推計を行っている点にある。その結果、20-34歳の若年層のうち、等価可処分所得で貧困基準以下の所得となる割合が1999年から2004年にかけて上昇していることがわかる。

そして、配偶・親同居関係から、若年者を配偶者無し、親同居配偶者無し、有配偶、親同居有配偶、その他というカテゴリーに分け、それぞれの割合とカテゴリーごとの貧困率についての分析を行った。その結果、1999年から2004年にかけて男女ともに親同居配偶者無しの割合が上昇しており、2004年では男女ともに最も占める割合が高くなっている。そして、カテゴリー別の貧困率では、男性で配偶者無しの貧困率が他のカテゴリーより低くなっている一方で、逆に女性では配偶者無しの貧困率が最も高くなっている。また、男女ともに、親同居配偶者無しの貧困率は相対的に低い水準であったが、1999年から2004年にかけて上昇する傾向にある。そして、若年層の貧困率の上昇に、配偶・親同居関係の変化がどのように寄与しているかについては、男性については、親同居配偶者無しの貧困率の上昇とそのカテゴリーの割合の上昇が最も貧困率の上昇に寄与していた。女性については、配偶者無しの貧困率の低下が、若年女性全体の貧困率の水準を引き下げていたが、ここでも親同居配偶者無しの貧困率の上昇とそのカテゴリーの割合の上昇が主要因となり貧困率が引き上げられていた。

最後に、若年者個人の可処分所得の等価世帯可処分所得に対する比をみたが、女性では親同居配偶者無し、有配偶、親同居有配偶でその所得比は小さい値をとり、これらの若年女性では、自身が単身で生活する所得水準より高い所得水準の生活を行っている。したがって、彼女たちは家族への所得の依存度が高いと言える。一方男性では、有配偶、親同居有配偶で所得比が高くなっている点が女性と異なっているが、親同居配偶者無しでは、所得比が小さく女性と同様に家族への所得の依存度が高くなっていると言える。しかも、その親同居配偶者無しでの所得比は、1999年から2004年にかけて低下傾向にあり、より親への所得の依存が高まっているといえる。

以上、近年若年層において、親と同居する配偶者のいない若年者が増加している。もともと、そのような若者の貧困率は低い水準にあったが、その貧困率は1999年から2004年にかけて上昇傾向にあり、その親と同居する配偶者のいない若年層の増加とその若者のなかでの貧困率の上昇は、この間の若年層の貧困率の上昇についての主因となっていることがわかった。また同時に、親同居配偶者無しの若者の所得は低下傾向にあり、家族への所得の依存度が高まっている。今後、彼らの親の世代が退職して勤労収入がなくなることで世帯所得が低下すると、現在親と同居している若

者は、より貧困化する可能性があり、彼らに対する就労支援の強化や所得保障を議論する必要があるだろう。

<参考文献>

- 阿部彩(2006)「貧困の現状とその要因—1980—2000年代の貧困率上昇の要因分析」『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割—』東京大学出版会
- 稲垣誠一(2006)「家族構造変化と所得格差—マイクロシミュレーションによる将来推計」『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割—』東京大学出版会
- 岩井 浩・村上雅俊(2007)「日本の Working Poor の計測—就業構造基本調査リサンプリング・データの分析—」『統計学』第 29 号,pp19-20.
- 岩本康志、福井唯嗣(2001)「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』第 42 号.
- 北村行伸(2004)「優雅な『パラサイトシングル』像が変容」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況:デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社.
- 駒村康平(1994),「高齢者家計における遺産行動の経済分析」,『季刊社会保障研究』,第 30 巻第 1号, pp62-74
- 坂口尚文(2006)「低所得世帯とその属性について」『季刊家計経済研究』No.72,pp.49-58.
- 坂本和靖(2006)「親との同居選択の要因とその効果—Propensity Score Matching による分析 既婚者の場合—」『季刊家計経済研究』No.72
- 総務省統計局(2005)「平成 16 年全国消費実態調査二人以上の世帯の家計収支及び貯蓄・負債に関する結果速報」(<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2004/hutari/youyaku.htm>)
- 橋木俊昭, 浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 武石恵美子(2004)「親世代からみた「パラサイト・シングル」の実態」
- 武石恵美子(2004)「高齢期における就業からの引退過程と生活意識」『ニッセイ基礎研報』Vol.30.
- 高山憲之・有田富美子(1996)『貯蓄と資産形成 家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店.
- 高山憲之・永瀬伸子(1997)「女性高齢者の暮らしと年金受給が与える影響」『年金制度改革が就業引退行動に及ぼす影響に関する研究 I—「高齢者就業実態調査」による実証分析—』日本労働研究機構.
- 高山憲之・永瀬伸子(1997),「女性高齢者の暮らしと年金受給が与える影響:1992 年高齢者就業実態調査と 1983 年高齢者就業実態調査の比較」,『年金制度改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I:「高齢者就業実態調査」による実証分析』,日本労働研究機構, 95-156 頁。
- 府川哲夫(2000),「高齢者の経済的状況:『単独・夫婦のみ』と『子と同居』の対比」,『季刊社会保障研究』,第 35

巻第4号, 3月, 353-363 頁。

府川哲夫(2000)「世帯の収入と所得分配」『家族・世帯の変容と生活保障機能』

府川哲夫(2006)「世帯の変化と所得分配—1987-2002 年「所得再分配調査」を用いて」『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割—』

福田 節也(2003)『日本における離家要因の分析—離家タイミングの規定要因に関する考察—』『人口学研究』
No.33, pp. 41-60.

福田 節也(2006)「未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚」『季刊家計経済研究』No.72, pp.31-42.

八代尚宏(1993)「高齢者世帯の経済的地位」, 『日本経済研究』, 第 25 号, 8月, 34-57 頁。

山田昌弘(1999)『パラサイト・シングル時代』ちくま新書。

船岡史雄・鮎沢光明(2000)「高齢者の同居の決定要因の分析—家族の生活状況と保障機能—」『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会

第5章 被保護母子世帯の貧困ダイナミクス

—貧困の固定化と世代間継承に関する実証的研究—

道 中 隆

(堺市健康福祉局福祉推進部 大阪府立大学)

要旨

本論では貧困問題の視点として貧困の誘因という角度から、受給層の被保護母子世帯の生活実態について調査を実施し貧困の実相を探りつつ、貧困の要因分析を行う。保護受給層における貧困についてはどのような要因が関わっているのだろうか。母子世帯は離死別を契機とするドロップアウトの可能性は高い世帯と考えられる。単に経済的困窮にとどまらず、母親ひとりで就労することや家事と子育ても引き受けなければならず、さまざまな困難な課題を抱えていることから母親の抱える課題と今後の支援方策についても検討する。さらに貧困に結びやすい誘因を探りつつその特徴は何か、何が自立を阻害しているのか、どのような生活困難な課題があるのかを分析する。

離死別経験と貧困とは強い相関があるとされ、母子世帯では既に離死別経験を有する世帯となっており貧困リスクは高く、貧困の誘因がいくつも重なり、貧困の「担い手」となっている可能性がある。母子世帯の疾病構造、DV、児童虐待をはじめとする子どもの問題、離死別の状況のみならず離死別者(相手)にも焦点をあて貧困の様相を把握し貧困に結びつきやすい誘因や特徴について仮説を検証し、家族全体を貧困ダイナミクスとして捉えようとするものである。

1 被保護母子世帯の貧困誘因

(1) 貧困問題の視点と背景

わが国において戦後の間もない時期を除いて、今日のように格差や貧困問題、あるいは不平等の問題を論じられることはなかった。これまで「1億総中流」と言われてきた日本においてデフレ経済の下で格差が拡大し階層化するとともに貧困の裾野が広がったと言われている。その貧困を捉える場合にはその前提として、貧困の概念、定義から検討せざるを得ない。ここでは公的扶助である生活保護の受給者を貧困層として捉える。

生活保護は、保険原理とは異なる貧困救済の社会保障であり、ミーンズテストを前提に生活基準という公式なナショナル・ミニマムにより貧困の判断を行っている。このことから、生活保護は貧困を測る有効な物差しのひとつであるということが出来る。生活保護の受給層における貧困についてはどのような要因がかかわっているのだろうか。本章では特に被保護受給層に焦点をあて貧困の誘因やその特徴について明らかにするものである。

近年、母子世帯の増加は著しく厚生労働省「全国母子世帯等調査 2003」年の調査によると、全国の母子世帯の数は約122万5,400世帯であり、5年前の95万4,900世帯に対して約28%増加している。母子世帯になった主な理由は離婚が79.9%、死別が12%、未婚時の出産が5.8%となっている。離婚による母子世帯が増加し若年化する傾向¹となっており、大阪府では2003(平成15)年度は

¹ 厚生労働省「全国母子世帯等調査 2003(平成15)」年の調査によれば、母子家庭の平均年齢が前回1998年調査では34.7

約 2 万 4,000 件と過去最高の離婚件数となっている。一方、生活保護の動向は 2008(平成 20)年 10 月現在被保護人員数 1,590,412 人、被保護世帯数 1,147,693 世帯、保護率 12.5%で 10 年前の約 1.7 倍とかつてない増加率となっている。被保護母子世帯は、図表 1 のとおり、2007 年度 93,236 世帯(構成比 8.4%) となっている。

図表 1 世帯類型別被保護世帯および世帯保護率の推移(全国)

年度	被保護世帯数						世帯保護率(%)			
	総数	高齢者世帯	母子世帯	傷病者世帯	障害者世帯	その他世帯	総数	高齢者世帯	母子世帯	その他世帯
1997(平成 9)	639,577	277,409	52,206	258,558		42,404	14.1	42.5	97.6	8.0
1998(平成 10)	662,094	294,680	54,503	267,582		45,329	14.9	41.4	109.0	8.5
1999(平成 11)	703,072	315,933	58,435	207,742	70,778	50,184	15.7	43.6	131.0	8.8
2000(平成 12)	750,181	341,196	63,126	214,136	76,484	55,240	16.5	43.9	106.1	9.3
2001(平成 13)	803,993	370,049	68,460	222,035	81,519	61,930	17.6	45.2	117.4	9.9
2002(平成 14)	869,637	402,835	75,097	231,963	87,339	72,403	18.9	46.2	112.3	10.7
2003(平成 15)	939,733	435,804	82,216	241,489	95,283	84,941	20.2	49.6	145.3	11.6
2004(平成 16)	997,149	465,680	87,478	247,426	102,418	94,148	21.5	48.7	139.7	12.3
2005(平成 17)	1,039,570	451,962	90,531	272,547	117,271	107,259	22.1	54.1	131.0	13.1
2006(平成 18)	1,078,139	473,613	93,147	273,011	125,829	110,311	21.9	96.5	189.9	22.4
2007(平成 19)	1,107,184	497,616	93,236	270,138	132,655	111,163	22.5	101.4	190.1	22.6

(注)18 年度および 19 年度は厚生労働省社会・援護局保護課「生活保護速報」それぞれ 10 月現在。

2 18 年度および 19 年度の保護率算定に用いた世帯数は国立社会保障・人口問題研究所の 2005(平成 17 年 10 月)推計。

3 「傷病障害世帯」の分類は 1999(平成 11 年)の福祉行政報告例の改正により傷病者世帯および障害者世帯の分類に変更。

(出典) 福祉行政報告例。

被保護世帯人員別世帯数の構成比が 1 人世帯 74.2%(「被保護者全国一斉調査(2006)」)と世帯が少数化するなかにあつて、母子世帯の世帯保護率は 190.1%で、高齢者世帯 101.4%、傷病者世帯 55.0%、その他世帯 22.6%と比較して高い数値となっており、とりわけ被保護母子世帯の貧困との関わりはより深いものが窺われる。本章では生活保護を受給する母子世帯についても、生活保護制度が貧困予防の制度設計とは異なる貧困救済でありミーンズテストを前提に生活基準という公式なナショナル・ミニマムにより貧困の判断が行われていることから貧困層であるとしている。

(2) 受給層の貧困

生活保護の受給層における貧困についてはどのような要因がかかわっているのだろうか。母子世帯は単に経済的困窮にとどまらず、母親ひとりで就労することや家事と育児も引き受けなければならず、さまざまな困難な課題を抱えている。そのため離死別を契機とするドロップアウトの可能性

歳だったのが、33.5 歳に若年化している。特に総数の 87.8%をしめる生別母子世帯においては、32.7 歳となっている。

が高い世帯と考えられる。本章では貧困の誘因という角度から、受給層の被保護母子世帯の生活実態について調査を実施し、貧困の実相を探りつつ、母子世帯が抱える課題と支援方策について検討する。

貧困全体に結びつきやすい要素として、岩田²⁾の貧困の経験に関するオッズ比³⁾による実証研究がある(図表2参照)。その中で貧困と結びつきやすい要素は、「離死別経験および未婚継続、離職、相対的に低い学歴の中卒・高卒、子供の数では子供3人以上および標準的生活様式からの脱落、借家居住である。離死別経験、未婚継続、離職、子供の数、中卒、高卒は貧困の原因と考えられ、他方、標準的生活様式からの脱落、借家居住は貧困の結果といえる⁴⁾と重要な指摘をしている。

また、道中は、生活保護の受給層の貧困の基本的な特徴として、①保護受給層の学歴は72.6%が中卒もしくは高校中退で低位学歴、②学歴の低位性と日本型 Working poor は基本的に相関関係にある、③保護履率が高く生活基盤の脆弱性がある、④貧困が親から子へと世代間にわたる世代間継承率が25.1%、高齢者世帯を除いて28.8%、母子世帯40.6%と高率に出現、⑤10代出産のハイリスク母子26.4%の出現、⑥稼働世帯の就労インセンティブの弛緩などを明らかにし、貧困の固定化と世代的連鎖を実証し、貧困の現実と政策的な課題を浮き彫りにしている。道中は、受給層世帯を高齢者世帯、母子世帯、傷病者世帯、障害者世帯、その他世帯の5世帯類型に分類して属性調査を行い、貧困にかかわる学歴等の誘因が母子世帯に強く表出されていることを明らかにしている⁵⁾(図表3)。岩田が指摘する最も貧困要因の強い「離死別経験」については、本調査の被保護母子世帯においても検証され岩田の理論は裏付けられた。

本章では被保護母子世帯を対象とする調査を行い母子世帯の生活実態を明らかにすることによって、貧困に結びつきやすい誘因や特徴は何か、何が自立を阻害しているのか、どのような生活困難な課題があるのかを詳細に把握分析する。これまでの先行研究を踏まえさらに貧困に結びやすい誘因を探るため受給層の被保護母子世帯の世帯類型に限定して調査を行った。そもそも離死別経験と貧困とは強い相関があるとされ母子世帯では既に離死別経験を有する世帯となっており貧困リスクは高い。

被保護母子世帯はいくつもの貧困誘因が重なり、特に子どもを有することで経済的な不利を被り貧困の「担い手」となっている可能性がある。こうした誘因のひとつひとつに注目するのではなくさまざまな誘因が相乗的に関連したリスクの累積性に着眼し、被保護母子世帯の全体像を把握しようとするものである。児童虐待をはじめとする子どもの問題や離死別者(相手)にも焦点をあてた離死別者(相手)の最終学歴、就労形態、扶養援助、被保護母子世帯主と離死別者(相手)の双方の最終学歴マッチング度など調査項目を設定し貧困の様相を探る。また、家計経済研究所(以下、家経研

²⁾ 岩田正美「デフレ不況下の『貧困の経験』」樋口美雄・太田清編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社、2005、203-233頁。

³⁾ オッズ比(Odds ratio)は、疾患の発生状況などを示す相対的危険度として使われている。オッズ比が1とは、対象とする条件あるいは事象の起こりやすさが両群で同じということであり、1より大きい(小さい)とは、条件あるいは事象が第1群(第2群)でより起こりやすいということである。オッズ比は必ず0以上である。

⁴⁾ 岩田正美(2005)「デフレ不況下の『貧困の経験』」樋口美雄・太田清編『女性たちの平成不況』家計経済研究所、日本経済新聞社、226頁。

⁵⁾ 道中隆「保護受給層の貧困の様相 保護受給世帯における貧困の固定化と世代的連鎖」『生活経済政策』August, No.127, 生活経済政策研究所 2007, 14-20頁。

とする)の「消費生活に関するパネル調査」および「厚生労働省全国母子世帯等調査結果(2003)」、「大阪府母子家庭等自立促進計画」などの行政資料と道中(2007b)のA市自治体の調査結果を比較することで母子世帯の抱える課題のうち、特に貧困に結びつきやすい誘因や特徴、就労、収入等経済生活に焦点をあて家族全体を貧困ダイナミクスとして捉えようとするものである。

図表2 貧困に結びつきやすい要因

貧困全体		持続・慢性的貧困	
	オッズ比		オッズ比
離死別経験	5.807	子供3人以上	16.560
子供3人以上	4.553	未婚継続	14.290
中卒	3.921	標準的生活様式からの脱落	6.688
未婚継続	3.367	離職	4.078
離職	2.926	借家居住	3.989
標準的生活様式からの脱落	2.506	離死別経験	3.134
高卒	2.471	就業変動多い	1.201
借家居住	1.742		

(注)1 統計上有意な項目のみ。

2 配偶関係項目は有配偶継続、子どもなし、学歴は大学・大学院卒をそれぞれ0として算定。

(出典)岩田正美(2005)「デフレ不況下の「貧困の経験」」樋口美雄・太田清編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社,226頁。

図表3 世帯類型別実態調査総括表

	総世帯数	調査世帯数	世帯実人員	保護受給期間	平均年齢	学歴				稼働収入平均月額(円)	稼働率(%)	扶養履行件数	扶養履行率(%)	扶養1件当たり金額(円)	
						中卒件数	中卒率(%)	中退件数	高校退率(%)						
高齢	1,625	91	107	30.10	73.60	79.12	67	73.63	5	5.49	28,517	3.29	6	6.59	21,550
母子	631	106	312	32.65	37.46	66.04	41	38.68	29	27.36	74,475	37.73	16	15.01	27,381
障害	585	40	47	44.13	52.88	72.50	26	65.00	3	7.50	26,754	7.50	2	5.00	19,104
傷病	859	100	159	29.11	53.01	76.00	64	64.00	12	12.00	81,230	11.00	2	2.00	5,759
その他	224	53	132	31.08	53.77	67.92	29	54.72	7	13.21	74,831	56.60	0	0	0
計	3,924	390	757	32.11	56.11	72.56	227	58.21	56	14.36	72,221	22.31	26	6.66	23,735

(出典) 道中隆(2007b)「保護受給層の貧困の様相」『生活経済政策』生活経済政策研究所,no.127, Aug.2007,17頁。

2 被保護母子世帯の実態調査の目的

本調査は被保護母子世帯の動向及び就労実態、生活実態等を把握し、その特徴は何かについて、様々な調査結果を引用するとともに、保護動向の統計数値だけでは生活保護受給者の生活実態や属性、就労実態はとらえられないことから、被保護母子世帯の実態調査として、①「就労自立支援プログラム事業調査」と②「被保護母子世帯実態調査」の両面からの調査を実施し、次の仮説の検証もしくは新たな仮説を生成しようとするものである。

- ① 被保護母子世帯では貧困にかかわる誘因が重層的で貧困の「担い手」となっており、貧困の固定化が考えられる。

- ② 2人以上の子どもを有する世帯の構成割合が高く保護からの脱却が困難となっている。
- ③ 10代出産ママの被保護母子世帯においてDV、児童虐待が高率に発生する。
- ④ 保護受給という経済的貧困のみならず生活上の困難が次世代へと引き継がれ世代間連鎖がある。
- ⑤ 離死別者(相手)の学歴は低位で被保護母子世帯主の低位学歴とのマッチング度が高い。
- ⑥ 離死別者(相手)の就労形態も非正規就労など不安定で扶養援助が期待できない。
- ⑦ 被保護母子世帯は低位学歴のため不安定就労を余儀なくされ稼働所得が期待される収入見込月額の目安の possibility 以下の闕下稼得⁶の低賃金にとどまっている。
- ⑧ 被保護母子世帯において稼働収入の階層区分間で就労インセンティブ・ディバイド⁷が生じている。
- ⑨ 近親者との疎遠な関係、居住の変動が多く地域社会から孤立している。
- ⑩ うつ病、心身症、抑うつ病、不安神経症、気分障害など精神疾患および婦人科疾患が多く疾病構造に特徴がある。

以上の基本項目により被保護母子世帯の貧困にかかわる誘因を探りつつ、保護から離脱できない被保護母子世帯の生活実態や就労インセンティブの弛緩によるインセンティブ・ディバイド等の特徴的な属性や就労実態、疾病構造など貧困の様相を明らかにし、被保護母子世帯の問題点、課題に関する実証的な基礎を与え、今後の生活保護制度の改革誘導に資するための知見を得ようとするものである。

3 実態調査の方法

本調査では、B市自治体のD福祉事務所(以下「DWO」という)及びE福祉事務所(以下「EWO」という)、F福祉事務所(「FWO」という)、G福祉事務所(以下「GWO」という)の被保護世帯(平成19年4月1日現在)から調査対象ケースを以下により無作為抽出した。

調査対象はB市の福祉事務所(以下「B市自治体」という)において生活保護を受給する被保護母子世帯のうち、①就労支援プログラム事業の就労支援の対象とされた全世帯及び母子世帯、②生活保護を受給する全被保護母子世帯1,408ケースの20%の281ケースを無作為抽出した。そのうち保護廃止、決定処分手続中等のケースは対象から除き、脱落補充を行わないものとしたため有効抽出数は214ケース(抽出率15.20%)である(図表4)。

⁶ 闕下稼得とは2008年4月現在大阪府下地域別最低賃金をベースに算定(731円×8時間×22日=128,656円)した月額収入約13万円を下回る稼働収入とし、稼得はそれを超える稼働収入とした。

⁷ 就労 Incentive divide は稼働者の就労意欲から生じる稼働者間の稼得格差に表出される。長期間の生活保護受給によって就労意欲が減退し給付への依存状態から不就労や低収入といった事象に表出されることから自立支援プログラムとして Incentive 政策が必要とされる。

図表 4 被保護母子世帯調査の対象

		全被保護世帯数	母子世帯数	構成比(%)	抽出数	有効抽出数	抽出率(%)
B 市自治体	DWO	4,358	410	9.41	82	58	14.15
	EWO	2,336	371	15.88	74	71	19.14
	FWO	1,433	209	14.58	42	32	15.31
	GWO	3,379	418	12.37	83	53	12.68
合 計		11,506	1,408	12.24	281	214	15.20

(注) 2007(平成 19)年 10 月 1 日現在であり停止中を含まない。

本調査は次の①「就労支援プログラム事業の被保護母子世帯調査」と②「被保護母子世帯の実態調査」とを実施した。①「就労支援プログラム事業の被保護母子世帯調査」は 2003(平成 15)年度～2007(平成 19)年度の 5 年間の B 市自治体が実施した就労支援プログラム事業の就労支援相談員の支援結果報告書によってデータを収集し分析したものである。②「被保護母子世帯の実態調査」は B 市自治体の 2007(平成 19)年 10 月 1 日現在の保護を受給する母子世帯のサンプル調査で実施期間は 2007 年 10 月 1 日～2008 年 1 月 31 日である。

4 調査結果の概要

(1) 就労自立支援プログラムによる母子世帯の自立支援

就労自立支援プログラム事業の参加者は、母子世帯が 45.8%を占めている。就労者の稼働収入を得ても最低生活費から保護継続を余儀なくされている。65 歳以上の高齢者世帯では数件にとどまっている。就労自立支援プログラム事業全体の支援結果について、収入金額級間にみると図表 5 のとおり、稼働収入が 50,000 円未満が 43.4%、70,000 円未満は 57.2%、90,000 円未満は 67.7%、110,000 円未満は 78.9%であり、130,000 円未満の閾下稼働が 85.5%にも及んでいる。そのため就労開始により保護からの脱却が可能となった世帯は全体の 8.5%にとどまり、受給層の就労自立の厳しい実態が浮かび上がった(図表 6 および図表 7 参照)。

図表 5 就労自立支援による稼働収入および件数

	収入月額(円)	人数	収入金額級間構成比(%)						
			43.4	57.2	67.7	78.9		85.5	
①	1～ 30,000	33	56.6	57.2	67.7	78.9	85.5	閾下稼働	
②	30,001～ 50,000	33							
③	50,001～ 70,000	21							
④	70,001～ 90,000	19							
⑤	90,001～110,000	14							
⑥	110,001～130,000	10		42.8	32.3	21.2	14.5		稼 得
⑦	130,001～150,000	9							
⑧	150,001～170,000	5							
⑨	170,001～200,000	5							
⑩	200,001～	3							
計		N=152	100.0						

(注)1 閾下稼働とは大阪府下の地域別最低賃金 731 円×8 時間×22 日=128,656 円(概ね 13 万円)を下回る収入を稼働収入とし、稼働はそれを超える稼働収入とする。(賃金構造基本調査統計に基づく所定内賃金の算出との整合をはかるため 1 日の就労時間は 8 時間とした)

2 B 市自治体の就労自立支援プログラム事業の実績報告書(2007 年度)に基づき筆者が作成。

図表6 就労自立支援結果の年度推移

	事業参加者総数	就労開始者数		保護廃止		就労開始のうちの自立者数	
		実数	就職決定率(%)	実数	廃止率(%)	実数	就労自立率(%)
2003(H15)年	303	63	20.8	7	2.3	7	11.1
2004(H16)年	203	89	38.7	16	7.8	16	17.9
2005(H17)年	291	107	36.8	12	4.1	12	11.2
2006(H18)年	304	143	47.0	26	8.5	26	18.2
2007(H19)年	330	152	46.1	28	8.5	28	18.4
合計	1,431	554	38.7	89	6.2	89	16.1

(注) 各年度 B 市自治体の就労自立支援プログラム事業の実績報告書に基づき筆者が作成。

図表7 世帯類型別就労自立支援結果の年度推移

	就労開始者数	世帯類型別就労開始者数(人)					廃止実数	保護廃止実人員(人)					廃止率(%)	世帯類型別廃止率(%)				
		高齢	母子	傷病	障害	その他		高齢	母子	傷病	障害	その他		高齢	母子	傷病	障害	その他
平成15年	63	0	25	20	1	17	7	0	2	2	0	3	11.1	0	3.2	3.2	0	4.8
平成16年	89	2	45	16	3	23	16	0	5	3	1	7	18.0	0	11.1	18.8	33.3	30.4
平成17年	107	0	46	27	1	33	12	0	2	5	0	5	11.2	0	4.3	18.5	0	15.2
平成18年	143	0	55	43	1	44	26	0	5	10	0	11	18.2	0	9.1	23.3	0	25.0
平成19年	152	3	59	36	4	50	28	0	12	4	0	12	18.4	0	20.3	11.1	0	24.0
計	554	5	230	142	10	167	89	0	26	24	1	38						

(注) 各年度 B 市自治体の就労自立支援プログラム事業の実績報告書に基づき筆者が作成。

(2) 受給層の就労自立支援の状況

就労自立支援プログラム事業全体の支援結果については、収入金額級間別にみると図表 3-5 のとおり、稼働収入が 50,000 円未満が 43.4%、70,000 円未満は 57.2%、90,000 円未満は 67.7%、110,000 円未満が 78.9%であり、130,000 円未満の閾下稼働が 85.5%となっている。そのため就労開始により保護からの脱却が可能となった世帯は全体のわずか 8.5%にとどまり、受給層の就労自立の困難性が浮かび上がった。

世帯類型別ではその他世帯 24.0%、母子世帯 20.3%、傷病者世帯 11.1%の順位となっており、中でもその他世帯の自立率が高い理由は、単身者を含む稼働世帯が多いといった特徴が考えられる(図表 7 参照)。

稼働年齢層にある単身者の場合は就労により自立の可能性がより高いと言えよう。反面、被保護母子世帯のように子どもの世帯構成員が増えると貧困と結びつきやすく、就労自立はより困難となっている。被保護母子世帯平均の子どもの数は、2.0 人であるが、子ども 1 人 32.2%、子ども 2 人 43.0%、3 人 20.1%、4 人以上 4.7%で 2 人以上の子どもを有する世帯は 67.8%であった(図表 17 参照)。反面、就労自立支援プログラム事業の支援結果、就労自立となった世帯の子ども数は 1 人の場合がほとんどであった。

(3) 稼働収入と就労インセンティブ・ディバインド(Incentive divide)

⁸ 道中隆・杉本正(2006)「生活保護における最低生活費と就労インセンティブ 被保護者の就労支援方策と就労自立の困難性」『帝塚山大学心理福祉学部紀要第 2 号』2006.14-20 頁。

要保護層の稼働収入を A 市自治体における「就労自立支援プログラム事業」、「ホームレス自立支援事業の施設退所者」、B 市自治体の「被保護母子世帯の実態調査」による稼働収入をそれぞれ、A グループ、B グループ、C グループにグルーピングして比較した(図表 7, 図表 8 および図表 9 参照)。

要保護層では就労のための稼働阻害要因がないことを前提としているものの就労形態が非正規である場合が多く、収入が不安定なため月額に換算した稼働収入とした。まず、被保護層の A グループ「就労自立支援プログラム事業」の平均稼働収入は月額約 70,129 円であり 3 グループのなかで一番低い。次いで C グループの被保護母子世帯の稼働収入が平均月額収入約 76,117 円となっている(図表 8)。これに対して、非受給層の B グループ「ホームレス自立支援事業の施設退所者」の平均稼働収入は月額約 153,453 円であり閣下稼得を大幅に上回っている。

非受給層の B グループ「ホームレス自立支援事業の施設退所者」の稼働収入が、受給層の A・C グループの約 2 倍の収入となっておりディパイドの存在が認められる。このグループは、自立支援施設退所後、ホームレス生活から自立への厳しい壁をのり越え住居を確保し、稼いだ賃金で全ての生活を賄っていかねばならない人々である。保護の受給層の A グループおよび C グループは最低生活が保障されていることから生計上の生活リスクはなく就労インセンティブのメカニズムが働きにくい構造となっている。

賃金は個人消費を左右する重要な要因とされている。1 人当りの現金給与総額やパート比率が注目されている。厚生労働省の「毎月勤労統計」によると 1997(平成 9)年までは賃金が順調に増加したが 1998(平成 10)年以降は状況が崩れている。2000(平成 12)年度は IT バブルによる景気回復で一時的に回復したもののその後の景気悪化で 2004(平成 16)年度まで減少となっている。2005(平成 17)年度以降は増加に転じたものの 2007(平成 19)年度以降賃金は再び下がっている。このように賃金は基本的に労働需給を反映するものであることから、就労インセンティブの議論についてはこの点に留意する必要がある。受給層の就労インセンティブについては図表 12 のとおり、「c 賃金決定関数」を組み入れ賃金の決定要素としている。