

日本の貧困と労働に関する実証分析

橋木 俊詔

(同志社大学教授)

浦川 邦夫

(神戸大学 COE 研究員)

我が国では、90年代半ば以降、生活保護受給世帯の増加や、貯蓄無し世帯の増加が顕著に確認されるようになり、低所得世帯を中心に多くの世帯で生活不安が拡大している。近年の OECD の報告書では、日本の相対的貧困率が13.7% (1994年) から15.3% (2000年) に上昇し、先進国ではアメリカに次ぐ数字となっている点が示された。そこで本稿では、「絶対的貧困」や「相対的貧困」など貧困の認定に対する諸概念を整理した後、拡大傾向にある日本の貧困の実態について、主に「相対的貧困」の視点から検証を行った。分析に使用したデータは厚生労働省の『所得再分配調査』の個票データ (1993-2002) である。推定結果によると、貧困率が高い世帯は、世帯類型でみると「単身の高齢者世帯」「母子世帯」「就労世代の単身世帯」であり、世帯主の職種に注目すると、世帯主が「無職 (就労世代) の世帯」「1年未満の契約の雇用者の世帯」「無職 (高齢者) の世帯」「自営業の世帯」などであることがわかった。また、就労世代 (主に単身世帯) で貧困世帯が増加していることが、90年代半ばから2000年初頭にかけての日本経済全体の貧困率の上昇に大きく寄与していた点を示した。我が国の貧困削減政策は、引退世代だけでなく就労世代に対しても現状では限定的である。幅広い世代において貧困転落のリスクが高まる傾向にある中で、生活保護制度の給付要件の緩和、失業保険の適用人員の拡大、非正規雇用労働者の待遇の是正など、より包括的な貧困削減策の発動が望まれる。

目次

- I はじめに
- II 「貧困」の定義と計測手法
- III 上昇する相対貧困率
- IV 貧困世帯の特徴——世帯類型・年齢階層・世帯業種・地域
- V 貧困計測における課題
- VI おわりに

I はじめに

1950年代から60年代における高度経済成長、70年代における二度の石油危機に対応したエネ

ルギー政策、技術革新を経て、わが国の経済規模は、現在では世界第2位のGDPの水準を占めるまでに巨大なものとなっている。一般の人達の生活水準は、他の多くの国のそれと比べると非常に高い。

しかしながら、この十数年の間に生じた少子高齢化の進展、市場経済の一層のグローバル化、平成不況などの諸要因は、かつて「一億総中流」と称されたわが国の経済環境、社会環境に大きな変化をもたらしつつある。90年代半ば以降には、生活保護受給世帯の増加や、貯蓄無し世帯の増加が顕著に確認されるようになり、低所得世帯を中心に多くの世帯で生活不安が拡大している。この

ような状況下において、現在、わが国では様々な観点から自国の貧困問題に関心が高まっている¹⁾。

歴史の上から日本の貧困問題を概観すると、過去の貧困と現代の貧困とは、その性格は非常に異なる。もっとも重要な差は、現代の貧困問題は過去の貧困と比較すれば、深刻度は低いということである。古い時代であれば、飢饉によって餓死にいたったこともたびたびであった。貧困者の中でも極端な貧困にある餓死寸前の人々は、現代において多数は存在していないことでも確認される。

とはいえ、人は他人との比較の上で自分の置かれた生活状況を認識するのであり、もし自分が他人よりもはるかに劣った生活水準にいると自覚すれば、その人は貧困の状況にある、と自己診断するであろうし、社会もそのように判断する。他人との比較の上で、貧困の深刻度を見る必要があるため、いつの時代でも貧困を探究する価値があるといえる²⁾。換言すれば、日本のような成熟社会ではこの種の貧困も無視できない。また、ホームレスや多重債務者の増加など、経済大国とされる日本においても今日明日の生活に困難を抱える人が増加傾向にある³⁾。

先述した生活保護受給世帯は2005年に100万世帯を突破した。被保護世帯の多くは、高齢者世帯（特に単身の高齢者世帯）、母子世帯であるので、貧困問題の関心の多くはその部分にあてられるが、母子世帯に限らず他の就労世代にも生活保護基準を下回る世帯は増えているという状況がある（橋木・浦川（2006））。就労世代に貧困が広がっているという事実は、90年代の長期不況や、企業の統治構造、雇用環境の変化とも密接に関係すると考えられるが、ワーキング・プアの拡大に関する検証は、わが国ではまださほどなされていないが実情である。

そこで本稿では、「貧困」に対する様々な考え方を整理したのちに、主にわが国の労働者の「貧困」の実態について、『所得再分配調査』の個票データによる推定をもとにしながら論じる。

II 「貧困」の定義と計測手法

1 「絶対的貧困」と「相対的貧困」

貧困を測定するためには、まず、社会の中でどのような状態におかれている人を「貧困」とみなすかを決定しなければならない。これは貧困の認定と呼ばれる作業である。貧困の認定には、通常、貧困線（poverty line）と呼ばれるラインが判断基準として用いられる。すなわち、何らかの基準に基づいて設定された貧困線を下回る個人（あるいは世帯）を貧困と判断するわけである。

「何をもって貧困とみなすか」は最も主要な論点であるが、これは大きく分けて「絶対的貧困」と「相対的貧困」の2つの考え方がある。「絶対的貧困」は、各家計がこれ以下の所得だと食べていけない、あるいは最低限度の生活を送ることができない、といった絶対的な水準に注目する概念である。このような考え方をもとにして貧困の調査を行ったものとしては、イギリスのヨークにおいて行われたラウントリーの貧民調査（1899）が有名である。

ラウントリーは、人間が生きるために最低限必要な生活費に注目し、生きていくために必要なカロリーを得られない状態を「第1次貧困」（primary poverty）と定義する。いわば、「単なる身体上の健康を維持するために最小限度必要な支出」⁴⁾ができない者は貧困とされるわけである。ラウントリーの調査によると、「第1次貧困」にあたる者は、労働者階級の人々の約15%、人口総数の約10%であった。当時、経済発展の中心的な存在であったイギリスにおいて、労働者階級の7人に1人が健全な肉体を維持することが困難であるほどの欠乏状態にあることを示したラウントリーの調査は、人々に非常に大きなショックを与え問題意識を喚起したのである。

ラウントリーの調査で興味深いのは、上記の「第1次貧困」の他に「第2次貧困」（secondary poverty）を考察している点である。これは、肉体的に生存するために必要な食料費のみを考慮した「第1次貧困」に加え、それ以外の生活に最低限必要な支出を考慮したものである。現在では、

多くの国が貧困の定義において、食料費だけではなく、衣服費、住居費等々を最低限の支出として加えているが、ラウントリーの貧困研究はこれらの試みの出発点となっているので価値が高い。

なお、19世紀～20世紀初頭の欧米諸国の貧困の現状を日本に紹介した文献として河上肇の『貧乏物語』が有名であるが、河上(1916)は「私のこの物語に貧乏というのは、身心の健全なる発達を維持するに必要な物資さえ得あたわぬこと」⁵⁾と述べており、最低生活費には、肉体を維持するために必要な費用だけではなく、被服費、住居費、燃料費、及びその他の諸費用を含める必要性を説いている。河上(1916)は、「絶対的貧困」の概念に注目しているが、先のラウントリーの定義で言えば、「第1次貧困」よりも「第2次貧困」の実態に関心を持っていた。

次に「相対的貧困」について述べる。これは、簡単に言えば社会全体との相対的な比較によって貧困を定義するという考え方である。いわば、他人との比較の上で貧困がどの程度社会的に容認されるのか、という問題意識が根底にある。少なくとも飢餓といったような悲惨な状況が大きな社会問題になっていない先進諸国では、この相対概念による貧困測定がよく用いられる。すなわち、様々な社会の諸活動に恥をかくことなく参加していることを認識できるような生活水準に満たないような人達を貧困とみなすのである。その水準には、例えばEUやOECDの統計で用いられているように、可処分所得の中位値の60%以下、50%以下、といった基準が採用される。近年のOECDの報告書において、日本の相対的貧困率が13.7%(1994年)から15.3%(2000年)に上昇し、先進国ではアメリカの17.1%に次ぐ数字であった(Forster and Mira d'Ercole (2005))ことは、わが国にとっては衝撃的なことであった⁶⁾。

ここでの60%や50%という数字は、その国の経済発展の段階に応じて別の値がふさわしいかもしれないし、その国特有の文化に応じて決められるべきものでもある。とはいえ、中位所得の一定割合以下を貧困と定義するという手法は、共通の指標を用いているので、国際比較の信頼性を保持するのに役立つという価値は高い。

また、「相対的貧困」の概念を基礎としたタウンゼンドの「相対的剝奪」の概念も重要である。タウンゼンドは、自分たちが所属する社会で慣習となっているような社会的諸活動への参加が不可能である状態、あるいは社会で必要とされる社会的資源において欠乏が生じているような状態を貧困とみなし、様々な剝奪指標を計測している(Townsend (1979))。

タウンゼンドの貧困に対する考え方の特色は、貧困を計測する際に所得の変数のみならず、多次元の変数を考慮した点にあるが、この考え方は、現在のヨーロッパにおける様々な貧困の測定にも大きな影響を与えている。この点はVで改めて論じる。

2 生活保護基準による貧困の計測

現在、程度の差はあるが、多くの国において貧困者や極端な低所得者に対して一定の公的な扶助がなされている。これは、すべての人にナショナル・ミニマムを保障する必要性があるという思想に社会全体のコンセンサスがあるためと言えるが、扶助の支給に際して設定される基準額も一種の貧困線として解釈することができる。

わが国の生活保護制度において定められている生活保護基準は、1965年から83年までの格差縮小方式を経て、84年以降は水準均衡方式と呼ばれる方式に基づいて基準額が設定されているが、この方式は最低生活費の算出において、先述した「絶対的貧困」の概念と「相対的貧困」の概念の双方が取り入れられている点に特徴がある。簡単な概要を述べると、まず、生きていくために必要な年齢別栄養所要量等をもとにした生活費の算出が行われる。その後、一般世帯と生活保護受給世帯との間の消費水準の格差を縮小するという観点から、生活費は一定の改定率によってスライドされ、実際の基準額が定められる。2005年度の生活扶助基準の基準額表(1級地-1)は表1で示されるとおりである。

生活保護法の第1条における「日本国憲法第二十五条に規定する理念に基づき、国が生活に困窮するすべての国民に対し、その困窮の程度に応じ、必要な保護を行い……《以下省略》」との文言が

表1 生活扶助基準の基準額表（2005年度：1級地-1：月額）
第1類

(単位：円)

年齢区分	基準額
0～2歳	20,900
3～5	26,350
6～11	34,070
12～19	42,080
20～40	40,270
41～59	38,180
60～69	36,100
70歳以上	32,340

注：1) 20歳未満の若年者について、8区分に細分化されていた第1類の年齢区分が、平成17年度より4区分に簡素化された。
2) 平成17年度より、世帯構成員が4人の世帯の場合は、第1類費の個人別の額を合算した額に0.98を乗じた額をその世帯の第1類費とし、5人以上の世帯の割合は、同じく合算した額に0.96を乗じた額をその世帯の第1類費とすることとなった。

第2類

(単位：円)

	世帯人員別				
	1人	2人	3人	4人	5人以上増すごとに加算する額
基準額	43,430	48,070	53,290	55,160	440

出所：厚生統計協会『国民の福祉の動向』（2005）。

示すように、「国民のすべてにナショナル・ミニマムを保障する」という意味では、国が定める最低生活費は、多分に「絶対的」な要素を含んでいるといえる。いわば、「国民がこの水準以下になることを社会として許容しない」という意味での規範性である。しかしながら、費用の算出においては、一般世帯の生活水準（消費水準）が考慮されているので、「相対的」な要素も備えており、そのことが逆に、わが国の生活保護制度の役割・位置づけを曖昧なものにさせているという、ある意味では矛盾した状況があることは否めない。

駒村（2005）で論じられているように、わが国の生活保護基準が、最低所得保障水準として望ましいのかどうかについては、困難な作業であるが、今後も綿密な検証が望まれるところである。基準額が単なる操作的、可変的なものとして認識されるのではなく、「この水準以下を許容しない」というある種の普遍的な水準として社会全体が共有できるような制度設計が望まれる。

Ⅲ 上昇する相対貧困率

1 貧困レベルの年次推移

前節で「絶対的貧困」と「相対的貧困」の概念や日本の生活保護基準の特徴について論じたが、本節では、『所得再分配調査』の個票データ（1993～2002）を用いることにより、90年代以降の貧困に関して、主に「相対的貧困」の観点から検証を試みる⁷⁾。ここで「絶対的貧困」よりも「相対的貧困」を貧困の基準として用いるのには、次の理由がある。第1に、「絶対的貧困」は生きていくための最低限度の生活に焦点をあてるが、日本のように経済が発展した先進諸国においては、その水準を明確に定義することは意外と難しい。第2に、「絶対的貧困」を考察するのであれば、野宿生活者（ホームレス）など通常の居住生活から排除されている人たちを含めた包括的な分析が一層必要となるが、今回使用するデータでは彼らはサンプルには含まれていない。そのため、本調

表2 等価可処分所得を用いた貧困指標の年次推移

[e=0.5]	中央値 (万円)	Case.1 [貧困線は毎年変動]			Case.2 [貧困線は95年水準に固定]		
		貧困線 (万円)	貧困率 (%)	貧困 ギャップ率 (%)	貧困線 (万円)	貧困率 (%)	貧困 ギャップ率 (%)
全世帯 (1992)	270.1	135.1	15.2	5.2	139.2	16.1	5.5
全世帯 (1995)	284.2	142.0	15.2	5.3	142.0	15.2	5.3
全世帯 (1998)	280.5	140.3	16.2	5.9	145.9	17.5	6.3
全世帯 (2001)	262.1	131.1	17.0	5.9	144.4	20.2	7.1
[貧困率の差の検定]		Case.1 95-98 (+0.90*), 95-01 (+1.68**), 98-01 (+0.78)			Case.2 95-98 (+2.31**), 95-01 (+5.03**), 98-01 (+2.72**)		

- 注：1) 『所得再分配調査』(平成5年, 8年, 11年, 14年)より計算。
 2) Case.1では貧困線は等価可処分所得の中央値の50%として推計。
 3) Case.2では貧困線は95年の等価可処分所得の中央値の50%を基準とし, 消費者物価上昇率を考慮して設定。総務省統計局編『消費者物価指数年報』平成15年版を使用。
 4) **は1%, *は5%, ^は10%水準で各年の貧困率の差が統計的に有意であることを示す。

表3 世帯人数による貧困ラインの違い
——可処分所得——

[貧困ライン]	世帯人数					
	1人	2人	3人	4人	5人	6人
1992	135.1	191.1	234.0	270.2	302.1	330.9
1995	142.0	201.0	246.1	284.2	317.7	348.1
1998	140.3	198.4	243.0	280.6	313.7	343.7
2001	131.1	185.4	227.1	262.2	293.1	321.1

- 注：1) 貧困ラインの単位は万円。世帯の可処分所得が上記の額以下である世帯を貧困世帯と定義する。
 2) 等価尺度 e=0.5 をもとにして計算。

査では「所得」を基準として貧困を相対的に把握することとする。また、後に詳しく述べるが、相対概念に基づいて設定される貧困ラインも現在の日本では非常に低いものになっている点を強調しておきたい。

表2は、可処分所得⁸⁾を基準としてわが国の世帯における90年代以降の貧困指標の推移を示したものである。『所得再分配調査』では、基本的に調査時期の前年における年間所得、税、社会保険料の状況が調査されているため、2002年の調査を用いた推定結果の年次は2001年と表現している。1999年、1996年、1993年の調査を用いた推定結果に関しても、同様に1998年、1995年、1992年と表現する。貧困線は、世帯人数の違いを調整した等価可処分所得 (e=0.5) の中央値の50%に設定している⁹⁾。

表2のCase.1を参照すると、貧困ライン以下の世帯の割合を示す貧困率が、90年代半ば以降、15.2% (1995)、16.2% (1998)、17.0% (2001)と年々上昇していることが読みとれる。95年から01年にかけて中間層の所得水準が落ち込み、貧困ラ

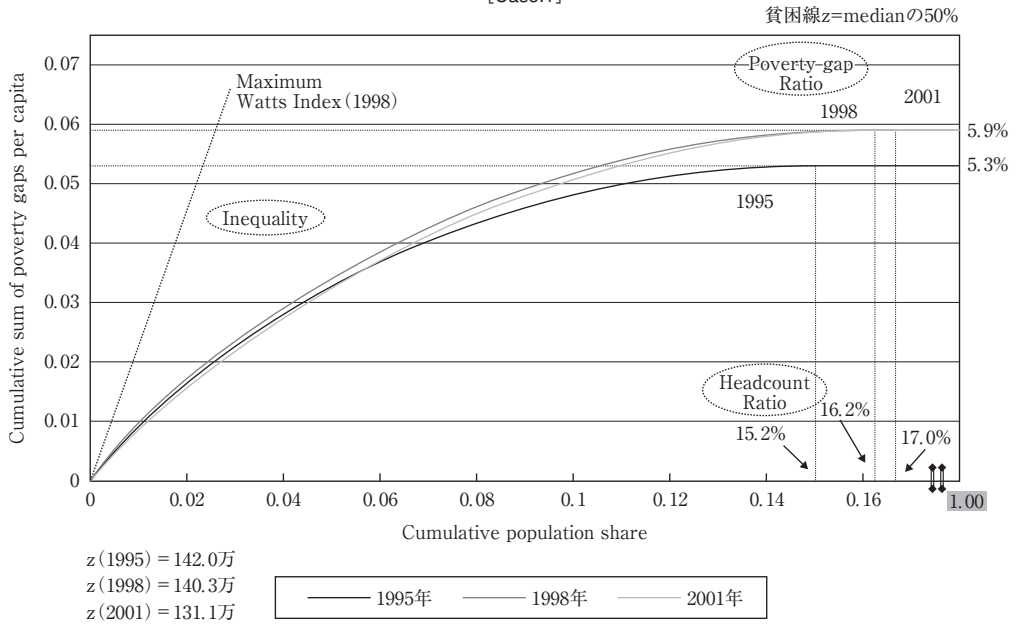
インが約10万円低下しているにもかかわらず相対貧困率が上昇しているという事実、やや衝撃的である¹⁰⁾。95年の貧困ラインを他の年にも適用(ただし、各年の物価水準を考慮して設定)したCase.2の推定結果でみると、01年において貧困線を下回っている世帯は20%を超えるという深刻な状況にある¹¹⁾。

なお、表3は、通常の可処分所得で考えた場合の貧困ラインがどの程度の水準であるかを、世帯人数に応じて示している。01年を例にとると、単身世帯では131万、2人世帯では185万、3人世帯では227万が貧困ラインとなっている。表から読みとれるように、相対的貧困の概念で貧困を定義しても貧困ラインはかなり低く設定されている。このように低い貧困ラインであるにもかかわらず、およそ6世帯に1世帯が貧困ライン以下にあるのが、現在の日本の姿なのである。

2 TIP 曲線による検証

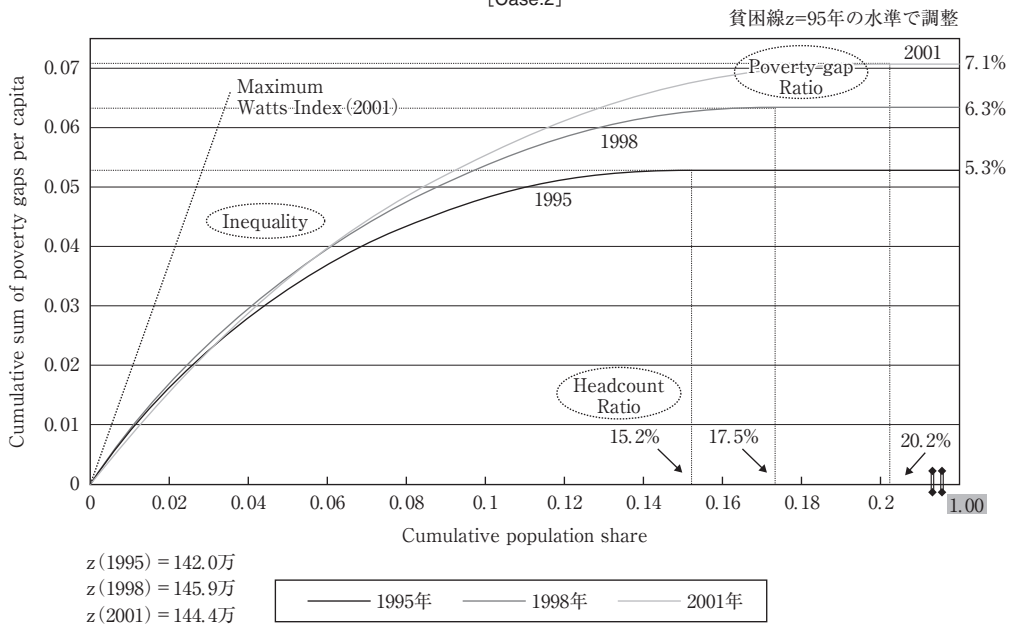
90年代後半の貧困の拡大は、Jenkins and Lambert (1997) によるローレンツ曲線を応用し

図1 TIP曲線(95, 98, 01)
—等価可処分所得—
[Case.1]



出所：『所得再分配調査』より計算。

図2 TIP曲線(95, 98, 01)
—等価可処分所得—
[Case.2]



出所：『所得再分配調査』より計算。

た TIP 曲線 (Three Indices of Poverty Curve) によっても視覚的に把握することができる。

この TIP 曲線は、横軸に所得の低い順番に並べた世帯 $i = 1, 2, \dots, k, \dots, n$ に対する累積世帯比率 $p(k) (0 \leq p(k) \leq 1)$ をとり、縦軸に一世帯あたりの貧困ギャップの累積値をとった曲線であり、以下の(1)式のように表現できる。

$$TIP(g; k/n) = \sum_{i=1}^k g_i/n \text{ for } k \leq n$$

$$[g_i = \max \{z - x_i, 0\}] \quad (1)$$

TIP 曲線がちょうど水平になるときの横軸の値は貧困率 (Head-count Ratio) であり、水平になるときの縦軸の値は貧困ギャップ率 (Poverty gap Ratio)¹²⁾ に一致する。また、貧困層の所得分布の不平等度は、TIP 曲線の曲率 (concavity) の程度で把握される。

すなわち、TIP 曲線の形状を分析することで、貧困の頻度、強度、不平等度の視覚的な把握が可能になるのである。

図1は、表2の推定結果と同様、95年、98年、01年の各年において、貧困ラインを等価可処分所得の中央値の50%に設定した場合のTIP曲線を図示したものである。図1を参照すると、貧困の頻度(貧困率)の上昇傾向が明確に読みとれる。

また、95年の貧困ラインを基準にして、その後の消費者物価水準の変動にあわせて98年、01年の貧困ラインを定めたTIP曲線である図2を参照すると、90年代半ば以降の貧困レベルの拡大が、頻度、強度、不平等度のあらゆる側面で見られることがわかる。

3 世帯主の業態別にみた貧困指標の推移

貧困世帯がどのようなタイプの世帯に多く見られるかを考えるうえで、世帯主がどのような職種についているかは重要である。既に引退しているのか、あるいは自営業か、サラリーマンとして働いているのか、就労世代であるが無職か、といったことは、貧困になる確率と密接に関連している

表4 世帯業態別にみた貧困率、寄与率
[1995-2001]

	世帯業態の構成割合 (%)		貧困世帯の構成割合 (%)		貧困率 (%)		貧困率に対する寄与率 (%)		
	1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001	寄与率の変化
全世帯の貧困率					15.24	16.88 (+1.64**)			
世帯業態									
会社・団体等役員	4.7	4.8	1.3	1.5	4.2	5.2	1.3	1.5	+0.2
一般常雇 (企業規模 30 人未満)	12.5	11.9	11.1	8.9	13.6	12.6	11.1	8.9	-2.2
一般常雇 (企業規模 30-99 人)	9.6	8.8	6.5	5.3	10.4	10.2	6.5	5.3	-1.2
一般常雇 (企業規模 100-999 人)	13.8	12.9	6.6	4.1	7.3	5.3	6.6	4.1	-2.5
一般常雇 (企業規模 1000 人以上)	11.8	9.5	1.7	2.0	2.2	3.6	1.7	2.0	+0.4
官公庁	7.1	7.6	1.0	0.9	2.1	2.1	1.0	0.9	0.0
1 年未満の契約の雇用者	1.7	3.2	3.2	5.7	28.8	30.4	3.2	5.7	+2.5
自営業	13.3	13.3	21.2	18.8	24.3	23.9	21.2	18.8	-2.4
家庭内職者+その他	11.0	7.3	11.8	8.0	16.4	18.4	11.8	8.0	-3.8
無職 (若年・壮年・中年)	3.2	5.4	8.1	16.5	38.0	51.6	8.1	16.5	+8.4
無職 (高齢者)	11.2	15.5	27.4	28.2	37.2	30.6	27.4	28.2	+0.7

出所：平成 8 年、14 年「所得再分配調査」より著者たちが計算。世帯業態が不詳の世帯はサンプルから除外。

1995 年の貧困線 (Poverty line) = 142.0 2001 年の貧困線 (Poverty line) = 131.1

注：1) 高齢者は、世帯主が男 65 歳以上、女 60 歳以上をさす。

2) **は 1%水準で 95 年と 01 年の貧困率の差が統計的に有意であることを示す。

と考えられる。様々な世帯業態の構成割合の変化は、経済全体の貧困率の上昇に影響を与えているかもしれない。そこで、世帯主の職種に注目し、世帯主の業態ごとの貧困率、貧困率に対する寄与率 $\left[\left(\frac{n^k P(x^k; z)}{nP(x; z)} \right) \cdot 100 \right]$ を95年と01年に関して算出した推定結果が表4である。

表4を参照すると、95年、01年の双方において、貧困率の上昇に対する寄与率が高いのは、無職（高齢者）、無職（若年・壮年・中年）、自営業、家庭内職者であることがわかる。そして、企業規模30人未満の一般常勤雇用者や、1年未満の契約の雇用者があとに続く。予想されたことであるが、低所得の高齢者、無職の者、不安定な勤務形態で働く労働者、自営業者が貧困に与える影響は非常に大きい。

95年から01年における寄与率の変化を考慮すると、もっともプラスに変化したのは、無職（若年・壮年・中年）世帯の8.4%であり、1年未満の契約の雇用者世帯の2.5%がそれに続く。就労世

代における無職の世帯主は、必ずしも失業者であるとは限らないが、就職する意思はあるが不景気の中で就職を諦めた者も考慮すると、潜在的な意味まで含めた失業者が相当数含まれていたと推察される（橋木（2002））。また、この時期は不況の深刻化により失業率や廃業率が跳ね上がった時期とも重なる。したがって、90年後半における失業の増加は日本における貧困の全体的な増大に大きく寄与したと考えられる。総務省の『労働力調査』（各年版）によると、1995年から2001年にかけて失業者数は約130万人増加し、失業率は約1.8%の上昇であった¹³⁾。

なお、非正規労働者の拡大¹⁴⁾が、所得格差や貧困に与えた影響には様々な論点がある。失業の増加をくい止め、むしろ貧困を削減する働きをした可能性に言及する主張があるが、国際的に見て非常に低い最低賃金であるわが国の実情¹⁵⁾や、表で示されるように世帯主が1年未満の契約の雇用者である世帯の貧困率が非常に高い点、寄与率が上

表5 就労世代の単身世帯における世帯業態別貧困率、寄与率の推移
[1995～2001]

[貧困線=等価可処分所得の中央値の50%]

	世帯業態の構成割合 (%)		貧困世帯の構成割合 (%)		貧困率 (%)		貧困率に対する寄与率 (%)		
	1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001	寄与率の変化
単身世帯の貧困率					15.80	20.10 (+4.30*)			
世帯業態									
会社・団体等役員	2.4	1.8	1.0	1.3	6.7	14.3	1.0	1.3	+0.3
一般常雇 (企業規模30人未満)	19.0	16.2	18.0	7.8	15.0	9.7	18.0	7.8	-10.2
一般常雇 (企業規模30～99人)	14.4	10.6	11.0	5.2	12.1	9.9	11.0	5.2	-5.8
一般常雇 (企業規模100～999人)	20.1	14.0	10.0	4.6	7.9	6.5	10.1	4.5	-5.6
一般常雇 (企業規模1000人以上)	10.9	12.5	0.0	2.0	0.0	3.1	0.0	1.9	+1.9
官公庁	8.4	9.9	0.0	1.3	0.0	2.6	0.0	1.3	+1.3
1年未満の契約の雇用者	4.4	6.9	8.0	13.7	28.6	39.6	8.0	13.6	+5.6
自営業	8.5	5.9	18.0	13.7	33.3	46.7	17.9	13.7	-4.2
家庭内職者+その他	2.7	3.8	7.0	4.5	41.1	24.1	7.0	4.6	-2.4
無職	9.3	18.4	27.0	46.1	45.8	50.4	27.0	46.1	+19.1
単身世帯の貧困率 (世帯業態の構成割合を 95年に固定した場合)					15.80	16.54 (+0.74)			

出所：平成8年、14年「所得再分配調査」より著者たちが計算。世帯業態が不詳の世帯はサンプルから除外。

注：1) 高齢者1人世帯、世帯主が25歳未満の世帯を除いた単身世帯を分析に使用。(1995:N=633, 2001:N=766)

昇している点を考慮すると、契約年数の短い非正規労働の単純な拡大は、貧困の本質的な削減にはつながらないと考えられる。

4 就労世代の単身世帯の貧困

橘木・浦川（2006）では、失業の増加、不安定雇用の増加の影響を最も大きく受けた世帯類型が就労世代の単身世帯である点に言及しているが、

本稿でもその概要を示すこととする。表5は、単身世帯における世帯業態別貧困率、寄与率の推移を示したものである。ただし、ここでの単身世帯は、表4と異なり、世帯主が学生であるケースを極力除外するために、世帯主の年齢が25歳未満の世帯を除いている。

表5から読みとれることを順番に列挙していこう。第1に、世帯業態の構成割合を見ると、世帯

表6 使用変数の記述統計量（1995, 2001）

	ダミー変数	1995		2001		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	
世帯類型	核家族世帯	0.591	0.491	0.547	0.498	
	単身世帯（高齢者世帯除く）	0.094	0.292	0.127	0.333	
	高齢者2人以上世帯	0.088	0.284	0.095	0.293	
	高齢者1人世帯	0.067	0.250	0.082	0.274	
	母子世帯	0.013	0.112	0.015	0.122	
	三世帯世帯	0.131	0.337	0.113	0.317	
	その他の世帯	0.098	0.297	0.109	0.312	
世帯主の年齢階層	30歳未満	0.071	0.256	0.075	0.264	
	30～49歳	0.367	0.482	0.283	0.450	
	50～59歳	0.220	0.414	0.224	0.417	
	60～69歳	0.201	0.401	0.208	0.406	
	70歳以上	0.140	0.347	0.210	0.407	
世帯業態	会社・団体等の役員	0.047	0.211	0.048	0.214	
	一般常雇・企業規模30人未満	0.125	0.330	0.119	0.324	
	◇ 企業規模30～99人	0.096	0.295	0.088	0.283	
	◇ 企業規模100～999人	0.138	0.345	0.129	0.335	
	◇ 企業規模1,000人以上	0.118	0.323	0.095	0.293	
	官公庁	0.071	0.257	0.076	0.265	
	1年未満の契約の雇用者	0.017	0.130	0.032	0.175	
	自営業	0.133	0.340	0.132	0.339	
	家庭内職者＋その他	0.110	0.313	0.073	0.260	
	無職（就労世代）	0.040	0.195	0.077	0.266	
無職（高齢者）	0.105	0.306	0.132	0.338		
市郡	大都市	0.187	0.390	0.205	0.404	
	人口5万人以上の市	0.546	0.498	0.495	0.500	
	人口5万人未満の市・郡部	0.268	0.443	0.300	0.458	
地域ブロック	北海道	0.042	0.201	0.050	0.218	
	東北	0.080	0.272	0.078	0.269	
	関東Ⅰ	0.244	0.429	0.240	0.427	
	関東Ⅱ	0.065	0.246	0.088	0.283	
	北陸	0.047	0.211	0.044	0.206	
	東海	0.136	0.343	0.123	0.328	
	近畿Ⅰ	0.124	0.330	0.108	0.311	
	近畿Ⅱ	0.026	0.160	0.031	0.174	
	中国	0.064	0.245	0.069	0.254	
	四国	0.030	0.170	0.034	0.181	
	北九州	0.071	0.257	0.076	0.266	
	南九州	0.071	0.257	0.058	0.234	
		サンプルサイズ	8125		7580	

主の業態が無職、1年未満の契約の雇用者である割合が、全世帯で推計した場合と比べて高い。01年には、無職が18.4%、1年未満の契約の雇用者が6.9%となっている。

第2に、95年から01年における寄与率の変化は、無職世帯がプラス19.1%であり、1年未満の契約の雇用者世帯はプラス5.6%となっており、全世帯で見た以上に大きな変化を伴っていることがわかる¹⁶⁾。

世帯主が無職の世帯の高い寄与率からもわかるとおり、就労世代においては労働の有無と貧困との相関は非常に強い。通常、雇用保険に加入し、いくつかの要件が満たされれば、失業になった場合に失業給付を受け取ることができる。雇用保険は、失業に対する極めて重要なセーフティ・ネットである。しかしながら、橋木(2002)でも指摘したように、わが国の失業に対するセーフティ・ネットは、米国と並んで弱い部類に入っており、現状では失業者の約6割が失業給付を受けとっていない¹⁷⁾。いわば、制度からこぼれ落ちてしまった人たちが大勢いるのである。また、失業給付を受け取ることができたとしても、失業期間の長期化によって給付がストップしてしまうケースがある。すなわち、「失業保険制度からこぼれ落ちた層」や「失業給付の受給期間を過ぎても職に就くことができない層」の増加も、わが国の貧困レベルを高める要因となったと考えられる。

なお、世帯業態の構成割合を95年の水準に固定した場合の01年の貧困率は、16.5%であり、実際の貧困率である20.1%より約3.5%低くなる。95年から01年にかけて、世帯主が役員、一般常勤雇用者、公務員などの貧困率が比較的低い世帯の単身世帯における構成割合が75.2%から65.0%に低下し、世帯主が1年未満の契約の雇用者、無職者、家庭内職者などの貧困率が高い世帯の構成割合が16.4%から29.1%に上昇している。これらの変動が日本の貧困レベルの上昇に与えた影響は相当大きかった。

IV 貧困世帯の特徴——世帯類型・年齢階層・世帯業種・地域

世帯主の職種に注目しながら、相対貧困ラインを下回った世帯(貧困世帯)の特徴についてみてきたが、各世帯の年齢階層、世帯類型、居住地域などの属性も貧困と密接に関係している可能性が高い。そこで、貧困世帯が一般世帯に比べてどのような世帯属性を特徴としているかをさらに詳しく考察するため、世帯の属性に関する諸変数をコントロールすることで貧困の要因に関するプロビット推定を試みる。使用されるデータは前節と同じ厚生労働省の『所得再分配調査』(1996~2002年)の個票データであり、分析に使用したダミー変数の記述統計量は表6に示している。

1 貧困世帯の特徴

表7は、相対貧困ライン以下の世帯にどのような特徴が見られるかに関するプロビット推定の分析結果である。被説明変数は、相対貧困ライン以下の世帯であれば1、そうでなければ0をとる離散変数である。貧困ラインの設定は、前節と同様、等価可処分所得($e=0.5$)の中央値の50%に設定している。また、説明変数は世帯類型、世帯主の年齢階層、世帯業態、世帯の居住地域など、世帯の様々な属性を表すダミー変数である。表の左端にある〈 〉内の語句は、各説明変数群のリファレンスグループである。世帯類型を例にとると、「母子世帯」の限界効果は、他のコントロール変数を固定した場合に、「核家族世帯」に比べて貧困世帯になる確率がどの程度増減するかを表している。

表7の推定結果によると、[世帯類型]では95年、01年の双方において「母子世帯」「高齢者1人世帯」「単身世帯(高齢者世帯を除く)」が有意水準1%で正に有意であり、他の要因をコントロールした場合でも、貧困世帯に落ち込む可能性が非常に高いことが示される。特に「母子世帯」「高齢者1人世帯」の変数の限界効果が大きい。

また、[世帯主の年齢階層]では、「30歳未満」の若年層が、貧困世帯となる確率がリファレンス

グループの「30～49歳」と比べて有意に高くなっている。総務省の『労働力調査』を用いて95年から01年にかけての完全失業率の推移を年齢階級別に見てみると、15～19歳で8.2%から12.2%、20～24歳で5.7%から9.0%、25～29歳で4.3%から6.7%と、若年の年齢階層で急激な失業率の上昇があったことがわかる。すなわち、若年層に対する雇用条件の不安定化が、90年代半ば以降

における若年世帯の貧困レベルの上昇をもたらしたと考えられる。

若年世帯は自身の親からの経済援助によって貧困を凌げるという側面があるため、貧困の拡大をそれほど深刻に論じるべきではないという主張もありえよう。これら若年の貧困世帯の親世帯の年収がどのような分布をしているかは非常に重要であり、今後の実証課題であるが、親も貧困で援助

表7 貧困の要因に関するプロビット分析（1995, 2001）

[被説明変数] 相対貧困ライン以下の世帯 = 1

〈Reference Group〉	[説明変数]	1995		2001	
		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
世帯類型	単身世帯（高齢者世帯除く）	0.067**	0.017	0.114**	0.018
〈核家族世帯〉	高齢者2人以上世帯	0.047*	0.021	0.108**	0.027
	高齢者1人世帯	0.265**	0.037	0.350**	0.039
	母子世帯	0.415**	0.053	0.472**	0.050
	三世帯世帯	-0.024*	0.011	0.009	0.016
	その他の世帯	0.058**	0.015	0.104**	0.018
世帯主の年齢階層	30歳未満	0.088**	0.020	0.064**	0.021
〈30～49歳〉	50～59歳	-0.016	0.010	-0.013	0.012
	60歳以上	-0.008	0.011	-0.050**	0.012
世帯業態	会社・団体等の役員	-0.053**	0.016	-0.047*	0.019
〈一般常雇・30～99人〉	一般常雇・企業規模30人未満	0.023	0.017	0.015	0.019
	× 企業規模100～999人	-0.023	0.014	-0.057**	0.014
	× 企業規模1000人以上	-0.086**	0.010	-0.073**	0.014
	官公庁	-0.094**	0.009	-0.100**	0.011
	1年未満の契約の雇用者	0.152**	0.043	0.192**	0.040
	自営業	0.155**	0.023	0.176**	0.027
	家庭内職者+その他	0.078**	0.022	0.124**	0.029
	無職（就労世代）	0.266**	0.037	0.327**	0.035
	無職（高齢者）	0.122**	0.031	0.094**	0.031
	市群	大都市	-0.002	0.010	-0.019 ⁺
人口5万人以上の市	人口5万人未満の市・郡部	0.008	0.009	0.010	0.010
地域ブロック	北海道	0.013	0.021	-0.010	0.020
〈東海〉	東北	0.023	0.018	0.026	0.020
	関東Ⅰ	-0.018	0.012	-0.010	0.014
	関東Ⅱ	0.017	0.018	0.004	0.018
	北陸	-0.017	0.018	-0.016	0.020
	近畿Ⅰ	-0.005	0.014	0.034 ⁺	0.019
	近畿Ⅱ	-0.005	0.024	0.039 ⁺	0.029
	中国	-0.003	0.017	-0.037	0.016
	四国	0.028	0.025	0.049*	0.028
	北九州	0.042*	0.019	0.056**	0.022
	南九州	0.120**	0.023	0.113**	0.027
		サンプルサイズ	8125		7580
	PseudoR	0.182		0.193	
	対数尤度	-2834.4		-2767.2	

注：〈 〉内はリファレンスグループ。説明変数はすべてダミー変数。**は1%、*は5%、⁺は10%水準で有意を示す。

など全くあてにできない若年世帯も多く存在すると考えられる。

次に世帯主の業務形態を表した「世帯業態」のダミー変数群を見ていくが、ここでは興味深い事実をいくつか読み取ることができる。まず、リファレンスグループを「一般常雇・企業規模 30～99 人」にした場合、「会社・団体等の役員」「企業規模 1000 人以上」「官公庁」のダミー変数が、95 年、01 年ともに負に有意である。すなわち、世帯主が、会社の役員であったり企業規模が大きい会社に勤務したりしているほど、貧困世帯にはなりにくいという関係が読み取れる。01 年データによると、「企業規模 1000 人以上」の企業に世帯主が勤めている世帯の内、相対貧困ライン以下の収入しか得ていないのは約 3.6%であるため、全体の 16.9%に比べれば、やはり大手企業勤務の世帯主が貧困世帯になる可能性は少ないと言える。その一方で、「企業規模 30 人未満」の企業に世帯主が勤めている世帯の場合、相対貧困ライン以下の世帯は 12.6%にのぼっており、貧困世帯に陥る割合に関して企業規模間で格差が見受けられる。

一方、有意水準 1%で正に有意なのが、「1 年未満の契約の雇用者」「自営業」「家庭内職者+その他」「無職（就労世代）」「無職（高齢者）」である。

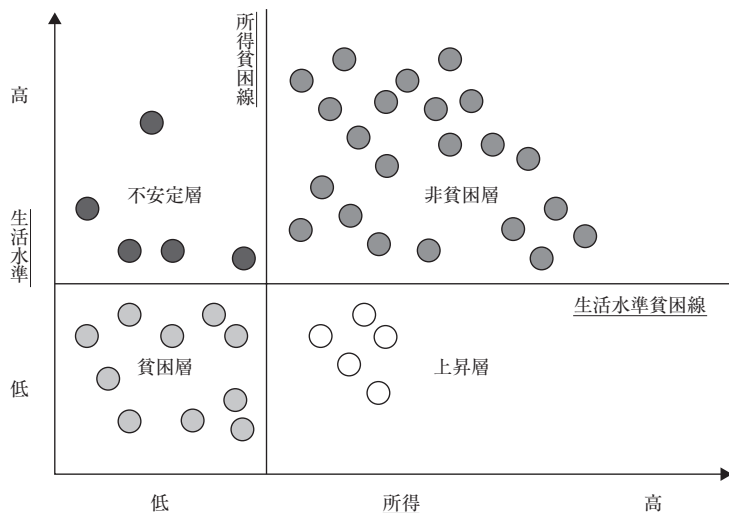
とくに「自営業」の限界効果が「無職（就労世代）」「1 年未満の契約の雇用者」の次に高くなっている点が注目される。玄田（2002）では、雇用者に比べたときの自営業者の所得が相対的に低下していることが指摘されているが、本稿でも同様の傾向が確認された。

また、「地域ブロック」¹⁸⁾では、「東海」をリファレンスグループに設定した場合、95 年と 01 年で大きな変化が見られている。95 年においては「北九州」「南九州」が正に有意であるのみだったが、01 年においては、それらの変数に加え、「近畿 I」「近畿 II」「四国」のダミー変数が正に有意となっている。両方の年を通じて最も注目されるのは「南九州」の変数の高い限界効果である。経済が好調である「東海」エリアと沖縄県など失業率が高い地域が並ぶ「南九州エリア」では、様々な属性をコントロールした場合においても、貧困に陥る確率に有意な差が生じている。

V 貧困計測における課題

ここまで日本の貧困の現状とその要因について分析を行ってきた。前節の推定は、「相対的貧困」の概念に基づいた「所得」ベースによる貧困分析

図 3 Gordon (2006) による貧困の定義



出所：Gordon (2006) を参考にして作成。

が中心であったが、所得などの1次元の変数のみを貧困指標の尺度として用いるのには当然注意が必要である。タウンゼンドが「相対的剝奪」の概念を提唱したように、健康、住環境、人間関係などに関しては、たとえ所得が十分にあったとしても、人は不満や不幸を感じる場合がある。逆に、所得が少なくても資産がある場合は貧困とは言えないのではないかとといったことも重要な論点である(山田(2000))。また、センは、所得や財のみで貧困にアプローチすることを批判し、人間が生活財を活用していく際の能力の差異に注目すべきだと主張する(Sen(1982))。このように、貧困を定義する上でどのような指標に注目すべきかは、常に多くの論点を含んでいる。

注目されるのは、近年、「貧困」を測定する際の基準として、「相対的剝奪」「社会的排除」といった「生活の質」とリンクする概念に基づいて算出される指標をより積極的に使用する動きが、欧米諸国を中心に見られる点である。例えば、イギリスでは、1999年に実施された「貧困と社会排除に関する調査」(Poverty and Social Exclusion Survey)をもとにして、様々な剝奪指標(deprivation index)を考慮して貧困を定義する試みがGordon(2006)の研究などで為されている。Gordon(2006)は、所得が低くても生活水準が高いのであれば、貧困とはみなせないとし、所得と生活水準の両面を考慮することで貧困者の割合を算出することを試みた。

図3は、所得と生活水準の2つの軸において貧困の定義がなされることを簡単に示すための概念図である。横軸が所得、縦軸が生活水準の程度であり、ともに何らかの基準によって貧困線が設定される。そして、2つの軸の双方において貧困ラインを下回る者が貧困と定義される。生活水準は、一定期間における消費額や上で述べた剝奪指標を用いることで計測する。1時点のクロス・セクションのデータであっても、「所得」に関する情報と「生活水準」に関する情報の双方が入手できるのであれば、社会の貧困の実態をより詳細に把握することが可能となる。

今回、著者たちが分析に用いた『所得再分配調査』は、公的扶助(生活保護)の受給や医療の現

物給付、公的年金といった社会保障給付や各種の租税を幅広く捕捉しており、他の大規模調査と比べて幅広い所得層を捉えている点に特徴がある(松浦(2002))。本調査は、日本の所得分配や諸々の再分配政策の効果を分析する上で最も信頼度の高い政府統計の一つと言えるが、惜しまれるのは、「資産」や「生活の質」に関する情報がほとんど入手できない点である。既に『所得再分配調査』の設問項目は膨大であるので、新たな設問を設けることには困難があることは否めない。しかしながら、上記の項目の追加がなされるのであれば、日本の貧困の実態あるいは政府の再分配政策の貧困削減効果を抽出する上で、より詳細で幅広い知見が提供されることになると考えられる。

VI おわりに

本稿では、「絶対的貧困」や「相対的貧困」など、「貧困」に対する様々な考え方を整理したのちに、90年代以降のわが国の「相対貧困率」の推移について個票データを用いた検証を行った。

これまでの議論をまとめると、単身高齢者世帯に加えて、就労世代の単身世帯の貧困が90年代半ば以降目立ってきたことにより、日本全体の貧困が上昇傾向にあるとみなせる。また、母子世帯も、貧困世帯に占める割合はまださほど大きくないが、貧困率は非常に高い。

すなわち、「引退世代」に対するセーフティ・ネットの充実に加えて、「働き盛りの世代」に対するセーフティ・ネットの強化が、増加する貧困の削減に向けて望まれる。とくに貧困率が高いのは、「無職者」を世帯主とする世帯と「1年未満の契約の雇用者」が世帯主である世帯なので、これらの世帯業態に対する貧困削減策が重要である。

まず、「無職者」の貧困の削減についていえば、すべての労働者を対象とした失業時におけるセーフティ・ネットの整備が望まれる。職業、勤務形態、労働条件による差で区別せずに、全労働者の失業保険参加を義務づけるという方法が、一つの手段として考えられる。

多くの先進国では、若年失業から派生する若年貧困者をカバーするために、雇用保険の下に、自

立支援とセットに緩やかな資力調査を伴う失業手当を用意している（駒村（2005），p.189）。若年層のみならず就労世代の幅広い年齢層において、貧困層が排除されないような普遍的なセーフティ・ネットの制度設計がなされることが望まれる。現状では、「失業者の生活保障に関して社会保険と公的扶助が連動していない」¹⁹⁾ という問題が大きく、就労世代の貧困世帯に対する再分配政策は、ほとんど貧困削減効果を発揮していない（橋木・浦川（2006），第4章）。

また、「1年未満の契約の雇用者」に関しては、彼らの賃金を正社員の賃金水準に近づけるという方策が考えられる。表4からも読みとれるように、「一般常勤雇用者」と「1年未満の契約の雇用者」の間では貧困となる確率に相当の開きがある。前者が10%前後であるのに対し、後者は01年には30%を上回っている。「1年未満の契約の雇用者」の低い賃金水準が、このような大きな格差を生み出しているのである²⁰⁾。

「1年未満の契約の雇用者」に限らず、非正規社員の賃金水準の引き上げは、企業側の反対や既に正社員となっている人達の消極的な姿勢もあり、なかなか実を結んでいないのが現状のようである。しかしながら、非正規社員の数が増加するにつれて、フル・タイマーとパート・タイマー間の賃金格差の縮小や、両者の移動障壁の撤廃に関する声が、以前より高まっているのも事実である²¹⁾。正規社員の長時間労働を削減することにより、非正規社員の賃金アップや雇用の増加を実現するなど、双方にとってメリットのある改革が貧困の削減に向けて望まれる。

- 1) 90年代以降の日本の貧困の実態を分析した研究として、阿部（2006）、岩田（2004,2005）、駒村（2003）、和田・木村（1998）などがある。
- 2) Marx（1844）の『経済学・哲学草稿』では、Schulz（1843）『生産の運動』（p.65）の文章を引用しながら他者との相対的な格差の拡大による貧困の問題が論じられている。そこでマルクスは、労働者の貧困を肉体的諸欲求に還元される部分でのみ論じることに強い疑問を呈している。
- 3) 厚生労働省と国土交通省が合同で実施した『ホームレスの実態に関する全国調査』によると、日本におけるホームレスの人口は2万4090人（2003年現在）にのぼることが明らかになっており、ホームレスが大都市だけでなく中核都市でも増加傾向にあるとの指摘がなされている。ホームレスの中で

- 高い割合を占めるのが、長期失業状態にある日雇い労働者（とくに中高年非熟練労働者）である（稲田・金子（2005））。
- 4) 山森（2005），p.38.
- 5) 河上（1916），p.42. 傍点は著者による。
- 6) 相対的貧困線を80年代半ばのものに固定して、2000年の貧困率を計算すると、他のOECD諸国においては貧困率が低下しているのに、日本では上昇していることが指摘されている（阿部（2006），p.112）。
- 7) 『所得再分配調査』を使用するにあたり、矛盾のあるデータに関してはデータクリーニングを行っている。本稿では、可処分所得がマイナスである世帯を分析から排除することとした。これは、税や社会保険料といった拠出金と税・社会保険料を控除する前の所得水準とのバランスが全くとれていないケースであり、所得の過少申告、あるいは拠出金の過大申告があったと見なせる。データクリーニングの結果は、各年とも0.2~0.5%程度のサンプルが排除され、93年のサンプルは8796世帯、96年のサンプルは8132世帯、99年のサンプルは7936世帯、02年のサンプルは7621世帯となった。
- 8) [可処分所得] = [当初所得] + [公的年金・恩給] + [その他の社会保障給付金] - [直接税] - [社会保険料] で表される。[その他の社会保障給付金]には、生活保護法による扶助、医療保険による傷病・出産手当金・分娩費、雇用保険・労災等による給付金、児童手当等が含まれる。
- 9) 等価可処分所得は、 $W(\text{等価可処分所得}) = D/S^e$ によって示される。ここでDは可処分所得、Sは世帯人数、eは等価尺度である。本稿の分析では、OECDなどの報告書で用いられることの多い $e=0.5$ を使用する。
- 10) 世帯ベース（全世帯の中で貧困状態にある世帯の割合）でなく、個人ベース（全個人の中で貧困の状態にある個人の割合）で貧困率を求めた阿部（2006）の推定でも、80年代以降、社会全体の貧困率が年々上昇している点が指摘されている。ただし、個人ベースでの推定によると、1998年（14.85%）と2001年（14.80%）では1998年の方が貧困率が若干高い。単身世帯の増加などの世帯の変容が背景にあるが、全体的な貧困の拡大傾向は双方の推定結果で確認される。
- 11) 95年の貧困ラインである142.0万円を98年、01年にも適用する。ただし、総務省統計局編『消費者物価指数年報』平成15年版を用いて、95年から98年、01年にかけての消費者物価上昇率を考慮して調整を行った。その結果、98年、01年の貧困ラインはそれぞれ、145.9万円、144.4万円となった。
- 12) 貧困ギャップ率は、
$$PG = \int_0^z \left(\frac{z-x}{z} \right) f(x) dx$$
 で表され、貧困の深刻度を測る尺度として用いられる。[x:所得、f(x):xの確率密度関数、z:貧困線]
- 13) 90年代後半のわが国の失業の増加に関する分析は、阿部（2005），第2章が詳しい。
- 14) 厚生労働省の『労働経済白書』（平成16年版）によると、95年から01年にかけて非正規の職員・従業員が役員を除く雇用者に占める割合は、20.9%から27.2%に上昇している。
- 15) 橋木・浦川（2006）参照。日本の最低賃金に関する分析としては、安部（2001）、安部（2004）がある。なお、わが国の最低賃金制度の変遷や最低賃金に関する諸外国の研究の概要に関しては、労働政策研究・研修機構（2005）が参考になる。
- 16) とくに、就労世代の単身世帯では、95年から01年にかけて55~64歳の世帯主で無職であるケースの増加が目立つ。

- 01年には無職である単身世帯（世帯主年齢25～64歳）のうち約67%が55～64歳となっている。阿部（2005）の指摘に見られるように、90年代後半の景気悪化で、中高齢者の非自発的離職が増加していることなどが背景にあると考えられる。上記の世帯における相対的貧困率が実際に拡大している点を考慮すると、わが国では、90年代後半以降、中高齢者を世帯主とする単身世帯において、大きな貧困レベルの上昇があったと考えられる。なお、低所得と金融資産の非保有化との相関は非常に高い〔鈴木（2005）参照〕。
- 17) 総務省の『労働力調査』によると、2001年平均で完全失業者数は約340万人であるが、同年度の雇用保険受給者実人員は約110万人であった（厚生統計協会編『保険と年金の動向』、pp.199-207参照）。
- 現状の失業保険制度では、雇用者については、①反復継続して就業する者であること、②1週間の所定労働時間が20時間以上であることの2件が加入の条件になっている。2001年より、パートタイム労働者や派遣労働者に対する年取要件（年収90万円以上）が廃止されたが、依然として、多くのパートタイム労働者や契約労働者が排除されている。また、公務員も加入していない。
- 18) 地域ブロックにおける「関東Ⅰ」「関東Ⅱ」「近畿Ⅰ」「近畿Ⅱ」と都道府県との対応関係は次のとおりである。
「関東Ⅰ」：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県
「関東Ⅱ」：茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県
「近畿Ⅰ」：京都府、大阪府、兵庫県
「近畿Ⅱ」：滋賀県、奈良県、和歌山県
- 19) 熊沢（2003）、p.195参照。埋橋（1999）は、イギリス社会保障省の『OECD諸国における公的扶助』（Social Assistance in OECD Countries, Vol.1, 1996）などの資料を用いて、日本の公的扶助の適用人員が国際的に見て相当低い水準にある点を指摘している。日本は、総人口に対して公的扶助手当が適用される人員の割合が0.7%にとどまっている。
- 20) 三谷（2003）では、フルタイムとパートタイムの間、正社員と期限つき社員の間の賃金格差は拡大中である点が指摘されている。
- 21) 日本におけるワークシェアリング制度の効果を分析した研究として、齋藤・橋木（2002）がある。
- 埋橋孝文（1999）「公的扶助制度の国際比較——OECD 24カ国のなかの日本の位置」『海外社会保障研究』Vol.127, pp.72-93.
- 岡部卓（2003）「生活保護制度の仕組み」『貧困問題とソーシャルワーク』岩田正美・岡部卓・清水浩一編、有斐閣。
- 河上肇（1916）『貧乏物語』岩波書店。
- 金融広報中央委員会（2003）「家計の金融資産に関する調査」（平成15年）調査結果の概要。
- 熊沢誠（2003）『リストラとワークシェアリング』岩波新書。
- 玄田有史（2002）「見過ごされた所得格差——若年世代 vs. 引退世代、自営業 vs. 雇用者」『季刊・社会保障研究』Vol.38, No.3.
- 厚生統計協会編『国民の福祉の動向』〔各年版〕。
- 厚生統計協会『保険と年金の動向』〔各年版〕。
- 厚生労働省『社会福祉行政業務報告』〔各年版〕。
- 国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障統計年報』〔各年版〕。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2005）「『生活保護』に関する公的統計データ一覧」、<http://www.ipss.go.jp/>
- 小島克久（2002）「地域別に見た所得格差」『季刊社会保障研究』Vol.38 No.3, pp.229-238.
- 駒村康平（2003）「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』, Vol.46, No.3, pp.107-126.
- 駒村康平（2005）「生活保護改革・障害者の所得保障」国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障制度改革——日本と諸外国の選択』pp.173-202.
- 駒村康平（2007）「書評——『日本の貧困研究』」『日本労働研究雑誌』No.559, pp.99-101.
- 齋藤隆志・橋木俊詔（2002）「日本におけるワークシェアリングの可能性についての実証分析」『日本経済研究』No.44, pp.46-62.
- 社会生活に関する調査検討会（2003）『社会生活に関する調査・社会保障生計調査報告書』。
- 鈴木亘（2005）「どのような世帯が無貯蓄化しているのか」『特定領域研究「制度の実証分析」ディスカッションペーパー』, No.72.
- 生活保護の動向編集委員会（2005）『生活保護の動向』中央法規出版。
- 総務省統計局編『労働力調査年報』〔各年版〕日本統計協会。
- 総務省統計局編『消費者物価指数年報』〔平成15年版〕日本統計協会。
- 橋木俊詔（2002）『失業克服の経済学』岩波書店。
- 橋木俊詔（2004）「わが国の低所得者支援策の問題点と制度改革」『季刊社会保障研究』vol.39, No.1, pp.415-423.
- 橋木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 松浦克己（2002）「日本における分配問題の概観」宮島洋・連合総合生活開発研究所編『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社。
- 三谷直紀（2003）「労働」橋木俊詔編『戦後日本経済を検証する』東京大学出版会、第5章, pp.353-454.
- 山田篤裕（2000）「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会。
- 山森亮（2005）「貧困把握の具体的方法」岩田正美・岡部卓・清水浩一編『貧困問題とソーシャルワーク』, 有斐閣。
- 労働政策研究・研修機構（2005）「日本における最低賃金の経済分析」『労働政策研究報告書』, No.44.

- 和田有美子・木村光彦 (1998) 「戦後日本の貧困－低消費世帯の計測」『季刊社会保障研究』, Vol. 34, No. 1, pp. 90-102.
- Abel-Smith, B. and P. Townsend (1965) *The Poor and the Poorest*, London: Bell.
- Atkinson, A. B. (1987) "On the Measurement of Poverty," *Econometrica*, Vol. 55, No. 4, pp. 749-764.
- Barnes, M. (2005), *Social Exclusion in Great Britain: An Empirical Investigation and Comparison with the EU*, Aldershot: Ashgate.
- Forster and Mira d'Ercole (2005) "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 22.
- Gordon, D. (2006) "The Concept and Measurement of Poverty," in Pantazis, C., Gordon, D. and Levitas, R. (eds.) *Poverty and Social Exclusion in Britain*, The Policy Press, pp. 29-69.
- Jenkins, S. P. and Lambert, P. J. (1997) "Three I's of Poverty Curves, with an Analysis of UK Poverty Trends," *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 49, No. 3, pp. 317-327.
- Marshall, T. H. (1981), *The Right to Welfare*, London: Heinemann. (岡田藤太郎訳『福祉国家・福祉社会の基礎理論』相川書房, 1989)
- Marx, K. (1844) *Ökonomisch-philosophische Manuskripte aus dem Jahre 1844*; Karl Marx Friedrich Engels historisch-kritische Gesamtausgabe, im Auftrage des Marx-Engels-Institutes, Moskau, Herausgegeben von V. Adoratskij, Erste Abteilung, Bd. 3, Marx-Engels-Verlag G. M. B. H., Berlin, 1932. (城塚登・田中吉六訳 (1964) 『経済学・哲学草稿』岩波文庫)
- Nelson, K. (2004) "Mechanisms of Poverty Alleviation," *Journal of European Social Policy*, Vol. 14, No. 4, pp. 371-390.
- Rowntree, B. S. (1902), *Poverty: Study of Town Life*, London: Macmillan.
- Schulz, W. (1843) *Die Bewegung der Produktion*. Eine geschichtlich-statistische Abhandlung, Zürich und Winterthur.
- Sen, A. (1982) *Choice, Welfare and Measurement*. Blackwell, Oxford.
- Townsend, P. (1979) *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth: Penguin.

たちばなき・としあき 同志社大学大学院経済学研究科教授。最近の主な著作に *Confronting Income Inequality in Japan*, MIT Press, U.S. (2005) など。公共政策専攻。

うらかわ・くにお 神戸大学大学院経済学研究科 COE 研究員。最近の主な論文に「相対的格差が生活満足度に与える影響」『季刊家計経済研究』第73号 (2007) (松浦司氏と共著) など。公共政策、社会保障法専攻。