

貧困世帯の現状¹⁾

——日英比較——

小 川 浩

本稿では(設問1)生活保護世帯は本当に日本の貧困世帯を代表していると言えるのか、(設問2)貧困ギャップ比率で見た場合に、日本の貧困の状態はどのように変化しているのか、(設問3)「貧困のわな」に捕らえられて生活保護世帯が固定化していないか、の3点について「国民生活基礎調査」を主たるデータとして計測を行い、

1. 捕捉率が世帯構造によって大きく異なるため被保護世帯がそのまま一定所得以下の人々を代表しているとして扱うことには無理がある。
2. わが国では貧困がごく一部の層に集中し、かつ深化している可能性が高い。
3. わが国では、1976年と1994年を比較する限り、生活保護世帯は固定化してきている、という結論を得た。

1. はじめに

現在の日本において、貧困の問題が主要な政策テーマとして取り上げられることはほとんどないと言ってもいいだろう。確かにわが国での生活保護率は1994年で6.87%であり、1960年の18.48%と比べると1/3程度になっている。また、生活保護費が社会保障給付に占める割合も1985年度には4.2%であったものが1994年には2.2%と10年で半減している。

しかしながら、このデータから分かることは生活保護世帯を貧困として扱った場合にわが国における貧困者が時系列的に減少してきているということだけであり、他の指標で見た場合に同様の結論が得られる保証はない。本稿では(設問1)生活保護世帯は本当に日本の貧困世帯を代表していると言えるのか、(設問2)貧困ギャップ比率で見た場合に、日本の貧困の状態はどのように変化しているのか、(設問3)「貧困のわな」に捕らえられて生活保護世帯が固定化していないか、の3点について以下資料を用いて計測を行っている。

(設問1)および(設問2)については、生活保護率は捕捉率(take-up rate)によって変動する可能性があるため、より直接的に厚生省「国民

生活基礎調査」(1995年)の個票を利用して生活保護基準額を世帯サンプルごとに計算し、各サンプルごとの生活保護基準額を貧困線所得として扱い貧困計測を行った。このような処理により、生活保護制度での捕捉状態とは独立に世帯ごとの貧困状態をチェックできることになる。

また、(設問2)については厚生省「被保護者全国一斉調査結果報告書」(1994年)のデータを用いて計測を行った。さらに(設問3)については生活保護制度²⁾に「貧困のわな」の軽減するシステムが組み込まれている英国との比較を“*Social Security Statistics 1997*,” Department of Social Security, のデータで行い、日本での時点間比較を厚生省「被保護者全国一斉調査報告書」の2時点(1976, 1994年)のデータを用いて行った。

2. 貧困の指標

ここでは貧困計測のために本稿で用いる3つの指標について概説する。貧困者比率 H および貧困ギャップ比率 Q は、(Sen 1976)による定義を用いている。これらの指標はそれぞれある社会の貧困について別の観点からの評価を与えるものであり、どれか1つの評価だけで他の指標を代替はできない。

2.1 貧困者比率 H

貧困線所得が与えられた時に、貧困線以下の所得の人々が全人口に占める割合、この値が大きければそれだけ社会に貧困線以下の所得の人が多くなる。生活保護率は捕捉率が一定であるという仮定が成立すれば、 H の代理指標として利用できる。

貧困者比率は単純な人数比率であるため、貧困線以下でどの程度困窮しているかという貧困の深度を測るためには全く役に立たない。この指標で計測する限り、

1. 貧困線より1円所得が少ない人が全人口の1%を占めている
 2. 所得0の人が全人口の1%を占めている
- という2つの状態は全く同じ扱いになるからである³⁾。

2.2 貧困ギャップ比率 Q

貧困線所得が与えられた時に、全貧困者の所得不足総額($=\sum(\text{貧困線所得}-\text{貧困者所得})$)を($\text{貧困線所得}\times\text{貧困者数}$)で除した比率である。所得不足額を貧困線所得で除しているため、この比率が大きければそれだけ所得不足度合いが大きい、すなわち貧困の程度が深いということを意味する。貧困者の所得がすべて0であればこの値は1になり、貧困者の所得が貧困線所得に非常に近ければ0に近づく。

貧困ギャップ比率は貧困線所得と貧困者数で規準化してあるため、絶対的な貧困線所得の水準や貧困者数と独立に比較することが可能である。この特徴は生活保護の水準が異なる国際比較や時系列比較を行う場合には重要である。

2.3 生活保護受給期間

上の2つの指標がある1時点での貧困の状況を計測するものであるのに対し、生活保護の受給期間は社会における貧困世帯の偏りを計測する指標として用いることができる。平均的な受給期間が長い場合には一旦生活保護を受けると被保護状態から脱出できない状態、いわゆる「貧困のわな(poverty trap)」が存在すると考えられる。

3. 「国民生活基礎調査」を用いた貧困世帯の推定

本稿では、生活保護基準以下所得世帯を「国民生活基礎調査」の個票データを用いて推定している⁴⁾。「国民生活基礎調査」はフロー所得の調査であり、ストックに関するデータはほとんど取られていない。特に、我が国の家計資産の大半を占める土地家屋に関する金額的なデータは一切ない。実際の生活保護認定においては、資産や近縁者による仕送りの可否なども評価されるため、フローだけで評価している本稿での生活保護基準額推定と実際の生活保護適用認定の間には差がある可能性は否定できない。また、このようなデータの制約のため、ストックを含んだ総合的な意味での貧困分析ではない。

さらに、「国民生活基礎調査」の所得票は調査年の前年1年間のデータを記入し、世帯票には調査年のデータを記入することになっている。そのため、今回行ったように世帯票と所得票のデータを組み合わせて利用する場合は1年間の世帯構造の変化による誤差が生じる可能性がある。

3.1 生活保護基準額の推定

本稿での生活保護基準額の推定は、「国民生活基礎調査」の個票データと厚生省で定める実際の「生活保護の基準」を用いて、「国民生活基礎調査」所得票に含まれる個別世帯サンプル(1995年調査では33,395世帯)について世帯員構成から「その世帯が生活保護を受けるとすれば受給できるはずの金額」を生活保護基準として直接計算している。この方法は直接的であるが故に、推定誤差が入る余地が非常に小さいことが特徴である。

「生活保護の基準」は、地域における生活費を基準として定義されている。具体的には全国市町村を生活費水準に応じて級地と呼ばれる6段階に区分しており、級地ごとに世帯員数や年齢構成による基準額表が定義されている。級地は生活保護基準の推定において非常に重要である。

級地区分は市町村単位で「生活保護の基準」により定義されているため、市町村名が分かれ

ば級地は制度的に決まる。しかし、本稿での推定で利用した「国民生活基礎調査」個票には市町村名のデータは含まれていなかった。そのため、都道府県名および人口規模と1995年国勢調査の市町村人口を用いて各サンプルに該当する級地の推定を行っている。このような手法による推定は大都市周辺の衛星都市(人口は少ないが、生活費水準は大都市扱い)や首都圏の市(人口は多いが、生活費水準はそれほど高くない)で大きな級地推定誤差を生じる可能性がある。この点から生じる誤差の評価は3.4で行う。

具体的な推定方法は以下の通りである。推定に用いたデータは国民生活基礎調査(世帯票、所得票)から得られる調査結果、推定した級地、および1995年度の「生活保護の基準」である。世帯票は同じ世帯の所得票がある世帯だけを選び、所得票と世帯単位で連結して利用した。なお、以下では金額はすべて年額ベースとなっている。

生活保護基準額 = 居宅者基準額 + 在宅老齢加算 + 母子(父子)加算 + 教育扶助 + 医療扶助

居宅者基準額 = 第1類 + 第2類

第1類 = 級地ごとの表および世帯員年齢(世帯票個人部)

第2類 = 級地ごとの表および世帯員数(世帯票) + 冬季加算(都道府県名, 世帯票)

在宅老齢加算 = 級地ごとの表および世帯員年齢(世帯票個人部)

母子(父子)加算 = 級地ごとの表および世帯員構造(世帯票個人部)

教育扶助 = 級地ごとの表および世帯員年齢(世帯票個人部)

住宅扶助 = 級地ごとの一般基準最大額(家賃)

医療扶助 = 世帯票個人部の先月の要介護者医療費支出を12倍し世帯合計

保護基準額の推定に用いたデータは世帯票のデータであるため、保護基準額は1995年のデータで計算していることになる。

3.2 認定収入の推定

生活保護で用いられる認定収入は単純な実収

入ではなくいくつかの控除を行ったあとの数値を用いるため、世帯収入および個人所得から認定収入を推定した。ここでの推定に用いている所得票は調査年の前年の状況を記入することになっているため、認定収入の計算は1994年のデータで行っていることになる。

また、本稿の目的から考えると生活保護給付以前の所得分布が必要であるため、生活保護世帯に関しては「年金・恩給以外の社会保障給付(現金給付)」の額を世帯収入から差し引いて処理した。具体的な推計方法は以下の通りである。

認定収入 = 世帯収入(前年分) - 世帯税金(前年分) - 世帯社会保険料 - 世帯控除

世帯収入(前年分) = 世帯収入(所得票)

世帯税金(前年分) = 世帯所得税(所得票) + 世帯住民税(所得票)

世帯社会保険料 = 世帯社会保険料(所得票)

世帯控除 = 基礎控除 × 12 + 特別控除

基礎控除 = 最多収入者基礎控除 + 2人目

以降の基礎控除総計

最多収入者基礎控除 = 所得票個人部および級地ごとの表

2人目以降の基礎控除総計 = 所得票個人部および級地ごとの表

特別控除 = 最多収入者特別控除 + 2人目以降の特別控除計

最多収入者特別控除 = 所得票個人部および級地ごとの表

2人目以降特別控除 = $\min$ (2人目以降の年収 × 0.1, 最多収入者の特別控除 × 0.85)

ここでの推計も調査データおよび制度から直接的に各世帯の認定収入額を計算しているため、データの制約により級地推定の誤差は入る可能性があるが計算そのものには誤差は存在しない。

3.3 貧困世帯の推定

上で計算した世帯ごとの生活保護基準額と認定収入を比較し、認定収入の方が少ない世帯を貧困世帯と本稿では定義する。ただし、世帯主が学生である場合は認定収入の方が少ない場合

でも基準以上として扱っている。これは学生を一般の単身世帯と同様に扱うことは無理であると考えられるためである。

3.4 級地推定の誤差範囲についての検証

上述の通り級地を決定するための市町村情報が今回利用した個票には含まれていないため、級地は都道府県と市町村人口を用いた間接的な方法で推定している。この級地推定の誤りによって生じる保護基準以下世帯数推定誤差を表1に示す。表1は、級地推定を ± 1 等級ずらした場合に保護基準以下所得世帯サンプル数および総世帯サンプル数に占める割合がどのように変化するかを示したものである。都道府県および市区町村人口から割り当てた級地をすべて1段階上げたもの(例:3級地-2を3級地-1として扱う)および1段階下げたもの(例:1級地-1を1級地-2として扱う)の両方を計算してある。ただし、級地の推定誤差が ± 1 段階に収まっている保証はないため、真の値がこの両者の間にあるという意味での区間推定ではない。あくまで、今回の推計においてデータの制約により生じた弱い部分の影響を傾向的にみるための参考集計である。

表1よりわかるように、級地の推定誤差は基準以下世帯を推定する上で大きな影響を持っている。この誤差を考慮すると、最終的な集計結果の誤差は全国集計で $\pm 1\%$ ポイント程度あると考えられる。

4. 貧困者比率 H に関する推定結果

4.1 世帯員数別推定

世帯員数別の推定結果を表2に示す。この表では世帯分離の結果単身世帯となっているケースは分母子から差し引いて計算している。表より明らかなように、わが国における生活保護

表1. 級地推定誤差の影響

	推定値	級地を1段階下げた場合の推定値	級地を1段階上げた場合の推定値
基準以下	4841	4515	5219
基準以上	28554	28880	28176
基準以下率	14.32%	13.35%	15.40%

資料出所) 厚生省「国民生活基礎調査」(1995)の個票より推計。

表2. 世帯人員数別捕捉率

	保護率	貧困者比率	捕捉率
1人世帯(除世帯分離)	3.59%	26.66%	13.46%
2人世帯	1.02%	16.51%	6.18%
3人世帯	0.49%	10.98%	4.43%
4人世帯	0.22%	8.16%	2.67%
5人以上	0.10%	11.68%	0.88%

資料出所) 厚生省「被保護者全国一斉調査(個別調査)」1994、厚生省「国民生活基礎調査」1995個票より推計。

の捕捉率は世帯規模が大きくなるほど急速に低下していく。もちろん世帯員数が増加するに伴い所得を得ることができると可能性のある世帯員が存在する可能性は上がり、世帯所得の総額も増え貧困者比率も下がることが期待される。表2の貧困者比率は5人以上世帯を除いて世帯員数が増加するに伴い減少しており、この予想は正しいと考えられる。

しかし、保護率は貧困者比率の低下より急速に低下しており、結果として捕捉率は世帯員数が増加するに伴い低下する傾向が見られる。後述するように我が国における生活保護の適用が近年特定の世帯種別に集中していることはよく知られており、世帯員数増加に伴う捕捉率の低下は、このような傾向の捕捉率への反映であると解釈できるであろう。

このことは、世帯構造が変化した際には単純な保護率による比較は難しいことを示している。

4.2 世帯内最多収入者別推定

世帯内での最多収入者⁵⁾⁶⁾の属性別に貧困者比率を計算したものを表3に示す。男女共に世帯内での最多収入者の年齢が上がるに伴い貧困

表3. 最多収入者属性別貧困者比率 H および貧困ギャップ比率 Q (1994年)

年齢階級	男女計		男性		女性	
	H	Q	H	Q	H	Q
年齢計	12.2%	0.416	9.3%	0.372	31.0%	0.456
20~29	10.1%	0.350	8.2%	0.346	16.1%	0.355
30~39	8.5%	0.372	6.7%	0.302	25.7%	0.478
40~49	9.6%	0.386	7.6%	0.333	26.9%	0.458
50~59	8.7%	0.395	6.6%	0.391	25.1%	0.401
60~69	17.5%	0.426	14.0%	0.391	37.1%	0.462
70~79	35.0%	0.439	27.0%	0.381	58.0%	0.471
80~89	47.5%	0.480	40.1%	0.461	62.4%	0.492

資料出所) 厚生省「国民生活基礎調査」1995個票より推計。

表 4. 世帯主年齢階級別捕捉率(1994 年)

世帯主年齢	保護率	貧困者比率	捕捉率
20～29	0.36%	10.52%	3.40%
30～39	0.41%	9.30%	4.45%
40～49	0.44%	10.05%	4.40%
50～59	0.56%	8.74%	6.41%
60～69	2.04%	15.66%	13.01%
70～79	1.58%	27.25%	5.79%
80～	2.76%	37.63%	7.33%

資料出所) 厚生省「被保護者全国一斉調査(個別調査)」
1994.

厚生省「国民生活基礎調査」1995 個票より推計.

者比率が上昇していくが、特に 1995 年における多くの企業での定年年齢である 60 歳を越えると男女ともに急上昇する特徴が認められる。

捕捉率については、「被保護者全国一斉調査」および「国勢調査」では世帯内最多収入者に関する集計を行っていないため世帯主年齢別に計算したものを表 4 に示す。

4.3 貧困者比率の代理指標としての生活保護率

生活保護率を貧困者比率の代理指標として用いる場合には、捕捉率がある程度安定している必要があることは言うまでもない。つまり、1960 年から 1994 年までの間に全国平均の生活保護率が 1/3 になったという事実から日本における貧困者比率も 1/3 になったと主張するためにはこの間の捕捉率が一定でなければならない。

しかしながら、本稿での推計によると 1 時点をとっても捕捉率は世帯員数あるいは世帯主の属性によって大きく異なることが示された。

世帯員数構成の変化を例に取ると、単身世帯率は 1960 年国勢調査では 5% 程度であったが、1995 年国勢調査では 17% と大幅に増加している。もし 1960 年当時においても表 2 に示された世帯員構成による捕捉率の差が成立していたと仮定するならば、このような世帯構造の変化によって全体的な捕捉率は上昇してきていると考えることは可能かもしれない。しかしながら本論文では過去の捕捉率の推定を行っていないため、実際の捕捉率の変動は不明である。この点については今後の研究課題としたい。

5. 貧困ギャップ比率 Q に関する推定

5.1 貧困世帯の分布

「国民生活基礎調査」から推定された貧困世帯について、 Q の階級別(=(保護基準額-認定収入)/保護基準額)ごとの世帯数分布を図 1 に、累積世帯数%を図 2 に示す。図 1 からは、貧困世帯の分布は貧困ギャップが 0.5 程度までは直線的にウェイトが減少していくが、0.6～0.8 程度の区間では若干トレンドラインよりウェイトが大きくなり、0.9 付近でトレンドラインよりウェイトが小さくなるという変動が見られる。

また、表 5 に示した 1994 年の被保護世帯貧困

図 1. 貧困ギャップ比率別世帯数分布

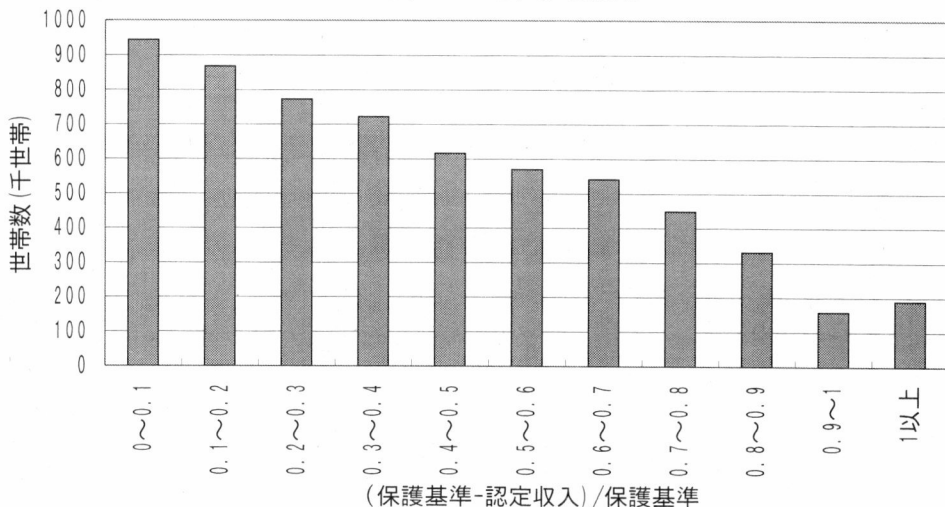
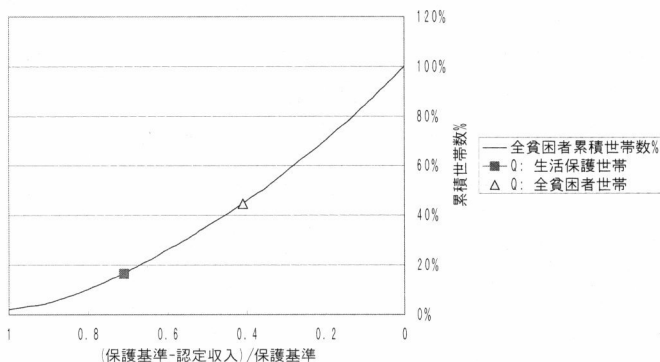


図2. 貧困ギャップ比率別累積世帯数%



資料出所) 厚生省「国民生活基礎調査」(1995年)より推計。

表5. 「被保護者全国一斉調査(個別調査)」による貧困指標の推移

年次	1960	1963	1972	1975	1977	1994
貧困者比率	0.3004	0.3270	0.2062	0.1980	0.2028	0.122
貧困ギャップ比率	0.4541	0.6052	0.6970	0.6985	0.6686	0.710

資料出所) (高山 1981)表 6-1.

厚生省「国民生活基礎調査」1995 個票より推計。

ギャップ比率(0.71)は図2でみると全貧困世帯のうち貧しい方から16%程度の位置になっており、被保護世帯が全貧困世帯の中でも深い貧困に集中していることがわかる。

5.2 貧困ギャップ比率 Q の推定

貧困の深さを計測するための指標として、ここでは貧困ギャップ率 Q を使用する。表3に「国民生活基礎調査」1995年のデータを用いて計算した世帯内最多収入者の属性別貧困ギャップ比率を示す。貧困者比率と同様に貧困ギャップ比率も最多収入者の年齢が上がるにつれ上昇はするものの、貧困者比率と比べるとその増加ははるかに穏やかである。

6. 時系列的変化

6.1 「被保護者全国一斉調査(個別調査)」からの H および Q の推定

さて、時系列的に貧困の状況がどのように変化してきたかを検討するためには、ここまでの推計で使用した「国民生活基礎調査」は初回調査が1986年と比較的最近の調査であるため不適当である。そこで、以下では被保護世帯について長期にわたって継続されている厚生省「被

保護者全国一斉調査(個別調査)」から計算した貧困者比率 H および貧困ギャップ比率 Q を用いる。

「被保護者全国一斉調査(個別調査)」は全国の被保護世帯の1/10サンプルで行われる調査であり、被保護世帯の実態を知るための基礎データとして非常に重要である。

表5に「被保護者全国一斉調査(個別調査)」から計算した H および Q の時系列的な推移を示す。1994年については筆者の推計による⁷⁾ものであるが、1977年までの数値は同じデータからいくつかの貧困に関する指標を計算している(高山 1981)第6表で、捕捉率を0.05⁸⁾と仮定したケースの値を引用している。この結果で特徴的なことは、「国民生活基礎調査」から計測した全貧困世帯の貧困ギャップ率0.416(表3)より大幅に大きい値が1994年の被保護世帯の貧困ギャップ率として出てきたことである。このことは1994年において被保護世帯は全貧困世帯平均と比較してより深い貧困にあることを意味すると考えられる。

表5から分かることは

1. 貧困者比率は時系列的に低下している。つまり、貧困者と見なされる人が社会に占める割合は低下してきている。
2. 被保護世帯で計算した貧困ギャップ比率は時系列的に上昇している。つまり、被保護世帯の困窮度合いは深まってきている。の2点である。この2点を総合すると、わが国における貧困は広さとしては減少しているが、被保護世帯に代表される貧しい世帯については貧しさが深化してきているという意味で貧困状態の固定化が生じてきている可能性が高い。

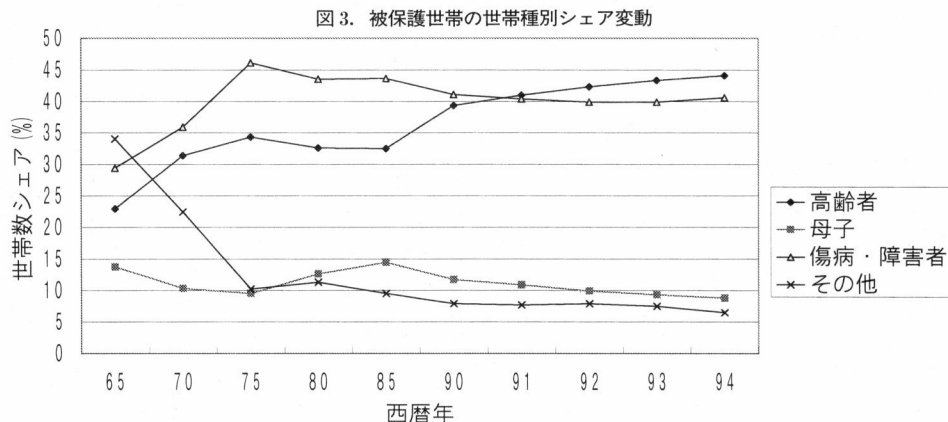
6.2 生活保護受給期間の変化

生活保護状態の固定化が生じているかどうかを確認するため、「被保護者全国一斉調査(個別調査)」の世帯種別平均生活保護受給期間⁹⁾を

表 6. 世帯種別生活保護平均受給月数

世帯種類	日本(1976年)	日本(1994年)	1994年-1976年
総数	70.2	110	39.8
高齢者世帯	82.8	132	49.2
母子世帯	49.8	61	11.2
傷病・障害世帯	66.9	98	30.1
その他世帯	64.1	99	34.9

資料出所) 厚生省「被保護者全国一斉調査(個別調査)」1976, 1994.



資料出所) 厚生省「第 48 回被保護者全国一斉調査(個別調査)」(1994 年).

1976 年と 1994 年で比較したものを表 6 に示す。どの世帯種でも生活保護の平均受給期間は 1976 年と比較すると長くなって来ていることがわかる。貧困者比率が低下しつつ保護期間が長くなっているという状況は、被保護世帯が固定化していくいわゆる「貧困のわな」問題が深刻化してきていると考えるべきであろう。

6.3 被保護世帯種別シェアの変化

表 6 に示したように我が国の生活保護平均受給期間は世帯種別によって大きく異なり、高齢者世帯は長く母子世帯は短いという特徴がある。この傾向は 1976 年、1994 年に共通しており、我が国の被保護世帯の安定した傾向であると考えられる。この傾向を前提とすると、時系列的に被保護世帯に占める高齢者世帯のシェアが増加あるいは母子世帯のシェアが減少していることが確認できれば世帯種別構成の変化からも被保護世帯が固定化してきていることを示すことができるであろう。

図 3, 4 はそれぞれ 1965~1994 年の「被保護者全国一斉調査(個別調査)」による被保護世帯の世帯種別ごとのシェア変動と世帯数の変化を

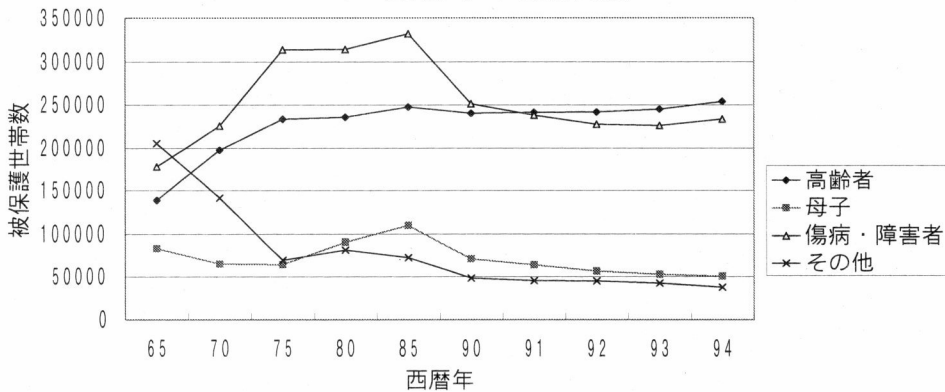
示している。まず 1965-75 では「その他」世帯のシェアが 34% から 10.2% まで急落し、厚生省の指導による生活保護の適正化が始まった 1980 年代以降、我が国の被保護世帯の 9 割以上は高齢者世帯、傷病・障害者世帯、母子世帯が占めるようになってきている。また、生活保護の適正化が本格化した 1980 年代後半から 90 年代にかけては、傷病・障害者世帯および母子世帯のシェアも低下してきており 1994 年では高齢者世帯が全被保護世帯の 44.1% を占めるようになっている。

以上のように、我が国では被保護世帯に占める高齢者世帯シェアの上昇および母子世帯シェアの低下が 1980 年代後半から続いていることが示され、被保護世帯の種別構成という点からも被保護世帯が固定化する傾向にあるといえるだろう。

7. 貧困のわな——英国との比較

無拠出での生活保護制度については英国は世界に先駆けてその制度を導入した国である。水準としても、購買力で見る限り日本の生活保護水準を上回っている¹⁰⁾。このため、生活保護水

図4. 被保護世帯の世帯種別世帯数



資料出所) 厚生省「第48回被保護者全国一斉調査(個別調査)」(1994年)。

準を貧困線所得として両国を比較するのは比較的妥当であると言えよう。

また、英国は貧困のわな(poverty trap)に配慮した社会保障制度を作っており、この点でも日本と比較する意味が高いと考えられる。

7.1 英国と日本の生活保護制度比較

英国における Income Support(所得補助)は日本の生活保護にほぼ相当するものであるが、資産に関する制限が緩いこと(自動車・居住用家屋・家具などの保有は原則として問題にされない。また、貯蓄も8000ポンドまでは認められる)と、仕事に関する制限が厳しいこと(週16時間以上収入のある仕事に従事してはいけない)などの差がある。似ている点としては、収入に応じて給付額が減少するため、Income Supportの対象者は実質的に所得に100%の課税をされているのと同じ状態になることが挙げられる。

また、英国の Income Support については日本のような親族による扶養可能性のチェックなどは必要とされない。この点と、資産に関する制限が緩いという点から、英国における Income Support の捕捉率は1995年で76%~83%¹¹⁾と上述の日本での捕捉率(5.7%)に比して非常に高い。

週に16時間以上働いた場合は Income Support はうち切られ、代わりに Family Credit(家族クレジット)と呼ばれる制度による給付が行われる。Family Credit は Income Support

表7. 英国における実質限界税率の推移
累積件数

(単位: 1000 件)

実質限界税率	1985 年	1993 年	1994 年	1995 年	1998 年
100%以上	90	0	0	10	5
90%以上	130	75	90	100	115
80%以上	290	170	355	420	260
70%以上	290	525	600	615	700
60%以上	450	540	620	630	720
50%以上	680	540	625	630	720

注) 収入感応的な社会保障制度の対象者で、本人または配偶者が週16時間以上働いている場合。

資料出所) "The Government's Expenditure Plans," Department of Social Security, 1996, "Social Security Departmental Report," Department of Social Security, 1999.

とは異なり労働時間を延ばせばそれだけ実所得が増えるよう設計されている。

日本の生活保護制度にはこのように勤労所得に応じた細かい制度の切り替えがなく、認定収入が増加すると同額の生活保護給付が減額されるため少なくとも生活保護基準以上の収入¹²⁾を得られるのでなければ働くことに対する経済的なインセンティブはないことになる。

7.2 英国における実質限界税率

所得が1単位増えた時に、税や社会保険料の増額、あるいは所得比例給付の減額によって減少する所得の割合を実質限界税率(Marginal Deduction Rate)と呼ぶ。実質限界税率は以下のように定義される。

$$\text{実質限界税率} = \frac{\text{税・保険料の増額} + \text{所得比例給付の減額}}{\text{総所得の増額}}$$

実質限界税率が高い、ということは所得が増加

しても実質的な手取額は増えないということを意味する。つまり実質限界税率が高ければ労働時間を増やすインセンティブが低くなる。もしこの率がある程度¹³⁾より高くなった場合は労働時間を増やすと効用が減ることになるため、その部分が「貧困のわな」となる可能性が高い。英国では、Income Support 対象外(週 16 時間以上仕事をしている)人に対してサポートするために近年制度改革を繰り返しているが、16 時間以上働いている収入感応的社会保障の対象者がどの程度の実質限界税率となっているかを表 7 に示す。

7.3 「貧困のわな」の深さ比較

英国のように複数の制度を組み合わせることによって実質限界税率を低くすることを意図しているが、Income Support 受給者である間の実質限界税率は 100% である。つまり、予算線は生活保護水準までは所得が増えても水平であり、生活保護水準で屈曲し、それ以降は所得増に伴い上昇することになる。この屈曲点の近傍では予算線が非凸となるため、実際に選択される所得水準は生活保護水準とは一般的に一致しないはずである。この点を考慮して就業行動を評価するためには効用関数を仮定して計算を行う必要がある。しかし、本論文ではデータの制約から一次的近似として生活保護水準を越える所得を得るためにはどの程度就業する必要があるかを計算する。

ここでは「週に何日(何時間)働けば実質限界税率 100% の部分を超えて実質所得を増やせるか」について日英比較を行う。賃金率をどう仮定するかによってこの問いに対する解答は異なるが、生活保護状態から即座にフルタイムの仕事を得るという仮定は不自然である。そこで、(1)雇用者平均賃金ではなく産業(職種)別最低賃金¹⁴⁾の平均で働くとした場合を計算し、さらに日本については(2)女性の勤続年数 0 年での年齢別平均賃金、および(3)女性の就業形態別平均賃金率をもちいたケースも計算している。(2)、(3)を日本についてのみ計算している理由は、(a)現時点で日本における被保護世帯の世

帯種別は上述の通り高齢者世帯、傷病障害者世帯、および母子世帯にほぼ限定されており、保護水準と賃金率の乖離が実際に問題になるケースはこれの中では特に母子世帯であると考えられるが、母子世帯の親が就業した場合の賃金水準として最低賃金は低すぎると考えられること。(b)英国の Income Support 制度では単親世帯について子供が 16 歳になるまで親の就労が求められないため(埋橋 1999)、母子世帯に対する給付の設計がそもそも就労促進を前提としていない可能性がある。という 2 つの理由による。

7.4 全世帯種別での比較

まず、(1)の賃金率と全世帯種別の平均生活保護給付額を用いて計算した労働時間を表 8 に示す。最低賃金ベースで計算すると日本では追加的に労働時間を週 32 時間増やしてはじめて医療扶助を除いた生活保護水準を超えることになる。わが国におけるパートタイマーの平均週労働時間は年間 250 日以上働く人で約 33 時間¹⁵⁾であることを考えると、それまで生活保護を受けていた人がこの水準の労働を行うことには困難が伴う可能性が高い。また、医療扶助を含めると追加的に週 75 時間労働という非現実的な労働時間が必要となり、一旦「貧困のわな」に落ち込んだ場合、最低賃金ベースで計算すると脱出にはかなりの努力が必要であると考えられる。

英国の場合は Income Support 水準の勤労所得を得るためには追加的に週 18 時間と日本のほぼ 6 割で済む。追加的といっても、英国では Income Support の受給者で収入になる仕事をしている人は 1996 年で 3% 程度¹⁶⁾であるため実質的には Income Support と同じ水準まで所得を得るために必要な労働時間と考えても問題はないであろう。

英国の制度では週 16 時間以上働く場合は公的給付制度が Income Support から Family Credit に切り替わるが、週 18 時間労働はこの切替点労働時間に近く、制度間の整合性が取れていると言える。

表 8. 最低賃金を基準とした保護水準の高さ

	平均生活扶助週額 (1)	最低賃金 (時給) (2)	週労働時間 (1)/(2)
日本 (1994, 医療扶助なし)	19,065 円	594 円	32
日本 (1994, 医療扶助含む)	44,771 円	594 円	75
英国 (1993)	£ 54.77	£ 3.04	18

注 1) 日本の産業別最低賃金は、全国平均日額を 8 で割ったもの。

2) 英国の平均生活保護費週額は失業者分を除外した平均。

資料出所) 「社会福祉の動向」厚生省社会・援護局監修 (1998 年), 労働省労働基準局発表資料。

“Social Security Statistics 1997,” Department of Social Security.

“The Minimum Wage,” The Low Pay Commission, 1998.

表 9. 母子世帯での「貧困の罅」

	週平均 最低生活費 (1)	賃金率		週労働時間	
		パート (2)	勤続 0 年 (3)	パート (1)/(2)	勤続 0 年 (1)/(3)
ケース 1	47,458 円	808 円	1130 円	59	42
ケース 2	55,210 円	808 円	1000 円	68	55
3 人世帯	49,015 円	808 円	1050 円	61	47

注) パート賃金は 1995 年調査を消費者物価指数を用いて 1994 年価格に調整した。

資料出所) 「生活保護手帳」1994 年版, 厚生省社会・援護局保護課, 監査指導課監修。

「被保護者全国一斉調査 (個別調査)」第 48 回 (1994)。

「賃金構造基本統計調査」1994 年, 労働省, 「パートタイム労働者総合実態調査」1995, 労働省。

7.5 日本における母子世帯

次に, (2), (3) の賃金率を用いて我が国の母子世帯について考察しよう。まず, 母子世帯の生活保護給付額であるが「被保護者全国一斉調査 (個別調査) (1994) の報告書には世帯種別ごとの給付額に関するデータが載っていないため, (a) 3 人世帯¹⁷⁾への保護決定状況を母子世帯の保護決定状況の近似として用いる方法および (b) 母子世帯の世帯員構成を仮定して, 保護基準からモデル基準額を計算する方法で計算した。結果を表 9 に示す。モデル基準額のケース 1¹⁸⁾ は母親 (30 歳), 子 (9 歳), 子 (4 歳) からなる 3 人世帯であり, ケース 2¹⁹⁾ は母親 (40 歳), 子 (15 歳), 子 (12 歳) からなる 3 人世帯を想定している。ケース 2 は母子世帯の最低生活費としてはほぼ上限に近い水準の給付になる。これらのケースについてそれぞれ 1994 年の 1 級地-1 を仮定して居宅の第 1 類, 第 2 類および住宅扶助, 母子加算, 教育扶助を合計している。表 9 に示すように, これらのモデル基準額は 3 人世帯の上下を押さえていることになり, 母子世帯の最低生活費の推定額として 3 人世帯の最低生活費を用いることはそれほど大きな問題がなさそうである。

表 8 と比較すると, 最低生活費がかなり高め

になっている。これは表 8 は収入認定額を除いた扶助額であること, さらに全世帯種別の平均であるため世帯員数が 1 であることの多い高齢者世帯の影響で世帯平均が 3 人を前提とした母子世帯の表より低めになっているためであると考えられる。

さて, 女性パートの平均賃金率で最低生活費を得るためには一番短いケース 1 (母 30 歳) でも週 59 時間, 一番長いケース 2 (母 40 歳) では 68 時間である。いずれも非常に長時間労働であり, パート労働では一旦生活保護状態になった母子世帯が自立することは非常に難しいと考えられる。

それでは正社員になれた場合はどうであろうか。女性の年齢別初任給 (勤続年数 0 年の平均所定内賃金率)²⁰⁾²¹⁾を用いて計算した場合をみてみよう。ケース 1 では勤続 0 年であっても週 42 時間労働で必要な賃金を得ることができる。もしフルタイムの正社員として勤務することが可能であり, また医療サービスや保育サービスなどが適切に提供されるならば, ケース 1 では自立の可能性がある。ただし, 上述の通り被保護状態から直接フルタイム正社員に状態遷移することはかなり困難であろうと予想される。また, ケース 2 では正社員になったとしても週 55

表 10. フロー分析による日英比較

	平均生活保護期間(月)	生活保護適用世帯率	流入率
日本(1976)	70.2	2.19%	0.031%
日本(1994)	110.0	1.31%	0.012%
英国(1996)	45.1	17.24%	0.383%

資料出所) 厚生省「被保護者全国一斉調査(個別調査)」1976, 1994.

“Social Security Statistics 1997,” Department of Social Security.

時間労働が必要でありやはり自立は非常に困難である。

このように、現在の我が国における生活保護は深い「貧困のわな」であり、被保護状態から保護を必要としない状態に戻ることは全世帯種別平均でも母子世帯に限定してもかなりの困難をとまうと言えるだろう。

7.6 生活保護への流入率比較

さて、このように英国では「貧困のわな」をさけるための制度的なサポートがされているが、このことが実際に貧困世帯の固定化を避けるために効果があるかどうかを、貧困のプールのフロー分析によって日英比較してみよう。生活保護世帯数が不変である状態を仮定すると、ある時点でのストック変数である生活保護世帯数(H_p)とフロー変数である一定期間内の被保護状態への流入数(F) (=被保護状態からの脱出数)、および保護期間(d)には以下のような関係が成り立つ。

$$Fd = H_p$$

両辺を全世帯数(N)で割ると、左辺は $(F/N)d$ すなわち被保護状態への流入率に保護期間を乗じたもの、右辺は H_p/N すなわち被保護世帯比率となる。

日本と英国でこの流入率を計算した結果を表 10 に示す。ただし、英国では 1996 年段階では失業者も Income Support の対象となっていたため、失業者分は除外して計算してある。また、英国での 2 年以上の受給者は 5 年として受給期間を計算した。表 10 の結果からも、日本における生活保護世帯プールへの流入率は 1976 年と 1994 年を比較すると 1994 年では 1/3 程度になっており、生活保護世帯が固定化してきていることを裏付けている。また英国と比較すると、わが国では生活保護を適用される世帯は少ない

ものの、一旦生活保護世帯になるとその状態に長くともどまるといふ傾向があることが明らかになった。

8. まとめ

本稿のテーマであった 3 つの設問について、以上の推計によって得られた解答は次の通りである。

- (設問 1) 生活保護世帯は本当に日本の貧困世帯を代表していると言えるのか
(解答 1) 貧困世帯の中でも特に困窮の度合いが深い世帯を多く含むことは貧困ギャップ比率が計算方法によって大きく異なることから予想される。しかし、世帯構造による捕捉率の違いが非常に大きい(表 2, 4)ことが推定されているため、被保護世帯がそのまま一定所得以下の人々を代表しているとして扱うことには無理があると考えられる。
- (設問 2) 貧困ギャップ比率 Q で見た場合に、日本の貧困の状態はどう変化しているのか
(解答 2) 生活保護世帯ベースで貧困ギャップ比率 Q を計算すると、時系列的に生活保護世帯の貧困は深まっている。という結論が得られた(表 5)。貧困者比率 H の時系列的低下と合わせると、わが国では貧困がごく一部の層に集中し、かつ深化している可能性が高いと考えられる。
- (設問 3) 「貧困のわな」に捕らえられて生活保護世帯が固定化していないか
(解答 3) 平均保護期間、生活保護世帯種別シェアの変動、生活保護への流入率などのデータから、わが国では 1976 年と比べて 1994 年に生活保護世帯が固定化してきていることが示された。また、英国との国際比較でも現在のわが国では生活保護世帯が

固定化していることが示された。本稿ではこの一つの原因として、生活保護水準と最低賃金に代表される賃金率の乖離が英国よりかなり大きいことを提起している。

わが国の生活保護制度は、「不足分を補う」²²⁾ことが目的であるため認定収入の増加分だけ生活保護費が減額されるが、自立支援という立場からすればかなり高い水準の生活保護基準まで実質限界税率が100%であるという状態は望ましくない。この点については、年金の在職減額類似の仕組みを導入する事によって改善しうのではないかと考えられる。

(論文受付日 1999年6月8日・
採用決定日 2000年1月19日、
関東学園大学経済学部)

注

1) 本論文は平成10年度厚生科学研究『我が国社会保障の水準に関する総合的研究』プロジェクトの研究成果の一部である。本論文で国民生活基礎調査の個票データを用いた計算結果を示しているものは、同プロジェクトの報告書から引用したものである。

2) 日本の生活保護制度と直接対応する制度があるわけではないため、Income SupportやFamily Creditなどの複数の無拠出での所得補助制度の総称としてここでは「生活保護制度」という呼称を用いる。

3) 後述するが、生活保護率を H の代理指標として用いた場合は、貧困線水準よりかなり所得が少ない世帯のみの把握となるためこのように極端なケースは発生しないと考えられる。

4) ここでは推定方法の概略のみを述べる。詳細は(小川1999)を参照。

5) 世帯主の属性で集計すると、3世代世帯などで収入的には子世代が家計を支えていても世帯主は親世代のまま、というケースと高齢者世帯のケースが同様に扱われて不具合が生じる。

6) 全員所得0の場合は世帯主。

7) 貧困者比率 H は厚生省「国民生活基礎調査」(1995年)からの推計、貧困ギャップ比率 Q は厚生省「被保護者全国一斉調査(個別調査)」(1994年)からの推計。

8) (高山1981)は捕捉率に関してはいくつかのケースを仮定して計算を行っているが、1995年「国民生活基礎調査」から計算した貧困者比率と1995年の保護率はそれぞれ12.2%と0.7%である。 $0.7/12.2 = 0.057$ であるため捕捉率を0.05と仮定した場合の数値を用いた。

9) 15年以上は20年として扱った平均。

10) 1996年の平均で週57.04ポンド。これをOECDによる食料品の購買力平価(1993年)で円換算すると月額8万6千円弱程度である。1994年の日本の単純平均は世帯あたり月額19万4千円弱であるが、医療扶助についてはイギリスと日本では医療保険制度がかなり異なるため単純に比較するのは適当とはいえない。医療扶助を除いた生活保護世帯平均保護費は月額8万3千円弱程度。

11) “Social Security Statistics 1997,” Department of Social Security.

12) 生活保護基準額で予算線が屈曲するため、生活保護基準額の近傍の所得で働くインセンティブは多分ないが、一つの基準として用いる(後述)。

13) 労働者の効用関数によって異なる。

14) 英国では1998年に全国最低賃金法が制定されるまで全雇用者を対象とした最低賃金制度が存在しなかった。表に示した数値は職種別の最低賃金を決めるWage Councilのうち規模が大きな7職種の加重平均である。

15) 総理府統計局「就業構造基本調査」1997。この場合のパートタイマーは、勤務先での呼称。

16) Social Security Statistics 1997より計算。Income Support受給者のうち、失業者は分母から差し引いた比率。

17) 世帯主年齢が30~44歳の母子世帯では3人世帯のシェアが一番高い(1994年)。

18) 1985年まで利用されていた生活保護標準4人世帯から35歳男を除いた世帯構成を想定。

19) 母子世帯で世帯主年齢別シェアが一番高い40~44歳世帯を想定。

20) 所定内賃金は勤続年数0年で5歳階級の平均。所定内労働時間は5歳階級の年齢別平均を用いた。いずれも産業・規模計。

21) 3人世帯平均に関しては母親の年齢を特定することができないため、母子世帯の親の年齢分布を考慮し25歳から54歳までの数値をそれぞれの年齢階級の労働者数でウェイト付した平均を用いている。

22) 生活保護法第8条。

参考文献

- 小川 浩(1999)「生活保護基準額以下所得世帯の推定」、『我が国社会保障の水準に関する総合的研究』平成10年度厚生科学研究(政策科学推進研究事業)報告書, 1999. 12.
- 高山憲之(1981)「貧困計測の現段階」『経済研究』Vol. 32, No. 4, pp. 311-331.
- 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』No. 127, pp. 72-82.
- Sen, A. K. (1976) “Poverty: An ordinal Approach to Measurement,” *Econometrica*, Vol. 44, No. 2, pp. 219-232.
- The Low Pay Commission (1998) *The Minimum Wage*, The Low Pay Commission, (ed.) United Kingdom, 1998.