

日本の低所得と生活保護制度

—JGSS データによる社会扶助受給決定要因分析を通して—

藤澤 三宝子

(東京大学公共政策大学院修士課程*)

Poverty and Social Assistance System in Japan:
Analysis of Take-up Rate Behavior of Social Assistance based on The JGSS Data

Mihoko FUJISAWA

Graduate School of Public Policy

University of Tokyo

Although poverty such as Working-poor is getting to be a serious social issue in Japan, there are few empirical studies regarding social assistance. First, this paper presented current situation about Japanese poverty by estimating poverty rates and rates of receiving social assistance. Second, who receives social assistance was examined. The main findings of this paper were 1) Take-up rate was quite low (around 13%) and it has been declining after WWII; 2) it is possible to estimate take-up rate of social assistance using smaller data like JGSS; and 3) individuals' perceptions of being in the middle-class possibly lower the rates of receiving social welfare. This paper suggests that when individuals realize that they are not in the middle-class any more, the number of people who try to get social assistance may increase in the future.

Key Words: JGSS, Social Assistance, Poverty,

近年ワーキングプアなど低所得が社会的に広く問題視される中で、日本では社会扶助の受給決定に関するエンピリカルな分析がなされていない。本稿では、低所得率推計と生活保護の捕捉率推計を行った上で、生活保護の受給決定要因に関して、実証的な分析を行った。主な結果は①生活保護制度の捕捉率は13%程度と低く、また捕捉率は戦後から微減傾向にある。②政府調査と比較してJGSSのようなサンプルサイズの小さい一般調査を用いても、ある程度有意な捕捉率を得ることは可能である。③政府のゲート規制、低所得層にも浸透している「中流意識」などが低い捕捉率の要因としてあげられる。以上のことから比較的高い低所得率の一方で、日本において低所得層にも浸透している「中流意識」などが生活保護の低い保護率を支えてきた。「中流意識」が崩れれば生活保護に流入する低所得層は増大する可能性があるであろう。

キーワード：JGSS, 生活保護, 低所得

*論文執筆当時の所属

1. はじめに

生活保護制度は生活困窮者に対する公的扶助制度であり、その役割から社会保障制度の最後のセーフティーネットといえる。時代の経済情勢に大きく左右される生活保護の受給者の総数は昭和 60 年代以降減少傾向にあった（図 1）。しかし 90 年代前半に上昇傾向に転じ平成 17 年度時点で 148 万人であり、また保護率もバブル崩壊の平成 7 年以降より微増傾向にあり、平成 17 年度では 11.6%（個人ベースの保護率）となっている⁽¹⁾。近年その傾向から低所得層の拡大が社会的な関心を集めている。

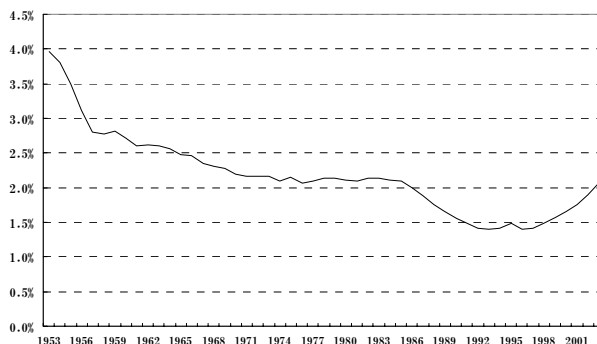


図 1 生活保護制度の保護率⁽²⁾の推移

注) 平成 15 年度厚生労働省『国民生活基礎調査』から筆者作成（世帯ベースの保護率）

また国際的にも日本の低所得率⁽³⁾が高いことが近年指摘されている⁽⁴⁾。例えば OECD では日本の低所得率は 80 年代半ばから 90 年代半ばにかけて 8.1%⁽⁵⁾、90 年代半ばから 2000 年までは 15.3%と報告されている⁽⁶⁾。また Förster *et al.* (2005) は 2000 年における OECD 諸国における「低所得率×低所得ギャップ」の指標を用いて複合的な低所得の比較を行い、日本は主要 OECD 諸国の中でメキシコ・アメリカに次いで低所得が深刻と指摘している。このように日本の低所得の問題は国内外で近年注目されつつある。

この論文の目的は二つある。一つとしては、生活保護基準による低所得率の推計と生活保護の捕捉率⁽⁷⁾を推計することで日本の低所得の現況の概観を行う。捕捉率に関しては今まで多くの研究により、生活保護制度を利用可能なのに利用しない潜在的な低所得世帯が数多く存在することが指摘されているが⁽⁸⁾、本稿での推計でも捕捉率 13%という結果を得た。社会の最後のセーフティーネットである生活保護制度の低捕捉率は、所得再分配後に同様の収入にある世帯間に生活水準の差異が大きく生じていることを表しており、公平性の観点から問題があると言える。

ではなぜ個人は「もらえるのにもらわない」行動を選択するのであろうか。この低捕捉率の要因を明らかにすることが、この論文の二つめの目的である。先行研究によって生活保護を受給しない要因として、スティグマ（屈辱感）や受給要件の厳しさなどが背景にあることが指摘されている。しかし日本ではこの点に関して実証的な分析はなされていない。よって第 3 節では外国における社会扶助の受給決定要因分析を紹介した上で、低い捕捉率の影で日本の潜在的な低所得を形成している非受給決定要因の分析を行った。その結果から受給要件の厳しさやスティグマだけでなく、低所得層にも浸透している中流意識が非受給に寄与していることなどが示された。

2. 低所得率・捕捉率推計

この節ではまず低所得率の推計を行い低所得の特徴についてまとめる。推計には生活保護の保護基準から作成した擬似的な生活保護基準を用いて個票データから推計を行った。

2.1 先行研究

多くの先行研究によって生活保護率は低所得率を表していないことが指摘されている⁽⁹⁾。低所得率

に関しては江口（1979）が東京都中野区の個人データを用いて推計することを始めに、いくつかの研究がなされてきた。多くの研究はデータ・推計年度・低所得基準が異なるために、推計された低所得率に差異が生じている一方で、世帯人員数や世帯形態そして世帯主の年齢が低所得率に影響を与えていることが、共通して明らかにされている⁽¹⁰⁾。全体として共通していることは、1970年代以降生活保護率が1%前後で推移する中、低所得率はおよそ4%から20%あたりに推計されている⁽¹¹⁾。また捕捉率に関してもいくつかの研究蓄積が存在する。図2は先行研究の捕捉率推計結果である。戦後推計された捕捉率は最も高く厚生省の1961年の46.6%であり、他の推計ではより低く5%から30%程度と推計されている。

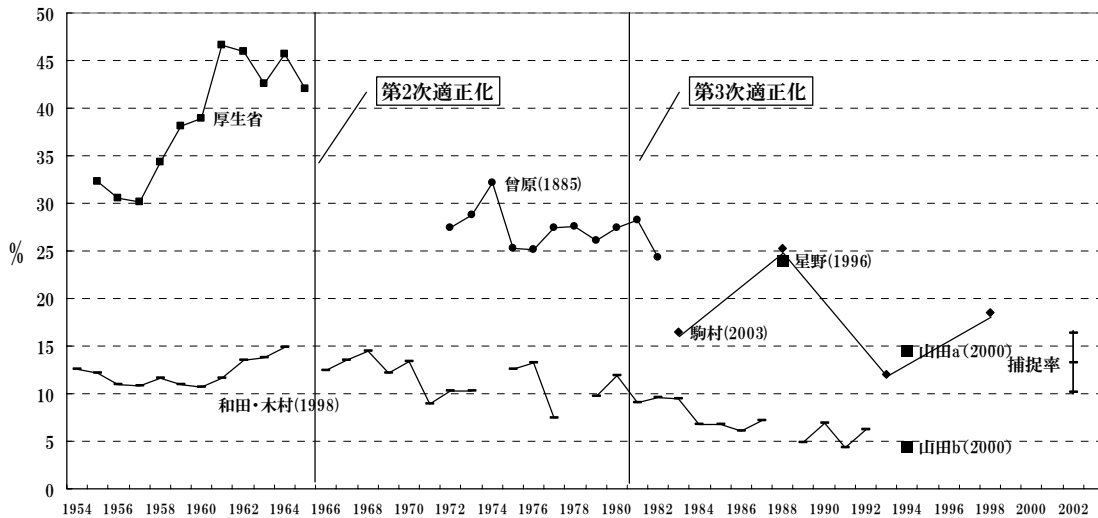


図2 低所得率推計の先行研究概要⁽¹²⁾

注) 中川（2002）を参照して筆者作成

2.2 使用データ

使用したデータは東京大学SSJデータアーカイブから入手した『日本版 General Social Surveys』⁽¹³⁾の2002年度版と2003年版の個票データである。このデータをプールデータにして用いた。この調査は大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所が実施しており、対象は全国の満20-89歳の男女個人であり、調査方法は調査員による面接と留置による自記式を併用している。回収率はJGSS-2002が62.3%、JGSS-2003がA票55.0%、B票48.0%である。サンプルサイズは全部で4,383、所得・世帯人員数に関するデータが欠損しているサンプル処理後の値である。欠損値処理後は元のデータの約66.5%のサンプルサイズとなった。またこの調査の標本抽出は層化2段無作為抽出法で行われている。

プールデータとして用いた理由は生活保護の捕捉率を推計するためにより多くのサンプル数を得るためである。またウェイトに関しては性別・地域別・市郡部別・年齢別に算出されてあるものを用いた。所得については、階級値のデータのため、各階級の中央値を各人の属する世帯所得として使用した。

また、生活保護は世帯単位での支給となっているが、使用したデータは個人単位のデータとなっていること、所得のデータについては欠損値が多いこと、データの制約上、生活保護受給とその他の社会扶助が峻別できていないこと等から、厳密に生活保護率を推計することには限界があることも明記しておく。

2.3 低所得率推計方法

生活保護の扶助基準は1983年より水準均衡方式⁽¹⁴⁾が採用され、扶助基準額が一般国民生活の生活水準に比例して増減するようになっている。2003年において生活保護基準は国民の消費支出や物価が下

落する傾向を受けて 0.9% 切り下げられた。本稿では使用しているデータが 2002 年度・2003 年度のプールデータであるため、各年毎に基準を作成し、その年の生活保護基準から算定する最低生活費以下の所得の世帯を低所得世帯とした。生活保護はまず世帯員の年齢によって決まる居宅 1 類と世帯人員で決まる居宅 2 類、居住地で決定する冬季加算 (5 ヶ月分)、貸家に居住する者に支給される住宅扶助、そして基本的に 70 歳以上の高齢者に対して支給される高齢加算・単親世帯に対して支給される母子加算・6 歳までの児童養育に対して支給される児童養育加算、そして妊婦加算・産婦加算・障害者加算や一時扶助金などから算定される。本稿では各種加算の重複については認められるものとし、児童養育加算は単純に 6 歳までの児童に対して加算されるものとした。

データの制約上、母子加算は調査に回答した本人が単親世帯の母親・もしくは父親である場合のみ単身世帯とし、加算を行った。単親世帯はアンケートに回答した本人が未婚もしくは配偶者と離別・死別し、18 歳以下の扶養する児童がいる場合に限った。またデータの制約により妊婦加算・障害者加算・産婦加算は考慮せず、また生活保護支出の約 6 割を占める医療扶助⁽¹⁵⁾や一時扶助・葬祭扶助などの一時的な扶助に関しても考慮をしていない。

生活保護基準は居住地によって 6 段階の級値の設定があり級値ごとに居宅 1 類・2 類など給付の水準が異なっている。級値に関しては筆者が 2002 年度・2003 年度の『生活保護手帳』⁽¹⁶⁾から都道府県の都市の大きさ別に級値を大まかに設定した⁽¹⁷⁾。また住宅扶助に関しては都道府県別によって上限額が異なるが、本稿では都道府県・市町村別のデータの入手が困難だったゆえに、国で設定されている基準額 (1,2 級地は 13,000 円/月、3 級地は 8,000 円/月) を採用した。

下に基準式を示す。(擬似最低生活基準をここでは W_i で表す。) 以上のように世帯別に設定した最低生活所得額以下の世帯を低所得世帯とし、低所得率を推計した。(世帯ベースでの低所得率、以下同様) また所得としては先と同様に株式配当・年金・不動産収入などを含めた所得の税引き前の世帯収入を用いた。

$$W_i = \boxed{\text{居宅 1 類}} + \boxed{\text{居宅 2 類}} + \boxed{\text{冬季加算}} + \boxed{\text{高齢加算}} + \boxed{\text{母子加算}} + \boxed{\text{児童養育加算}} + \boxed{\text{住宅扶助}}$$

2.4 生活保護捕捉率推計方法

生活保護の捕捉率とは保護率を受給資格者率 (低所得率) で除したものであり、受給資格者のうち扶助受給者の割合を表している。保護率とは人口に対しての生活保護受給者の割合である。この分析において受給者としたのは面接調査票の「現在のあなたの生計をまかなう収入源は何ですか」の回答複数選択式の項目で「社会福祉 (生活保護・福祉手当等)」を選んだ者を生活保護の受給者とした。福祉手当と生活保護の受給者がデータの制約により分離が非常に困難であり分離は行わなかった。

2.5 低所得率・捕捉率推計結果

表 1 は世帯類型別・本人属性別のウェイト調整済みデータに対して、低所得世帯に属している回答者の割合を本人属性及び世帯属性別に表したものである。全体の低所得率は 9.5% であり OECD 基準での中位所得 40% 基準程度の値を得た。また先行研究同様に、世代別に関しては 20 代が 11% と高く、また 30 代を底に年齢が上がる程に低所得率は上がる U 字カーブを得た。また女性が男性に対して相対的に高く低所得リスクを抱えている。また世帯人員の視点からは、単身世帯において非常に低所得率が高く、また同居世帯に関しても世帯人員が増える程に低所得世帯率が上昇する結果を得た。学歴に関しても同様に、中卒者において低所得リスクが非常に高いことが観察された。

また全体での生活保護捕捉率は 13.2% となった。図 3 は属性別での生活保護捕捉率 (信頼度 95% の信頼区間) である。図 2 で先行研究との比較ができるが、貯蓄額・負債額など細かい収入・消費のデータの欠如にも関わらず先行研究と近似した値を得ることができた。この捕捉率 13.2% は大体受給資格者 8 人のうち 1 名しか受給していないということを示している。なぜ捕捉率がここまで低いのか、そしてまたなぜ低いことが問題であるのかは次節において検討を行う。

表 1 属性別低所得率推計結果

	低所得率(%)	低所得(世帯)数	総数		低所得率(%)	低所得(世帯)数	総数
全体	9.5	430	4383	世帯人員(1)	17.2	77	449
男性	7.0	156	2121	世帯人員(2)	10.9	137	1252
女性	12.3	274	2262	世帯人員(3)	8.2	76	930
				世帯人員(4)	6.4	54	849
世帯主20代	10.8	24	223	世帯人員(5)	6.6	32	483
世帯主30代	5.4	26	486	世帯人員(6人以上)	11.8	54	420
世帯主40代	6.9	47	683				
世帯主50代	8.0	81	1012	単身世帯	17.1	77	447
世帯主60代	9.5	97	1025	単身世帯(男性)	10.7	21	190
世帯主70代	14.1	97	687	単身世帯(女性)	23.6	56	257
世帯主80代	25.5	39	153	70歳以上単身世帯(女性)	27.2	27	112
シングルマザー	60.4	28	45				

**65歳以上や70歳以上などの表記は世帯主年齢ではなくこの調査に回答した本人の年齢である。

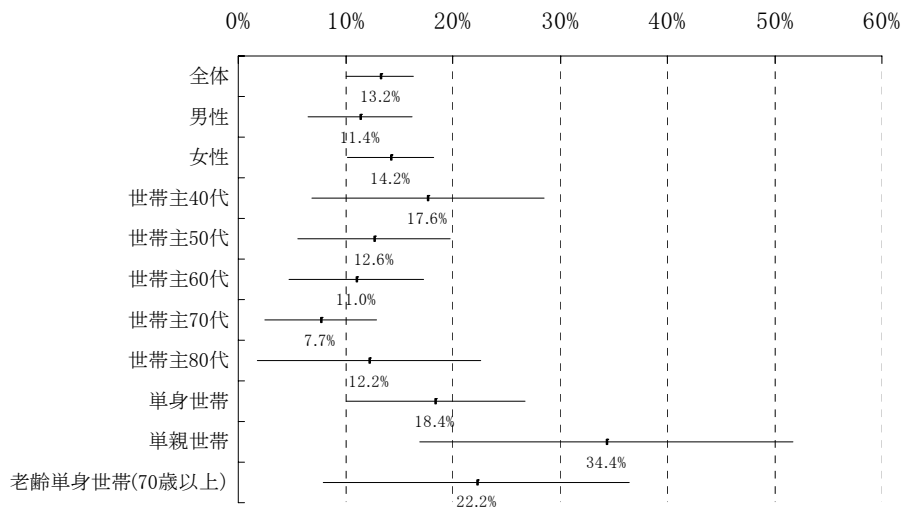


図 3 生活保護捕捉率 (信頼度 95%での信頼区間)

3. 社会扶助受給決定要因分析

3.1 先行研究

個人が社会扶助を受給するかしないかを決定する要因についての分析は日本での研究蓄積はほとんどない。しかし外国においての研究蓄積から学ぶものは大きい。非受給を決定する要素は金銭的要因、情報費用、取引費用（行政サービスの遅延や受給申請棄却の可能性）、社会的・心理的な負担（ステイグマなど）の4つのカテゴリーに分けられて OECD の報告書では紹介されている⁽¹⁸⁾。下にその詳細を記述する。

- ①金銭的な要因：受給することで得られる給付金額やサービス量によって受給するか否かは大きく左右される。Ashenfelter (1983) はこの仮説をアメリカの SSI プログラムのデータを用いて実証している。また予測される受給期間の長さも受給決定に影響を与えていることが指摘されている。
- ②情報費用：制度自体が存在していることと受給するための手続き方法の情報は受給に必要不可欠である。Warlick (1982) は小さい町や地方においてこの情報費用は都心より高くなるので小さい都市ほど捕捉率が下がることを実証している。また過去に何かしらの福祉制度を利用していた者は情報を得やすく受給する傾向があることも指摘されている。
- ③取引費用：サービスの提供が遅延して必要な時にサービスを受給できなかつたり、また受給を申請しても却下されてしまつたりする可能性が個人の受給決定に影響を与えている。Halpern *et al.*

(1986) はアメリカの障害者給付において受給申請受理率が高ければ捕捉率をあげ、低ければ捕捉率が下げることを確認している。これはカナダの失業者給付でも実証されているが、生活扶助制度に関してはまだ研究されていない。

- ④社会的・心理的な負担 (スティグマなど) : 特定の人たちを対象にする社会扶助制度を利用することへの嫌悪感・罪悪感をスティグマという。心理的な負担は受給決定を左右する。例えば社会的に活動的な人ほど社会扶助を受給しない傾向があることを Kayser *et al.* (2000) は指摘している⁽¹⁹⁾。

以上のように列記した先行研究の結果を踏まえて、日本の生活保護制度の低い捕捉率の原因を分析する。

3.2 モデルと仮説

生活保護制度の受給決定の経路を図式化すると図4のようになる。ここではN=人口であり、まず受給権者と非権者に分けられる。そして次に権利者は権利を認知しているものと、認知していないものに分かれる。(決定プロセス①: 認知) 認知していない者は、制度自体の存在を知らないか、知っていても受給権利が自分にあることを知らない者である。権利を認知しなければ受給を請求は起こらないので、それらの人は非受給者(a)となる。

次に権利を認知後、個人は申請、不申請を決定する。(決定プロセス②: 個人の選択) そして最後に行政が支給・非支給を決定する。(決定プロセス③: 行政決定) そこでもらえない人を非受給者(b), もらえる人は受給者(c)とする。また「申請しない」を選択した人を非受給者(d)とする。権利不保持者で受給しようとして、しない人を非受給者(e)とする。しかし偽りの申告をして不正受給をしようとする人も存在する。(④: 個人の選択) そして何らかの理由で申請が通り受給している不正受給者を(g)とする。

そして不正受給を試みて失敗した非受給者を(f)とする。(⑤: 政府決定) ここで③と⑤の決定を行う政府当局と申請者の間の情報が完全でないために、政府は不正受給とそうでない場合を完全に見分けることはできない。よって(g)が生じたり、また(b)が生じたりする結果になる。

また政府が予算の制約により受給者を絞り込みたい場合は③・⑤の決定において条件(受給要件)を厳しくすることで可能になる。このように受給決定には5つの決定プロセスが存在する。②・④は個人の決定で③・⑤は行政の決定である。①の認知は個人と行政双方の要因から決定付けられる。

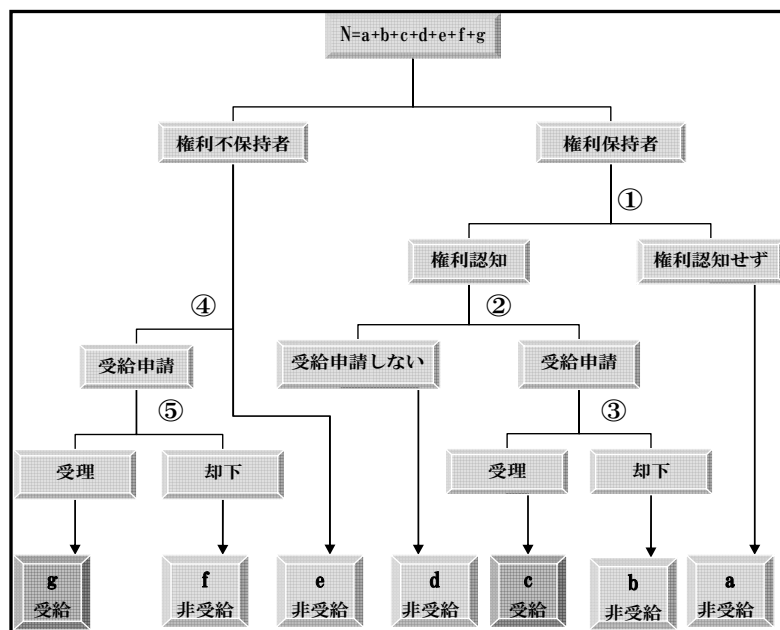


図4 受給決定経路図

以上の分類を使って再分配前の低所得率を表してみると以下のようなになる。

$$\frac{a+b+c+d}{N} \quad (N=a+b+c+d+e+f+g) \quad (1)$$

しかし推計で用いられている所得は再分配後所得なので本稿で示した低所得率は以下のようになっている。ここでの q は生活保護を一部しか受給できず受給後も低所得線以下の所得になっている人の割合である。

$$\frac{a+b+q(c)+d}{N} \quad (2)$$

保護率は右のようになる。

$$\frac{g+c}{N} \quad (3)$$

次に偽申告が存在しない場合の本来あるべき捕捉率を表すと以下のようなになる。

$$\frac{c}{a+b+c+d} \quad (4)$$

しかし現実にはデータの制約があり、本稿においても再分配後の所得情報しかないために (g) と (c) の分離は不可能である。よって第2節でも観察されている捕捉率は以下のようなになる。

$$\frac{c+g}{a+b+c+d+g} \quad (5)$$

また申請受理割合 P を表すと以下のようなになる。この割合 P は申請者には入手可能な情報であるとする。

$$P = \frac{c+g}{c+d+f+g} \quad (6)$$

不正受給を含めて受給決定行動を分析するためには申請者のより細かいデータを含む政府データ、もしくは独自の調査を行う方法があるであろう。本稿ではデータの制約があるため不正受給に関しては無視して、分析を行う。つまり (e) 、 (f) は存在しないと仮定し権利不保持者の行動は分析しない。そうすると受給決定には3段階のステップがあると解釈できる。①認知 ②個人の受給・非受給の決定 ③政府の支給・非支給の決定 である。この3つの視点から先行研究の仮説も考慮しながら受給決定要因を検討していく。

① 決定プロセス1：認知

権利保持者が受給権利を認知することと認知しないことを左右する要因はどのようなものが考えられるのであろうか。これには2つの要因が考えられる。1つは行政的な要因で、予算制約による「情報費用」が原因である。つまり「制度利用が可能な人」に「制度の存在とその利用方法」の情報提供が不十分なゆえに、権利者に認知させられない結果を生んでいるのである。特に地方ほどその情報費用は高くなり捕捉率が低下することは先行研究でも指摘されている⁽²⁰⁾。もう1つ、日本固有の原因として考えられるのは「中流意識」の高さである。日本では戦後、中流意識が拡大してきた。中流意識の弱まりや格差の意識の広がり指摘されつつあるが⁽²¹⁾、内閣府の統計⁽²²⁾をみても「中流意識」はまだ健在である。

図5は10段階評価の棒グラフであるが、低所得線以下の者において自分を下の階層だと感じている者の比率は確かに高いが、それでも全体的に低所得線以上の人の分布と大きな差異は見られず、低所得層にも「中流」意識が浸透していて、それが未だ健在なことが伺える。

自分が「中流」であるならば低所得者対象の生活保護を受給する権利があるとは認知しないであろう。「中流」の定義はここでは行わないが、生活保護の低所得線以下の所得の者を低所得と定義し、な

おかつ「中流」に「低所得者」は含まれないという前提のもとで、日本では約 79% というかなり多くの低所得者が「中流」だと誤認している。この誤認が捕捉率を押し下げているのではないだろうか。この所属階層誤認仮説についての実証結果は後に示す。

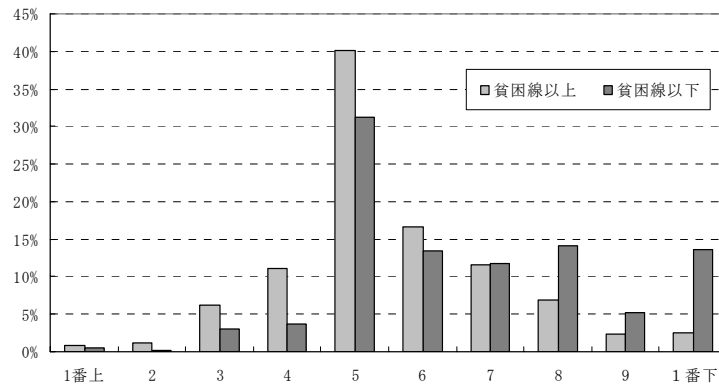


図 5 所得 10 分位と所得階層認識

② 決定プロセス 2：個人の受給決定の選択

受給権利の認知の後に、個人は「受給する、しない」の選択を行う。この決定は個人の「受給することで得られる便益」と「受給するためのコスト」の関係で決定する。まず個人 i の受給しない場合の期待効用を以下のように表す。期待効用は所得の増加関数とする。

$$E^0(U_i) = U(Y_i) \quad Y_i = \text{受給しない場合の所得}$$

次に個人 i の生活保護を受給申請する場合の期待効用を以下のように表す。

$$E^1(U_i) = p_i(U(Y^*, C_i)) + (1 - p_i)(U(Y_i, C_i))$$

Y^* =受給した場合の所得（ここでは一定の最低生活費とする。）、 U は Y の増加関数

C =受給のための物理的・心理的費用、 U は C の減少関数

p =個人が予測する申請が受理される確率

Pr は受給する時は 1 で非受給のとき 0 と表すものとする。受給の決定は以下のように表せる。

$$Pr = 1 \text{ if } E(U_i^0) < E(U_i^1) \\ Pr = 0 \text{ otherwise}$$

また B を受給することで得られる給付額とすると $B = Y^* - Y_i$ と表せる。これを用いて決定を表してみると以下ようになる。

$$Pr = 1 \text{ if } p_i\{U_i(B_i, C_i)\} + (1 - p_i)\{U(C_i)\} > 0 \\ Pr = 0 \text{ otherwise}$$

個人の申請受理の予測確率 p は(6)の P に依存している。つまり P が高い程、受給申請する人が増え捕捉率が上がる。このことは Halpern *et al.* (1986) でも実証されている。また自分の所属する特定の母集団（例えば高齢者・母子世帯）の申請受理確率が高ければ高い程 p も上がりその集団の捕捉率を上げる効果を持つ。また B は Pr にプラスの影響がある。 Y^* （基準額）が上がれば B は上がり Pr も高くなると考えられる。また Y_i が低い程、 B は上がるために Pr は高くなる。先行研究においてもこのことは示されている。例えば、所得が低い程生活扶助を利用することを Ashenfelter (1983) が指摘し

ている。

物理的・心理的コスト C を観察することは容易でない。しかしいくつかの代理的な指標で観察できることを先行研究は明らかにしている。物理的費用は年齢・居住地・健康状態に依存していると考えられる。年齢効果に関しては、国や分析者によって結論が異なる。年齢が上がるほどに手続きの困難さは高くなり、物理的費用を上げると考えられる。また年齢階層が上がるほど社会扶助への嫌悪感が強くなり受給しない行動にでるという可能性もある。しかし年齢ゆえの受給期間の長期化は ΣB_i (受給期間中のベネフィットの合計) を高める効果があるので全体の効果はわからない。

過疎地域に住むほど手続きの物理的コストが上がることは容易に想像できる。心理的コストに関しては社会的参加度が関係していると指摘されている⁽²³⁾。学歴に関しては学歴が高くなるほど社会扶助利用に嫌悪感が強くなるという仮説が Kayser *et al.* (2000) や Liphahn (2001) で確認されている。なお、上のモデルでは時間を考慮しなかったが、将来的な所得上昇の予測がある場合は非受給選択の確率が高まることは Liu *et al.* (2005) で指摘されている。また時間を考慮すると、健康状態が受給決定にプラスの影響があると考えられる。健康状態が悪い者は受給期間の長期化が予想できるからである。

③ 決定プロセス 3：政府の支給決定

生活保護の原則として「能力・資産の活用」がある。またこのプロセスで当局は不正受給か否かを見分けなくてはならない。そのためにも資産調査や稼働力調査を行う。その資産調査の基準として所得はもちろん貯蓄、資産がある。また稼働力調査としては健康状態、要扶養児童・高齢者を抱えていてかつ配偶者がいない世帯状況などといった点などが重要となってくる。単親世帯・単身世帯・高齢世帯は受給決定に正の影響があると考えられる。また持ち家、貯蓄の保持は受給決定に負の影響があると予測できる。

3.3 分析方法と変数

生活保護受給者のサンプル(c)と(g)と再分配後の生活保護受給資格保持者(a)と(b)と(d)のサンプルに絞り、受給していたら Pr=1 受給していなかったら Pr=0 という被説明変数として Probit 分析を行った。

表 2 変数表

仮説	変数名	説明
性別	性別*	女性=1
年齢	年齢	年齢
高齢世帯	高齢者(65歳以上=1)*	65以上の高齢者が世帯にいる=1
単身世帯	単身世帯*	一人暮らし=1
子どものいる世帯	18歳未満の子どもの数	18歳未満の子どもの数
単親世帯	単親*	アンケート回答者が単親世帯の親=1
居住地(郡部)	地域(郡部居住)*	郡部に居住=1
学歴が高い	中学*	最終学歴が中学=1
	大学・大学院*	最終学歴が大学・大学院=1
	短大・専門学校*	最終学歴が短大・専門学校=1
持ち家がある	持ち家あり*	持ち家に居住している=1
貯蓄がある	貯蓄あり*	貯蓄で生計をまかなっている=1
健康状態が悪い	健康状態が悪い*	健康状態が悪い・少し悪い=1
将来展望がない	将来への希望が低い*	「今の日本の社会には、あなたやあなたの家族の生活水準を向上させる機会がどのくらいありますか」という質問(5段階選択式の回答)に対して「あまりない」「全くない」を選択した人=1
階層誤認	社会階層認識ギャップ	認識している自分の所属する社会階層(10段階評価)－所属する所得10分位の値(ゼロ以下がゼロとする。) 値が大きくなればなる程、認識にギャップあることを示している。
	認識ギャップダミー*	自分の所属階層が「中の上」以上と答えた人

注) 変数名の後に*が付いているものはダミー変数である。

3.4 記述統計量と分析結果

表3が記述統計量であり、表4で分析結果を示す。所属階層誤認仮説の効果をみるために(1)は社会階層認識ギャップと認識ギャップダミーを取り除いたモデルの結果である。(2)は社会階層認識ギャップを入れたモデルで(3)は認識ギャップダミーを入れたモデルの結果である。

社会扶助の受給決定行動に関して日本には研究蓄積がないが、外国においては多くのことが示されており、それらの仮説は日本のケースにおいても実証できた。しかし年齢が受給に与える影響は今後要検討である。

単親世帯・持ち家に住んでいないことは、受給決定に正の影響を与えている。このことは低捕捉率に政府のゲート規制が寄与しているからと考えられる。

また、低所得層にも浸透している「中流意識」が捕捉率の低さに寄与している。このことから「中流意識」が崩壊すれば大量に生活保護受給者が増大することが予測できる。

学歴の高さは社会扶助受給への嫌悪感が高いという心理的費用のために受給に負の影響を与えるという仮説が確認できた。最後に健康状態を受給期間の長さの代理変数として検証した結果、The duration hypothesis が確認できた。

表3 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
生活保護受給 (受給=1)	448	0.136	0.343	0	1
性別 (女性=1)*	448	0.641	0.480	0	1
年齢	448	57.944	18.604	20	89
高齢世帯(65歳以上=1) *	448	0.239	0.427	0	1
単親*	448	0.185	0.389	0	1
単親*	448	0.069	0.254	0	1
18歳未満の子どもの数	448	0.248	0.634	0	5
地域 (郡部居住) *	448	0.225	0.418	0	1
中学*	448	0.533	0.499	0	1
大学・大学院*	448	0.085	0.279	0	1
短大・専門学校*	448	0.047	0.212	0	1
持ち家なし*	448	0.386	0.487	0	1
貯蓄あり*	448	0.154	0.361	0	1
将来への希望が低い*	448	0.600	0.490	0	1
認識ギャップダミー*	448	0.754	0.431	0	1
社会階層認識ギャップ	448	3.147	2.030	0	9

表4 分析結果

Probit分析 (20歳以上の低所得世帯に属している者と生活保護受給者)

被説明変数=「生活保護を受給している=1」,「していない=0」

	(1)		(2)		(3)	
	dF/dx	Std. Err.	dF/dx	Std. Err.	dF/dx	Std. Err.
性別・年齢・世帯類型・居住地						
性別(女性=1)*	-0.018	0.029	0.002	0.024	0.004	0.022
年齢	-0.002	0.001 **	-0.002	0.001 **	-0.002	0.001 **
高齢世帯(65歳以上=1) *	-0.006	0.037	-0.013	0.030	0.001	0.030
単身世帯*	0.019	0.037	0.014	0.032	0.004	0.027
18歳未満の子どもの数	0.019	0.019	0.005	0.016	0.002	0.014
単親*	0.118	0.078 **	0.106	0.072 **	0.132	0.078 **
地域(郡部居住)*	0.002	0.033	-0.005	0.028	-0.015	0.023
最終学歴						
中学*	0.069	0.038 *	0.051	0.033	0.044	0.030
大学・大学院*	-0.081	0.019 **	-0.061	0.018 *	-0.055	0.017 *
短大・専門学校*	0.012	0.069	0.033	0.075	0.038	0.074
財産状況						
持ち家なし*	0.188	0.040 ***	0.153	0.038 ***	0.132	0.036 ***
貯蓄あり*	-0.037	0.028	-0.020	0.027	-0.021	0.024
意識						
健康状態が悪い*	0.107	0.037 ***	0.098	0.035 ***	0.101	0.035 ***
将来への希望が低い*	0.002	0.026	-0.005	0.023	-0.008	0.021
社会階層認識ギャップ	-	-	-0.024	0.006 ***	-	-
認識ギャップダミー*	-	-	-	-	-0.191	0.045 ***
擬似決定係数		0.254	0.313		0.355	
n		448	448		448	

注1) Coef. は限界効果を表している。

注2) 変数名の後に*が付いているものはダミー変数である。

注3) Std. Err. の後の*は10%,**は5%,***は1%有意水準で統計的に有意であることを示している。

本節では、生活保護の低い捕捉率の背景にある「非受給」という結果を3つの決定プロセスから説明した。またそのことで非受給原因を「政府側の要因」「個人の選択の要因」に分離することを試みた。本稿の冒頭に上げた捕捉率の問題点の一つとして「公平性」の問題を指摘したが、もし捕捉率の低さが「個人の選択」の結果であるならば、その問題性はさして大きくないであろう。しかしもし「政府側の要因」が大きいのであれば公平性の観点から問題があるとも言えよう。

実証結果としては「政府要因」も「個人要因」も共に受給決定に影響を与えており、その寄与度はわからないが、決定プロセス1の認知においては「政府側の要因」である情報提供の代理変数として用いた「居住地」は決定に大きく影響を与えておらず、「個人の要因」である階層認識と現実のギャップが大きく認知を左右している。この意味では日本の低い捕捉率は政府側の「適正化」という名におけるゲート規制よりも幅広く浸透した「中流意識」が捕捉率を低く抑えている可能性もある。

また低捕捉率の問題点の一つは生活保護基準の変更など政策変更における政府の将来の予算規模の推計、長期的な財政計画の策定の困難性を高めることが挙げられる。低い捕捉率が「政府側の決定」であるか「個人の選択の決定」であるかに関わらず、この意味では大きな問題であるといえよう。特に「中流意識」が捕捉率を低く抑えているのであるならば、今後「中流意識」が崩壊することになれば、生活保護受給に流入する低所得層が増大することが予測される。今後、生活保護制度のより正確な政策運営を行うためにも、社会扶助の受給決定行動についてより一層研究が蓄積されることを期待する。

4. おわりに

本稿では低所得率・生活保護捕捉率を推計することにより日本における低所得の概要を述べた上で、低い捕捉率の要因に関して実証的な分析を行った。主な結果を以下に示す。

第1に、生活保護基準からの低所得率は9.5%という値を得た。また世帯人員・性別・年齢・世帯類型によって低所得のリスクは大きく異なる。第2に、生活保護制度の捕捉率は13.0%と非常に低い。このことから日本は生活保護受給率以上に低所得層が大きく存在していると言える。また捕捉率は世帯人員・年齢・世帯類型によって差異がある。第3には政府調査と比較してJGSSのような小規模な一般目的用の調査を用いても、ある程度は有意に低所得率・捕捉率を推計することが確認できた。

第4には、生活保護の低い捕捉率の原因は「支給側」の要因と「受給側」の要因に分けられた。そして受給決定のプロセスを①認知、②受給側の選択、③支給側の決定に分けると②は「受給側」の要因で決まり、③は「支給側」の要因で決定する。しかし①の「認知」のプロセスは「受給側」と「支給側」双方の要因が関係している。そして実証分析の結果により「認知」プロセスでは「受給側」の要因が大きいことが伺えた。そのこと背景としては低所得層にも定着して根付いている「中流意識」が「受給権利」を個人が認知することを阻害していると考えられる。また「支給側」の要因としてのゲート規制も低い捕捉率に寄与している。

以上結果から日本では1%前後という生活保護率の影に比較的大きな低所得層が存在していることが示唆される。その要因である低捕捉率を支えている要因は、政府当局のゲート規制だけでなく、低所得層にも浸透している「中流意識」が寄与している。このことから今後、日本の「中流意識」が崩壊すれば、生活保護に流入する低所得層が増大する可能性が否定できない。公平性の観点からも正確な政策運営の観点からも今後社会扶助の受給決定要因に関するより一層の研究の蓄積が行われることは有意義であろう。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブ

がデータの作成と配布を行っている。本稿は、JGSS-2002, JGSS-2003 を使用している。

[謝辞]

本稿は慶應義塾大学研究プロジェクトで筆者が執筆したものを大幅加筆修正したものである。論文作成過程全般に渡り多々非常に有益なアドバイスを頂きサポートして下さった慶應義塾大学山田篤裕先生を始め、アドバイスを頂いた土居丈朗先生、太平哲先生そして2007年6月30日に大阪商業大学で行われた「JGSS 研究発表会 2007」においてアドバイスを頂いた諸先生方に深く感謝する次第であります。

[注]

- (1) 厚生労働省のホームページより、‰は千分率。
- (2) 保護率とは(受給者/人口)である。
- (3) 低所得率(貧困率)とは、貧困線以下の所得者数を人口で序した割合である。貧困線に関しては多くの議論があるが、一般的には世帯人員調整済み中位所得の50%を用いることが多い。
- (4) OECD Economic Studies No.29, 1997/II など
- (5) OECD Economic Studies No.29, 1997/II pp62
- (6) Michael Förster and Marco Mira d' Ercole (2005), "Income distribution and poverty OECD countries in the second half of the 1990s" OECD Social, Employment and Migration Working Paper No.22, pp74
- (7) 生活保護の捕捉率 = 保護率/受給資格者率(低所得率)
- (8) 例えば岩田(2005)などが指摘している。
- (9) それに関しては岩田(2005)に詳しく述べられている。
- (10) 駒村(2003)では単身世帯の低所得が高く、また年齢別には若年層と高齢者の低所得率が高いことが示されている。また星野(1996)でも単身世帯の低所得は高くまた世帯人員が増えるに従い低所得率が高くなる傾向があることが示されている。また山田(2000)ではひとり親世帯・女性の高齢者単独世帯の低所得率が高いことが推計されている。
- (11) 本稿ではデータの制約があるために低所得率の年次的な動向に関しては留意しない。
- (12) 中川(2002)を参照して筆者作成。駒村(1996)は5年おきの推計。山田 a (2000)は財産・負債を考慮した際の捕捉率で、山田 b (2000)は考慮しない場合の捕捉率。右端の「捕捉率」は本稿における推計結果(95%有意区間の推計)。厚生省「厚生行政基礎調査」より引用。
- (13) 詳細に関しては <http://jgss.daishodai.ac.jp/> を参照されたい。
- (14) 一般世帯消費の7割程度を目安に一般国民の生活水準の変化に応じて扶助基準を改定する方式である。
- (15) 生活保護をうけると医療扶助も受給することになるが、医療扶助のみを受給している世帯もある。生活扶助受給世帯数が117.2万世帯に対し、医療扶助のみを受給している世帯は54.1万世帯あり。また平成13年度の保護総額2兆772億円のうち54%を医療費が占める。(2003年『国民の福祉の動向』より)
- (16) 『生活保護手帳』(2002年度版)(2003年度版)、生活保護低調編集委員会(編集)
- (17) 大まかに筆者が独自に都道府県・年の大きさ別に設定した級値区分に関しては論文末尾に表を付与した。
- (18) Virginia Hernanz, Franck Malherbet and Michele Pellizzari (2004), "Take-up of Welfare Benefits in OECD countries: A Review of the Evidence", OECD Social, Employment and Migration Working Paper No,17 2004.pp19
- (19) 例えば教会の集まりに参加したことがない人は社会扶助を受給する傾向にあることが実証されている。
- (20) 例えば Warlick (1982) が実証している。
- (21) 大竹(2005)を参照。
- (22) 内閣府「国民生活世論調査」2003年度
- (23) Kayser *et al.* (2000)

[参考文献]

- 岩田正美, 2005, 『『被保護層』としての低所得』岩田正美・西沢晃彦編『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房.
- 江口栄一, 1979, 『現代の低所得層—上巻』未来社.
- 大竹文雄・富岡淳, 2003, 「誰が所得再分配政策を支持するのか?」『経済分析』内閣府経済社会総合研究所 171 : 3-27.
- 大竹文雄, 2005, 「所得格差は拡大したのか」『日本の不平等』日本経済新聞社.
- 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』46(3)2003.8, 慶応義塾大学商学会.
- 駒村康平, 2001, 「低所得者に対する社会保障」『福祉の総合政策』創成社.
- 篠崎武久, 2005, 「再分配政策への支持を決定する要因—先行研究の結果と JGSS データを用いた分析結果の比較」『社会調査の公開データ—二次分析への招待』佐藤博樹・石田浩・池田謙一編, 東京大学出版会.
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 「高齢者の所得分配の国際比較」『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 曾原利満, 1985, 「低所得世帯と生活保護」社会保障研究所編『福祉政策の基本課題』東京大学出版会.
- 中川清, 2002, 「問題論・ニード論 生活保護の体操と低所得問題の変化」『社会福祉研究』83 : 32-42.
- 星野信也, 1996, 「わが国における低所得と不平等の測定」『大原社会問題研究所雑誌』446, 大原社会問題研究所.
- 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.
- 和田有美子・木村光彦, 1998, 「戦後日本の低所得—低所得世帯の計測」『季刊社会保障研究』34-1 (通巻 140 号) .
- Atkinson. A. B., Rainwater. L and Smeeding. T. M., 1995, “Income Distribution In OECD Countries, Evidence From The Luxembourg Income Study” , *Income Distribution in OECD countries*, OECD Social policy Studies 18, Paris.
- Ashenfelter. O ., 1983, “Determining participation in income-tested social programs” , *Journal of the American Statistical Association* 78:517-525.
- Förster. M and Marco Mira d’ Ercole, 2005, “Income distribution and poverty OECD countries in the second half of the 1990s” , *OECD Social, Employment and Migration Working Paper* 22.
- Hernanz. V , Malherbet.F and Pellizzari.M., 2004, “Take-up of Welfare Benefits in OECD countries: A Review of the Evidence” , *OECD Social, Employment and Migration Working Paper* 17.
- Hilke Kayser and Joachim R. Frick, 2001, “Take it or leave it: (non-) take-up rate behavior of social assistance in Germany” , *Schmollers Jahrbuch* 121, 27-58, Duncker & Humblot, Berlin.
- Michael Forster and Mark Pearson, 2002, “Income Distribution And Poverty In The OECD Area” , *OECD Economic Studies* 34, Paris.
- Oxley. H, Burniaux. J, Dang. T and d’Ercole. M., 1997, “ Income distribution and poverty in 13 OECD countries” , *OECD Economic Studies* 29.
- Pak Wai Liu, Jie Zhang, and Junsen Zhang, 2005, “Why many eligible individuals choose not to go on welfare” , *Economic Inquiry* 43-2:385-400, Western Economic Association International.
- Robert Moffitt, 1981, “Participation in the AFDC program and the stigma of welfare receipt: Estimation of a choice theoretic model” , *Southern Economic Journal*, Jan. v. 47, iss. 3.
- Riphahn. R. T., 2001, “Rational poverty or poor rationality? The take-up of social assistance benefits” , *Review of Income and Wealth, series* 47, Number 3, September 2001.
- Warlick. J. L., 1982, “Participation of the aged in SSI” , *Journal of Human Resources*, 17(2) : 236-260.