

## 研究ノート

# 低所得世帯における社会保険と生活保護の現状に関する研究

河口 洋行\*<sup>1</sup> 井伊 雅子\*<sup>2</sup>

## 抄 録

本研究は、公的医療保険に未加入或いは未納で公的医療保険が利用できず、一方で生活保護制度の医療扶助も利用できない世帯の実態を所得再分配調査の個票を用いて分析するものである。

本研究では、まず医療保険料の不払い世帯を擬制的に実質的な無保険者とみなして、その世帯を特定した。一方で、生活保護の受給世帯をその他社会保険給付の金額から特定した。その上で、公的医療保険が利用できず、かつ生活保護を受給していない世帯を独自に「谷間世帯」と定義した。この谷間世帯について、それ以外の非谷間世帯と基本統計を比較するとともに、谷間世帯が否かダミー変数を被説明変数としてプロビット分析を実施し、谷間世帯になる要因を探った。

その結果、この谷間世帯は全サンプルの約12.7%と、先行研究に比して妥当な水準となった。併せてプロビット分析の結果、社会保険への未加入・未納に関する先行研究が確認している流動性制約仮説は、本研究でも支持された。そのほかに、谷間世帯になる可能性は、短期雇用などの不安定な雇用環境の場合には高まり、世帯人数が多いことや母子世帯であることは低まることが示唆された。更に、サンプルを貧困世帯に限った場合には、その他の条件が一定であれば年齢が低いほど谷間世帯になりやすいことが示された。

キーワード：医療保障、未加入・未納者、谷間世帯

## I. はじめに

### (1) 背景

我が国の社会保障制度の基底をなす生活保護制度における支出が近年増大してきている。しかし、日本の補足率は先行研究によれば他の先進国に比して低く、低所得でありながら生活保護制度を受給していない世帯が多く存在しているとされている。一方、公的医療保険制度においては皆保険制度でありながら、未加入や未納の割合が増加してきている。例えば、国民健康保険制度におい

て保険料未納が一年以上継続した場合には、保険証から資格証明書に切り替えられ、患者は医療機関の窓口で医療費を一旦全額負担する必要がある。このような場合に、生活保護制度が利用できなければ、実質的に公的な医療保障が利用できない状態になっていると考えられる。

従って、わが国は公的医療保険制度を皆保険体制としているものの、低所得世帯において社会保険を利用できず、一方で生活保護受給の条件を満たすことなく（あるいは希望せず）、2つの社会保障制度の谷間におちて、必要な医療保障を受けられない世帯が増加している可能性が考えられる。

もしこのような社会保険制度と税制度の狭間が拡大している場合には、国民が公的な医療保障が利用できない問題に加えて、受診抑制によって重

\*1 国際医療福祉大学大学院准教授

\*2 一橋大学国際・公共政策大学院教授

症化し、最終的には生活保護制度等からの医療費支出がかえって増大する可能性がある。更に、重症化の過程で資産・貯蓄等を使い果たすことにより<sup>註1)</sup>、一旦生活保護制度を受給し始めると長期化し、生活保護からの脱却が妨げられるという問題も起きることが想定される。

ここで注意が必要なのは、同じ社会保障制度の年金と医療が異なるのは、年金の場合には同様の状態であっても未受給者が発生するだけであるが、医療の場合には重症化や受給長期化により、節減できた医療費が却って増加してしまうという問題が生じる点である。

## (2) 先行研究

### ① 公的医療保険制度の未加入の要因分析に関する先行研究

日本の公的医療保険制度では、全ての国民に職域又は地域に応じて公的医療保険を割り当て、加入を義務付けている。しかし、地域保険においては本人が加入手続きを取らなかったり（未加入）、保険料の支払いを怠ったり（未納）することにより実質的な無保険者が生まれる余地を残している。小椋・角田（2000）<sup>1)</sup>は、源泉徴収を行っていない自営業などの世帯では社会保険負担の急速な増大が納付率を2割以上低下させ、若い世代を中心に社会保険からのドロップアウトを発生させていると指摘している。

このような社会保険への未加入・未納に関する先行研究は国民年金を中心に数多く行われている。しかし、公的医療保険制度については、鈴木・大日（2000）<sup>2)</sup>や湯田（2006）<sup>3)</sup>など先行研究は少ない。鈴木・大日（2000）は、ランダムサンプリングした544名に対するユニークなアンケート調査を実施している。当該調査の設問で、現在「自分の名前が入った健康保険証はない」或いは「資格証明書を持っている」と回答した人を「実

質的な無保険者」としており、該当する19名の割合は全サンプルの3.5%であった。あわせて、この実質的な無保険者を被説明変数としたプロビット分析により、無保険者選択関数を推定した結果、世帯所得が低いほど、無就業状態であるほど、事実上の無保険者になりやすいことを確認している。

湯田（2006）は、「消費生活に関するパネル調査」の1993年から2001年の9年分のパネルデータを用いて、774人の女性（観測数は2412）のデータを分析している。尚、本研究のサンプルは若い女性を中心に所得水準は低い可能性があることに注意が必要である。設問で、「あなたは健康保険に加入していますか」という質問に対して、「どれにも加入していない」と回答したサンプルを未加入者とし、該当する98人はサンプル全体の12.7%となっていた。この未加入選択に関する要因を分析したところ、健康保険料が高いほど未加入の確率が高くなることが示されている。但し、これらの先行研究では、生活保護を受給している場合にも健康保険証を保有しない点は考慮されていない。

### ② 生活保護制度及び社会保険制度に関する先行研究

社会保障制度において、最後のセーフティネットとして生活保護制度があり、このなかの医療扶助が医療費を保障する仕組みになっている。しかし、現実の運用では生活保護制度は所得以外にも「補足性の原理」があり、その条件を満たさない場合には受給できない。また、スティグマ等により敢えて申請を行わないという選択も可能である。生活保護に関する研究としては、生活保護制度の補足率（低所得世帯のカバー率）を推計した先行研究が挙げられる。例えば、駒村（2003）<sup>4)</sup>は1999年の捕捉率を18.5%、橋木・浦川（2006）<sup>5)</sup>は1995年から2001年までの捕捉率を16.3%～19.7%と推計している。つまり、低所得世帯の約8割は生活保

護基準に該当するような低所得であっても、生活保護を受給していない場合が多いのである。また、生活保護制度に着目して、その実態や問題点については、阿部・国枝・鈴木・林編（2008）<sup>61</sup>が詳細な分析を行っている。この中に収められている阿部（2008）<sup>71</sup>は、国民年金の未加入・未納問題と生活保護について、鈴木（2008）<sup>81</sup>は、生活保護制度と国民健康保険制度について分析を実施している。このように社会保険制度と生活保護制度の関係を具体的なデータを用いて分析した研究は、この2つが見られるだけである。

この鈴木（2008）は、様々なデータを引用しながら、実質的な無保険者が医療費の10割負担をしなければならないため受診抑制し、最終的には生活保護制度を受給する可能性を示唆している。その対策として、公的医療保険側の生活保護制度への「ただ乗り」を防止する為の財政調整などの必要性を指摘している。一方で、公的医療保険の未納・未加入についての先行研究が少なすぎ、より詳細な調査・研究・政策評価が必要としている。

### （3）研究の目的と構成

本研究の目的は、「未納や未加入により公的医療保険制度を利用できない一方で、生活保護制度の受給基準またはその運用が厳格なため受給できず（希望せず）、実質的に公的な医療保障を利用できない世帯」を「谷間世帯」と独自に定義し、この谷間世帯の実態を把握することによって、生活保護制度と公的医療保険制度の一体的な改革について示唆を得ることである。

このため、本研究では2005年度所得再分配調査の個票データを用いて、谷間世帯を把握しその特性を検証する。所得再分配調査の対象には単身世帯も含まれており、比較的所得な世帯も多いことから、貧困に関する分析に適している（阿部、2006）<sup>91</sup>。

具体的には、以下の3つの手順により分析を行う。第一に、所得再分配調査の個票から生活保護受給世帯を一定の条件に従って特定する。第二に、同じ個票から公的医療保険を利用できない実質的な無保険者を特定する。第三に、第二の公的医療保険の利用をしておらず、かつ生活保護を受給していない世帯を「谷間世帯」として、その実態を把握する。

本研究の特徴は以下の3点である。第一点は、公的医療保険の未加入者に関する分析に、生活保護受給の情報を加えて、より正確な無保障の状態を把握することである。例えば、「保険証を有していない」或いは「健康保険に加入していない」状態であっても、生活保護制度を受給している場合には、公的な医療保障は制度としては利用可能である。第二点は、より低所得世帯の補足に適したデータを用いている点である。公的医療保険に関する先行研究ではユニークなアンケート調査や、若い女性中心のデータが用いられているが、本研究では単身世帯を多く含み、低所得世帯の実態分析に適していると言われている所得再分配調査を利用している。第三点は、全サンプルに加えて、貧困世帯について特にサブサンプルを設けて分析を実施している点である。

本研究の構成は以下のとおりである。本項では研究の背景と目的について説明した。第2節では分析データについて説明する。第3節では、分析方法について解説を行う。第4節では分析結果を示し、第5節では本研究のまとめと研究の限界を述べている。

## II. 分析データ

### （1）2005年度所得再分配調査の概要

本研究では2005年度の所得再分配調査の個票を用いて分析を実施する。所得再分配調査のサン

ルは、全国を500単位区に分け層化無作為抽出した上で<sup>注2)</sup>、抽出された当該地区内の全世帯を調査している。2005年度は2004年7月～8月の調査期間に9,409世帯に訪問による面接調査が実施され、データを得られたのは6,788世帯で回収率は60.6%であった。但し、当該調査では寮・寄宿舎等の単独世帯を調査対象として含んでいないことに注意が必要である。調査項目は、主に以下の4項目である。第一に世帯及び世帯員属性で、年齢・所得（世帯主の雇用者所得、財産所得、事業所得、可処分所得等）などである。第二に、社会保障負担で、年金・医療・介護等の社会保険料の支出額である。第三に、税負担で主に所得税等の直接税額を聞いている。但し、消費税などの間接税を含んでいない。第四に、社会保障制度の給付である。各種年金・失業手当・生活保護給付<sup>注3)</sup>などの現金給付と、医療（保険給付額）・介護（保険給付額）・保育（保育料）などの現物給付の金額を聞いている。現物給付では、正確な金額の把握が困難なため、医療については年間の医療機関への受診日数を調査し、当該日数に平均単価を乗ずることによって推計を行っている。

## (2) 所得の定義と貧困世帯の設定

所得再分配調査では、各種の所得の合計額を「当初所得」（各種所得＋仕送り＋企業年金・個人年金等＋その他所得＋生命保険・損害保険の保険金）と呼んでおり、2005年度の平均値は465.8万円であった。この当初所得に社会保障給付のうち現金給付部分を合計したのが、「総所得」（当初所得＋公的年金＋雇用保険給付金＋その他社会保障給付金）である。2005年度調査の総所得の平均値は569.8万円（当初所得の122%）となっている。この「総所得」から拠出（税・社会保険料）を差引き、社会保障制度の現物給付の現金換算額を加えたものが「再分配後所得」（可処分所得＋医療

〔現物給付〕＋介護〔現物給付〕＋保育〔現物給付〕）である。この再分配所得の平均値は、549.5万円（当初所得の118%）であった（図1）。

本研究では、上記の再分配所得を世帯人数で調整した「等価再分配所得」を用いて、相対的な貧困線を設定し、貧困線以下の世帯を「貧困世帯」と定義する。尚、貧困線は等価再分配所得の中央値の50%に設定している。

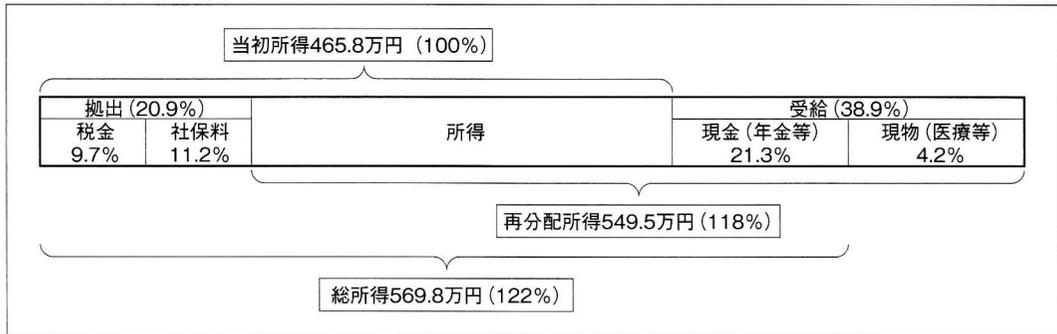
## (3) 生活保護世帯の特定

### ① 先行研究から見られる実績

所得再分配調査には「生活保護給付」の項目が2002年まで存在していたため、サンプルに占める割合やその所得水準を比較することが可能である。府川（2006）<sup>10)</sup>は1987年度から2002年度までの所得再分配調査を用いて、貧困線の算出、貧困世帯の割合、生活保護世帯の割合を詳細に分析している。

表1によると、2002年時点での貧困線以下の世帯数は全世帯数の15.5%を占めていた。2005年のデータを用いて筆者が府川（2006）と同じ等価基準で貧困世帯の割合を算出したところ16.5%に上昇していた。但し、府川（2006）は等価所得を算出する際に世帯所得を世帯人数で割戻す等価換算方法がOECD方式と異なっている<sup>注4)</sup>。この点を考慮して筆者がOECD方式での等価所得を算出すると、貧困世帯の割合は18.8%に上昇した。つまり、我が国では約15%～19%程度の世帯が貧困世帯に該当すると考えられる。

府川（2006）は、この世帯の中で生活保護を受給している世帯の割合を1987年から2002年まで算出している。その結果、生活保護世帯の全世帯に占める割合は0.6%から1.4%となっている。さらに、貧困世帯における生活保護の受給率は2.0%から4.8%までの間で、非常に低いことが指摘されている。つまり貧困世帯の95%超は生活保護を



出所) 2005年度所得再分配調査より筆者作成

図1 当初所得、再分配所得、総所得の関係

表1 貧困線以下の世帯と生活保護世帯の関係

	1987	1990	1993	1996	1999	2002	2005	2005*
等価所得貧困線 (年間所得)	89.6 万円	103.5 万円	120.5 万円	127.4 万円	127.0 万円	119.5 万円	130.8 万円	152.9 万円
貧困線以下世帯／総世帯	11.9%	14.1%	13.8%	14.2%	15.6%	15.5%	16.5%	18.8%
貧困線以下世帯人口／総世帯人口	10.5%	11.9%	11.4%	12.3%	13.7%	13.1%	14.2%	14.9%
貧困線以下世帯平均所得／貧困線	69.2	65.6	66.8	66.2	65.0	65.7	64.8	63.7
生活保護世帯／全世帯	1.2%	1.0%	0.8%	0.6%	0.6%	1.4%	-	-
生活保護世帯平均所得／貧困線	101.2	105.6	91.6	102.1	105.5	107.4	-	-
生活保護世帯平均所得／全世帯平均所得	44.8%	45.6%	39.7%	44.3%	45.5%	45.8%	-	-
貧困線以下の生活保護世帯／貧困線以下世帯	4.8%	3.2%	3.7%	2.1%	2.0%	3.8%	-	-
貧困線以下の生活保護世帯／生活保護世帯	47.2%	47.6%	62.0%	50.0%	49.0%	43.1%	-	-

注1) 貧困線は等価所得で調整した再分配所得の中央値の50%の所得額  
 注2) 貧困線以下の世帯数は等価所得でみた世帯数  
 注3) 貧困線以下の世帯人口は等価所得でみた世帯に属する人口数  
 注4) 等価所得の等価基準は世帯人数1人の場合に1、2人目以降0.5（但し、15歳未満は0.4）を用いている  
 注5) 2005年\*場合の等価基準は世帯人数の0.5乗を用いている  
 注6) 2005年より所得再分配調査の項目から生活保護給付金額の項目がその他に含まれたため算出できなかった  
 出所) 府川 (2006) P153 表6-3に2005年分を筆者が加筆修正

受給していないということである。また、生活保護を受給している世帯で貧困線以下の世帯は43.1%から62.0%となっており、生活保護世帯の約半数は貧困世帯よりも高い再分配所得を得ていることが指摘されている。

②本研究による生活保護受給世帯の特定

谷間世帯を補足するための予備的作業として、2005年度所得再分配調査の個票を用いて、以下の3つの条件を設定して生活保護世帯を推定した。第一に生活保護からの受給金額が含まれる「その他社会保障給付」の金額が1円以上であること、

第二に当該その他給付金の受給世帯のうち、「障害保障年金」及び「児童手当等」を受給する場合の予想金額とその他給付金が同じ世帯を除いた。第三に残りの世帯のうち世帯毎に推計した最低生活費と認定所得の「差額」と「その他給付」の金額がほぼ一致した世帯を生活保護受給世帯とした（推計方法の詳細は補論1参照）。但し、最低生活費を算出する際には、生活扶助と住宅扶助を除く6種類の扶助及び母子加算及び高齢加算以外の6種類の加算を考慮していない。従って当該手法では生活保護受給世帯数に下方バイアスがかかっている可能性がある。この結果、生活保護を受給している世帯数は89世帯と推定され、全世帯に対する生活保護世帯の割合は1.56%となった。

#### （4）公的医療保険制度を利用できない世帯の捕捉

次に、一定の条件から公的な医療保険制度が利用できない世帯を特定した。所得再分配調査では、当該世帯が「保険料を滞納しているか」・「資格証明書に切り替えられているか」などの情報を得ることができない。このため、公定医療保険料を支払っていない世帯を擬制的に、未加入・未納世帯とみなし、実質的に公的医療保険を利用できない世帯と考える。

この点について以下に説明を加える。日本の公的医療保険制度では全国民は職域保険と地域保険に強制的に割り振られることになっている（加入資格に年齢要件はない）。職域保険としては大企業向けの「組合管掌健康保険」や中小企業向けの「協会けんぽ」がある。地域保険としては、「国民健康保険」などがある。

これらの公的医療保険制度は、特殊な場合を除いて保険料の支払いを義務付けている。このため、職域保険においては、災害時に政令等で免除を特別に指示された場合を除いて、免除制度は原

則として存在しないとされている。また、国民健康保険制度では、保険料を最大7割まで減額する制度はあるものの、統一的な免除制度は存在しない。但し、自治体によっては、災害などの特殊な事情がある場合の全額免除制度を設けている場合がある。しかし、免除のための具体的な基準は明示されていない場合が多い（詳細は補論2参照）。尚、具体的な国民健康保険料（税）の免除金額を、2004年度国民健康保険事業状況報告書（厚生労働省）でみると、467千円で同年度の保険料総額の0.0000326%に過ぎない。

このような制度設計がなされているため、全ての世帯はなんらかの公的医療保険制度に加入しており、公的医療保険料の免除制度はほぼないと考えられる。そして、医療保険料を支払っていない世帯は、公的医療保険制度に非加入又は未納の状態にあると考えて大きな問題はないと思われる。但し、「育児休業・介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」により、育児休業中の社会保険料は免除されているが、本研究ではこの点は考慮されていない。併せて、緊急避難的に保険料支払いを猶予することを保険者と合意しており、後日支払う約束になっている場合も考慮されていない。従って、本推計方法による無保険状態の世帯の推定数には上方バイアスがある可能性が高い。

このような推計方法により特定した医療保険料不払い世帯である590世帯を、公的医療保険を利用できない世帯とみなすと、全体の10.35%であった。このうち貧困世帯では332世帯となり、貧困世帯に占める割合は30.97%とかなり高い割合となった（表2）。尚、本研究で推計した保険料不払い世帯の割合である10.35%は、鈴木・大日（2000）の1999年時点での実質的な無保険者の割合3.5%より高く、湯田（2006）の国民健康保険の未加入率12.7%より低い水準となっている。併

せて、本研究で推計した生活保護世帯の割合は1.56%で、府川（2006）が推計した2002年度の1.4%（表1）と近い水準であった。

### （5）生活保護制度と公的医療保険制度の谷間世帯の特定

本研究では、前節の医療保険料不払い世帯のうち生活保護を受給している世帯を除いた残りの世帯を、「事実上、公的医療保障を受けられない谷間世帯」として捉える。この谷間世帯の割合は、全世帯で8.79%、貧困世帯で27.24%に上った（表2）。

表2 医療保険料不払い世帯と生活保護受給世帯の世帯数と割合

世帯類型	全世帯	うち貧困世帯
医療保険料不払世帯 (母数に占める割合)	590 10.35%	332 30.97%
生活保護受給世帯(推定) (母数に占める割合)	89 1.56%	40 3.73%
谷間世帯数 (母数に占める割合)	501 8.79%	292 27.24%
母数	5698	1072

出所) 2005 年度所得再分配調査より筆者作成

この谷間世帯の特性を該当しない非谷間世帯と比較して確認しよう（表3）。世帯属性については、世帯主の年齢は谷間世帯の平均値59.9歳に対して非谷間世帯は57.7歳とほぼ同水準であった。世帯人数は谷間世帯が1.76人、非谷間世帯が2.88人と1.12人少なかった。高齢者世帯の割合や単身世帯の割合も谷間世帯の方が高くなっている。居住地に関する情報では、大都市や15万人以上の都市に居住している割合もあまり差は見られなかった。一方、当初所得の水準は谷間世帯が108.8万円に対して非谷間世帯は499.1万円と5倍程度の開きがあった。

雇用条件については、自営業の割合は谷間世帯が0.103と非谷間世帯の0.135より低いものの大きな差は見られなかった。所得を伴う仕事を持たず、年金も受給していない世帯（無職かつ年金受給なし）の割合は、谷間世帯で12.4%と非谷間世帯の2.4%の約5倍であった。1年以内の短期雇用で年金を受給していない世帯（短期雇用かつ年金受給なし）の割合は、谷間世帯で6.2%で非谷間世帯の2.0%の約3倍であった。

表3 谷間世帯とそれ以外の非谷間世帯の特性

	変数		
		谷間世帯	非谷間世帯
属性	世帯主年齢(才)	59.9	57.7
	世帯人数(人)	1.76	2.88
	世帯主女性割合	48.3%	17.5%
	高齢者世帯割合	44.7%	19.5%
	母子世帯割合	1.7%	1.4%
	単身世帯割合	55.9%	18.4%
居住地	大都市居住割合	20.6%	19.0%
	15万以上都市居住割合	31.3%	28.2%
所得	当初所得(万円)	108.8	499.1
	総所得(万円)	191.7	605.1
雇用	無職世帯割合	53.8%	20.3%
	1年以内の短期雇用割合	8.0%	4.5%
	自営業割合	10.3%	13.5%
	年金受給無し割合	38.1%	49.9%
	無職かつ年金受給なし割合	12.4%	2.4%
	短期雇用かつ年金受給なし割合	6.2%	2.0%

出所) 2005 年度所得再分配調査より筆者作成

従って、谷間世帯は、所得が低く世帯人数が少なく雇用が不安定で、高齢者世帯や単独世帯が多い傾向がある。一方で、世帯主の年齢・居住地・母子世帯の割合は大きな違いは認められなかった。

### Ⅲ. 分析方法

#### (1) プロビット分析の分析モデル

谷間世帯になる世帯の要因を探るため、以下のような潜在変数モデル (latent variable model) を用いて分析を実施する。

$$y_i^* = a + b1A_i + b2G_i + b3F_i + b4M_i + b5I_i + b6D_i + b7S_i + b8B_i + \varepsilon_i$$

$$y_i = 1 \quad \text{if } y_i^* > 0$$

$$y_i = 0 \quad \text{if } y_i^* \leq 0$$

但し、 $y_i^*$ は観測できない潜在変数 (latent variable) であり、 $y_i$ は実際に観測される変数で、谷間世帯である場合は1、それ以外は0を取る。また、各説明変数は、世帯主の年齢 ( $A_i$ )、世帯主の性別ダミー ( $G_i$ )、世帯人数 ( $F_i$ )、母子世帯ダミー ( $M_i$ )、世帯所得 ( $I_i$ )、無職ダミー ( $D_i$ )、短期雇用ダミー ( $S_i$ )、自営業ダミー ( $B_i$ ) である。b1-b8は各説明変数の係数で、 $\varepsilon_i$ は誤差項である。ここでは、誤差項は互いに独立で同一の正規分布  $N(0, \sigma^2)$  に従うと仮定して、プロビット分析を行う。

#### (2) 説明変数の選択理由

先行研究においては、流動性制約仮説を検証するために、所得・資産・就業状況の変数を用いている。しかし、本研究のデータでは資産に関する変数 (資産変数) を利用できないため、所得及び就業状況の及ぼす影響を分析する。従って、所得が低く就業していない世帯においても資産額が多

い場合には、流動性の状態を正確に把握できない可能性がある。尚、大日・鈴木 (2000) では資産変数 (資産) の係数は統計的に有意ではなく、湯田 (2006) でも資産変数 (金融資産保有額) の係数は統計的に有意ではなかった。

説明変数のうち世帯所得については、世帯の当初所得に社会保障制度からの現金給付をあわせた総所得の対数変換値を用いた。説明変数のうち就業形態については、無職ダミーは、年金を受給しておらず無職である世帯の場合に1を、その他の場合に0を取るダミー変数である。短期雇用ダミーは、同じく年金受給がなく1年未満の短期雇用の世帯の場合に1を、その他の場合に0を示すダミー変数である<sup>ie5)</sup>。資産の変数が欠けていることに留意は必要なものの、所得水準が低く、無職又は就業状況が不安定なことが谷間世帯となる要因である場合には、b5の符号は負、b6及びb7の符号は正が予想される。

自営業ダミーは就業形態が自営業の場合に1を、その他の場合に0を取るダミー変数である<sup>ie6)</sup>。自営業の世帯は、被雇用者に比して一般的に所得の補捉が困難なことから、保険料負担が実際の所得に比して低くなっていけば谷間世帯になりやすいと、係数 (b8) の符号は負になることが予想される。一方で、被雇用者よりも手続き的に未加入・未納が選択しやすいと考えると、谷間世帯になりやすいと、係数 (b8) は正になると予想される。

説明変数のうち世帯主の年齢・性別・世帯人数については、世帯の特性を制御するものである。世帯主の性別ダミーは女性の場合は1、男性の場合には0を取るダミー変数である。世帯人数は、同一世帯に属する人数で世帯の規模を示すと考えられる。母子世帯ダミーは、女性の親とその子どもの世帯の場合は1、その他の場合には0を取るダミー変数で、特に生活が困難な世帯特性を示し

表4 分析に用いた変数の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
谷間世帯ダミー	0.088	0.279	0	1
世帯主年齢	57.853	15.855	17	97
世帯主性別ダミー	0.201	0.401	0	1
世帯人数	2.784	1.507	1	10
母子世帯ダミー	0.015	0.120	0	1
総所得（対数値）	6.007	0.907	0.69	8.62
無職×年金無しダミー	0.033	0.177	0	1
短期雇用×年金無しダミー	0.024	0.152	0	1
自営業ダミー	0.132	0.339	0	1

出所) 2005 年度所得再分配調査より筆者作成

ている。もし、母子世帯が谷間世帯になりやすい場合には係数 (b4) は正になり、一方生活保護等を受けやすい場合には係数 (b4) は負になると考えられる。

### (3) 推計方法の妥当性

本研究では、谷間世帯となる要因について、世帯属性、世帯所得、就業状況の変数を用いたシンプルなプロビット分析を採用した。このため、先行研究に比して適切な説明変数の省略の問題を抱えており、内生性及び不均一分散の問題について考慮していない点に注意が必要である。

先行研究では、「健康状態を示す変数（以下、健康変数）」及び「民間保険への加入状態を示す変数（以下、民間保険変数）」を説明変数として用いている。しかし、本研究ではデータの制約からこの2つの重要な説明変数が利用できない。このため、健康水準が高ければ保険料が割高になり、公的医療保険に加入しないという「逆選択仮説」、及び民間医療保険が公的医療保険を代替しているため加入しないという「民間保険代替仮説」については検証できなかった。

先行研究では、大日・鈴木 (2000) は、無保険選択関数の健康変数 (健康状態) の係数は正でP

値は0.086で、民間医療保険加入関数の無保険者変数 (事実上の無保険者) の係数は正で統計的に有意ではなかった。湯田 (2006) では健康変数 (不健康ダミー) は有意でなかったものの、民間保険変数 (民間保険加入ダミー) は負で有意であった。従って、これらの変数の推定結果は必ずしも一致していないが、本研究の分析モデルに健康変数及び民間保険変数が含まれていない点については、適切な説明変数の省略 (omitted variables) の恐れがあることに留意が必要である。

さらに、健康変数については公的医療保険に加入しない為に健康状態が影響を受けるという点で、民間保険変数については公的医療保険に加入しない為に民間医療保険への加入が影響を受けるという点で、推定上の同時性 (simultaneity) の問題が生じる可能性がある。しかし、本研究ではこれらの2つの変数を分析モデルに含めないため、推定上の内生性の問題は深刻化していないかもしれない。尚、分析にはLimdep8.0を使用した。それぞれの変数の基本統計を表4に示した。

## IV. 分析結果と考察

分析は全世帯のサンプルに加えて、絶対的な所

表5 谷間世帯となる要因に関するプロビット分析

	全サンプル世帯			貧困世帯のみ		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
定数	2.0324	0.2328	***	0.7195	0.3725	*
世帯主年齢	-0.0008	0.0017		-0.0072	0.2227	***
世帯主性別ダミー	0.2027	0.0666	***	0.2443	0.1018	***
世帯人数	-0.0654	0.0259	***	-0.1412	0.0424	***
母子世帯ダミー	-0.5708	0.2144	***	-0.6894	0.2421	***
総所得(対数値)	-0.5844	0.0353	***	-0.1632	0.0673	***
無職×年金無しダミー	0.2758	0.1149	***	0.2063	0.1563	
短期雇用×年金無しダミー	0.3346	0.1371	***	0.1451	0.1751	
自営業ダミー	-0.0237	0.0852		-0.2466	0.1314	
観測数	5698			1072		
	$\chi^2$ 乗統計量	P値		$\chi^2$ 乗統計量	P値	
適合度検定	5137.3	1.000		1097.5	0.219	

注) \*有意水準10%、\*\*有意水準5%、\*\*\*有意水準1%で統計的に有意  
出所) 分析結果より筆者作成

得水準が低い貧困世帯のみのサブサンプルについても同じモデルでプロビット分析を実施した(表5)。全世帯のサンプルでは、世帯主の性別ダミー変数の係数の符号は正で、世帯人数では係数の符号は負で、ともに統計的に有意になった。これは、世帯主が女性で、世帯人数が少ないほど谷間世帯になりやすいことを示している。世帯人数の結果は、大日・鈴木(2000)の「被扶養者の有無」及び湯田(2006)の「同居人数」の結果と整合的である。一方、母子世帯ダミーの係数は、負で統計的に有意となった。これは、生活保護の受給しやすさが影響を及ぼしていると考えられる。世帯所得の係数は負で統計的に有意となった。この結果は、所得水準が低いほど無保険状態になるという先行研究の結果と整合的である。あわせて、就業形態を示す「無職ダミー」及び「短期雇用ダミー」はともに正で統計的に有意となり、就業状態が不安定であることが谷間世帯の要因の一つであることが示唆された。この結果は大日・鈴木(2000)の「昨年の就業状態(無就業の場合には1)」の結果と整合的であった。自営業ダミーは湯田

(2006)と同様に、統計的に有意とならなかった。

一方、サンプルが貧困世帯のみの場合では、世帯主年齢が負で統計的に有意になり、その他の条件が同じであれば、年齢が低い方が谷間世帯になる確率が高いことが示された。また、「無職ダミー」及び「短期雇用ダミー」の係数はともに符号は正であるが統計的に有意ではなくなっており、絶対的な所得水準が低い貧困世帯の場合には、雇用形態の違いは谷間世帯になるか否かにあまり影響を与えない結果となった。

尚、対数尤度は、全世帯のサンプルでは-1303.44で、貧困世帯のサンプルでは-555.44であった。尤度比検定では、全ての係数がゼロという帰無仮説は有意水準1%で両群ともに棄却された。

## V. まとめと今後の課題

### (1) まとめ

本研究では、「低所得で社会保険料を支払うことが困難な一方で、生活保護制度の受給条件により、双方を利用できない世帯(税と社会保険の

「谷間世帯」]」を把握し、その特性を分析した。分析方法としては、所得再分配調査を利用して一定の条件を設けて生活保護世帯を特定し、一方で医療保険料が不払いになっている世帯を公的医療保険制度を利用できない世帯と見做して特定した。これらの情報から、医療保険が利用できないが生活保護を受給していない世帯を「谷間世帯」として把握した。その結果、この谷間世帯は全サンプルの約12.7%と先行研究に比して妥当な水準となった。また、貧困線以下の世帯においては、約3割が谷間世帯と無視できない水準となった。

併せて、谷間世帯となる要因を探るため、谷間世帯か否かを示すダミー変数を被説明変数としたプロビット分析を実施した。その結果、世帯所得が低いことや、無職や短期雇用のような雇用環境であることは、谷間世帯になる可能性を高めることが示された。そのほかに、世帯人数が多いことや母子世帯であることは、谷間世帯になる確率を低くすることが示された。これらの結果は、鈴木・大日（2000）で健康保険の未納者の特性として指摘されている、世帯所得の低さ、本人の就業状態（仕事なし）、被扶養者の存在などが影響を及ぼしているという結果と整合的であった。

更に、サンプルを所得水準が非常に低い貧困世帯の場合に限ると、全世帯のサンプルの場合と異なり雇用環境は影響を及ぼさないことが示唆され、その他の条件が同じであれば、年齢が低いほど無保障状態になりやすいことが示された。

## （2）政策的な示唆

本研究の分析結果から以下の3点の政策的示唆が得られた。第一に、谷間世帯が全サンプルで約1割、貧困世帯で約3割と無視できない規模であった。この点について、従来の社会保険制度と生活保護制度の別々の対策に加えて、一体的な対応策の必要性が示されたと考えられる。

第二に、谷間世帯になる要因としては、これまでの先行研究で確認されている所得水準の低さや雇用環境が影響を及ぼしている点が示唆された。この点からは、保険料の納付促進策としては、世帯の経済状況に応じた柔軟な対応を検討することの必要性が示唆されていると考えられる。

第三に、谷間世帯になる要因は、全サンプルと貧困世帯では異なっており、貧困世帯では、雇用環境は影響を及ぼさないことが示された。また、世帯主の年齢が若いほど谷間世帯になりやすいことも示唆された。この点からは、特に貧困世帯に対しては、別途対応を検討する必要性が示唆された。

## （3）本研究の限界と今後の課題

最後に本研究の限界と今後の課題について触れたい。第一に、利用した変数や推計方法に一層の改善が必要である。本研究では世帯の収入を所得の合計で捕捉し、資産や貯蓄のデータを利用していない。これは所得再分配調査のデータの限界であるが、高齢者世帯で低所得であるが持ち家などの資産を保有する場合には、実態を正確に反映していない可能性が残っている。また、同様にデータの制約から採用できなかった、健康状態を示す変数や民間医療保険への加入を示す変数を分析モデルに加えた上で、内生性の問題に対処した推定方法を選択することが望ましい。更に分析モデルでは不均一分散に対する検定を実施することが望ましい（松浦・マッケンジー，2009）<sup>11)</sup>

第二に、生活保護世帯及び医療費不払い世帯の特定方法の正確さによっては、谷間世帯の規模が異なる可能性が残っている。例えば、生活保護世帯の推計においては、各種の扶助を単独で受給し生活扶助を受けていない場合は谷間世帯として把握されておらず、過小推計になっている可能性がある。但し、生活保護受給世帯の9割は生活扶助を併給しているため、大きな変動はないと考えら

れる。また、医療費不払い世帯のなかには、育児休暇中や災害などで保険料の免除が認められた世帯が含まれているため、過大推計の可能性がある。しかし、推定の条件がある程度妥当であれば、その概要は把握できていると考えられる。今後は、谷間世帯の把握には、生活保護受給状況や保険料の減免状況がわかるデータを利用して、より精緻な推計が行われることが期待される。また、2002年までの所得再分配調査を用いて、本研究の推計方法を実施した上で実際の生活保護受給世帯数を比較することによって、推計の正確さを検証することが望ましい。

第三に、本研究では非谷間世帯に生活保護の受給世帯を含んでいるが、一般論として、生活保護世帯とそれ以外の非谷間世帯では特性が異なることが予想される。このため、非谷間世帯として両者をまとめることは適切ではなく、例えば多項プロビット分析や多項ロジット分析を用いて、両者の違いもあわせて分析することが望ましい。しかし、当該分析については、今後の課題としたい。その際には、生活保護側からみた非受給の要因分析においては、保有資産の状況、親族との人間関係、スティグマ (stigma) などが重要な変数として必要となると考えられる。

## 補論1

## 2005年度所得再分配調査による生活保護世帯の推定方法

2005年度の所得再分配調査の個票から一定の条件を設けて、生活保護世帯を推定する。当該条件としては、第一に生活保護からの受給金額が含まれる「その他社会保障給付」の金額が1円以上であること、第二に当該その他給付金の受給世帯のうち、労働災害補償保険からの「障害保障年金」及び「児童手当等」を受給する場合の予想金額と異なること、第三に世帯毎に推計した最低生活費と認定所得の「差額」と「その他給付」の金額がほぼ一致すること、である。

第一の条件は、その他給付を受給している世帯であることである。所得再分配調査では、生活保護給付は2005年度より「その他の社会保障給付金」の欄に含まれている。このため生活保護を受給している場合には、このその他給付欄に金額が記載される。但し、その他給付には社会保険制度では「労働者災害補償保険<sup>1</sup>」からの給付及び公的医療保険からの「一時金（現金給付部分）」、社会福祉制度では「児童手当等<sup>2</sup>」が含まれている。尚、失業給付については「雇用保険」の欄が2005年度調査より新設され、その他給付には含まれていない。

第二の条件は、その他給付の他の社会保障給付を受けていると判断される世帯として以下の2種類を除いた。①年金受給者数が1名以上で、公的年金給付額が0円の場合には、労働者災害補償保険からの「傷病保障年金」を受給していると見な

した。②世帯類型において未婚の子供がいる場合には、児童手当・児童扶養手当の金額を推計し、その他給付額より低額の場合には児童手当等を受給しているとみなした。尚、要件を満たせば、児童手当と児童扶養手当は併給が可能なため、例えば母子家庭で18歳未満の子供が2人の場合には、児童扶養手当2人分と児童手当2人分の合計金額（月額5万6720円、年額68万640円）が支給されると想定した。

第三の条件は、生活保護を受給している場合には、多くの定額の給付と異なり最低生活費が充足されるように生活保護費の金額が決定されることを利用し、最低生活費と認定所得の「差額」と「その他給付」の金額がほぼ一致する世帯を生活保護受給世帯とした。具体的には、まず総所得（当初所得に年金等の現金給付を含む）から直接税額・社会保険料・各種控除を差し引いた「認定所得」を算出した。次に、生活扶助基準（1類）・生活扶助基準（2類）・家賃扶助・2種類の加算額を合計した「最低生活費」を算出し、最後に「認定所得」から「最低生活費」を差し引いた「差額」を「その他給付」の金額と比較した。この時、世帯単位の認定所得が最低生活費を上回る場合には、生活保護は受給できない。また、後で述べるように算出方法の限界から多少の誤差を含むものの、認定所得と最低生活費の差額がその他給付の金額となるはずである。

1 業務上（通勤含む）上の事故や災害による傷病を保障する社会保険制度で、保険料は全て事業主負担で、給付は療養保障給付、休業補償給付、傷病保障年金などがある。

2 「児童手当」は小学校3年生までの子供がいる世帯に、1人目5千円、2人目5千円、3人目1万円（いずれも月額）が支給される。「児童扶養手当」は、母子家庭などに子供1人に4万1720円、2人の場合に4万6720円、3人以上の場合は1人当たり3千円（いずれも月額）が上乗せされて支給される。「特別児童扶養手当」は障害児を扶養している世帯に、中度の障害の場合は3万3800円、重度の障害の場合には5万750円（いずれも月額）が支給される。

但し、最低生活費は個票から得られる都道府県別の生活扶助及び住宅扶助の最高額（東京都の場合には84万円）を計算しており、教育扶助・介護扶助・出産扶助・生業扶助・葬祭扶助・医療扶助を含んでいない。住宅扶助とは、賃貸住宅に住んでいる場合に家賃等が支給される制度である。この住宅扶助の基準額は都道府県及びその給地により異なり、最大は東京都の最大月額69,600円（単身世帯は53,500円まで）、最小は旭川市の36,000円（単身世帯は28,000円まで）となっている。教育扶助は世帯に小中学校に就学している児童がいる場合には月額4,160円（中学校の場合）に教材・学校給食代が支給される。介護扶助は、世帯に介護保険による要介護認定を受けて現物給付を受けている場合に、その1割の自己負担金額を支給する。また、出産扶助は出産の費用を、葬祭扶助は葬式の費用を、生業扶助は職業訓練に必要な費用を支給する。

これらに加えて生活扶助には、妊産婦加算・母子加算・障害者加算・老齢加算（2007年に廃止）・介護施設入所者加算・在宅患者加算・放射線障害者加算・児童養育加算・介護保険料加算の8種類の加算制度がある。これらのうち、母子加算及び老齢加算については、所得再分配調査の世帯類型及び世帯主・配偶者年齢等から推計を実施することができる。但し、残りの6種類の加算については考慮していない。

そこで、最低生活費と認定所得の「差額」と「その他給付額」の乖離幅が、ここで算出した最低生活費の90%から110%以内になっている場合に「ほぼ一致している」とみなした。従って、今回の推計では最低生活費の算出においては、6種類の扶助及び6種類の加算を考慮していない。以上の3点の条件を満たしている世帯を生活保護世帯とみなした。

## 補論2

## 公的医療保険制度の保険料減免の仕組み

### 1. 国民健康保険

#### (1) 軽減制度

国民健康保険料は世帯毎に前年度の所得や固定資産税額をもとに世帯単位で計算される。国民健康保険制度の「軽減（減額）制度」は、前年度所得が一定水準以下の場合に、被保険者が申請を行わなくとも、翌年度の保険料は自動的に調整される。減額割合は2割～7割まで様々であるが、全額を免除される場合はない。尚、減額の割合は、地方税法施行令第56条の89第五項2により定められる。

- ①世帯の所得の合計額が33万円以下の場合、5割～7割の軽減  
(33万円は基礎控除額)
- ②世帯の所得の合計額が、「世帯主を除く被保険者数に24万5千円を乗じた額」と33万円の合計額以下の場合、3割～5割の減額
- ③世帯の所得の合計額が、「世帯主を含む被保険者数に35万円を乗じた額」と33万円の合計額以下の場合、2割以下の減額

しかし、一旦決定された国民健康保険料は年度途中で減免されることはなく、支払いを猶予してもらうか（国民健康保険料徴収猶予制度）、当年度分の分割支払いを選択することができる（国民健康保険分割納付誓約制度）。

#### (2) 減免制度

国民健康保険制度の「減免制度」は、地方税第717条<sup>3</sup>により各自治体の条例で具体的な基準が決定されるため、統一的な基準は設けられていない。これらの減免制度を受けられる理由としては、「特別な事情がある場合や災害にあった場合」という規定が多く、具体的な所得水準や内容は個別の条例等に記載しており、ホームページなどで告知していない場合が多い。このため特殊な場合しか利用できないと考えられる。

#### (3) 保険料を滞納した場合

保険料を滞納後1年を経過すると「資格証明書<sup>4</sup>」を原則として発行することを「国民健康保険法」（2001年5月施行分）で市町村に義務付けしている。資格証明書を発行する際の詳細は当該法令を受けて、各市町村が「資格証明書交付要項」にて定める形になっている。但し、「短期資格証<sup>5</sup>」の発行条件については、国民健康保険法上に定めは無く、各市町村の「資格証明書交付要綱」に付随的に定められている。

尚、2005年の国民健康保険における滞納世帯率は18.9%（但し、加入が確認されている世帯のみで、未加入世帯は考慮されていない）で、うち事実上の無保険状態にあると考えられる資格証明書の発行世帯率は1.3%となっている。

3 地方税法717条では「地方団体の長は、天災その他特別の事情がある場合において、水利地益税等の減免を必要とすると認める者、貧困に困り生活のため公私の扶助を受ける者その他特別の事情がある者に限り、当該地方団体の条例の定めるところにより、当該水利地益税等を減免することができる」と定めている。

4 資格証明書の場合には自己負担は10割（つまり全額）となり、医療費の7割分を後で払戻を受けることができる。この被保険者の保険者に対する債権は2年間で消失（つまり2年経過すると払戻してもらえない）となっている。

5 短期証明書は、保険料納付期限を過ぎた場合に市町村が独自に発行する証明書で、自己負担は医療費の3割であるが、通常の保険証では1年の更新期間が、1ヶ月～半年毎と短くなっている。

## 2. 組合管掌健康保険制度及び組合けんぽ

職域保険においては保険料の「減免制度」について、特に定めはなく、災害等の場合に政令などにより指示があった場合のみ免除を行う仕組みになっている。尚、自己負担額についても、災害等の特殊な事情がある場合には、一部の健康保険組合で独自に補助する制度が設けられている。

尚、扶養家族が世帯主の社会保険に加入することができる制度が、職域保険のみに存在する（国民健康保険には存在しない）。従って、職域保険への加入世帯から扶養関係にある家族の独立した世帯では、公的医療保険制度の保障を受けているが、公的医療保険料を負担していない場合が想定できる。但し、健康保険組合によっては世帯が別となる別居家族は扶養と見なさない場合もある。

## 3. 調査時点での大規模な災害の有無について

職域保険及び地域保険では特別な事情や災害により所得が大きく減少した場合には、特別に保険料の免除が認められる場合がある。2005年度所得再分配調査の調査時点である2004年におきた大規模な災害を、「激甚災害指定を受けたもの」について見てみると、以下の8点が挙げられる。本研究ではこのような災害による保険料免除を考慮していない。

- ①新潟・福島豪雨（2004年7月12日～13日）
- ②福井豪雨（7月17日～18日）
- ③台風第10・11号（7月29日～8月6日）
- ④台風第16号（8月27日～31日）
- ⑤台風第18号（9月4日～8日）
- ⑥台風第21号（9月26日～30日）
- ⑦台風第23号（10月18日～21日）
- ⑧新潟県中越地震（10月23日）

## 謝辞

本研究は、「税と社会保障の一体改革—格差問題と国際化への対応—」（研究代表者 田近栄治）科学研究費補助金〔基盤A〕「課題番号（20243022）」のサポートを受けている。併せて、当該研究事業における「税と社会保障の一体改革に関する研究会」にてメンバーより貴重なアドバイスを頂いた。また、査読者からは有益なコメントを頂いた。ここから感謝したい。尚、本研究で分析した個票データは、厚生労働省より所得再分配調査の目的外使用の許可を得たものである（政発第1125002号使用期限平成20年11月25日から平成22年12月25日まで）。

## 注

- 1 生活保護を受給する際には、原則として資産を処分し、貯蓄残高が1ヶ月の生活費の半分以下の状態になっていなければならない。
- 2 但し、単位区を選択して当該単位区について全数調査する調査方法についてはバイアスの可能性も指摘されている。
- 3 但し、2002年度調査までは、生活保護給付額が独立して明示されているが、2005年度調査からは生活保護給付金額はその他社会保障給付金に合計されている。
- 4 一般的なOECD方式では、所得を世帯人数の0.5乗で割り戻す方式が使われている。しかし、府川の等価基準は、世帯人数1人の場合には1、2人以降の場合には0.5（但し、15歳未満の世帯員の場合には0.4）としている。
- 5 無職ダミーは、雇用形態で「世帯人に所得を伴う仕事を持つものがない」場合に1を取るダミー変数と、公的年金の受給額が0円の場合に1を取るダミー変数のクロスダミー変数である。短期雇用ダミーは、雇用形態で1年未満の短期雇用の場合に1を取るダミー変数と、公的年金の受給額が0円の場合に1を取るダミー変数のクロスダミー変数である。
- 6 自営業か否かを示すダミー変数（自営業ダミー変数）、自営業のダミー変数は所得再分配調査の調査項目で「自営業（雇い人あり）」及び「自営業（雇い人なし）」のどちらかに該当する場合に1を、それ以外の場合に0を取るダミー変数とした。

## 参考文献

- 1) 小椋正立, 角田保. 世帯データによる社会保険料負担の納付と徴収に関する分析. 経済研究 2000 : 51 : 97-110
- 2) 鈴木亘, 大日康史. 医療需要行動のConjoint Analysis. 医療と社会 2000 : 10 : 125-144
- 3) 湯田道生. 国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析. 経済研究 2006 : 57 : 344-356
- 4) 駒村康平. 低所得世帯の推計と生活保護制度. 三田商学研究 2003 : 46 : 107-126
- 5) 橋木俊詔, 浦川邦夫. 日本の貧困研究. 2006 東京大学出版会
- 6) 阿部彩, 國枝繁樹, 鈴木亘, 林正義編. 生活保護の経済分析. 2008 東京大学出版会
- 7) 阿部彩. 第I部第1章 日本の貧困の実態と貧困政策. 生活保護の経済分析. 東京大学出版会. 2008 : 21-51
- 8) 鈴木亘. 第II部第5章 医療と生活保護. 生活保護の経済分析. 東京大学出版会. 2008 : 81-111
- 9) 阿部彩. 第II部第5章 貧困の現状とその要因. 日本の所得分配. 東京大学出版会. 2006 : 111-137
- 10) 府川哲夫. 第I部第2章 国際的に見た日本の所得分配. 日本の所得分配. 東京大学出版会. 2006 : 39-54
- 11) 松浦克己, コリン・マッケンジー. ミクロ計量経済学. 2009東洋経済新報社 P103

## 著者連絡先

国際医療福祉大学大学院

河口 洋行

〒107-0024 東京都港区南青山1-24-1

アミティ乃木坂1階

TEL : 03-3475-7710

FAX : 03-3475-7709

E-mail : kawaguchih@iuhw.ac.jp

# Utilization of medical service coverage in low-income households

Kawaguchi Hiroyuki\*<sup>1</sup>, Masako Ii\*<sup>2</sup>

## Abstract

### Purpose of the Study

The present study aims to clarify the actual situation of utilization of both contributions and benefits of our social security system, focusing on what we call as the pitfall households. We define “pitfall households” as low-income households who do not pay social insurance premiums, but not low enough to qualify for welfare benefits. When a member of the household is sick, they cannot rely on public medical service coverage. If the proportion of pitfall households has increased in recent years, possible countermeasures for this problem should be discussed.

### Methodology

To determine the number of such “pitfall households”, we had access to the micro data of the Survey of Redistribution of Income by the Ministry of Health, Labor and Welfare of Japan. Specifically, we identified the pitfall households in the sample in two steps; first we identified the households that had not paid public health insurance premiums, and then identified those that were not receiving welfare benefits. We then compared basic statistics of the pitfall households with the other households. We also conducted probit analysis to identify factors contributing to a household becoming a pitfall household.

### Results

According to the results, 12.7% of the sample households were classified as pitfall households. We considered this proportion to be reasonable compared with the results of previous studies. The results of the probit analysis confirmed our hypothesis that liquidity constraint is a factor influencing non-coverage of medical services. We also found that unstable employment increased the probability of a household becoming a pitfall household. Conversely, larger households and households led by single mothers had a lower probability of becoming pitfall households. In a sub-sample that included only households below the poverty line, the probability of being a pitfall household showed an inverse correlation with the age of the head of the household.

[**Keywords**] medical service coverage, non-coverage, pitfall household

---

\* 1 Associate Professor, Graduate School, International University of Health and Welfare

\* 2 Professor, School of International and Public Policy, Hitotsubashi University