

## 高齢者における相対的剥奪の割合と諸特性 ～ JAGESプロジェクト横断調査より～

齊藤雅茂・近藤克則・近藤尚己  
尾島俊之・鈴木佳代・阿部 彩

### I はじめに

#### 1 研究の背景

近年、貧困者ないし生活困窮者対策は日本でも大きく取り上げられており、社会保障制度改革に際しても重要な論点の1つになっている。かつて日本は一億総中流社会ともいわれたが、年間所得のジニ係数は1980年代から上昇し、2000年代以降そのままほぼ横ばいで推移している。24～34歳の有配偶女性306名を8年間追跡した研究〔浜田2006〕では、所得階層および貧困の固定化が示されているほか、日本の格差の固定化は国際的にみて中等度であるとも報告されている〔Krueger et al. 2012〕。とりわけ、高齢期は他の年齢階層と比べて、所得格差が大きい〔大竹2005〕だけでなく、被保護世帯が多く〔国立社会保障・人口問題研究所2013〕、相対的貧困率も高いこと〔内閣府男女共同参画会議2011a〕、なかでも75歳以上・単身世帯・女性の間での貧困率が顕著に高いことが既に報告されている〔江口ら1974;山田ら2011〕。

他方で、これまでの国内における多くの研究は、利用可能なデータの制約から、貧困の事象のなかでも当該社会における相対的な所得や消費の乏しさに基づく相対的貧困 (relative poverty) を扱っている。しかし、貨幣的な指標のみに着目するアプローチでは、複雑化・多様化した現代社会の貧困現象を十分に捉えることは困難であり〔平岡2001〕、とくに高齢期は、所得が低くても現役時代からの貯蓄や財産によって高い生活水準を保

つことができる場合がある〔阿部2006〕。そうした批判に対応するものとして、所得や消費といったデータからは捉えることのできない多次元的な生活様式の貧しさに基づく相対的剥奪 (relative deprivation) という概念がある。欧州連合 (EU) では、この相対的剥奪概念が社会政策の実践にも取り入れられ、「欧州 2020戦略」において貧困の削減目標の一つとして採択されている〔European Commission 2011〕。

相対的剥奪とは「所属する社会で慣習になっている、あるいは少なくとも広く奨励または是認されている種類の食事をとったり、社会的諸活動に参加したり、あるいは生活の必要諸条件や快適さを得るために必要な生活資源を欠いている状態〔Townsend 1979, p31〕」と定義されている。Townsend (1979) は、食生活や家庭用品、住環境など12分野60項目から相対的剥奪を把握し、従来よりも広範に貧困者が存在していることを明らかにしている。この点で、国内では一部、住居・健康・経済の観点から生活階層を析出した研究〔松崎1986〕もあるが、生活様式の貧しさに基づいて貧困層を分析した研究の蓄積は非常に限られている。

なお、相対的剥奪という概念には、社会心理学や社会学において準拠集団の相違による相対的な不満を説明するものとして使用されてきた系譜もある。主観的・客観的なアプローチによる検討が国内外で継続的に発表されている〔Stouffer et al 1949; Runciman 1966; Scase 1974; Crosby 1982; Kosaka 1986; Turley 2002; Walker

et al. 2002;Tougas et al. 2004;Kondo et al. 2009)が、上記の貧困や社会政策との関連で言及される相対的剥奪とは主たる関心が異なるものである。また、貧困研究における相対的剥奪のなかでも、当該地域の失業率や自動車の保有率などを用いた社会指標アプローチもあるが、本研究では個人レベルの相対的剥奪に着目する。

## 2 先行研究の主要な知見と課題

第1に、相対的剥奪者の割合に関しては、分析対象者の1～2割前後であることが報告されている〔Mack et al. 1985;Gordon 2000;岩田ら2004;阿部2006;Saunders 2008〕。たとえば、1983年にイギリスで行われたBreadline Britain調査では26の剥奪指標のうち3つ以上該当者が12%になること〔Mack et al. 1985〕、国内では全国20歳以上の男女1,520名を分析した研究〔阿部2006〕において、社会的必需項目に1つでも欠けている群が21%、2つ以上欠けている群が14%であることが報告されている。このほか、ホームレス経験者116名を分析した研究では、ホームレス状態を解消して生活保護を受給した後も7割が複数の剥奪項目を経験していること〔山田2013〕なども報告されている。しかし、ドイツ・デンマーク・オランダなど11カ国13万人を分析した研究〔Whelan et al. 2003〕など一部を除き、多くの先行研究における分析対象のサンプルサイズは大きくないという課題がある。個々の剥奪指標への該当者が極めて少数であることを考慮すると、一定のサンプルサイズに基づいた分析が必要である。また、蓄積された資産の影響から若年者よりも高齢者の間では相対的剥奪者が少ない〔Golant et al. 1995;阿部2006〕ともいわれているが、高齢者に焦点をあてた分析が極めて少ないという課題もある。他の年齢階層よりも所得格差が大きく、相対的貧困率も高い高齢期において、剥奪状態にある人々がどの程度存在するのかは、日本の社会保障研究においても検討すべき課題の一つと考えられる。

第2に、相対的剥奪と所得との関連については、相対的剥奪状態にある人々の所得水準が当該社会の貧困線になりうるという発想から、Townsend

(1979)は、剥奪スコアが急激に上昇する所得の閾値を発見している。この点に関しては、一部、国内でも類似の結果が得られており、若年を含むデータにおいて世帯所得が400～500万円以下であると剥奪状態へのリスクが高まるという知見が報告されている〔阿部2006〕。また、閾値には言及していないが、東京都23区内の高齢者を分析した研究では、配偶者がいる高齢者世帯において夫婦の年収が225万円未満の群において、他の所得階層よりも相対的剥奪の割合が高くなるという結果も報告されている〔平岡2002〕。しかしながら、少なくとも日本における相対的剥奪と所得との関連を扱った研究自体が非常に限られている。相対的剥奪という概念を踏まえた場合に、日本社会において、どの程度の所得水準からが貧困層と考えられるのかは政策的にも重要な示唆を与えるものであり、多様なデータから検証されるべき課題といえる。

第3に、相対的剥奪に該当する人々の諸特性に関しては、高齢者に限定すると年齢は有意な関連がない〔平岡2002〕ほか、低学歴〔平岡2002〕や離別経験や配偶者の不在〔平岡2002;Whelan et al. 2003;阿部2006〕が関連していることが報告されている。また、相対的剥奪は、ソーシャル・サポートの乏しさ〔Sacker et al. 2001〕とも関連し、健康の社会的決定要因の一つである〔Wilkinson 2003〕といわれている。とくに、地域単位での剥奪に着目した研究では、剥奪水準の高い地域では抑うつ傾向の高齢者が多く〔Walters et al. 2004〕、がん死亡率〔中谷2011〕や早期死亡率〔Eames et al. 1993;Langford et al. 1996;O'Reilly 2002〕が高いといった知見も報告されている。以上のように、相対的貧困と同様に、相対的剥奪にはライフコースを通じた社会経済的地位や健康状態などが関連していることがいくつかの研究で報告されているが、相対的剥奪者と相対的貧困者の相違については必ずしも十分に検討されていない。所得の分布に基づく相対的貧困が貧困層の一部しか捉えていないとすれば、従来の相対的貧困と合わせて、物的・環境的な生活様式の貧しさに基づく相対的剥奪という概念で把握される高齢者

にどのような特性があるのかについても改めて検討する必要がある。

そこで、本研究では、2万人を超える高齢者の横断調査の結果に基づいて、国内において一般的な生活様式を剥奪されている状態と考えられる高齢者がどの程度存在するのか、どの程度の所得水準以下になると相対的剥奪へのリスクが高まるのか、また相対的剥奪に陥っている高齢者は基本属性と社会経済的地位、健康度、社会関係などの面から見てどういった人々なのかを検討した。

## II 方法

### 1 データ

調査は、2010年8月から2012年1月にかけて、全国12都道府県31市町村における要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者169,215人を対象にして行われた。調査票の配布と回収は郵送法を原則とし、性別ないし年齢が不明を除く112,123人から回答が得られた（有効回収率=66.3%）。31市町村のうち、比較的小規模な16市町村については全数を対象にし（回収数:50,013人）、他の大規模な市町村については1/2から1/20の無作為抽出により対象者を抽出した（回収数:62,110人）。調査票はコア項目と複数のオプション項目から構成されており、ここでは相対的剥奪に関するオプション項目が含まれた特定の調査票に回答した24市町村24,742人について分析した。分析対象者の平均年齢は74.6歳（SD=6.4）、女性が54.1%であった。

なお、本調査は、研究代表者の所属機関における研究倫理審査委員会（人を対象とする研究に関する倫理審査委員会;申請番号10-05）の承認を得て行われた。市町村からのデータ提供に際しては、各市町村と総合研究協定を結び、定められた個人情報取扱特記事項を遵守した。個人情報保護のために氏名を削除し、分析者が個人を特定できないよう配慮した。

### 2 使用した変数

#### (1) 相対的剥奪

相対的剥奪の前提となる一般的な生活様式自体

が時代や文化によって変容することもあり、先行研究における相対的剥奪指標は一部重複しているが、必ずしも共通しているわけではない（表1）。本研究では、既存の指標を参考にしたうえで、文化的な背景の相違と調査対象者が高齢者であることを考慮し、日用品、住環境、社会生活、医療受診（保障）という観点から14項目を設定した。その際に、社会的排除の指標〔阿部2007〕の1つでもある経済的理由によるライフラインの停止経験を社会生活における資源欠如の一側面として独自に加えた。なお、食生活に関する項目は、貧困線の検討において古くから使用されてきたが、個人の嗜好が強く反映されることと自記式郵送調査であることを考慮して、本研究の相対的剥奪指標からは除外した。また、貯蓄等の金融資産に関しては、理論的には重要な指標だが、調査実施上の制約から本分析では含まれていない。

日用品については、「テレビ」「冷蔵庫」「冷暖房機」「電子レンジ」「湯沸かし器」のうち、経済的理由や家庭の事情で欲しくても持っていないものがあるかをたずねた。住環境については、「家族専用のトイレ」「家族専用の炊事場」「家族専用の浴室」「寝室と分かれた食事をとる部屋」のうち、回答者の住居にないものを把握した。社会生活に関しては、経済的理由や家庭の事情によって「電話がない」「喪服がない」という項目のほかに、「過去数年間に、祝儀や交通費の負担のために、親戚の冠婚葬祭への出席ができなかったこと」があるか、「過去1年間に、支払いが滞ったために、水道、電気・ガス、電話・携帯電話などのサービスを停止されたこと（うっかり忘れていた場合を除く）」があるかをたずねた。医療受診については、「費用がかかる」ことを理由として「過去1年間に、病気や障害があるにもかかわらず治療を受けなかった、または中断したこと」があるかを把握した。偶然の可能性などを考慮して複数該当したケースのみを剥奪とした研究もある〔Mack 1985;Gordon 2000;平岡2002;岩田2004〕が、相対的剥奪の項目群は、社会生活上の必需リストであるため1項目でも該当すれば剥奪とした研究〔阿部2006〕もある。本研究では、1項目でも該

表1 相対的剥奪指標の主な構成<sup>a)</sup>

		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	本研究
日用品	冷蔵庫がない	✓	✓	✓						✓
	冷暖房機・エアコンがない	✓		✓	✓	✓		✓	✓	✓
	テレビがない	✓	✓	✓		✓	✓		✓	✓
	湯沸し器がない				✓			✓		✓
	電子レンジがない					✓		✓		✓
	洗濯機がない		✓	✓					✓	
	皿洗い機がない	✓				✓				
	カーペットがない	✓	✓	✓						
	暖かい衣服・コートがない	✓	✓	✓					✓	
	天候に合わせた靴がない	✓	✓	✓						
	ビデオデッキがない						✓	✓		
使い古した家具がある		✓				✓				
住環境	家族専用のトイレがない	✓	✓					✓		✓
	家族専用の浴室/風呂場がない	✓	✓		✓			✓		✓
	家族専用の炊事場がない	✓						✓		✓
	寝室と食卓が分かれていない				✓			✓		✓
	家族分のベッドがない	✓	✓	✓					✓	
	安全な住居でない				✓				✓	
	水漏れなどの構造的な欠陥がある	✓							✓	
	湿気に悩まされる住居である		✓	✓						
庭がない	✓	✓						✓		
社会関係	電話機（携帯電話）がない			✓		✓	✓	✓	✓	✓
	礼服がない			✓				✓		✓
	親戚の冠婚葬祭に欠席した			✓				✓		✓
	ライフラインサービスを止められた									✓
	新しい衣類を買えない	✓	✓	✓		✓		✓	✓	
	趣味や娯楽活動がない		✓	✓	✓		✓			
	年一度、家族等にプレゼントできない		✓	✓					✓	
	クリスマスなどのお祝いをしていない	✓	✓	✓						
	休暇を家の外で過ごしていない	✓	✓	✓		✓			✓	
	親しい友人・家族がいない			✓	✓	✓	✓			✓
	医師が処方した薬が買えない			✓						✓
緊急時に支援してくれる人がいない	✓			✓						
他者との交流が少ない			✓	✓	✓	✓			✓	
保障	医者にかかれない						✓	✓	✓	✓
	歯医者にかかれない							✓	✓	
	生命保険等に加入していない						✓	✓		
食生活	住宅関係の保険に加入していない			✓					✓	
	肉や魚を適度に摂っていない	✓	✓	✓		✓			✓	
	一日2回暖かい食事を摂っていない		✓	✓						
資産	新鮮な野菜や果物を食べていない	✓		✓						
	貯金ができない			✓			✓	✓	✓	

a) 先行研究の指標については研究間で類似項目がないものを除外した。

(A) : Townsend (1979), (B) : Mack (1985), (C) : Gordon (2000), (D) : 平岡 (2002), (E) : Whelan (2003), (F) : 岩田 (2004), (G) : 阿部 (2006), (H) : Saunders (2008)

当した人を相対的剥奪に分類し、一部、より深刻な状態として2項目以上該当者についても検討した。なお、これらの項目に無回答であるケースについて代入法等の処理は行わず分析から除外して

いる。

## (2) 相対的貧困

相対的貧困については、OECD (Organization

for Economic Co-operation and Development) の操作的定義〔Förster 1994〕に基づいて、等価所得の中央値の半分未満を基準とした。平成21年全国消費実態調査〔総務省統計局2009〕によれば、全人口における中位等価所得は297万円であったため、その半分である149万円未満を相対的貧困と定義した。本調査では、世帯全体の合計所得額(税込み)を「50万円未満」「50～100万円未満」から「1,000～1,200万円未満」「1,200万円以上」までの15カテゴリーで把握しており、各カテゴリーの中央値(50万円未満は25, 1200万円以上は1,300)を世帯人員の平方根で除して等価所得を算出したところ、分析対象者の35.3%が貧困に分類された。所得ないし世帯人数が不明なケースについては、代入法等の処理を行わずに分析から除外した。

### (3) 相対的剥奪・貧困者の諸特性

相対的剥奪・貧困者の諸特性として、基本属性と社会経済的地位、健康度、社会関係との関連を分析した。基本属性と社会経済的地位を表す変数として、性別と年齢、修学年数、婚姻状態、世帯構成、および住宅の所有状況を使用した。世帯構成については、単身、夫婦のみ、子等と同居、その他、不明に分類し、「夫婦のみ」を参照カテゴリーにしたダミー変数として使用した。住宅の所有状況については、持ち家、持ち家以外、不明に分類し、「持ち家」を参照カテゴリーにして使用した。また、健康度との関連は貧困状態にあることで健康を害し、健康でないために貧困に陥るという循環的な関係があることが予想され、ここでは、治療疾患の有無と抑うつ傾向の有無に着目した。治療疾患の有無に関しては「現在、治療を受けているか」という問いでその有無をたずねたものである。抑うつ傾向は、15項目版の高齢者用うつ尺度:Geriatric Depression Scale〔Yesavage et al. 1983; Sheikh et al. 1986〕を使用し、5点以上を抑うつ傾向ありとした。社会関係を表す変数として、高齢者のソーシャル・サポートに着目し、手段的サポートと情緒的サポートの受領を想定して、「あなたの心配事や愚痴を聞いてくれる人」の有無と

「あなたが病気で数日間寝込んだときに看病や世話をしてくれる人」の有無を用いた。これらの変数の分布は、男女で概ね同様であったが、男性では修学年数が9年以上の人、婚姻中の人、夫婦のみ世帯の人、情緒的サポートのない人がやや多くなっていた(表2)。

## 3 分析方法

はじめに、使用した相対的剥奪指標の分布と等価所得との関連を集計した。その際に、貧困者および非貧困者のなかでの相対的剥奪指標への該当者割合、および、非貧困者内での値に対する貧困者内での値の比を算出した。つぎに、等価所得段階による相対的剥奪指標の平均該当数および相対的剥奪者の割合の相違に基づいて、相対的剥奪へのリスクが高まる等価所得の閾値を検討した。さいごに、相対的剥奪に該当する高齢者の特性を検討するために、剥奪にも貧困にも該当しない高齢者を参照カテゴリーとし、剥奪のみ該当、貧困のみ該当、剥奪と貧困の両方該当を従属変数にした多項ロジスティック回帰分析を行った。なお、本分析で使用する個票データは複数の市町村から抽出されており、市町村単位での級内相関が存在している可能性がある。級内相関が存在すると誤差が過小推定されて第一種の過誤が生じやすくなることが知られており、市町村ごとのデータの集積性を調整するためにマルチレベル・モデルを採用した。また、多変量解析に際しては、男女を分けたモデルも検討した。分析にはSTATA 12.1を使用した。

## Ⅲ 結 果

### 1 相対的剥奪指標項目の分布

高齢者のうち、経済的理由によってテレビや冷蔵庫、冷暖房機などの日用品がないという人が2～6%、家族専用のトイレや炊事場、浴室がないという人が7～8%、経済的理由によって親戚の冠婚葬祭に出席できなかった人が7%、過去1年間に滞納によってライフラインを停止されたことがある人が2%、経済的理由から医療機関への受診

表2 使用した独立変数の分布

変数	カテゴリー	%	男女別%	
			男性	女性
性別	男性	45.9	—	—
	女性	54.1	—	—
年齢	65～69歳	25.4	26.9	24.0
	70～74歳	29.1	29.5	28.7
	75～79歳	23.3	23.2	23.4
	80～84歳	14.1	13.5	14.7
	85歳以上	8.1	6.8	9.2
修学年数	9年以上	47.6	51.8	44.1
	9年未満	49.9	46.5	52.9
	不明	2.4	1.7	3.0
婚姻状態	婚姻中	68.9	84.0	56.0
	死別	22.6	8.6	34.5
	離別	3.2	2.6	3.8
	未婚	2.1	1.9	2.3
	不明	3.1	2.9	3.4
世帯構成	夫婦のみ	45.4	56.6	35.8
	単身	15.0	10.5	18.9
	子等と同居	24.7	19.3	29.1
	その他	8.4	7.1	9.4
住宅所有	不明	6.6	6.5	6.8
	持ち家	88.5	89.0	88.0
	持ち家以外	8.9	8.7	9.1
	不明	2.6	2.3	2.9
治療疾患	なし	22.4	24.1	20.8
	あり	68.5	67.6	69.3
抑うつ傾向	不明	9.1	8.3	9.9
	なし	58.7	60.8	56.8
	あり	23.7	25.0	22.7
情緒的サポート	不明	17.6	14.2	20.5
	あり	89.7	87.1	91.9
	なし	5.5	8.0	3.4
手段的サポート	不明	4.8	4.9	4.7
	あり	91.2	91.8	90.8
	なし	4.5	4.4	4.5
	不明	4.3	3.8	4.7

n=24,742

値は%

を抑制した人が3%程度という結果であった(表3)。いずれの項目も非貧困者よりも貧困者の間では該当者が2.0～5.0倍程度多くなっていた。回答者全体の平均等価所得は218.7万円だったが、剥奪指標該当者の平均等価所得は130～170万円程度と顕著に低くなっていた。また、14項目の剥奪指標全体で見ると、1つも該当しない人が72.4%、1つでも該当した人が27.6%であり、非貧困者と比べて貧困者の間で該当者の割合が高く、平均等価所得も顕著に低くなっていた。なお、2つ以上該当した人が13.0%おり、1つ以上該当者よりも貧困者の間で該当者割合がより高く、平均

等価所得もより低くなっていた。

## 2 等価所得と相対的剥奪得点との関連

つぎに、図1は、所得段階による相対的剥奪指標の平均該当数および相対的剥奪者(1つ以上該当者および2つ以上該当者)の割合を集計したものである。これによると、正確な閾値は特定できないが、等価所得が150～200万円未満の群から、剥奪指標の平均該当数と剥奪者割合のいずれもがやや高くなり、150万円未満の群では顕著に高くなっていた。すなわち、高齢者の間では等価所得が200万円未満ないし150万円未満になると、他

表3 使用した相対的剥奪指標（14項目）の分布

	該当%	貧困状態別での割合 <sup>○</sup>			等価所得 <sup>○</sup> (平均±SD)
		貧困者 (A)	非貧困者 (B)	(A) / (B)	
日用品 <sup>a)</sup>					
テレビがない	2.4	3.1	1.4	2.21	166.9±149.5
冷蔵庫がない	1.7	2.0	0.9	2.22	165.4±149.3
冷暖房機がない	5.6	9.3	2.8	3.32	135.9±114.0
電子レンジがない	3.6	5.6	1.8	3.11	142.6±119.9
湯沸かし器がない	4.0	6.3	2.3	2.74	146.8±112.3
住環境 <sup>a)</sup>					
家族専用のトイレがない	6.5	7.3	3.7	1.97	169.2±140.0
家族専用の炊事場がない	8.0	9.3	4.4	2.11	165.0±135.5
家族専用の浴室がない	8.4	9.8	4.7	2.09	165.4±136.9
寝室と食卓が分かれていない	14.9	19.2	8.4	2.29	161.2±131.7
社会生活 <sup>a)</sup>					
電話がない	4.0	6.0	2.2	2.73	149.1±119.1
喪服がない	2.2	3.4	1.2	2.83	150.6±121.7
親戚の冠婚葬祭に欠席した	6.6	10.1	3.7	2.73	147.0±117.5
ライフラインサービスを止められた	1.6	3.0	0.6	5.00	126.3±117.6
医療受診（保障） <sup>a)</sup>					
経済的理由から受診を抑制した	2.6	3.9	1.7	2.29	147.6±104.7
相対的剥奪得点 <sup>b)</sup>					
0 (1つも該当しない)	72.4	60.2	82.3	0.73	239.9±158.8
1つ該当	14.6	19.8	11.1	1.78	173.6±126.4
2つ該当	4.2	7.2	2.2	3.27	141.1±98.7
3つ該当	2.1	3.3	1.1	3.00	144.0±114.9
4つ該当	3.7	5.0	2.1	2.38	160.8±134.9
5つ該当	1.2	2.0	0.4	5.00	128.9±123.9
6つ該当	0.6	0.9	0.2	4.50	138.3±142.2
7つ該当	0.7	1.0	0.4	2.50	175.6±162.6
8つ以上該当	0.5	0.7	0.2	3.50	141.5±116.0
(再掲) 1つ以上該当	27.6	39.9	17.7	2.25	162.2±124.9
2つ以上該当	13.0	20.1	6.6	3.05	147.9±121.4

a) 各項目に無回答のケースを除外した割合を示している。

b) 剥奪指標に1つでも回答していないケースを除外した割合を示している。

c) 等価所得が不明なケースは分析から除外している。

の所得階層とは異なって、日用品の欠如や社会生活上の不利を抱えている人が顕著に多くなることを示唆する結果であった。とりわけ、等価所得が100万円未満の高齢者世帯では平均該当数が1に近く、4割以上が相対的剥奪に該当し、相対的貧困と相対的剥奪が重複しやすいことが示唆された。なお、図は省略したが、男女を分けても同様の結果であった。

### 3 相対的剥奪・相対的貧困への該当者の特性

表4は、剥奪にも貧困にも該当しない高齢者を参照カテゴリーにしたマルチレベル・ロジスティック回帰分析の結果である。各カテゴリーの構成は、剥奪と貧困ともに非該当が54.4%、剥奪

のみ該当が11.7%、貧困のみ該当が20.4%、剥奪と貧困に該当が13.5%であった。分析の結果、低所得ではないが相対的剥奪に該当した高齢者（剥奪のみ）と生活様式や物的・環境的には貧しくはないが所得水準が相対的貧困に該当した高齢者（貧困のみ）には共通点とともに異なる特性があることが示された。なお、本分析モデルにおける変動効果は、Nullモデルと比べて小さくなっておらず、ここで投入した変数では説明しきれない市町村単位での分散成分があることが示された。

まず、性別は貧困のみと剥奪のみのいずれにも有意な関連を示していたが、女性の方が1.38倍、貧困のみに該当しやすく、剥奪のみには女性ではなく男性の方が1.27倍（0.79の逆数）該当しやす

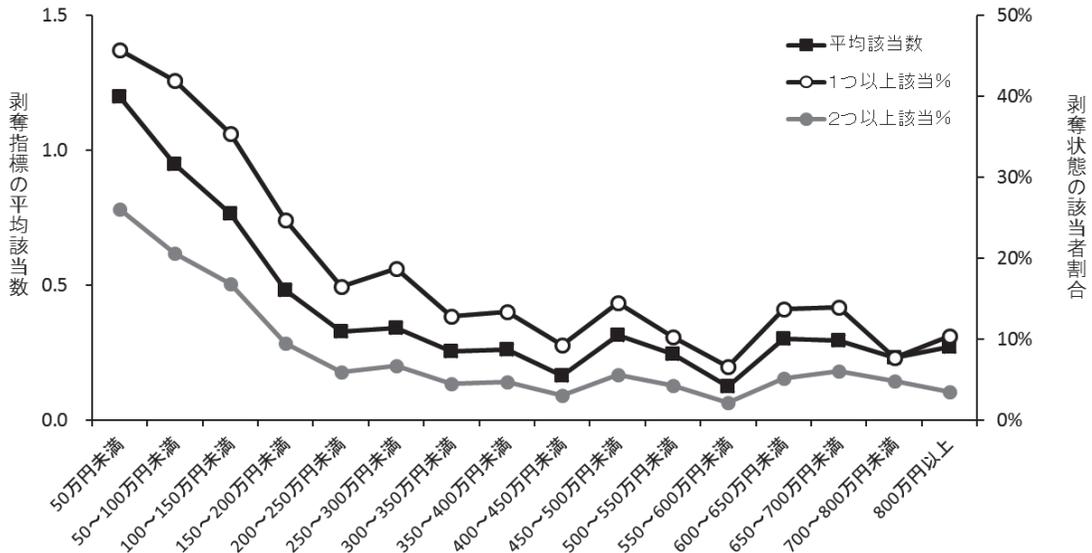


図1 等価所得段階による相対的剥奪得点と剥奪状態該当者割合の相違<sup>a)</sup>

a) 剥奪状況および等価所得が不明なケースは除外している。

いという結果であった。同様に、貧困のみ群に対してはより高齢な層ほど該当しやすい傾向がみられたが、剥奪のみ群では年齢との間に有意な関連は認められなかった。一方で、他の変数を調整したうえでも、修学年数が短いこと、離別経験者であること、現在の住居が持ち家でないこと、抑うつ傾向にあること、治療疾患の有無とは関連がない点では、剥奪のみ群と貧困のみ群は共通していた。なかでも、住宅の所有状況と抑うつ傾向に関しては、貧困のみ群よりも剥奪のみ群の間でオッズ比がやや高く、持ち家でない人の方が2.73倍、抑うつ傾向にある方が1.85倍、剥奪のみ群に該当しやすいという結果であった。また、情緒的・手段的サポートがないことは、剥奪のみ群に対して有意な関連を示し、情緒的サポートがない方が1.27倍、手段的なサポートがない方が1.67倍、剥奪のみ群に該当しやすいという結果であった。

加えて、これらの変数は、剥奪と貧困の重複群との間で顕著に高いオッズ比が得られていた。たとえば、持ち家でない人の方が4.91倍、修学年数が短い人の方が3.13倍、抑うつ傾向にある人の方が2.86倍、離別経験者の方が2.36倍、手段的サポー

トがない人の方が1.97倍、情緒的サポートがない人の方が1.48倍、剥奪でも貧困でもない状態ではなく剥奪と貧困の重複群に該当しやすいというものであった。また、未婚であることは、剥奪と貧困の重複に対してのみ有意な関連を示しており、婚姻中の高齢者よりも未婚者の方が1.68倍、剥奪と貧困の重複に該当しやすいという結果であった。

なお、マルチレベル分析ではなく、市町村をダミー変数として投入したモデルも検討したが結果は同様であった。また、複数の剥奪指標該当者に着目して同様の解析を行ったところ（剥奪と貧困ともに非該当:61.8%、剥奪のみ該当:4.4%、貧困のみ該当:27.1%、剥奪と貧困に該当:6.8%）、剥奪のみ該当者の特性は上記と概ね同様の結果であった。

#### 4 性別による特性の相違

表5は、上記のモデルを男女別に解析した結果である。表4の結果と同様に、男女を分けても、変動効果はNullモデルと比べて小さくなっていない。解析の結果、年齢階層、修学年数、住宅

表4 相対的剥奪者の特性;マルチレベル・ロジスティック回帰分析<sup>a,b)</sup>

	剥奪のみ		貧困のみ		剥奪+貧困	
	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)
固定効果						
女性 (ref.=男性)	0.79***	(0.71 - 0.88)	1.38***	(1.26 - 1.51)	1.32***	(1.18 - 1.48)
年齢 (ref.=65-69歳)						
70～74歳	1.12	(0.98 - 1.27)	1.22**	(1.09 - 1.37)	1.30**	(1.12 - 1.50)
75～79歳	1.08	(0.94 - 1.25)	1.31***	(1.16 - 1.49)	1.31**	(1.11 - 1.53)
80～84歳	0.89	(0.74 - 1.06)	1.25**	(1.07 - 1.45)	1.36**	(1.13 - 1.64)
85歳以上	1.08	(0.86 - 1.35)	1.52***	(1.27 - 1.82)	1.36**	(1.08 - 1.70)
修学年数 (ref.= > 9年以上)						
9年未満	1.70***	(1.53 - 1.89)	2.32***	(2.12 - 2.53)	3.13***	(2.79 - 3.50)
婚姻状態 (ref.=婚姻中)						
死別	0.95	(0.80 - 1.12)	1.07	(0.93 - 1.23)	1.13	(0.95 - 1.33)
離別	1.45*	(1.06 - 1.99)	1.51**	(1.13 - 2.01)	2.36***	(1.74 - 3.19)
未婚	0.70	(0.47 - 1.05)	1.15	(0.83 - 1.60)	1.68**	(1.18 - 2.38)
世帯構成 (ref.=夫婦のみ)						
単身	1.12	(0.92 - 1.37)	1.21*	(1.02 - 1.43)	1.14	(0.93 - 1.39)
子等と同居	0.86*	(0.75 - 0.99)	0.92	(0.82 - 1.03)	0.82**	(0.71 - 0.95)
その他	1.11	(0.92 - 1.34)	0.84	(0.71 - 1.00)	0.84	(0.68 - 1.04)
住宅所有 (ref.=持ち家)						
持ち家以外	2.73***	(2.30 - 3.23)	2.14***	(1.80 - 2.54)	4.91***	(4.11 - 5.86)
治療疾患 (ref.=なし)						
あり	1.06	(0.94 - 1.20)	1.04	(0.93 - 1.15)	0.94	(0.82 - 1.07)
抑うつ傾向 (ref.=なし)						
あり	1.85***	(1.65 - 2.08)	1.48***	(1.33 - 1.64)	2.86***	(2.53 - 3.23)
情緒的サポート (ref.=あり)						
なし	1.27*	(1.02 - 1.59)	1.17	(0.95 - 1.44)	1.48**	(1.18 - 1.86)
手段的サポート (ref.=あり)						
なし	1.67***	(1.28 - 2.18)	1.10	(0.85 - 1.42)	1.97***	(1.53 - 2.56)
変動効果 <sup>c)</sup>						
市町村 (切片)	.236 (SE=.049)		.526 (SE=.080)		.726 (SE=.111)	

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

a) 参照カテゴリーは剥奪でも貧困でもない群 (n=9,504) . 剥奪状況・等価所得が不明なケースは除外した.

b) 各独立変数には不明をダミー変数として投入しているが本表では省略している

c) Nullモデルにおける市町村レベルの分散はそれぞれ下記の通り

剥奪のみ : .235 (SE=.048) 貧困のみ : .571 (SE=.086) 剥奪+貧困 : .708 (SE=.108)

の所有状況, 治療疾患の有無と抑うつ傾向に関しては男女ともに概ね同様の傾向が得られていた。他方で, いくつかの変数については男女での相違も示唆された。離別経験者であることは, 男女ともに剥奪と貧困との重複に強く関連していた (男性:OR=2.67, 女性:OR=2.31) が, 男性では剥奪のみに (OR=1.61), 女性では貧困のみに (OR=1.93) も有意な関連が示された。また, 未婚であることは, 男性高齢者の間でのみ剥奪と貧困との重複に関連していた (OR=2.76)。死別経験者であることは, 女性では貧困のみ, および, 剥奪と貧困の重複に関連していたのに対し (それぞれOR=1.31, OR=1.27), 男性では婚姻

中の人よりも貧困のみに該当しにくいという結果 (OR=0.69) であった。さらに, 女性の間では, 夫婦のみ世帯よりも子等と同居している世帯の方が, 貧困のみ群 (OR=0.82) および剥奪と貧困と重複群 (OR=0.74) に該当しにくいという結果が得られていた。なお, 単身世帯であることは, 男女を分けたところ有意性は消失したが, 女性では単身の方が貧困のみに該当しやすい傾向があること (OR=1.24) が示唆された。

また, 情緒的サポートがないことは, 男性では剥奪と貧困の重複, 剥奪のみ, 貧困のみのいずれにも有意な関連が示された (それぞれOR=1.52, OR=1.36, OR=1.31) が, 女性ではそうした関連

表5 男女別の相対的剥奪者の特性：マルチレベル・ロジスティック回帰分析<sup>ab)</sup>

	剥奪のみ				貧困のみ				剥奪+貧困			
	男性		女性		男性		女性		男性		女性	
	OR	(95%CI)										
固定効果												
年齢 (ref.=65-69歳)												
70～74歳	1.08	(0.91 - 1.28)	1.16	(0.95 - 1.40)	1.20*	(1.01 - 1.42)	1.25**	(1.07 - 1.47)	1.43**	(1.16 - 1.78)	1.20	(0.98 - 1.47)
75～79歳	1.18	(0.98 - 1.42)	0.96	(0.77 - 1.21)	1.39***	(1.16 - 1.67)	1.23*	(1.04 - 1.47)	1.42**	(1.12 - 1.79)	1.22	(0.98 - 1.52)
80～84歳	0.91	(0.72 - 1.16)	0.84	(0.63 - 1.12)	1.26*	(1.01 - 1.57)	1.24*	(1.01 - 1.53)	1.62**	(1.23 - 2.12)	1.21	(0.93 - 1.57)
85歳以上	1.54**	(1.14 - 2.07)	0.71	(0.49 - 1.02)	1.93***	(1.47 - 2.53)	1.29*	(1.01 - 1.65)	1.53*	(1.06 - 2.19)	1.27	(0.95 - 1.71)
修学年数 (ref.=9年以上)												
9年未満	1.49***	(1.30 - 1.71)	1.98***	(1.69 - 2.32)	2.56***	(2.25 - 2.92)	2.14***	(1.89 - 2.42)	3.18***	(2.70 - 3.75)	3.09***	(2.64 - 3.63)
婚姻状態 (ref.=結婚中)												
死別	0.88	(0.67 - 1.16)	1.03	(0.82 - 1.29)	0.69**	(0.53 - 0.91)	1.31**	(1.10 - 1.55)	0.81	(0.59 - 1.12)	1.27*	(1.03 - 1.57)
離別	1.61*	(1.02 - 2.54)	1.35	(0.86 - 2.12)	0.96	(0.56 - 1.65)	1.93***	(1.36 - 2.75)	2.67***	(1.66 - 4.30)	2.31***	(1.55 - 3.44)
未婚	0.75	(0.42 - 1.34)	0.71	(0.40 - 1.27)	1.55	(0.88 - 2.73)	1.08	(0.72 - 1.62)	2.76***	(1.59 - 4.77)	1.23	(0.76 - 1.99)
世帯構成 (ref.=夫婦のみ)												
単身	1.22	(0.93 - 1.61)	1.03	(0.77 - 1.38)	1.03	(0.77 - 1.37)	1.24	(1.00 - 1.55)	1.03	(0.74 - 1.44)	1.17	(0.90 - 1.53)
子等と同居	0.83	(0.68 - 1.00)	0.89	(0.72 - 1.10)	1.06	(0.90 - 1.25)	0.82*	(0.70 - 0.97)	0.94	(0.76 - 1.17)	0.74**	(0.60 - 0.92)
その他	1.21	(0.94 - 1.55)	1.04	(0.78 - 1.38)	0.91	(0.70 - 1.19)	0.78*	(0.62 - 0.99)	0.85	(0.62 - 1.18)	0.82	(0.61 - 1.09)
住宅所有 (ref.=持ち家)												
持ち家以外	2.79***	(2.23 - 3.49)	2.59***	(1.99 - 3.36)	1.97***	(1.53 - 2.55)	2.26***	(1.79 - 2.85)	3.76***	(2.88 - 4.91)	6.06***	(4.76 - 7.72)
治療疾患の有無 (ref.=なし)												
あり	1.11	(0.94 - 1.30)	1.01	(0.84 - 1.23)	1.07	(0.92 - 1.25)	1.01	(0.88 - 1.17)	0.88	(0.73 - 1.06)	0.99	(0.82 - 1.19)
抑うつ傾向 (ref.=なし)												
あり	1.94***	(1.66 - 2.26)	1.77***	(1.48 - 2.12)	1.58***	(1.35 - 1.84)	1.42***	(1.23 - 1.64)	3.30***	(2.77 - 3.94)	2.57***	(2.17 - 3.05)
情緒的サポート (ref.=あり)												
なし	1.36*	(1.06 - 1.75)	0.87	(0.51 - 1.47)	1.31*	(1.01 - 1.70)	1.05	(0.72 - 1.53)	1.52**	(1.15 - 2.01)	1.41	(0.95 - 2.09)
手段的サポート (ref.=あり)												
なし	1.76**	(1.23 - 2.51)	1.49	(0.98 - 2.27)	0.89	(0.57 - 1.39)	1.32	(0.95 - 1.83)	1.80**	(1.20 - 2.70)	2.18***	(1.54 - 3.08)
変動効果 <sup>c)</sup>												
市町村 (切片)	.146 (SE=.060)		.288 (SE=.066)		.565 (SE=.092)		.517 (SE=.082)		.772 (SE=.129)		.714 (SE=.113)	

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05  
 a) 参照カテゴリーは剥奪でも孤立でもない群 (男性：n=5,005, 女性：n=4,499)。剥奪状況・等価所得が不明なケースは除外した。  
 b) 各独立変数には不明をダミー変数として投入しているが本表では省略している  
 c) Nullモデルにおける市町村レベルの分散はそれぞれ下記の通り  
 剥奪のみ 男性：.158 (SE=.061) 女性：.204 (SE=.069) / 貧困のみ 男性：.597 (SE=.094) 女性：.564 (SE=.087) / 剥奪+貧困 男性：.721 (SE=.118) 女性：.710 (SE=.111)

はみられなかった。手段的サポートがないことは、剥奪と貧困の重複群に対しては男女ともに有意であった(男性:OR=1.80, 女性:OR=2.18), 男性では剥奪のみ群に対しても有意な関連が示された(OR=1.76)

#### IV 考 察

所得の低さは貧困の要因の1つであっても、貧困の事象そのものを表すものではない〔阿部2006〕。本研究では、貧困状態を表す概念として、所得の低さに基づく相対的貧困に加えて、多次元的な生活様式の貧しさに基づく相対的剥奪という概念に着目し、高齢者の中での相対的剥奪者の割合と特性について分析を試みた。

分析の結果、第1に、相対的剥奪に関連する項目それぞれに該当する高齢者は数%程度だが、経済的な理由からライフラインを停止されたことのある高齢者や、親戚の冠婚葬祭に出席できない高齢者、医療機関への受診を抑制した高齢者が一定程度存在することが示された。貧困者の中で剥奪指標への該当者が顕著に多く、各項目該当者の平均等価所得も低くなっていたことは、本研究で利用した項目群の基準関連妥当性を示唆するものと考えられる。そのうえで、高齢者の27.6%がいずれかの剥奪指標に該当し、13.0%が複数の剥奪指標に該当していたという結果は、これまで報告されてきた知見と概ね一致するものである。日本の高齢者における相対的貧困者の割合が22.0%と報告されている〔OECD 2009〕ことを考慮すると、要介護認定を受けていない高齢者の中では、相対的貧困と同程度に相対的剥奪に該当する人々が存在しうると示唆する結果といえる。なお、表には記載していないが、剥奪のみに該当した高齢者(n=2,049)のうち、住環境の劣悪さのみ該当者が36.4%, 社会生活上の困難のみ該当者が20.7%, 日用品の欠如のみ該当者が17.6%であり、残りの約25%は医療の受診抑制を含む複数の要素が欠如している状態であった。これらの人々は、従来の相対的貧困アプローチでは漏れていた貧困層といえる。

第2に、日本の高齢者を対象にした分析においても、先行研究〔Townsend 1979;阿部2006〕と同様に、剥奪状態へのリスクが急増する所得の閾値が存在することが示された。具体的には、高齢者がいる世帯において等価所得が200万円未満ないし150万円未満という状態になると相対的剥奪状態へのリスクが急激に高まっていた。使用した指標と対象者の相違から単純に比較することはできないが、本分析では世帯人数を調整した所得を使用しているため、本結果も既存の知見〔平岡2002;阿部2006〕と概ね矛盾しないものといえる。現在、単身の高齢者世帯の生活保護基準(生活扶助と住宅扶助のみ)は年間120万円程度であり、さらに生活保護基準額の引き下げが検討されている。老齢基礎年金が最低生活の保障機能として不十分であることはしばしば指摘されているが、本分析で得られた結果は、現行の生活保護基準よりも高い所得水準であっても、日本社会において標準的な生活のあり方とは質的に異なった状態に陥るリスクが高くなっていることを示唆するものである。防貧施策という点では、生活保護を受給していない等価所得200万円未満ないし150万円未満の高齢者世帯に対する税や介護・医療保険の自己負担額などの負担の重さに配慮する必要があるといえる。

第3に、相対的剥奪に該当した高齢者は相対的貧困者と異なる特性があることが示唆された。まず、年齢との関連については、先行研究の知見〔江口ら1974;平岡2002;山田ら2011〕と同様に、より高齢であるほど相対的貧困には該当しやすくなるのに対し、相対的剥奪のみには系統的な関連はみられなかった。これは、相対的貧困の指標である所得が退職、死別、健康問題などの加齢に伴う状況的な変化や年金制度の成熟と関連が深いものであるのに対し、相対的剥奪という概念が着目する社会生活上の必需項目は過去からの蓄積によって形成されるものであることを反映した結果と考えられる。加えて、高齢期に持ち家でないことが相対的貧困よりも相対的剥奪に対して密接に関連しているという結果も、相対的剥奪が所得の乏しさではなく生活資源の乏しさに着目した概念である

ことを反映したものといえる。

そのうえで、本研究によれば、相対的剥奪には女性ではなく、男性高齢者の方が該当しやすいという知見が新たに示された。さらに、死別経験は女性でのみ貧困および貧困と剥奪の重複に関連し、離別経験は男性では相対的剥奪、女性では相対的剥奪ではなく相対的貧困と関連するという相違がみられた。まず、死別経験に関しては、女性にとって高齢期における配偶者との死別は、年金制度上、世帯所得の低下につながること〔山田ら2011〕が示されており、本結果と一致するものである。なお、男性で逆の傾向が示されたことは、配偶者との死別による収入減少が生じにくいことを反映したものかもしれない。離別経験に関しては、女性にとって配偶者との離別はその後の貨幣的な貧困に結びつきやすいことが知られており〔内閣府男女共同参画会議2011b〕、本結果はそれらと矛盾しないものである。一方、現在の多くの男性高齢者にとって配偶者との離別は、収入面での不利にはつながらないが、たとえば、「高齢者の生活と意識に関する国際比較調査〔内閣府2005〕」によれば、炊事・洗濯・掃除などの家事を自分がしている男性高齢者は約1割に過ぎない。その結果として、男性の間では、配偶者との離別が一般的な社会生活を営むための資源を獲得・維持するうえでの困難につながったものと考えられる。いずれにしても、本結果は、所得の乏しさと生活資源や様式の乏しさが重複する人々もいるが、相対的貧困と相対的剥奪が貧困の異なる側面を捉えており、両概念で把握可能な対象層に相違があることを示唆するものといえる。

一方、治療疾患の有無については、相対的貧困に対しても相対的剥奪に対しても有意な関連は認められなかった。これは、医療保険の充実などによる社会政策が、高齢期の疾病に伴う貧困状態へのリスクを軽減する機能を果たしていることを示唆するものである。しかし、貧困のみ該当者と比べて、剥奪のみ該当者および剥奪と貧困の重複者の方が情緒的および手段的サポートがないこと、抑うつ傾向にあることと強い関連があることも示されていた。本研究では、貧困のみと剥奪のみで

どちらの方が貧困状態としてより深刻であるかは明らかにできていないが、貧困層を物的・環境的な生活様式の指標から把握することにより、従来の貨幣指標に基づく把握よりも健康やソーシャル・サポートにおいてより不利な層を抽出できることを示唆する結果が得られたといえる。相対的剥奪指標の構成は複雑であり、必ずしも国内で広く普及した概念ではないが、本結果は多次元的な不利を抱えた貧困層を把握するうえでは相対的剥奪という概念が有益であることを示唆するものと考えられる。

加えて、本分析では、相対的剥奪のみ該当者と比べて、相対的剥奪と相対的貧困の重複者の方が、手段的サポートと情緒的サポートの乏しさ、および、抑うつ傾向と強く関連し、修学年数の短さと離別経験者や未婚者であること、現住居が持ち家でないといったライフコース上の社会経済的な不利とも密接に関連しているという結果が得られていた。とくに、男性高齢者の場合、未婚であると貧困と剥奪が重複した状態に至るリスクが約2.8倍も高くなっていた。既にさまざまな社会保障制度が整備されているが、これらの結果は、現行の制度では標準的なライフコースからの逸脱によって貧困状態に陥るリスクを緩衝しきれていないことを示唆するものといえる。相対的剥奪者の半数程度は長期的な貧困を経験している〔Whelan et al. 2003; 岩田ら2004〕ともいわれており、相対的貧困と相対的剥奪を重複した状態が過去からの蓄積によって形成されている要素が強いとすれば、その改善には「人生前半の社会保障〔広井2006〕」がより重要になるものと考えられる。

以上のように、本研究では、物的・環境的な生活様式指標で構成される相対的剥奪という概念に着目することにより、これまで数多く検討されてきた相対的貧困とは異なる貧困層を把握しうることが示唆された。相対的貧困が所得という簡便に把握でき比較可能性に優れた概念であるのに対し、相対的剥奪は複雑な指標構成であり、比較可能性にも限界がある。他方で、相対的剥奪は、社会生活における多次元的な資源に着目している点で、実際の生活水準に密着した概念であり、当該

社会における貧困者を適切に表している可能性がある。実際に、欧州連合では、貧困対策の政策目標として相対的貧困だけでなく相対的剥奪にも言及している〔European Commission 2011〕。日本においても従来の貨幣的な指標に基づく相対的貧困だけでなく、多次元的な生活様式の貧しさから高齢者の貧困を捉え直す必要があると考えられる。

さいごに、本分析の限界として以下の3点があげられる。第1に、実際の社会保障基準として使用するためには相対的剥奪指標の精緻化が必要である。本研究では、項目選定を一般市民に問う合意基準アプローチ〔Mack et al. 1986; Gordon et al. 2000; 阿部2006; Saunders 2008〕によって採用された項目を参考にしているが、本研究で使用した指標のみをもって日本社会で高齢者が必要とするものを網羅しているわけではない。このため、本研究で検討した剥奪状態の全てに公的扶助が必要であるとはいえない点には留意する必要がある。第2に、本研究で使用した調査は、貧困問題を主たる課題にした調査ではなかったため、資産に関する変数が含まれていない。高齢者は収入が少なくても資産額が大きい場合、理論的には相対的剥奪の把握に際して資産に関する項目も加える必要がある。しかし、そうした限界はあるものの、相対的剥奪へのリスクが高まる等価所得の閾値が見いだされた点は、相対的剥奪という概念が国内の貧困線を検討するアプローチとしても応用可能性があることを示唆するものと考えられる。第3に、本調査の回収率は66.3%となっており、この種の調査では決して低くはないが、より深刻な貧困者や剥奪者ほど調査から脱落している可能性がある。また、本結果は、全国の代表サンプルではないため、地域的な偏りが生じている可能性も否定できない。今後、他の調査データによっても再度検証される必要がある。

## 謝 辞

本研究は、文部科学省科学研究費補助金(23243070・26285138)、厚生労働科学研究費補助金(H25-長寿-一般-003:研究代表 近藤克則)

の一環で行われた成果の一部である。本研究で使用したデータは、日本老年学的評価研究(the Japan Gerontological Evaluation Study, JAGES)プロジェクト調査として、文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業、厚生労働科学研究費補助金(H22-長寿-指定-008)、科学研究費補助金(22330172・22119506・22390400・22592327・22700694・23590786・23700819・23243070)、長寿科学振興財団長寿科学総合研究推進事業等の助成を得て実施されたものである。全ての関係者の皆様に記して深謝します。また、2名の匿名の査読者の先生方から大変丁寧かつ重要なお指摘を頂きました。この場を借りまして御礼申し上げます。

(平成25年7月投稿受理)

(平成26年3月採用決定)

## 引用文献

- 阿部彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析:日本のマイクロデータを用いた実証研究」社会政策学会『社会政策における福祉と就労(社会政策学会誌, 第16号)』, 法律文化社, 251-275
- 阿部彩(2007)「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1):27-40
- Crosby, F.J. (1982). *Relative deprivation and working women*. Oxford University Press.
- Eames, M., Ben-Shlomo, Y., & Marmot, M.G. (1993) "Social deprivation and premature mortality: regional comparison across England", *British Medical Journal*, 307 (6912), 1097-1102.
- 江口英一・川上昌子(1974)「大都市における低所得・不安定階層の量と形態および今後について」『季刊社会保障研究』9(4):18-32.
- European Commission (2011) *The social dimension of the Europe 2020 strategy; A report of the social protection committee*. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion.
- Förster, M.F. (1994) "Measurement of low incomes and poverty", *OECD labour market and social policy occasional papers*, No 14. doi:10.1787/112854878327.
- Golant, S., & La Greca, A. (1995) "The relative deprivation of U.S. elderly households as judged by their housing problems", *Journal of Gerontology*, 50B (1) : S13-S23.
- Gordon, D., Levitas, R., & Pantazis, C. et al. (2000) *Poverty, and social exclusion in Britain*. Rowntree Foundation.
- 浜田浩児(2006)「所得格差の固定性の計測」『季刊

- 家計経済研究』73:86-94.
- 平岡公一 (2002) 「相対的剥夺指標の開発と適応」『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会, 153-173
- 広井良典 (2006) 『持続可能な福祉社会;もうひとつの日本の構想』筑摩書房
- 岩田正美・濱本知寿香 (2004) 「デフレ不況下の貧困の経験」樋口美雄・太田清・家計経済研究所『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 203-233.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『生活保護に関する公的統計データ一覧』<http://www.ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.asp> (2013年6月12日 最終確認)
- Kondo, N., Kawachi, I., & Hirai, H. et al. (2009) "Relative deprivation and incident functional disability among older Japanese women and men: prospective cohort study", *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63 (6) : 461-467.
- Kosaka, K. (1986) "A model of relative deprivation", *Journal of Mathematical Sociology*, 12 (1) : 35-48.
- Krueger, A.B., Abraham, K.G., & Shapiro, C. (2012) *Economic report of the president, transmitted to the congress February 2012; together with the annual report of the council of economic advisors*. United States government printing office.
- Langford, I.H., & Bentham, G. (1996) "Regional variations in mortality rates in England and Wales: an analysis using multilevel modeling", *Social Science & Medicine*, 42 (6) : 897-908.
- Mack, J. & Lansley, S. (1985) *Poor Britain*. London: George Allen and Unwin.
- 松崎条太郎 (1986) 『老人福祉論;老後問題と生活実態の実証研究』光生館
- 内閣府 (2005) 『平成17年度高齢者の生活と意識;第6回国際比較調査結果』  
[http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h17\\_kiso/index2.html](http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h17_kiso/index2.html) (2013年6月12日最終確認)
- 内閣府男女共同参画会議 (2011a) 『基本問題・影響調査専門調査会女性と経済WG;第8回資料3』  
[http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon\\_eikyou/jyosei/08/giji.html](http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon_eikyou/jyosei/08/giji.html) (2013年6月12日最終確認)
- 内閣府男女共同参画会議 (2011b) 『基本問題・影響調査専門調査会女性と経済WG;第2回』  
[http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon\\_eikyou/jyosei/02/giji.html](http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon_eikyou/jyosei/02/giji.html) (2013年10月25日最終確認)
- 中谷友樹 (2011) 「地理統計に基づくがん死亡の社会的経済的格差の評価;市区町村別がん死亡と地理的剥夺指標との関連性」『統計数理』59 (2) : 239-265.
- OECD (2009) *Pensions at a glance 2009: retirement income systems in OECD countries*.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等;格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社
- O'Reilly, D. (2002) "Standard indicators of deprivation; Do they disadvantage older people?", *Age and Ageing*, 31 (3) : 197-202.
- Sacker, A., Bartley, M., & Firth, D. et al. (2001) "Dimensions of social inequality in the health of women in England: occupational, material and behavioral pathways", *Social Science and Medicine*, 52 (5) : 763-781.
- Saunders, P. (2008) "Measuring well-being using non-monetary indicators; deprivation and social exclusion", *Family Matters*, 78: 8-17.
- Scase, R. (1974) "Relative deprivation: a comparison of English and Swedish manual workers", in Wedderburn, D., eds., *Poverty, inequality, and class structure*. Syndics of Cambridge University Press. 197-216.
- Sheikh, J.I., & Yesavage, J.A. (1986) "Geriatric Depression Scale (GDS) : Recent evidence and development of a shorter version", *Clinical Gerontologist*, 5: 165-173.
- 総務省統計局 (2009) 『平成21年全国消費実態調査』  
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001034909&cycode=0> (2014年2月10日最終確認)
- Stouffer, S.A., Suchman, E.A., & Devinney, L.C. et al. (1949) *The American Soldier. Volume I.: Adjustment During Army Life*. Princeton University Press.
- Tougas, F., Lagace, M., & Sablonniere, R. et al. (2004) "A new approach to the link between identity and relative deprivation in the perspective of ageism and retirement", *International Journal of Aging and Human Development*, 59 (1) : 1-23.
- Townsend, P. (1979) . *Poverty in the United Kingdom; a survey of household resources and standards of living*. Penguin Books.
- Turley, R.N.L. (2002) "Is relative deprivation beneficial? the effects of richer and poorer neighbors on children's outcomes", *Journal of Community Psychology*, 30 (6) : 671-686.
- Runciman, W.G. (1966) *Relative deprivation and social justice: a study of attitudes to social inequality in twentieth century England*. Routledge & Kegan Paul.
- Walker, I., & Smith, H.J. (2002) *Relative deprivation: specification, development, and integration*. Cambridge University Press.
- Walters, K., Breeze, E., & Wilkinson, P. et al. (2004) "Local area deprivation and urban-rural differences in anxiety and depression among people older than 75 years in Britain", *American Journal of Public*

- Health*. 94 (10) : 1768-1774.
- Wilkinson, R., & Marmot, M. (2003) "Social determinants of health: The solid facts". WHO Regional Office for Europe.
- Whelan, C.T., Layte, R. & Maitre, B. (2003) "Persistent income poverty and deprivation in the European Union; an analysis of first three waves of the European Community Household Panel", *International Social Policy*, 32 (1) : 1-18.
- 山田篤裕・小林江里香・Liang, J. (2011) 「なぜ日本の単身高齢女性は貧困に陥りやすいのか」『貧困研究』7: 110-122.
- 山田壮史郎 (2013) 「ホームレス状態の解消と持続する排除;社会的包摂志向のホームレス対策にむけて」『日本福祉大学社会福祉論集』128: 51-65.
- Yesavage, J.A., Brink, T.L., & Rose, T.L., et al. (1983) "Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report", *Journal of Psychiatric Research*, 17: 37-49.
- (さいとう・まさしげ 日本福祉大学准教授)  
(こんどう・かつのり 千葉大学予防医学センター教授)  
(こんどう・なおき 東京大学准教授)  
(おじま・としゆき 浜松医科大学教授)  
(すずき・かよ 愛知学院大学講師)  
(あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長)