

IPSS Discussion Paper Series

(No.2005-07)

「日本における相対的剥奪指標と貧困の実証研究」

阿部彩(国立社会保障・人口問題研究所)

2005年12月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

1. 貧困基準の問題点

社会政策研究の中で貧困を科学的に測定しようという試みは、早くは19世紀半ばから行われてきた。わが国においても、貧困率や生活保護の捕捉率を推計する優れた研究が数多く行われてきている（星野・岩田 1994、阿部 2005、駒村 2005 など）。しかし、これらの研究の多くに共通する問題も存在する。一つは、これらの研究の多くが、貧困を金銭面という一つの側面のみから測定することの困難を理解しながらも、データの制約や定義の不明瞭さなどの理由から、現時点の所得に代表される金銭的なデータのみを用いている点である。多くの著者が指摘するように、人々の生活水準は、現時点の所得のみならず過去の所得による貯蓄、財産（持ち家など）、労働資源（教育、生まれもった能力、健康状況など）、人間関係の蓄積など、複数の要因に左右される。所得の低さは、貧困の要因の一つであっても、貧困の事象そのものを表すものではない。貧困の事象は、消費、住宅、対人関係など生活の諸側面に現れる。そのため、低所得、特に現時点における低所得は、必ずしも貧困を示しているものではない¹。

二つ目の問題は、貧困基準（貧困線）の妥当性である。多くの研究は、サンプルの中央値の50%など統計的な画一的な基準（星野・岩田 1994、和田・木村 1998、阿部 2005 など）、または、生活保護制度の生活保護基準（以下、保護基準）を貧困基準としている（星野 1995、小川 2000、山田 2000、濱本 2005 など）。前者は、人が社会の中で「恥ずることなく」生活するためには、社会全体の生活水準の中で相対的にある一定レベルの生活水準を必要とするという相対的貧困の概念を数式化したものである。しかし、この貧困線の算定方式では、社会全体の生活水準があがると、貧困線も上昇することとなり、また、国際比較においては、所得分布の異なる国には異なる貧困線が用いられることとなる。そのため、相対的貧困は貧困ではなく不平等を表すものであるという批判も多い²。後者の、保護基準は、最低生活費として行政に定められた基準であり、公式な貧困線に最も近い概念といえよう。しかし、生活保護を受給するためには保護基準以外の要件も満たさなければなら

* 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第2室長
（連絡先）〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階
Tel 03-3595-2984 Fax 03-3591-4821 E-mail: ayaabe@ipss.go.jp

本研究は、厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究」（主任研究者：阿部 彩）の一環として行われたものである。

¹ その典型的な例が、引退後の高齢者である。彼らは、年金による所得が低くても、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。

² 例えば、「ワークショップ『子育て世帯の社会保障』の議論の概要」。国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』p.310.相対的貧困に対抗する概念は、絶対的貧困であり、これは貧困線を「一日1ドル」など多国間でも時系列でも貧困線を固定する考えであり、その算定は生存に必要なカロリー量をえるために必要な所得など不変的な基準である。しかし、実際には、衣食住の物価も国ごとに異なり、または、時間とともに変化し、また、人が社会で生きていくためにはBHN(Basic Human Needs)以外のものも必要として、途上国以外の場合には、相対的貧困が用いられることが多い。

ないことから明らかなように、所得がこれ以下である世帯がすべて困窮状態にあるわけではない。また、保護基準は、「生活保護において保障すべき最低生活の水準は、一般国民の生活水準との関連においてとらえられるべき相対的なものである」（平成 15 年度版『保護のてびき』、p.41）との考えから、1984 年より水準均衡方式³で算定されており、一般勤労者世帯の消費支出額の約 70%になるように算定されている。つまり、保護基準も、その根底には相対的貧困の概念を用いており、上記にあげた相対的貧困に対する批判がそのままあてはまるのである。さらに、生活保護を受けていない世帯の生活レベルに比べ、生活保護世帯の生活レベルが高いという指摘があることからわかるように、保護基準自体が高すぎるという議論もある（柴田 2001 など）。

それでは、どのような貧困の測定方法、そして貧困基準であれば、現代の日本において大多数の人々が納得できるものであろうか。本稿は、Townsend(1979)が開発した相対的剥奪指標（Relative Deprivation Index）指標に再注目したい。相対的剥奪とは、「必要な資源の不足のために、規範的に期待されている生活様式を共有できない状態をさし示す概念である」（平岡 2001, p.155）。「規範的に期待されている生活様式」とは、その人が生きる社会の慣習や通常をさしており、その意味で、本概念は相対的であり、貨幣的な相対的貧困概念と変わらない⁴。しかし、相対的剥奪指標の特徴は、当該社会で期待される生活行動を具体的にリストアップし、その有無を指標化している点である。換言すれば、相対的剥奪は社会のなかで比較的に低所得であるという不平等の理論で片づけられるものではなく、ある一定の生活水準以下では社会の中で「期待される生活様式」を享受できない、という絶対的な概念なのである。貨幣的な相対的貧困は、この状態を一定レベルの所得（または消費）と結びつけているのに比べ、相対的剥奪は、直接生活の質を計っている点で、人々の直感に訴える概念である。また、生活活動は、現在の所得以外の要因（例えば、貯蓄や持ち家）にも影響されるため、相対的剥奪指標は、現在の所得のみによる指標よりも生活水準に密着した指標ということができる。さらに、相対的剥奪を構築する生活行動のリストが「最低限の生活」を示すものであれば、この項目が一つでも欠けた状態は貧困と定義づけられ、また新たに貧困線（剥奪線）を設定する必要がないのである⁵。このように相対的剥奪指標を持って貧困を測定することは、従来の貨幣的な貧困指標の欠点を補う意義あるプロセスである。だが、相対的剥奪の計測を日本で試みた例は数少ない。唯一、平岡

³ 生活扶助基準（保護基準）の算定は、以下のように改定されてきている。

昭和 23(1948)年～35(1960)年 マーケットバスケット方式

最低生活に必要な飲食物費や衣類など個々の品目を積み上げて算出

昭和 36(1961)年～39(1964)年 エンゲル方式

栄養所要量を満たす食品を理論的に積み上げ、低所得世帯のエンゲル係数から逆算して算出

昭和 40(1965)年～58(1973)年 格差縮小方式

一般国民との格差を縮小するため、一般国民の消費水準の伸び率以上に引き上げ

昭和 59(1983)年～現在 水準均衡方式

当該年度に想定される一般国民の消費動向等を踏まえ改定

⁴ 例えば、社会全体の生活水準があがれば相対的剥奪指標に用いられる項目リストも変化していくこととなる。

⁵ 相対的剥奪指標に用いられる生活活動のリストの選定については、2 章に詳しく述べる。

(2001)は、東京都 23 区の高齢者を対象としたデータを用いて、相対的剥奪指標を構築している。平岡(2001)の相対的剥奪指標は、「社会参加と情報アクセス」「パーソナル・ネットワーク」「社会的支援網」「住環境」「住宅内の設備」の 5 分野、20 項目のリストから欠如している項目数からなっており、サンプルの 80%がこれらの項目のどれかが欠けているという結果をだしている。また、平岡(2001)は、剥奪指標と所得の関係について、剥奪指標が所得 225 万円未満で著しく高くなっていることを示した。しかし、残念なことに、平岡(2001)の分析は高齢者に限られていること、データの件数が少ないためタウンゼンドの発見した閾値の確認ができなかったこと、データが剥奪指標構築の目的で設計されておらず剥奪指標に対する様々な批判に答えられるものではないこと、などの弱点がある。そこで、本研究はこれらの弱点を改善し、日本における相対的剥奪指標を構築することを目的とする。そして、新たに構築された指標を用いて、日本における剥奪の現状と剥奪のリスク・グループの検証、剥奪と所得の関係を分析することとしたい。

2. 相対的剥奪指標の発展

タウンゼンドの開発したオリジナルの相対的剥奪指標は、いたってシンプルである。まず、12 の生活活動を行うために必要と考えられる 60 の項目をリストアップし、それらの所有（項目が活動の場合は、その活動をしているか否か）を調査対象者に問い、yes の場合は 1、no の場合は 0 とした二値変数のリストを得、それらを単純に加算したものを相対的剥奪指標と定義している。このオリジナルの指標は、非常にわかりやすいものであるが、それに対する批判もいくつか存在した。そのため、相対的剥奪指標は、その後のイギリスの貧困研究の歴史の中で徐々に改善され、洗練されてきた。オリジナルの指標と改善された指標の主な違いは以下の 3 点に集約される。

①恣意性の排除

オリジナルの相対的剥奪指標に対する批判の一つは、用いられた項目が研究者によって恣意的に選択されたものであり、それらの欠如が剥奪の状況を表しているものではないというものであった (Gordon 2000)。例えば、研究者が冷蔵庫の所有を項目の一つとして選択したとしよう。しかし、冷蔵庫がその社会で生活する上で必要不可欠であるものか否かについては、意見の相違もみられよう。コンビニやスーパーが偏在する社会や寒冷地などでは、冷蔵庫が欠如していてもさほど生活の支障とならない場合もあるからである。また、生活水準の低い国々においては、冷蔵庫は贅沢品であり、その普及率も低いため、これをリストに加えると、剥奪率が極端に高くなる可能性もある。タウンゼンドのオリジナルの剥奪指標には、休暇（旅行）や友人を自宅に招待することなど、日本のコンテキストで考えた場合、贅沢ともいえる項目も含まれる。このように、項目の選択するためには、当該社会において「何が必要であるか（必需品）」を確実に把握していなければならない、この選択を誤ると構築された指標も意味をもたない。その点で、項目の選択には研究者の恣意性

はなるべく排除されるべきであり、同様に、他国で開発された項目リストをそのまま使用することも危険である。

この問題を解決するために、Mack & Lansley (1985)は、項目の選定自体を社会に問う方法をとっている。具体的には、一般大衆から無作為抽出された調査対象者にどのような項目がその社会において最低限の生活をおくるために必要かどうかを問う予備調査を行う方法である。この項目を一般大衆に問う方法の背景にあるのは、「各社会において、個々の人々に異なる選好があることを踏まえつつも、すべての人にあてはまる「最低限必要とされる生活水準」が社会的に合意されている」(阿部 2004) という概念である。予備調査にて回答者の過半数が「絶対に必要である」とした項目のみを、「社会的に認知された必需項目 (Socially Perceived Necessities、以下、社会的必需項目)」とし、これら項目のみをリストに加えることにより、研究者の恣意性が排除されるとともに、選択された項目のリストは、社会が認知する貧困基準として確認されるのである。平岡(2001)は、「(相対的剥奪概念は) 一定の時期のある社会には、一定の貧困の基準が客観的に存在するとみるという点では、ある意味での絶対的な貧困概念ともいえる」(平岡 2001、p.156) としているが、一般大衆にその選定を任せることにより、相対的剥奪概念の真の客観性を確保できるのである。さらに、研究者が恣意的に選択した項目リストを用いた場合は、その項目をいくつ欠如すれば「剥奪された状態」であるか(つまり「剥奪線」)を決定する必要があるが、その線引きも恣意的であり意味がない⁶。しかし、社会的必需項目は、社会が認知する「最低限必要なもの」なので、それが一つでも欠如することは「最低限以下」である。言い換えれば、リストそのものが剥奪線となるのである。この方法は、1983年のBreadline Britain調査(Mack & Lansley, 1985)、1990年のBreadline Britain調査(Gordon & Pantazis, 1997)、1999年の貧困・社会排除(Poverty and Social Exclusion)調査(Gordon et al., 2000)に用いられている。

② 強制された欠如(enforced absence)と選好による欠如 (preference) の区別

オリジナルの剥奪指標の二つ目の批判は、欠如が強制されたものか、個人の選好によるものかの区別をつけなかったことである。例えば、タウンゼンドの指標に含まれた「肉食」については、調査対象者が菜食主義者であれば、その欠如が「剥奪」を意味するものではない。普及率が100%近くとなったテレビなども、個人の好みで所有しない場合もあろう。このように、個人の選好によって、その欠如を選択している場合と、個人が必要と感じていてもそれを得ることができないことによる欠如(強制された欠如)を区別する必要がある。そこで、近年のイギリスの社会調査の調査票では、「持つことができない」場合と「持

⁶ Tsakoglou(2003)は、剥奪指標の平均値を剥奪線とし、剥奪指標がそれ以下の場合を剥奪された状態としている。平均値を剥奪線とする方法は一番多く見られる方法であるが、これは、中央値の50%と設定されることが多い貧困線を意識したものと考えられる。しかし、実際には、多くの調査の場合、サンプルの大多数が剥奪指標=0の値をとるため中央値をとることができない場合が多い。そのため、代替案として平均値が用いられている。

ちたくない」場合を明確に区別した設問としている。

③ 項目の重要性の考慮

社会的必需項目として選択された項目の中にも、その欠如が深刻な剥奪を意味する項目と、そうでない項目があると考えられる。例えば、「1日3回の食事」と「友人との交流」では、どちらも人が社会の中で生きていく上で必要不可欠であっても、その重要性が同じとは考えにくい。そのため、項目の重要度によってウェイト付けされた剥奪指標 (Proportional Relative Deprivation Scale) が開発されている (Whelan et al. 2002、Apospori and Millar 2003 など)。オリジナルの相対的剥奪指標が各項目があるかないかのダミー変数を単純にたしたものであるのに対し、この指標は各項目のダミー変数を普及率で重み (ウェイト) 付けし、さらにそれを全項目の普及率の和で除している。こうすることにより、普及率の高い項目は、低い項目より重みがあるようにカウントされ、また指標が標準化されるため項目数にかかわらず指標は0から1の値をとることとなる。

3. データと手法

本稿で用いられた相対的剥奪指標は以下の手法で構築されている。まず、本調査の前年の平成14年度に予備調査として『福祉に関する国民意識調査』⁷を行った。予備調査では、調査チームが選択した28項目について「現在の日本の社会において、ある家庭がふつうに生活するために絶対に必要であるか」を問い⁸、有効回答者の50%が「必要である」と答えた16項目⁹ (物品、住居、社会生活などを含む) を「社会的必需項目」のリストとした (表1)。社会的必需項目リストの作成にあたり、あきらかに必要なもの (例えば、食事、ベーシックな衣類など) は調査設計の過程でリストから外されている¹⁰。そのため、項目リストは比較的短いものとなっており、この項目リストのみを持って、現在の日本の社会で必要とするものを網羅するものではない。選択された項目は、異なる属性 (年齢層、所得階級、性別、居住地、学歴など) 間においても、その支持率が、高い相関を見せており、社会的必需項目が日本の社会全般に共有する認識であるといえる (阿部 2004)。

⁷ 本調査は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「公的扶助のあり方に関する実証的・理論的研究」(主任研究者：後藤玲子)の一環として、国立社会保障・人口問題研究所が民間会社に委託して行ったものである。この調査は、全国の20歳以上の一般市民から層化2段無作為抽出法によって抽出された2,000人を対象に行われており、回答者数は1,350人(回答率=67.5%)である。

⁸ 実際の設問は、「現在の日本の社会において、ある家庭がふつうに生活するためには、最小限どのようなものが必要だと思いますか。ここにあげる項目について、「絶対に必要である」「あったほうがよいが、なくてもよい」「必要ではない」の中から、あなたのお考えに近いものをあげてください」である。

⁹ 28項目のうち有効回答者の50%以上が「必要である」と答えたのは17項目であったが、「友人・家族・親戚に会うための交通費」は平成15年度の調査票設計の段階で削除された。

¹⁰ あきらかに必要なものを調査項目に含めなかったのは、それらを「絶対に必要とする」と回答する率がほぼ100%であると考えられ、また、それらの充足率もほぼ100%であると考えられるからである。どのような調査をもっても、現在の日本の社会で必要なもの全ては網羅できない。項目リストをむやみに長くしても、剥奪スコアの範囲(0~N)が広がるだけであり、また、調査票が長くなることによるデータの信頼性への影響も考え、比較的(必要か否かの)ボーダーラインにあると思われる項目を選定的に選択した。

次に、平成 15 年度『社会生活調査¹¹』を行い、前年構築された「社会的必需項目」のリストのそれぞれの項目を回答者が欠如しているか否かを問い、欠いている場合は、その理由を聞いた。個人の選好としてそれを欲しない場合は、その欠如を剥奪とみなさないこととするため、多くの項目においては、「持っている」「持っていない（欲しくない）」「持っていない（経済的に持てない）」の 3 選択肢を提供し、最後の場合のみ、その項目の欠如としている。しかし、一部の項目については、全ての人が「持っている」ことが好ましいとして、選好として持たないという選択肢を省いている。そして、16 の項目それぞれについて、それが欠如している場合に 1、それ以外の場合に 0 とするダミー変数を、その普及率によってウェイト付けし、その和をもとめ、さらに 0 から 1 の値をとるように標準化した。

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^J W_j d_{ij}}{\sum_{j=1}^J W_j}$$

D_i =個人 i の剥奪指標 (Deprivation scale of person i)

W_j =項目 j の普及率

d_{ij} =項目 j を個人 i が所有している場合は 1、していない場合は 0

普及率は以下の方式で計算されている。

$$\begin{aligned} \text{普及率} &= \frac{\text{持っている回答者数}}{\text{全サンプル数} - \text{欲しくない回答者数}} && (\text{必需項目の場合}) \\ &= 1 - \frac{\text{不都合*がある回答者数}}{\text{全回答者数}} && (\text{住居などの場合}) \end{aligned}$$

*不都合とは雨漏りがある、家族専用のトイレがないなど

分析に用いられた所得のデータは、世帯主（回答者）とその配偶者の手取りの所得の合算を 100 万円ごとの階級値で表している。所得と相対的剥奪との密接な関係を分析するためには、世帯員全員の所得の正確な把握が不可欠であるが、面接調査という手法の制約、回

¹¹本調査は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「公的扶助のあり方に関する実証的・理論的研究」（主任研究者：後藤玲子）の一環として、国立社会保障・人口問題研究所が民間会社に委託して行ったものである。『社会生活調査』は、無作為抽出した全国の 20 歳以上の男女 2,000 人を対象に、調査員による面接調査方式で行われた。有効回答数は 1,520 であり、有効回答率は 76% である。回答者は、世帯から 1 名とし、世帯主または世帯の家計を一番よく知っている人（通常は世帯主の妻）とした。なお、本調査のサンプルは、厚生労働省の『国民生活基礎調査』と比べると、生活にややゆとりがある層がより多く抽出されている

答者自身の所得情報の欠如¹²なども考慮すると、本人と配偶者の所得に限定し、階級値とすることが、最も信頼性の高い数値になると判断された。分析の一部に用いられる等価世帯所得（世帯所得を世帯人数で調整した値）は、世帯所得を世帯人数の2分の1乗で除したものである。

4. 相対的剥奪の頻度と深さ

本節では、データからみる相対的剥奪の事象を頻度と深さの2視点から観察することとする。まず、剥奪の頻度に着目する。表1は、社会的必需項目のリストとその普及率・剥奪率である。一般市民の過半数が「絶対に必要である」とした16項目のうち、多くは100%近い普及率をたもっている。しかし、「毎日少しずつでも貯金ができる(25.0%)」「死亡・傷害・病気などに備えるための保険(8.1%)」「1年に1回以上新しい下着を買う(7.8%)」「寝室と食卓が別の部屋(5.0%)」などの項目が比較的に高い率で欠如している人々がいることがわかる。

表1 相対的剥奪指標に用いられた項目とその普及率

社会的必需項目(16項目)		普及率*	100%-普及率
設備	電子レンジ	98.4%	1.6%
	冷暖房機器(エアコン、ストーブ、こたつ等)	99.1%	0.9%
社会生活	湯沸器(電気温水器等含む)	96.4%	3.6%
	親戚の冠婚葬祭への出席(祝儀・交通費を含む)	97.2%	2.8%
	電話機(ファックス兼用含む)	97.9%	2.1%
	礼服	97.2%	2.8%
	1年に1回以上新しい下着を買う	92.2%	7.8%
保障	医者にかかる	98.2%	1.8%
	歯医者にかかる	97.2%	2.8%
	死亡・障害・病気などに備えるための保険(生命保険、障害保険など)への加入	91.9%	8.1%
	老後に備えるための年金保険料	93.9%	6.1%
	毎日少しずつでも貯金ができること	75.0%	25.0%
住環境	家族専用のトイレ	98.8%	1.2%
	家族専用の炊事場(台所)	98.9%	1.1%
	家族専用の浴室	97.8%	2.2%
	寝室と食卓が別の部屋	95.0%	5.0%

* 普及率=欲しくない場合は分母から除く

剥奪の深さは、各世帯の剥奪指標の値によって表すことができる。剥奪指標が高いほど、その世帯の剥奪されている度合いが高い。本稿で用いている剥奪指標はウェイト付・標準化してあるので直感的にわかりにくいので、欠如している項目数(剥奪スコア)をみると、回答者の65%は、スコアが0であり、社会的必需項目全てを満たしている。しかし、回答者の35%は、少なくとも一つ以上、14%が二つ以上、9%が三つ以上、必需項目が欠けて

¹² たとえ回答者が自身および配偶者の所得を把握していても、他の世帯員(例えば子供や親)の所得を正確に把握しているとは限らない。

いる状態である（表2）。

表2 相対的剥奪スコアの分布

スコア	N	%
0	990	65.1%
1	312	20.5%
2	80	5.3%
3	61	4.0%
4	27	1.8%
5	17	1.1%
6	13	0.9%
7	10	0.7%
8	6	0.4%
9	2	0.1%
10	1	0.1%
11	1	0.1%
サンプル数	1520	
平均	0.713	
標準偏差	1.403	

5. At-Risk グループの相対的剥奪の状況

それでは、どのような属性の人々が相対的剥奪の状況にあるのであろうか。平岡(2001)の高齢者の分析では、有配偶者に比べ無配偶者、教育年数が高い人に比べ低い人が相対的剥奪の状況となるリスクが高くなるという結果がでている。また、女性だけではあるが50歳時の所属階層（夫の職業分類と企業規模）が高齢期の相対的剥奪に影響している。本稿で用いたデータには教育や職業に関する情報が含まれていないので、60歳未満の人々も含めて教育や所属階層と剥奪の関係は検証することができないが、（世帯主の）年齢¹³、配偶関係、世帯構成などの属性によって相対的剥奪の頻度がどのように異なるかを調べたものが表3である。

まず、世帯主の年齢別に相対的剥奪率をみると、20代が特に高く（53%）、30代から60代までがやや低く、70代以上においてまた若干上昇している。この理由の一つには、20代においては所得が低いことが考えられる¹⁴。配偶状況別にみると、平岡(2001)の高齢者の分析と同じく、世帯主に配偶者がある世帯の相対的剥奪率（49%）は、ない世帯（32%）よりも高くなっている。これは平岡(2001)も指摘するように、配偶者の欠如は「階層的な地位の低さ」に起因する「標準的なライフコースからの逸脱」（平岡 2001、p.170）とも考えられ、相対的剥奪の事象も同じように標準からの逸脱の一つの側面としてデータに表れている可能性がある。また、逆に、相対的剥奪状況にあるからこそ、「標準的ライフコースから逸脱」してしまう可能性もある。実際に、年齢階級別に有配偶者と無配偶者の相対的剥奪率を比べてみると、どの階級においても無配偶者のほうが有配偶者よりも高い確

¹³ 正確には調査回答者の年齢。調査の際には、世帯主またはその配偶者に回答するようお願いした。

¹⁴ 20代の人が親と同居している場合は親が世帯主となるので、世帯員としてしかデータに含まれない。ここでいう20代とは世帯主が20代の世帯を指す。

率で剥奪状況にあるが、20代と70歳以上ではその差は有意ではない。これは、20代と70歳以上においては、配偶者の欠如が「標準的なライフコースからの逸脱」ではないからであると思われる。なお、婚姻状況の影響は男性よりも女性のほうがより大きいと考えたが、データによると男性も女性もほぼ同様の数値であった。

次に、単身世帯に注目すると、単身世帯は二人以上世帯に比べ相対的剥奪の状況である割合が高い。特に単身高齢者世帯は、その約60%が相対的剥奪の状態である。この傾向は、高齢者世帯（世帯主が60歳以上）全体ではみられず、高齢者世帯も一般世帯も相対的剥奪率はほぼ同じである。また、子供にかかる費用によって家計が圧迫されているであろうと予想される有子世帯（中学生以下の子がある世帯）においても、特に、相対的剥奪の割合が高いということもない。これらの結果から、子育て期や高齢期などにおいても「標準的なライフコース」の範囲内であれば、相対的剥奪のリスクが高まるということがないことが示唆される。

一方で、健康状態が良くない人がいる世帯（傷病世帯）、また、サンプル数は少ないが母子世帯に限ってしてみると、一般世帯に比べ相対的剥奪の割合が非常に大きい（61%と74%）。このことは、標準的なライフコースから逸脱した時のリスクが極めて大きいことを表していよう。

表3 At Risk グループの相対的剥奪率

	N	剥奪率	χ^2
全サンプル	1520	34.9%	
低所得世帯(4)	350	50.3%	47.62 ***
世帯主年齢			
20歳代	76	52.6%	
30歳代	218	32.1%	
40歳代	303	35.0%	
50歳代	358	32.1%	
60歳代	343	31.5%	
70歳以上	222	41.0%	17.87 ***
配偶者あり	1239	31.6%	
配偶者なし	281	49.1%	30.79 ***
女性 配偶者あり	401	30.2%	
女性 配偶者なし	177	49.2%	19.20 ***
男性 配偶者あり	832	32.6%	
男性 配偶者なし	104	49.0%	11.47 ***
20歳代 有配偶	54	51.9%	
20歳代 無配偶	22	54.5%	0.05
30歳代 有配偶	186	28.5%	
30歳代 無配偶	32	53.1%	7.60 ***
40歳代 有配偶	258	31.4%	
40歳代 無配偶	45	55.6%	9.83 ***
50歳代 有配偶	297	29.0%	
50歳代 無配偶	61	47.5%	8.02 ***
60歳代 有配偶	275	28.0%	
60歳代 無配偶	68	45.6%	7.82 ***
70歳以上 有配偶	169	39.6%	
70歳以上 無配偶	53	45.3%	0.53
単身世帯(1)	118	56.8%	27.05 ***
単身女性世帯	74	54.1%	12.03 ***
単身男性世帯	44	61.4%	15.16 ***
高齢者世帯(2)	533	34.3%	0.10
単身高齢者世帯	55	58.2%	13.66 ***
単身女性高齢者世帯	41	56.1%	7.75 ***
単身男性高齢者世帯	14	64.3%	5.72 **
世帯内に傷病者	67	61.2%	20.99 ***
有子世帯(3)	435	36.6%	0.76
母子世帯(5)	19	73.7%	12.76 ***

(1) 同居している家族がない世帯

(2) 高齢者世帯＝世帯主が60歳以上

(3) 同居している中学生までの子供がある世帯

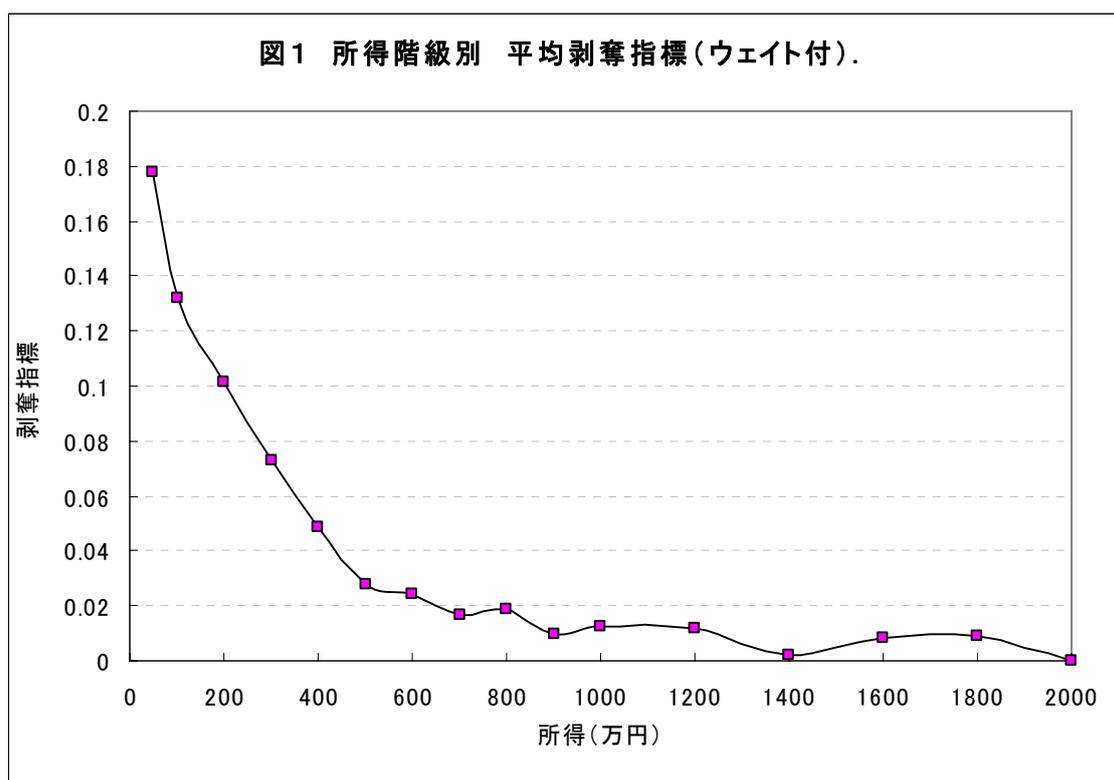
(4) 世帯等価所得が中央値の50%以下の世帯

(5) 同居している中学生までの子供があり、配偶者がいない世帯主の世帯

6. 所得・資産・年齢と相対的剥奪の関係

次に、相対的剥奪指標と所得階級の関係について検討する。ここでの目的は、タウンゼント(1979)がかつてイギリスのデータで示し、その後、多くの国でも発見された閾値が日

本のデータにて確認できるかどうかを検証することである。図1の横軸は、世帯所得（カテゴリー値）、縦軸は、その所得階級に属する世帯の平均剥奪指標を示している。世帯所得が低い世帯ほど平均剥奪指標が上昇することは予想どおりであるが、特に顕著なのは、世帯年収が400～500万円より下の階級で剥奪指標が急激に上昇することである。しかし、所得階級ごとの平均値では、特に指標の値が高いケースがその階級の平均値に大きく影響している可能性もあるので、剥奪の頻度（剥奪指標が0以上の回答者の割合＝相対的剥奪率）を所得階級別に計算したものが表4である。ここでも、所得が低い階級ほど剥奪の頻度が増加するが、特に、世帯年収が400～500万円より低い階級にて剥奪の頻度が高くなっている。つまり、世帯所得400～500万円の生活水準が人々の考える「現在の日本の社会において、ふつうに生活するための最小限」の生活ぎりぎりのラインであり、世帯所得がこれを下回ると、必要と感じつつも充足できない項目が増えていくことが示唆される。換言すると、日本のデータではおおむね世帯年収400～500万円の階級が、相対的剥奪指標が急増する閾値であることが確認された¹⁵。



剥奪指標 = {0, 1}

¹⁵ なお、同様の分析を世帯等価所得を用いて行った結果、同じように閾値が発見された。しかし、所得の生データがカテゴリー値であること、世帯人員数という新たな変数を含むことによりデータの信憑性が薄くなることを考慮して、等価世帯所得ではなく所得のデータをそのまま使用した。

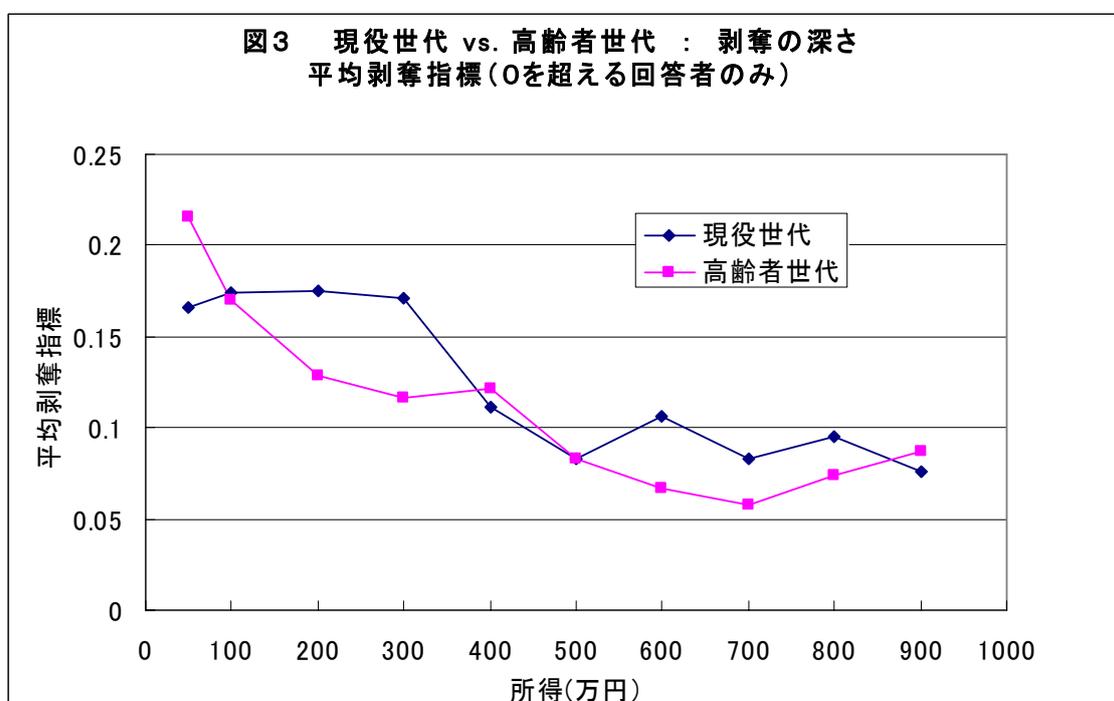
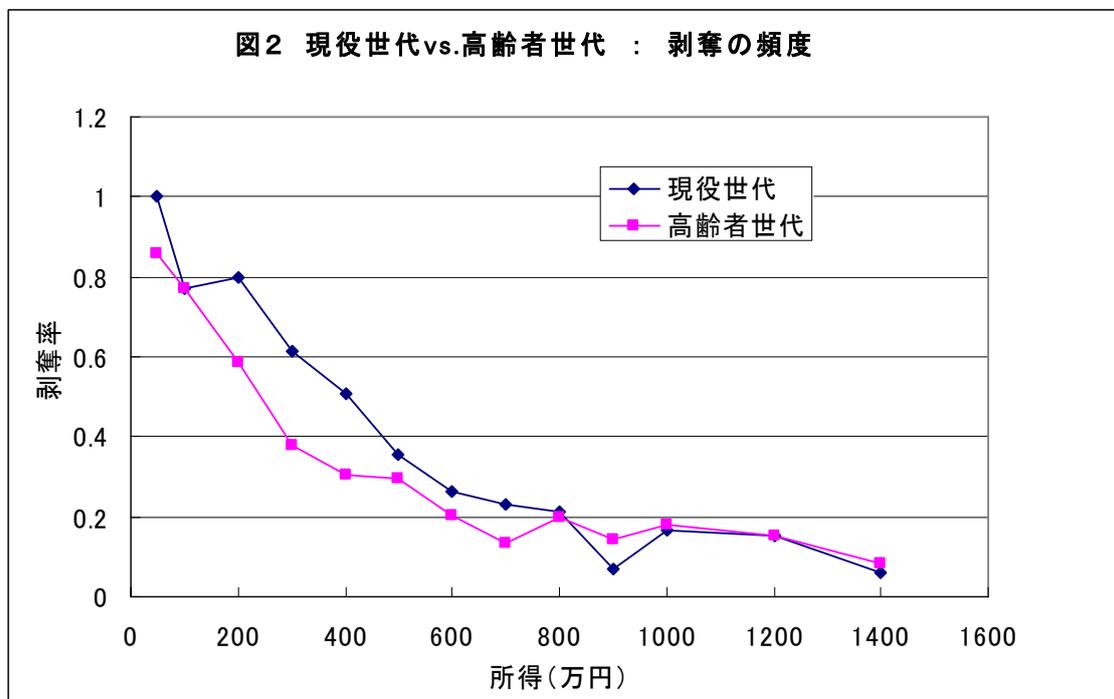
表4 所得階級別 剥奪率

所得階級	ケース数	剥奪指標>0	剥奪率
1	11	10	90.9%
2	35	27	77.1%
3	110	74	67.3%
4	220	108	49.1%
5	212	90	42.5%
6	168	56	33.3%
7	137	34	24.8%
8	125	26	20.8%
9	96	20	20.8%
10	57	5	8.8%
11	47	8	17.0%
12	59	9	15.3%
13	28	1	3.6%
14	15	2	13.3%
15	7	1	14.3%
16	6	0	0.0%
17	7	0	0.0%
不詳	180	59	32.8%
計	1520	530	34.9%

さらに、年齢層別に分析をすすめたものが図2と図3である。相対的剥奪指標は、現時点の所得のみならず過去の所得をも含めたリソースの蓄積に影響されると考えられる。だとすれば、引退して現在の所得が少ない高齢者世帯については、所得と剥奪指標が負の関係にあるとは限らない。現役時代の所得の蓄積が、高齢期の剥奪を緩和すると考えられるからである。そこで、図2と図3に、サンプルを現役世代（世帯主が60歳未満）と高齢者世代（世帯主が60歳以上）に分けて剥奪の頻度（剥奪指標が0を超える回答者の割合）と深さ（剥奪指標が0を超える回答者の中での平均剥奪指標）が所得階級によってどう変化するかを示した。

これによると、現役世代も高齢者世代も所得階級があがるごとに剥奪の頻度と深さが下がるという負の関係は変わらない。つまり、高齢者世代においても現在の所得が相対的剥奪の重要な規定要因であることがわかる。しかし、同じ所得階層内で、現役世代と高齢者世代を比べると、高齢者世代のほうが頻度・深さともにおおむね低くなっている。つまり、同じ所得を得ているのであれば、高齢者世代のほうが剥奪のリスクが低い。これについてはいくつかの理由が考えられる。一つは、コーホート効果である。データが示すのは現在の高齢世代と現在の現役世代であるから、同じグループの現役期と高齢期を比べたわけではない。そのため、現在の高齢者が現在の若年者に比べ相対的剥奪の度合いが小さいとしても、それはそれぞれのグループの生きてきた時代背景による可能性もある。もう一つは、現役時代からの蓄積が高齢期における剥奪の度合いを緩和している可能性である。高齢期には一般的にはすでに住居などへの投資を終えており、所得が低くとも、ある程度の生活レベルを保つことができると考えられる。この二つの効果を個々にみるためには、同じグ

ループを長期にわたって観察したデータ（パネル・データ）が必要であり、今回の分析からはどちらかを確認することができない。



7. 相対的剥奪の要因分析

前節では、相対的剥奪のリスクが高いと思われるグループを確認することはできたが、所得など複数の規定要因がコントロールされていないため、相対的剥奪の要因を推測することは難しい。例えば、年齢層が若いほど剥奪のリスクが高いことは単に若年層ほど所得が低いことによる可能性がある。だとすれば、剥奪のリスクは年齢ではなく所得に規定されるとも考えられる。そこで、本節では、多変量解析の手法を用いて、相対的剥奪の分析をさらに進めていくこととしたい。

表5は、相対的剥奪状況であるか否かのダミー変数（相対的剥奪指標が0である場合＝0、0を超える場合＝1）を被説明変数とするロジスティック分析の結果である。モデル1では、説明変数に等価世帯所得、世帯主の配偶者の有無、世帯内傷病者の有無、世帯主の年齢層を用いている。これによると、等価世帯所得は負で有意であり、世帯所得が上がるほど相対的剥奪の確率は下がる。また、世帯主の年齢層の係数も負で有意であり、等価世帯所得をコントロールした上でも、年齢層が高いほど剥奪状況である率が低くなっている。30代では20代の0.50倍、40代では0.52倍、50代では0.48倍、60代では0.41倍の確率で剥奪状況となる。70代になると、剥奪状況となる確率はやや上昇し、20代の0.6倍の確率となる。また、世帯主に配偶者がいると剥奪の確率は0.42倍に下がり、勢多以内に傷病者がある場合は約3倍に上がる。

モデル2は、等価世帯所得と配偶者の有無、傷病者の有無の影響が、高齢者（60歳以上）と若年者（20～59歳）で異なるかを検証したものである。係数の方向性はどちらのグループも変わらないが、等価世帯所得と有配偶の影響は若年者のほうが高齢者よりも大きく、傷病者の影響は高齢者のほうが若年者よりも大きい。

モデル3は、前節において所得階級5以下の階級で剥奪指標が上昇していることが認められたため、所得階級1&2（＝100万円以下）から10以上（＝800万円以上）のダミー変数を説明変数としたものである。結果は、所得階級6（＝400～500万円）以下のすべての階級の係数が有意で正であり、年齢、配偶者の有無、傷病者の有無をコントロールした上でも、ベース（所得階級10以上＝800万円以上）に比べて、階級1&2（100万円未満）では16.6倍、階級3（＝100～200万円）では7.6倍、階級4（＝200～300万円）では3.8倍、階級5（＝300～400万円）では2.9倍、階級6（＝400～500万円）では1.9倍の確率で剥奪のリスクが上昇していることがわかる。

表5 ロジスティック分析の結果

モデル1			モデル3		
	係数	オッズ比		係数	オッズ比
等価世帯所得	-0.0021 ***	0.998	配偶者あり	-0.176	0.838
配偶者あり	-0.8783 ***	0.415	傷病者あり	1.189 ***	3.284
傷病者あり	1.0759 ***	2.933	20～29歳	ベース	ベース
20～29歳	ベース		30～39歳	-0.431 *	0.650
30～39歳	-0.6883 ***	0.502	40～49歳	-0.220	0.803
40～49歳	-0.6558 ***	0.519	50～59歳	-0.387	0.679
50～59歳	-0.7254 ***	0.484	60～69歳	-0.851 ***	0.427
60～69歳	-0.8939 ***	0.409	70歳以上	-0.607 **	0.545
70歳以上	-0.5143 *	0.598	所得階級1 & 2 (100万円未満)	2.810 ***	16.613
切片	0.9050		所得階級3 (100～200万未満)	2.048 ***	7.753
Rsq	0.0443		所得階級4 (200～300万未満)	1.346 ***	3.844
Log Likelihood	-830.2835		所得階級5 (300～400万未満)	1.075 ***	2.929
N	1340		所得階級6 (400～500万未満)	0.667 ***	1.948
* 10%、**5%、***1%有意			所得階級7 (500～600万未満)	0.222	1.249
モデル2 高齢者 (60歳以上)			所得階級8 (600～700万未満)	0.044	1.045
	係数	オッズ比	所得階級9 (700～800万未満)	0.062	1.064
等価世帯所得	-0.0013 *	0.999	所得階級10以上(800万円以上)	ベース	ベース
配偶者あり	-0.7232 ***	0.485	切片	-0.825 ***	
傷病者あり	1.1462 ***	3.146	Rsq	0.1115	
切片	-0.0282		Log Likelihood	-873.3326	
Rsq	0.0355		N	1520	
Log Likelihood	-309.5955		* 10%、**5%、***1%有意		
N	498		モデル2 若年者 (20歳以上、60歳未満)		
* 10%、**5%、***1%有意				係数	オッズ比
等価世帯所得	-0.0030 ***	0.997	配偶者あり	-1.0970 ***	0.334
配偶者あり	-1.0970 ***	0.334	傷病者あり	0.9916 **	2.696
傷病者あり	0.9916 **	2.696	切片	0.5294 **	
切片	0.5294 **		Rsq	0.0401	
Rsq	0.0401		Log Likelihood	-525.8176	
Log Likelihood	-525.8176		N	842	
N	842		* 10%、**5%、***1%有意		

8. 考察

本稿の意義のひとつは、我が国における実証研究がほとんど存在しないタウンゼンドの相対的剥奪指標の計測である。分析を行うにあたり、剥奪指標を構築する項目や剥奪線をいかに選択するかによって結果が大きく異なることが改めて認識された。このことは、指標および剥奪線の選定が現在の日本社会で大多数の人に共有される価値や規範理論に基づいたものでなければならないことを示している。その点で、指標の構築自体に一般市民の考えを問うことは必要不可欠であり、本稿で行った社会的必需項目による相対的剥奪指標

の構築は、社会から合意された貧困指標として重要である。こうして構築された指標において、回答者の 35% でこれらの項目が欠けている状況にあるのは憂慮すべき発見であるが、計測された指標の絶対値の高さ・低さを議論することよりも、指標を構築することによって可能となるリスク・グループの分析や剥奪と所得の関係の分析がより重要である。

本稿によるもっとも大きな知見は、ある所得階級以下では剥奪指標が急激に上昇することである。本稿で用いたデータに含まれる所得は、回答者の自己申告による階級値であり、その信頼性が 100% でないことは留意しなければならないが、所得階級ごとの平均相対的剥奪指標および剥奪の頻度は、世帯所得 400～500 万円から下の階級で急上昇している。このことは、多変数解析法によって世帯主の年齢層や配偶者の有無、世帯内傷病者の有無をコントロールした上でも確認することができ、日本においても、タウンゼンドが発見した閾値が存在するといえる。

相対的剥奪のリスク・グループの分析からは、婚姻関係の欠如や傷病など「標準的なライフコースからの逸脱」した時に、相対的剥奪のリスクが高まることが示唆された。従来貧困に陥る可能性が高いとされてきた高齢者や家計が苦しいと考えられる有子世帯などにおいても、「標準から逸脱していない」世帯においては相対的剥奪が特に高いわけではない。むしろ、中年期（30代～50代）における婚姻関係の欠如（無配偶者）や世帯内の傷病者の有無、母子世帯などが、相対的剥奪のリスクを上昇させている。

単純集計では明らかに若年者の剥奪率が高くなっており、これも、新しい発見である。また、同じ所得階級であっても、高齢者に比べ、若年者のほうが、相対的剥奪の頻度、深さとともに大きくなっており、高齢期においては、過去の所得などの蓄積が、相対的剥奪のリスクを緩和させる働きがあると考えられることができる。

これらの知見は、直接、政策・政治的介入を必要とする根拠には結びつかないが、今後の日本の社会のあり方について考える際の重要な資料となるであろう。現行の社会保障制度においても、疾病・離婚・離職などにある程度の保障はされているものの、これら「標準的なライフコースからの逸脱」の影響を緩和できていないことが、本稿の分析から示唆される。これを確かめるには、パネルデータを用いた詳細な分析が望まれる。例えば、家族の死亡・疾病・離婚・離職などのイベントが、どのように個人の生活水準に影響し、その影響は一時的なものなのか、永久的なものなのか、などは、雇用保険や児童扶養手当、遺族年金や離婚後の年金分割など、社会保障制度の多岐にわたって関連する課題であり、今後の研究の課題とすることとしたい。

参考文献：

- 阿部彩（2005）「子供の貧困 ー国際比較の視点からー」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。
阿部彩（2004）「補論「最低限の生活水準」に関する社会的評価」『季刊社会保障研究』第 39 巻第 4 号、2004.3.25、p.403-414。
阿部彩（共著：後藤玲子 et al.）（2004）「「社会生活調査」の結果報告」厚生労働科学研究費補

- 助金政策科学推進研究事業「公的扶助のあり方に関する実証的・理論的研究」平成15年度総括報告書。
- 阿部彩(2002)「貧困から社会的排除へ：指標の開発と現状」『海外社会保障研究』Vol.141,p.67-80.
- 岩田正美・西澤晃彦(2005)『貧困と社会的排除 福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房。
- 小川 浩(2000)「貧困世帯の現状—日英比較—」『経済研究』 Vol.51, No.3, Jul.2000, 220-231.
- 後藤玲子、埋橋孝文、菊池馨実、橋木俊詔、八田達夫、勝又幸子、阿部彩 (2004)「福祉に関する国民意識調査」『季刊社会保障研究』第39巻第4号、2004.3.25、p.389-402.
- 柴田謙治(2001)「低所得と生活不安定」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会、p.79-92.
- 駒村康平(2005)「生活保護改革・障害者の所得保障」『社会保障制度改革』国立社会保障・人口問題研究所、p.173-202.
- 生活保護制度研究会監修(2003)『平成15年度版 保護のてびき』第一法規。
- 濱本知寿香(2005)「収入からみた貧困の分析とダイナミクス」岩田正美・西澤晃彦『貧困と社会的排除 福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房、p.71-94、2005.
- 樋口明彦(2004)「現代社会における社会的排除のメカニズム」『社会学評論』55, p.2-18.
- 平岡公一編(2001)『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会。
- 星野信也(1995)「福祉国家中流階層化に取り残された社会福祉—全国消費実態調査のデータ分析(1)」『人文学報』東京都立大学人文学部、No.261,1995.3,23-86.
- 星野信也・岩田正美ほか(1994)『福祉国家における所得再分配効果に関する研究—福祉国家中流階層化の検証』(科研費研究成果報告書) in 埋橋孝文(1997)『現代福祉国家の国際比較—日本モデルの位置づけと展望』日本評論社。
- 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」『家族・世帯の変容と生活保障機能』国立社会保障・人口問題研究所編、東京大学出版会。
- 和田有美子・木村光彦(1998)「戦後日本の貧困—低消費世帯の計測」『季刊社会保障研究』Vol.34, No.1, Summer1998,90-102.
- Apospori, Eleni and Jane Millar (eds) (2003), *The Dynamics of Social Exclusion in Europe: Comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK*, Cheltenham, U.K.: Edward Elgar.
- Barnes, M., Heady, C., Middleton, S., Millar, J., Papadopoulos, F. and Tsakloglou, P. (eds) (2002), *Poverty and Social Exclusion in Europe*, Cheltenham, U.K. and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
- Bradshaw, et al. (2000) "The Relationship between Poverty and Social Exclusion in Britain," Paper prepared for the 26th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth, Cracow, Poland, 27 Aug.-2.Sep. 2000.
- Burchardt, Tania, Le Grand, Julian & David Piachaud (1999) "Social Exclusion in Britain 1991-1995," *Social Policy & Administration*, Vol.33, No.3, Sep. 1999, p.227-244.
- Gordon et al. (2000) *Poverty and Social Exclusion in Britain*, Rowntree Foundation.
- Gordon, D. & Pantazis, C. (1997) *Breadline Britain in the 1990s*.
- Mack, J. and Lansley, S. (1985) *Poor Britain*, Allen and Unwin, London.
- Moisio, Pasi (2002), "The Nature of Social Exclusion – Spiral of Precariousness or Statistical Category?," in Muffels, Tsakloglou, and Mayes 2002, p.170-183.
- Muffles, Rund J.A., and Fouarge, Didier J.A.G. (2002), 'Do European Welfare States Matter in Explaining Social Exclusion?', in Muffels, Tsakloglou, and Mayes, 2002, p.202-234.
- Muffels, Rund, Tsakloglou, Panos, and David Mayes (eds) (2002), *Social Exclusion in European Welfare States*, Cheltenham, U.K.: Edward Elgar.
- Tsakloglou, Panos (2003), 'The risk of multidimensional disadvantage and social exclusion during four life stages in a dynamic perspective', in Apospori and Millar (2003), p.17-40.
- Whelan, Christopher, Layte, Richard, Maitre, Bertrand and Brian Nolan. "Income Deprivation Approaches to the Measurement of Poverty in the European Union," in Muffels, Tsakloglou, and Mayes, p.183-201.

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2005-01	加藤久和	年金財政の持続可能性と経済成長について	2005年5月
2005-02	府川哲夫	国保老人の外来受診者1人当たり医療費	2005年8月
2005-03	稲垣誠一	Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using a Microsimulation Model (INAHSIM)	2005年10月
2005-04	Takashi Oshio and Satoshi Shimizutani	The impact of social security on income, poverty, and health of the elderly in Japan	2005年10月
2005-05	熊谷成将・泉田信行・山田武	医療保険政策の時系列的評価	2005年10月
2005-06	酒井正	社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか？	2005年11月