

## 子供の費用と生活保護基準 ——等価尺度の試算を通じた評価——

浅野 北斗  
林 正義

### ＜要約＞

生活保護基準において多人数世帯ほど子供の費用が過度に見積もられているという批判がある。生活保護基準における適切な子供の費用を経済学的に評価するためには、等価尺度の推計を通じて家計消費における規模の経済を数量化する必要があるが、残念ながらそのような試みは未だ存在しないようだ。そこで本稿では、慶應パネルデータに基づいた需要関数体系の推定を通じて子供数に関する等価尺度を試算し、それを生活保護基準から算定される等価尺度（保護基準比率）と比較することによって、子供の費用がどのように生活保護基準に反映されているかを検証した。その結果、子供に関する保護基準比率は、本稿で推計された等価尺度より2012年で7.1%～31.4%、2013年では6.3%～30.6%大きくなっていることが試算された。

### I はじめに

日本の生活保護制度においては、世帯毎に「生活保護基準（以下「保護基準」と略）」が「健康的で文化的な最低限度の生活」をおくるために当該世帯が必要とする消費額として算定され、その保護基準額と、当該世帯が稼得する収入に基づく「認定収入」の差額として生活保護給付額が給付される<sup>1)</sup>。1984年度以来、保護基準はおおよそ一般勤労世帯所得の7割程度に設定されているが、近年では特にその水準が、人員数の大きな世帯に関して適切に設定されているかどうかについて大

きな関心をもたれるようになってきている。例えば、生活保護のあり方に関する専門委員会（2004）は保護基準のうち生活扶助を取り上げ、その水準が世帯消費にみられる規模の経済を十分反映していないと指摘しているし、新たなセーフティネット検討会（2007）も、多人世帯の保護基準（生活扶助+住宅扶助）が、勤労世帯の支出よりも大きいと示唆している（同図3）。さらに社会保障審議会生活保護基準部会（2013）も、世帯規模による両者の乖離に対し大きな関心をもち、低所得世帯消費と生活保護基準を丁寧に比較・検討している。

これらの議論は消費水準や保護基準の絶対額に関する議論であるため、その適切さを経済学的に解明することは難しい。しかしその一方で、消費水準や保護基準の相対水準を経済学的に比較することは可能である。家計消費に関する経済学的な研究からは、世帯消費には規模の経済が存在し、世帯員数が増加する場合でも世帯消費は比例的な増加未満に留まることが知られている。この世帯消費における規模の経済を表わす相対指標は「等価尺度（equivalent scale）」と呼ばれるが、世帯員数の増減に応じて（厚生を一定に保つような）世帯消費の変化を等価尺度として指標化し、それを保護基準から算定された同様の指標と比較することで、保護基準における多人数世帯の取り扱いを評価することは可能であろう。

実際、等価尺度に関する研究は社会政策との関連で発展してきた（Van Praag and Warnaar 1997）。複数の研究が等価尺度を用いて社会給付水準を評価しており、例えば、米国のフード・ス

タンブを対象としたBrown and Johnson (1983), 英国の年少扶養控除や子供給付を対象としたLyssiottou (1997), ドイツの社会扶助を対象としたWilke (2006), そして, 日本の児童手当を対象とした竹沢 (2006) などの研究が存在する。その一方で, 日本の生活保護制度で設定される保護基準を, 計量経済学的に推計された等価尺度を用いて評価した研究は存在しないようだ。例えば, 既述の生活保護のあり方に関する専門委員会 (2004) や社会保障審議会生活保護基準部会 (2013) は保護基準を実際の低所得世帯の消費と比較しているが, そこでは経済理論的に定式化されたモデルに基づき家計データから推計された等価尺度は利用されていない。また, インターネットを用いて個人の主観的な最低生活費を調査した山田ほか (2012) では, 当該の主観的最低生活費を保護基準と比較したり, 主観的最低生活費のデータを用いて等価尺度を推計したりしているものの, この等価尺度を保護基準より導出される等価尺度 (後述の「保護基準比率」とは比較していない<sup>2)</sup>。加えて, これらの3つの分析のうち, 前者2つでは保護基準の一部である生活扶助のみが検討対象となっており, 後者1つでは医療費等が分析対象から除かれている<sup>3)</sup>。一方, 本稿が推計する一般化費用尺度法 (後述) に基づく等価尺度のように, 経済理論 (消費者理論) に基づいて定式化される等価尺度は全消費項目を対象とするため, 生活扶助のような一部の消費項目に限って分析を行うことに理論的な整合性がないことに留意したい。

本稿の作業は, 日本において未だ試みられていないデータと手法を組み合わせた等価尺度の推定である。海外での等価尺度研究で子供の費用が主な分析対象となってきたように (e.g., Deaton and Muellbauer 1980a; Ray 1982ab, 1983; Van Praag and Warnaar 1997; Dagum and Ferrai 2004), 多くの日本の研究においても子供の費用に関して等価尺度が推計されてきた。表1は日本におけるそのような等価尺度に関する研究を2つの軸から整理したものである。第1の軸は推計手法にかかわる軸であり, 推計手法を大きく「伝統的手法」, 「消費者理論」, および「主観的評価」の3つに分けている。「伝統的手法」に関しては, Engle (1883, 1885) によるエンゲル法を用いた武藤 (1992), 駿河 (1995), 永瀬 (2001), 竹沢 (2006), 小林 (2011), 渡辺 (2011) などの研究, そして, Rothbarth (1943) による成人財法を用いた, 武藤 (1992), 駿河 (1995), 駿河・西本 (2001), 大山 (2004), Oyama (2006) などの研究が存在する。次の「消費者理論」に関しては, Prais and Houthakker (1955) による一般化尺度法を用いた駿河 (1995), ならびに, Ray (1982ab, 1983) に代表される一般化費用尺度法を用いた谷・草刈 (2008) がある。Barten (1964) による個別財尺度法は八木・橋木 (1996) によって用いているが, 同研究は世帯総数のみを考慮し, 子供数のみの効果は考察していない。最後の「主観的評価」に関しては, Van Praag (1971) によるライデン法を用いた大山 (2004) やOyama (2006) による研究がある<sup>4)</sup>。

表1 日本における子供の費用研究

データ		手法	伝統的手法		消費者理論に基づく方法		主観的評価法
			エンゲル法	成人財法	一般化尺度法	一般化費用尺度法	ライデン法
集計	全国消費実態調査 (横断面)	武藤 (1992)	武藤 (1992)	n.a.	n.a.	n.a.	
		駿河 (1995)	駿河 (1995)	駿河 (1995)	n.a.	n.a.	
	家計調査年報 (時系列)	n.a.	n.a.	n.a.	谷・草刈 (2008)	n.a.	
個票	消費生活に関する パネル調査	永瀬 (2001)	駿河・西本 (2001) 大山 (2004) Oyama (2006)	n.a.	n.a.	大山 (2004) Oyama (2006)	
	家計調査	竹沢 (2006)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	
	慶應家計パネル調査	小林 (2011)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	
	全国消費実態調査	渡辺 (2011)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	

第2の軸は推計に用いるデータの種類であり、「集計データ」と「世帯データ」の2つの区分からなる。「集計データ」を用いた研究は、時系列の全国データを用いた駿河（1995）や谷・草刈（2008）による分析と、属性別の横断データを用いた武藤（1992）による分析に分けられる。一方近年では、「世帯データ」を用いた研究が増加し、「消費生活に関するパネル調査」を用いた永瀬（2001）、駿河・西本（2001）、大山（2004）、Oyama（2006）、「家計調査」を用いた竹沢（2006）、そして、「慶應家計パネル調査」を用いた小林（2011）がある。しかしながら、経済学において広く用いられている等価尺度の計測手法である一般化費用尺度法を用いた谷・草刈（2008）では集計データのみが用いられ、本来利用されるべき世帯データを利用した研究は存在していないようである。したがって本稿では、日本の先行研究が未だ試みていない世帯データを用いた一般化費用尺度法による等価尺度を推計することによって、新たな子供の費用に関する分析を提供することも意図している。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節において、一般化費用尺度法に関する標準的な解説を行う。ここでは家計の最適化問題から導出された支出関数を用いて子供の数に関する等価尺度を定義し、本稿の推定に用いる実証モデルの特定化を行う。第3節では推定で用いるデータの解説を行う。ここでは本稿で用いられる「慶應家計パネル調査」の利点・問題点などについて考察する。そして第4節では需要関数を推定し、夫婦世帯を基準世帯とした等価尺度を算定する。そこで支出関数は子供の総数と年齢に応じて変化するように特定化され、推定結果を用いて子供に関する等価尺度が算定される。そして、推定された等価尺度を、保護水準から導出された同様の尺度（保護基準比率）と比較する。

## II 支出関数と等価尺度

### 2. 1. モデル

本節では、完全需要体系の推定に基づいて等価

尺度を推定する一般化費用尺度法について解説を加える。まず核家族世帯（以下、「家計」と略し $h$ でインデックス化）に対象を絞り、その子供の属性をベクトル $z^h$ で表す。この家計 $h$ による支出最小行動から導出される支出関数を

$$c(p, u; z^h) \equiv \min \{ p \cdot x^h \mid v(x^h; z^h) \geq u \} \quad (1)$$

と定義する。ここで $p$ は各家計共通の価格ベクトル、 $x^h$ は家計 $h$ が消費する財ベクトル、 $u$ は所与の水準の効用である。なお、直接効用関数 $v(\cdot)$ の関数型とパラメータ値は家計間で共通であり、余暇の消費量（労働供給量）は外生的に固定されると仮定する。さらに子供の属性 $z^h$ も外生と仮定する。もちろん子供の属性 $z^h$ のうち子供の数に関しては長期的には多くの家計が内生的に決定しうると考えられるが、比較的短期間の意思決定を想定している本稿の分析では、 $z^h$ を外生とすることには大きな問題はないであろう（Van Praag 1997）。

次に、子供のいない夫婦のみ家計の支出関数を

$$c^R(p, u) \equiv \min \{ p \cdot x^R \mid u^R(x^R) \geq u \} \quad (2)$$

と定義する。この子供のいない夫婦世帯を以下では基準世帯（reference）として考え<sup>5)</sup>、基準世帯を示すために添字 $R$ を付す。

最後は等価尺度の定義である。家計 $h$ の等価尺度 $m^h$ とは、家計 $h$ が基準家計 $R$ と同一の効用を得る場合に、最低でも基準家計の何倍支出しなければならないかを示す数値である。したがって、式(1)と式(2)を用いれば、家計 $h$ の等価尺度 $m^h$ は

$$m^h = m(p, u, z^h) \equiv \frac{c(p, u; z^h)}{c^R(p, u)} \quad (3)$$

と定義できる。ここで家計 $h$ の効用水準は基準家計の効用水準 $u$ と同一水準であることに留意したい。標準的な等価尺度の推定にあたっては、式(2)に従って別々に推定された基準家計 $R$ の支出関数 $c^R(\cdot)$ と家計 $h$ の支出関数 $c(\cdot)$ の比率をもって等価尺度 $m(\cdot)$ とはせず、式(2)を家計 $h$ の支出関数に関して解いた、同家計の等価尺度 $m(\cdot)$ と基準家計の支出関数 $c^R(\cdot)$ の積

$$c(p, u; z^h) = m(p, u, z^h) \cdot c^R(p, u) \quad (4)$$

として表現する (e.g., Ray 1983)。ここで関数  $m(\cdot)$  と関数  $c^R(\cdot)$  の形が特定化されれば、観察される各家計の支出  $c^h$  と特性  $z^h$ 、ならびに、各家計が直面する価格  $p$  に関するデータを用いて、特定の仮定のもと  $m(\cdot)$  のパラメータを推定することができる。つまりここでは、家計  $h$  の支出を式 (4) の右側の形として定式化することで等価尺度関数  $m(\cdot)$  のパラメータを、推定する。

## 2.2 特定化

推定にあたっては、等価尺度関数  $m(\cdot)$  と基準家計の支出関数  $c^R(\cdot)$  を特定化する必要がある。等価尺度関数については Ray (1983) に従って、

$$m^h = \left(1 + \sum_k \rho_k z_k^h\right) \cdot \left(\prod_i p_i^{\delta_i}\right)^{z^h} \quad (5)$$

と特定化し、価格に関するゼロ次同時性 ( $0 = \sum_i \delta_i^h$ ) を課す。この特定化については次の2点に留意したい。まずは Independence of Base Assumption (以下、「IB仮定」と略) と呼ばれる仮定である (Lewbel 1989, Blackorby and Donaldson 1993)。式 (3) が表すように一般的に等価尺度は効用水準  $u$  (これは「基準効用 (reference utility)」と呼ばれる) に依存するが、式 (5) の特定化において、等価尺度は基準効用から独立している (Independence of Base) と仮定されている。このIB仮定は一般化費用尺度法におけるパラメータ推定の重要な識別条件のひとつである (Blundell and Lewbel 1991)。

次に、等価尺度に対する子供の効果を表わす式 (5) では子供の属性を表わすベクトル  $z^h$  の諸要因として子供総数  $z^h$  と年齢区分別の子供数  $z_k^h$  を考え、それぞれから異なった影響を受けると想定している。ここで  $z_k^h$  は年齢区分  $k$  に属する家計  $h$  の子供数であり、定義により子供総数は  $z^h = \sum_k z_k^h$  となる。なお、 $1 + \sum_k \rho_k z_k^h$  は子供数の直接効果、 $(\prod_i p_i^{\delta_i})^{z^h}$  は子供数の間接効果と呼ばれる。前者の直接効果は子供の年齢により異なり、 $\rho_k$  の値が大きい (小さい) ほど、大きい (小さ) くなる。また後者の間接効果は各財の価格の集計値  $\prod_i p_i^{\delta_i}$  を介

して影響を与え、例えば、子供が需要する財の価格が増加すると、子供を多く有する家計がより多くの支出を行うといった効果を捉えることを意図している。

基準家計の支出関数の特定化には、Deaton and Muellbauer (1980b) による Almost Ideal Demand System (AIDS) を用いる。つまりここで、基準家計の支出は

$$\begin{aligned} \ln c^R &= \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i \\ &+ 2^{-1} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \\ &+ \beta_0 u \prod_i p_i^{\beta_i} \end{aligned} \quad (6)$$

と特定化される。

これら (5) 式と (6) 式から、(4) 式で定義される家計  $h$  の支出関数は、

$$\begin{aligned} \ln c^h &= \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i \\ &+ 2^{-1} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \beta_0 u \prod_i p_i^{\beta_i} \\ &+ \ln \left(1 + \sum_k \rho_k z_k^h\right) + z^h \sum_i \delta_i \ln p_i \end{aligned} \quad (7)$$

と特定化される。ここで、シェファードの補題 ( $w_i^h \equiv p_i x_i^h / c^h = \partial \ln c^h / \partial \ln p_i$ ) を用いると、シェア関数

$$w_i^h = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \delta_i z^h + \beta_i \beta_0 u \prod_j p_j^{\beta_j} \quad (8)$$

を導出できる。さらに、効用水準  $u$  は観察不可能であるが、式 (7) を利用すると、式 (8) は

$$\begin{aligned} w_i^h &= \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \delta_i z^h + \beta_i \\ &\cdot \left[ \ln c^h - \alpha_0 - \sum_j \alpha_j \ln p_j \right. \\ &- 2^{-1} \sum_j \sum_i \gamma_{ji} \ln p_j \ln p_i \\ &\left. - \ln \left(1 + \sum_k \rho_k z_k^h\right) - z^h \sum_j \delta_j \ln p_j \right] \end{aligned} \quad (9)$$

と表現できる。最後に標準的な消費者理論に基づいて、収支均等、同次性、および、対称性制約 ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ,  $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_i \beta_i = \sum_i \gamma_{ij} = 0$ ) を課し、式 (9) を SUR (Seemingly Unrelated Regression) システムとして非線形推定すれば、式 (5) における等価尺度に必要なパラメータ ( $\rho_k$ ,  $\delta_i$ ) を推定することができる。

### Ⅲ データ

#### 3. 1. 子供の年齢区分

本稿では、子供のデータを含む世帯データには慶應家計パネル調査（以下、「KHPS」と略）を利用し、価格データには消費者物価指数（総務省統計局）を利用した。式（5）で用いる子供の年齢層は3つに分け、(a) 義務教育就学前の子供数を近似する0歳から6歳の世帯員数、(b) 義務教育就学の子供数を近似する7歳から15歳の世帯員数、そして、(c) 高等学校就学の子供数を近似する16歳から18歳の世帯員数とした。

#### 3. 2. 世帯データの妥当性

KHPSは特定の層ではなく「社会全体の人口構成を反映」させることを念頭に置いている。同調査は第1回調査（2004年1月）から第6回調査（2009年1月）まで同一標本を対象としており、対象者は層化2段無作為抽出法によって選定された満20から69歳（2004年1月31日時点）までの男女4,005名（予備対象5名含む）である（2007年からは同様の方法で抽出された1,419名（予備対象19名含む）も追加）。訪問留置法で回答を得、原則として代理回答は認めていない。

このKHPSに含まれる世帯は低所得世帯を適切に含んでいないため、KHPSから等価尺度を推定し、それを生活保護基準の評価に用いることは不適切であるという批判がある<sup>6)</sup>。この批判に関しては以下の点に留意する必要がある。第1に、KHPSから得られた世帯の貯蓄・負債・収入・支出などの変数と各種の政府統計における同様の変数との間には有意な違いが無く（木村2005）、特に、KHPSの等価総所得<sup>7)</sup>の十分位毎シェアも低所得層では「国民生活基礎調査」および「全国消費実態調査」のそれらと「かなり近い」（石井・山田2007）ことが指摘されている。また貧困率に関しても、KHPSは所得十分位毎の所得シェアおよび相対的貧困率の世帯員年齢カテゴリー別のパターンに関して既存統計と多くの類似性を認めることができるとの指摘もある（石井・山田2007）。第2

に「家計調査」や「全国消費実態調査」などでは低所得世帯ほどサンプル脱落の確率が高いという問題が指摘されている（梅溪2000、樋口ほか2011）<sup>8)</sup>。これら第1と第2の指摘が共に正しいならば、KHPSは低所得者層を適切に代表していないことになると同時に、KHPSよりも望ましい代替的データソースを利用することは困難になる。つまり現状では、不十分ながらもKHPSを利用することで諒とするしかない。しかしその一方で、KHPSには低所得世帯への偏りが存在するという第3の指摘もある<sup>9)</sup>。したがって、既述のKHPSに対する疑念が、KHPSは低所得者層を代表する度合いが低いため保護基準の分析には適しないという議論であるならば、この第3の指摘によってKHPSに対する疑念は若干和らぐかも知れない。

いずれにせよ、KHPSにおける低所得者の代表性は保持されないことになる。しかし、低所得者層の代表性はそれほど重要ではないと考えられるかもしれない。そもそも今回用いる一般化費用尺度法では、各世帯の所得水準が与える影響は統制（＝コントロール）されていると考えられる。まず、シェア関数（9）の構造パラメータの一部として推定される等価尺度（5）のパラメータは所得を含む個人属性に依存しないように定式化されている。次にシェア関数は、式（8）で表わされている場合は世帯の効用水準に依存しているが、推定の対象となる式（9）の形では、式（8）の効用水準は式（7）を効用水準 $u$ について解いた式を用いて表現されている。式（7）では、固定された価格のもとでは効用水準と所得水準は一対一の関係にあるため、価格も変数として含んでいる式（9）の推定式では式（7）による効用水準の統制を通じて、所得水準も統制されている。したがって、標本における低所得者の代表性は重要では無いし、所得水準を考慮して標本を限定する必要は無いと議論できるかもしれない。

しかし、式（5）の等価尺度のパラメータを含む構造パラメータが所得水準（もしくは消費水準）から独立であるという仮定自体にも疑問が持たれよう。これは既述のIB仮定の妥当性に関する問題である。より直観的には、所得階層別に消費パター

ンが異なり、家計所得の余裕度に応じて、家計消費における規模の経済も異なるということである。この指摘が妥当であるならば、保護基準を評価するための等価尺度の推計には、保護基準が想定する所得層に属する世帯を標本とする必要がある。しかし、そのような所得層は、しばしば類似の分析で用いられている所得第10百分位や相対的貧困線以下の所得層ではない<sup>10)</sup>。比較対象を一定所得以下の世帯に限ることは、その水準よりも高い所得（もしくは消費）層を除外し、当該水準より低い所得層の全てを含めることを意味する。しかし、所得水準に応じ等価尺度が変化するならば、保護基準との比較に適する所得水準（以下、「選択水準」と略）以下の所得層を対象とするのではなく、当該選択水準近傍の所得層を対象とすることが適当であろう。と言うのも、同じ程度に当該選択水準から乖離しているならば当該選択水準以下の世帯と同様に当該水準以上の世帯も標本に含まれるべきであり、また、所得水準に応じて等価尺度が変化するからこそ、「健康で文化的な生活」を達成しえない極貧の世帯は比較対象からは除かれるべきだからである。

しかしその場合でも、選択水準となる所得（もしくは消費）水準の決定には大きな困難が伴う。第10百分位や相対的貧困線に基づく所得（もしくは消費）分布は、通常、等価水準によって調整された所得（もしくは消費）の分布である。つまり、等価尺度が既知であることを前提にして、所得の第10百分位や相対的貧困線が算定されるのであって、等価尺度の推計に先立ち当該選択水準を得ることは、そもそも不可能である。もちろん、等価尺度で調整されていない分布から機械的に第10百分位や相対的貧困線を得ることもできよう。しかし、構成や規模が異なる世帯の所得（もしくは消費）を評価する場合に、このように世帯属性に依存しない特定の値によって選ばれた世帯標本を利用することは明らかに適切ではない。

以上のように考えると、KHPS以外のデータソースを用いることや、所得分布の第10百分位や相対的貧困線以下の所得を有する世帯に絞って等価尺度を推計することに積極的な理由は見いだせ

ない<sup>11)</sup>。もちろん一般化費用尺度法において広く用いられているIB仮定を検証すること自体は重要な論点である。しかし、その場合には、所得階層別の標本を用いて式(9)を推定するのではなく、式(9)を入れ子にする形で、等価尺度のパラメータを所得に依存させた非制約モデルを推定する必要がある(Blundell and Lewbel 1991)。

若干説明が長くなったが、本稿では上記の複数の理由によりKHPSの全標本から式(9)を推定する。このようにして得られる等価尺度は、ある意味で、各所得階層を横断するような「平均化された尺度」として理解されるのかもしれない。もちろん式(9)を拡張した非制約モデルの推定やIB仮定の仮説検定は重要な作業ではある。しかし本稿の段階では、そのような作業は将来の研究において対処されるべき課題と位置づけたい。

### 3. 3. 消費支出の範囲

次に保護基準の消費範囲にかかわる問題についても明示する必要がある。この問題は、KHPSだけではなく他のデータ・ソースにも等しく当てはまる問題である。現行の生活保護制度では、一般世帯では自由に支出できても保護世帯には原則的に支出が認められていない項目が複数存在する。この制度的側面が提示する問題は厄介である。というのも、生活保護が認めていない消費項目は消費データが区分している項目より小さい場合が多いため（次節の消費区分の説明を参照）、当該消費項目を推定に用いる消費データから取り除くことは困難な場合が多いからである。また、当該項目をデータから取り除くことが可能であったとしても、一般化費用尺度法が前提としている標準的な消費行動モデルは全消費区分を考慮する必要があるのであるため、一部の消費項目を取り除いたデータを一般化費用尺度法に適用することには理論的な問題が存在する。つまり、等価尺度を表わす式(5)で利用される式(9)のパラメータは、全消費区分に関してシェア関数をSURシステムとして同時推定することで得られるし、式(5)の特定化自体も全消費区分に関する価格指標( $\prod p_i^{\alpha_i}$ )に依存する。このような支出シェア関数の推定を通じ

て得られる等価尺度の推計手順から明らかのように、全ての消費支出が考慮されることが一般化費用尺度法では肝要となる。

本稿の目的は一般消費データから推計される等価尺度と生活保護基準から計算される等価尺度（保護基準比率）との比較である。後者において一部の消費項目が含まれないのであれば、後者と平仄を合わせるために前者から当該消費項目の影響を除去する必要がある。規模の経済が大きく働くほど等価尺度は小さくなるから、生活保護では認められない消費項目（＝除かれる消費項目）に存在する規模の経済と（規模の経済が存在する）当該消費項目が全消費に占めるシェアの大きさに応じて、当該消費項目の影響が除かれた後の等価尺度は大きくなると考えられよう。

生活保護で原則的に認められない代表的な項目は「自動車関連経費等」である。この項目には、十分、規模の経済が存在すると考えられる。したがって、原則的にはこの費目を除いて考えられている保護基準から算定されている等価尺度（後述する「保護基準比率」）は、この費目を考慮した場合の保護基準から算定される等価尺度よりは大きくなるであろう。なお、その「大きくなる」度合いは自動車関連経費等が全消費に占めるシェアに依存すると考えられる。2012年1月から12月の家計調査の平均値を用いると、総支出金額に占める自動車関連経費等のシェアは7.9%であるため、自動車関連経費等の影響が全く無いとは言い切れない。したがって、仮に保護基準が自動車関連経費を含む場合、現行の保護基準以上に規模の経済が働くと考えられるため、そのような保護基準から算定される等価尺度は本稿で算定する現行の保護基準比率よりも小さくなる可能性がある。

### 3. 4. 支出区分と標本統計量

価格データには消費者物価指数（総務省統計局）を用いるが、消費者物価指数における家計支出区分はKHPSにおける家計支出区分と一致しない。消費者物価指数の区分は①食料、②住宅、③光熱・水道、④家具・家事用品、⑤衣類・はき物、⑥保健医療、⑦交通・通信費、⑧教育、⑨教養娯楽、

⑩その他の10区分であるのに対し、KHPSの支出区分は、(1)食料費、(2)外食費、(3)家賃・地代・住宅の修繕費、(4)電気・ガス・水道費、(5)家具・家事用品、(6)衣類・はき物、(7)保健医療費、(8)交通費、(9)通信費、(10)教育費、(11)教養・娯楽費、(12)交際費・小遣い、(13)仕送り金・受贈金、および、(14)その他の支出の全14区分である。ここでは消費者物価指数の10区分がKHPSの14区分より粗いため、後者の一部を集計し、前者の区分に対応させた。即ち、①食料⇔(1)食料費+(2)外食費、②住宅⇔(3)家賃・地代・住宅の修繕費、③光熱・水道⇔(4)電気・ガス・水道費、④家具・家事用品⇔(5)家具・家事用品、⑤衣類・はき物⇔(6)衣類・はき物、⑥保健医療⇔(7)保健医療費、⑦交通・通信費⇔(8)交通費+(9)通信費、⑧教育⇔(10)教育費、⑨教養娯楽⇔(11)教養・娯楽費+(12)交際費・小遣い、そして、⑩その他⇔(13)仕送り金・受贈金+(14)その他の支出とした。なおシェア関数をシステム推定する場合、第10番目の「その他」に関するシェア関数を除外している。

表2は標本統計量である。推定には複数年に渡る横断面データをプールした。式(9)は横断面データのみを用いても推定は可能である。しかし本稿では、地域別の価格指標を用いたDonaldson and Pendakur (2003) と異なり、財価格は全国均一と仮定している (Van Praag and 1997) ため、横断面データのみでは価格にかかるパラメータは識別できない。そこで、複数年に渡るKHPSの特性を活かし、KHPSの各年のデータをDonaldson and Pendakur (2003) やBacklow et al (2010) と同様の方法でプールし、時系列的な価格変動を利用して価格にかかるパラメータを識別した。この時系列方向の期間は2006年から2008年までの3年間である。

## IV 推定結果と保護基準の評価

### 4. 1. 等価尺度の算定

表3は推定結果である。ここから(5)式のパラメータの値 ( $\hat{\rho}, \hat{\delta}$ ) を得ている。等価尺度の算定で重要となる、3つの子供数にかかる係数 $\rho$ は、

表2 標本統計量

		平均	標準偏差	最小値	最大値
支出シェア	食料	0.245	0.097	0.000	0.746
	住宅	0.100	0.132	0.000	0.937
	光熱・水道	0.089	0.044	0.000	0.462
	家具・家事用品	0.026	0.045	0.000	0.829
	衣類・はき物	0.047	0.050	0.000	0.499
	保健医療	0.039	0.054	0.000	0.627
	交通・通信費	0.126	0.078	0.000	0.887
	教育	0.078	0.084	0.000	0.791
	教養娯楽	0.156	0.094	0.000	0.642
	その他	0.096	0.133	0.000	0.764
消費者価格指数	食料	101.6	1.5	100.2	103.6
	住宅	99.8	0.1	99.7	100.1
	光熱・水道	106.0	3.0	103.2	111.2
	家具・家事用品	96.9	0.7	96.0	98.1
	衣類・はき物	101.2	0.4	100.6	101.9
	保健医療	99.7	0.3	99.4	100.9
	交通・通信費	100.8	1.0	99.6	103.3
	教育	101.5	0.6	100.6	102.3
	教養娯楽	96.7	1.3	91.8	98.3
	その他	101.2	0.5	100.4	102.5
子供の数	0～6歳	0.614	0.796	0.000	4.000
	7～15歳	0.847	0.930	0.000	4.000
	16～18歳	0.135	0.389	0.000	3.000
	合計	1.595	1.026	0.000	5.000
標本規模	2006年	731			
	2007年	994			
	2008年	948			
	合計	2,673			

1%の有意水準で正の値として推定され、期待どおりの結果となっている。一方、価格にかかる係数 $\delta_i$ に関しては大部分の係数は統計的に有意ではあるが、一部の推定値 ( $i=$ ⑤衣類・はき物, ⑥保健医療, ⑦交通・通信費) が統計的に有意ではない。このように一部統計的に有意ではない係数は存在するものの、等価尺度はこれら全ての推定値を用いることによって<sup>12)</sup>,

$$m = (1 + \hat{\rho}_1 z_{0-6} + \hat{\rho}_2 z_{7-15} + \hat{\rho}_3 z_{16-18}) \cdot \prod_i p_i^{\hat{\delta}_i z} \quad (10)$$

と算定できる。即ち、パラメータ推定値 ( $\hat{\rho}, \hat{\delta}$ ) とともに、各支出の価格指数 $p_i$ 、年齢別子供数(0歳から6歳までを $z_{0-6}$ 、7歳から15歳までを $z_{7-15}$ 、

そして16歳から18歳までを $z_{16-18}$ とする)、および、全子供数 $z = z_{0-6} + z_{7-15} + z_{16-18}$ を用い(10)式を算定することによって等価尺度を得る。

#### 4. 2. 保護基準比率

上記の等価尺度を用いた評価対象として保護基準比率を作成した。ここで保護基準比率とは、夫婦2人世帯の保護基準を分母、夫婦2人と子供の世帯の保護基準を分子とした比率であり、保護基準から算出された「等価尺度」として理解できる。保護基準は子供の年齢と各子供の数に応じて変化するが、その値には実際の世帯消費額にできるだけ平仄を合わせるべく、生活扶助、住宅扶助、教



表3 推定結果

係数	推定値 (標準誤差)	係数	推定値 (標準誤差)
$\rho_1$	0.113*** (0.035)		
$\rho_2$	0.193*** (0.041)		
$\rho_3$	0.267*** (0.047)		
$\delta_1$	-0.023*** (0.007)	$\gamma_{22}$	11.315 (5.941)
$\delta_2$	-0.017*** (0.003)	$\gamma_{23}$	-5.493*** (1.779)
$\delta_3$	-0.012*** (0.003)	$\gamma_{24}$	3.673 (2.466)
$\delta_4$	0.005*** (0.001)	$\gamma_{25}$	1.960 (3.438)
$\delta_5$	0.0002 (0.001)	$\gamma_{26}$	-11.327*** (3.621)
$\delta_6$	0.0008 (0.001)	$\gamma_{27}$	9.168*** (3.122)
$\delta_7$	-0.003 (0.002)	$\gamma_{28}$	5.847* (3.242)
$\delta_8$	0.037*** (0.002)	$\gamma_{29}$	-8.850*** (1.219)
$\delta_9$	-0.012*** (0.002)	$\gamma_{33}$	-1.611** (0.718)
$a_1$	-3.388 (2.974)	$\gamma_{34}$	2.008** (0.791)
$a_2$	1.189 (0.870)	$\gamma_{35}$	-0.143 (1.237)
$a_3$	-1.714 (1.499)	$\gamma_{36}$	-1.531 (1.125)
$a_4$	0.492 (0.399)	$\gamma_{37}$	1.447 (1.183)
$a_5$	0.486 (0.392)	$\gamma_{38}$	1.799* (1.019)
$a_6$	0.138 (0.106)	$\gamma_{39}$	-0.263 (0.414)
$a_7$	-0.632 (0.594)	$\gamma_{44}$	-3.333** (1.477)
$a_8$	0.204 (0.202)	$\gamma_{45}$	0.666 (1.748)
$a_9$	0.880 (0.581)	$\gamma_{46}$	6.638*** (1.734)
$\beta_1$	-0.255*** (0.010)	$\gamma_{47}$	-3.062** (1.302)
$\beta_2$	0.073*** (0.014)	$\gamma_{48}$	-4.956*** (1.638)
$\beta_3$	-0.129*** (0.004)	$\gamma_{49}$	1.684*** (0.462)
$\beta_4$	0.033*** (0.005)	$\gamma_{55}$	6.564** (3.219)
$\beta_5$	0.033*** (0.006)	$\gamma_{56}$	-5.138* (3.102)
$\beta_6$	0.004 (0.006)	$\gamma_{57}$	2.216 (2.222)
$\beta_7$	-0.050*** (0.009)	$\gamma_{58}$	3.819 (2.545)
$\beta_8$	0.014* (0.009)	$\gamma_{59}$	-1.612* (0.934)
$\beta_9$	0.048*** (0.010)	$\gamma_{66}$	-5.846** (2.809)
$\gamma_{11}$	1.669 (2.178)	$\gamma_{67}$	1.679 (2.083)
$\gamma_{12}$	-1.450 (2.902)	$\gamma_{68}$	4.656** (2.278)
$\gamma_{13}$	2.405* (1.324)	$\gamma_{69}$	-0.411 (0.909)
$\gamma_{14}$	0.219 (1.273)	$\gamma_{77}$	3.639 (2.323)
$\gamma_{15}$	-4.270* (2.190)	$\gamma_{78}$	-1.205 (1.858)
$\gamma_{16}$	0.628 (2.198)	$\gamma_{79}$	-2.387*** (0.777)
$\gamma_{17}$	-4.977*** (1.853)	$\gamma_{88}$	-4.538*** (2.320)
$\gamma_{18}$	-0.811 (2.039)	$\gamma_{89}$	2.195*** (0.744)
$\gamma_{19}$	2.161*** (0.728)	$\gamma_{99}$	2.445*** (0.439)
食料			0.895
住宅			0.414
光熱・水道			0.853
電気・ガス・水道費			0.256
決定係数 家具・家事用品			0.479
衣類・はき物			0.335
保健医療			0.731
交通・通信			0.572
教養娯楽			0.745
標本規模			2,673

注：\*\*\* :  $p \leq 0.01$ ; \*\* :  $0.01 < p \leq 0.05$ ; \* :  $0.05 < p \leq 0.10$

育扶助，生業扶助（高等学校等就学費），児童養育加算，医療扶助，冬季加算および期末一時扶助の年額合計値を利用した。なお以下では，2013年8月から生活扶助基準が変更されていることに鑑み，2012年の保護基準と2013年（8月以降）の保

護基準を用いた2つの保護基準比率を評価対象とする。

ただし今回の比較には，次の点に留意する必要がある。第1に，既述の消費関数は地域間の価格差は存在しないと仮定して推定されているが，保

護基準のうち、生活扶助、冬季加算、住宅扶助、および期末一時扶助には地域毎に異なる基準が設けられている。ここでは東京都に適用される基準（年額換算値）をこれらの扶助に適用する。つまり、生活扶助、住宅扶助、および期末一時扶助には最も金額が大きい1級地1の額<sup>13)</sup>を用い、冬季加算には最も金額が小さいⅥ区の基準を用いる。したがって、これら扶助の金額自体は「平均的な」保護基準から乖離することが懸念される。しかしながら、ここでは保護基準額ではなく保護基準比率を利用するため、地域価格差の影響は相殺され、そこからのバイアスはそれほど大きなものにはならないと考えて良いであろう。

第2は生活扶助と子供の年齢に関するものである。生活扶助基準の第1類は、0～2歳、3～5歳、6～11歳、および12～19歳と区分されている。一方、本稿では、0～6歳、7～15歳、および16～18歳という区分で等価尺度を推計しているため、その比較対象となる保護基準比率も同様の年齢区分に合わせて作成する必要がある。ここでは、0～6歳の子供に支給される第1類費を、0～2歳、3～5歳、6～11歳の第1類費の年数を用いた加重平均とした。同様に、7～15歳については、6～11歳と12～19歳の第1類費を、16～18歳については12～19歳の第1類費を用いた。

第3に、教育扶助には級地による差は存在しないが、その一部の項目、つまり、学校給食費（保護者が負担すべき給食費の額）、教材代（正規の教材として学校長又は教育委員会が指定するものの購入に必要な額）、および、交通費（通学に必要な最小限度の費用）は支払い実績に応じて設定されている。そこでここでは、学校給食費として東京都における2012年度の平均給食費保護者負担額（小学校4,243円×12、中学校5,130円×12）を利用した<sup>14)</sup>。一方、教材代は就学援助でカバーされているため、また、交通費は実態の把握が困難なため、考慮していない<sup>15)</sup>。小中学生の教育扶助としては、基準額（小学校2,150円×12、中学校4,180円×12）、学習支援費（小学校2,560円×12、中学校4,330円×12）、学級費等（小学校600円×12、中学校770円×12）、入学準備金（小学校39,500円、

中学校46,100円）<sup>16)</sup>に既述の学校給食費を加えている。なお、本稿では7歳から15歳の児童生徒に対し一様の金額を用いるため、小学生と中学生の数値がある場合は、学年年数をウェイト（小学生：中学生＝6：3）とした加重平均として算定した。一方、16歳から18歳の高校生に関する教育扶助額は、基準額（5,300円×12）、学習支援費（5,010円×12）、学級費等（1,700円×12）、入学準備金（61,400円）、入学費（5,650円）、入学考査料（2,200円）、授業料（10,200円×12）<sup>17)</sup>を利用した。

第4に、児童養育加算には2012年の月額（1・2人目は3歳未満1人に15,000円、3歳以上10,000円；3人目以降は小学生以下1人に15,000円・中学生1人に10,000円）の年額換算値を用いた。ただし、本稿での年齢区分（0～6歳、7～15歳）に合わせるため、1・2人目の0～6歳については3歳未満の額（15,000円）と3歳以上の額（10,000円）の、0～2歳の年数（3年）と3～6歳の年数（4年）を重みとした平均値12,142円を、3人目以降の7～15歳については小学生の額（15,000円）と中学生の額（10,000円）の、7～12歳の小学校年数（6年）と13～15歳の中学校年数（3年）を重みとした平均値13,333円を用いた。

第5に医療扶助に関しては次のように算定した。医療扶助は保護世帯に医療費が発生する度に給付される扶助であるから、その金額を先験的に規定することはできない。また医療扶助は医療費全額に相当するから、その金額を自己負担のみの一般世帯の医療費と比較することも妥当でない。そこでここでは、一般世帯の医療費と平仄を合わせる形で、厚生労働省が公表している年齢別の世帯員1人当たり医療費自己負担額（2010年度）を用い、世帯の特性（世帯員の数と各々の年齢）に応じて世帯毎の医療費自己負担額（年額）を保護基準額に加算した。ここで、①0～6歳の負担額には年数（5年と2年）を重みにした0～4歳の額（34,000円）と5～9歳の額（26,000円）の平均（33,875円）を、②7～15歳の負担額には、年数（3年と5年）を重みとした5～9歳の額（26,000円）と10～14歳の額（20,000円）の平均（22,250円）を、そして③16～18歳については15～19歳の額（16,000

円)を利用した。なお、19～59歳については20歳から59歳の額(32,250円)を用いた<sup>18)</sup>。

4. 3. 結果

表4は子供の総数5人を上限として、子供の構成別に保護基準比率、等価尺度、および保護基準比率の等価尺度からの乖離率(%)を2012年保護基準と2013年(8月以降)以降の保護基準に関して示している。また図1では、表4の結果を用い、横軸に(a)0～6歳の数、(b)7～15歳の数、そして(c)16～18歳の子供数の組み合わせを(a, b, c)と記し、2012年と2013年(8月以降)の保護基準比率と等価尺度を図示している。さらに表5では、表4で示した子供の総数と年齢構成に従い乖離率がどのように変化するかを記述するために、乖離率を定数、子供総数、7～15歳が子供総数に占める比率、および、16～18歳が子供総数に占める比率に回帰させた結果を示している。

以上の結果から次の点が指摘できる。第1に、図1から分かるように、全ての子供の数および構成(全55ケース)において保護基準比率はここで推定された等価尺度より大きく、保護基準が表わす

世帯消費の規模の経済は等価尺度が含意する規模の経済より小さいことを意味している。保護基準比率の等価尺度からの乖離率は2012年で7.1%～31.4%、2013年では6.3%～30.6%に渡り、全ケースの乖離率の平均値は2012年で18.5%、2013年では17.8%となっている。なお、前節で議論したように、現行の保護基準は原則的に自動車関連経費等を含んでいないため、仮に保護基準が自動車関連経費等も考慮する場合と比べ、ここでの乖離率は小さくなる可能性があることに留意したい。

第2に、これら2012年と2013年の数値から理解できるように、2013年8月の生活扶助の改定をうけて生活保護基準比率の等価尺度からの乖離率は縮小している。しかし、図1から目視できるように、その縮小の度合いは限定的である。

第3に、図1から分かるように、子供の年齢構成を固定した場合、子供総数が多い世帯ほど保護基準比率の等価尺度からの乖離率が大きくなる傾向にある。表5の回帰分析の結果を用いると、子供総数が1人増加するにつれ乖離率は、2012年では約3.75%ポイント、2013年では約3.73%ポイント大きくなっている。ここでも2013年8月以降は子供

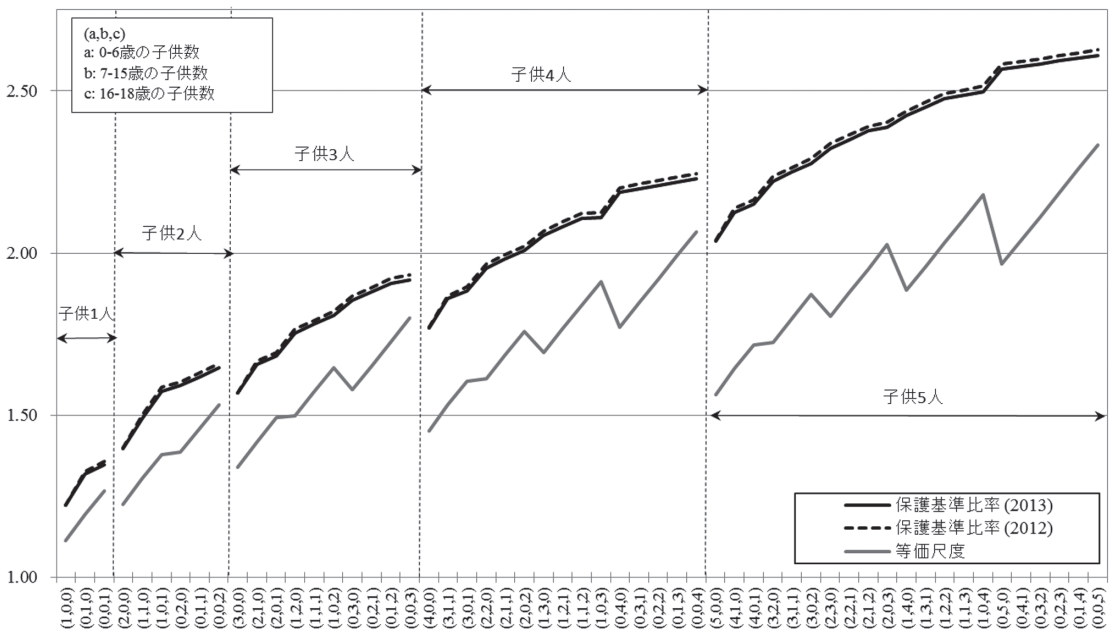


図1 等価尺度と保護基準比率の比較

表4 子供の構成と等価尺度および保護基準比率

子供総数	年齢区分別子供数			①等価尺度	2012年		2013年8月以降	
	0-6	7-15	16-18		②保護基準比率	(②-①)/①×100	③保護基準比率	(③-①)/①×100
1人	1	0	0	1.113	1.223	9.888	1.223	9.892
	0	1	0	1.193	1.328	11.277	1.318	10.488
	0	0	1	1.267	1.357	7.140	1.347	6.310
2人	2	0	0	1.226	1.399	14.153	1.396	13.863
	1	1	0	1.306	1.501	14.926	1.490	14.069
	1	0	1	1.380	1.587	15.062	1.575	14.140
	0	2	0	1.386	1.603	15.610	1.591	14.757
	0	1	1	1.460	1.631	11.728	1.619	10.896
	0	0	2	1.533	1.659	8.218	1.647	7.405
3人	3	0	0	1.339	1.569	17.186	1.568	17.131
	2	1	0	1.419	1.667	17.511	1.658	16.833
	2	0	1	1.492	1.695	13.548	1.683	12.746
	1	2	0	1.499	1.766	17.801	1.754	16.986
	1	1	1	1.573	1.793	14.027	1.781	13.230
	1	0	2	1.646	1.820	10.590	1.808	9.810
	0	3	0	1.579	1.867	18.209	1.854	17.401
	0	2	1	1.653	1.894	14.600	1.881	13.810
	0	1	2	1.726	1.921	11.298	1.908	10.524
	0	0	3	1.800	1.932	7.361	1.918	6.590
4人	4	0	0	1.452	1.770	21.948	1.769	21.888
	3	1	0	1.532	1.869	22.000	1.859	21.353
	3	0	1	1.605	1.896	18.111	1.883	17.294
	2	2	0	1.612	1.967	22.047	1.954	21.217
	2	1	1	1.685	1.995	18.341	1.981	17.529
	2	0	2	1.759	2.022	14.944	2.008	14.149
	1	3	0	1.692	2.068	22.227	2.054	21.405
	1	2	1	1.766	2.096	18.681	2.081	17.876
	1	1	2	1.839	2.123	15.419	2.108	14.630
	1	0	3	1.913	2.126	11.131	2.110	10.340
	0	4	0	1.772	2.202	24.226	2.188	23.436
	0	3	1	1.846	2.213	19.874	2.198	19.086
	0	2	2	1.919	2.224	15.855	2.209	15.070
	0	1	3	1.993	2.234	12.099	2.218	11.318
0	0	4	2.066	2.246	8.673	2.229	7.895	
5人	5	0	0	1.564	2.039	30.346	2.036	30.141
	4	1	0	1.645	2.138	29.986	2.125	29.230
	4	0	1	1.718	2.165	26.011	2.152	25.231
	3	2	0	1.725	2.236	29.659	2.223	28.867
	3	1	1	1.798	2.264	25.874	2.250	25.098
	3	0	2	1.872	2.291	22.387	2.277	21.625
	2	3	0	1.805	2.337	29.489	2.323	28.703
	2	2	1	1.879	2.365	25.873	2.350	25.102
	2	1	2	1.952	2.392	22.529	2.377	21.771
	2	0	3	2.025	2.403	18.624	2.387	17.868
	1	4	0	1.885	2.438	29.334	2.424	28.553
	1	3	1	1.959	2.465	25.872	2.450	25.105
	1	2	2	2.032	2.493	22.660	2.477	21.906
	1	1	3	2.106	2.503	18.869	2.487	18.116
1	0	4	2.179	2.515	15.392	2.498	14.641	
0	5	0	1.965	2.582	31.365	2.567	30.618	
0	4	1	2.039	2.591	27.068	2.576	26.321	
0	3	2	2.112	2.600	23.069	2.584	22.323	
0	2	3	2.186	2.609	19.340	2.592	18.593	
0	1	4	2.259	2.617	15.853	2.601	15.107	
0	0	5	2.333	2.626	12.586	2.609	11.839	

表5 乖離率の決定要因

	2012年			2013年以降		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
切片	7.693	(1.190)	0.000	7.299	(1.182)	0.000
子供の総数	3.752	(0.253)	0.000	3.732	(0.252)	0.000
7-15歳比率	1.121	(1.075)	0.302	0.740	(1.068)	0.492
16-18歳比率	-11.652	(1.075)	0.000	-12.026	(1.068)	0.000
修正済決定係数	0.878			0.880		
標本規模	55			55		

総数が乖離率に与える傾向は小さくなっているが、その降下度は小さい。

第4に、子供の総数を一定にすると、高学年の子供の比率が大きい世帯ほど乖離率が小さくなる傾向にある。表5の結果を用いると、7～15歳比率は両年とも有意ではないが、16～18歳比率が1%ポイント多い世帯では、乖離率は2012年では約11.6%ポイント、2013年では12.0%ポイント小さくなっている。

## V さいごに

本稿では需要関数体系の推定を通じて等価尺度を算定し、それを保護基準から算定される保護基準比率と比較することによって、世帯消費における規模の経済が保護基準にどれだけ反映されているかを検証した。本稿の結果からは、生活保護基準は子供の総数にかかる規模の経済を過小に考慮していることが示唆された。さらに、この過小評価の度合いは、子供の総数が大きくなるほど拡大するが、高齢の子供が増加するほど小さくなることも含意された。また2013年8月以降の生活扶助基準の改定は乖離率を減少させる効果をもっているが、その効果は限定的であることも示された。

しかしながら、この結果に関しては次の2点に留意したい。

第1に、本稿での分析は保護基準比率が示す規模の経済を等価尺度が示す規模の経済と比較しているのであって、子供がいる多人数世帯の保護基準と当該世帯の本来あるべき消費水準を比較しているのではない。保護基準比率と等価尺度を用いた比較で、当該世帯の保護基準の金額を「妥当」

と判断するためには、基準世帯(=夫婦のみ世帯)の生活保護基準が、需要関数体系の推定が暗黙的に想定している基準世帯の消費水準と等しく、かつ、その水準が「適切」であると仮定する必要がある。本稿の結果からは、そのような仮定を置いて初めて、「生活保護基準は多人数世帯において過大に設定される」との含意を得ることができる。しかし、そのような主張を行うためには、今回用いた手法の精査を含む慎重な作業が必要であることは言うまでも無いであろう。本稿が目指したのは、あくまでも保護基準比率に表れる規模の経済の評価である。

第2は本稿が用いた一般化費用尺度法の前提や手法にかかわるものである。本稿の等価尺度は、完全需要体系をAIDSとして推定することによって等価尺度を算定する一般化費用尺度法(Ray 1981, 1982ab, 1983)を用いている。しかし後年に発展した、IB仮定の検定法やIB仮定が成立しない場合の等価尺度の推定(Blundell and Lewbel 1991)、AIDSを発展させたQuadratic Almost Ideal Demand System (QAIDS) (Banks et al. 1997) や Modified Almost Ideal Demand System (MAIDS)

(Cooper and McLaren 1992) などの完全需要体系の異った定式化、パラメトリックな完全需要体系から離れたセミパラメトリック法(Yatchew et al. 2003; Stengos et al. 2006, Wilke 2006) やマッチング推定量(Szulc 2009)を用いた推定、さらに一般化費用尺度法とライデン法を組み合わせた推定(de Ree et al. 2013)など複数の新たな手法も存在している。生活保護制度における保護基準の評価には政治的な要素も加味されやすいため、その最終的な評価には、慎重かつ丁寧な分析は言う

までも無く、加えて、これらの複数の新たな手法を用いた多数の研究者による幾重にも渡る検証が必要であろう。したがって、本稿の結果は、当然、最終的な評価を下すものではなく、むしろ、後に続く複数の研究によって検証と批判の対象となるべきひとつの試算として位置づけられるべきものである。

(平成25年7月投稿受理)

(平成26年3月採用決定)

## 謝辞

本稿は東京大学経済学研究科マイクロワークショップ(2012年1月)および日本財政学会第69回大会(2012年10月)にて発表した論文に基づいている。これらの会合における参加者、ならびに、岩本康志(東京大学)および四方理人(関西大学)の諸先生方から有益なコメントを頂いた。また査読過程では、お二人の査読者から、本稿改良のための数々のアドバイスや誤りの指摘を頂いた。ここに通常の留意をもって感謝致したい。なお本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」および「日本家計パネル調査(JHPS)」における個票データの提供を受けた。

## 注

- 1) 生活保護基準算定の詳細については例えば、林(2008)や岩永(2010)等を参照せよ。
- 2) ただし、同論文の表4からは比較対象とする等価尺度を算定することは可能である。
- 3) またこれら3つの分析では、世帯員の年齢に依存し規模の経済が働かないとされる個人消費部分(第1類費)と規模の経済が働くと考えられる共同消費部分(第2類費)に分けて検討が行われている。
- 4) 同法による等価尺度は個人の主観的な評価に基づくため「主観的尺度(subjective scales)」とも呼ばれる(Van Praag and Warnaar 1997)。大山(2004)に加え、高齢者について高木ほか(2004)が同法を利用している。Schroder(2004)によると同法は等価尺度を過大に推定する傾向があるとされる。
- 5) 子供の費用という観点からは夫婦2人世帯を基準にすることは特段おかしな選択ではない。実際、多くの子供の費用に関する研究では、夫婦2人世帯を基準とした等価尺度が推定されている。もちろん単身世帯を基準にすることも考えられるが、その場合は片親世帯内での比較を意味する。
- 6) 以下の疑念は本稿の草稿を様々な機会で開催した際に頂いたコメントに基づく。
- 7) ここでは便宜的に等価尺度としてOECD尺度(世帯人員数の平方根)が利用されている。
- 8) 査読者のコメントによる。梅溪(2000)は「家計調査」のみに言及し、樋口ほか(2011)は文脈より「国民生活基礎調査」や「全国消費実態調査」を言及しているようである。
- 9) 本稿の第1稿に対する査読者からのコメントによる。
- 10) 例えば、既述の社会保障審議会生活保護基準部会(2013, p.4)は「生活保護受給世帯と隣接した一般低所得世帯の消費実態を用いることが今回の検証では現実的である」として、一般低所得世帯のデータを用いて比較分析している。実際には第1十分位以下の消費を有する世帯が比較対象とされている。なお同報告書では「第1十分位」という表現が用いられているが、そもそも「分位(quantile)」とは数値の幅ではなく数値そのものを表す言葉であるから、文脈から「第1十分位階級=第1十分位以下」と考えられる。また、生活扶助基準に関する検討会(2007)でも「第1十分位」という言葉が用いられているが、参考資料より「5万~336万円(夫婦子供1人)」であることが示されている。なおこれらの報告書では、なぜ第1十分位付近ではなく第1十分位以下が利用されている理由については説明されていない。
- 11) そもそも保護基準が「国民の健康で文化的な最低限度の生活水準」ならば、保護基準の比較対象を特定の所得層に限定することは正当化できないのではないだろうか。実際、社会保障審議会生活保護基準部会(2013)も「国民の健康で文化的な最低限度の生活水準として考えた場合、指数を全分位の所得階層(全世帯)(中略)から算出することも可能」と議論している。
- 12) ここで有意でない係数も利用する理由は以下の通りである。第1は理論的な問題で、一般化費用尺度法において一部の消費項目を除外すると同法が前提とする理論モデルと齟齬を起こすためである。第2は計量経済学の問題である。有意とならなかった係数にゼロ制約をつけることは、そのような制約を付した制約モデルを再推定することを含意する。その場合、再推定された係数の値や標準誤差も異なるであろうし、さらにそこで有意とならなかった係数をどうあつかうかという問題も存在する。そして何よりも再推定された推定量の分布は前段階の推定値の有意性に依存することになるため、その分布は非常に複雑なものになる。つまり、プレテスト問題と呼ばれるものである(詳

- しくはDavidson and MacKinnon 1993 pp. 94-98を参照)。第3に有意な効果をもたない変数を加えて回帰分析を行っても、他の係数の有効性は小さくなるが、一貫性や普遍性は損なわれることはない。したがって、ここではこれらの理由により、統計的に有意でない係数も含めた全係数の推定値を用いて等価尺度を算定している。実際、先行研究における等価尺度の算定においては、有意でない係数を含む全ての係数を用いて算定が行われているようである（少なくとも有意でない係数を用いずに等価尺度を計測したという但し書きはない）。例えば、Blundell and Lewbel (1991), Lyssiotou (1997), Majumder and Chakrabarty (2003), Yatchew et al. (2003), Oyama (2006), Takeda (2010), de Ree et al. (2013)などを参照せよ。なお本稿の結果において有意でない係数の値は $\delta_5=0.00019$ ,  $\delta_6=0.00079$ ,  $\delta_7=-0.0031$ と非常に小さい(他の $\delta$ 係数と比べて1桁以上小さい)。したがって、これら係数の効果は非常に限定的である。
- 13) 住宅扶助には特別基準の上限値を用い、2人世帯53,700円, 3人以上6人以下世帯69,800円, 7人世帯83,800円とした。
  - 14) したがって水準自体は過大になるかもしれないが、この支出には規模の経済は存在しないと考えられるため、等価尺度には大きな影響は与えないと考えられる。
  - 15) この場合、水準自体は過小になるが、これらの支出には規模の経済は存在しないと考えられるため、等価尺度に大きな影響は与えないと考えられる。
  - 16) 学級費等と入学準備金は上限値である。
  - 17) 学習支援費、入学準備金、および授業料は上限値である。生業扶助においては都道府県立高校の入学料および受験料の額内とされているため、入学費と入学査料の額は都立高校の値を利用した。授業料は高校無償化以前の都立高等学校における授業料である(生業扶助においては、「公立高等学校に係る授業料の不徴収及び高等学校等修学支援金の支給に関する法律」施行前に都の条例に定められていた都立高等学校における額以内の額)とされている。)通学費・教材費については考慮していない。
  - 18) これらの数字は2010年度の医療費自己負担額である。本来ならば、他の費用と平仄をあわせる形で2012年度の負担額を利用すべきであろうが、2012年度の係数は利用可能ではなく、2010年度が最新の数値である。

#### 参考文献

- Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A., 1997. Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics* 79, 527-539.
- Barten, A.P., 1964. Family composition, prices and expenditure patterns. In: Hart, P. E., Mills, G., Whitaker, J.K., (Eds) *Econometric Analysis for National Economic Planning*, 277-297.
- Bessho, S., Hayashi, M., 2011. Labor supply response and preferences specification: Estimates for prime-age males in Japan. *Journal of Asian Economics* 22, 398-411.
- Blacklow, P., Nicolas, A., Ray, R., 2010. Demographic demand systems with application to equivalence scales estimation and inequality analysis: The Australian evidence. *Australian Economic Papers* 49, 161-179.
- Blackorby, C., Donaldson, D., 1993. Adult-equivalence scales and the economic implementation of interpersonal comparisons of well-being. *Social Choice and Welfare* 10, 335-361.
- Blundell, R., Duncan, A., Pendakur, K. 1998. Semiparametric estimation of consumer demand. *Journal of Applied Econometrics* 13, 435-461.
- Blundell, R., Lewbel, A., 1991. The information content of equivalence scales. *Journal of Econometrics* 50, 49-68.
- Blundell, R., MaCurdy, T., 1999. Labor supply: A review of alternative approaches. Ashenfelter, O., Card, D., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 3A, 1559-1695.
- Brown, M., Johnson, S.R., 1983. Food stamps: Program parameters and standards of living for low-income households. *Southern Journal of Agricultural Economics* 15, 43-49.
- Cooper, R.J., McLaren, K. 1992. An empirically oriented demand system with improved regularity properties. *Canadian Journal of Economics* 25, 652-668.
- Dagum, C., Ferrari, G., (Eds.) 2004. *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty* (Springer, New York) .
- Davidson, R., MacKinnon, J., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics* (Oxford University Press, Oxford) .
- Deaton, A. S., Muellbauer, J., 1980a. *Economics and Consumer Behavior* (Cambridge University Press, New York) .
- Deaton, A. S., Muellbauer, J., 1980b. An almost ideal demand system. *American Economic Review* 70, 312-26.
- De Ree, J., Alessie, R., Pradhan, M., 2013. The price and utility dependence of equivalence scales: Evidence from Indonesia. *Journal of Public Economics* 97, 272-281.
- Dickens, R., Fry, V., Pashardes, P., 1993.

- Nonlinearities, aggregation and equivalence scales. *Economic Journal* 103, 359-368.
- Donaldson, D., Pendakur, K., 2004. Equivalent-expenditure functions and expenditure dependent equivalence scales. *Journal of Public Economics* 88, 175-208.
- Lewbel, A., 1989. Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons. *Journal of Public Economics* 39, 377-391.
- Lyssiotou, P., 1997. Comparison of alternative tax and transfer treatment of children using adult equivalence scales. *Review of Income and Wealth* 43, 105-117.
- Majumder, A., Chakrabarty, M., 2003. Relative cost of children: The case of rural Maharashtra, India. *Journal of Policy Modeling* 25, 61-76.
- Muelbauer, J., 1977. Testing the Barten model of household composition effects and the cost of children. *Economic Journal* 87, 460-487.
- Oyama, M., 2006. Measuring cost of children using equivalence scale on Japanese panel data. *Applied Economics Letters* 13, 409-415.
- Pendakur, K., 1999. Estimates and tests of base-independent equivalence scales. *Journal of Econometrics* 88, 1-40.
- Prais, S.J., Houthakker, H.S., 1955. *The Analysis of Family Budgets* (Cambridge University Press, Cambridge) .
- Ray, R., 1981. Do relative price changes affect the general equivalence scale- *Economic Letters* 8, 287-291.
- Ray, R., 1982a. The testing and estimation of complete demand systems on household budget surveys. *European Economic Review* 17, 349-369.
- Ray, R., 1982b. Generalised cost scaling: A new approach to demographic variables in demand analysis. *Economic Letters* 9, 295-299.
- Ray, R., 1983. Measuring the cost of children: An alternative approach. *Journal of Public Economics* 22, 89-102.
- Rothbarth, E., 1943. Note on a method of determining equivalent income for families of different composition. In: C. Madge (Ed.) *War-time Patterns of Saving and Spending* (Cambridge University Press, Cambridge) .
- Stengos, T., Sun, Y., Wang, D., 2006. Estimates of semiparametric equivalence scales. *Journal of Applied Econometrics* 21, 629-639.
- Schroder, C., 2004. *Variable Income Equivalence Scales: An Empirical Approach* (Springer, New York) .
- Szulc, A., 2009. A matching estimator of household equivalence scales. *Economic Letters* 103, 81-83.
- Takeda, Y., 2010. Equivalence scales for measuring poverty in transitional Russia: Engel's food share method and the subjective economic well-being method. *Applied Economics Letters* 17, 351-355.
- Tsakoglou, P., 1991. Estimation and comparison of two simple models equivalence. *Economic Journal* 101, 343-357.
- Van Praag, B.M.S., 1971, The welfare function of income in Belgium: an empirical investigation. *European Economic Review* 2, 337-369.
- Van Praag, B.M.S., Warnaar, M.F., 1997. The cost of children and the use of demographic variables in consumer demand. In: Rosenzweig, M.R., Stark, O. (Eds) *Handbook of Population and Family Economics* (Elsevier, Netherland) , 241-273.
- Wilke, R.A., 2006. Semi-parametric estimation of consumption-based equivalence scales: The case of Germany. *Journal of Applied Econometrics* 21, 781-802.
- Yatchew, A., Sun, Y., Deri C., 2003. Efficient estimation of semiparametric equivalence scales with evidence from South Africa. *Journal of Business and Economic Statistics* 21, 247-257.
- 新たなセーフティネット検討会, 2007. 『新たなセーフティネットの提案「保護する制度」から「再チャレンジする人に手を差し伸べる制度へ」』 全国知事会・市長会 (2007年10月) : <http://www.mayors.or.jp/rokudantai/teigen/181025safetynet/documents/honbun.pdf>
- 石井加代子, 山田篤裕, 2007. 「貧困の動態分析」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』 慶應義塾大学出版会。
- 岩永理恵, 2010. 「保護基準とはいかなる意味を持つ基準か: 生活扶助基準算定方式と標準世帯」『社会政策』 2 (2) , 22-32.
- 梅溪健児, 2000. 「所得調査の特徴とジニ係数」『日本労働研究雑誌』 (480) [JIL論文DBより]: [http://db.jil.go.jp/db/ronbun/zenbun/F2000110006\\_ZEN.htm](http://db.jil.go.jp/db/ronbun/zenbun/F2000110006_ZEN.htm)
- 大山昌子, 2004. 「子どもの養育・教育費用と出生率低下」『人口学研究』 0 (35) , 45-57.
- 木村正一, 2005. 「2004年慶應義塾家計パネル調査の標本特性」樋口美雄 (編) 『日本の家計行動のダイナミズムI: 慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』 慶應義塾大学出版会, 13-41.
- 厚生労働省社会・援護局保護課, 2011. 「生活保護基準の体系等について」 (<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001d2yo-att/2r9852000001d31w.pdf>)
- 小林淑恵, 2011. 「児童手当の家計への影響」『季刊社



- 会保障研究』47(1), 67-80。
- 社会保障審議会生活保護基準部会, 2013. 『社会保障審議会生活保護基準部会報告書』厚生労働省(平成25年1月18日) <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002szwi-att/2r9852000002t006.pdf>
- 駿河輝和, 1995. 「Equivalence scaleによる子どもの費用の計測」『日本統計学会誌』25(3), 223-231。
- 駿河輝和, 西本真弓, 2001. 「等価尺度と子供の費用: 『消費生活に関するパネル調査』を使用して」『季刊家計経済研究』25-31。
- 生活保護制度の在り方に関する専門委員会, 2004. 『生活保護制度の在り方に関する専門委員会報告書』厚生労働省社会保障審議会 (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/12/s1215-8a.html>)。
- 生活扶助基準に関する検討会, 2007. 『生活扶助基準に関する検討会報告書』厚生労働省社会・援護局 (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2007/11/s1130-10.html>)。
- 竹沢純子, 2006. 「児童手当支給額に関する考察」『季刊社会保障研究』42(3), 279-287。
- 谷頭子, 草刈仁, 2008. 「家計需要における世帯規模効果の比較分析」『神戸大学農業経済』53-60。
- 永瀬伸子, 2001. 「子どもコスト推計: 家計および資産面からの分析」『人口学研究』28, 1-15。
- 林正義, 2008. 「生活保護の現状と本書の課題」阿部彩, 國枝繁樹, 鈴木亘, 林正義. 『生活保護の経済分析』東京大学出版会, 1-17。
- 樋口美雄, 石井加代子, 佐藤一磨, 2011. 「貧困と就業: ワーキングプア解消に向けた有効策の検討」RIETI Discussion Paper Series 11-J-056. 独立行政法人経済産業研究所。
- 武藤博道, 1992. 「日本における子育てコストと子ども需要」『日本経済研究』0(22), 119-136。
- 八木匡, 橋木俊詔, 1996. 「等価所得比率の測定と所得分配不平等度の解釈」『季刊社会保障研究』32(2), 178-189。
- 渡辺久里子(2010)「生活扶助基準における『世帯規模の経済性』の検討」駒村康平(編)『最低所得保障』岩波書店, 229-236。
- 渡辺久里子(2011)「等価尺度の推計と比較 - 全国消費実態調査と生活扶助基準から」『低所得者、生活困窮者の実態把握及び支援策の在り方に対する調査研究』平成22年度厚生労働科学研究費報告書(研究代表者駒村康平), 63-91。
- 山田篤裕, 四方理人, 田中聡一郎, 駒村康平, 2012. 「主観的最低生活費の測定」『社会政策』3(3), 127-139。

(あさの・ほくと 国土交通省)

(はやし・まさよし 東京大学大学院教授)