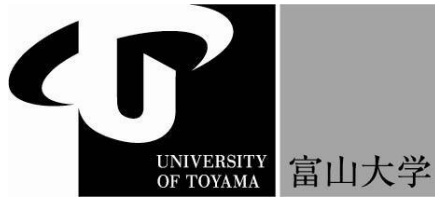


Working Paper No. 364

**貧困が学校外教育機会に及ぼす影響に関する実証分析
—FGT 指標を用いた貧困率の計測—**

中村和之・金田陸幸・田中宏樹

March 2024



**SCHOOL OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA**

貧困が学校外教育機会に及ぼす影響に関する実証分析

—FGT 指標を用いた貧困率の計測—*

中村和之[†]・金田陸幸[‡]・田中宏樹^{*}

2024 年 3 月

概要

1999 年から 2014 年にかけての等価消費支出と学校外教育支出でみた子どもの貧困の動向を、『全国消費実態調査』の調査票データに基づき、貧困率と 2 乗貧困ギャップ率を用いて計測した。併せて 2 乗貧困ギャップ率の要因分解を通じて時系列的な変化を追跡した。さらに、FGT 指標を多次元に拡張した指標を用いて消費と学校外教育における貧困を総合的に計測した。計測の結果、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率は格差効果によって 2004 年以降上昇していることが明らかとなった。また、等価消費支出と学校外教育支出を総合した多次元の貧困指標は計測期間を通じて概ね上昇傾向にあり、計測の最終年で最も高い値を示していた。加えて、子どもの学校種、世帯の子ども数やひとり親世帯に着目した計測も行った。

キーワード：学校外教育、貧困、FGT 指標

JEL：I24 D63

1 はじめに

子どもの貧困がもたらす影響は多岐にわたるが、貧困の連鎖の観点からは、子どもが属する世帯の生活水準と教育との関連を考えることが重要である。とりわけ、子どもが享受する学校外教育の多寡は、生活水準から影響を受ける可能性がある。学校教育においては、高等学校授業料無償化(2010 年)、幼児教育無償化(2019 年)、高等教育における修学支援新制度の導入(2020 年)といった財政的支援がなされている。他方、学校外教育では、一部の自治体における通塾費用への支援や、NPO やボランティアによる学修支援にとどまる。

貧困が学校外教育に与える影響を指摘した調査、分析は数多くなされている。例えば、内閣府『令和 3 年 子供の生活状況調査の分析 報告書』は、貧困世帯では塾で勉強する子どもの割合が低く、学校の授業以外で勉強しない割合が高いことを明らかにしている。同調査によれば、等価世帯収入が中央値の 2 分の 1 未満の世帯では、「塾で勉強する」が 28.7%、

* 本研究の計測結果は、総務省統計局所管の『全国消費実態調査』(現 全国家計構造調査)並びに『家計調査』の調査票情報を利用して独自に集計・分析を行ったものである。

[†] 富山大学学術研究部社会科学系 (knakamur@eco.u-toyama.ac.jp)

[‡] 大阪産業大学経済学部 (kaneda@eco.osaka-sandai.ac.jp)

^{*} 同志社大学政策学部 (hitanaka@mail.doshisha.ac.jp)

「家の人に教えてもらう」が 20.1%であり、他の世帯と比べて低い。他方で、「学校の授業以外で勉強はしない」の割合は 12.3%で、他の世帯と比べて高くなっている¹。

学校外教育支出と世帯の生活水準の関係には大きな関心が払われてきたものの、これを子ども全体の分布と関連付けて、その大きさや程度を計測した分析はなされていない。もちろん、子どもの貧困に関する分析は数多くあり、子どもが属する世帯類型や時系列的な変化に焦点をあてた分析も数多くある（例えば、阿部，2019）が、その枠組みの中に学校外教育支出の貧困を並列して俯瞰し、両者の連関や相違を社会全体でみた分布の中で評価することは、今後の教育や子どもに関する支援政策を考える上でも重要である。

本稿では、1999 年から 2014 年にかけての生活水準と学校外教育支出でみた子ども（小学生，中学生，高校生）の貧困の動向を、総務省『全国消費実態調査』（現 全国家計構造調査）の調査票データを用いて計測する。調査対象とした時期は、学校週 5 日制の完全実施（2002 年）や高等学校の授業料無償化（2010 年）や、いわゆる「ゆとり教育」から「脱・ゆとり教育」への移行（2011 年～）など、学校教育が大きく変化した時期である。また、子供手当の創設を含む児童手当制度の変更が頻繁に実施された時期でもある。さらには、この時期には、ひとり親世帯への支援や子どもの貧困対策が強化されていた²。

貧困の分析は格差の分析と類似するところがあるが、その問題意識や含意は異なり、両者を補完的に考えることで再分配や支援政策のあり方を考えることができる。既に、田中（2022）や中村他(2022)、金田他(2023)は、家計調査を用いて子どもが属する世帯の生活水準に関するジニ係数や教育支出のカクワニ係数を用いて生活水準の格差と教育支出の格差の関係を検討している。その結果、ほぼすべての場合において、所得や消費水準で見た格差を拡大させる形で学校外教育支出の格差が生じていることを明らかにした。それらの分析の焦点はすべての所得階層を俯瞰した分布の偏りである。

本稿では、生活水準と学校外教育の貧困の程度を Foster et al.(1984)による FGT 指標で捉える。FGT 指標は貧困指標が備えるべき性質の多くを満たすことが知られている³。また、FGT 指標は一般化ローレンツ曲線をもとにシンプルな形で求めることができ、各主体の貧困水準に関して加法的なのでその分解も容易である。特に、本稿のように子どもの学校種によって学校外教育支出の貧困水準を変化させる場合には有用である。

さらに、生活水準と学校外教育支出を合わせた形でみた多次元の貧困も計測する。一つ

¹ 石田(2012)は、内閣府『親と子の生活意識に関する調査』（平成 23 年度）において、貧困世帯の子どもと非貧困世帯の子どもの勉強時間を比較して、週日、週末ともに 1 日当たりの勉強時間が貧困家庭では短いことを指摘している。また、卯月(2015)は、親の学歴と学習習慣が子どもの学習習慣に与える影響を考慮しても子どもの学校外学習時間に世帯収入が影響を与えること見出しており、世帯収入の多寡が学習塾の利用に影響を与えることを明らかにしている。ただし、これらはいずれも中学生を対象とした分析である。

² 例えば、「母子及び寡婦福祉法等の一部を改正する法律」（2002 年）では、母子家庭における、子育て・生活支援、就労支援、養育費の確保、経済的支援が拡充され、その後も継続的に見直されている。子どもの貧困に関しては、「子どもの貧困対策に関する法律」（2013 年）の施行を経て 2014 年には「子供の貧困対策に関する大綱」が策定された。

³ FGT 指標の性質については、小塩・浦川(2016)や Lambert(2001)を参照。

は、いわゆる intersection view に基づき、生活水準と学校外教育支出の双方で貧困に陥っている子どもの割合の推移を計測する⁴。加えて、Bourguignon and Chakravarty(2003)が提案した、二つの FGT 指標を CES 型で結合させた指標（以下では、BC-FGT という）も計測に用いる。多次元の貧困尺度としては、Alkire and Foster(2011)による多次元貧困指標（MPI）が用いられることが多いが、本稿で貧困の計測対象とするふたつの属性はいずれも基数的なものであり、標準的な効用関数とも親和性が高い BC-FGT を用いる。

加えて、本稿では子どもや世帯を類型化して生活水準と学校外教育支出で見た貧困の推移を計測する。第一は、子どもが在学する学校種である。本稿では、小学校、中学校、高等学校の学校種ごとに貧困線を設定するとともに、学校種別の貧困度の推移を計測する。推計対象期間ではいわゆる私立中学校の受験ブームがあり、また高等学校の授業料無償化も開始されている。このような学校教育で生じた事象が学校種別で見た貧困の動向に影響を与えているかもしれない。

第二に、子どもが属する世帯の子ども数別の貧困度を考える。中村他(2022)では子どもが 1 人の世帯に属する子どもの消費で見たジニ係数は他と比較して高いことが示されている。一方で多子世帯において生活の貧困はより深刻だとする議論もある。学校外教育支出における貧困を生活の貧困と併せて考えることで、世帯構造と子どもの教育の関連を考えることができる。

第三に、ひとり親世帯とその他の世帯で学校外教育支出も考慮した貧困の様相を比較する。ひとり親世帯に対する支援は国や自治体において計測対象期間を通じて強化されてきた。ひとり親世帯とそれ以外の世帯に分割して貧困を計測することでそれらの政策の効果を推論できる。

学校外教育支出に着目した貧困分析は少ないものの、貧困を巡る研究はわが国に限っても膨大な蓄積がある⁵。たとえば、徳富・浦川(2018)は『国民生活基礎調査』の個票データを用いて 2000 年代における貧困指標の変動要因を分析している。彼らは世帯を 13 タイプに類型化した上で、貧困率の変化を 4 つに要因分解して計測している。その結果、2000 年代を通じて平均所得が低下するとともに高齢者世帯の増加による貧困指標への上昇圧力が貧困線の低下によって相殺されていたことを明らかにした。本稿では徳富・浦川(2018)が用いた貧困指標の分解を援用して子どもの貧困を考える。

わが国において、個票データを用いた子どもの貧困は全国消費実態調査と国民生活基礎調査の双方で統計の公表に合わせて報告されている。また、阿部(2019)は、『国民生活基礎調査』の個票データを用いて子どもの相対的貧困率の推移を詳細に分析している。その結果、長期的にみて子どもの貧困率は 2012 年まで上昇傾向が続いたのち、2012 年から 2021 年にかけては低下したことを明らかにしている。加えて、世帯タイプ別や保護者の就

⁴ 対照的に、一つでも貧困状態に陥っている子どもを捉える union view もある。

⁵ 本稿と同じく全国消費実態調査を用いた分析に、駒村・渡辺(2014)や山田・四方(2016)がある。

業状況、居住地域類型別に子どもの貧困率の推移を元データとともに示している。本稿では、消費や所得で表される生活水準と共に学校外教育支出の貧困率の推移を考える。

子どもを有する世帯への負担軽減政策が子どもへの教育支出に与える影響を分析した研究もいくつか存在する。それらの多くはそれらの教育支出への影響は限定的だとしている。宇南山(2011)は、児童手当が家計消費に与えた影響を、『家計調査』の個票データにより検証している。その結果、児童手当が消費に与える影響は小さく大部分は貯蓄されていたことを見出している。ただし、流動性制約に直面している世帯では消費を増加させる効果があったとしている。また、内閣府「児童手当等の用途に関する意識調査（平成 30~31 年）」では、児童手当の用途として「子どもの将来のための貯蓄・保険料」が最も多く、当該期間における子供への支出は限定的であることが示されている。木村(2013)は、高等学校の授業料無償化の学校外教育への影響を検討した結果、授業料負担は減少したものの、学校外教育活動を活発にさせるには至っていないことを指摘している。これらを踏まえれば、生活水準と学校外教育支出の双方で子どもの貧困を計測することが重要である。

本稿は、消費支出と学校外教育支出という複数の属性に基づき貧困を捉えようとするものである。わが国における複数属性をベースにした貧困分析に石井・浦川(2014)がある。彼らは、「日本家計パネル調査 (JHPS)」を用いて、所得と時間の貧困率を推計している。王(2016)は、東京大学『まちと家族の健康調査 (J-SHINE)』の個票データを用いて、所得だけでなく文化資本、社会的関係、生活時間も含む若年層の多次元的貧困を計測している。これらはいずれも多次元の貧困指標を用いた分析であるが、生活水準と子どもの学校外教育に着目した貧困分析は筆者たちの知る限りこれまでなされていない。

より広範囲な意味で教育も考慮した子どもに関する多次元の貧困分析は海外を中心に数多くある (Nawab et al., 2023; Kandapan et al., 2023; Dutta, S., 2021 など)。とりわけ、開発途上国を対象にした分析は数多く、それらの分析では、子どもの教育に関する貧困を就学状況で捉えている。学校教育が十分に整っているわが国では、これを補うために提供されており、なおかつ有償で世帯の裁量の余地がある学校外教育に注目することが重要である。また、先進国や開発途上国を問わず子どもの権利保障の観点から貧困を考えるためにユニセフは教育を含む「多次元貧困分析(MODA)」手法のガイドラインを公表しており (de Neubourg et al., 2012)、このフレームに沿った研究がいくつかので行われている (Chzhen et al. 2016; 三輪, 2023 など)⁶。本稿の問題意識は、わが国の教育で少なからぬウェイトを占める学校外教育に焦点を定めたいうえで、その定量的な推移を大規模な調査データから見出そうとするものであり、MODA とはその問題意識において異なる。

本稿は以下のように構成される。次節では分析の枠組みを述べる。第 3 節では分析に用いるデータについて説明する。第 4 節では子ども全体を対象とした計測結果を示すととも

⁶ MODA では教育の貧困を教育資源の観点から取り上げており、学齢期の子どもが金銭的な自由で教育的な旅行や活動に参加できない場合、学修や宿題に取り組むための適切な場所を持たない場合を貧困としている (de Neubourg et al., 2012)。

に、子どもの基本的な属性である学校種別の結果を併せて示す。第 5 節では子どもが属する世帯の子ども数別に類型化して貧困指標を計測する。第 6 節ではひとり親世帯に属する子どもの貧困指標を計測する。最後にまとめを記す。

2 分析の枠組み

本稿では、子どもが属する学校種や世帯類型に着目して、子どもの貧困の推移を計測する。子どもの生活水準を子どもが属する世帯の等価消費支出で測る。貧困への接近には消費支出以外に所得や資産など多様なアプローチが存在する⁷。消費は生活水準を端的に表現するものであり、ライフサイクル仮説に基づけば通時的な厚生水準を表す。一方、所得は世帯人員の稼得能力を捉えるには適した指標であり、租税や社会保障による再分配効果も考慮した形で子どもの貧困に接近できる。しかしながら、所得により捉えられるのは成人となっている世帯員の稼得能力であり、子どもの稼得能力ではない。したがって、ライフサイクル仮説に拠らずとも所得よりも消費で子どもの貧困を測ることが望ましい。また、金田他(2023)は、所得再分配が子どもに対する教育支出の累進度に与える影響は限定的であることを見出している。そこで、本稿では子どもが享受する生活水準を測定するとの視点に立ち、等価消費支出により貧困を定義、計測する。

学校外教育支出はもっぱら世帯内の子どもにその便益が帰着すると考えられるので、世帯の子供あたり支出額をベースに貧困を捉える。金額ベースの支出額ではなく物量単位 (C-output) や教育支出の効果単位 (D-output) に基づき、子どもが享受する学校外教育を捉えることも考えられる。しかしながら、多様な形態をとる学校外教育を物量単位で把握することは困難である。また効果単位で学校外教育を測るような統計は存在しない。他方、世帯の保護者が子どもに対して一定の学校外教育サービスを提供するために、費用最小化を図りつつ個別の教育サービスを選択するとすれば、支出額をもとに子どもが享受する学校外教育を捉えることができる。さらに、学校外境域への支出額を用いることで、物量単位では十分に把握できないサービスの質を捉えることもできる。

2.1 FGT 指標

計測に用いる FGT 指標は以下のように求められる。まず、計測対象とする属性（消費支出や学校外教育支出）について、予め定めた貧困線からの乖離率（貧困ギャップ）を求める。属性 x の貧困線を z とすれば、属性の値が x_i である子ども i の貧困ギャップは以下で与えられる⁸。

⁷ 論点の整理は駒村・渡辺(2014)を参照。

⁸ 本稿では利用するデータの年ごと、また、子どもが在籍する学校種ごとに貧困線を定めるが、さしあたりの記述では記号の煩雑さを避けるために、年次や学校種を表す添え字を省いて表記する。

$$\Gamma_i = \left(\frac{z - x_i}{z}\right)^+ \quad (1)$$

ここで、 $(a)^+ = \max\{0, a\}$ 、である。すなわち、貧困水準を超える子どもの貧困ギャップはゼロである。さらに、 Γ_i に関する非減少凸関数 F を用いて、貧困ギャップを $F(\Gamma_i)$ のように変換して子供 i の貧困水準を得る。

計測対象の子どもの人数を n とすれば、社会の貧困を表す FGT 指標 P は以下で求められる、

$$P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F(\Gamma_i). \quad (2)$$

FGT 指標は、貧困ギャップをどのように子どもの貧困水準に反映させるかによってバリエーションがある。例えば、 $F(\Gamma_i) = 1$, for $\Gamma_i > 0$, $F(\Gamma_i) = 0$, for $\Gamma_i = 0$ 、とすれば、計測対象となる子どものうち、貧困に陥っている子どもの割合、すなわち「貧困率」が求められる。以下では貧困率を P_0 、または $FGT(0)$ と表す。貧困率は社会における貧困の拡がりを見るために簡便で有益な手法である。ただし、貧困率は貧困ギャップを凸関数で変換したのではなく、貧困の量的な側面を測ることはできない。

また、 $F(\Gamma_i) = \Gamma_i$ 、とすれば「貧困ギャップ率」が得られる。貧困ギャップ率は社会全体で貧困を解消するために必要な額を貧困線で正規化して、子ども 1 人あたりでみた値である。以下では貧困ギャップ率を P_1 で表す。貧困ギャップ率は貧困の程度を貧困ギャップの連続関数で捉えるものであるから、 P_0 では捉えられなかった貧困の量的水準を計測できる。

さらに、 $F(\Gamma_i) = \Gamma_i^2$ としたとき、(2)式は「2 乗貧困ギャップ率」と言われる。以下ではこれを P_2 、もしくは $FGT(2)$ と書く。2 乗貧困ギャップ率は、 P_0 や P_1 では捉えられなかった貧困層内の分布の変化を指標に反映できる。たとえば、貧困層の集合を変化させない形で貧困層内の相対的な富者から貧者へ属性の移転が行われた場合、 P_2 は低下する。より一般的には、 $P_\alpha = (1/n) \sum_{i=1}^n \Gamma_i^\alpha$ 、としたとき、 $\alpha > 1$ 、ならば移転原理を満たす。

本稿では貧困率と 2 乗貧困ギャップ率を用いて子どもの貧困を計測する。しかし、貧困ギャップ率は FGT 指標の構造を知る上で重要である。貧困ギャップ率は属性の分布関数を 0 から貧困線 z まで積分した値に等しい。このことと、分布関数とローレンツ関数に関する双対性より、貧困ギャップ率は以下のように表すことができる⁹。

$$P_1 = \max_{p \in (0,1]} \left\{ p - \frac{\mu}{z} L(p) \right\}. \quad (3)$$

⁹たとえば、Ogryczak, and Ruszczynski (2002)を参照。

ここで p は人口（子ども）の累積比， $L(p)$ は消費もしくは学校外教育支出のローレンツ関数， μ は消費もしくは学校外教育支出の平均値， z は貧困線である。

このように，貧困ギャップ率は，平均支出額（ μ ），貧困線（ z ），ローレンツ関数（ $L(p)$ ）に依存して定まり，これらの変化が2乗貧困ギャップ率を含むFGT指標の変化を過不足なく特徴づける．(3)式において， $\mu L(p)$ は，Shorrocks (1983)による一般化ローレンツ関数であるから， $(\mu/z)L(p)$ は貧困線で正規化された一般化ローレンツ曲線だと考えることができる．また，この最大化問題の解 p^* が貧困率である．図1で言えば45度線と太線 $(\mu/z)L(p)$ との差が最も大きくなる p の値が貧困率 P_0 であり， $P_0 - (\mu/z)L(P_0)$ が貧困ギャップ率 P_1 である．

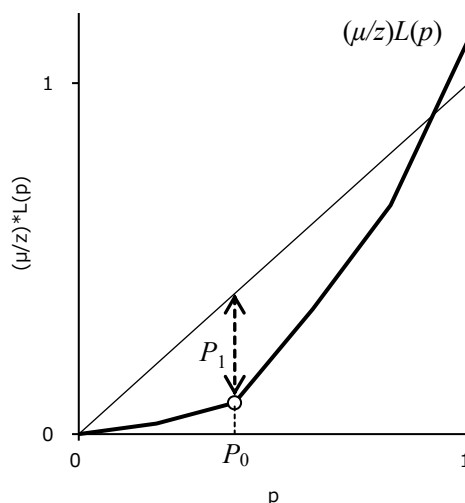


図1 貧困率と貧困ギャップ率の図解

このことを踏まえ，2乗貧困ギャップ率の計測年次間での変化をいくつかの要因に分解する．(2)式からも分かるように，FGT指標は計測対象となる主体に関して加法的であり，任意のサブグループに分割できる．本稿では，子どもの在学する学校種別と世帯属性にしたがってグループ化する．学校種として小学校（E），中学校（J），高等学校（H）を考える．さらに，世帯属性に従い全体が K 個のサブグループに分割できるとすれば， t 年次におけるFGT指標， $P_{\alpha(t)}$ は以下のように表される．

$$P_{\alpha(t)} = \sum_{S \in \{E, J, H\}} \sum_{k=1}^K \beta_{Sk(t)} P_{Sk\alpha(t)}. \quad (4)$$

ここで， $\beta_{Sk(t)} = n_{Sk(t)}/n_{(t)}$ は，学校種 S に属し，世帯属性 k に分類される子どもの構成比であり， $P_{Sk\alpha(t)}$ はそのFGT指標である．すなわち，全体のFGT指標はサブグループのFGT指

標の加重和となる。

Kakwani(2000)や徳富・浦川(2018)を援用すれば、FGT 指標の変化を「支出効果」「格差効果」「貧困線効果」「構成効果」に分解できる。支出効果は平均支出額の変化に起因する変化を表し、ローレンツ関数の変化に起因する効果を格差効果と呼ぶ¹⁰。また、貧困線効果は貧困線の変化に起因する効果である。構成効果はサブグループの構成比の変化が全体の FGT 指標に与える影響を表す。

t 年次から s 年次への FGT 指標(P_α)の変化を、 $\Delta P_\alpha = P_{\alpha(s)} - P_{\alpha(t)}$ とすれば、その分解は以下ようになる¹¹。

$$\begin{aligned} \Delta P_\alpha = & \underbrace{\sum_{k=1}^K \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha L}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha z}}_{\text{貧困線効果}} \\ & + \underbrace{\sum_{k=1}^K \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{P}_{Sk\alpha} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}}. \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $\bar{\beta}_{Sk} = (\beta_{Sk(t)} + \beta_{Sk(s)})/2$ 、である。

(5)式において、 $\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha\mu}$ は学校種 S に在学する属性 k の子どもの支出効果を表す。すなわち、サブグループの構成比、ローレンツ曲線、貧困線を s 年と t 年のあり得る組み合わせの下で平均支出額だけが変化したときの FGT 指標の変化の平均値をとり、これをサブグループの構成比で加重している。同様の方法を用いて、 $\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha L}$ はローレンツ曲線の変化に起因する効果を抽出している。 $\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha z}$ は貧困線効果であり、貧困線の変化に起因する指標の変化を取り出している。最後の $\bar{P}_{Sk\alpha} \Delta \beta_{Sk}$ は構成効果を表し、FGT 指標は 2 時点間の平均値に固定して、サブグループの構成比の変化による影響を抽出している。

また、(5)式の各項のうち、学校種 S に在学する子どもの FGT 指標の変化は、

$$\Delta(\beta_S P_{S\alpha}) = \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha L}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha z}}_{\text{貧困線効果}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{P}_{Sk\alpha} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}}, \quad (6a)$$

のように表され、世帯属性 k に属する子どもの FGT 指標の変化は、

¹⁰ 徳富・浦川(2018)では「所得効果」としている。また、Kakwani(2000)は‘growth effect’と呼んでいる。

¹¹ 導出は、本論の補論、Kakwani(2000)、徳富・浦川(2018)を参照。

$$\Delta(\beta_k P_{k\alpha}) = \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha L}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Sk\alpha z}}_{\text{貧困線効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{P}_{Sk\alpha} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}}, \quad (6b)$$

のように表される¹².

上述の4つの効果のうち、「支出効果」「格差効果」「貧困線効果」が子どもの享受する支出額の変化に対してどのように現れてくるかをあらかじめ整理しておこう。後述のように本稿では貧困線を支出額の中央値の1/2として設定するので、三つの効果は相互に関連する。以下では、直観的に理解が容易な貧困ギャップ率の変化で考えるが、2乗貧困ギャップ率についても同様に解釈できる。

第一に、支出額でみて上位層の支出だけが増加すると、中位所得は変化せず、貧困線も変化しないので、貧困線効果はゼロである。一方、平均支出額が上昇するので、支出効果は負（貧困指標を引き下げる）となると同時に、格差効果が正（貧困指標を引き上げる）となり両者が相殺されるので、貧困ギャップ率は変化しない。第二に、下位層の支出だけが減少すると、中位所得は変化せず、貧困線も変化しないので、貧困線効果はゼロである。一方で、平均支出額は低下するので支出効果は正である。このとき、ローレンツ曲線が下方に膨らむので格差効果も正となり、貧困ギャップ率は上昇する。第三に、中・下位層の支出が減少すれば、平均支出額が低下するので支出効果は正である。同時に中位所得も低下するので貧困線効果は負となる。上位の支出額が変化しなければ（平均支出額/貧困線）は上昇するので、これら二つを合わせた効果は負となる。ただし、同時にローレンツ曲線が下方に膨らむので格差効果は正である。

2.2 多次元の貧困指標

前述の手法は、等価消費支出と学校外教育支出と言う二つの属性に起因する貧困を別個のFGT指標で捉えるものである。一方で、それらの関連も踏まえた分析も必要である。

本稿では、Bourguignon and Chakravarty(2003)が提案した貧困指標を用いて多次元の貧困を計測する。彼らに従えば、子ども*i*の貧困水準は、二つの属性の貧困ギャップをCES型で結合させた以下の形で捉えられる。

$$p_{ci}^\theta = \{a\Gamma_{ci}^\theta + (1-a)\Gamma_{ei}^\theta\}^{\alpha/\theta}. \quad (7)$$

ここで、 Γ_{ci} と Γ_{ei} はそれぞれ子ども*i*の等価消費と学校外教育支出に関する貧困ギャップ、 θ

¹² (5)・(6)式の分解には、等価消費支出と学校外教育支出のローレンツ関数を求めることが必要である。本稿では、Moyes(1999)の方法に従い、元のデータを分位データ化してローレンツ関数を求めた。子どもに関するインデックスを属性の昇順で、 $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots, x_{(n)}$ 、となるように与え、 $x_{(0)} = 0$ 、 $\tilde{n}_{(k)} = k$ として、 $p \in [0,1]$ に対して以下の形でローレンツ関数、 $L(p)$ を求める。分位の数は15,000とした。

$$L(p) = (1/\mu) \sum_{i=1}^n (p - \tilde{n}_{(i-1)}/n)^+ (x_{(i)} - x_{(i-1)}).$$

はそれらの代替性を表し、 $a \in (0,1)$ は属性に対する重みである。Bourguignon and Chakravarty(2003)は、(7)式を集計して得られる以下の貧困指標を提案した。

$$P_{\alpha}^{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_{\alpha i}^{\theta} \quad (8)$$

もしも、(7)式において、 $\alpha > \theta > 1$ 、ならば、個人の貧困水準は二つの属性に関して凸の等貧困線を持つ非増加凸関数となり、これを集計した(8)式の値は貧困指標が備えるべき主な公理を満たす¹³。本稿では、 P_{α}^{θ} を便宜的にBC-FGTと呼ぶ。また、BC-FGTのパラメータは、 $\theta = 1.5$ 、 $\alpha = 2$ 、 $a = 0.9$ とする。

第二に、等価消費支出と学校外教育支出の双方でみて貧困に陥っている子どもの比率を計測する。すなわち、 Γ_{ci}^{θ} と Γ_{ei}^{θ} がともに正である子どもについて、 $p_{\alpha i}^{\theta}$ を、 $\theta = 1$ 、 $\alpha = 0$ としてこれを集計した、 $(1/n) \sum_{i \in C} p_{0i}^1$ を計測する。

3 分析に用いたデータと指標の設定

計測には、総務省『全国消費実態調査』（現 全国家計構造調査）の調査票データ（二人以上の世帯）を用いる。各年の子どもの分布は調査票に掲載されている集計用乗率を乗じて求める¹⁴。計測対象年は、1999年、2004年、2009年、2014年の4時点である。1994年以前の調査では学校種別の補習教育支出が掲載されておらず、2019年調査からは『全国家計構造調査』となり、標本設計が大きく異なるため、比較可能な形でデータが得られる上記の期間を対象とした。学校種別にみた子どもがいる世帯の調査票数は表1の通りである。

表1 計測に用いた学校種別調査票数

	1999	2004	2009	2014
小学生	11,355	10,029	9,272	8,147
中学生	7,323	6,035	5,425	4,885
高校生	6,973	5,926	5,067	4,639
調査票総数	55,723	55,056	52,716	51,768

資料:全国消費実態調査

同一世帯に異なる学校種に属する子どもの調査票はそれぞれ1としてカウントしている。
調査月数が3か月未満の調査票も1とカウントしている（集計時に調整）

¹³ たとえば、Duclos & Tiberti (2016)を参照。

¹⁴ なお、2009年調査より、地域別にみた世帯人員別の世帯数分布を労働力調査の分布と一致させるように集計用乗率に補正係数が乗じられている。山田・四方(2016)は2004年以前の調査についてもこの点を反映させた補正を施して分析している。本稿においても、本来であれば1999年調査、2004年調査の集計用乗率を同様の方法で補正すべきであるが、労働力調査では地域別の世帯人員別世帯数が公表されていないので調整を行っていない。この結果、全国集計レベルで見れば、世帯人員が2人の世帯では全国消費実態調査の値が労働力調査よりもやや少なく、逆に、世帯人員が5人以上の世帯数がやや多くなっている。

分析対象は小学校、中学校、高等学校に在学する児童・生徒である。本稿は世帯ではなく子どもの貧困に焦点をあてるので、同一世帯に複数の児童・生徒が属する場合、それぞれの子どもの貧困指標の計測において一つのサンプルとして扱う。大学生は同居や別居の区別ができないので除外する。未就学児も本稿の主たる対象が学校外教育なので除外する。

表2は世帯人員1万人あたりで見た学校種別の子ども数である。ここで示さるようなすべての学校種において二人以上世帯における子どもの数は減少している。表3は在学する学校種別にみた子どもの構成比である。表3より、学校種別にみた子どもの構成比では、2004年から2009年にかけて小学生と中学生の構成比が上昇しており、高校生の構成比が低下している¹⁵。

表2 世帯人員1万人あたりの児童・生徒数(単位:人)

	1999	2004	2009	2014
小学生	822	759	728	696
中学生	425	368	350	338
高校生	407	360	327	321

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値。

表3 学校種別にみた子どもの構成比

		1999	2004	2009	2014
学校種	小学生	0.497	0.511	0.518	0.514
	中学生	0.257	0.247	0.249	0.250
	高校生	0.246	0.242	0.233	0.237

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値

貧困指標の計測に用いる等価消費支出は、全国消費実態調査の子どもが属する世帯の「消費支出」を世帯人員の平方根で除して求める¹⁶。子どもが享受する学校外教育サービスは、全国消費実態調査の教育関係費から「授業料等」「国内遊学仕送り金」を除いた値の子どもあたり支出額で捉える。具体的には、「補習教育」と「学校給食」「男子用学校制服」「女子用学校制服」「鉄道通学定期代」「バス通学定期代」「書斎・学習用机・椅子」「耐久性文房具」「消耗性文房具」「教科書・学習参考教材」である¹⁷。中村他(2022)では学校外教育支出として、授業料と補習教育支出を取り上げている。本稿では、貧困の影響

¹⁵ この変化には、注14で述べた2009年調査以降の集計用乗率補正の影響が含まれるかもしれない。

¹⁶ 消費支出は持ち家の帰属家賃を含まない。本稿と同じく全国消費実態調査の個票を用いて貧困率を分析した駒村・渡辺(2014)は、消費支出に帰属家賃を含めることによって貧困率が変化することを示している。教育関係支出についても、これを人的資本への投資だと考えて消費から除外した分析(Meyer and Sullivan, 2013; Attanasio et al., 2014など)と、消費に含める研究(Heathcote et al., 2010; Fisher et al., 2013; Norris and Pendakur, 2015など)がある。また、耐久消費財の扱いも検討を要する点である。本稿では教育支出や耐久消費財の支出を消費に含めるほうが世帯の生活水準をよりよく近似できると考え、全国消費実態調査で定義された消費支出額をそのまま用いる。

¹⁷ 「補習教育」は学校の主要科目(上級の学校を受験するために必要な数学、国語、英語などの科目)の補習に必要なサービスを指し、英会話や書道、スポーツ、芸術などの習い事は「月謝類」に分類される。

は必需的な授業料よりもむしろ選択的な教育関係支出に広く及ぶと考えるこのような定式化を用いる。

このうち、中学生と高校生の補習教育は学校種ごとに表章されているので、世帯の学校種別支出額を当該学校種に在学する子ども数で除して子どもあたりの支出額とする。小学生の補習教育支出は、「幼児・小学校補習教育」として一括で表章されているので、当該世帯の支出額を幼稚園児と3歳以上の保育所通所者、小学生の合計数で除して求めた¹⁸。補習教育以外の費目は学校種の区別なく表章されているので、支出額を子どもが属する世帯の幼稚園児と3歳以上の保育所通所者から大学生までの子どもの数で除して求める。これらは「2020年基準消費者物価指数（帰属家賃を除く総合）」を用いて実質化する。

表4 1か月あたりの平均等価消費支出額と平均学校外教育支出額（単位：円）とジニ係数

		1999	2004	2009	2014
平均支出額	等価消費支出	173,579	174,167	171,294	160,383
	学校外教育支出	9,030	9,745	9,965	9,931
ジニ係数	等価消費支出	0.242	0.252	0.259	0.248
	学校外教育支出	0.550	0.559	0.579	0.603
参考（二人以上世帯等価消費ジニ係数）		0.281	0.285	0.289	0.282

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表4はすべての学校種に在学する子どもを対象として等価消費支出と学校外教育支出の平均とジニ係数をまとめている。等価消費支出は2004年をピークとして減少に転じている。特に、2009年から2014年にかけては約6.7%減少している。この減少は、2014年4月から実施された消費税率の5%から8%への引き上げの影響を含むと考えられる¹⁹。学校外教育支出は2009年まで増加し、同年から2014年にかけてわずかに減少している。

等価消費支出のジニ係数は、2009年まで上昇の後、2014年に低下している。学校外教育支出のジニ係数は期間を通じて上昇している。学校外教育支出のジニ係数は、すべて0.55以上と高い値を示す。これは、学校外教育支出額がゼロである子どもが少なからず存在するためである。このことは、学校外教育が経常的に支出されるとは限らず季節変動の影響を受けることが一つの要因である。ただし、総務省『家計調査』によれば補習教育支出については7月、12月、3月の支出額が多く、季節変動は存在するものの、全国消費実態調査の調査月である9~11月の支出額が極端に低いわけではない²⁰。本稿で用いる学校外教育支出の分布には季節性や支出頻度の影響はあるものの、概ねその実態を反映している

¹⁸ この結果、小学生の補習教育支出はやや低く測定される。代替的な方法として、小学生については同一世帯に3歳以上の未就学児がいる子どもを計測対象から除外することも考えられる。しかしながら、調査票データに基づけば小学生の約22%から25%が同一世帯に3歳以上の未就学児がいる子どもであり、これらを除くことは貧困の量的な側面を十分に捉えられないと考えた。

¹⁹ 堀井(2015)によると、家計調査で見て前年比5%程度の減少が9月~11月時点でも観察されている。

²⁰ 3歳以上の幼児から高校生が在籍する世帯を対象として、家計調査の個票データから2014年に6か月間にわたって調査票に回答した世帯だけを抽出して、補習教育への6か月間の支出頻度を見れば、56%が頻度ゼロであった。

と考えられる。

表 5 は学校種別にみた等価消費支出額と学校外教育支出額の平均値の推移を表す。等価消費支出額は学校段階の進行に伴って増加しており、保護者の年齢の影響が窺われる。小学生の等価消費支出は 2004 年から 2009 年にかけて若干の増加がみられるものの減少傾向にある。中学生と高校生は 2004 年をピークとしてその後減少している。等価消費支出のジニ係数は学校段階の進行に伴い上昇している。また、学校種別にみれば小学生と中学生では 2009 年から 2014 年にかけて低下しているが、高校生では経年的に上昇している。

学校外教育支出は、小学校では 2009 年をピークとして 2014 年に減少している。中学生では 2004 年から 2009 年を除いて増加している。高校生では経年的に増加している。学校外教育支出のジニ係数も学校段階の進行に伴い上昇している。また、すべての学校種で 2014 年の値が計測期間を通じて最も高い値を示している。小学生と中学生では経年的に上昇しており、高校生では 2004 年にいったん低下したものの、それ以降は上昇している。

表 5 学校種別にみた 1 か月あたり支出額（単位：円）とジニ係数

			1999	2004	2009	2014
小学生	平均支出額	等価消費支出	155,346	154,591	154,865	146,065
		学校外教育支出	6,791	6,968	7,325	7,079
	ジニ係数	等価消費支出	0.224	0.228	0.239	0.224
		学校外教育支出	0.431	0.459	0.484	0.502
中学生	平均支出額	等価消費支出	178,031	178,290	173,687	163,884
		学校外教育支出	14,580	15,304	15,151	15,391
	ジニ係数	等価消費支出	0.231	0.241	0.251	0.241
		学校外教育支出	0.490	0.503	0.533	0.545
高校生	平均支出額	等価消費支出	205,742	211,236	205,333	187,762
		学校外教育支出	7,763	9,929	10,287	10,363
	ジニ係数	等価消費支出	0.251	0.264	0.270	0.270
		学校外教育支出	0.683	0.653	0.678	0.713

資料：全国消費実態調査に基づく筆者推計値

貧困線は、等価消費支出、学校外教育支出ともに中央値の 1/2 とする。等価消費支出の貧困線は子どもの有無に関わらずすべての世帯を対象に設定する方法と、子どもが属する世帯を対象にする方法が考えられる。本稿では、子どもの相対的貧困を貧困指標により推計することを目的としているので、推計対象となる子どもが属する世帯を対象として貧困線を求める。等価消費支出の貧困線は子どもの属性に関わらず同一とする。学校外教育支出は表 5 で示されるように学校種によって支出額が大きく異なるので、学校種（小学校・中学校・高等学校）ごとに設定する。これらはすべて調査年ごとに設定する。

表 6 は貧困線の推移をまとめている。等価消費支出の貧困線は経年的に低下している。この傾向は、所得ベースで見た貧困線の変化とも共通する²¹。一方、1994 年から 2009 年

²¹ 例えば、総務省「平成 26 年全国消費実態調査 所得分布等に関する結果 結果の概要」、厚生労働省「平成 28 年 国民生活基礎調査の概況」。

にかけての消費支出でみた貧困を全国消費実態調査に基づき計測した駒村・渡辺(2014)では、消費の貧困線は2004年まで上昇したのち低下したことが示されている。本稿との相違の理由として、本稿では子どもが属する世帯だけを対象として子ども数をベースに貧困線を導出しているのに対して、駒村・渡辺(2014)では単身世帯を含む総世帯を対象としていることが関係しているかもしれない。

表6 貧困線の推移

(単位:円)

		1999	2004	2009	2014
等価消費支出		78,097	77,191	75,570	71,652
学校外教育支出	小学生	2,456	2,371	2,402	2,357
	中学生	5,196	5,150	4,415	4,357
	高校生	1,470	2,105	1,969	1,699

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

学校外教育支出の貧困線は、小学生と中学生では2014年の値が最も低い。小学生においては2004年から2009年にかけて、高校生では1999年から2004年にかけて上昇しているものの、すべての学校種で概ね低下傾向が見られる。学校種間で比較すれば、表5に示されたように小学生の学校外教育支出の平均は高校生よりも小さいが、貧困線は高校生の方が低く、高校生では学校外教育支出の上位層への集中が顕著である。

4 全校種と学校種別にみた貧困指標

この節では、子ども全体を対象として貧困指標を計測するとともに、その推移を分析する。さらに、分析の基本的な単位である子どもが在学する学校種別にみた貧困指標の動向を計測する。

4.1 全校種の子どもを総合した推移

表7は子ども全体でみたFGT指標の推移である。等価消費でみた貧困率と2乗貧困ギャップ率は2009年をピークとして低下している。すなわち、2014年には消費で見た貧困の拡がりとその程度の双方が2009年と比べて改善されている。この傾向は可処分所得をベースとして子どもの貧困率を求めた『全国消費実態調査』による調査結果と定性的に同じである。学校外教育支出の貧困率は2009年まで低下した後、2014年には計測期間中で最も高い値を示している。学校外教育支出の2乗貧困ギャップ率は、2004年にいったん低下した後、上昇に転じており、貧困率と同じく2014年には計測期間中で最も高くなっている。

表8は多次元でみた指標の推移である。表中の「消費貧困∩学校外教育貧困」は等価消費と学校外教育の双方で貧困にある子どもの比率(貧困率)を表し、計測対象期間を通じて上昇している。BC-FGTも2004年に一時的な低下を示すものの2014年には計測期間中

の最高値を示しており、等価消費と学校外教育支出を併せてみた貧困の程度は高まっている。また、表7・8に基づき、等価消費支出でみて貧困にある子どものうち、学校外教育支出でみて貧困にある子どもの比率を求めれば、2014年では54% ($= (2.606/4.796) \times 100$)であった。これに対して、等価消費支出でみて貧困ではない子どものうち、学校外教育支出でみて貧困に陥っている子どもは2014年で24% ($= [(25.264 - 2.606)/(100 - 4.796)] \times 100$)であり、経済的に貧困にある子どもの値を大きく下回っている。

表7 子どもの貧困指標（すべての学校種）

(単位：%)

		等価消費支出				学校外教育支出			
		1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
貧困率	FGT(0)	4.747	4.972	5.216	4.796	23.671	23.404	23.282	25.264
² 乗貧困 ギャップ率	FGT(2)	0.239	0.239	0.286	0.239	10.056	9.662	10.674	11.911

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表8 多次元の貧困指標（すべての学校種）

(単位：%)

消費貧困∩学校外教育貧困				BC-FGT			
1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
2.086	2.393	2.589	2.606	0.701	0.687	0.782	0.798

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

4.2 学校種別で見た貧困指標の推移

表9は子どもが在学する学校種別にみた貧困率と2乗貧困ギャップ率である²²。ここから等価消費支出の貧困率は学校段階の進行とともに低下することがわかる。等価消費支出の貧困線はすべての子どもについて同一であるから、このことは平均等価支出額が学校段階の進行に伴って増加すること(表5)を反映している。2乗貧困ギャップ率も2014年の高校生を除いて同じ傾向を示す。

学校外教育支出の貧困指標は、2004年の貧困率を除いて学校段階の進行とともに上昇する。このことは、学年の進行とともに受験準備となる補習教育のウェイトが高まることが影響している。特に、高校生では、卒業後の進路に応じて補習教育への需要が異なるため、その二極化が他の学校種よりも顕著であり、貧困指標の値が高くなる。

学校種ごとに貧困指標の時系列推移をみると、小学生では、等価消費でみた貧困率は2004年をピークに低下しているが、2乗貧困ギャップ率は2009年まで上昇している。すなわち、2004年から2009年にかけて貧困に陥る子どもの割合は低下したがその深刻度は上昇した。ただし、いずれも2014年には低下している。学校外教育支出では、2004年を除いて貧困率と2乗貧困ギャップ率の双方が経年的に上昇しており、量的、質的の双方で

²² 補論2.1も併せて参照されたい。

みた貧困が進行している。

中学生の等価消費で見た貧困率は 2009 年をピークとして 2014 年には低下している。2 乗貧困ギャップ率は上下しており、特に 2009 年に大きく上昇した後、2014 年には再び低下している。学校外教育支出の貧困率は 2004 年から 2009 年にかけて低下している。一方で 2 乗貧困ギャップ率は一貫して上昇している。

高校生では、他の校種とは異なり、等価消費の貧困率と 2 乗貧困ギャップ率が一貫して上昇している。特に他の学校種では両指標が低下している 2009 年から 2014 年においても双方が上昇している²³。学校外教育支出の貧困指標は 1999 年から 2004 年にかけて低下した後、再び上昇しており、2014 年の値は推計対象期間の中で最も高い。

表 9 学校種別にみた子どもの貧困指標 (単位：%)

		等価消費支出				学校外教育支出			
		1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
小学生	FGT(0)	6.207	6.407	6.352	5.493	15.746	15.479	16.089	19.259
	FGT(2)	3.074	3.141	3.239	2.755	4.732	5.059	5.937	7.555
中学生	FGT(0)	3.785	3.907	4.863	4.396	30.475	32.015	29.346	29.442
	FGT(2)	2.018	1.685	3.133	1.851	10.691	10.710	11.396	12.047
高校生	FGT(0)	2.804	3.033	3.062	3.706	32.573	31.326	32.807	33.889
	FGT(2)	1.408	1.529	1.713	2.169	20.141	18.298	20.453	21.217

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値。

表 10 学校種別にみた多次元貧困指標 (単位：%)

	消費貧困∩学校外教育貧困				BC-FGT			
	1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
小学生	1.974	2.241	2.420	2.334	0.84	0.96	1.16	1.44
中学生	2.612	2.934	3.470	2.967	1.84	1.82	2.20	2.26
高校生	1.764	2.162	2.022	2.815	4.21	3.82	4.30	4.47

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表 10 は学校種別にみた多次元貧困指標の推移である。消費と学校外教育支出の双方で貧困に陥る子どもの割合は、高校生を除いて 2009 年をピークとして 2014 年には低下している。表 9 と 10 より、等価消費支出でみて貧困にある生徒のうち、学校外教育支出でみても貧困にある子どもの比率を求めれば、2014 年の小学生は 42%、中学生は 67%、高校生は 76%であり、学校段階の進行とともに上昇がみられる。受験準備が大きなウェイトを占め

²³ このことは、2010 年度より始まったいわゆる高等学校の授業料無償化の影響があるかもしれない。すなわち、授業料無償化によって従来では進学を断念していた貧困層の進学機会が拡大した結果、高校生の貧困率が上昇するとともに、有償の学校外教育を享受する機会はなおも制限されるためにグループ内効果も上昇した可能性がある。ただし、文部科学省『学校基本調査』によれば、授業料無償化直前の 2009 年度における高校等への進学率は 97.9%であり、2014 年度ではこれが 98.4%であったので、進学者数の変化だけでこの変化を説明することはできない。

る中学生や高校生では、経済的な要因により教育サービスの享受を制限される生徒の割合が高い。BC-FGT は学校段階の進行に伴い上昇している。また、1999 年から 2004 年にかけての中学生と高校生を除き、経年的に上昇しており、経済的な貧困と学校外教育における貧困の連関が強まっている。

4.3 2乗貧困ギャップ率の要因分解

図2は2乗貧困ギャップ率 (FGT(2)) の時系列的な変化の要因分解を示す。図2aより、等価消費支出の変化をみれば、1999年から2004年にかけて支出効果が微小であることと格差効果が正であることより、中・下位層の支出減少と上位層の支出増が生じていたことがわかる。中位層の支出減により貧困線が低下した結果、貧困線効果が負となり、格差効果と貧困線効果が相殺されて FGT(2)にはほぼ変化が見られない。2004年から2009年にかけては、(支出効果+貧困線効果)が負であることから、中・下位層での支出の減少が大きいことがわかり、その結果、格差効果が正となり FGT(2)が上昇している。2009年から2014年では、支出効果と貧困線効果の合計が微小であり、支出効果が正であることと併せて、すべての階層で支出の減少が生じていることがわかる。さらに、格差効果が負なので、下位層よりも上位層で支出減少が大きく、FGT(2)が低下したと考えられる。

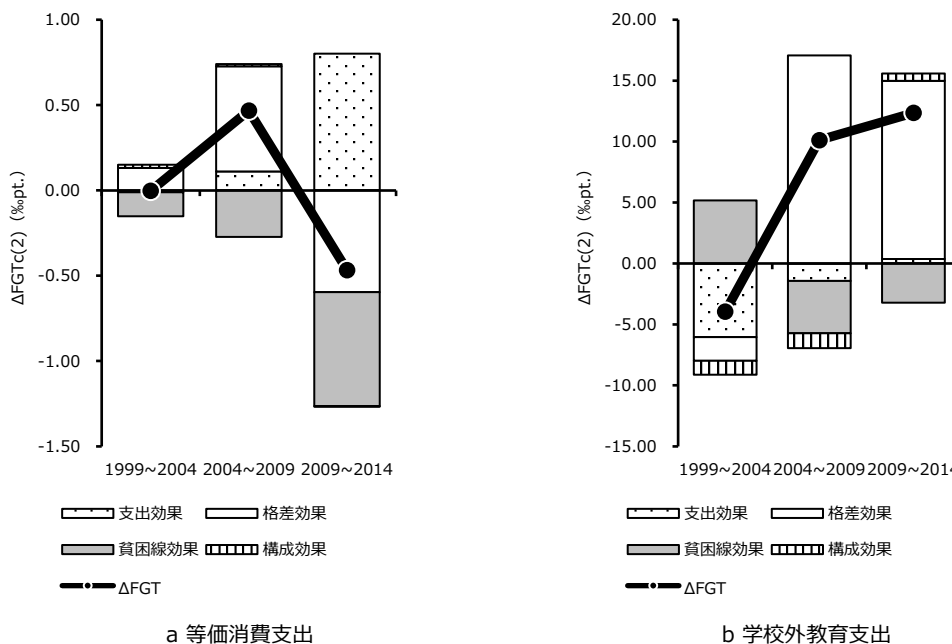


図2 全校種でみた2乗貧困ギャップ率の変化の要因分解

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

図2bより学校外教育支出の変化をみれば、1999年から2004年にかけては、(支出効果+貧困線効果)が負であり、すべての階層で支出が増加していることがわかる。加えて格

差効果も FGT(2)を引き下げる方向に作用している。また、構成効果が負値であることは、元来 FGT(2)が高い高校生の構成比が低下したことを示す。2004年から2009年においては、貧困線効果が負、格差効果が正であり、中・下位層の支出が減少したと考えられる。同時に、支出効果は負であり上位層の支出が増加していることが示唆され、その結果、格差効果が支配的となり、FGT(2)が上昇している。2009年から2014年にかけては、支出効果はほぼゼロであり、貧困線効果が負なので、中・下位層の支出減と上位層の支出増が同時に生じたことがわかる。これらのことより、ローレンツ曲線が下方に膨らみ、格差効果によってFGT(2)指標が上昇している。

ここまで、FGT指標やBC-FGT指標を用いて子どもの貧困を計測してきた。この結果、とりわけ学校外教育支出において貧困が拡大していること、また、その要因として格差効果が大きく影響していることがわかった。

5. 子どもが属する世帯の子ども数別にみた子どもの貧困

5.1 子どもの数別で見た貧困指標の推移

本節では、計測対象となる子どもが属する世帯における子どもの数（以下、たんに「子ども数」と言う）別に貧困指標を計測する。計測にあたっては、子どもが属する世帯を、子ども数1人（単子世帯）、子ども数2人、子ども数3人以上（多子世帯）に類型化する。世帯の子ども数には未就学児も含めて考えるが、大学生は含まない。

表11は各計測年における世帯属性別の子どもの構成比を表している。単子世帯に属する子どもの構成比が上昇するとともに、多子世帯に属する子どもの構成比は低下していることがわかる。

表11 子ども数別にみた計測対象となる子どもの構成比（単位：％）

	1999	2004	2009	2014
子ども数1人	17.24	19.34	20.96	21.68
子ども数2人	48.78	49.81	50.87	50.16
子ども数3人以上	33.99	30.85	28.17	28.16

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表12は、類型別の等価消費支出額と学校外教育支出額の平均値とジニ係数をまとめている。子どもあたり等価消費支出は、すべての計測年において、子ども数が増えるほど減少する。すなわち、多子世帯の子どもは平均的にみて貧しい。また、子どもあたり教育支出も、すべての計測年において、子ども数が増えるほど減少しており、単子世帯の子どもは平均的にみてより多くの学校外教育を享受している。加えて、単子世帯の学校外教育支出額の平均値は計測期間を通じて増加している。ジニ係数は等価消費支出、学校外教育支出とも子ども数1人世帯に属する子どもにおいて最も高い。

表 12 子ども数別にみた 1 か月あたり支出額（単位：円）とジニ係数

子ども数			1999	2004	2009	2014
1 人	平均支出額	等価消費支出	210,691	209,510	200,821	187,103
		学校外教育支出	10,108	11,668	11,807	12,507
	ジニ係数	等価消費支出	0.274	0.284	0.293	0.281
		学校外教育支出	0.657	0.634	0.633	0.677
2 人	平均支出額	等価消費支出	173,356	171,356	169,314	156,350
		学校外教育支出	9,709	10,068	10,342	10,143
	ジニ係数	等価消費支出	0.228	0.240	0.244	0.230
		学校外教育支出	0.529	0.536	0.562	0.574
3 人以上	平均支出額	等価消費支出	155,075	156,546	152,892	146,991
		学校外教育支出	7,509	8,019	7,914	7,568
	ジニ係数	等価消費支出	0.222	0.225	0.236	0.232
		学校外教育支出	0.497	0.519	0.538	0.556

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表 13 は、等価消費支出と学校外教育支出のそれぞれについて、子ども数別の貧困率と 2 乗貧困ギャップ率を表す。等価消費支出でみた貧困率は、子ども数 3 人以上の世帯に属する子どもが最も高い。すなわち、多子世帯の子どもは平均的にみても貧困率でみても貧しいと言える。また、等価消費の 2 乗貧困ギャップ率は、2004 年を除いて子ども数 2 人世帯に属する子どもの値が最も低く、子ども数に関して V 字型を示す。

学校外教育支出の貧困率は子ども数に関して V 字型を示しており、子ども数 1 人世帯に属する子どもの値が最も高い。2 乗貧困ギャップ率も子ども数 1 人世帯が最も高く、1999 年と 2004 年では子ども数の増加とともに減少しており、2009 年以降は子ども数に関して V 字型を示す。

学校外教育支出の貧困指標を時系列的にみれば、子ども数 3 人以上世帯の貧困率と 2 乗貧困ギャップ率が経年的に上昇している。この意味で多子世帯の子どもの学校外教育支出における貧困はその程度を強めてきたと言える。一方、その他の世帯では、1999 年から 2004 年にかけての低下と、2009 年から 2014 年にかけての上昇が共通してみられる。

表 13 子ども数別にみた子どもの貧困指標

(単位：%)

子ども数		等価消費支出				学校外教育支出			
		1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
1 人	FGT(0)	4.435	3.456	4.614	4.522	35.527	31.119	30.050	32.481
	FGT(2)	0.270	0.181	0.289	0.252	22.118	19.627	19.648	20.686
2 人	FGT(0)	3.897	4.980	4.666	4.453	20.283	20.182	19.858	21.450
	FGT(2)	0.210	0.220	0.229	0.232	8.032	7.346	8.276	8.960
3 人以上	FGT(0)	6.126	5.909	6.658	5.618	22.520	23.770	24.429	26.499
	FGT(2)	0.266	0.305	0.386	0.241	6.844	7.154	8.326	10.409

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表 14 は世帯の子ども数別にみた多次元の貧困指標である。等価消費支出と学校外教育支出の双方で貧困にある子どもは、2004 年を除けば子ども数 1 人世帯と子ども数 3 人以上世帯において多い。BC-FGT でみると子ども 1 人世帯に属する指標が際立って高い。

表 14 子ども数別にみた多次元貧困指標 (単位：%)

子ども数	消費貧困∩学校外教育貧困				BC-FGT			
	1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
1 人	2.652	2.125	2.486	3.465	1.307	1.104	1.203	1.237
2 人	1.600	2.239	2.104	2.246	0.576	0.559	0.610	0.649
3 人以上	2.497	2.811	3.543	2.585	0.573	0.634	0.780	0.723

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値

このように、子ども数 3 人以上世帯に属する子どもは、等価消費支出、学校外教育支出ともに平均的な支出額が低く、貧困率や 2 乗貧困ギャップ率でも子ども数 2 人世帯よりも貧困にある。一方、子ども数 1 人世帯に属する子どもは、平均的な消費支出額や学校外教育支出は大きいものの、貧困指標が必ずしも低いわけではない。すなわち、子ども数 1 人世帯では消費支出や学校外教育支出のばらつきが大きい。

ただし、各類型に属する子どもが在学する学校種の構成には違いがある。本稿での子ども数は高等学校卒業後の子どもを除いて定義している。たとえば、子どもを 2 人以上持つ世帯に属する末子である高校生は、子ども数 1 人世帯に属する子どもとして類型化される。したがって、子ども数 1 人世帯では他の類型と比較して高校生の構成比が高くなる。たとえば、2014 年では子ども 2 人世帯と 3 人以上世帯に属する子どものうち高校生が占める割合は、それぞれ 15%と 21%であるのに対して、子ども 1 人世帯では 46%が高校生である。したがって、特に学校外教育支出の貧困を考える際には、子どもが在学する学校種の違いを考慮せねばならない。

表 15 子ども数×学校種別にみた子どもの学校外教育支出の貧困指標 (単位：%)

子ども数		小学生				中学生				高校生			
		1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
1 人	FGT(0)	9.297	13.477	13.883	14.501	25.240	29.051	24.825	28.971	51.133	42.196	43.714	46.217
	FGT(2)	5.321	7.242	7.463	7.965	11.937	13.650	13.836	14.927	33.576	29.381	30.837	32.022
2 人	FGT(0)	14.191	13.877	14.486	17.649	29.423	29.945	27.552	27.071	23.794	25.072	25.235	24.659
	FGT(2)	4.134	4.114	5.089	6.220	10.783	10.057	10.466	10.542	14.310	12.794	14.826	14.564
3 人以上	FGT(0)	19.029	18.479	19.660	23.668	34.347	36.937	35.620	34.166	16.132	22.324	24.610	25.238
	FGT(2)	5.374	5.809	6.757	9.520	10.008	10.190	11.547	12.799	7.218	7.302	9.158	10.047

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表 15 は、子どもが在学する学校種別と世帯の子ども数で類型化した学校外教育支出の貧困指標を表す²⁴。ここから明らかなように、小学生と中学生の貧困率 (FGT(0)) は、2014

²⁴ 補論 2.2 も併せて参照されたい。

年の中学生を除いて子ども数の増加と共に上昇している。これに対して、高校生では 2014 年を除いて子ども数の増加とともに低下している。したがって、表 13 で示された学校外教育支出の FGT(0)における V 字型の関係は、子ども 1 人世帯では高校生の構成比が高く、その動向が全体に強く影響するためだと言える。

一方、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率 (FGT(2)) を比べれば、小学生と中学生では、2014 年の中学生を除いて世帯の子ども数に関して V 字型の関係が観察され、高校生では子ども数の増加とともに FGT(2)が低下している。したがって、貧困層内の貧困の深刻度を考慮すれば、学校種ごとにみても単子世帯に属する子どもの貧困が高いことがわかる。

5.2 2 乗貧困ギャップ率の変化の要因分解

子ども数別にみた 2 乗貧困ギャップ率の要因分解を考える。図 3 は、各類型別の等価消費支出に関する加重された 2 乗貧困ギャップ率の変化、 $\Delta(\beta_k P_{k2})$ 、を要因分解した結果である。(5)式のように、これらの値をすべて集計すれば図 2 a で表される全体の変化を得る。

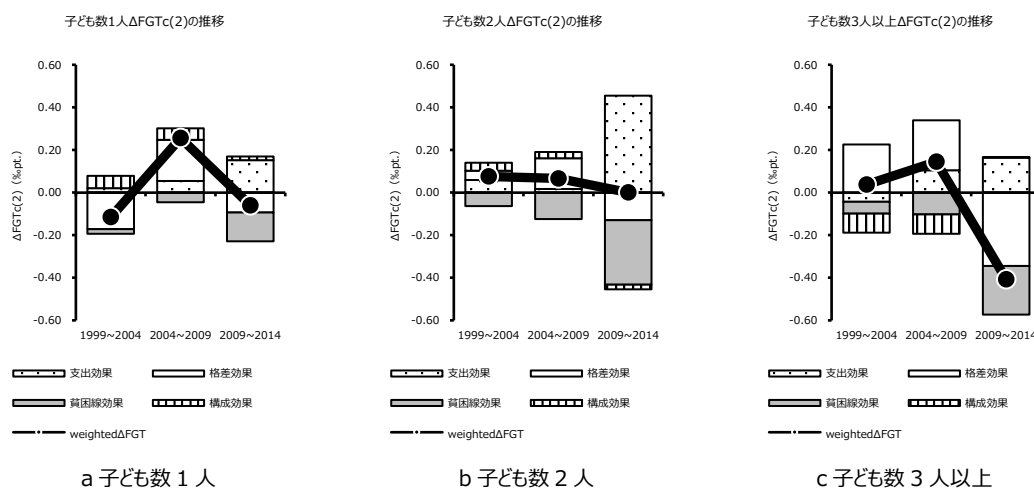


図 3 子ども数別にみた等価消費支出の加重 FGT(2)の変化に関する要因分解
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

1999 年から 2004 年にかけて、子ども数 1 人世帯に属する子どもでは FGT(2)の改善が見られたが、その他世帯では悪化したため、図 2 a のように全体の FGT(2)に大きな変化はなかった。子ども数 1 人世帯では、支出効果と貧困線効果の絶対値は小さく、支出額でみた上位層の支出減と下位層の支出増により格差効果が負となり FGT(2)が改善されている。

2004 年から 2009 年では、すべての類型で FGT(2)が上昇している。支出効果と格差効果がともに正、貧困線効果が負であることも類型間で共通する。子ども数 1 人世帯と 3 人以上世帯では、正の支出効果と負の貧困線効果がほぼ相殺する形で発生しており、中・下位層の支出減が示唆される。この結果、格差効果が正となり、FGT(2)が上昇している。子ども数 2 人世帯では、支出効果が微小、格差効果が正、貧困線効果が負なので、中・下

位層の支出減と上位層の支出増を通じて FGT(2)が上昇している。

2009 年から 2014 年にかけては、子ども数 3 人以上世帯の動向が全体の变化を特徴づけている。同世帯では、貧困線効果が負であり、中・下位の支出減が示唆される。一方、支出効果が正であるとともに格差効果が負であることより、上位層の支出減少が大きいことが窺われる。他の類型でも定性的に同様の傾向が観察される。

図 4 は学校外教育支出に関する 2 乗貧困ギャップ率の変化を要因分解したものである。1999 年から 2004 年にかけての変化では、子ども数 1 人世帯と 2 人世帯では傾向が共通する。どちらも支出効果が負であることと貧困線効果が正であることから、支出額でみた中・下位層の支出額の増加が窺われ、格差効果が負となっている。子ども数 3 人以上世帯の支出効果は負であるが、貧困線効果の絶対値は小さく、格差効果が正であることから主として上位層で支出が増えていることがわかる。この結果、構成効果を除いた FGT(2)の値は上昇している。

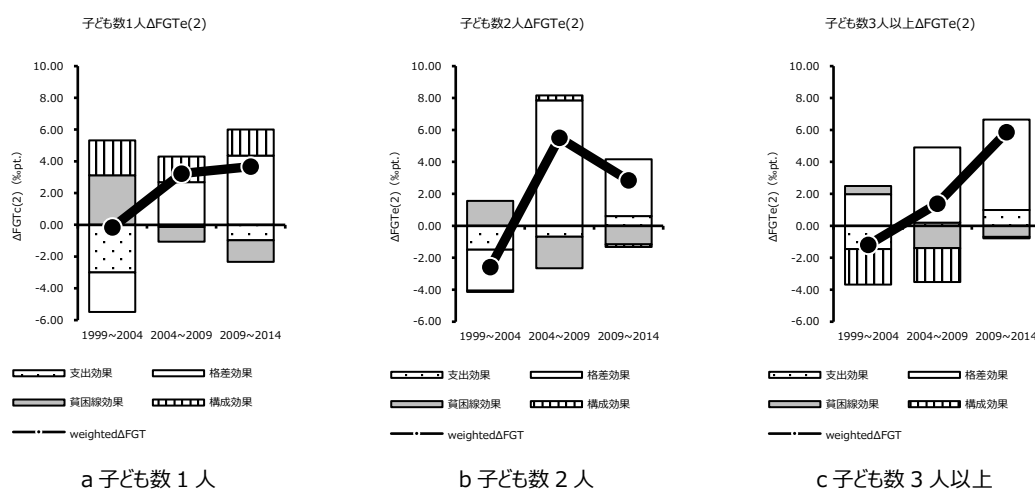


図 4 子ども数別にみた学校外教育支出の加重 FGT(2)の変化に関する要因分解
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

2004 年から 2009 年にかけては、すべての類型で格差効果が正であり、このことが主な要因となって FGT(2)が上昇している。子ども数 1 人世帯では支出効果はほぼゼロであり、貧困線効果が負なので、中位～下位層における支出額の減少とこれを相殺する形で上位層の支出増が生じている。子ども数 2 人世帯では支出効果が負であり、平均支出額は増えているものの、貧困線効果も負であり中・下位層の支出は減少している。その結果、格差効果が大きな値を示している。子ども 3 人世帯においてもこの傾向は共通する。

2009 から 2014 年にかけては、子ども数 1 人世帯では支出の二極化が進行している。支出効果が負なので、平均的な支出額は増加したものの、貧困線効果も負であり中位～下位層の支出が減少している。したがって、平均支出額の増加は上位層の増加に起因することがわかる。この結果、格差効果が正となり FGT(2)が上昇している。その他の類型では平

均支出額が減少する中で格差が拡大している。

6 ひとり親世帯における子どもの貧困

6.1 ひとり親世帯における子どもの貧困指標の推移

本節では、ひとり親世帯とその他の世帯に属する子どもの貧困を考える。ここでは17歳以下の世帯員を除いた世帯員数が1名である世帯をひとり親世帯とした。表16はひとり親世帯とその他の世帯に属する子どもの構成比を表す。

表17はひとり親世帯に属する子どもの等価消費支出と学校外教育支出をその他の子どもと比較している。容易に予想されるように、それぞれの平均支出額はひとり親世帯においてより少ない。一方でジニ係数はひとり親世帯において高く、ひとり親世帯に属する子ども間の格差はその他の世帯に属する子ども間の格差よりも大きい。

表16 ひとり親世帯とその他の世帯に属する子どもの構成比（単位：％）

	1999	2004	2009	2014
ひとり親	3.506	4.278	6.237	5.475
その他	96.494	95.722	93.763	94.525

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表17 1か月あたり支出額（単位：円）とジニ係数（ひとり親世帯に属する子どもとその他世帯に属する子ども）

			1999	2004	2009	2014
ひとり親	平均支出額	等価消費支出	152,919	146,716	145,068	145,141
		学校外教育支出	8,073	8,168	7,923	9,273
	ジニ係数	等価消費支出	0.288	0.274	0.276	0.269
		学校外教育支出	0.587	0.580	0.634	0.650
その他	平均支出額	等価消費支出	174,330	175,393	173,039	161,266
		学校外教育支出	9,065	9,816	10,101	9,969
	ジニ係数	等価消費支出	0.240	0.250	0.256	0.246
		学校外教育支出	0.549	0.558	0.575	0.600

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

ただし、直近の計測年である2014年では、ひとり親世帯とその他世帯の平均支出額でみた差異は縮小している。等価消費支出額では、その他世帯に属する子どもの等価消費支出額が減少する一方、ひとり親世帯に属する子どもについては微小な変化に留まっている。学校外教育支出では、ひとり親世帯に属する子どもでは増加する一方、その他世帯に属する子どもの学校外教育支出の変化は微小にとどまっている。

表18はFGT指標の推移を表す²⁵。ひとり親世帯に属する子どもの等価消費支出でみた貧困率は経年的に低下している。2乗貧困ギャップ率は、2004年に上昇したもののそれ以

²⁵ 補論2.3も併せて参照されたい。

降は再び低下しており、2014年には計測期間中で最低の値を示している。ひとり親世帯に属する子どもの学校外教育支出でみた貧困率と2乗貧困ギャップ率は上下を繰り返している。また、2009年から2014年にかけて、ひとり親世帯に属する子どもの学校外教育支出に関する貧困指標が低下しているのに対して、その他では上昇している。

表18 ひとり親世帯とその他の世帯のFGT指標の推移 (単位：%)

		等価消費支出				学校外教育支出			
		1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
ひとり親	FGT(0)	14.519	13.951	13.231	10.183	34.376	33.149	38.086	36.435
	FGT(2)	0.682	0.790	0.605	0.480	16.244	16.203	21.284	19.468
その他	FGT(0)	4.392	4.571	4.683	4.484	23.282	22.969	22.298	24.617
	FGT(2)	0.223	0.214	0.265	0.225	9.831	9.370	9.968	11.473

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

表19は多次元の貧困指標の推移をまとめている。ひとり親世帯に属する子どものうち、等価消費支出と学校外教育支出の双方で貧困にある子どもの比率は2004年に一時的に上昇したものの、それ以降は低下している。一方、その他世帯において双方が貧困にある子どもでは経年的に上昇している。表18と19より、等価消費支出でみて貧困にある子どものうち、学校外教育でみても貧困である子どもの比率は、2014年のひとり親世帯に属する子どもでは76%、その他世帯に属する子どもでは52%であり、ひとり親世帯の子どもにおいて生活水準と学校外教育の連関が強い。BC-FGT指標をみてもひとり親世帯に属する子どもの値が高い。ただし、ひとり親世帯の子どものBC-FGTは2009年まで上昇の後、2014年には計測対象期間中の最小値まで低下している。対照的に、その他世帯では2004年に一時的に低下したものの2014年には計測対象期間中の最高値を示している。

表19 ひとり親世帯とその他世帯の多次元貧困指標の推移 (単位：%)

	消費貧困∩学校外教育貧困				BC-FGT			
	1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
ひとり親	8.323	8.899	8.850	7.705	1.465	1.557	1.633	1.427
その他	1.859	2.103	2.173	2.310	0.673	0.648	0.726	0.761

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

6.2 2乗貧困ギャップ率の要因分解

貧困指標の時系列的な変化を要因分解する。その他世帯に属する子どもの動向は全体の動向と類似するので、以下ではひとり親世帯に属する子どもを中心に考える。

図5は等価消費支出に関するFGT(2)の要因分解である。1999年から2004年にかけて、ひとり親世帯に属する子どもでは、平均支出額の減少が貧困指標の悪化の主たる要因であった。貧困線効果と格差効果がともに負なので、平均支出額の減少が支出額のみならず、上位層で顕著であったことがわかる。構成効果は正であり、ひとり親世帯に属する子どもの

増加が全体の FGT(2)を上昇させていた。2004 年から 2009 年にかけては、ひとり親世帯に属する子どもの格差効果と貧困線効果がともに負であり、支出効果は微小であることから、中・上位層の支出額が減少して下位層の支出額が増加したことが窺われる。この結果、ひとり親世帯の子どもの FGT(2)は改善されているが、構成効果が全体の FGT 指標を引き上げる方向に作用している。2009 年から 2014 年にかけて、ひとり親世帯に属する子どもでは、支出効果、格差効果に比べて貧困線効果の絶対値が大きいことより、中位層の支出額が減少している。また、ひとり親世帯に属する子どもが相対的に減少したため、全体の FGT(2)を引き下げる方向にはたらいっている。

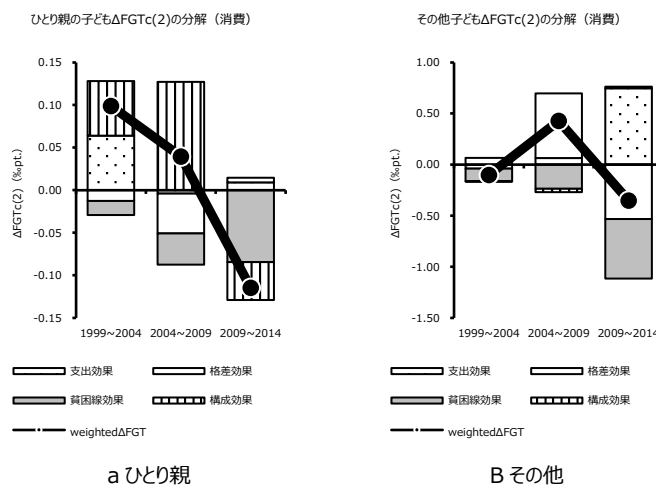


図 5 ひとり親世帯に属する子どもとその他の子どもの等価消費支出の FGT(2)の変化に関する要因分解
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

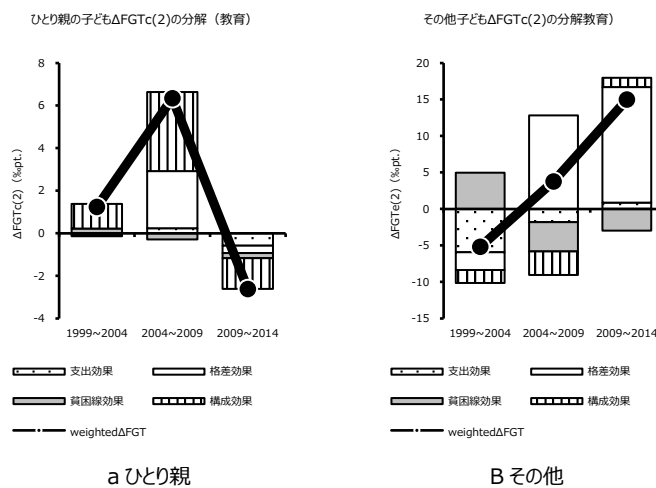


図 6 ひとり親世帯に属する子どもとその他の子どもの学校外教育支出の FGT(2)の変化に関する要因分解
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

図6は学校外教育支出の変化を要因分解したものである。1999年から2004年にかけては、ひとり親世帯に属する子どもの貧困線効果が正、格差効果は負であり、支出額でみた中・下位層の支出が増加している。ただし、そのインパクトは小さく、構成効果が全体の变化に影響を与えている。2004年から2009年にかけても、ひとり親世帯に属する子どもの支出効果は正、貧困線効果は負であるがその絶対値は小さい。一方で、格差効果は正であり、下位層における支出の減少と上位層における増加が生じていたと考えられる。また、構成効果が大きく全体のFGT(2)の上昇に寄与している。2009年から2014年にかけては、ひとり親世帯に属する子どもの支出効果が負であり、子どもあたり学校外教育支出は増加している。同時に貧困線効果と格差効果がともに負であることから、上・中位層の支出が減少する一方、下位層で増加していることが窺われる。また、ひとり親世帯に属する子どもの構成比が低下していることが全体のFGT(2)の低下に大きく寄与している。

6 おわりに

本稿では『全国消費実態調査』の調査票データを用いて、小学校、中学校、高等学校に在学する子どもの貧困率を、等価消費支出と学校外教育支出の両面から、1999年から2014年の15年間、4回の調査に基づき計測した。計測の結果と含意は以下でまとめられる。

第一に、計測対象とした子ども全体を対象として貧困指標を計測した結果、等価消費支出の貧困率と2乗貧困ギャップ率はともに2009年をピークとした上昇傾向から2014年には低下に転じていた。対照的に、学校外教育支出の貧困率は2009年を底として、それまでの低下傾向から上昇に転じていた。また学校外教育支出の2乗貧困ギャップ率は2004年を底として、低下から上昇に転じていた。

このことは、生活水準でみた貧困と学校外教育サービスからみた貧困が時系列的に連動していないことを意味するが、両者が関連していないわけではない。分析では、等価消費支出でみて貧困にある子どものうち、学校外教育支出でみても貧困にある子どもの比率は、等価消費支出でみて貧困でない子どもにおける比率よりも高いことが示された。さらに、計測期間を通じて等価消費支出と学校外教育支出の双方でみて貧困にある子どもの比率は高まっており、FGT指標を多変量に拡張したBC-FGT指標でみても2004年以降、上昇傾向が計測された。これらのことより、生活水準における貧困と教育における貧困の関係を考えることは、今日的な重要性を持つことが改めて確認できた。

第二に、2乗貧困ギャップ率の変化を要因分解した結果、学校外教育支出においては2004年以降、格差効果が支配的となってその上昇をもたらしたことが明らかとなった。すなわち、学校外教育支出においては中・下位層の支出減少と上位層における支出増加と言

う意味で、二極分化が生じている。このような二極化は保護者や児童・生徒の選好に起因する部分と経済的な貧困に起因する部分の両面が存在すると考えられる。学校外教育に対する支援を、どのような理念と目標の下で構築していくかが改めて問われている。

第三に、子どもが在学する学校種別に貧困の状況を計測した結果、学校外教育支出でみた貧困指標は一部を除いて学校段階の進行とともに上昇する傾向が明らかとなった。このことは、学齢を重ねるにつれて進路選択の多様性が生ずる結果とも理解できる。同時に、消費支出でみた貧困にある子どものうち、学校外教育支出でみても貧困な子どもの比率は学校段階と共に上昇しており、中学校や高等学校における上級学校への進路選択が経済的な貧困により制約されていることを示唆する。

第四として、子どもが属する世帯の子ども数別に貧困指標を計測した結果、等価消費支出でみた貧困率は、多子世帯に属する子どもにおいて高い値を示すことが明らかとなった。加えて、多子世帯の学校外教育支出の貧困指標は経年的に上昇していた。このことは多子世帯への経済的支援の必要性を示唆する。同時に、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率をみれば、一部の計測年を除いて単子世帯の値が多子世帯と共に高い傾向が観察された。加えて、単子世帯の子どもあたり学校外教育支出額は経年的に増加しており、単子世帯では子どもへの教育支出を厭わない層とそれ以外の層の分化が進んでいることが示唆される。このことは、多子世帯への支援と同時に、単子世帯に属する子どもについても支援のあり方を検討すべきであることを示唆する。

最後に、ひとり親世帯に属する子どもの貧困を其他世帯と比較した。その結果、ひとり親世帯の子どもの貧困率は等価消費支出でみても学校外教育支出でみても其他の世帯よりも高かった。ただし、ひとり親世帯の子どもの等価消費支出でみた貧困率は経年的に低下している。さらに、学校外教育支出の貧困指標について、直近の 2009 年から 2014 年にかけてひとり親世帯の子どもでは低下したが、其他の子どもでは上昇した。このことはひとり親世帯をターゲットとした 2009 年以降の政策が一定の効果を有していた可能性を示唆する。

本稿で明らかとなった貧困の構造や時系列的な動態の中には、現在もその傾向を強めつつ進行しているものがあり、今後の動向に注意が必要である。学校教育に対する経済的支援は拡充されてきたものの、学校外教育への支援は今なお限定的であり、貧困が学校外教育を享受する機会を制限する可能性はなおも存在する。単子世帯の子どもの増加は子ども間での格差や貧困を広げる可能性がある。ひとり親世帯への支援は子どもの貧困を緩和していることが窺われるが、依然として其他の世帯とレベルで見た差異が存在する。

本稿ではデータの比較可能性ゆえに 2014 年までの期間に焦点をあてたが、直近の動向も含めた分析も必要であろう。『全国家計構造調査』の 2019 年調査では、全体の貧困率が 2014 年と比較して低下したものの、子どもの貧困率は 2014 年と比較して上昇したことが示されている。他方で、直近の『国民生活基礎調査』では 2021 年の子どもの貧困率は 2018 年と比較して低下したことが報告されている。直近における子どもの貧困の動向を踏

まえた学校外教育支出に関する貧困については、他日を期して論じたい。

謝辞 本稿は 2023 年 10 月に開催された日本財政学会第 80 回大会（九州大学）における報告の一部を加筆・修正したものである。討論者の浦川邦夫先生（九州大学）、座長の宮錦三樹先生（中央大学）並びに分科会参加者から有益なコメントを頂いたことに感謝いたします。もちろん、ありうべき過誤は筆者の責に帰する。本研究は JSPS 科研費（21K01531）の助成を受けた。

補論1 FGT 指標の分解

子どもが在学する学校種別に求めた FGT 指標を支出効果, 格差効果, 貧困線効果に分解する方法を述べる. ここでの導出は, 徳富・浦川(2018), Kakwani (2000), Son(2003)に従う. 本文では, サブグループ k に属し, 学校種 S に在学する子どもの t 年次における FGT 指標を $P_{Sk\alpha(t)}$ と表していたが, ここでは記法の単純化のために, たんに $P_{\alpha(t)}$ と書く. さしあたり, 構成効果は省略する. t 年次の FGT 指標は, 平均支出額 (μ_t), 貧困線 (z_t), ローレンツ関数 (L_t) によって定まるので, これを

$$P_{\alpha(t)} = P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_t),$$

と表す. すると, t 年次から s 年次にかけての FGT 指標の変化は以下のように表される.

$$\Delta P_{\alpha} = P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_s) - P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_t).$$

まず, 他の事情は等しいとして平均支出額だけが変化したときの FGT 指標の変化を考える. このために, s 年次と t 年次の貧困線とローレンツ関数についてあり得る組み合わせを考え, それぞれについて平均支出額だけが変化した値を求めて平均値をとる. すなわち,

$$I(\mu_t) = \frac{1}{4} [P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_t) + P_{\alpha}(\mu_t, z_s, L_t) + P_{\alpha}(\mu_t, z_s, L_s) + P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_s)],$$

$$I(\mu_s) = \frac{1}{4} [P_{\alpha}(\mu_s, z_t, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_s) + P_{\alpha}(\mu_s, z_t, L_s)],$$

として, 上式の差をとることで, 支出効果 $\Delta P_{\alpha\mu}$ が以下のように求められる.

$$\Delta P_{\alpha\mu} = I(\mu_s) - I(\mu_t).$$

次に, ローレンツ関数だけが変化したことによる効果も, s 年次と t 年次の平均支出額と貧困線についてあり得る組み合わせを考えて,

$$E(L_t) = \frac{1}{4} [P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_t) + P_{\alpha}(\mu_t, z_s, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_t, L_t)],$$

$$E(L_s) = \frac{1}{4} [P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_s) + P_{\alpha}(\mu_t, z_s, L_s) + P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_s) + P_{\alpha}(\mu_s, z_t, L_s)],$$

として, 格差効果を以下のように求めることができる.

$$\Delta P_{\alpha L} = E(L_s) - E(L_t).$$

貧困線効果は,

$$V(z_t) = \frac{1}{2} [P_{\alpha}(\mu_t, z_t, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_t, L_s)],$$

$$V(z_s) = \frac{1}{2} [P_{\alpha}(\mu_t, z_s, L_t) + P_{\alpha}(\mu_s, z_s, L_s)],$$

として, 以下のように表される.

$$\Delta P_{\alpha z} = V(z_s) - V(z_t).$$

これらを合計して, FGT 指標の変化が, 以下のように求められる.

$$\Delta P_{\alpha} = \Delta P_{\alpha\mu} + \Delta P_{\alpha L} + \Delta P_{\alpha z}.$$

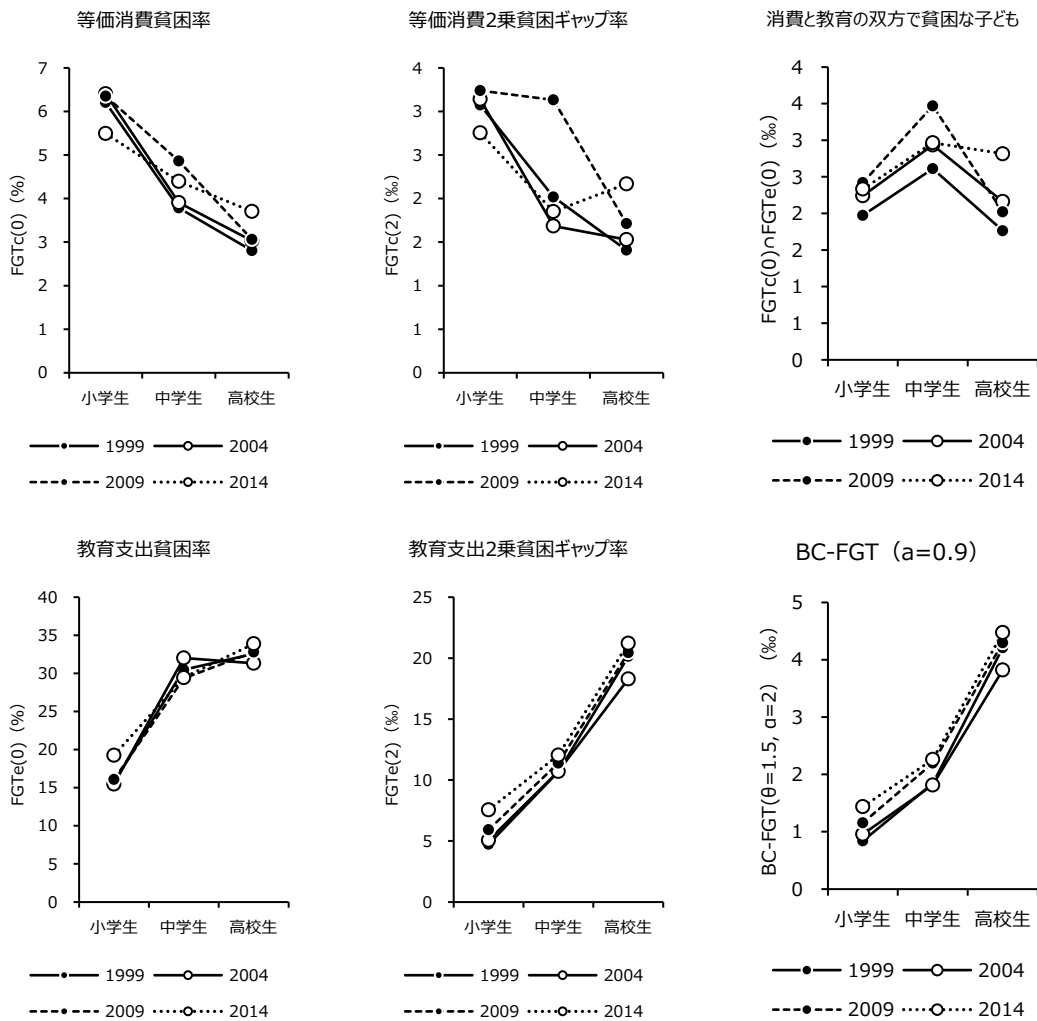
さらに、構成効果を含めて考えれば、以下のようなになる。

$$\Delta(\beta P_{\alpha}) = \beta_s P_{\alpha(s)} - \beta_t P_{\alpha(t)} = \frac{\beta_s + \beta_t}{2} (P_{\alpha(s)} - P_{\alpha(t)}) + \frac{P_{\alpha(s)} + P_{\alpha(t)}}{2} (\beta_s - \beta_t).$$

補論2 FGT, BC-FGT 指標の図示

比較の便のために本論で示した FGT 指標を子どもの属性別に図示したものを掲載しておく。なお、各図の縦軸スケールは統一されていないのでグラフ間の比較には注意されたい。

補論 2.1 学校種別にみた FGT, BC-FGT 指標



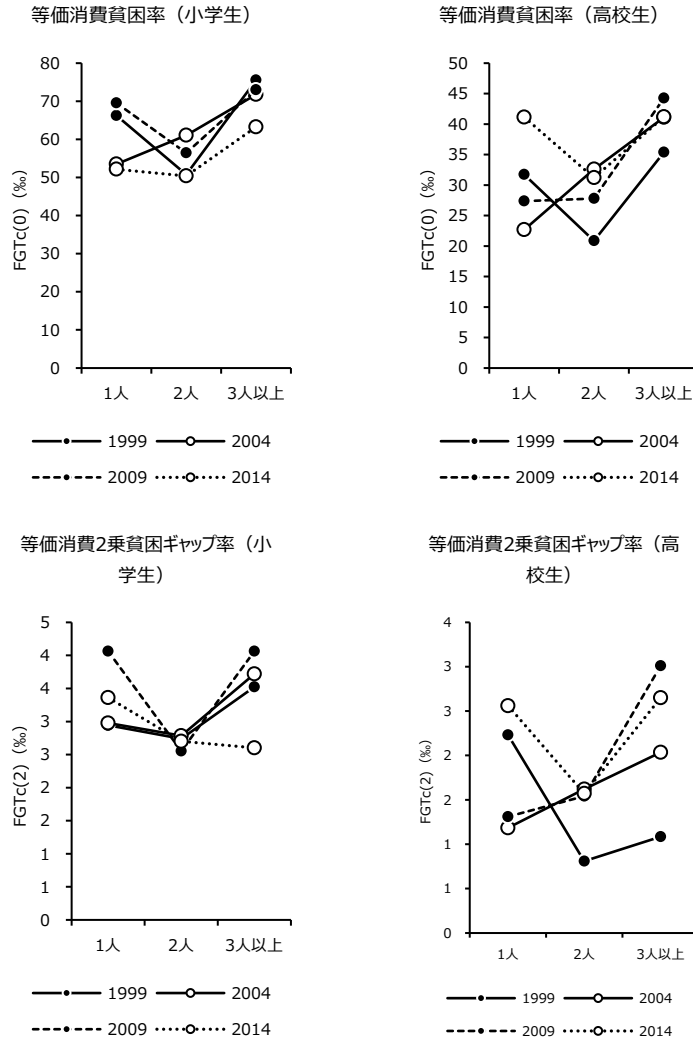
付図1 学校種別にみた貧困指標

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

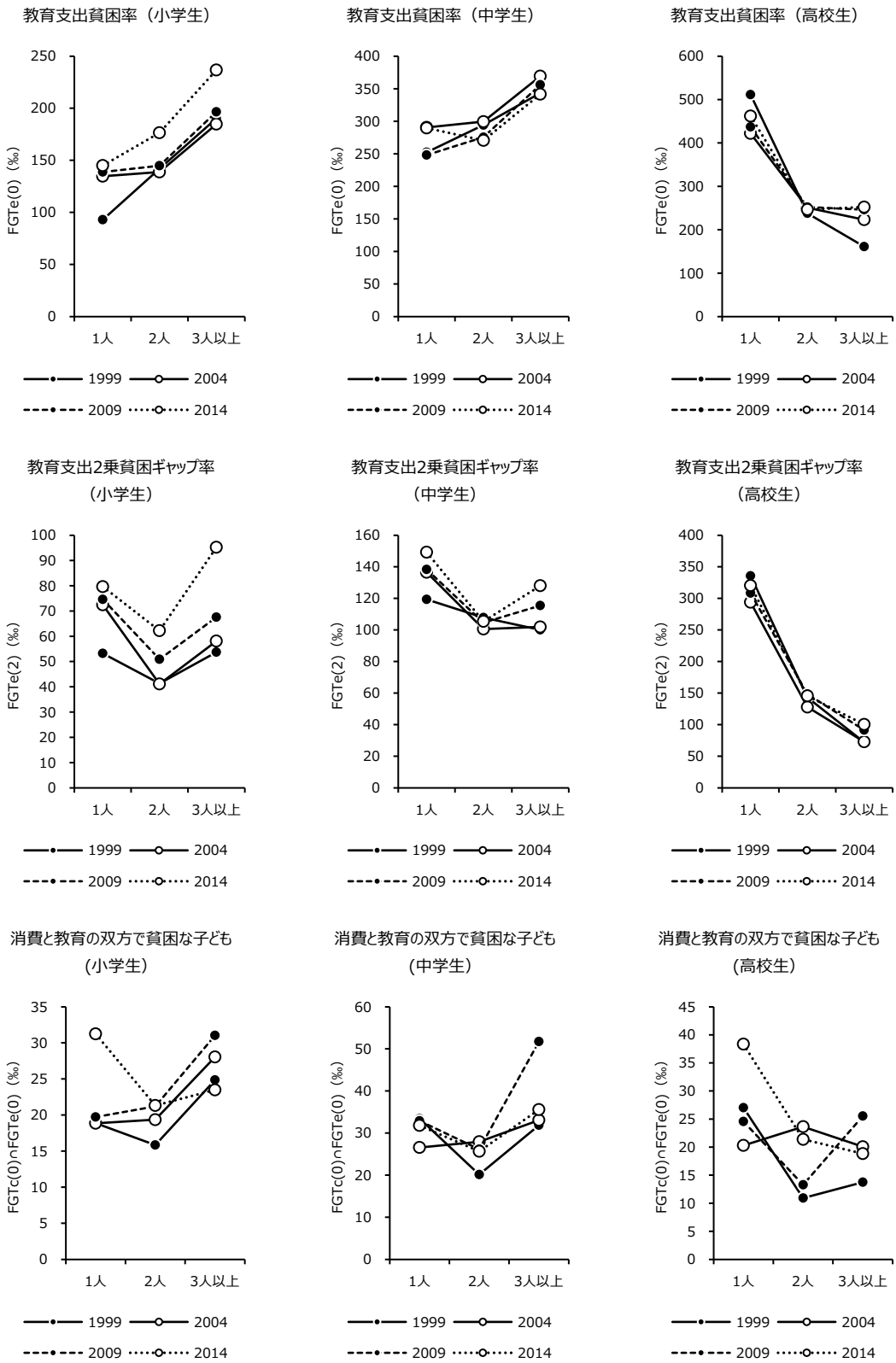
補論 2.2 世帯数の子ども数別×学校種別にみた FGT 指標

いずれのグラフも横軸の「1人」「2人」「3人以上」は子どもが属する世帯の子ども数で

ある。



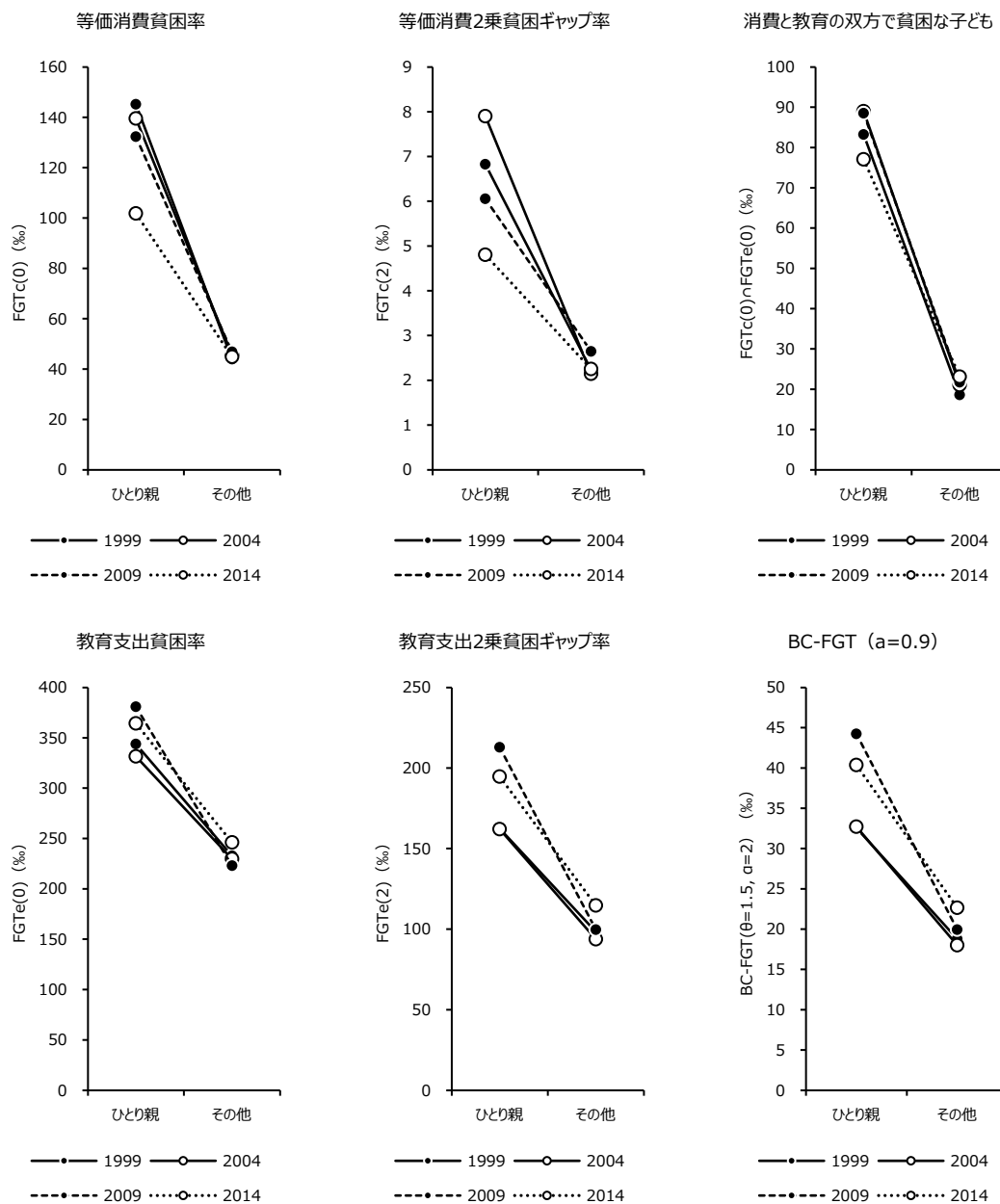
付図2 子ども数別にみた等価消費支出の貧困指標
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値



付図3 子ども数別にみた学校外教育支出の貧困指標と多次元の貧困指標
資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

補論 2.3 ひとり親世帯とその他の世帯別に見た FGT 指標

付図 4 は、ひとり親世帯に属する子どもとその他世帯に属する子どもの FGT 指標を图示している。



付図 4 ひとり親世帯とその他世帯の貧困指標

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

参考文献

- Alkire, S., and Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of public economics*, 95(7-8), 476-487.
- Attanasio, O., Hurst, E., & Pistaferri, L. (2014). The evolution of income, consumption, and leisure inequality in the United States, 1980–2010. In *Improving the Measurement of Consumer Expenditures* (pp. 100-140). University of Chicago Press.
- Bourguignon, F., and Chakravarty, S. R. (2003). The measurement of multidimensional poverty. *Journal of Economic Inequality*, 1, 25-49.
- Chzhen, Y., De Neubourg, C., Plavgo, I., and de Milliano, M. (2016). Child poverty in the European Union: The multiple overlapping deprivation analysis approach (EU-MODA). *Child Indicators Research*, 9, 335-356.
- Duclos, J. Y., & Tiberti, L. (2016). Multidimensional poverty indices: A critical assessment. PEP working paper series 16-01.
- Dutta, S. (2021). Multidimensional deprivation among children in India and Bangladesh. *Child Indicators Research*, 14(3), 917-955.
- Fisher, J. D., Johnson, D. S., & Smeeding, T. M. (2013) Measuring the trends in inequality of individuals and families: Income and consumption. *American Economic Review*, 103(3), 184-88.
- Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 761-766.
- Heathcote, J., Perri, F., and Violante, G. L. (2010) Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006. *Review of Economic dynamics*, 13(1), 15-51.
- Kandapan, B., Pradhan, J., and Pradhan, I. (2023). An Individual-Specific Approach to Multidimensional Child Poverty in India: a Study of Regional Disparities. *Child Indicators Research*, 16, 1-31.
- Lambert, P. (2001) *The distribution and redistribution of income*. Manchester University Press.
- Meyer, B. D., and Sullivan, J. X. (2013) Consumption and income inequality and the great recession. *American Economic Review*, 103(3), 178-83.
- Moyes, P. (1999) Stochastic dominance and the Lorenz curve. *Handbook of income inequality measurement*, 199-225.
- Nawab, T., Raza, S., Shabbir, M. S., Yahya Khan, G., and Bashir, S. (2023). Multidimensional poverty index across districts in Punjab, Pakistan: estimation and rationale to consolidate with SDGs. *Environment, Development and Sustainability*, 25(2), 1301-1325.
- de Neubourg, C., J. Chai, M. de Milliano, I. Plavgo, and Z. Wei (2012), Step-by-Step Guidelines to the Multiple Overlapping Deprivation Analysis (MODA), Working Paper 2012-10, UNICEF Office of Research, Florence.
- Niazi, M. I., & Khan, A. (2012). The impact of education on multidimensional poverty across the regions in Punjab. *Journal of Elementary Education*, 21(1), 77-89.
- Norris, S., and Pendakur, K. (2015) Consumption inequality in Canada, 1997 to 2009. *Canadian*

- Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 48(2), 773-792.
- Ogryczak, W., Ruszczyński, A., 2002. Dual stochastic dominance and related mean-risk models. *SIAM Journal on Optimization* 13, 60-78.
- Shorrocks, A. (1983) Ranking income distributions. *Economica*, 50(197), 3-17.
- Son, H. H. (2003). A new poverty decomposition. *Journal of Economic Inequality*, 1, 181-187.
- Wang, Z., and Man, X. (2019). Child income poverty in China from 2005 to 2015: The application and decomposition of the FGT indexes. *Children and Youth Services Review*, 101, 70-79.
- 阿部彩(2024)「相対的貧困率の動向 (2022 調査 update)」JSPS 22H05098, <https://www.hikonstat.jp/>.
- 石井加代子・浦川邦夫 (2014) 「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』 57(4), 97-121.
- 浦川邦夫・小塩隆士 (2016) 「貧困測定の経済理論と課題」『経済研究』 67(3), 261-284.
- 卯月由佳 (2015). 「低収入世帯の子どもの不利の緩和に学校外学習支援は有効か: 世帯収入が中学生の学校外学習時間に与える効果の分析をもとに」『社会政策』 7(1), 149-160.
- 宇南山卓 (2011) 「児童手当が家計消費に与えた影響」RIETI Discussion Paper Series 11-J-021.
- 王瑋 (2016) 「若年層における多次元的貧困の要因: JSHINE データによる分析」『経済論究』 154, 41-57.
- 木村治生(2013)「「高校無償化」による格差是正の効果と課題 —教育費支出への影響からの考察」ベネッセ教育総合研究所『第2回 学校外教育活動に関する調査 2013』研究レポート 2.
- 金田陸幸・田中宏樹・中村和之 (2023) 「租税による所得再分配効果が学校外教育機会の均等度に与える影響—「家計調査」個票データを用いた実証分析—」日本地方財政学会第31回大会報告論文.
- 駒村康平・渡辺久里子 (2014) 「所得・消費・資産を用いた貧困分」, 駒村康平『新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働行政に対する提言に関する研究』厚生労働科学研究費補助金 行政政策研究分野 政策科学総合研究 (政策科学推進研究) 研究報告書, 第7章.
- 総務省 (2015) 「三大都市圏等関連資料」第31次地方制度調査会第17回専門小委員会、参考資料4.
- 田中宏樹 (2020) 「有償の教育機会をめぐる家計間格差: Kakwani 係数および Reynolds-Smolensky 係数を用いた学校外教育費の不平等度の計測」『同志社政策科学研究』 (井上恒男教授退職記念号) 21(2), 113-119.
- 徳富智哉・浦川邦夫 (2018) 「2000 年代における貧困指標の変動要因: 要因分解を通じた分析」『社会保障研究』 2(4), 551-565.
- 内閣府 (2020) 「児童手当等の使途に関する意識調査 報告書」(平成 30~31 年) .
- 内閣府 (2021) 「令和 3 年 子供の生活状況調査の分析 報告書」.
- 中村和之・金田陸幸・田中宏樹 (2023) 「学校外教育機会の格差—Kakwani 係数を用いた有償の学習機会の不平等度の計測—」School of economics, University of Toyama, working paper, 350.

堀井俊 (2015) 「家計調査からみた消費税率引上げ前後の消費行動について」『統計研究彙報』72, 25-40.

山田篤裕・四方理人 (2016). 「高齢者の貧困の構造変化と老齢加算廃止による消費への影響」『社会保障研究』1(2), 399-417.