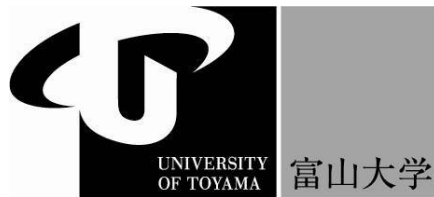


Working Paper No. 363

大都市圏と地方圏でみた学校外教育機会の貧困
—FGT 指標を用いた地域別貧困率の計測—

中村和之・金田陸幸・田中宏樹

March 2024



SCHOOL OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA

大都市圏と地方圏でみた学校外教育機会の貧困 —FGT 指標を用いた地域別貧困率の計測—*

中村和之[†]・金田陸幸[‡]・田中宏樹^{*}

2024 年 3 月

概要

三大都市圏とそれ以外の地域のそれぞれについて、『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 FGT 指標を、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、地域間の比較と時系列でみた変化の要因分解を試みた。分析の結果、等価消費支出の FGT 指標はどちらの地域においても共通した要因で変化しており、経済的な事情に起因する子どもの貧困について地域間での顕著な差異は見られない。一方、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率の変化の大きさや要因は地域間で異なり、特に 2009 年から 2014 年にかけては三大都市圏以外の FGT 指標が大きく上昇する一方で、三大都市圏では構成効果を除けば低下していた。

キーワード：学校外教育、貧困、FGT 指標

JEL : I24 D63

1 はじめに

子どもに対する学校外教育支出の多寡は、親の選好に依存するとともに、有償であることから、世帯の所得水準をはじめ、保護者の属性や世帯構成など多様な要因から影響を受ける。補習教育をはじめとする学校外教育支出は、学力の形成や高等教育機関への進学に際して大きな役割を果たしている¹。このため、経済的な事情から学校外教育を受ける機会が制限されることによる貧困の連鎖が懸念されてきた。また、経済的には貧困でなくとも、保護者の選択によって、子どもの希望とは異なる形で学校外教育を受ける機会が制約されることもあり得る。

学校外教育支出が持つ特性やこれを巡る問題を踏まえれば、子どもに対する学校外教育支出の分布を、生活水準に関する分布と関連させつつ、そこに存在する子ども間の格差や

* 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）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)

¹ 文部科学省『令和 3 年度子どもの学習費調査』によれば、公立小学校に通う児童の 38.9%、公立中学校に通う生徒の 70.4%、公立高等学校普通科に通う生徒の 41.7%が学習塾費を支出している。

貧困の実相を俯瞰することが求められる。加えて、子どもが属する世帯の属性に着目して、格差や貧困の実態を明らかにすることが、学校外教育に対する支援政策を考える上では重要となろう。

地域特性は子どもの貧困に影響を与える重要な要因である。地域の産業構造や所得水準の相違は生活水準で見た貧困の地域間での違いをもたらす²。また、親世代の学歴や職種等の世帯属性の地域間での違いは、子どもの学校外教育支出に対する選好の違いを通じてその貧困水準に違いをもたらすかもしれない³。他方、供給側に注目すれば、人口が集積している大都市圏とそれ以外の地域では学習塾等の供給量が異なるかもしれない⁴。

本稿は、生活水準と学校外教育でみた子どもの貧困を、三大都市圏とそれ以外の地域に類型化して計測する⁵。具体的には、子どもの生活水準は属する世帯の等価消費支出で測り、子どもあたりの学校外教育支出額を子どもが享受する学校外教育サービス量と捉え、それらにおける子どもの貧困を『全国消費実態調査』の調査票データを用いて計測する。

計測対象年次は、1999年、2004年、2009年、2014年の4年次である。計測期間は、自立支援プログラムの導入（2005年）をはじめとして、生活困窮世帯の子どもを対象とした学習支援事業が展開されるとともに、過疎地域を中心として公設型学習塾を設置する動きが見られた時期を含む⁶。また、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）、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もある。

ここで言う三大都市圏とは、総務省(2015)で示された「東京圏」、「名古屋圏」、「大阪圏」を指す⁷。地域間の貧困に関する分析では、都道府県や地域、都市の人口規模、市部と郡部などに着目する場合が多い。これに対して、本稿で用いる三大都市圏は、それぞれの圏域の中心都市とそこへの通勤者が一定割合存在する地域を単位として設定されており、行政単位や人口規模だけではとらえきれない経済圏・生活圏を反映した分析ができる。

実際、三大都市圏とそれ以外の地域では、子どもの生活水準や学校外教育支出でみた貧困と関係する特性の違いが見られる。

第一は所得水準の違いである。図1は三大都市圏とそれ以外の地域における納税義務者あたりの課税所得金額を表している。周知のように大都市圏の所得水準は高く、このことが子どもの貧困に影響を与えているかもしれない⁸。

²たとえば、田辺・鈴木(2018)、橋木・浦川(2012)を参照。

³上山(2011)は大学進学率の都道府県間の違いを説明する要因のひとつとして親世代の学歴を指摘している。

⁴九澤他(2022)は市町村レベルでみて学習塾の存在確率が50%となる人口規模は5,000人、80%となる人口規模を8,000人と推計している。

⁵したがって、本稿は、子どもの貧困に関する因果連関を分析するものではない。何よりも子どもの生活水準や学校外教育支出で捉えた貧困の実態解明が求められると考え、このような接近法をとる。

⁶生活困窮者への自立支援制度の中での学習支援の地域的な分析は加茂(2021)を参照。また、公設型学習塾についてはHonjo and Nakata(2022)を参照。

⁷具体的に該当する市区町村名については表1を参照。

⁸橋木・浦川(2012)は、都道府県間で見た消費全体の格差を拡大する形で教育支出の格差が生じているこ

第二に、地域間での社会経済的な条件の違いも存在する。図 2 は三大都市圏とそれ以外の地域について、子どもの親世代に相当すると思われる 30~64 歳人口のうち大学・大学院卒業者の比率を示している。保護者（親）の学歴が子どもの高等教育機会と関係を持つことはいくつかの研究で指摘されており、進学のために必要となる高等学校以下の学校外教育支出についても同様の関連が考えられる⁹。

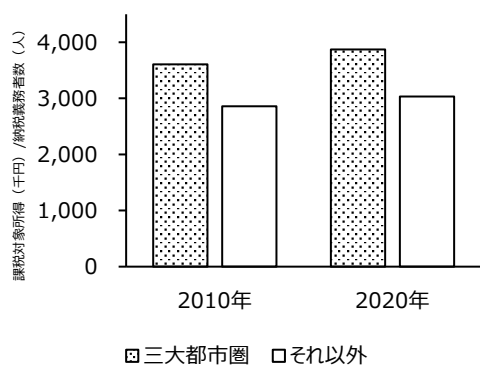


図 1 納税義務者あたり課税対象所得
資料：『市町村税課税状況等の調』
三大都市圏に含まれる市区町村は表 1 を参照。

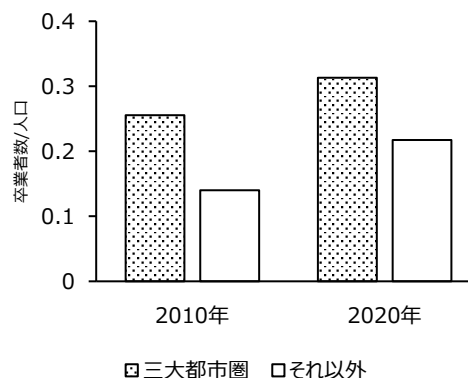


図 2 30~64 歳人口に占める大学・大学院卒業者率
資料：『国勢調査』
三大都市圏に含まれる市区町村は表 1 を参照。

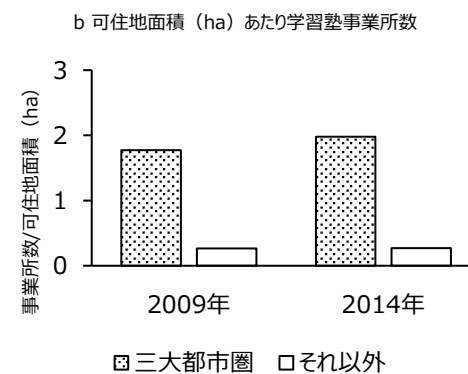
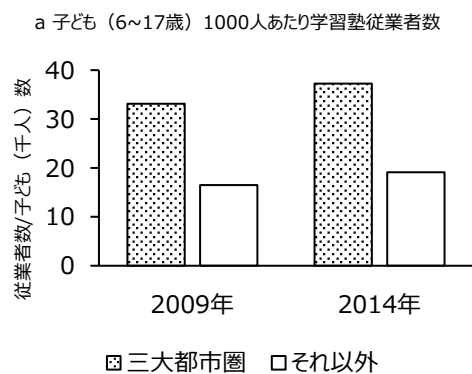


図 3 学習塾の従業員数と事業所数
資料：従業員数と事業所数は『経済センサス (基礎調査)』(2009 年, 2014 年), 子ども数は『国勢調査』(2010 年, 2015 年) に基づく。
三大都市圏に含まれる市区町村は表 1 を参照。

第三に、学校外教育サービスの供給側を考える場合にも地域特性は重要な意味を持つ。とりわけ、学習塾へのアクセシビリティは地域によって異なる。図 3 は、学習塾の事業所密度 (= 事業所数 ÷ 可住地面積) と子ども 1,000 人あたりの学習塾従業員数を、三大都市

とを指摘している。

⁹たとえば、北村(2020)は、政令指定都市に居住しており、父親が高等教育卒である子どもの学校外教育支出は大きくなることを指摘している。

圏とそれ以外の地域について示したものである。ここから明らかなように、学習塾へのアクセスは三大都市圏においてより容易い。

貧困の計測には Foster et al.(1984)による FGT 指標を用いる。特に、直観的にも理解しやすく多くの先行研究で用いられている貧困率と、貧困層内の貧困の深刻さを計測できる 2 乗貧困ギャップ率を用いる。また、生活水準の貧困と学校外教育支出の貧困を総合して評価するために、等価消費支出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を計測するとともに、 Bourguignon and Chakravarty(2003)によるそれぞれの貧困ギャップ率を CES 型で結合させた多次元の貧困指標を用いて計測する。

加えて、2 乗貧困ギャップ率の計測時点間の変化を、Kakwani(2000)や徳富・浦川(2018)で用いられた手法を用いて要因分解する。すなわち、FGT 指標の変化を、i)消費支出や学校外教育支出の平均値が変化することによる「支出効果」、ii)それらのローレンツ曲線の形状が変化すること起因する「格差効果」、iii)貧困線の変化に起因する「貧困線効果」、iv)サブグループの構成比の変化を体現する「構成効果」、に分解する。このような分解によって、貧困指標の計測年次間の変化の要因を明らかにする。

子どもの貧困については国内に限っても膨大な先行研究が存在する。その中で、阿部(2024)は、『国民生活基礎調査』の個票データを用いて子どもの貧困の推移を長期にわたって計測している。その結果、子どもに貧困率は都市規模が大きくなるほど低くなる傾向があることを見出している。また、2018 年から 2021 年にかけて都市規模別にみた貧困率の差異が縮小していることを明らかにしている。

北村(2020)は、『2005 年 SSM 日本調査, 2005』の個票を用いて学校外教育支出の決定要因を地域特性も考慮した形で分析している。その結果、子どもに対する学校外教育投資額は、親の学歴や世帯収入などの経済的要因や子どもの数と関係すると同時に、政令指定都市以外の都市や郡部では抑制されることを明らかにしている。さらに、その理由として、郡部における学校外教育機関の供給制約と教育投資の収益性が考えられるとしている。

貞広(2012)は、よりミクロの視点から学校外補習学習費と地域特性の関係を分析している。千葉県を対象として JPS『消費支出推計データ』を用いて、町丁目単位でみた補習教育支出額と居住者特性を組み合わせることによって、学校外教育支出の支出傾向を分析している。その結果、学校外補習学習費の支出は世帯の属性に規定される一方、都市化の程度をはじめとする地域特性とも関係することを明らかにしている。特に、職住近接・工場地域や農村部や過疎地域において補習学習が抑制傾向にあることが示されるとともに、前者では進学指向の低さと経済的要因が、後者では供給制約が影響している可能性を指摘している。

本研究は、これらの先行研究の成果を踏まえつつ、大都市圏とそれ以外の地域に着目して、子どもの生活水準でみた貧困と学校外教育支出でみた貧困をそれぞれの分布の中で捉えようとするものである。すなわち、阿部(2024)とは異なり、国全体の市区町村を三大都市圏とそれ以外という大括りで分析するが、経済状況だけでなく学校外教育支出にも着目

し、その変化の要因分解を行う。また、本稿は、地域の違いに起因する学校外教育支出の多寡を考えると、北村(2020)や貞広(2012)と共通するが、学校外教育支出の多寡を規定する要因を見出そうとするものではなく、その広がり大きさを考えようとするものである。すなわち、調査票データに基づき、生活水準と学校外教育で見た貧困の程度を三大都市圏とそれ以外の地域について計測することを第一の目的とする。

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を説明するとともに予備的考察を行う。第4節では貧困指標の推移とその要因分解の結果を述べる。最後にまとめを記す。

2 分析の枠組み

2.1 地域の類型化

本稿では市区町村を「三大都市圏」と「それ以外の地域」のふたつに類型化する。三大都市圏の設定は、総務省(2015)にしたがい、その構成市区町村は表1の通りである。

表1 三大都市圏に含まれる市町村

都市圏	都府県名	市町村名
東京圏	茨城県	古河市、龍ヶ崎、取手市、牛久市、守谷市、つくばみらい市、五霞町、利根町
	栃木県	野木町
	埼玉県	さいたま市、川越市、熊谷市、川口市、行田市、所沢市、飯能市、加須市、東松山市、春日部市、狭山市、羽生市、鴻巣市、上尾市、草加市、越谷市、蕨市、戸田市、入間市、朝霞市、志木市、和光市、新座市、桶川市、久喜市、北本市、八潮市、富士見市、三郷市、蓮田市、坂戸市、幸手市、鶴ヶ島市、日高市、吉川市、ふじみ野市、白岡市、伊奈町、三芳町、毛呂山町、滑川町、嵐山町、小川町、川島町、吉見町、鳩山町、宮代町、白岡町、杉戸町、松伏町
	千葉県	千葉市、市川市、船橋市、木更津市、松戸市、野田市、茂原市、成田市、佐倉市、東金市、習志野市、柏市、市原市、流山市、八千代市、我孫子市、鎌ヶ谷市、浦安市、四街道市、袖ヶ浦市、八街市、印西市、白井市、富里市、山武市、いすみ市、大網白里市、酒々井町、栄町、大網白里町、九十九里町、一宮町、睦沢町、長生村、白子町、長柄町、長南町
	東京都	特別区部、八王子市、立川市、武蔵野市、三鷹市、府中市、昭島市、調布市、町田市、小金井市、小平市、日野市、東村山市、国分寺市、国立市、福生市、狛江市、東大和市、清瀬市、東久留米市、武蔵村山市、多摩市、稲城市、羽村市、西東京市
	神奈川県	横浜市、川崎市、相模原市、横須賀市、平塚市、鎌倉市、藤沢市、小田原市、茅ヶ崎市、逗子市、三浦市、秦野市、厚木市、大和市、伊勢原市、海老名市、座間市、綾瀬市、葉山町、寒川町、大磯町、二宮町、中井町、松田町、愛川町、清川村
名古屋圏	山梨県	上野原市
	岐阜県	多治見市、土岐市
	愛知県	名古屋、一宮市、瀬戸市、半田市、春日井市、津島市、犬山市、常滑市、江南市、小牧市、稲沢市、東海市、大府市、知多市、知立市、尾張旭市、岩倉市、豊明市、日進市、愛西市、清須市、北名古屋、弥富市、みよし市、あま市、長久手市、東郷町、豊山町、大口町、扶桑町、大治町、蟹江町、飛鳥村、阿久比町、東浦町
	三重県	桑名市、木曽岬町、東員町、朝日町
関西圏	滋賀県	大津市、草津市、守山市
	京都府	京都市、宇治市、亀岡市、城陽市、向日市、長岡京市、八幡市、京田辺市、南丹市、木津川市、大山崎町、久御山町、井手町、宇治田原町、精華町
	大阪府	大阪市、堺市、岸和田市、豊中市、池田市、吹田市、泉大津市、高槻市、貝塚市、守口市、枚方市、茨木市、八尾市、泉佐野市、富田林市、寝屋川市、河内長野市、松原市、大東市、和泉市、箕面市、柏原市、羽曳野市、門真市、摂津市、高石市、藤井寺市、東大阪市、泉南市、四條畷市、交野市、大阪狭山市、阪南市、島本町、豊能町、能勢町、忠岡町、熊取町、田尻町、岬町、太子町、河南町、千早赤阪村
	兵庫県	神戸市、尼崎市、明石市、西宮市、芦屋市、伊丹市、加古川市、宝塚市、三木市、高砂市、川西市、三田市、猪名川町、稲美町、播磨町
	奈良県	奈良市、大和高田市、大和郡山、橿原市、桜井市、御所市、生駒市、香芝市、葛城市、宇陀市、平群町、三郷町、斑鳩町、安堵町、川西町、三宅町、田原本町、高取町、明日香村、上牧町、王寺町、広陵町、河合町
	和歌山県	橋本市、九度山町

資料：総務省(2015)。

このうち、東京圏は東京都特別区、さいたま市、千葉市、川崎市、横浜市、相模原市及びこれらに対する通勤・通学 10%圏に含まれる市町村、名古屋圏は名古屋市及び同市に対する通勤・通学 10%圏に含まれる市町村、関西圏は京都市、大阪市、堺市、神戸市及びこれらに対する通勤・通学 10%圏に含まれる市町村である。合併等でこれらの市町村の行政単位に変化があった場合には、当該市町村を含む市町村を三大都市圏に含むものとした。

2.2 FGT 指標

本稿では、貧困を計測するために FGT 指標を用いる。FGT 指標では、計測対象とする属性（等価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、これを変換して集計することによって、貧困の程度を計測する。

まず、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 の貧困線で正規化された貧困ギャップは以下で与えられる¹⁰。

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

ここで、 $(a)^+ = \max\{0, a\}$ 、である。

FGT 指標には、 Γ_i を集計する際の変換方法によってバリエーションがある。そのうち、本稿では貧困率と 2 乗貧困ギャップ率を用いる。

貧困率（FGT(0)）は、正規化された貧困ギャップを、

$$F(\Gamma_i) = \begin{cases} 1, & \text{if } \Gamma_i > 0, \\ 0, & \text{if } \Gamma_i = 0, \end{cases} \quad (2)$$

のように変換して集計したものであり、計測対象となる子どもの数を n とすれば、以下で定義される。

$$P_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F(\Gamma_i). \quad (3)$$

貧困率は計測対象のうち貧困に陥っている子どもの割合を表し、直観的にも理解しやすい。ただし、貧困層の属性が改善されてもそれが貧困線未満にとどまっている場合はその値は変化せず、貧困の量的側面を十分に捉えることはできない。

このために、(1)の正規化された貧困ギャップをそのまま集計した貧困ギャップ率が用いられることも多い。貧困ギャップ率は貧困を解消するにはどれほどの属性の移転が必要か

¹⁰ 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。

を知ることができる点で有益であるが、貧困層内で属性の移転が行われても、貧困層の集合に変化がない限りその値は不変にとどまる。

そこで、本稿では2乗貧困ギャップ率 (FGT(2)) を計測に用いる。2乗貧困ギャップ率は以下で与えられる。

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Gamma_i)^2. \quad (4)$$

2乗貧困ギャップ率は、正規化された貧困ギャップに関する凸関数を集計したものであるから、貧困率や貧困ギャップ率では捉えることができなかった貧困の深刻さを捉えることができる。

計測対象となる子どもを、その居住地域と在学する学校種にしたがって類型化する。学校種として、小学校 (E)、中学校 (J)、高等学校 (H) を考える。また、前述のとおり居住地は三大都市圏 (m) とそれ以外の地域 (r) を考える。

FGT指標は計測対象に関して加法的であるから、任意のサブグループに分解できる。学校種 $S (= E, J, H)$ に在学して地域 $k (= m, r)$ に居住しているサブグループの t 年次における2乗貧困ギャップ率を、 $P_{2Sk(t)}$ と表し、子ども全体に対するその構成比を $\beta_{Sk(t)}$ と書くことにすれば、 t 年次における2乗貧困ギャップ率、 $P_{2(t)}$ は以下のように表される。

$$P_{2(t)} = \sum_{S \in \{E, J, H\}} \sum_{k \in \{m, r\}} \beta_{Sk(t)} P_{2Sk(t)}. \quad (5)$$

2.3 FGT 指標の要因分解

FGT 指標の2時点間の変化は、「支出効果」「格差効果」「貧困線効果」「構成効果」に分解できる。 t 年次から s 年次への FGT(2) の変化を、 $\Delta P_\alpha = P_{\alpha(s)} - P_{\alpha(t)}$ とすれば、その分解は以下のようなになる¹¹。

$$\begin{aligned} \Delta P_2 = & \underbrace{\sum_{k \in \{m, r\}} \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{2Sk\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\sum_{k \in \{m, r\}} \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{2kL}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\sum_{k \in \{m, r\}} \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{2Skz}}_{\text{貧困線効果}} \\ & + \underbrace{\sum_{k \in \{m, r\}} \sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{P}_{2Sk} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}}. \end{aligned} \quad (6)$$

¹¹ 導出は補論や Kakwani(2000)、徳富・浦川(2018)を参照。

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

(6)式において、 $\bar{\beta}_{Sk}\Delta P_{2Sk\mu}$ は学校種 S に在学する地域 k に居住する子どもの支出効果を表す。支出効果とは、他の要因は等しいとして消費支出額や学校外教育支出額の平均値が変化したことによる効果を表し、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値に固定して、支出額だけが変化したときの（加重された）FGT 指標の変化を表す。同様に、 $\bar{\beta}_{Sk}\Delta P_{2kL}$ は格差効果を表し、他の変数は固定してローレンツ曲線だけが変化することによる FGT 指標の変化を抽出している。また、 $\bar{\beta}_{Sk}\Delta P_{2Skz}$ は貧困線効果であり、貧困線の変化に起因する FGT 指標の変化を表す。最後の $\bar{P}_{2Sk}\Delta\beta_{Sk}$ 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求めている。

また、(6)式の各項から地域 k に居住する子どもの FGT 指標の変化を取り出せば以下のようになる。

$$\Delta(\beta_k P_{ka}) = \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Ska\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{SkaL}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Skaz}}_{\text{貧困線効果}} + \underbrace{\sum_{S \in \{E, J, H\}} \bar{P}_{Ska} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}} \quad (7)$$

すなわち、 $\sum_{k \in \{m, r\}}^K \Delta(\beta_k P_{ka}) = \Delta P_2$ 、である。さらに、その学校種ごとの変化は以下のよう
に表される。

$$\Delta(\beta_{Sk} P_{Ska}) = \underbrace{\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Ska\mu}}_{\text{支出効果}} + \underbrace{\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{SkaL}}_{\text{格差効果}} + \underbrace{\bar{\beta}_{Sk} \Delta P_{Skaz}}_{\text{貧困線効果}} + \underbrace{\bar{P}_{Ska} \Delta \beta_{Sk}}_{\text{構成効果}} \quad (8)$$

後述のように、本稿では相対的貧困に着目して、貧困線を中位支出の 1/2 に設定するので、支出効果、格差効果、貧困線効果は互いに影響を受ける。たとえば、上位層の支出額だけが増加すると、中位支出は変化せず、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。また、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。或いは、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、中位支出額の低下により貧困線効果は負となる。上位層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。

2.4 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それぞれの FGT 指標で捉えるものである。一方で、それらの連関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、二つの属性の正規化された貧困ギャップを CES 型で結合することによって以下の形で捉えられる。

$$p_{ai}^{\theta} = \{a\Gamma_{ci}^{\theta} + (1-a)\Gamma_{ei}^{\theta}\}^{\alpha/\theta}. \quad (9)$$

ここで、 Γ_{ci} と Γ_{ei} はそれぞれ、(1)式で表される子ども*i*の等価消費支出と学校外教育支出についての正規化された貧困ギャップである。また、 θ 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、(9)式を集計して得られる以下の貧困指標を提案した。

$$P_{\alpha}^{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_{ai}^{\theta}. \quad (10)$$

もしも、(9)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(10)式の値は多次元の貧困指標が備えるべき主な公理を満たす¹²。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_{ai}^{θ} 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のあらましと予備的考察

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。各年の世帯員や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¹³。計測対象年は、1999年、2004年、2009年、2014年の4時点である。

¹² たとえば、Duclos & Tiberti (2016)を参照。

¹³ 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

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 2 の通りである。

表 2 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)

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 3 はそれぞれの地域における 2 人以上世帯の世帯人員に占める子どもの数である。2009 年から 2014 年の三大都市圏の高校生を除いて、子どもの割合は経年的に低下している。特に、すべての学校種において三大都市圏以外の地域での減少率が高い。

表 3 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	三大都市圏	785	764	740	705
	それ以外	849	756	719	688
中学生	三大都市圏	380	347	344	322
	それ以外	457	382	356	351
高校生	三大都市圏	377	335	310	318
	それ以外	429	379	340	323

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値。

この結果、図 4 で示されるように、三大都市圏に居住する子どもの構成比が高まっている。

集計用乗率に補正係数が乗じられている。全国消費実態調査を用いて高齢者の貧困を分析した山田・四方(2016)では、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比較している。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。

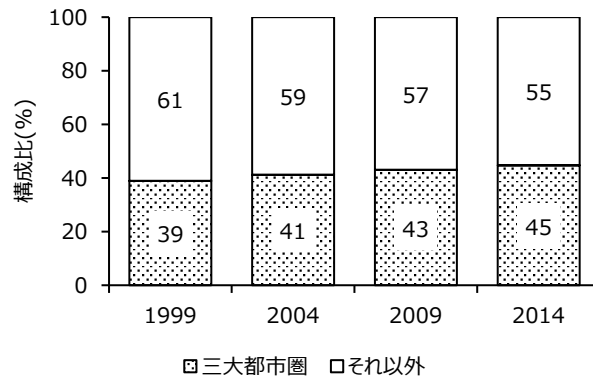


図4 居住地別にみた子どもの分布

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

この傾向は学校種別を通じて共通している。表4は、計測年ごとに学校種と居住地別にみた子どもの構成比を示したものであり、(5)式の $\beta_{Sk(t)}$ を表す。ここから、すべての学校種において三大都市圏に居住する子どもの比率が高まっていることがわかる。

表4 計測対象とする子どもの計測年別構成比

	1999年				2004年			
	小学生	中学生	高校生	計	小学生	中学生	高校生	計
三大都市圏	0.198	0.096	0.095	0.389	0.218	0.099	0.095	0.412
それ以外	0.299	0.161	0.151	0.611	0.293	0.148	0.147	0.588
計	0.497	0.257	0.246	1.000	0.511	0.247	0.242	1.000

	2009年				2014年			
	小学生	中学生	高校生	計	小学生	中学生	高校生	計
三大都市圏	0.228	0.106	0.096	0.430	0.234	0.107	0.106	0.447
それ以外	0.290	0.143	0.137	0.570	0.279	0.143	0.131	0.553
計	0.518	0.249	0.233	1.000	0.514	0.250	0.237	1.000

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

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¹⁴。子どもが享受する学校外教育支出は、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とする。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」の子どもあたり合計額である¹⁵。

¹⁴ 消費支出は持ち家の帰属家賃を含まない。駒村・渡辺(2014)は全国消費実態調査の個票を用いて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明らかにしている。また、教育関係支出を人的投資と捉えて消費支出に含めない考え方もある。本稿では教育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。

¹⁵ 「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、本稿の計測対象には含まれない。

学校外教育支出のうち、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、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¹⁶。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5は、すべての学校種に在学する子どもを対象として地域別にみた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。平均支出額は、等価消費支出と学校外教育支出の双方で三大都市圏の方が高い値を示す。三大都市圏の平均等価消費支出は計測対象期間を通じて低下しており、それ以外の地域においても2004年をピークとして減少に転じている¹⁷。対照的に、学校外教育支出は三大都市圏においては一貫して上昇している。それ以外の地域においては2009年まで増加し、同年から2014年にかけて減少している。

等価消費支出のジニ係数は、2009年までは三大都市圏以外の地域の方が高かったが2014年には大小関係が逆転している。地域ごとにその経年的な変化を見れば2009年まで上昇の後、2014年に低下する点は共通している。

表5 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
平均等価消費支出額	三大都市圏	184,499	183,942	179,381	170,586
	それ以外	166,630	167,320	165,192	152,141
平均学校外教育支出額	三大都市圏	10,695	11,399	11,702	11,994
	それ以外	7,971	8,588	8,654	8,265
ジニ係数（等価消費支出）	三大都市圏	0.231	0.249	0.255	0.247
	それ以外	0.247	0.251	0.259	0.244
ジニ係数（学校外教育支出）	三大都市圏	0.571	0.580	0.600	0.623
	それ以外	0.525	0.533	0.550	0.570

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

等価消費とは対照的に、学校外教育支出のジニ係数は計測期間を通じて三大都市圏の方が高い値を示している。学校外教育支出のジニ係数は、すべて0.55以上の高い値を示す。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とは限らないことがひとつの要因であるが、学校外教育支出が裁量性の高い支出費目であることも関係している。注目すべきは、どちらの地域においても学校外教育支出のジニ係数は経年的に上昇を示していることである。すなわち、学校外教育支出の子ども間格差は高まっている。

¹⁶ この結果、未就学児がいる小学生の補習教育支出はやや低く測定される。

¹⁷ 2009年から2014年にかけての減少は、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可能性がある。

表 6 は、前表の支出額とそのジニ係数を子どもが在学する学校種別に表している。等価消費支出額の平均値はどちらの地域でも学校段階の進行に伴って上昇している。このことは保護者の年齢が関係していると思われる。学校外教育支出は、どちらの地域においても中学生が最も大きく、次いで高校生、小学生の順になっている。等価消費支出のジニ係数は高校生ではすべての計測年度で三大都市圏以外の地域において高い値を示すが、中学生では 2014 年において、小学生では 2009 年以降、三大都市圏の方が高い値を示している。学校外教育支出のジニ係数はすべての学校種のすべての計測年度において三大都市圏の方が高い値を示している。また、学校外教育支出のジニ係数は、どちらの地域もすべての学校種について 2014 年に計測期間中で最も高い値を示している。

表 6 学校種別にみた 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
小学生	平均等価消費支出額	三大都市圏	164,439	162,283	163,617	154,114
		それ以外	149,324	148,881	147,965	139,319
	平均学校外教育支出額	三大都市圏	8,036	8,236	8,657	8,448
		それ以外	5,966	6,026	6,275	5,932
中学生	平均等価消費支出額	三大都市圏	191,499	189,618	183,204	175,832
		それ以外	170,005	170,724	166,650	154,917
	平均学校外教育支出額	三大都市圏	17,094	17,224	17,641	18,093
		それ以外	13,083	14,021	13,310	13,364
高校生	平均等価消費支出額	三大都市圏	219,240	227,465	212,781	201,789
		それ以外	197,261	200,694	200,127	176,457
	平均学校外教育支出額	三大都市圏	9,780	12,566	12,394	13,677
		それ以外	6,496	8,216	8,814	7,692
小学生	ジニ係数（等価消費支出）	三大都市圏	0.215	0.225	0.240	0.224
		それ以外	0.228	0.228	0.235	0.221
	ジニ係数（学校外教育支出）	三大都市圏	0.468	0.511	0.533	0.543
		それ以外	0.391	0.397	0.423	0.444
中学生	ジニ係数（等価消費支出）	三大都市圏	0.217	0.236	0.243	0.239
		それ以外	0.235	0.240	0.253	0.237
	ジニ係数（学校外教育支出）	三大都市圏	0.497	0.509	0.540	0.543
		それ以外	0.473	0.492	0.516	0.535
高校生	ジニ係数（等価消費支出）	三大都市圏	0.234	0.257	0.267	0.263
		それ以外	0.259	0.265	0.270	0.271
	ジニ係数（学校外教育支出）	三大都市圏	0.696	0.659	0.680	0.721
		それ以外	0.658	0.635	0.668	0.685

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

貧困線は地域を問わず同一の値として、等価消費支出、学校外教育支出ともに計測年次の中央値の 1/2 とする。どちらの貧困線も推計対象となる子どもを対象として求める。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 6 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。

表 7 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。学校外教育支出の貧困線はすべての学校種について 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6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。

表7 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

4 地域別にみた貧困指標

4.1 地域間で見た貧困指標の推移

表8は、三大都市圏とそれ以外の地域で見た等価消費と学校外教育支出の貧困指標を、すべての学校種を集計した形で示している。等価消費支出を見れば、貧困率、2乗貧困ギャップ率のいずれも三大都市圏以外の地域の方が高い値を示す。子どもが居住する都市の人口規模別に子どもの貧困を計測した先行研究では、人口規模が大きい市区町村に居住する子どもの方が概ね貧困率が低いことが示されており(例えば、阿部, 2024)、ここでの結果はそれと整合的である。この結果には実質的な支出水準の違い以外に地域間の物価水準の違いが含まれていると思われる。ただし、表5で示したように、等価消費支出のジニ係数は2014年を除いて三大都市圏の方が低く、貧困指標が三大都市圏以外において低いことと概ね整合的である。

表8 子どもの居住する地域でみた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
貧困率 (FGT(0))	三大都市圏	2.947	3.849	4.491	3.528	22.705	23.008	22.955	23.553
	それ以外	5.893	5.758	5.763	5.821	24.285	23.682	23.529	26.646
2乗貧困ギャップ率 (FGT(2))	三大都市圏	0.162	0.173	0.215	0.181	10.180	9.613	10.795	10.591
	それ以外	0.289	0.285	0.340	0.286	9.978	9.697	10.583	12.976

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率は三大都市圏以外の地域の方が高い。表5で示されたように、学校外教育支出のジニ係数は三大都市圏において高い。すなわち、学校外教育支出では、格差(ジニ係数)と貧困(貧困率)が矛盾する様相を示している。このことの理由として、貧困率はもっぱら低位の階層に着目するのに対して、ジニ係数では全体の分布の偏りを測

っていることがある。また、2乗貧困ギャップ率で見れば4計測年次中、2計測年次で三大都市圏の方が高い値を示しており、貧困の深刻度も考慮すれば、三大都市圏で学校外教育の貧困が小さいとは必ずしも言えない。

表9は多次元でみた貧困指標の推移を表す。まず、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割合は、いずれの計測年度においても三大都市圏以外の地域で大きい、三大都市圏では、2009年まで継続的な上昇が見られるが2014年には低下している。三大都市圏以外の地域では双方が貧困にある子どもの比率が経年的に上昇していることが特徴的である。特に、2009年から2014年にかけては、0.4%ポイントと大きな上昇を示している。

BC-FGT指標で見てもこの傾向は基本的に変わらず、三大都市圏では2009年に大きく上昇したものの2014年には低下している一方、それ以外の地域では2004年以降、経年的に上昇している。

表9 居住地域別の多次元貧困指標の推移 (単位: %)

	消費貧困 \cap 学校外教育貧困				BC-FGT			
	1999	2004	2009	2014	1999	2004	2009	2014
三大都市圏	1.359	2.153	2.364	1.888	0.632	0.620	0.722	0.675
それ以外	2.548	2.562	2.759	3.186	0.745	0.734	0.828	0.897

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値

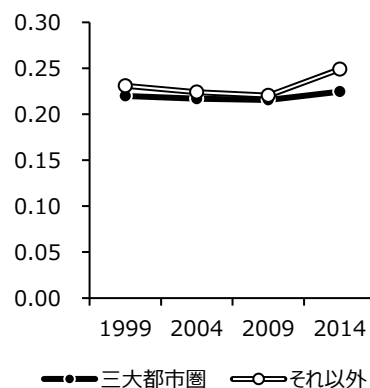
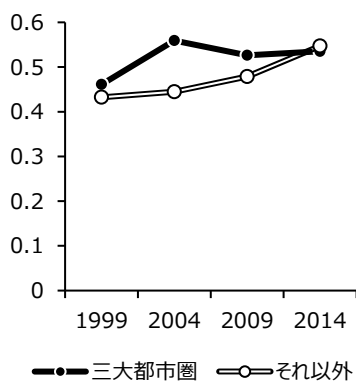


図5 等価消費で貧困である子どものうち学校外教育支出で見ても貧困になる子どもの割合

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値

図6 等価消費で見れば貧困でない子どものうち学校外教育支出で見ても貧困である子どもの割合

等価消費支出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は三大都市圏以外の地域で高いものの、図5で示されるように、等価消費支出で見ても貧困に陥っている子どものうち、学校外教育支出で見ても貧困に陥っている子どもの割合は、2014年を除いて三大都市圏においてより高い。この意味では、生活水準の貧困と学校外教育支出で見た貧困の連関は三大都市圏において高い。

一方、図6より、等価消費支出で見れば貧困ではない子どものうち、学校外教育支出で見れば貧困に陥っている子どもの割合は、地域間でほぼ変わらないものの、2014年には三大都市圏以外の地域で高くなっている。

4.2 2乗貧困ギャップ率の要因分解

表10は、(7)式にしたがって、それぞれの地域の2乗貧困ギャップ率を要因分解した結果である。各地域の合計は、子どもの数でウェイト付けされた2乗貧困ギャップ率の変化を表しており、三大都市圏の合計とそれ以外の地域の合計を足し合わせた値が全国で見た2乗貧困ギャップ率の変化を表す¹⁸。

表10 2乗貧困ギャップ率の要因分解

(単位：%)

		等価消費支出			学校外教育支出		
		1999 ~2004	2004 ~2009	2009 ~2014	1999 ~2004	2004 ~2009	2009 ~2014
三大都市圏	支出効果	0.015	0.050	0.240	-1.977	-0.632	-0.625
	格差効果	0.061	0.214	-0.159	-1.362	7.519	0.504
	貧困線効果	-0.039	-0.091	-0.229	1.984	-1.629	-1.333
	構成効果	0.047	0.038	0.033	1.362	1.571	2.359
	合計	0.084	0.211	-0.115	0.007	6.829	0.905
それ以外	支出効果	-0.012	0.083	0.606	-3.725	-0.435	2.051
	格差効果	0.087	0.401	-0.468	-1.039	9.054	13.423
	貧困線効果	-0.103	-0.182	-0.438	3.197	-2.667	-1.887
	構成効果	-0.059	-0.046	-0.051	-2.383	-2.662	-2.124
	合計	-0.086	0.256	-0.352	-3.949	3.290	11.462

資料:全国消費実態調査に基づく筆者による推計値

まず、等価消費支出の要因分解を見ると、子どもの相対的分布が三大都市圏以外の地域から三大都市圏にシフトしたことに伴い、計測対象期間を通じて三大都市圏での構成効果が正、それ以外の地域では負の値を示している。

構成効果以外の要因を見れば、まず1999年から2004年にかけての変化は、支出効果が三大都市圏では正、それ以外の地域で負となるもののその絶対値は相対的に小さく、格差効果と貧困線効果の定性的な変化は両地域に共通している。三大都市圏では支出効果の値は小さく、格差効果が正であることから下位層での支出減少と上位層での増加が生じていたことがわかる。また、貧困線効果が負であるから、中位層の等価消費支出も減少している。この結果、全体では2乗貧困ギャップ率は上昇している。三大都市圏以外の地域でも格差効果が正、貧困線効果が負である点は三大都市圏と同じである。ただし、三大都市圏以外の地域では平均等価消費支出額が低く、貧困線効果が相対的に大きく現れるので、2乗貧困ギャップ率が低下している。

¹⁸ したがって表7の2乗貧困ギャップ率の差とは一致しない。

2004年から2009年にかけての変化は両地域で共通している。等価消費支出の平均値が低下した結果、支出効果が正となっており、格差効果が正であることより、等価消費支出の減少は上位層よりも中・下位層で大きかったことがわかる。このために等価消費支出の中位値が低下して、貧困線効果が負となっている。

2009年から2014年にかけては、等価消費支出の平均値が大きく低下したことによって、両地域とも支出効果の値が正で大きく、さらに格差効果も負であり上位層での支出減少が下位層よりも大きかったことが示唆される。この結果、貧困線が低下して2乗貧困ギャップを引き下げる方向に働いていた。全体として、等価消費支出の2乗貧困ギャップ率は2009年から2014年にかけて低下しているが、貧困線効果を除けば2乗貧困ギャップ率は上昇する方向に変化していた。

次に、学校外教育支出の2乗貧困ギャップ率の変化を見ると、1999年から2004年にかけては、三大都市圏の支出効果は負であり、貧困線効果が正なので、すべての階層において学校外教育支出が増加したことが窺われる。同時に、格差効果は負なので、このような支出の増加が下位層で相対的に大きかったことがわかる。それ以外の地域でも支出効果は負であり、格差効果も負であることから、学校外教育支出の増加が中・下位層で相対的に大きかったことがわかる。この結果、貧困線が上昇することによって貧困線効果が正となっている。

2004年から2009年にかけては、三大都市圏の支出効果は負であるものの他の効果と比べて小さく、格差効果が正であることから、主として中・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。この結果、貧困線が低下することで貧困線効果が負となっている。この傾向は三大都市圏以外の地域でも定性的に共通している。

2009年から2014年にかけての変化は、三大都市圏とそれ以外の地域で様相が異なる。三大都市圏では、支出効果は負であるもののその大きさは相対的に小さく、格差効果も正であるが微小にとどまっている。このことと貧困線効果が負であることより、中・上位層での支出減少と下位層での支出増が生じていたと考えられる。一方、三大都市圏以外の地域では、支出効果が正であり、貧困線効果が負、格差効果が正であることを併せて考えれば、中位・下位層での支出が相対的に大きく減少した結果、格差効果が大きく作用したと考えられる。

全体を見渡せば、三大都市圏では2004年から2009年にかけて2乗貧困ギャップ率が大きく上昇しており、それ以外の地域では2009年から2014年にかけてその大きな上昇が観察される。いずれの場合も大きく変化した要因は格差効果であり、学校外教育への需要の二極分化が格差効果の増大となって表れ、これが三大都市圏からそれ以外の地域へラグを伴って波及したとも考えられる。

これらの変化をさらに各地域の学校種ごとに要因分解した結果が、図7（等価消費支出）と図8（学校外教育支出）でまとめられている。それぞれの図の最右列はすべての学校種を合計した表8の値を改めて図示したものである。

まず、図 7 より、学校種別に等価消費支出の 2 乗貧困ギャップ率の変化を見れば、どちらの地域のいずれの計測期間においても、もともと等価消費支出額の小さい小学生において貧困線効果が強く現れている。また、三大都市圏以外の地域では、2004 年から 2009 年にかけて中学生の格差効果が大きく 2 乗貧困ギャップ率を引き上げており、反対に 2009 年から 2014 年にかけて大きな低下が見られる。総じて、三大都市圏以外の地域における全体の学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率の変化は中学生の変化と類似している。

図 8 を見れば、2009 年から 2014 年にかけての三大都市圏以外における学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率の大きな上昇は、すべての学校種で生じている格差効果の上昇が要因であることがわかる。加えて、三大都市圏以外の地域では、2004 年から 2009 年にかけてもすべての学校種で格差効果が 2 乗貧困ギャップ率を引き上げる方向に働いている。このことは、郡部を含む三大都市圏以外の地域における学習塾の供給制約が影響しているかもしれない。

一方、同じく図 8 より、三大都市圏では小学生の学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率が、格差効果を要因として、経年的に上昇している。元来、小学生の貧困率は他の校種に比べて低く、このことは計測期間を通じて変わらないものの、私立中学校受験準備に象徴されるような学校外教育の早期化が、格差の拡大を伴って生じていることを示唆する。このことは、それ以外の地域でも 2004 年以降に観察される。

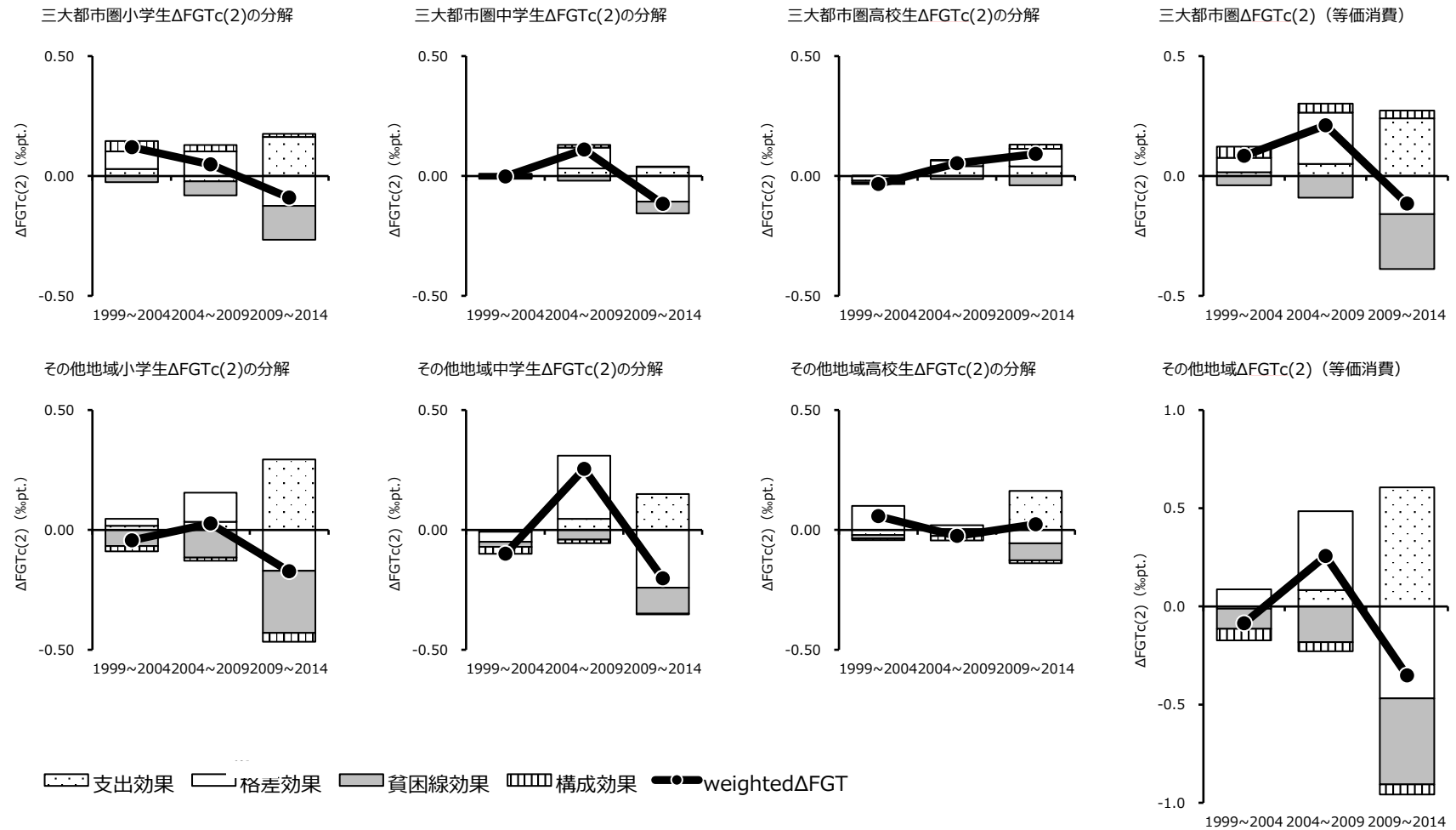


図7 地域別にみた等価消費支出の2乗貧困ギャップ率の要因分解

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

(単位: %ポイント)

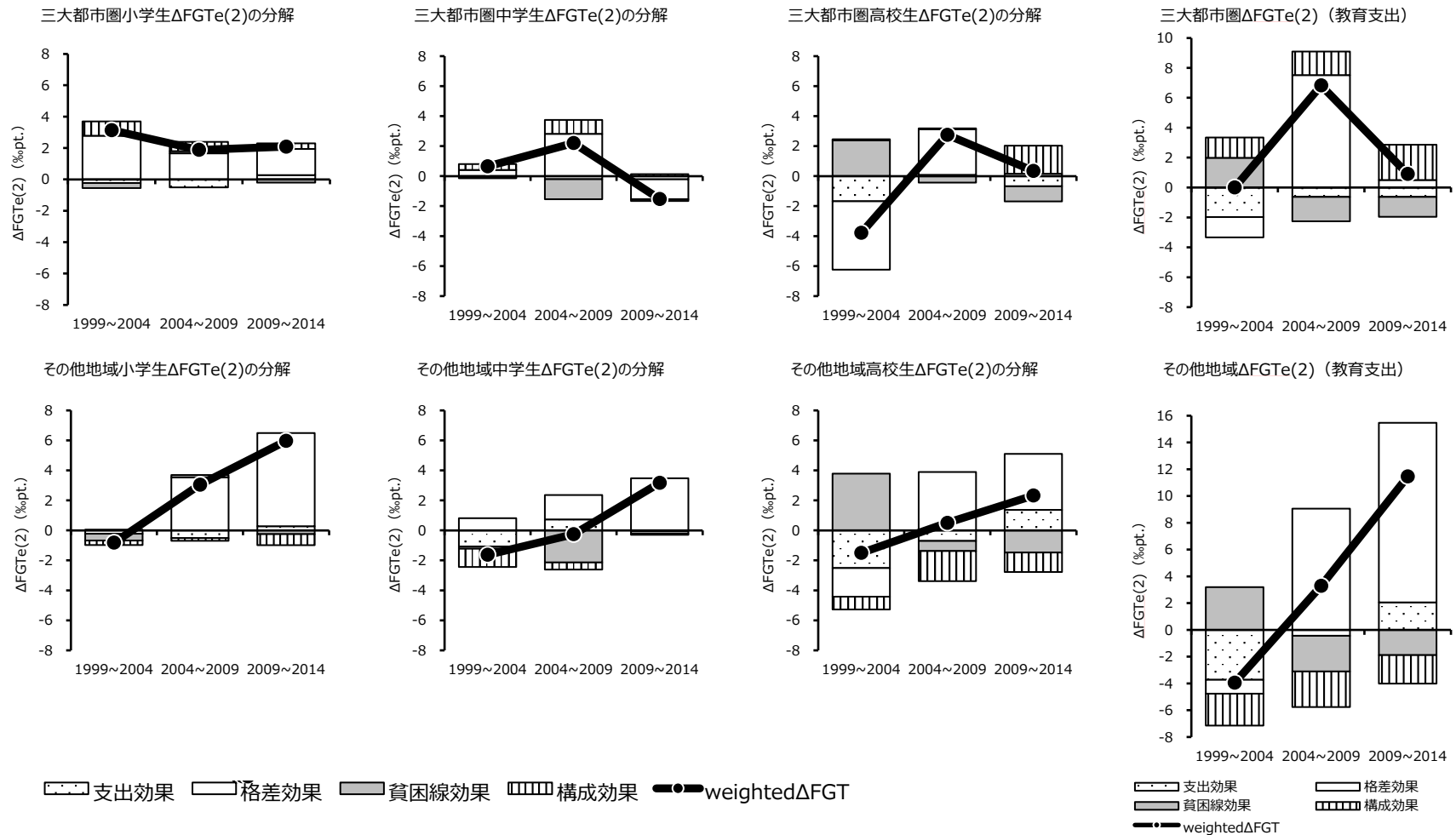


図8 地域別にみた学校外教育支出の2乗貧困ギャップ率の要因分解
 資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

(単位: %ポイント)

最後に、学校外教育支出における格差と貧困の関係を考えておこう。すでに表 5 で示したように、学校外教育支出のジニ係数は三大都市圏において高い値を示している。一方で、表 8 にあるように、学校外教育支出の貧困率は三大都市圏以外の地域で高い値を示している。加えて、2009 年と 2014 年では、貧困率、2 乗貧困ギャップ率のどちらをとっても三大都市圏以外の地域の方が貧困指標の値が高い。

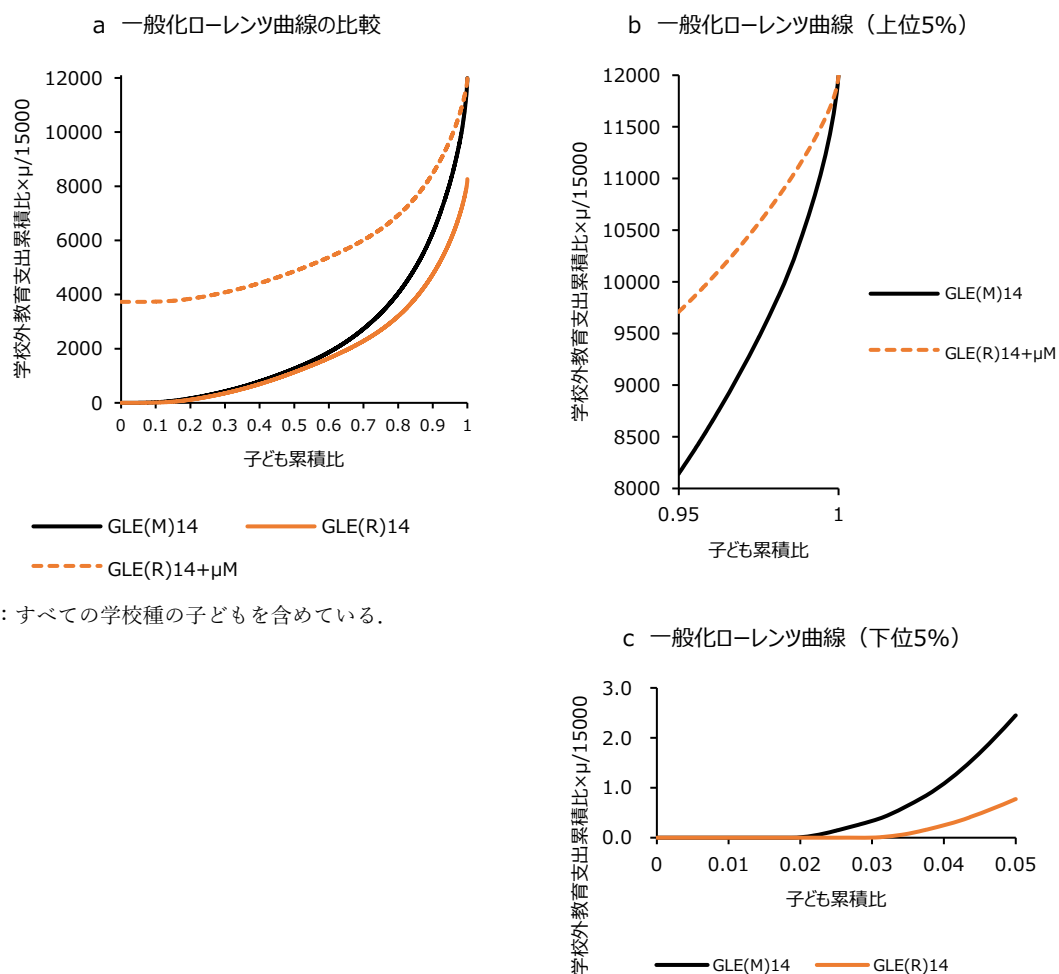


図 9 学校外教育支出の一般化ローレンツ曲線

資料:全国消費実態調査に基づく筆者推計値

このことは、三大都市圏とそれ以外の地域では、学校外教育支出の子ども間の偏りの様相が異なることに起因する。図 9a は、2014 年の学校外教育支出の一般化ローレンツ曲線を、三大都市圏 (GLE(M)14) とそれ以外の地域 (GLE(R)14) 描いている。また、GLE(R)14+μM は三大都市圏以外の地域の一般化ローレンツ曲線を平均支出額の差分だけ上方にシフトさせた曲線である。さらに、これらの曲線の学校外教育支出額の昇順で見ると上位 5%を拡大した図を図 9b として、下位 5%部分を拡大したものを図 9c として描いて

いる。

図 9b より、三大都市圏においてはそれ以外の地域と比べて、学校外教育に多額を費やす世帯が集中していることがわかる。一方で、図 9c を見れば、三大都市圏以外の地域の子どもは、三大都市圏と比較して学校外教育支出の少ない層が相対的に集中していることがわかる。すなわち、三大都市圏の子ども間では「天井を突き抜けた」格差が存在し、それ以外の地域では「底が抜けた」格差があり、貧困に焦点をあてた本稿の分析では後者の側面がより強く現れている。

5 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、三大都市圏とそれ以外の地域のそれぞれについて、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、地域間の比較と時系列でみた変化の要因分解を試みた。計測の主な結果は以下でまとめられる。

第一に、貧困指標を計測した結果、等価消費支出の貧困率と 2 乗貧困ギャップ率の水準は、三大都市圏よりもそれ以外の地域で相対的に高いことがわかった。一方、学校外教育支出の貧困率も 2009 年を除いて三大都市圏以外の地域において高い傾向が見られる。ただし、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率を地域間で比較すれば、2004 年と 2009 年の 2 計測年では三大都市圏の方が高く、貧困層内の深刻さを考慮すれば必ずしも三大都市圏の貧困の程度が小さいとは言えない。

第二に、2 乗貧困ギャップの変化を要因分解した結果、等価消費支出では 2 時点間の増減の方向や変化をもたらした要因に関して定性的には類似した結果が得られた。特に、計測期間の直近である 2009 年から 2014 年にかけては格差効果が 2 乗貧困ギャップを低下させる方向に作用していた。ただし、同時期に等価消費支出の平均値は大きく低下しており、この結果、貧困線が低下したことによる指標の改善効果が大きく、これを除けば貧困指標の値は上昇していたことにも注意せねばならない。

一方、学校外教育支出の 2 乗貧困ギャップ率の変化は、地域間で異なる挙動を示している。とりわけ、2009 年から 2014 年にかけて、三大都市圏では、構成効果を除けば 2 乗貧困ギャップ率は低下している。一方、それ以外の地域では、格差効果を主たる要因として、2 乗貧困ギャップ率の大きな上昇が見られる。また、三大都市圏以外の地域では、2004 年から 2009 年、2009 年から 2014 年にかけてすべての学校種において格差効果が 2 乗貧困ギャップ率を引き上げる方向に作用しており、子ども間の学校消費支出の格差が拡大していることが示唆される。他方で、両地域に共通する特徴として、小学生の 2 乗貧困ギャップ率が 2004 年以降に上昇している。

これらを考えあわせれば、子どもの消費を巡る貧困については、地域間で定量的な違いはあるものの、定性的には類似した動きを示していることから、生活水準や経済状況の改善を意図した支援策はユニバーサルに立案されて良いと思われる。

他方で、学校外教育支出でみた子どもの貧困の様相は、三大都市圏とそれ以外の地域では異なり、地域特性を踏まえた学校外教育への支援のあり方を考える必要がある。学校外教育支出で見た貧困を規定する要因を究明することは本稿の範疇を超えるものであるが、本稿で明らかとなった学校外教育支出の貧困の動向を見る限りは、両地域の学校外教育支出で見た貧困の背景は異なると思われる。それぞれの地域における学校外教育で見た貧困が生ずる背景を明らかにするとともに、公的な支援の合理性や公私の負担のあり方が模索されるべきである。

本稿は、地域を三大都市圏とそれ以外の地域という類型化にしたがって分析した。本稿での類型化は通勤・生活圏も考慮しており、いわゆる大都市圏とそれ以外の地域における貧困の実態を明らかにできたと考える。ただし、本稿で三大都市圏以外の地域に類型化された市区町村の中にも政令指定都市や中核市などが含まれる。地域の区分を変化させたときの貧困指標の変化も検討されて良い。また、本稿では1999年から2014年までの期間を取り上げたが、2009年から2014年にかけての三大都市圏以外の地域における貧困指標の変化を考えれば、直近の動向を計測することも必要であろう。これらの残された課題については、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

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。

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

要因分解には、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。すなわち、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， $L(p)$ を求めた。

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

なお、分位の数は $p = 15,000$ とした。

参考文献

- Bourguignon, F., and Chakravarty, S. R. (2003). The measurement of multidimensional poverty. *Journal of Economic Inequality*, 1, 25-49.
- Duclos, J. Y., and Tiberti, L. (2016). Multidimensional poverty indices: A critical assessment. PEP working paper series 16-01.
- Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52, 761-766.
- Honjo, M., and Nakata R., (2022). Rise of public juku in Japan: A possible new role of supplementary tutoring. *Bulletin of the Faculty of Education*, The Faculty of Education, Institute of Human and Social Sciences, Kanazawa University, 14, 133-146.
- Kakwani, N. (2000). On Measuring Growth and Inequality Components of Changes in Poverty with Application to Thailand. *Journal of Quantitative Economics*, 16, 1-17
- Moyes, P. (1999) Stochastic dominance and the Lorenz curve. *Handbook of income inequality measurement*, 199-225.
- Son, H. H. (2003). A new poverty decomposition. *Journal of Economic Inequality*, 1, 181-187.
- 阿部彩 (2024) 「相対的貧困率の動向 (2022 調査 update)」 JSPS 22H05098, <https://www.hinkonstat.jp/>
- 加茂浩靖(2021)「子どもの学習支援事業の地域的展開—生活困窮者支援制度を中心に—」『日本福祉大学経済論集』 62, 33-50.
- 北村友宏 (2020) 「学校外教育投資の規定要因に関する分析」『法學政治學論究：法律・政治・社会』 126, 235-266.
- 九澤賢太郎・原田魁成・寒河江雅彦(2022) 「サービス産業のロジスティックモデルに基づく存在確率の推計とその応用」『地域活性研究』 17, 137-146.
- 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.
- 貞広斎子(2013) 「学校外補習学習費の支出傾向と地域特性」『千葉大学教育学部研究紀要』, 61, 95-102.
- 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.
- 橋木俊詔・浦川邦夫(2012) 『日本の地域間格差：東京一極集中型から八ヶ岳方式へ』日本評論社.
- 田辺和俊・鈴木孝弘.(2018). 「都道府県の相対的貧困率の計測と要因分析」『日本労働研究雑誌』 60(2/3), 45-58.
- 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.
- 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.

上山浩次郎(2011)「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容—多母集団パス解析による4時点比較—」『教育社会学研究』88, 207-227.