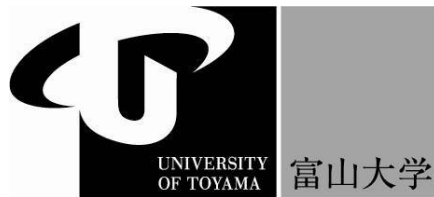


Working Paper No. 350

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—

中村和之, 金田陸幸, 田中宏樹

2023 年 1 月



SCHOOL OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA

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—※

中村和之[†]・金田陸幸[‡]・田中宏樹^{*}

2023年1月

概要

子どもが属する世帯間の経済格差と子どもに提供される教育機会の格差の時系列的な変化を、家計調査の個票データを用いて計測した。子どもに対する教育支出を教育機会の提供だと考え、世帯の等価消費支出のジニ係数と教育支出の集中度係数に基づくカクワニ係数を計測した。カクワニ係数に加えて、ジニ係数で表される経済格差を含む形で教育機会の均等度を定義してその変化と要因を分析した。計測の結果、児童・生徒間の教育機会格差は彼らが属する世帯間の経済格差よりも大きく、1988年以降、教育機会の均等度は傾向的に低下していたことが明らかとなった。特に、中学校と高等学校の低学年において機会均等度が低下していた。また、2000年前後を境として、教育機会の均等度を低下させた要因が、経済格差の拡大から経済格差と比較した教育機会の格差拡大へと変化していた。加えて、世帯主の高齢化が子どもの教育機会の均等度を低下させていることもわかった。

キーワード：教育の機会均等度、学校外教育、有償の教育機会、カクワニ係数

JEL：I24 D63

1 はじめに

教育に関する格差は、地域や世帯構成、保護者の所得や職業、学歴をはじめとして多様な観点から注目されてきた。とりわけ、経済格差と教育格差の関係は、教育政策や所得再分配政策の在り方を考えるうえで重要な論点である。多くの研究が、子どもが属する世帯の属性と教育成果の関係に注目し、保護者の所得水準や学歴と子どもの学習到達度との間に相関関係を見出している（文部科学省，2009；Benesse 教育研究開発センター，2009；

※ 本研究の計測結果は、総務省統計局所管の『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)

川口, 2011; 野崎他, 2018 など)。もしも、経済格差と教育格差に正の相関が観察されるならば、保護者世代の経済格差が子ども世代の教育機会の格差につながり、格差が世代を超えて固定化されかねない。

経済的な格差が教育機会の格差につながるひとつの要因が、教育サービスの消費にかかる費用負担である。学校教育においては、義務教育はもとより幼児教育や高等学校においても授業料の無償化が進められてきたが、授業料以外の学校外教育費の世帯負担はなおも存在する。また、義務教育段階にあっても私立学校の授業料は有償である。さらに、補習塾や進学塾などの学校外教育が上級学校への進学を目指すために不可欠なものとして機能している。有償の教育サービスの消費機会が世帯の経済状況に依存するとすれば、世帯の教育支出と経済格差の関係に着目することが極めて重要である¹。実際、野崎他(2018)は学校外教育支出の多寡が子どもの学習到達度に影響を与えていることを指摘している。

本稿では、小学校、中学校、高等学校の各教育段階を中心として、子どもが属する世帯の生活水準の分布と子どもに対する教育支出の分布の関係について、2000年以降の時系列的推移を計測する。大学教育を巡る格差は重要な論点であるが、そこに至るまでの課題は高等学校段階までの教育支出に凝縮されている。そこで、本稿では小学生、中学生、高校生に焦点をあてる。対象期間を2000年以降とした理由は、いわゆる団塊ジュニア世代とその後の世代の年齢が18歳を超え、少子化や晩婚化に伴う保護者の高齢化など、今日につながる世帯構造がその程度を強めながら進行した時期だと考えられるためである。加えて、学校教育においても、週5日制の完全実施(2002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、今日の教育格差を考えるうえで重要な変化がこの期間に生じている。ただし、今日的な教育格差の状況をより明確に把握するため、俯瞰的な教育格差については、3歳以上の幼児も含めるとともに1987年まで遡って計測する。

これまでも教育格差と経済格差の関係を分析した研究は数多くある(Checchi, 2001; Lin, 2007; Coady and Dizioli, 2018; など)。その多くは、人的資本理論の枠組みに沿って教育格差がマクロ的にみた所得格差に与える影響を分析することに主眼が置かれている。これに対して、本稿では子どもが属する世帯の経済格差と子どもが享受する学校内外の教

¹ 本稿の主たる関心は世帯における裁量の余地が大きい学校外教育支出にあるが、その支出額は授業料支出とも深く関係している。このため、「授業料等」も含めた教育支出全体から見た格差も計測する。

育サービスの格差の関係に焦点をあてる。すなわち、子どもが属する世帯の経済状況をその世帯の等価消費支出で捉え、子どもの教育機会が子どもの属する世帯の経済状況によってどれほど制約されているかを考える²。

このような目的のため、本稿では総務省『家計調査』の個票データを用いる。わが国全体の所得分布を捉えるための統計としては、同じく総務省による『全国家計構造調査（旧全国消費実態調査）』があり、5年おきではあるが家計調査よりも遥かに多くのサンプルによる調査がなされている。しかしながら、全国家計構造調査の調査月は10月と11月の2か月間（全国消費実態調査では9月～11月の3か月間）に限定されているため、年度初めに支出頻度が高まる教育関係支出の動向を十分に捉えられない。また、文部科学省『子どもの学習費調査』では子どもの教育やスポーツや習い事も含めた支出が調査されており、世帯の収入階層別の集計も公表されている。しかしながら、そこから所得階層別にみた世帯分布を知ることはできず、本稿の問題意識に沿った分析ができない。

家計調査は、サンプル数は全国消費実態調査に劣るが、抽出率を反映した集計用乗率を用いて社会全体の分布を知ることができる。また、サンプルの入れ替わりがあるものの通年のデータを得ることが可能である。さらに、家計調査の個票データにおいても、子どもが在学している学校種別や設置者の別を知ることができ、本稿の問題意識に適った分析が可能である。

経済格差と教育支出の格差を関係づけるためにカクワニ係数を用いる。カクワニ係数は元来、租税負担の累進度を測る指標として提案され、所得格差を表すジニ係数と所得の昇順で評価された租税負担の集中度を表す集中度係数の差として定義される（Kakwani, 1977）。カクワニ係数は所得格差と支出や給付、経済活動の関係を捉えるために有用な指標であり、租税負担のみならず様々な領域で応用されている。例えば、保健・医療分野では、Doorslaer et al. (1992)による国際比較を嚆矢として多くの国や地域における所得分布と医療に関する給付と負担の関係が分析されている（例えば、遠藤・山田, 2007; Fukushima et al., 2012 など）。また、環境経済学では家計の所得分布と温室効果ガス排出量の関係がカクワニ係数を用いて分析されてきた（例えば、Padilla and Serrano, 2006; Clarke-Sather et al., 2011 など）。教育支出の分野においても、本稿と同様の問題意識の下

² これとは別に、教育支出の格差を分析するために、家計の教育費負担に着目する視点もある。本稿では学校外教育に代表される世帯の裁量に委ねられる教育サービスの子どもへの提供が、世帯の経済状況によって制約され、教育機会の格差につながるという視点に立つ。

で学校外教育支出の不平等度を分析した田中(2020)があり、他にも 13 か国の開発途上国における教育支出の帰着と所得分布の関係をカクワニ係数によって分析した Lustig (2015)や、カリブ海沿岸とラテンアメリカ諸国における高等教育支出の公平性を測定した Paz (2017)がある。

本稿では教育の機会均等度を分析するために、いくつかの点でカクワニ係数を修正・拡張する。第一に、本稿では教育支出を子どもへの教育機会の提供と捉え、Lambert (2001)にしたがって、カクワニ係数の符号を逆転させた形で教育支出の格差を評価する。すなわち、教育支出が家計の生活水準に関わらず均等に支出されている状況を最も望ましいとする。第二に、カクワニ係数だけでは捉えることができない経済格差の変化や、経済状況に抛らない教育支出の世帯間差異も考慮するため、Kakwani and Son (2021)が提案した租税負担の厚生効果の分解を応用して、カクワニ係数を含む形で教育の機会均等度を定義することによってその推移を計測する。

教育支出の格差と世帯属性の関係については、数多くの先行研究が存在する。例えば、都村(2006)は全国消費実態調査を用いて、所得水準と教育費負担の関係を考察し、低所得層においては相対的な所得水準以上に教育費を支出しており、負担が大きいことが明らかにしている。増田(2015)は全国消費実態調査のマイクロデータを用いて子どもの数と教育費負担の関係を分析し、子どもを追加的に持つことの負担は授業料等支出において大きく、所得階級の低い世帯でその負担が強く現れていることを指摘している。都村(2015)はスポーツや芸術活動を含む学校外教育に関する家計の支出額の決定要因を学校段階別、所得階層別に分析しており、学校外教育への支出額は世帯収入や世帯の子ども数と関係することを示している。松岡(2016)は習い事も含む学校外教育への子どもの参加と親の世帯収入には微弱ながらも関係が存在することを明らかにしている。藪下(2019)は家計調査を用いて所得階層別に授業料と教育費支出の経年的な変化を分析し、高所得層において教育関係費が 2015 年以降、顕著に増加していることを明らかにしている。また、内閣府(2022)は、家計調査の個票データを用いて幼児・小学校と中学校の補習教育支出が、2020 年において所得の最高位階層で増加したことを明らかにしている。

これらの分析は、教育関係支出における所得階層別の負担を考察し、世帯の収入や所得水準と教育支出との間の正の相関を明らかにした点で、経済格差と教育格差の連関を示唆するものである。本稿は、これらの考察を踏まえつつ、児童・生徒が属する世帯の生活水準の分布と教育支出の分布に着目する。多くの先行研究は教育支出に対する公的支援の拡

充の必要性を指摘しているが、そのような政策の導入がどれほどの財源を必要とし、また、どれだけの効果が期待できるかについて知見を得るためには、社会全体、あるいは子どもがいる世帯の分布を基に格差を分析する視点が不可欠である。

田中(2020)は、家計調査を用いて、勤労者世帯における授業料や補習教育支出の所得階層別格差の推移を計測、分析している。特に、税制等を通じた所得再分配の効果をレイノルズ=スモレンスキー指標によって捉えたうえで、教育関係支出の分布の所得分布に対する累進度（不平等度）をカクワニ係数で捉えている。その結果、補習教育支出における不平等度は経年的に上昇していることや、特に幼児教育や小学校教育の不平等度が拡大していることを明らかにしている。

本稿の分析もまたカクワニ係数を用いながら所得分布と教育関係支出の分布を比較するという点では田中(2020)と共通する。しかし、いくつかの点で田中(2020)の分析と本稿の分析では視点が異なる。第一に、田中(2020)では、集計データを用いて子どもの有無に関わらず社会全体の中で子どもの教育支出にかかる世帯の負担や分配上の含意をカクワニ係数等によって評価している。これに対して、本稿では個票データを用いることにより、子どもが属する世帯だけを抽出して教育機会の格差を計測するとともに、世帯の子どもの数、学校種や国公立の別、学年段階別など、子どもや子どもが属する世帯属性別に捉えた格差を計測する。第二に、田中(2020)では教育支出を世帯単位で捉えていたが、本稿では、教育支出の格差を子ども単位で捉える。すなわち、子どもが属する世帯において各人が享受する生活水準を等価世帯人員あたりの消費支出で測り、それと世帯に属する子どもに対する教育支出の関係に焦点をあてる。

次節では分析の枠組みを述べ、第3節で分析に用いたデータを概説し、第4節で分析の結果を述べる。特に本稿では子どもが属する世帯の子ども数や学校種別、国公立学校と私立学校の別、同じ学校種内の学年段階別にそれぞれに属する児童・生徒間の経済格差と教育機会の格差の関係を明らかにする。最後にまとめと課題を記す。

2 分析の枠組み

本稿では、児童・生徒の教育機会の格差という観点から、世帯の消費支出や教育支出の格差を計測する。計測対象とする世帯の数を N 、世帯 i の世帯人員を n_i とする。計測対象となる世帯の世帯員の合計は、 $n = \sum_{i=1}^N n_i$ である。そのうち、世帯 i に属し、計測対象とす

る児童・生徒の数を n_i^c とする。対象とする児童・生徒の総数は、 $n^c = \sum_{i=1}^N n_i^c$ である。

世帯の生活水準(Living standards)はその消費支出額で表されるとする。世帯 i の消費支出額を c_i と書く。世帯人員の違いによる消費支出額の違いを考慮するために、世帯員の生活水準を等価消費支出によって表す。世帯人員が n_i 人であり世帯の消費支出額が c_i 円であるような世帯 i における世帯員の消費水準を、等価消費支出への変換関数 h を用いて以下のように表す。

$$h_i = h(c_i, n_i). \quad (1)$$

世帯に属する児童・生徒の厚生は、世帯の消費支出額に加えて、当該児童・生徒に提供される教育機会にも依存する。児童・生徒に対する教育機会は教育支出額で測られると考える。世帯 i において分析対象となる児童・生徒への教育支出額を、 e_i とする。教育支出には規模の経済性や非競争性はないと考えれば、世帯 i に属する児童・生徒 1 人あたりの教育支出額は、 e_i/n_i^c である。

児童・生徒の教育支出を考慮した厚生水準を以下のように表す。

$$h'_i = h_i + \frac{e_i}{n_i^c}. \quad (2)$$

上式の h_i で表される世帯の等価消費支出額は、教育支出額を含む。したがって、金額ベースで見れば児童・生徒に対する教育支出が二重に計上されているように見える。しかし、本稿では、世帯の消費支出額は世帯の生活水準を表す指標だと捉え、世帯の経済格差と教育支出の格差の関係を考えるため、このような定式化を用いる。

教育支出を考慮しない等価消費支出の分布を以下の社会評価関数で評価する。

$$SEF = (1 - G_h)\bar{h}. \quad (3)$$

ここで、 G_h は等価消費支出額のジニ係数である。本稿では、各世帯に属する児童・生徒の厚生の分布に着目するため、ジニ係数を求める際の各世帯に与えるウェイトは、 n_i^c/n^c

である³。また、 \bar{h} は児童・生徒あたりの等価消費支出額の平均値である。すなわち、

$$\bar{h} = \frac{1}{n^c} \sum_{i=1}^N n_i^c h_i. \quad (4)$$

(3)式の社会評価関数は Sen(1974)によって提案されたものであり、平均的な生活水準が同じであれば格差が低い状況を、ジニ係数が同じであれば平均的な生活水準が高い状況をより望ましいと評価する。 SEF の値は Shorrocks(1983)による一般化ローレンツ曲線の下の部分の面積の2倍に等しい。

一方、当該児童・生徒への教育消費支出を考慮した社会評価関数を以下で与える。

$$SEF' = (1 - G_{h'})\bar{h}'. \quad (5)$$

ここで、 $G_{h'}$ は世帯の（等価消費支出+教育支出）のジニ係数、 \bar{h}' はその平均値であり、児童・生徒あたりの教育支出額の平均値を、

$$\bar{e} = \frac{1}{n^c} \sum_{i=1}^N e_i, \quad (6)$$

とすれば、 $\bar{h}' = \bar{h} + \bar{e}$ である。

(3)式と(5)式のような社会評価関数の下で児童・生徒が得る教育支出1円あたりの便益を、教育支出を考慮する場合としない場合の社会評価関数の差を教育支出額の平均値で除した値によって評価する。

³ 世帯の所得や消費水準を等価尺度によって調整するとき、ローレンツ関数を求めるために世帯に与えるウェイトとして、等価世帯人員を用いる方法と実際の世帯人員を用いる方法がある。Ebert(1999)は等価世帯人員を用いる場合のみ移転原理が満たされることを示した。しかしながら、等価世帯人員による手法を用いれば、児童・生徒の数が同じ世帯であっても世帯人員が異なれば当該世帯の児童・生徒数は異なってしまう。Shorrocks(2004)は厚生分析を行う際には世帯人員でウェイトづけすべきであることを主張している。本稿では、世帯に属する児童・生徒の教育機会の格差に焦点をあてるため、児童・生徒数をウェイトとしてローレンツ関数や集中度関数を求める。もしも、教育支出が世帯に与える負担に着目するならば、Ebert(1999)による方法が適切であろう。なお、Ebert(1999)の方法による計測も行ったが、本論の結果と大きな違いはなかった。

$$\frac{\Delta SEF}{\bar{e}} = \frac{SEF' - SEF}{\bar{e}}. \quad (7)$$

上式は、児童・生徒に対する教育機会の均等度を表している。このことを見るために、ジニ係数に関する周知の性質を用いて、上式を以下のように分解する。すなわち、

教育機会の均等度=経済格差+(経済格差と比較した)教育支出の均等度+順位移動項。

この分解は Kakwani and Son (2021)によって示されたものに、本論における分析の枠組みを反映させる形で修正を加えたものである。以下ではこれを、K-S(R)と呼ぶ。

K-S (R) (教育機会の均等度)

$$\frac{\Delta SEF}{\bar{e}} = (1 - G_h) + \rho_e + r. \quad (8)$$

上式の右辺第 1 項は、経済格差に由来する機会均等度を表し、消費支出額に関するローレンツ曲線の下の部分の面積の 2 倍に相当する⁴。第 2 項は、教育支出を児童・生徒への教育機会の提供（給付）と考えたとき、経済格差と比較した教育支出の均等度を表し、 $\rho_e = G_h - C_e$ である。ここで、 C_e は消費支出額の分布に基づく教育支出額の集中度係数である。 ρ_e は通常のカクワニ係数の符号を逆転させた値であり、その絶対値はローレンツ曲線と集中度曲線に挟まれた部分の面積の 2 倍に等しい。

第 3 項は順位移動項であり、 $C_{h'}$ を等価消費支出額の世帯分布に基づく（等価消費支出額+教育支出額）に関する集中度係数とすれば、 $r = (C_{h'} - G_{h'})\bar{h}'/\bar{e}$ と表され、等価消費支出額+教育支出額の大きさでみた世帯の順位と、等価消費支出額のみでの大きさによる世帯の順位が異なることによる影響を表し、必ず非正の値をとる。

その定義から、 $\Delta SEF/\bar{e} \in (0,2)$ であり、教育支出が均等化されているとき、 $\Delta SEF/\bar{e} = 1$ である。一方、経済格差を拡大する形で教育機会の格差が生じているならば 0 に近づく。また、経済格差とは逆の方向で教育機会の格差が生じているならば 2 に近づく。

いくつかの特殊ケースによってこの指標が持つ意味を確認しておく。まず、すべての児

⁴ (8)式の導出は補論 1 を参照。

童・生徒に対して等しい額の教育支出がなされたとしよう。すなわち、教育支出は世帯の経済格差とは関係なく均等化されている場合である。この時、教育支出の集中度係数と順位移動項はともにゼロとなるので、 $\Delta SEF/\bar{e} = 1$ となる。

教育支出が最高位の生活水準を持つ子どものみに集中していたとしよう。このとき、集中度係数は $(n^c - 1)/n^c$ であるとともに順位移動は生じないので、十分大きな n^c を考えれば $\Delta SEF/\bar{e} \approx 0$ である。また、教育支出が、最低位の生活水準を持つ世帯に属する子どもだけに順位移動が生じない規模で支出されているならば、 $\Delta SEF/\bar{e} \approx 2$ となる。

もしも、教育支出額が等価消費支出額に比例する形で支出されているならば、 $\Delta SEF/\bar{e} = 1 - G_h$ である。一般的には、 ρ_e が正（負）であれば経済格差よりも教育支出格差のほうが小さい（大きい）。

順位移動項は、教育支出が世帯の生活水準と関係なく決定されている程度を表す。例えば、生活水準が中位にある児童・生徒のみに教育支出がなされたとしよう。このとき、集中度係数は0となり、 $\Delta SEF/\bar{e} = 1 + r$ となる。また、 $h'_{(1)} \leq h'_{(2)} \leq \dots \leq h'_{(N)}$ のように等価消費支出額+教育支出の大小関係が与えられているとき、その他の事情は等しいとして、 $h'_{(i)} < h'_{(j)}$ である世帯*i*と*j*について、等価消費支出額のみ的大小関係が、 $h_{(j)} < h_{(i)}$ だったとしよう。このとき、 $r = 2(j - i)(h'_{(i)} - h'_{(j)})/(n^c)^2 \bar{e} < 0$ となる。

(8)式は教育支出の相対的な機会均等度を表したものであるが、教育支出の規模も考慮することも重要である。(8)式より以下の分解を得ることができ、これを K-S (A) と呼ぶ。

K-S (A) (金額ベースで見た教育機会の均等度)

$$\Delta SEF = \bar{e} - C_e \bar{e} + R. \quad (9)$$

ここで、 $R = r\bar{e} = (C_{h'} - G_{h'})\bar{h}'$ である。(9)式では教育支出の偏りを集中度係数で表している。もしも、教育支出の分布が生活水準の高い層に偏っているならば、 $C_e \bar{e} > 0$ となる。

ΔSEF は、(3)式の社会評価関数でみた金額ベースの均等度を表す。たとえば、平均値が \bar{e}^* 円であり、各世帯の児童・生徒に、 $\mathbf{e}^* = (e_1^*, e_2^*, \dots, e_N^*)$ が支出されているとき、 $\Delta SEF^* = \bar{e}^* - C_e^* \bar{e}^* + R^*$ だとする。このとき、 \mathbf{e}^* の代わりにすべての児童、生徒に ΔSEF^* 円を均等に支出すると、 $C_e = R = 0$ となり、 $\Delta SEF = \Delta SEF^*$ である。すなわち、 \mathbf{e}^* のような支出プロフィールは(3)式の社会評価関数の下で ΔSEF^* 円を均等に支出する状態と等価である。

3 分析に用いたデータ

機会均等度の計測には、総務省『家計調査』より「<品目分類>1世帯当たり1か月間の支出金額、購入数量及び平均価格」の個票データを用いる。調査対象となる世帯数や推計世帯数、世帯当たり消費支出額等は、家計調査で公表されている値と同じである。分析の対象期間は2000年1月から2021年10月までの約21年間である。時系列的な推移を検討するという本稿の目的に即して考えれば、より長期の分析が望ましいが、1999年12月以前では学校種別の補習教育支出額を知ることができないため、2000年1月から2021年10月までを対象期間とする。ただし、学校種別の補習教育支出額を必要としない俯瞰的な計測では、1987年1月から2021年10月までの約35年間を対象期間とする⁵。

計測の対象は小学校、中学校および高等学校に在学する児童・生徒と彼らが属する世帯である。ただし、教育支出の格差を全体で捉えて俯瞰する際には3歳以上の幼児も対象とする。幼児教育についてこのような取り扱いをする理由は、本稿の主たる目的が小学校から高等学校に至る学校教育に関心があるものの、補習教育支出が幼児と小学校をまとめて「幼児・小学校補習教育」として表章されているためである。

本稿では、前述のとおり世帯の「消費支出」が生活水準を表すと考える⁶。ライフサイクル仮説に基づくならば、世帯の厚生水準は一時的な所得よりも消費によって適切に捉えられると考えられる。加えて、祖父母から子ども（孫）への金銭移転も、それが保護者を經由する限りは世帯の消費支出で捉えられる。家計調査では世帯全体の年収を把握できるが、世帯員ごとの収入額および収入の種類が不明であるため、可処分所得を計測できず、生活水準を正確に把握できない。また、勤労者世帯についてはひと月あたりの勤め先収入を知ることができるが、サンプルが限定されてしまう。

分析の対象とする教育支出は家計調査の大項目分類である「教育」に含まれる「授業料

⁵ 計測対象とした期間中に、本稿で分析の対象となる支出項目に関する定義の変更等はない。ただし、1999年7月より農林漁家世帯が新たに調査の対象に加えられている。本稿では同月以降は農林漁家世帯を含む形で分析した。また、2018年1月からはオンライン調査が順次導入され、2019年12月からは全面的にオンライン調査に切り替えられている。本稿ではこの変更に伴うデータの修正等を行っていない。

⁶ 教育支出を投資だと考え医療支出とともに消費から除外した分析（Meyer and Sullivan, 2013; Attanasio et al., 2014 など）がある一方、これらを消費に含める研究（Heathcote et al., 2010; Fisher et al., 2013; Norris and Pendakur, 2015 など）もある。本論では、流動性制約を考慮すれば教育支出等の人的資本への投資や耐久消費財の支出を消費に含めるほうが世帯の経済力をよりよく近似できると考えた。

等」と「補習教育」である。家計調査の「教育」では、この他に「教科書・学習参考教材」が表章されているが、教育サービスを直接的に構成するものではないので、対象に含めない。「授業料等」には授業料の他、入学料や PTA 会費、修学旅行の積立金などが含まれている。「補習教育」には塾や家庭教師に対する支出が含まれている。「学習用文房具」や「学習用消耗品」「教科書・学習参考教材」も教科教育とは直接の関係がないので計測から除外する。スポーツや芸術系、語学などの習い事に関する支出は「月謝」に分類されるが、そこには大人を対象とする習い事も含まれるため、計測に含めない。

世帯に属する世帯員の生活水準を測定するための等価尺度として、実証分析において最もよく用いられている世帯人員の平方根を用いる⁷。すなわち、 $h_i = c_i/\sqrt{n_i}$ である。児童・生徒に対して支出される1人あたり教育支出は、前述のとおり、 e_i/n_i^c である。

計測にあたっては、最初に各月の家計調査の個票データから計測対象となる子どもが属する世帯だけを抽出する。個票データより全体の分布を知るために、計測対象となる各世帯に付された集計用乗率（調整係数）を乗じて分布を求める。教育支出は、毎月経常的に支出されるとは限らないので各月の消費支出額や教育支出額を求めたうえで、その12か月後方移動平均値を求めて計測に用いる。したがって、金額ベースの計測値はすべて1か月あたりの値である。具体的には、各月の等価消費支出、教育支出を等価消費支出の昇順で100分位に集計した値を求め、その後方12ヵ月移動平均値をもとにジニ係数や集中度係数を求めている⁸。外れ値や異常値と思われる値に対する修正等を行っていない。また、本稿での主たる関心は(8)式で表される相対的な均等度なので、名目値を用いることとし、物価水準の調整も行っていない。

⁷ 等価尺度選択の選択に関する恣意性を回避するために、世帯人員や子ども数が同一であるサンプルだけを取り上げて計測することも考えられる。また、等価尺度を用いるとしても平方根尺度以外の尺度を用いることも考えられる。しかし、補論2（付図2）で示すように世帯人員や子ども数を揃えるとサンプル数が著しく減少する。そこで、本稿では等価尺度を用いることとし、Biewen and Juhasz(2017)によれば、等価尺度が世帯規模にのみ依存するならば、世帯人員の平方根尺度が実証的に支持されると解釈できていることや、先行研究との比較可能性を考慮して平方根型の等価尺度を採用する。

⁸ ジニ係数や集中度係数を求める際には、ローレンツ関数や集中度関数を求めたうえで計算している。ローレンツ関数は、Moyes(1999)に従い、世帯に関するインデックスを等価世帯人員あたり消費支出額の昇順で、 $h_{(1)} \leq h_{(2)} \leq \dots, h_{(N)}$ 、となるように与え、 $n_{(0)}^c = h_{(0)} = 0$ 、としたうえで、 $p \in [0,1]$ に対して以下の形で求める。

$$L(p) = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^N \left(p - \frac{\tilde{n}_{(i-1)}^c}{n^c} \right)^+ (h_{(i)} - h_{(i-1)}).$$

ここで、 $(a)^+ = \max\{a, 0\}$ 、 $\tilde{n}_{(k)}^c = \sum_{i=0}^k n_{(i)}^c$ である。集中度関数についても同様の方法で求めている。

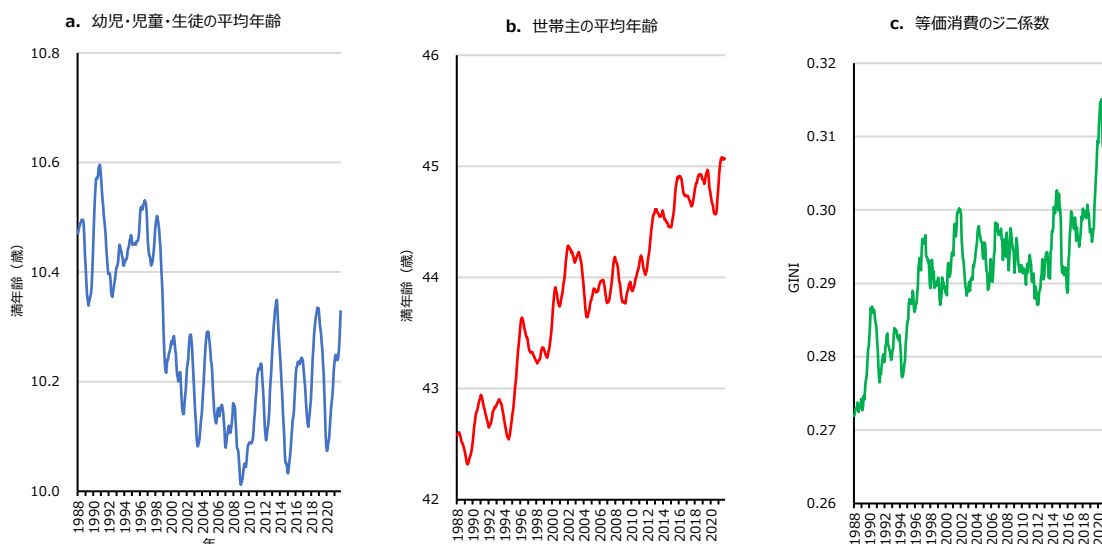
4 教育機会の均等度

4.1 すべての学校種を対象とした教育機会の均等度

最初に、幼児教育から高等学校まですべての学校種の在学者を対象として、授業料等と補習教育の合計額を取り上げ、教育機会の均等度を計測する。対象期間は1987年1月から2021年10月の約35年間であり、12ヵ月後方移動平均を用いているため、諸係数の値は1988年1月より示されている。幼児教育の対象は、2018年以降では幼稚園児と3歳以上の保育所通所者であり、2017年以前は3歳以上の保育所通所者と幼稚園通園者が識別できないので、幼稚園児と3歳以上6歳以下の幼児とする。

分析に先立ちいくつかの統計の推移を見ておく⁹。教育機会の均等度は経済格差（ジニ係数）の影響を受ける。ジニ係数は世帯主の平均年齢とともに上昇する傾向がある¹⁰。教育支出の大きさは児童・生徒の学習段階（年齢）によって異なる。このような計測期間を通じた世帯属性の変化を確認するため、3歳以上の幼児並びに小学生、中学生、高校生の平均年齢と、彼らが属する世帯の世帯主の平均年齢、対象期間中のジニ係数を求める。

図1 子どもが属する世帯の属性



出所：家計調査に基づき筆者算出。

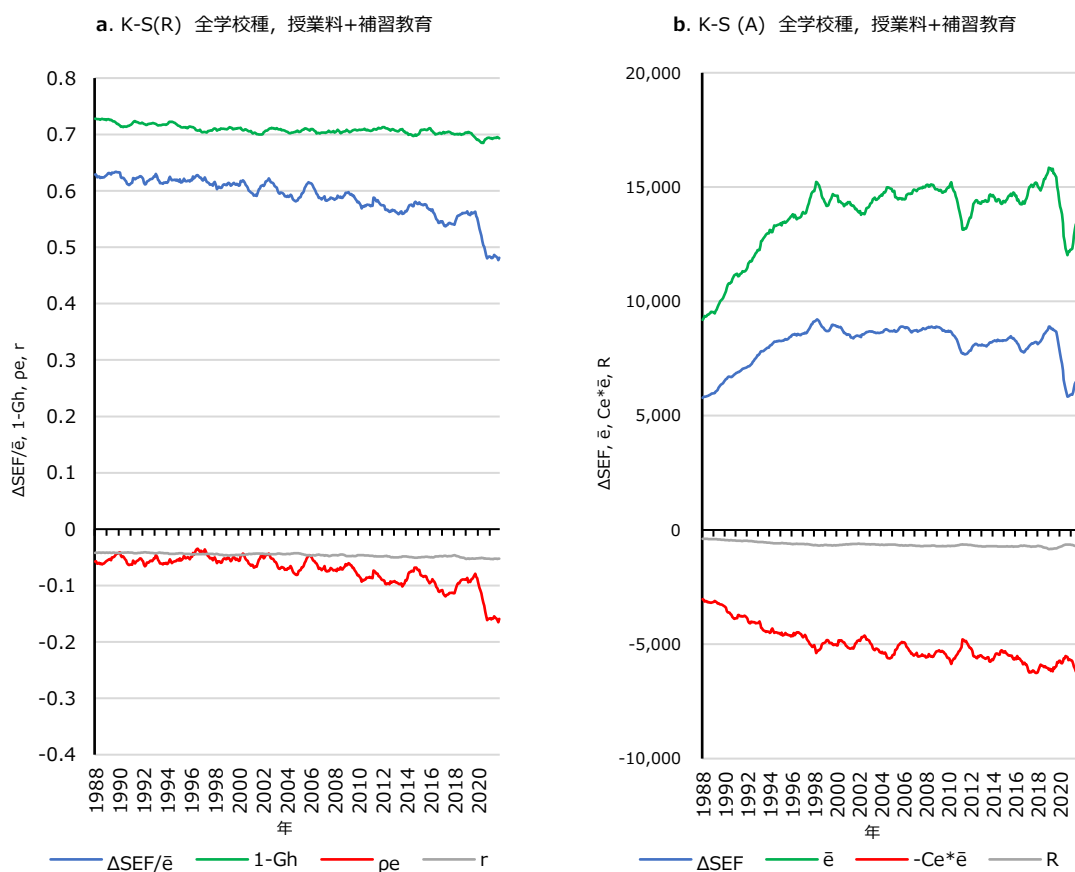
図1 はこれらの世帯属性の推移を図示している。なお、世帯主の平均年齢は、世帯の

⁹ 子どもの属性別にみた等価消費支出額階級別の分布は補論2（付図1~3）を参照。

¹⁰ 補論3（付図4）を参照。

値を世帯に属する幼児・児童・生徒の数で加重平均した値である。まず、計測対象となる子どもの平均年齢は 1990 年代後半から低下し、2009 年を底として若干上昇している（図 1a）。背景には、1980 年代後半よりいわゆる団塊ジュニア世代が高校を卒業したことと、その後の少子化の進展がある。世帯主の平均年齢は経年的に上昇している（図 1b）。この背景には晩婚化や第一子の出産年齢が遅くなったことが考えられる。等価消費のジニ係数は 2000 年頃まで上昇傾向を示したのち、近年まで概ね 0.29 から 0.30 の範囲にとどまっている（図 1c）。ただし、2020 年以降は上昇しており、新型コロナウイルス感染症の感染拡大の影響が考えられる。

図 2 教育機会の均等度の推移（全学校種、授業料+補習教育）

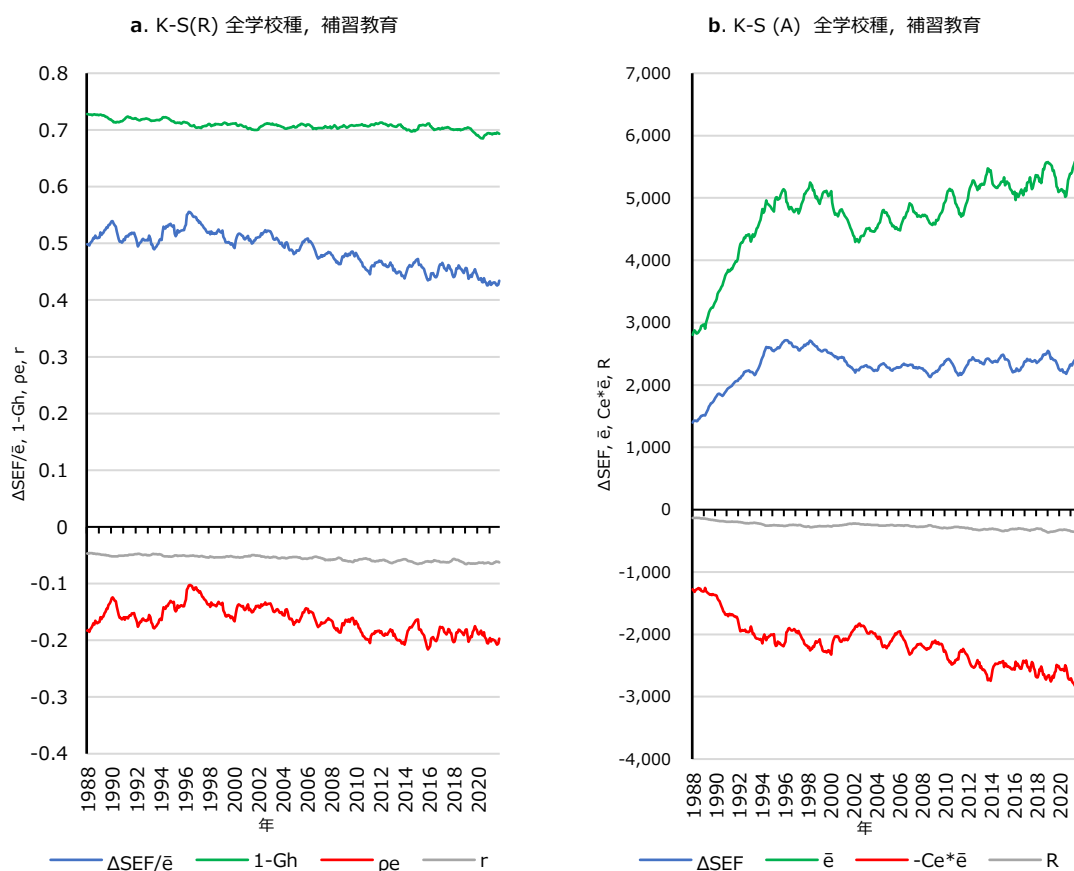


出所：家計調査に基づき筆者算出。

図 2 は教育機会の均等度（図 2a）と金額ベースで見た教育機会の均等度（図 2b）の推移を表す。図 2a に示されるように、全体で見た教育機会の均等度（ $\Delta SEF/\bar{e}$ ）は低下傾向

にある¹¹。また、期間を通じて教育支出の格差は経済格差よりも大きい ($\rho_e < 0$)。経済格差は2002年頃まで緩やかに拡大 ($1 - G_h$ が低下) しており、2002年頃以降は経済格差と比較した教育支出額の均等度 (ρ_e) が低下している。すなわち、機会均等度の低下は、2002年頃までは経済格差 (G_h) の拡大によるところが大きく、その後は経済格差を上回る形で教育支出の集中度 (C_e) が上昇したことが教育機会均等度の低下につながっている。

図3 教育機会の均等度の推移 (全学校種、補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図2bで示されているK-S(A)の推移をみれば、児童・生徒1人あたりの1か月間の教育支出 (\bar{e}) は1997年頃まで増加傾向にある。その理由として、団塊ジュニア世代やその後の世代 (ポスト団塊ジュニア世代) では、子どもの人口が多く高校や大学進学に際し

¹¹ 私立学校や補習教育事業者の供給制約が機会均等度に及ぼす影響を確認するため、補論4ではサンプル世帯を三大都市圏とそれ以外の地域に分割して機会均等度を計測している。

での競争が激化していたことが考えられる¹²。それ以降、教育支出額は2010年4月から始まったいわゆる高校授業料無償化や2019年10月より開始された幼児教育・保育の無償化により一時的に減少しているものの、それ以外の顕著な変化は認められない。

このような傾向は、補習教育だけを取り出して計測した図3においても観察される。図3における補習教育支出の教育機会の均等度($\Delta SEF/\bar{e}$)は、計測期間を通じて授業料等を含めた場合(図2a)よりも低く、2000年頃まで一定もしくは上昇が見られたが、それ以降、2010年代半ばまで低下している。経済格差と比較した補習教育の均等度(ρ_e)も2000年以降2010年代初頭まで低下傾向にある。ただし、児童・生徒あたりの補習教育支出(\bar{e})は1990年代後半をピークとしていったん減少したが2000年以降は再び増加傾向にある。図2で見られる2000年以降の支出額の増加を伴った教育機会の均等度の低下は、補習教育における均等度の低下が大きく影響している。

このように、2000年頃を境としてその前後では教育格差の様相が大きく異なる。前半は、児童・生徒数も多く受験を巡る競争が激化した時期であり、補習教育を中心として教育支出が大きく増加した。ただし、この増加は教育支出の格差拡大を伴うものではなく、ほぼすべての層で教育支出の増加が生じていた。この時期の教育機会均等度の緩やかな低下は経済格差の拡大によるものである。

一方、2000年以降は、経済格差の拡大は緩やかであるが、経済格差と比較した教育支出の均等度が低下している。この時期は、学校週5日制の完全実施を伴う新学習指導要領の実施時期(2002年)とも重なっており、子どもの学力低下に不安を持つ保護者が、補習教育への支出を増加させたと考えられる。これ以降、補習教育支出が経済的に豊かな世帯に偏りながら増加する傾向は、現在まで続いている。

4.2 世帯における子どもの数別にみた教育機会の均等度

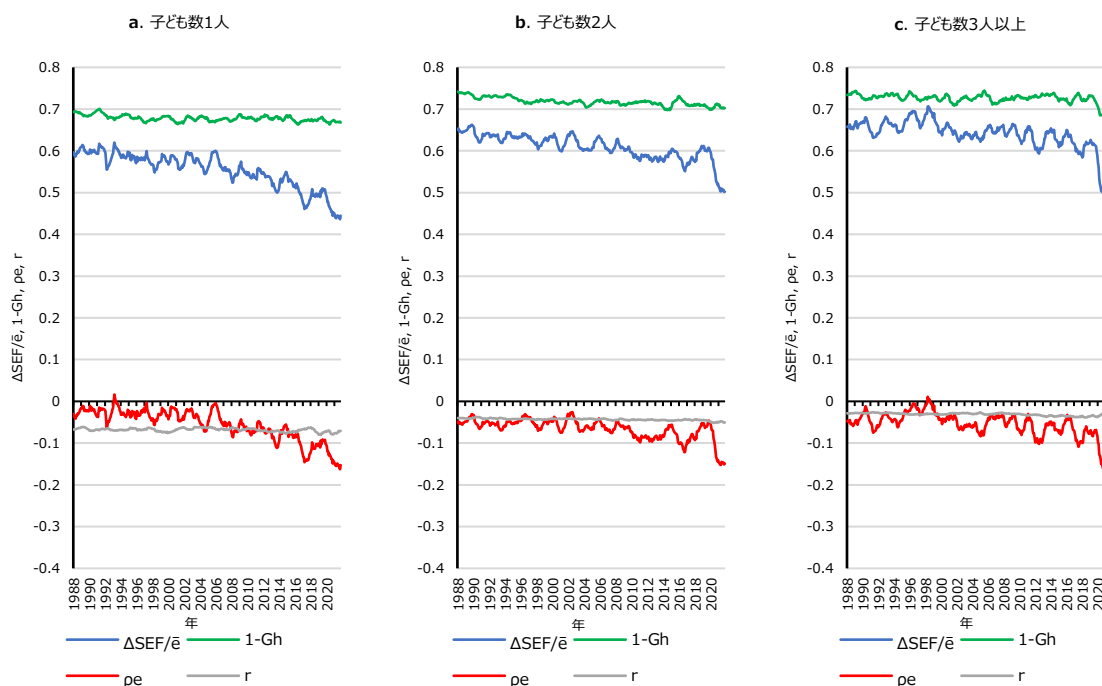
図1からもわかるように、計測対象とした時期では世帯構造の変化が観察され、これらが教育機会の均等度に影響を与えているかもしれない。以下では、幼児・児童・生徒を、彼らが属する世帯の子どもの数に着目して類型化した上で、それぞれの類型に属する幼児・児童・生徒間の教育機会均等度を計測する。計測対象はこれまでと同じく、3歳以上

¹² 加えて、この時期は世帯あたり消費支出額全体も増加していた。計測対象の子どもの属する世帯の等価消費支出の推移は補論3(付図5)を参照。

の幼児と小学校、中学校、高等学校に在学中の児童・生徒である。対象者が属する世帯の子ども数には、計測対象者に加えて3歳未満の子どもも含める。ただし、家計調査では世帯内で同居していない大学生の有無を知ることはできないので、大学生は子ども数に含めない。したがって、ここで言う子ども数は厳密には世帯の子ども数と異なるが、以下では便宜的に、これを計測対象となる幼児・児童・生徒が属する世帯の「子どもの数」と言う。教育支出は前項と同じく授業料等と補習教育支出の合計額であり、計測期間も同じく1987年1月から2021年10月までである。

図4は子どもの数別に類型化した教育機会均等度の推移を表しており、図5は、計測対象の子どもあたりで見た教育支出額の推移を類型別にまとめている。また、図6は類型別にみた世帯属性を示している。

図4 子どもの数別にみた教育機会の均等度の推移（K-S(R)、全学校種、授業料+補習教育）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図4と図5をみれば、図2や図3で示された傾向が子どもの数を問わず観察される。すなわち、どの類型においても、ほぼすべての期間で経済格差よりも教育支出格差のほうが大きく ($\rho_e < 0$)、教育支出 (\bar{e}) は1997年頃まで拡大傾向にある。また、2000年代中頃以降、すべての類型において教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$)、経済格差と比較した教育支

出の均等度 (ρ_e) がともに低下傾向にある。

ただし、類型別にみた違いも存在する。子ども数 1 人の世帯 (図 4a) では、教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) が経年的に低下しており、他の類型と比べて低い値を示している。また、相対的な教育支出額の均等度 (ρ_e) は 2000 年頃から低下傾向にある。さらに、経済格差が他の類型と比較して大きく ($1 - G_h$ の値が小さく)、1996 年頃まで拡大傾向にある。

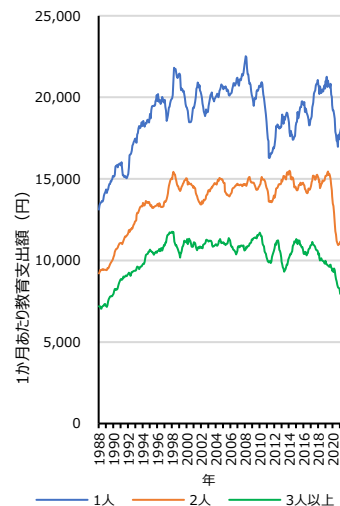
子ども数 2 人の世帯 (図 4b) においても機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は低下傾向を示している。また、教育支出の相対的な均等度 (ρ_e) は 2000 年代以降、変動を伴いつつ低下傾向にある。さらに、他の類型とは異なり計測期間を通じて経済格差が拡大傾向にある。

子ども数 3 人以上の世帯 (図 4c) では、2000 年中頃以降に機会均等度が低下傾向を示している。同時期に経済格差と比較した教育支出格差 (ρ_e) にも拡大傾向が見られる。

子ども数 1 人の世帯に属する子ども間での経済格差が大きいことは、世帯における子どもの数の選択が影響していると考えられる。子どもが 1 人である世帯には、所得が低く子どもを 1 人しか持てない世帯と、所得が高く子どもを育てることの機会費用が大きいため子どもの数を 1 人とすることを選択した世帯が混在していると思われる。

加えて、子ども数 1 人の世帯では、世帯主の年齢が高いことも他の類型と比べて経済格差が大きい要因だと考えられる¹³。図 6 より、子ども数 1 人世帯に属する児童・生徒の平均年齢が 2003 年まで低下している (図 6a)¹⁴。世帯主の平均年齢は子ども数 1 人の世帯で最も高く、2000 年以降はさらに上昇傾向にある (図 6b)。また、子ども数 2 人の世帯においても世帯主の平均年齢は期間を通じて上昇傾向を示している。子どもが属する世帯類型別にみたジニ係数は子ども数 1 人世帯において最も高く 2000 年頃まで上昇傾向

図 5 子どもの数別にみた 1 人あたり教育支出額



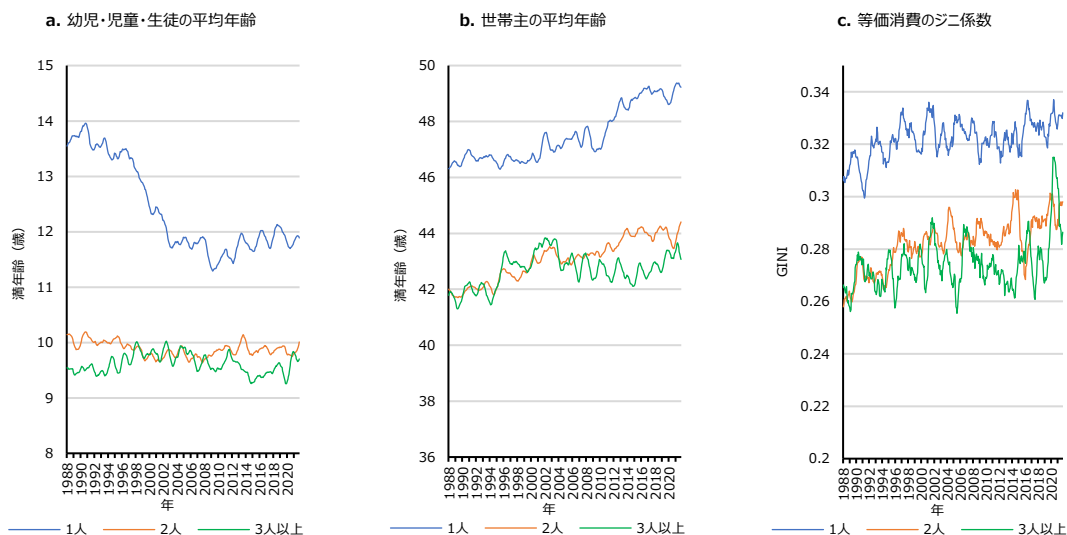
出所：家計調査に基づき筆者算出。

¹³ 世帯主の年齢階級別に見た経済格差の動向は補論 3 (付図 4) を参照。また、子どもが 2 人以上の世帯では異なる学習段階にある児童・生徒が同一世帯内に属していることがあることも一つの理由である。このとき、世帯単位でみた児童・生徒の対する教育支出は平均化されるので、教育支出格差、順位移動項の大きさは小さくなる。

¹⁴ 同時に子どもの数が 1 人世帯に属する幼児・児童・生徒の比率は上昇している。詳細は図 3 を参照。

が観察される。子ども数 2 人世帯においても変動はあるものの、期間を通じたジニ係数の上昇がみられる（図 6c）。

図 6 子どもの数別にみた世帯の属性



出所：家計調査に基づき筆者算出。

すべての類型において機会格差は拡大傾向にあるが、とりわけ、子ども数が 1 人である世帯において教育機会の均等度が低下している。計測期間において子ども数 1 人世帯では、対象となる子どもの平均年齢が低下しており、教育段階の早期における機会格差が拡大していることが窺われる。また、子ども数が 1 人や 2 人の世帯における経済格差の拡大は、世帯主の高齢化とも関係する。子どもが直面する教育機会の格差は世帯主の高齢化による経済格差の拡大によって助長されている。

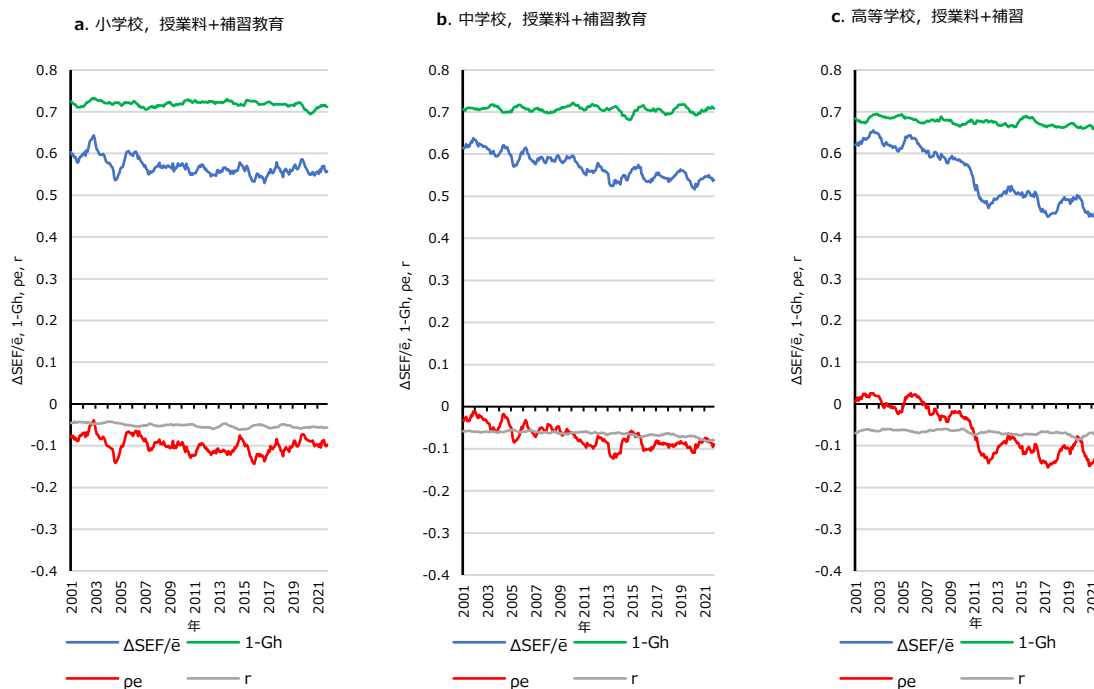
4.3 学校種別にみた教育機会の均等度

本項以降では、2000 年以降に顕著に現れた傾向をより詳細に分析するため、対象期間を 2000 年 1 月から 2021 年 10 月に限定するとともに、対象とする学校種を小学校、中学校、高等学校に絞り、学校種別や学校設置者、学年段階別にみた機会均等度を計測する。

まず、小学校、中学校、高等学校の学校種別にそれぞれに在学する児童・生徒間の授業料等と補習教育支出の合計でみた教育機会均等度を計測する。家計調査では、2000 年以降、中学校と高等学校のそれぞれについて補習教育支出が表章されている。しかし、小学

生を対象とする補習教育支出は、3歳以上の子どもへの補習教育支出と一括して「幼児・小学校補習教育」とされている。このため、小学生については、同一世帯に3歳以上の幼児がいない者だけを計測対象とする。

図7 学校種別に見た教育機会の均等度の推移 (K-S(R)、授業料+補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

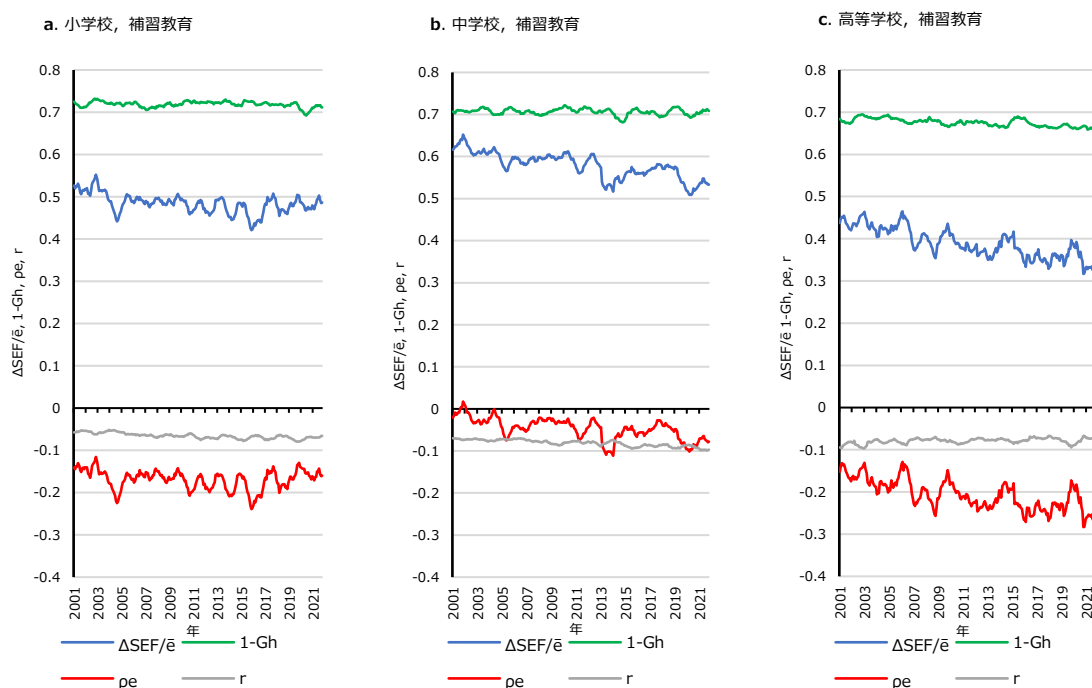
図7は、授業料等と補習教育支出の合計である教育支出について学校種別の機会均等度を計測した結果である。ここから明らかなように、学校種間で教育機会の均等度にはその水準、推移ともに差異が存在する。ただし、2000年代の高等学校を除き、いずれの学校種においても教育支出の格差は経済格差よりも大きい ($\rho_e < 0$)。

小学校では2000年代初期にやや大きな変動がみられるものの、それ以降、傾向的な変化は観察できない(図7a)。中学校では2001年から2010年代初頭にかけて機会均等度が低下しており、その要因は経済格差と比較した教育支出均等度(ρ_e)の低下に求められる(図7b)。高等学校においては、2010年4月に導入されたいわゆる高校教育無償化の影響で機会均等度が低下している(図7c)¹⁵。田中(2020)でも指摘されているように、

¹⁵ いわゆる高校授業料無償化は、2010年4月より公立高等学校を対象として導入されるとともに、国・私立高等学校在学学生には公立高等学校の授業料相当額(国立高校はその授業料相当額)の就学支援金が

初期の授業料無償化プログラムでは所得制限が課されず、国公立・私立問わず授業料が一律に一定額引き下げられ、残余部分の格差がより強く反映された結果、均等度が低下した。加えて、高等学校では経済格差の拡大を通じた均等度（ $1 - G_h$ ）の低下傾向が見られる。

図 8 学校種別に見た教育機会の均等度の推移（K-S(R)、補習教育）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

前述のように、教育機会の格差は裁量的な支出である補習教育支出においてより強く現れる。図 8 は、補習教育支出だけを取り出して学校種別の機会均等度の推移を計測した結果を図示している。また、児童・生徒あたりでみた学校種別の補習教育支出額の推移が

支給された。その後、2014 年には国公立、私立とも就学支援金制度に一本化の上、所得制限が導入されるとともに私立高等学校在学者への支援が拡充された。さらに、2020 年 4 月からは所得制限が緩和された。公立高等学校では無償化によって世帯から授業料を徴収しないため、家計調査のデータからは授業料相当分が減少した。私立高等学校では、いったん授業料を徴収したのち世帯に還付することもあり、この場合、家計調査に授業料支出が計上される。例えば、北海道管区行政評価局（2016）は、2016 年度について北海道内の全日制私立高校のうち 22 校を抽出調査した結果、9 校では就学支援金の支給対象となる生徒からは就学支援金相当額との相殺によって授業料納付を求めない取扱いをしていたが、4 校では入学後の 3 か月ないし 6 か月間、授業料を全額徴収し、後日、就学支援金分を還付していたと報告している。また、都道府県独自の支援制度も相殺と還付が混在した形で存在する。さらに、支援制度の導入に伴い、私立高等学校では授業料を引き上げ、施設整備費等のその他の負担を引き下げる動きがみられた。文部科学省によれば、私立高校の 2010 年度平均授業料は前年度より 4.9% 上昇したとされる。

図9にまとめられている。

図8を見れば、いずれの学校種においてもほぼすべての時期において補習教育支出の格差は経済格差よりも大きい ($\rho_e < 0$)。また、補習教育の機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) はいずれも2000年代から2010年代前半にかけて低下している。その中で、小学生の機会均等度は2015年頃を底とするU字型を示しており(図8a)、中学校や高等学校では2001年以降2010年代前半まで均等度の低下がみられる(図8b,c)。高校生については2000年代後半以降、補習教育支出が増加傾向にあり(図9)、支出水準 (\bar{e}) の上昇と相対的な補習教育支出の均等度 (ρ_e) の低下が同時に生じている。

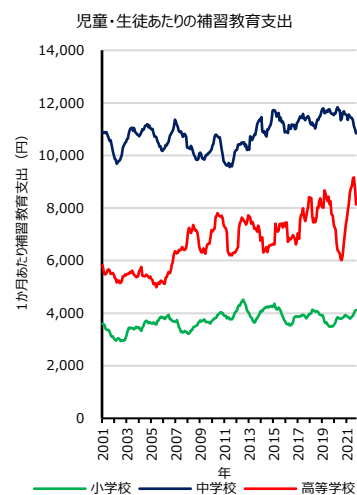
図7と図8を比較すれば、教育機会の均等度に授業料と補習教育支出が与える影響は学校種によって異なることがわかる。小学校と高等学校では、授業料等も含めた経済格差と比較した教育支出均等度(図7の ρ_e)よりも補習教育だけの均等度(図8の ρ_e)の方が低い傾向にある。一方、中学校では、2000年代前半の経済格差と比較した教育支出均等度の低下は、授業料等も含めて考えた場合により明確に現れている。

この背後には、私立学校への進学機会の格差と、国公立学校と私立学校の授業料の差異が影響している。そこで、各学校種の授業料等支出に着目して進学機会の格差を考える。このために、各学校種の経済格差と比較した授業料等支出の均等度 (ρ_e) を、国公立学校による部分 (ρ_{ePb}) と私立学校による部分 (ρ_{ePr}) の加重和で表す。すなわち、

$$\rho_e = w_{Pb}\rho_{ePb} + w_{Pr}\rho_{ePr}. \quad (10)$$

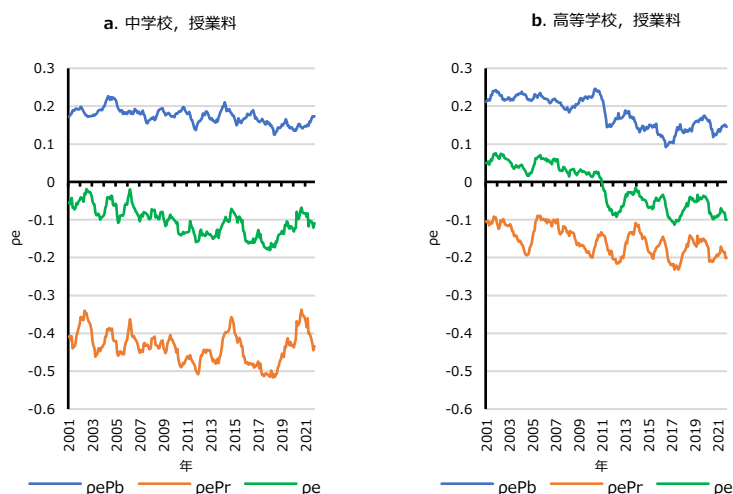
ここで、 $w_{Pb} = \bar{e}_{Pb}/(\bar{e}_{Pb} + \bar{e}_{Pr})$ 、 $w_{Pr} = \bar{e}_{Pr}/(\bar{e}_{Pb} + \bar{e}_{Pr})$ であり、 \bar{e}_{Pb} (\bar{e}_{Pr}) は中学校在学者あたりの国公立(私立)学校の授業料等支出額である。もしも、私立学校への進学機会に経済状況に起因する格差がなければ、経済格差と比較した授業料等支出に関するふたつの均等度 (ρ_{ePb} と ρ_{ePr}) は等しくなる。なお、私立小学校に在学する児童のサンプルは極めて少ないので、以下では中学校と高等学校を取り上げる。

図9 在学する学校種別にみた1人あたり補習教育支出



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図 10 国公立・私立の別に見た授業料等支出の均等度の推移 (ρ_e)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図 10 は中学校と高等学校について、授業料等支出の機会均等度を国公立学校に起因する部分 (ρ_{ePb}) と私立学校に起因する部分 (ρ_{ePr}) とに分割して図示している¹⁶。いずれの学校種についても国公立学校の格差は経済格差よりも小さく ($\rho_{ePb} > 0$)、私立学校の格差は経済格差よりも大きい ($\rho_{ePr} < 0$)。また、図 10 では示していないが、私立学校の授業料は国公立学校よりも大きく ($w_{Pb} < w_{Pr}$)、どの学校種においても、授業料全体の経済格差と比較した支出均等度 (ρ_e) の変動は私立学校の変動を反映している。

特に、中学校では、2000 年代後半から 2010 年代中頃にかけて私立中学校に起因する授業料等の支出格差 (ρ_{ePr}) が拡大している (図 10a)。この時期はいわゆる中学受験ブームと言われた時期でもあり、これに伴い、私立中学校への進学機会の格差が拡大したと考えられる。ただし、2010 年代半ば以降、私立中学校の授業料等支出格差は上下を繰り返しており、近年では 2019 年頃まで低下傾向にある。

高等学校の授業料等への支出は 2010 年度から実施された授業料無償化により大きく減少した。国公立高等学校では、授業料が無償となり世帯の支出に計上されなくなり、その均等度 (ρ_{ePb}) は低下した (図 10b)。ただし、「授業料等」に含まれる授業料以外の格差は残存している¹⁷。私立高等学校については、国による支援は限定的であるものの、都道府県独自の支援もあり、授業料等支出の均等度 (ρ_{ePr}) は変動を繰り返している。

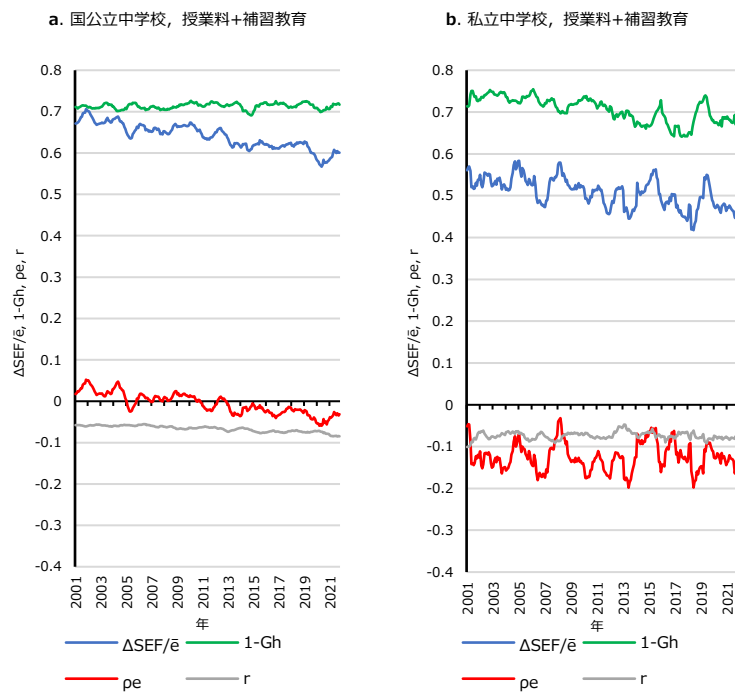
¹⁶ 授業料等支出の均等度の経年変化に焦点をあてて比較するため、(8)式の w_{pb} と w_{pr} は省いて図示した。

¹⁷ 詳細は補論 7 を参照。

4.4 設置主体別にみた教育機会の均等度

これまでの分析では、各学校に在学する児童・生徒を対象として国公立と私立の授業料や補習教育支出の偏りを計測した。これとともに、設置主体（国公立と私立）別に在学する児童・生徒間の機会均等度を考えることも重要である。ただし、小学校では、私立学校に通学する児童のサンプルが極めて少なく、中学校と高等学校に絞って検討する¹⁸。

図 11 中学校の設置主体別機会均等度（K-S(R)、授業料+補習教育）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

中学校について、国公立中学校在学者と私立中学校在学者に分けてそれぞれの生徒間での機会均等度をみたものが図 11 である。ただし、私立中学校についてはサンプルが少なく変動が大きいことに注意が必要である¹⁹。

図 11 より、国公立、私立のいずれの中学校に在学する生徒についても、教育機会の均等度は低下傾向にあるが、その要因は異なる。国公立中学校在学者間の教育機会均等度

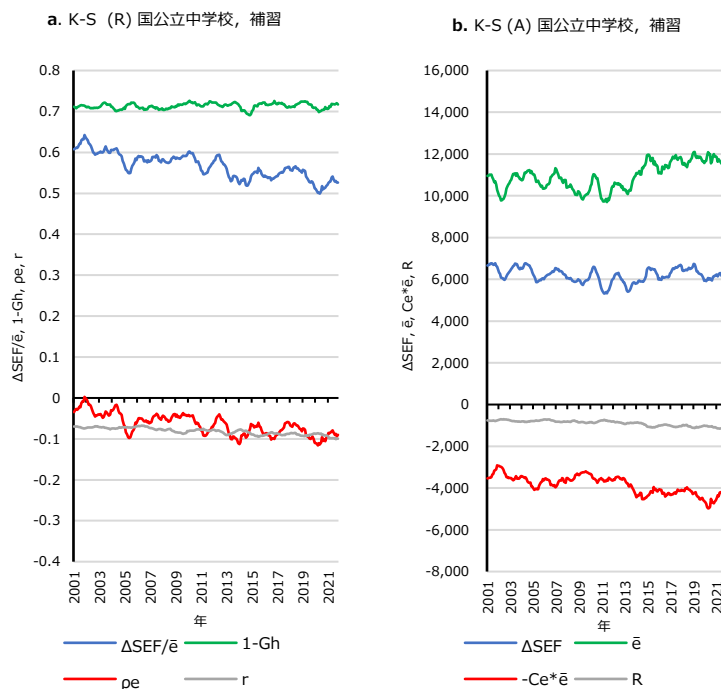
¹⁸ 本項の分析では、設置主体が異なる同一学校種に在学する生徒が複数人いる世帯を除外した。各学校種における国公立学校と私立学校に在学する生徒の等価消費額階級別の分布は、補論 6 を参照。

¹⁹ 私立中学校に在学する生徒の比率は補論 5（付図 4）を参照。

($\Delta SEF/\bar{e}$) は、図 11a で示されているように、教育支出の均等度 (ρ_e) とほぼ同様の動きを示しており、経年的に低下している。特に、計測期間の当初においては、教育支出の格差は経済格差よりも小さかった ($\rho_e > 0$) もの、2013 年以降は経済格差を上回る形で教育支出の格差が生じている ($\rho_e < 0$)。

私立中学校在学者間での教育機会均等度は、図 11b で示されているように、経済格差 ($1 - G_h$) とほぼ並行した動きを示している。特に、2010 年代半ばまではジニ係数の上昇傾向 ($1 - G_h$ の低下) が観察される。サンプル数が少なく解釈には注意を要するものの、2000 年以降、私立中学校進学への関心が高まる中で、従来よりも幅広い層が私立中学校に進学している可能性がある。

図 12 国公立中学校の教育機会の均等度 (補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図 12 は、国公立中学校在学者間の補習教育支出に関する機会均等度を図示している²⁰。国公立中学校在学者への教育支出は、私立中学校在学者とは異なり補習教育支出のウェイ

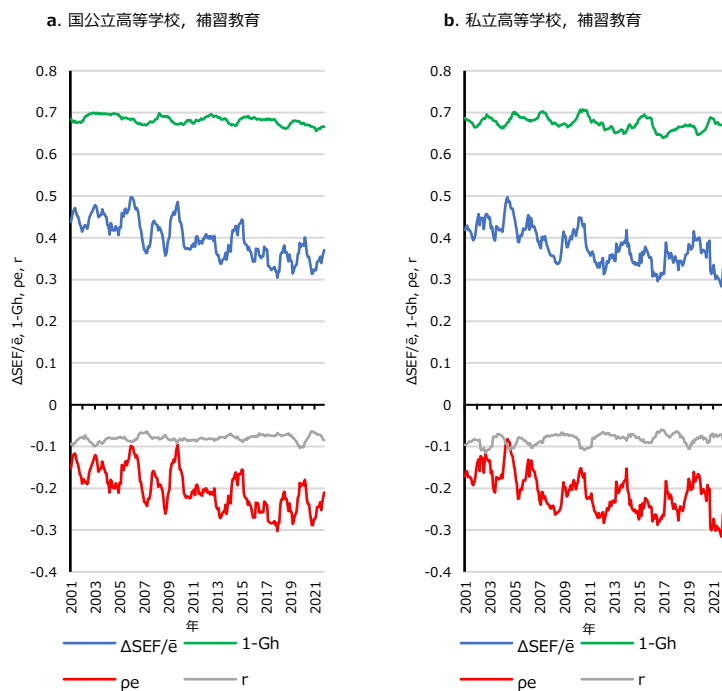
²⁰ 私立中学校では授業と補習教育の双方が授業料を対価として一体的に提供されることが多く、授業料等と補習教育を合計して機会均等度を捉えることが適当である。私立中学校在学者への補習教育支出を対象とした計測結果を補論 8 で示しているが、サンプルが少ないため、意味ある結果は見出せなかった。

トが高い。図 12a から、国公立中学校在学者間での補習教育の機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は、相対的な均等度 (ρ_e) とともに経年的に低下していることがわかる。図 12b をみれば、生徒あたりの補習教育支出 (\bar{e}) は 2013 年を底として増加している。

中学校では、2012 年度より学習内容や授業時間の増加を伴う新しい学習指導要領（いわゆる「脱・ゆとり教育」）が移行期間を経て完全実施されており、補習教育支出の増加時期は、この指導要領で学んだ世代が高校受験に直面する時期と重なる。計測結果は、中学校における学校教育の量的な拡大が、学校外補習教育の支出増を伴いつつ機会均等度の低下を引き起こしていたことを示唆する。

田中 (2020)でも指摘されている通り、国公立中学校在学者への補習教育支出は、私立中学校進学を代替するものとして機能している。中学校段階では、私立中学校への進学機会の格差と国公立中学校の補習教育における教育機会格差が重層的に生じて、その傾向が 2000 年以降に強まっている。

図 13 高等学校の設置主体別機会均等度 (K-S(R)、補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

続いて、高等学校の設置者別にみた補習教育の機会均等度を考える。先に見たように、高等学校授業料無償化政策以降、公立高校の授業料が不徴収となったために、教育機会の

均等度は大きく低下した（図 10b）。ただし、この低下は国公立高校で提供される教育サービスの水準を変えるものではなく、機会均等度が実質的に低下したことを意味しない。そこで、以下では本稿の問題意識に従い補習教育に焦点をあてる²¹。

図 13a、図 13b は、それぞれ国公立高等学校、私立高等学校に在学する生徒間の補習教育支出に関する機会均等度の推移を表している。国公立、私立に共通して、機会均等度（ $\Delta SEF/\bar{e}$ ）、経済格差と比較した教育支出の均等度（ ρ_e ）とも低下傾向が見られ、これらを見る限り設置主体の違いによる差異は見いだせない。

しかし、設置主体別に高等学校在学者 1 人あたりの補習教育支出の推移を示した図 14 をみれば、国公立高等学校在学者に対する補習教育支出額は、2000 年代半ば以降、経年的に増加しており、国公立高等学校に在学する生徒間では補習教育支出の増加を伴った格差の拡大が窺われる。

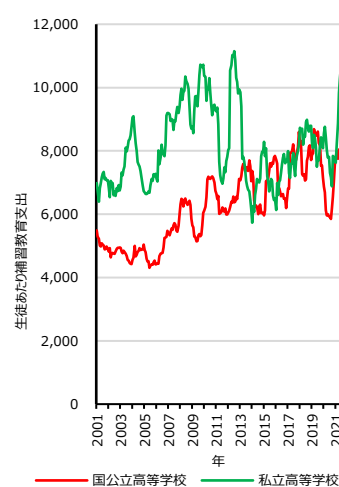
私立高校在学者に対する補習教育支出は、2013 年前後を境としていったん大きく減少し、その後、増加傾向にある。私立高等学校では、授業料の無償化に伴い、従来、授業料以外の名目で徴収していた負担分を引き下げ、授業料を引き上げる例が観察される。授業料無償化導入以降に私立高等学校において補習教育支出が減少しているのは、このような事情があるかもしれない。

中学校、高等学校とも国公立学校に在学する生徒間で補習教育の機会均等度が低下している。前述のとおり、国公立学校在学者にとっての補習教育は、私立学校で提供される教育の代替としての側面と、上級学校への進学・受験準備の両面を持つ。私立高等学校在学者に対する授業料支援が拡大する中で、これと代替関係にある補習教育における機会格差は拡大している。

4.5 学年段階別にみた補習教育の機会均等度

補習教育は上級学校への受験準備という側面を強く持つので、各学校種の学年によって教育機会の均等度が異なるかもしれない。そこで、進学に際して受験に直面する国公立学

図 14 設置主体別の補習教育支出



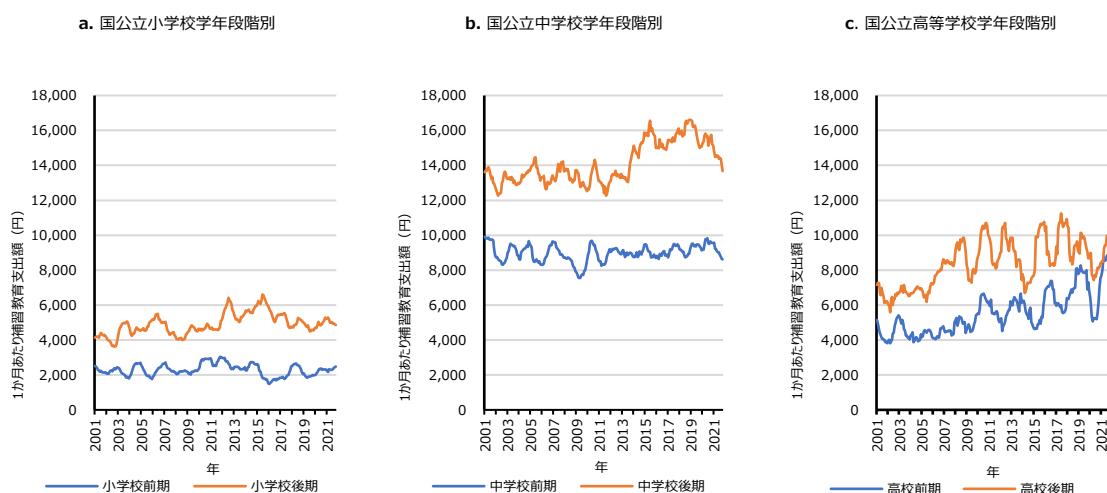
出所：家計調査に基づき筆者算出。

²¹ 高等学校の設置主体別にみた授業料を含む機会均等度の推移は、補論 7 に掲載している。

校の児童・生徒を対象として、各学校種の学年段階別にみた教育機会の均等度を計測する。ただし、家計調査では世帯員の学校種別における学年を識別できない。以下では、学年を近似するものとして児童・生徒の満年齢により、学校種ごとに学習課程の前期と後期に分けて機会均等度の推移を計測する²²。

小学校については、6～8歳の児童を「小学校前期」、9～12歳の児童を「小学校後期」として二つのグループに分けた。前者は小学校1～2年生と3年生の一部を含み、後者は3年生の一部と4～6年生から構成される。中学生は、1年生と2年生の一部を含む12～13歳を「中学校前期」、2年生の一部と3年生から成る14～15歳を「中学校後期」とする。高校生は、1年生と2年生の一部を含む15～16歳を「高等学校前期」、2年生の一部と3年生から成る17～18歳を「高等学校後期」とする²³。

図15 学年段階別に見た児童・生徒あたり補習教育支出



出所：家計調査に基づき筆者算出。

図15は各学校種の前・後期ごとの児童・生徒あたりの補習教育支出の推移を示している。ここからわかるように、いずれの学校種についても前期よりも後期において児童・生徒あたりの教育支出額は大きい。中でも高校受験を控えた中学後期の補習教育支出が最も

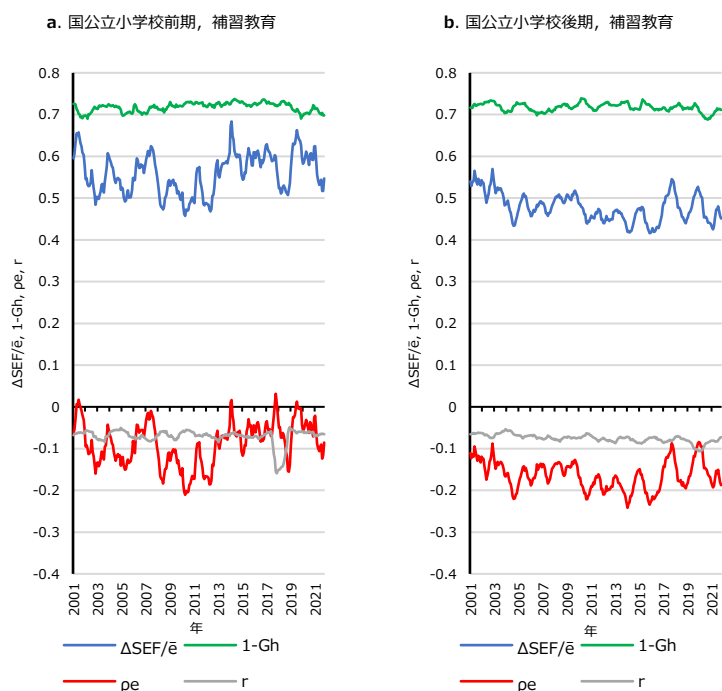
²² 前項と同じく、同一学校種の異なる学年段階に在学する児童・生徒が複数人いる世帯は除外した。加えて、小学生については同一世帯に幼稚園児もしくは3～5歳の幼児が属する世帯も除外した。

²³ 各月時点の満年齢によって児童・生徒をグループ化しているため、月ごとの各グループの該当児童・生徒数には季節的な差異が生じる。

大きい。

図 16 は、国公立小学校に在学する児童に対する補習教育支出の均等度を前期（図 16a）と後期（図 16b）に分けて表している。前期と後期で補習教育に関する教育機会の均等度（ $\Delta SEF/\bar{e}$ ）を比較すれば、近年においては、後期の均等度が低い傾向にある。すなわち、学年の進級にしたがって補習教育の機会均等度が低下する。

図 16 学年段階別に見た機会均等度（K-S(R)、国公立小学校、補習教育）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

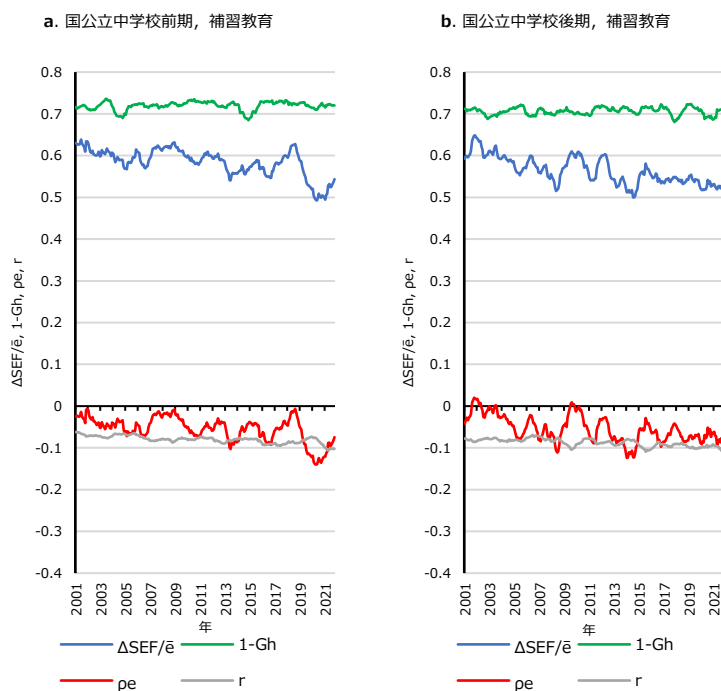
経年的な変化に着目すれば、2000年代から2010年代初頭にかけて、小学校前期の機会均等度は変動を伴いつつも低下しているが、2010年代半ば以降は上昇している。すなわち、児童あたり支出額に傾向的な変化はない（図 15a）ものの、近年では小学校前期の幅広い層に補習教育が広がっている。

小学校後期では、2000年から2015年前後にかけて、機会均等度（ $\Delta SEF/\bar{e}$ ）と経済格差と比較した均等度（ ρ_e ）の双方が段階的に低下している。2000年代前半における均等度の低下は、私立中学校の受験準備が経済的に豊かな層を中心に広がったためだと考えられる。2010年から2010年代半ばにかけては、総授業時間数の増加や高学年における外国語活動の導入を含む新しい学習指導要領の実施時期（2011年）と重なっており、国公

立中学校の場合と同じく、経済的に豊かな層を中心として、学校教育の質的・量的変化に補習教育で対応していたことが考えられる。

次に、国公立中学校に在学する生徒への補習教育支出の機会均等度をみたものが図 17 である。中学校前期では、機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は教育支出の均等度 (ρ_e) とともに一時的な変動を伴いつつ、傾向的に低下しており、受験・進学準備の早期化を示唆する。また、図 15b からわかるように、中学校前期における生徒あたりの補習教育支出はほぼ一定であり、富裕層における補習教育支出の増加がけん引する形で、機会均等度や経済格差と比較した教育支出の均等度が低下していることがわかる。

図 17 学年段階別に見た機会均等度 (K-S(R)、国公立中学校、補習教育)



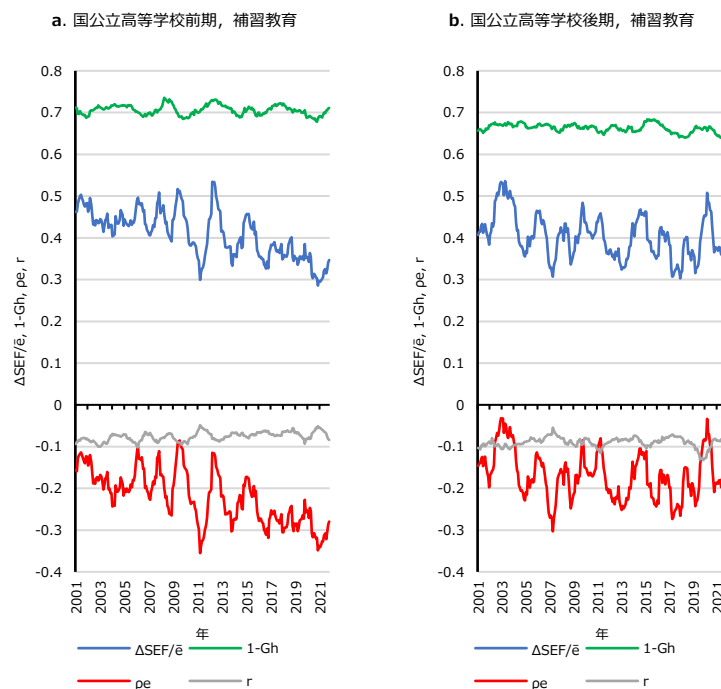
出所：家計調査に基づき筆者算出。

中学校後期においては、2000 年代初頭に機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) と経済格差と比較した教育支出の均等度 (ρ_e) の低下がみられる。加えて、2015 年以降においても機会均等度の低下傾向がみられる。この時期、生徒あたりの補習教育支出 (\bar{e}) は増加している (図 15b)。すなわち、平均的な支出水準の上昇と相対的な均等度の低下が同時に生じている。

最後に、図 18 は、国公立高等学校に在学する生徒に対する補習教育支出の機会均等度を前期と後期に分けて示している。図 18a より明らかなように、高等学校前期では補習

教育の機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) が補習教育支出の相対的な均等度 (ρ_e) とともに変動を伴いつつ低下している。加えて、順位移動項 (r) の値が経年的に上昇しており、教育機会の均等度の低下と経済格差の結びつきが強まっている。図 15c から分かるように、高等学校前期における補習教育の支出額は増加傾向を示しており、平均的な支出水準の上昇と相対的な機会均等度の低下が同時に生じている。

図 18 学年段階別に見た機会均等度 (K-S(R)、国立高等学校、補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

一方、高等学校後期の補習教育は、2000年代中頃以降、機会均等度、補習教育支出の相対的格差とも増減を繰り返しているものの、傾向的な変化は見られない(図 18b)。また、順位移動項の大きさにも傾向的な変化は見られない。ただし、計測期間を通じて高等学校前期と比べた経済格差は大きく ($1-G_h$ が小さく)、世帯主が高齢であることが機会均等度に影響を与えていると考えられる。

それぞれの学校種の学年段階別に教育機会の均等度をみたとき、特に高等学校前期において補習教育の機会均等度が傾向的に低下している。また、中学校においても高等学校ほど顕著ではないものの前期の機会均等度は低下している。元来、補習教育は上級学校への進学や受験に備える側面が強く、学年段階の後期において児童・生徒あたりの支出額も多

い。計測期間を通じてこのような傾向に変化はないものの、経済的に豊かな層を中心に受験準備の早期化が進んでいる。

5 おわりに

本稿では家計調査の個票データを用いて、授業料や補習教育といった有償の教育支出について、児童・生徒に対する教育機会の格差という観点からカクワニ係数をベースとした指標を用いてその推移を計測した。その主な結果と含意は以下のようにまとめられる。

第一に、1990年代終わりから2000年頃を境として、教育機会の均等度とその背景には大きな変化が生じている。1980年代後半は、団塊ジュニア世代をピークとする多数の児童・生徒が進学に伴う競争に直面する中で、マクロでみた消費拡大期と重なっていたことも相まって、子どもに対する世帯の教育支出は大きく増加したが、教育支出の機会均等度に大きな変化はなかった。一方、2000年以降は子どもが属する世帯の経済格差の拡大はごく緩やかなものだったが、それ以上に教育支出の相対的な格差が拡大した。この傾向は現在も続いており、教育機会の格差を巡る今日的課題は2000年以降に顕在化している。

第二に、児童・生徒が属する世帯の子ども1人世帯や2人世帯における教育機会の均等度が近年において低下傾向を示している。また、子ども1人世帯の経済格差は他と比較して大きく、子ども2人世帯では経済格差が拡大傾向にある。このことは世帯主の年齢が上昇していることも一因である。従来、わが国における所得格差の拡大は、社会の高齢化に伴う見せかけの格差として捉えられてきた。しかしながら、本稿の結果は、子どもを持つ世帯の高齢化が、子ども間での教育機会の格差に繋がることを明らかにしている。

第三に、中学校と高等学校段階での複層的な機会格差の存在とその拡大傾向が明らかとなった。すなわち、中学校においては進学段階で国公立中学校と私立中学校の選択において経済格差に由来する機会の格差が生じているとともに、私立中学校の代替機能を担う国公立中学校に在学する生徒への補習教育支出においても格差が拡大傾向にある。さらに、高等学校前期において補習教育の格差が拡大傾向を示しており、大学への進学準備の早期化が見て取れる。中学校、高等学校段階での教育機会の格差を考える際には、学校外教育と位置付けられる補習教育と、私立学校における教育機会の提供を包括的に考えることが重要になっている。

これらのことから、今後の教育機会の均等度を高めるためには、二つの側面からの検討

が求められる。第一に、子どもの保護者世代が高齢化する傾向が今後とも続くとすれば、子どもを持つ世帯間の経済格差の拡大が懸念される。このとき、たとえ経済格差と比較した教育機会の均等度は変わらずとも、子どもにとっての機会均等度は低下する。現在においても、扶養控除や児童手当など所得再分配の仕組みは存在するが、今後は、その在り方やターゲット効率性を巡る議論が不可欠であろう。

第二に、学校外教育も包摂した形での教育機会の均等化に向けた政策が求められる。すでに授業料については支援の方向性が定まっている。実質無償化が達成されたとする高等学校に加えて、私立小中学校についても、2017年度から2021年度にかけて「私立小中学校等に通う児童生徒への経済的支援に関する実証事業」が実施され、私立学校も含めた学校教育費の負担軽減に向けた検討が進みつつある。一方、学校外教育については、いくつかの地方自治体で通塾費用への支援が行われているものの、未だ限定的である。私立学校への支援拡充と合わせて学校外教育への支援の在り方を検討すべきである。

最後に、本稿で残された課題を指摘しておきたい。第一に、本稿ではもっぱら家計調査のデータを用いて分析を行った。家計調査のサンプル数や調査項目は限られており、より詳細な分析には調査期間や頻度が限定されるものの「全国家計構造調査（旧全国消費実態調査）」の利用も検討すべきだろう。特に、全体の構成比がそれほど高くない私立小学校や私立中学校在学生の機会均等度を詳細に分析するには大規模な統計の活用が必要である。

第二に、本稿の分析は経済格差と教育支出格差に関する事実確認を目的としており、本稿で明らかとなった課題に取り組むには、経済主体の行動も踏まえた理論分析や政策効果に関する試算が不可欠である。計測からは人口動態の動向やときどきの教育政策が教育機会の均等度と関係することが示唆されるが、実態を解明するには計量的な分析が求められる。また、本稿では先行研究を踏まえ、保護者による教育機会の提供が子どもの能力形成に影響を与えることを想定しているが、子どもの能力に応じた進路分化が生じているならば、本稿の結果を踏まえつつさらなる分析が必要である。例えば、子どもに対する教育支出額で捉えられる教育機会の格差と、それに先立つ保護者の意思決定や、その先にある教育成果との関係を分析することも必要だろう。

これらは今後の課題としたい。

謝辞 本稿は2022年10月に開催された日本財政学会第79回大会（東洋大学）における報告を加筆・修正したものである。討論者である福重元嗣先生（大阪大学）、座長である

加藤久和先生（明治大学）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。また、本研究は JSPS 科研費（21K01531）の助成を受けた。

補論

補論 1 (8)式の導出

等価消費支出の分布関数を $F(x)$ 、密度関数を $f(x)$ とすれば、 $p = F(h)$ のとき、ローレンツ関数は、

$$L_h(p) = \int_0^h \frac{xf(x)}{\bar{h}} dx,$$

のように書くことができる (Lambert, 2001)。また、ある等価消費支出 x の下での教育支出を $e = e(x)$ とすれば、教育支出の集中度関数は、同じく $p = F(h)$ として、

$$L_e(p) = \int_0^h \frac{e(x)f(x)}{\bar{e}} dx = \int_0^h \frac{e(x)f(x)}{b\bar{h}} dx,$$

となる。ここで、 b は等価消費支出額と比較した教育支出額の大きさであり、 $b = \bar{e}/\bar{h}$ である。上式から、等価消費支出の順位で評価した消費支出+教育支出の集中度関数は以下のように表すことができる。

$$L_{h+e}(p) = \int_0^h \frac{(x + e(x))f(x)}{(1+b)\bar{h}} dx = \frac{1}{1+b} L_h(p) + \frac{b}{1+b} L_e(p).$$

また、等価消費支出のジニ係数と教育支出の集中度係数は、それぞれ、

$$G_h = 1 - 2 \int_0^1 L_h(p) dp, \quad C_e = 1 - 2 \int_0^1 L_e(p) dp,$$

と表すことができ、消費支出+教育支出の集中度係数 (擬ジニ係数)、消費支出のジニ係数、教育支出の集中度係数の間には以下の関係がある。

$$C_{h'} = 1 - 2 \int_0^1 L_{h+e}(p) dp = \frac{1}{1+b} G_h + \frac{b}{1+b} C_e.$$

これらの関係を用いるとともに、等価消費支出+教育支出のジニ係数を $G_{h'}$ とすれば、教育機会の均等度は以下のように分解され、(8)式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{\Delta SEF}{\bar{e}} &= \frac{(1 - G_{h'})\bar{h}'_k - (1 - G_h)\bar{h}}{\bar{e}} \\ &= \frac{(G_h - G_{h'})(1+b) + (1 - G_h)b}{\bar{e}} \bar{h} \\ &= (1 - G_h) + \frac{(G_h - C_{h'} + C_{h'} - G_{h'})(1+b)}{b} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= (1 - G_h) + \frac{\left(G_h - \frac{G_h}{1+b} - \frac{bC_e}{1+b}\right)(1+b)}{b} + \frac{(C_{h'} - G_{h'})(1+b)}{b} \\
&= (1 - G_h) + (G_h - C_e) + \frac{(C_{h'} - G_{h'})(1+b)}{b}.
\end{aligned}$$

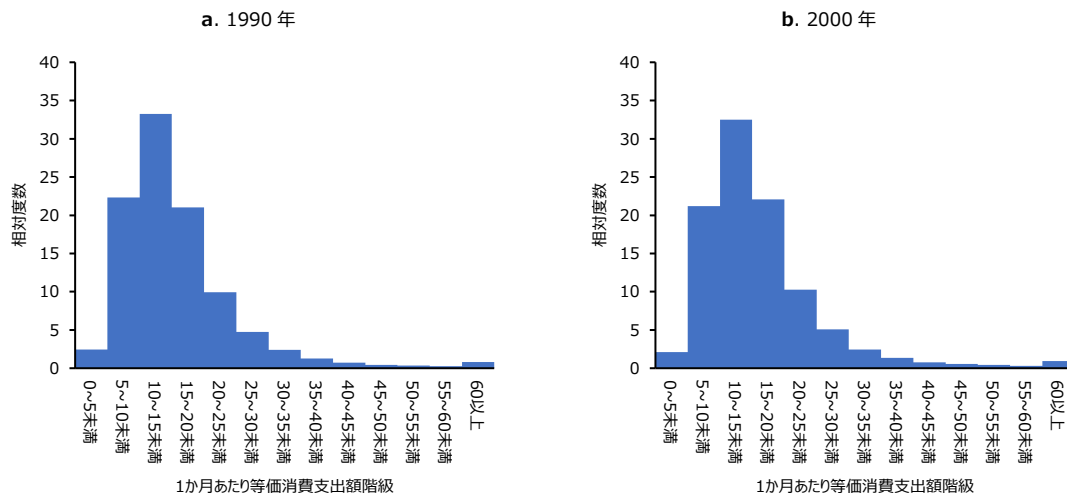
補論2 所属する世帯の等価消費支出額階級別にみた子どもの分布

本論の計測で用いた子ども数の分布を1か月あたりの等価消費支出額階級別に示す。本論では子どもの観点から教育機会の均等度を計測した。このため、同一世帯に複数の子どもが属している場合には、それぞれを1人として計上している。

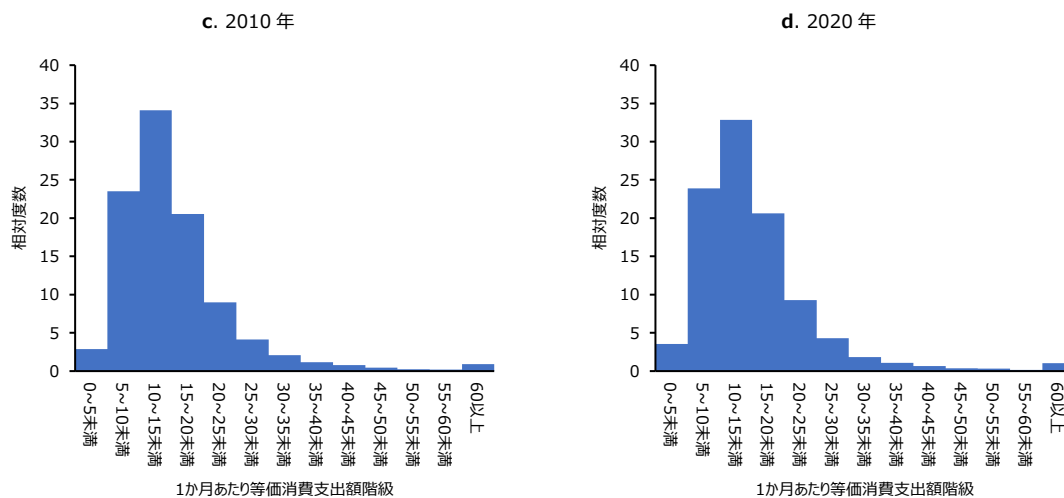
計測したすべての年月について分布を示すことは煩雑になるので、各年各月の分布を求めたのち、これを暦年単位で集計し、推計対象とした3歳以上の幼児・児童・生徒の延べ人数を100とした相対度数を求めて図示している。

付図1は幼児・児童・生徒が属する世帯の等価消費支出額別にみた子どもの分布を、1990年、2000年、2010年、2020年の各年について図示している。付図1をみれば、いずれの年についても1か月あたりの等価消費支出額の最頻値は10万円以上15万円未満階級に属する。また、2010年と2020年においては5万円以上10万円未満階級の度数が上昇するとともに15万円以上20万円未満階級の度数が低下している。

付図1 所属する世帯の等価消費支出額階級別にみた子どもの分布（推計対象の子どもすべて）



付図1 つづき

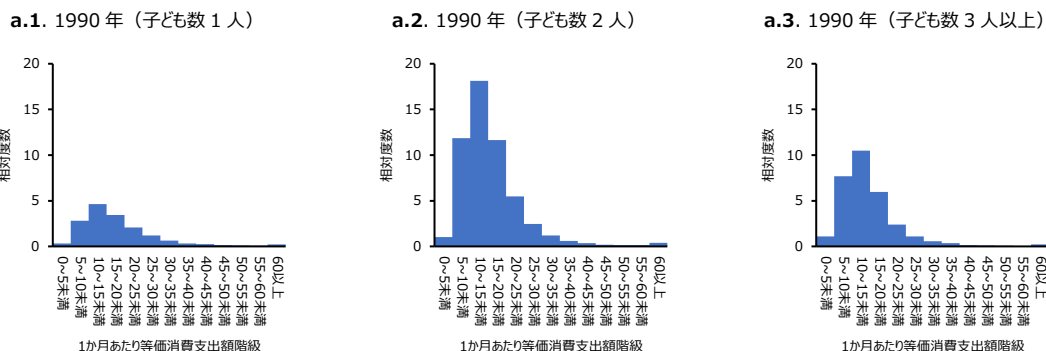


出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図2 は子どもが属する世帯の子ども数別・等価消費支出階級別に子どもの分布を、付図1 で求めた各年の子ども延べ数を基準とした相対度数で示している。なお、世帯の子ども数の定義は本論で述べた通りであり、大学生並びに15歳以上で高等学校に在学していない子どもを含まない。

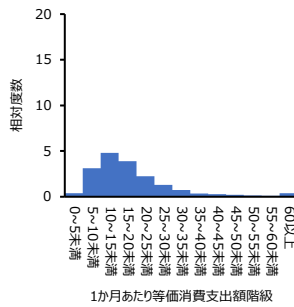
付図2 をみれば、いずれの世帯類型においても等価消費支出額の最頻値は10万円以上15万円未満に属する。また、子ども数1人世帯では、消費支出額階級が1か月あたり60万円以上に属する子どもの度数が相対的に高く、このことが本論(図4)で示したように子ども数1人世帯に属する子ども間の経済格差を大きくしている一因だと考えられる。

付図2 所属する世帯の子ども数・等価消費支出額階級別にみた子どもの分布(推計対象の子どもすべて)

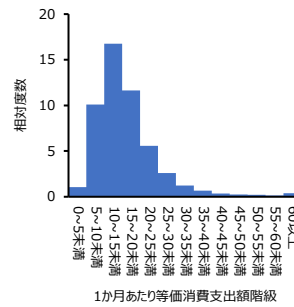


付図 2 つづき

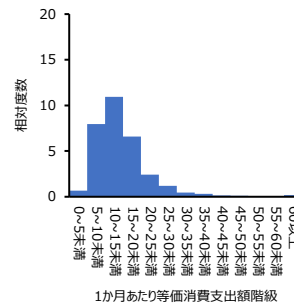
b.1. 2000年（子ども数1人）



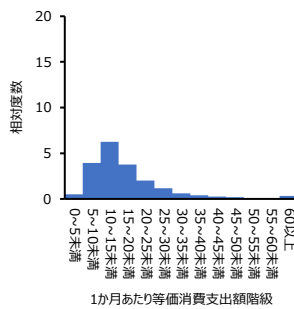
b.2. 2000年（子ども数2人）



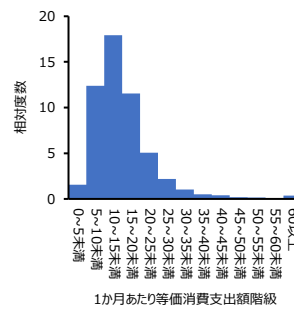
b.3. 2000年（子ども数3人以上）



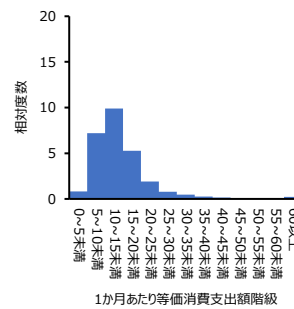
c.1. 2010年（子ども数1人）



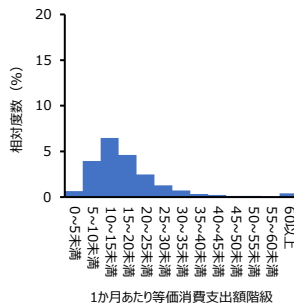
c.2. 2010年（子ども数2人）



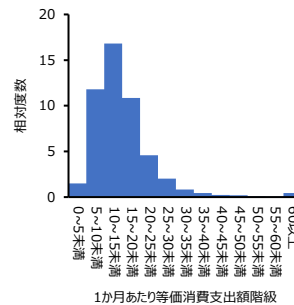
c.3. 2010年（子ども数3人以上）



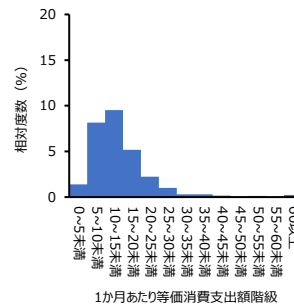
d.1. 2020年（子ども数1人）



d.2. 2020年（子ども数2人）



d.3. 2020年（子ども数3人以上）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

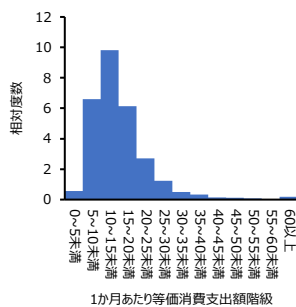
付図 3 は在籍する学校種別に等価消費支出額別の子どもの分布を、2000 年以降 5 年おきに 2020 年まで表している。また付図 1 と同じく、分布は幼児・児童・生徒の延べ数を 100 とした相対度数で表している。

付図 3 をみれば、いずれの学校種においても消費支出額の最頻階級が 10 万円以上 15 万円未満である。小学校では次いで 5 万円以上 10 万円未満階級の度数が相対的に高いが、中学校、高等学校では 15 万円以上 20 万円未満階級の方が相対的に高い。高等学校授業

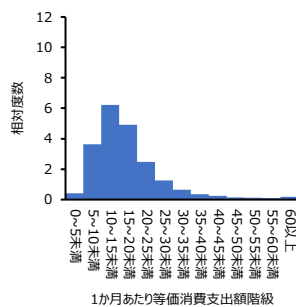
料無償化が実施された2010年では15万円以上20万円未満階級の相対度数は大きく低下したが、2015年には若干回復している。

付図3 在籍する学校種別・所属する世帯の等価消費支出額階級別にみた子どもの分布

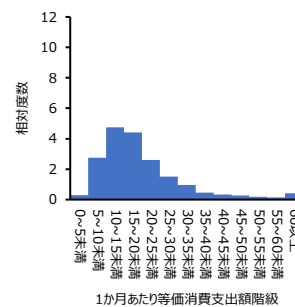
a.1. 2000年（小学校）



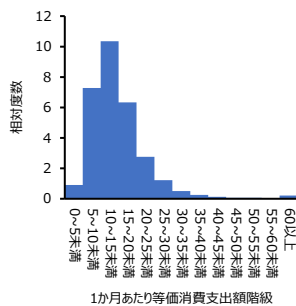
a.2. 2000年（中学校）



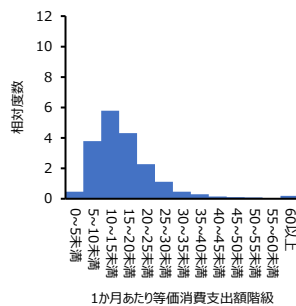
a.3. 2000年（高等学校）



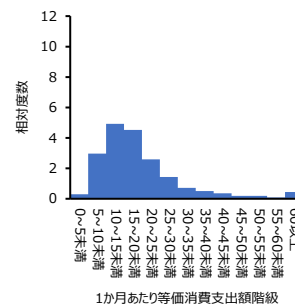
b.1. 2005年（小学校）



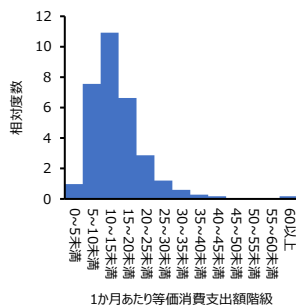
b.2. 2005年（中学校）



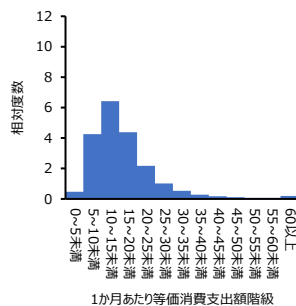
b.3. 2005年（高等学校）



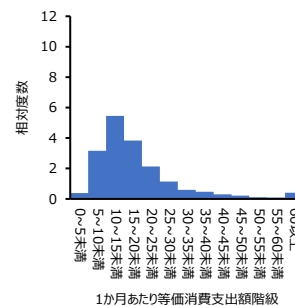
c.1. 2010年（小学校）



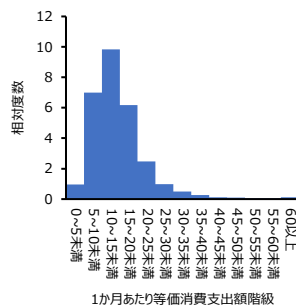
c.2. 2010年（中学校）



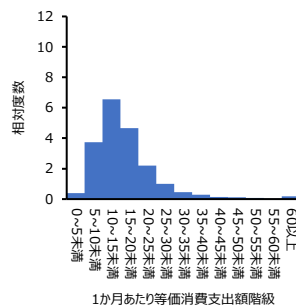
c.3. 2010年（高等学校）



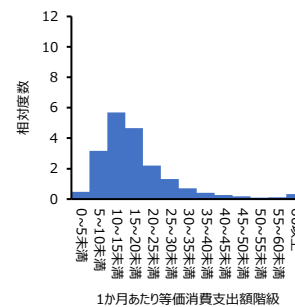
d.1. 2015年（小学校）



d.2. 2015年（中学校）

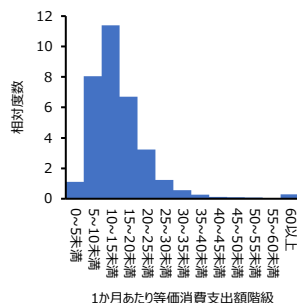


d.3. 2015年（高等学校）

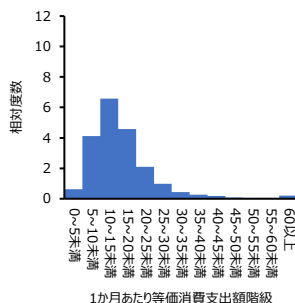


付図3 つづき

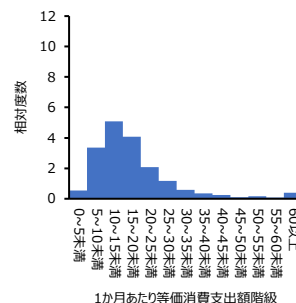
e.1. 2020年（小学校）



e.2. 2020年（中学校）



e.3. 2020年（高等学校）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

本論では、子どもが属する世帯の経済力の格差を、教育支出を含めた等価消費支出額によって計測した。したがって、教育支出額の多寡が子どもの属する世帯の経済格差の測定に影響を与えている可能性を排除できない。しかしながら、世帯の流動性制約を考慮すれば、子どもに対する教育支出がその他の消費支出と独立に決定されているとは考えにくく、教育支出を除いた消費支出によって世帯の経済力を測定することも無理がある。このため、本論では各時点での教育支出も含む消費支出額によって世帯の経済力を計測した。ただし、授業料無償化のような政策変化は、一時的に経済力の格差と教育支出の格差の測定の双方に影響を与えることには注意すべきである。

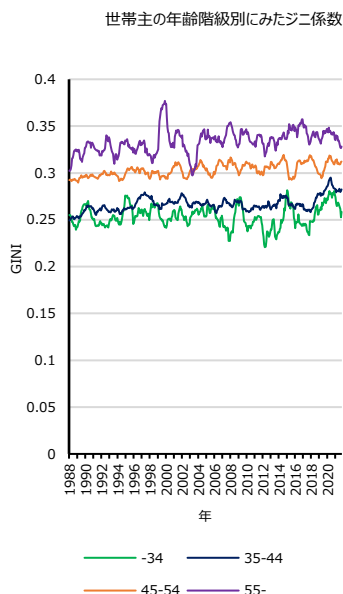
補論3 世帯属性や分布に関する統計の推移

本文中で言及した世帯の属性に関する統計を以下で示す。

付図4は、子どもが属する世帯主の年齢階級別に、等価消費支出のジニ係数を計測し、その推移を表している。各世帯の等価消費支出に与えるウェイトは本文と同じである。世帯主の年齢階級は、34歳以下、35歳以上44歳以下、45歳以上54歳以下、55歳以上の4つに区分している。付図4より、概ね世帯主の年齢階級が上昇するとジニ係数が高い傾向にあることがわかる。

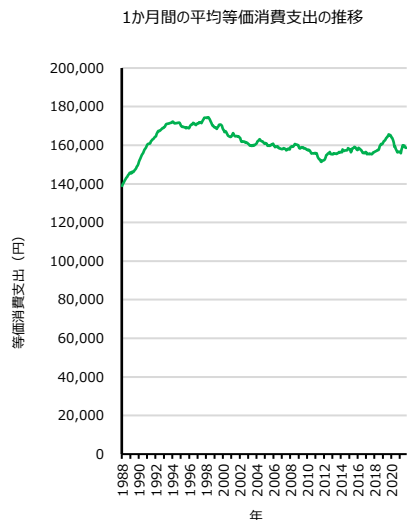
付図5は、計測対象期間中の世帯の等価消費支出額を、世帯の子ども数で加重平均した値の推移を表している。世帯の等価消費支出は1997~98年まで増加し、その後、2000年代を通じて減少した。近年では、2017年までほぼ一定の額で推移している。

付図4 世帯主の年齢階級別ジニ係数



出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図5 等価消費支出額の推移

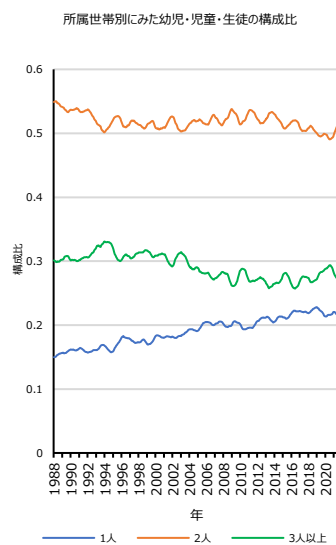


出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図6 は計測対象とした幼児・児童・生徒が属する世帯類型別の構成比を図示している。世帯は子どもの数（ただし、就業者や大学生は除く）に従って類型化している。ここから明らかなように、子ども1人世帯に属する幼児・児童・生徒の割合が経年的に上昇している。子ども2人世帯の比率は1988年から1990年代後半にかけて低下している。

また、2000年以降2010年代半ばまで、子ども3人世帯に属する子どもの割合は低下しており、この時期に子ども2人世帯の割合は若干上昇している。

付図6 子どもの数別にみた構成比



出所：家計調査に基づき筆者算出。

補論4 地域別にみた教育機会均等度

本論では、全国の幼児・児童・生徒を対象として機会均等度を計測した。しかしながら、教育の機会均等度は、教育サービスの供給側の要因の地域間的な違いから影響を受けるかもしれない。特に、私立学校や補習教育事業者の立地には地域的な偏りが見られる。例えば『令和4年度学校基本調査（速報）』によれば、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県の都府県では約41%の生徒が私立高等学校（全日制・

定時制)に在学する一方、その他の道県では私立高等学校に在学する生徒の割合は 29%に留まる。中学校においては前記の 8 都府県の私立中学校に在学する生徒の割合は約 12%であるが、その他の道県では 4%である。

この補論では、全国を私立学校や補習教育事業者が集中している三大都市圏とそれ以外の地域に区分して、それぞれの均等度を計測する。ここで言う三大都市圏とは総務省(2015)において示された「東京圏」「名古屋圏」「関西圏」を指し、付表 1 に示す市町村からなる。

付表 1 三大都市圏に含まれる市町村

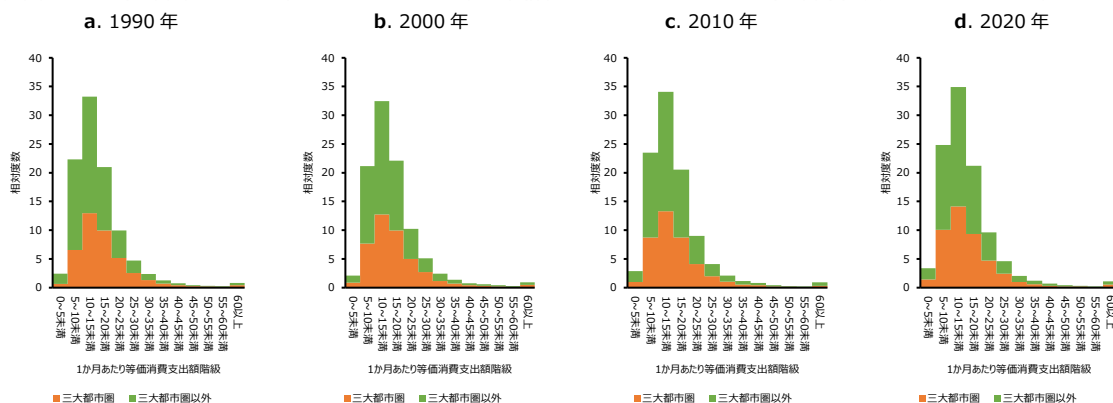
都市圏	府県名	市町村名
東京圏	茨城県	古河市,龍ヶ崎市,取手市,牛久市,守谷市,つくばみらい市,五霞町,利根町
	栃木県	野木町
	埼玉県	さいたま市,川越市,熊谷市,川口市,行田市,所沢市,飯能市,加須市,東松山市,春日部市,狭山市,羽生市,鴻巣市,上尾市,草加市,越谷市,蕨市,戸田市,入間市,朝霞市,志木市,和光市,新座市,桶川市,久喜市,北本市,八潮市,富士見市,三郷市,蓮田市,坂戸市,幸手市,鶴ヶ島市,日高市,吉川市,ふじみ野市,白岡市,伊奈町,三芳町,毛呂山町,滑川町,嵐山町,小川町,川島町,吉見町,鳩山町,宮代町,白岡町,杉戸町,松伏町
	千葉県	千葉市,市川市,船橋市,木更津市,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
	山梨県	上野原市
名古屋圏	岐阜県	多治見市,土岐市
	愛知県	名古屋市,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,大和郡山市,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

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。通勤・通学 10%圏の判定は平成 22 年国勢調査に基づく。これらの市町村に政令指定都市、市制、町制の施行や市

町村合併等、行政単位の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て取り扱った。

付図 7 は、三大都市圏とその他の地域における消費支出階級別にみた子どもの分布をみるため、付図 1 で示された分布の内訳を示している。計測対象となる子ども数のうち、三大都市圏の子どもの割合は約 41%（2010 年）から約 45%（2020 年）である。

付図 7 三大都市圏とそれ以外の地域における等価支出階級別にみた子どもの分布（推計対象の子どもすべて）



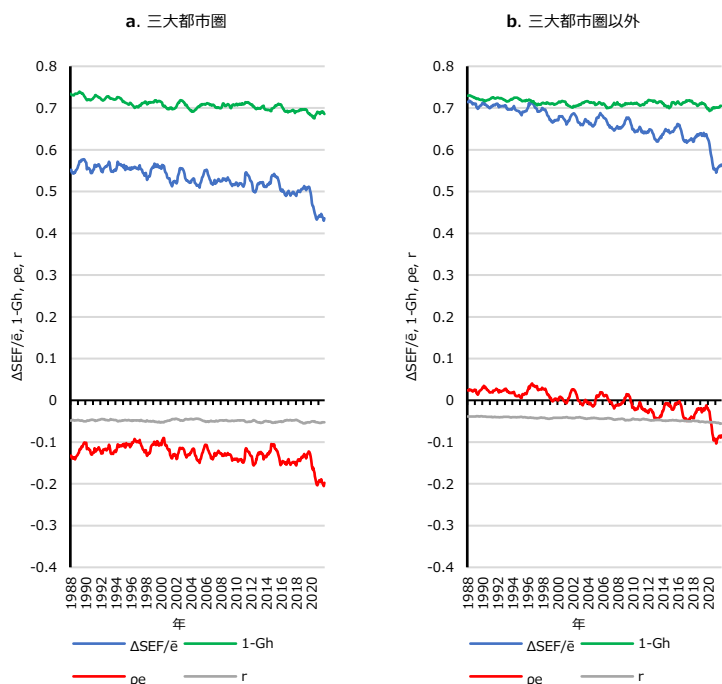
出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図 8 は、すべての学校種の在学者を対象として授業料と補習教育支出における教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) を地域別に計測して図示している。

付図 8 をみれば、三大都市圏とそれ以外の地域では地域内の教育機会均等度の水準においては差異があるものの、経年的な変化には本論の図 2 と同様の傾向が見られる。すなわち、どちらの地域においても教育機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は低下傾向にある。

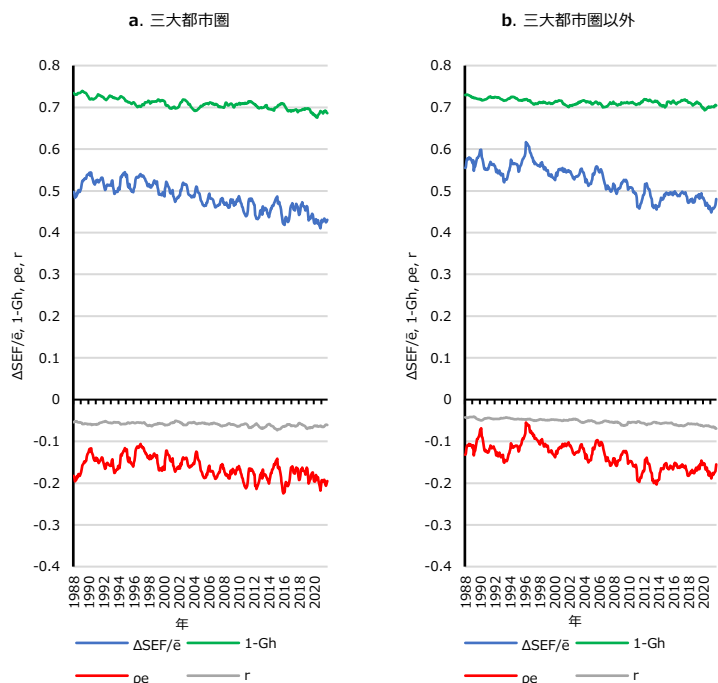
ただし、三大都市圏においては経済格差と比較した教育支出額の均等度 (ρ_e) がその他の地域よりも低く 2000 年以降は低下傾向を示している。また、経済格差 ($1 - G_h$) は期間を通じて拡大傾向にある。三大都市圏以外の地域では、計測期間の前半においては支出額の格差は経済格差よりも小さかった ($\rho_e > 0$) もの、計測期間後半には経済格差を上回る形で教育支出の格差が生じている。この結果、教育機会の均等度は経年的に低下傾向を示している。

付図8 地域別にみた機会均等度 (K-S(R) 全学校種、授業料+補習)



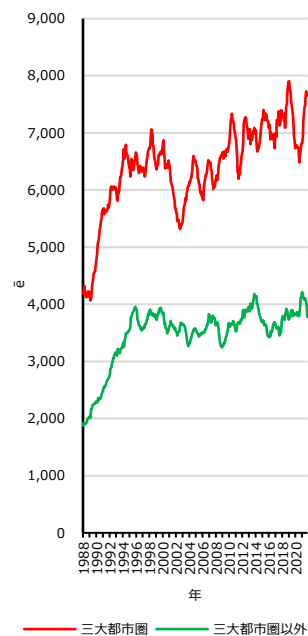
出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図9 地域別にみた機会均等度 (K-S(R) 全学校種、補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図10 地域別にみた子どもあたり補習教育支出額



地域間の教育機会均等度に差異をもたらす要因のひとつに補習教育の供給制約が考えられる。すなわち、人口密度が高い都市部では補習教育事業者の立地が集中する一方、その他の地域では、事業者の数が少なくサービスの消費機会が制約されるかもしれない。

付図 9 は、補習教育支出に着目して三大都市圏とそれ以外の地域における教育機会の均等度を計測・図示している。どちらの地域においても、1990 年代後半以降、教育機会の均等度は低下傾向を示している。また、三大都市圏の方が教育機会均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$)、経済格差と比較した教育支出の均等度 (ρ_e) ともその他の地域よりも低い傾向にある。

付図 10 はそれぞれの地域における計測対象となった子どもあたりの補習教育支出額 (e) の推移を表している。どちらの地域も図 3b で示された全体の傾向と類似している。すなわち、補習教育支出は 1990 年代後半まで増加したのち減少に転じるものの、2000 年代前半より増加傾向を示している。ただし、三大都市圏とそれ以外の地域では、近年においても子どもあたり支出額に約 1.5~2 倍の差がある。このことから、三大都市圏とその他の地域の補習教育支出には一定程度の地域間格差が存在すると考えられる。

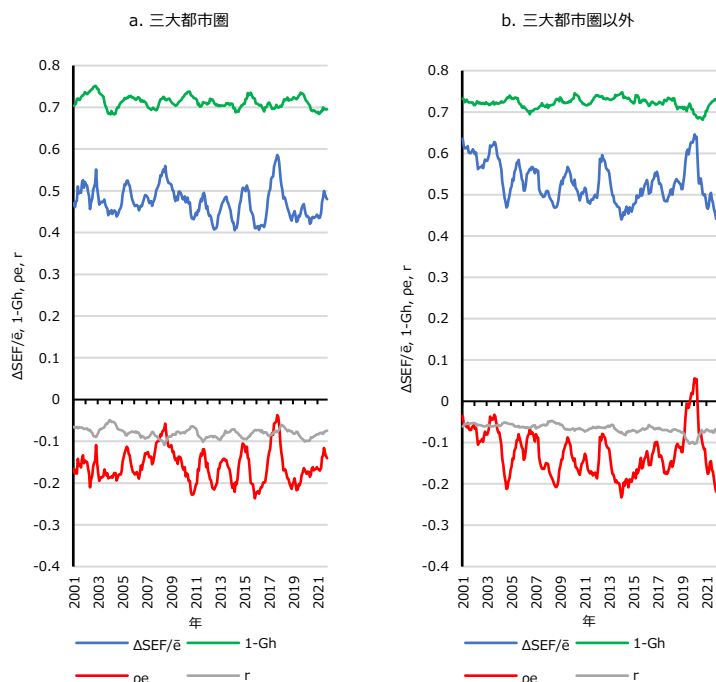
まとめると、三大都市圏では経済格差の拡大がより顕著に見られる。また、三大都市圏とそれ以外の地域では補習教育支出の供給制約の程度に起因すると思われる教育支出額の差異が窺われる。ただし、どちらの地域についても補習教育の機会均等度の時系列的な変化は本論の図 3 で示された結果と共通している。

続いて、私立学校や補習教育事業者の地域的偏りが顕著に現れると思われる小学校後期と中学校、高等学校に焦点をあて機会均等度を計測する。小学校については本論 4.5 項の計測と対応させるために補習教育だけを取り上げた。一方、中学校と高等学校では私立学校授業料支出の影響も考慮できるように授業料支出と補習教育支出を合計した支出額によって均等度を計測している。

付図 11 は小学校後期の補習教育支出について、その機会均等度の推移を地域別に表している。また、付図 12 は児童あたりでみた 1 か月間の補習教育支出額の推移を図示している。それぞれの地域内における教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は変動を伴いつつ 2010 年代半ばまで低下傾向にある。また、教育支出額の均等度 (ρ_e) は三大都市圏以外の地域において 2010 年代半ばまで低下傾向が観察される。また、付図 12 で示されているように三大都市圏での児童あたり補習教育支出額はその他地域よりも大きく、2010 年代半ばまで変動を伴いつつ、その他地域よりも大きく増加している。したがって、この期間にお

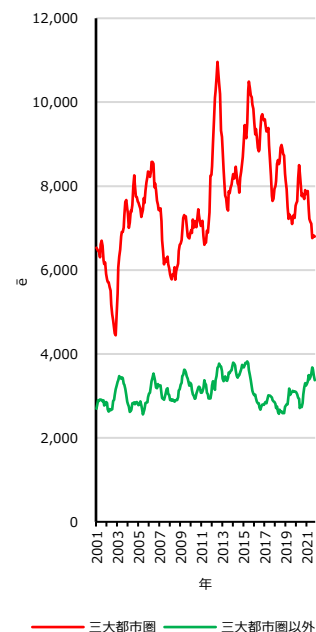
ける補習教育支出の地域間格差は拡大したと考えられる。これらの推移を合わせて、国全体では図 16b のような結果が示されている。

付図 11 地域別にみた機会均等度 (K-S(R) 小学校後期、補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図 12 地域別にみた児童あたり補習教育支出額 (小学校後期)

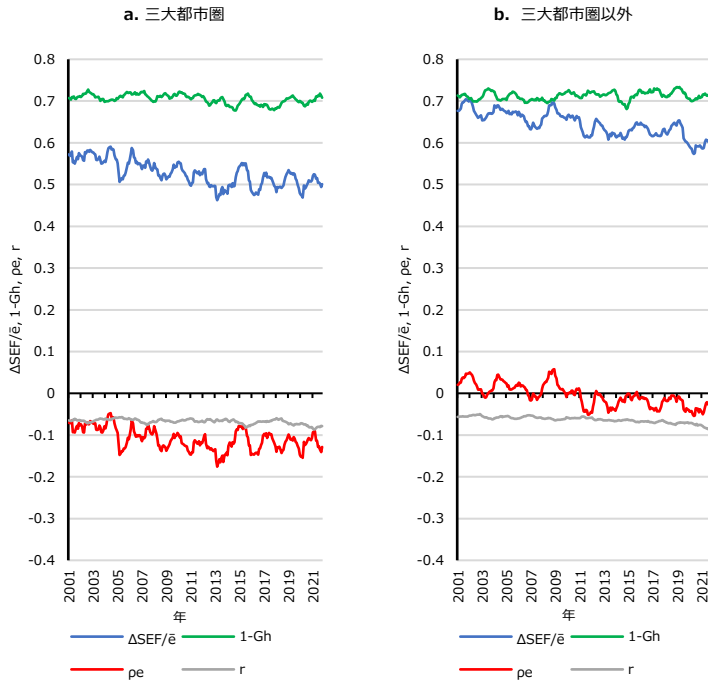


出所：家計調査に基づき筆者算出。

次に、付図 13 は中学校に在学する生徒の機会均等度の推移を地域別に図示しており、付図 14 は生徒あたりの教育支出額 (\bar{e}) の推移を地域別に表している。その他地域と比較して三大都市圏では教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$)、教育支出均等度 (ρ_e) とともに低い値を示しており、私立教育や補習教育に関する供給制約の存在が窺われる。ただし、どちらの地域においても教育機会均等度と教育支出均等度の双方が 2010 年代半ばまで傾向的に低下している点は共通しており、このことは本論の図 7b で示された全国的な結果とも類似している。

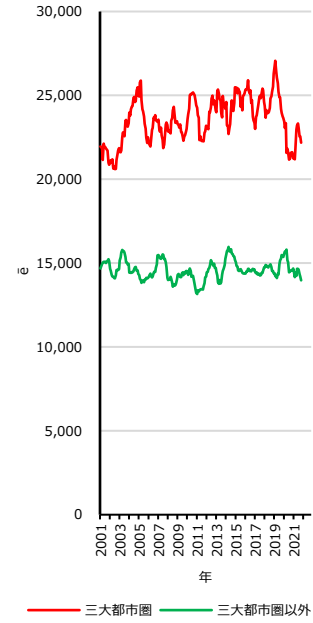
付図 14 をみれば、三大都市圏での生徒あたり教育支出額が 2020 年頃まで増加傾向にあるのに対して、その他地域では顕著な傾向的变化は観察できない。小学校の補習教育と同様に、中学校の教育支出についても、地域に共通する均等度の時系列的变化と地域間で見た格差の拡大が複合して図 7b のような結果が計測されたと考えられる。

付図13 地域別にみた機会均等度 (K-S(R) 中学校、授業料+補習教育)



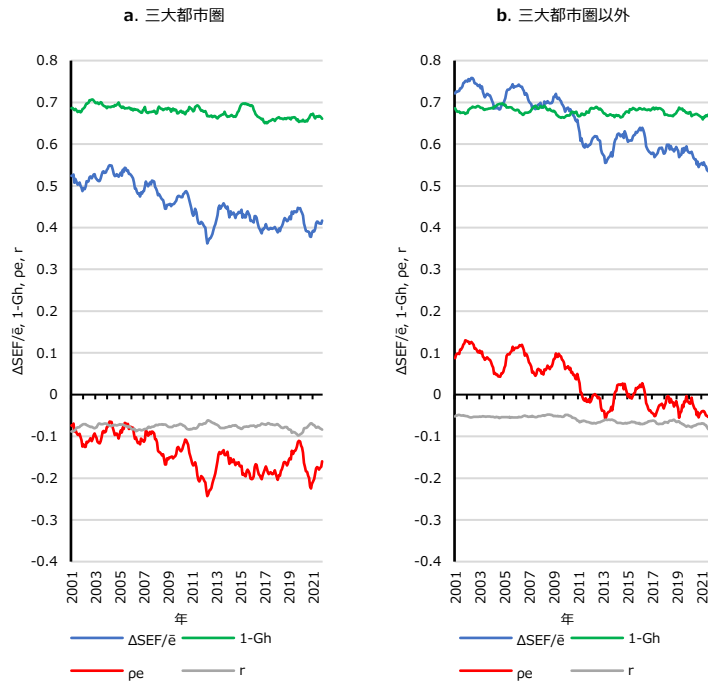
出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図14 地域別にみた生徒あたり教育支出額 (中学校)



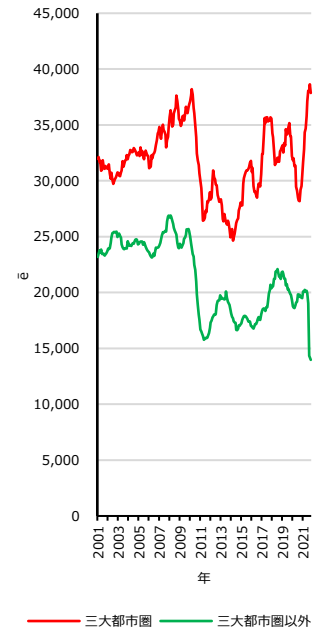
出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図15 地域別にみた機会均等度 (K-S(R) 高等学校、授業料+補習教育)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図16 地域別にみた生徒あたり教育支出額 (高等学校)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

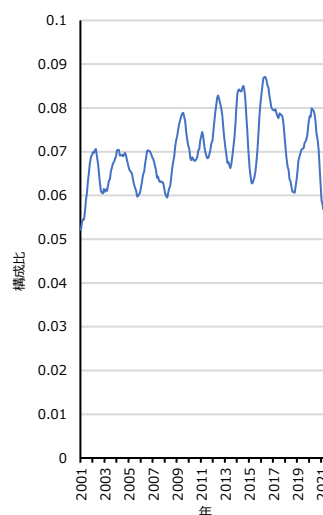
付図 15 は高等学校在学者の教育機会の均等度を地域別に表し、付図 16 は生徒あたりの教育支出額の推移を地域別に図示している。どちらの地域においても教育機会の均等度 ($\Delta SEF/\bar{e}$) は経年的に低下している。ただし、三大都市圏では計測期間を通じて教育支出格差が経済格差よりも大きい ($\rho_e < 0$) が、その他地域では逆の関係が見られる。このことは私立高等学校に関する供給制約が存在することを示唆する。

以上、サンプルを三大都市圏とそれ以外の地域に分割していくつかの視点から教育機会の均等度を計測した。それぞれの地域における子どもあたりの教育支出額をみる限りは、三大都市圏とそれ以外の地域の間で供給制約に起因する地域間格差が存在することが窺われる。同時に、地域内の教育機会均等度や教育支出の均等度の推移は両地域で定性的に類似した動向を示している。これらのことを考えあわせれば、本論で示された教育機会均等度や教育支出均等度の結果は、地域間格差の動向によって若干拡大されているものの、全国的な動向を反映したものだと考えられる。

補論 5 私立中学校在学者の構成比

中学生のうち私立中学校に在学する生徒の割合を示したものが付図 17 である。ただし、本文中の計測との整合性をとるために、同一世帯に国公立中学校と私立中学校に在学する生徒がともに属している場合には、これを計測対象から除いている。

付図 17 私立中学校在学者比率



出所：家計調査に基づき筆者算出。

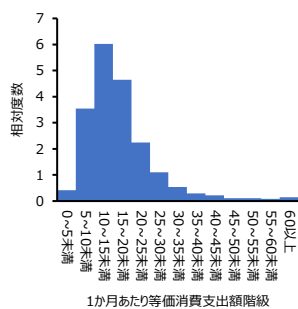
補論 6 在籍する学校の設置主体別・等価消費支出額階級別にみた子どもの分布

中学校と高等学校に在籍している生徒について、国公立と私立の別にしたがってそれぞれの等価消費支出額階級別にみた子どもの分布を、付図 18 (中学校)

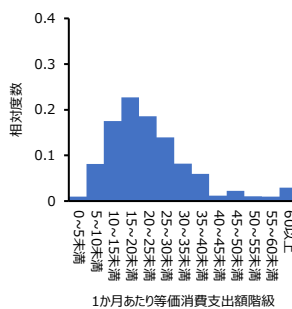
と付図 19 (高等学校) で示す。なお、本論の計測との整合性をとるために、同じ学校種の国公立学校と私立学校に在籍する生徒がともに属している世帯は計測から除外している。また、これまでと同じく計測対象とした幼児・児童・生徒全体の延べ人数を基準に相対度数を示している。

付図 18 在籍する学校種別・設置者別・所属する世帯の等価消費支出額階級別にみた子どもの分布（中学校）

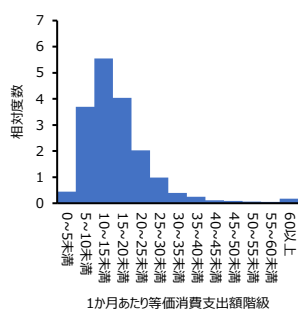
a.1. 2000年（国公立）



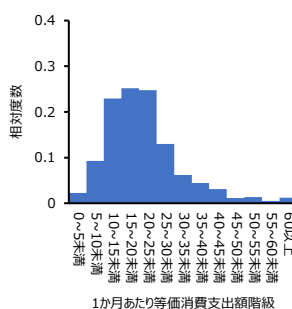
a.2. 2000年（私立）



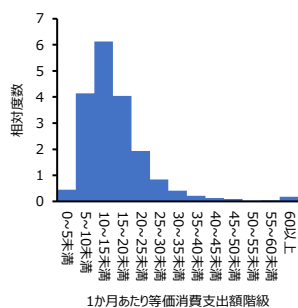
b.1. 2005年（国公立）



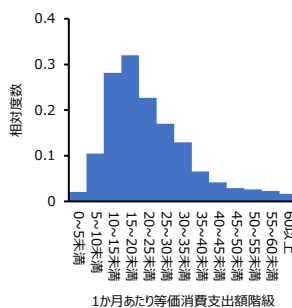
b.2. 2005年（私立）



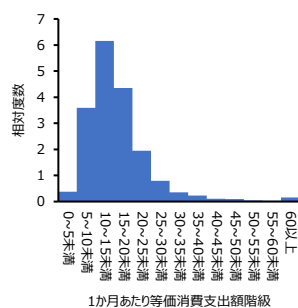
c.1. 2010年（国公立）



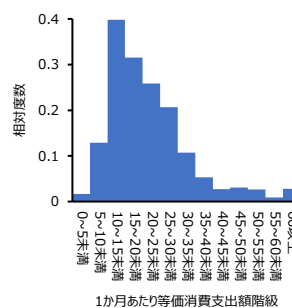
c.2. 2010年（私立）



d.1. 2015年（国公立中学校）

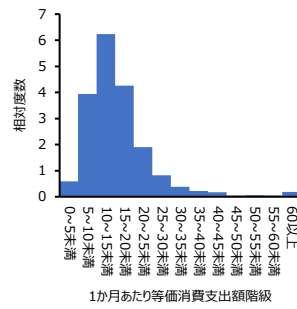


d.2. 2015年（私立中学校）

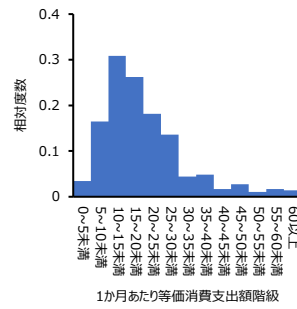


付図18 つづき

e.1. 2020年（国公立中学校）



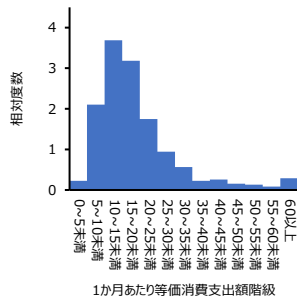
e.2. 2020年（私立中学校）



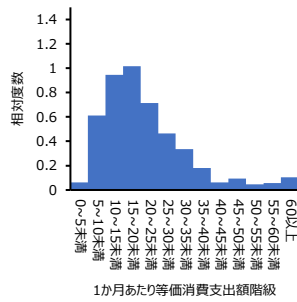
出所：家計調査に基づき筆者算出。

付図19 在籍する学校種別・設置者別・所属する世帯の等価消費支出額階級別にみた子どもの分布（高等学校）

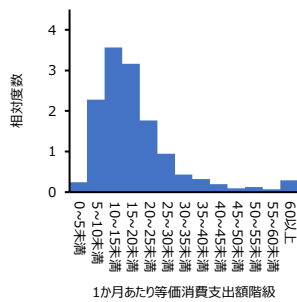
a.1. 2000年（国公立高等学校）



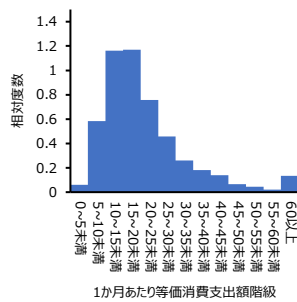
a.2. 2000年（私立高等学校）



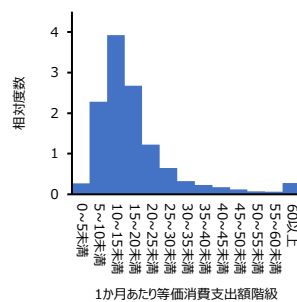
b.1. 2005年（国公立高等学校）



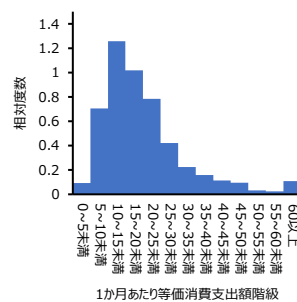
b.2. 2005年（私立高等学校）



c.1. 2010年（国公立高等学校）

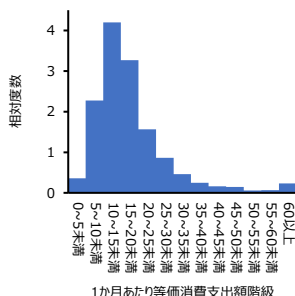


c.2. 2010年（私立高等学校）

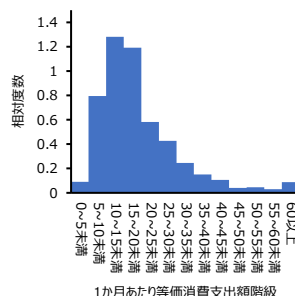


付図 19 つづき

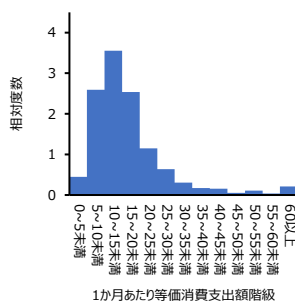
d.1. 2015 年（国公立高等学校）



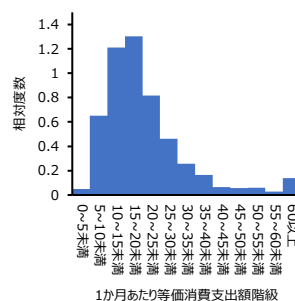
d.2. 2015 年（私立高等学校）



e.1. 2020 年（国公立高等学校）



e.2. 2020 年（私立高等学校）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

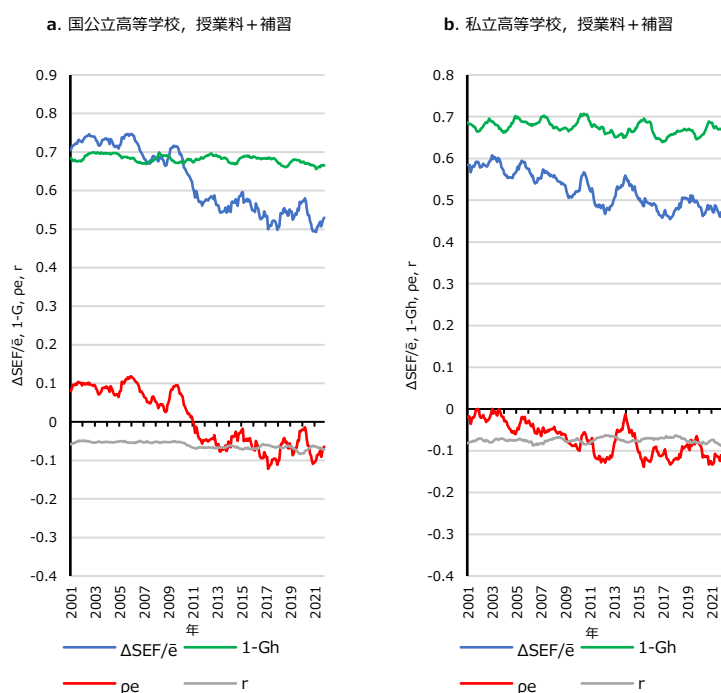
付図 18 に示された分布のうち、国公立中学校（付図 18.a.1, b.1, c.1, d.1, e.1）は定性的に付図 3 と類似した傾向を示している。私立中学校については、2010 年までは最頻値が国公立中学校在籍者のそれよりも 1 階級大きい 15 万円以上 20 万円未満階級に属している。しかし、2015 年と 2020 年では最頻値が国公立中学校と同じく支出額 10 万円以上 15 万円未満階級に変化している。また、期間を通じて 1 か月間の等価消費支出額が 20 万円以上の世帯に属する生徒の割合が国公立中学校在籍者と比べて大きい。

高等学校の分布（付図 19）では、国公立高等学校在学者の最頻値は 1 か月間の等価消費支出額 10 万円以上 15 万円未満階級に属する。また、2010 年には 15 万円以上 20 万円未満階級の度数が低下しており、公立高等学校授業料の無償化の影響が窺われる。私立高等学校においても、1 か月間の等価消費支出額の最頻値が 2000 年と 2005 年の 15 万円以上 20 万円未満階級から、2010 年と 2015 年には 10 万円以上 15 万円未満階級に変化した。ただし、2020 年には再び 15 万円以上 20 万円未満階級に変化した。また、私立中学校ほど顕著でないものの、国公立学校よりも高い等価消費額階級に属する生徒が相対的に多い。

補論 7 高等学校の設置主体別にみた教育機会の均等度（授業料+補習教育）

付図 20 は、国公立高等学校と私立高等学校の授業料を含む教育機会均等度を表す。

付図 20 設置主体別にみた機会均等度 (K-S(R) 高等学校、授業料+補習)



出所：家計調査に基づき筆者算出。

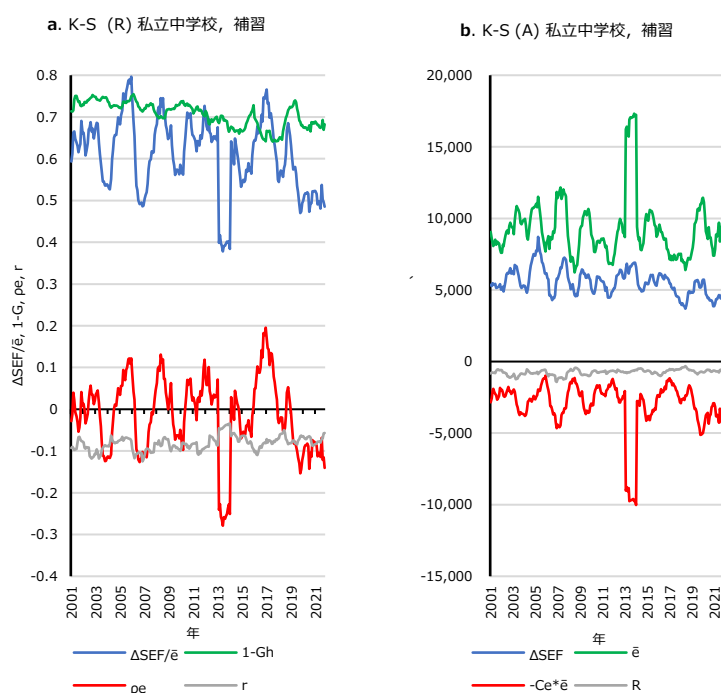
本文中の図 10c や付図 20a において、2010 年 4 月より実施された国公立高等学校の授業料無償化によって経済格差と比較した教育支出の均等度が低下していることには、いくつかの理由が考えられる。第一に、無償化によって全国的に一律である国公立高等学校の授業料支出（国立は 115,200 円、公立は 118,800 円）の世帯負担がなくなった結果、教育支出に占める補習教育支出の割合が高まったことによって、授業料等と補習教育を合計した教育支出額における均等度が低下した。付図 20 にはこの影響が含まれる。第二に、図 10c のように国公立高等学校の「授業料等」だけを取り出しても、そこには授業料以外の支出項目（入学金、受験料、学校寄付、学校積立、学級費、PTA 会費、テスト代、プリント代、卒業アルバム代、修学旅行費、修学旅行積立金など）が含まれており、無償化後においても均等度が低いこれらの支出が「授業料等」として計上されているため、結果的に授業料支出の均等度が低下したと考えられる。

ただし、このような均等度の低下は、実体を伴う機会均等度の低下とは言い難いため、本稿では高等学校における教育機会の均等度について、補習教育支出を中心に計測した。

補論 8 私立中学校在学者の補習教育に関する機会均等度

私立中学校に在学する生徒間での補習教育に関する機会均等度を示したものが付図 21 である。

付図 21 私立中学校の教育機会の均等度（補習教育）



出所：家計調査に基づき筆者算出。

元来、補習教育支出は世帯の裁量の余地が授業料等よりも大きくばらつきが大きいことに加えて、付図 17 で示されるように、家計調査における私立中学校在学者が属する世帯のサンプル数は国公立中学校在学者と比較して少なく、移動平均による平滑化を行ったとしても各月の変動が非常に大きい。また、私立中学校に在学する生徒に対する教育支出は、授業料と補習教育を分けて考えるよりこれらを総合することによってより実態を反映した形で捉えられる。このような理由で、本論では私立中学校在学者間の機会均等度を授業料等と補習教育支出の合計で計測した。

参考文献

- 遠藤久夫・山田篤裕(2007)「介護保険の利用実態と介護サービスの公平性に関する研究」『医療経済研究』19(2), 147-167.
- 川口俊明(2011)「日本の学力研究の現状と課題」『日本労働研究雑誌』614, 6-15.
- 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.
- 都村聞人(2006)「子育て世帯の教育費負担—子ども数・子どもの教育段階・家計所得別の分析」『京都大学大学院教育学研究科紀要』(52), 65-78.
- 都村聞人(2015)「学校外教育の活動タイプと支出格差」『現代社会研究』創刊号, 115-129.
- 内閣府(2022)『令和4年度経済財政白書』.
- 野崎華世・樋口美雄・中室牧子・妹尾渉(2018)「親の所得・家庭環境と子どもの学力の関係: 国際比較を考慮に入れて」NIER Discussion Paper Series No. 008.
- Benesse 教育研究開発センター(2009)「お茶の水女子大学・Benesse 教育研究開発センター共同研究 教育格差の発生・解消に関する調査研究報告書」『研究所報』52.
- 北海道管区行政評価局(2017)「私立高等学校等における高等学校等就学支援金の取扱いについて—当局の調査結果及び行政苦情救済推進会議の意見を踏まえたあっせん—」報道資料<https://www.soumu.go.jp/main_content/000523943.pdf> (2022年8月参照).
- 松岡亮二(2016)「学校外教育活動参加における世帯収入の役割—縦断的経済資本研究—」『教育社会学研究』98, 155-175.
- 増田幹人(2015)「子ども数と教育費負担との関係」『季刊社会保障研究』51(2), 223-232.
- 文部科学省(2009)『平成21年 文部科学白書』.
- 文部科学省(2022)『令和4年度 学校基本調査(速報)』.
- 藪下武司(2019)「日本における家計の所得格差と教育関係支出に関する問題点」『中部学院大学・中部学院大学短期大学部研究紀要』(20), 55-64.
- Attanasio, O., Hurst, E., and 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.
- Biewen, M., and Juhasz, A. (2017) Direct estimation of equivalence scales and more evidence on independence of base. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79(5), 875-905.
- Checchi, D. (2001) Education, inequality and income inequality. LSE STICERD Research Paper, 52.
- Clarke-Sather, A., Qu, J., Wang, Q., Zeng, J., and Li, Y. (2011) Carbon inequality at the sub-national scale: A case study of provincial-level inequality in CO2 emissions in China 1997–2007. *Energy Policy*, 39(9), 5420-5428.
- Coady, D., and Dizioli, A. (2018) Income inequality and education revisited: persistence, endogeneity and heterogeneity. *Applied Economics*, 50(25), 2747-2761.
- Doorslaer, E. V., Wagstaff, A., and Rutten, F. (1992) *Equity in the finance and delivery of health care: an international perspective*. Oxford University Press.
- Ebert, U. (1999) Using equivalent income of equivalent adults to rank income distributions. *Social Choice and Welfare*, 16(2), 233-258.
- 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.
- Fukushige, M., Ishikawa, N., and Maekawa, S. (2012) A modified Kakwani measure for health inequality. *Health Economics Review*, 2(1), 1-7.
- 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.
- Kakwani, N. C. (1977). Measurement of tax progressivity: an international comparison. *Economic Journal*, 87(345), 71-80.
- Kakwani, N., and Son, H. H. (2021) Normative measures of tax progressivity: an international comparison. *Journal of Economic Inequality*, 19(1), 185-212.
- Lambert, P. (2001) *The distribution and redistribution of income*. Manchester University Press.
- Lin, C. H. A. (2007) Education expansion, educational inequality, and income inequality: Evidence from Taiwan, 1976–2003. *Social Indicators Research*, 80(3), 601-615.
- Lustig, N. (2015). The redistributive impact of government spending on education and health:

- Evidence from thirteen developing countries in the commitment to equity project. In *Inequality and fiscal policy*. International Monetary Fund.
- 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.
- 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.
- Paz, F. (2017) Equity, quality, and variety of higher education. At a Crossroads: Higher Education in Latin America and the Caribbean. Directions in Development (Washington DC: World Bank).
- Padilla, E., and Serrano, A. (2006) Inequality in CO2 emissions across countries and its relationship with income inequality: a distributive approach. *Energy Policy*, 34(14), 1762-1772.
- Sen, A. K. (1974) Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation of Income Distribution. *Journal of Public Economics*, 3(4), 387- 403.
- Shorrocks, A. (1983) Ranking income distributions. *Economica*, 50(197), 3-17.
- Shorrocks, A. (2004). Inequality and welfare evaluation of heterogeneous income distributions. *Journal of Economic Inequality*, 2(3), 193-218.