

幼児教育が学力に与える影響¹

要旨

本稿では、2008、2010、2012、2014 年の『全国学力・学習状況調査』を用いて、幼稚園・保育園出身の児童の割合が、小学校での学力テストの点数のばらつきに影響を与えるかを分析した。筆者らが知る限り、学力テストの点数に注目した研究は数多くあるが、学力の差を表す指標として点数の分散に注目したものはない。その結果、幼稚園出身児童の割合が減ると、学力格差が広がることが分かった。その理由として、幼稚園と保育園の制度上の違いと世帯収入格差といった家庭環境の違いが挙げられる。

キーワード

「幼保一元化」「幼稚園・保育園」「全国学力・学習状況調査」「学力格差」

執筆者氏名

法学部 国際公共政策学科 4年 中山真緒²

同 4年 水野康文

¹ 謝辞

本稿執筆は大阪大学小原美紀准教授及び2014年度のゼミ生の熱心なコメントなしでは語れない。この場を借りて最大限の感謝の意を表したい。しかしながら、本稿に存在する過誤などの一切の責任は筆者らに帰属する。

² 代表者連絡先

第1章 はじめに

我が国は、高度経済成長の恩恵を受けていた1980年代までは、世界的にみても比較的格差の小さい国であったといえる。しかし、90年代以降不況による雇用不安などと相まって、所得水準や職業階層において世帯間格差が広がっている。厚生労働省が3年に1度行う「所得再分配調査」³によれば、2011年に行われた調査において、世帯間所得の格差をみる一つの指標となるジニ係数が、調査を開始した1962年以降過去最大になったことが分かった。同調査によると世帯間格差が拡大する傾向は1984年以来続いており、今後もますます格差が大きくなっていくことが想定される。この世帯間格差が親から子へと世代を超えて継承されてしまうことが、格差が縮まらない一因といえる。荻谷・志水（2004）は、教育と雇用のつながりを前提として、経済的格差を広げないような教育政策を行うべきだと述べている。つまり、子どもの学力格差を広げないことが教育政策上の課題である。では学力格差はどのような要因によって拡大されるのか。これまでしばしば言われてきた親の収入や学歴などによる影響に加え、筆者らはほとんど学力に差がない幼児期の教育がその後の学力格差にどのような影響を与えるのかに注目する。

日本において、就学前児童の9割以上が幼稚園あるいは保育園（またはそれに準じる保育施設）に通い卒園している。義務教育前の準備として主に教育を行う幼稚園と、労働中の保護者に代わって子どもの保育を行う保育園では基本的な設置目的が異なる。またこれに伴い、幼稚園では専業主婦の家庭が多く、保育園では共働き世帯やひとり親世帯が多いといった違いも生じる。本稿では幼稚園・保育園のそれぞれに通う幼児の違いを制度と家庭環境の両面からとらえ、幼稚園・保育園に通った子どもの学力は小学校6年生時にはどの程度ばらつくのか、またこのばらつきに幼稚園・保育園の出身であることが有意に影響を与えているのかを、学力テストの分散を用いて検証する。

文部科学省が2008年、2010年、2012年、2014年に行った小学校6年生に対する全国学力調

³厚生労働省「所得再分配調査」

査⁴の都道府県別の分散を用いたパネル分析により、幼稚園出身児童の割合が増加すると学力テストの分散が拡大することがわかった。本稿の貢献は大きく二点ある。一点目は日本においてこれまであまり蓄積のない幼児教育と学力の関係について、全国規模のマクロデータを用いて検証することである。二点目は学力テストの点数自体ではなく、分散に注目することで、幼児期の環境の違いによって、その後の学力にどう差が生じるのかを明らかにすることである。

本稿の構成は以下の通りである。まず本章に続く第2章では先行研究を挙げ、幼児教育に取り組む意義を明らかにし、学力に影響を与える要因をみると共に本稿の位置づけを示す。第3章では幼稚園・保育園の制度を説明し、近年盛んに議論されている幼保一元化の流れとその目的を詳らかにする。第4章では計量分析に用いたモデルを説明し、第5章で使用データを示す。第6章では計量分析の結果を提示し、第7章では前章の結果から学力格差に影響を与える要因について考察する。

第2章 先行研究と本稿の位置づけ

2007年に再開された学力テストを巡っては様々な研究が行われてきた。赤松・中村(2011)は、横浜市の公開データを使用し、学級規模の縮小が国語の点数を上げるという結果を得た。小学校のクラス人数の削減が学力向上につながる可能性が示唆されている。荻谷・志水ら(2004)を中心に行われた関西調査と関東調査では、学力低下の実態や学力の階層差、家庭環境に注目した研究が行われている。その中で荻谷氏は、階層の違いが学力に与える影響が強まっていると指摘した。さらに、耳塚ら(2014)を中心として行われた平成25年度「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」は、全国的な規模で家庭環境による学力格差の状況を明らかにしようとした。その結果、親の所得や職業、学歴からなるSES(社会経済的地位)が高いほど学力が高くなることがわかった。このように、日本では、小学校の制度や家庭環境と小学校時の学力の関係を見たものが多数を占めている。

一方、海外では以前から幼児教育と学力の関係が注目されてきた。Andersson(1989)は、スウェーデンで1歳から8歳までの追跡調査を行った。この調査により、性別や家庭環境をコントロールすると、保育園の入園が早いほど、学業成績や教師の印象がよくなることがわかった。

⁴国立教育政策研究所「全国学力・学習状況調査」

また、保育の種類による違いはテスト面では存在したが、明らかなものではなかった。最近でも、Heckman と Masterov (2007) は、Perry Preschool Experiment など三つの実験を用い、幼児教育がその後の人生に与える影響を明らかにしようとした。分析の結果、恵まれない家庭の子供とそうでない子供の差は早い段階で生じており、犯罪の防止や学力の向上には幼児期への投資が最も効果的で、かつほかの政策と比べてもコストに見合っていると指摘した。

近年、日本においても、幼児教育と学力の関係が注目され始めてきた。赤林、敷島、山下(2013) は日本で初めて全国規模で就学前教育と学力などの関係を調査した。その結果、幼稚園・保育園の選択には家庭の要因が影響することと、親の学歴や所得などの社会経済的地位をコントロールしても、保育園出身者よりも幼稚園出身者のほうが学力スコアが高いことがわかった。

今までの研究と比べ、本稿は次の二つの新しい点がある。一つ目は、『全国学力・学習状況調査』⁵⁵を使用し、幼児教育、特に幼稚園・保育園による違いと学力の関係を見ている点である。幼児教育と学力の関係を計量的に分析したものは、筆者らが知る限り赤林ら(2013)によるものしかない。彼らを使用した JCPS(日本子どもパネル調査)が個人にアンケートを取ったマイクロデータであるのに対し、筆者らは全国学力調査の県別結果などのマクロデータを使用する。そうすることで、幼児教育が学力に与える影響について異なる視点から検討できる。二つ目は、都道府県ごとの学力テストの点数ではなく、分散がどう影響を受けるかに注目する点である。これにより学力格差への影響を見ることができる。学力テストに関する分析はこれまでも多数行われてきたが、その多くは学力テストの個人の点数あるいは都道府県ごとの平均点に主眼がおかれている。本項分析では、点数自体ではなく点数のちらばり具合すなわち分散に注目することで、幼児期の環境の違いによって小学校での学力にどのような差が生じるのかを検証する。

第3章 幼稚園・保育園の制度と幼保一元化について

近年、女性の社会進出や核家族化を背景に保育サービスの需要はますます高まっており、そのニーズも多様化している。保育所待機児童数は今なお非常に多い一方で、幼稚園児は減少傾向にあり、一部の幼稚園では定員割れが発生している。このような現状を受けて幼保一元化に向けての議論が活発になされてきた。本稿において幼児教育と学力の関係を分析するにあたり、

⁵⁵国立教育政策研究所「全国学力・学習状況調査」

まずは既存の幼児教育・保育の制度を確認すると共に、野田(2010)を参考に近年注目されている幼保一元化の流れをみていく。

そもそも幼稚園は、学校教育法に基づき「義務教育及びその後の教育の基礎を培うこと」を目的に設置された「学校」であり、文部科学省の管轄である。一方、保育園は、児童福祉法に基づき「保育に欠ける乳児又は幼児を保育すること」を目的に設置された「児童福祉施設」であり、厚生労働省の管轄である。すなわち、幼稚園は就学前教育を行うための施設であるのに対し、保育園は働く保護者に代わって幼児の面倒をみるための施設であるにとらえることができる。

幼稚園と保育園、この両者を統一しようというのが幼保一元化の考えであり、その目的は①質の高い幼児教育・保育の一体的提供②保育の量的拡大③家庭における養育支援の充実、の3点に集約される。以降、幼保一元化の流れが活発となった2000年代以降の動きをみていく。

まず、幼保間の協力が進められた。2003年に「規制改革推進のためのアクションプラン」が策定され、幼稚園、保育園のカリキュラムや運営を同一にすることにより、保育費負担の軽減や、施設の効率的な運営を目指す「幼稚園における幼稚園児及び保育所児等の合同活動事業」等が構造改革特区において実施された。2005年度よりこの事業の全国展開が決定され、2005年5月に、文部科学省、厚生労働省の両省が、「共用化指針により共用化された施設における幼稚園児及び保育所児の合同活動並びに保育室の共用化に係る取扱いについて」を通知し、「幼稚園と保育所の施設の共用化等に関する指針」を改正した。これにより、幼稚園児と保育園児を合同で教育・保育すること、また保育室を共有することが可能となり、幼保間の協力が促進された。

2006年に、幼稚園・保育園の両方の側面を兼ね備えた認定こども園がつくられ、幼保一元化は新たな局面を迎えた。認定こども園制度の創設を内容とする「就学前の子どもに関する教育、保育等の総合的な提供の推進に関する法律案」が同年10月に施行されたのである。この法案によって設置された認定こども園は、就学前教育・保育を一体として捉える新しい枠組みではあるものの、既存の幼稚園・保育園の制度は維持されていた。

2009年、「縦割り行政となっている子どもに関する施策を一本化し、質の高い保育の環境を整備する」ことをマニフェストに掲げた民主党が政権を獲得すると、幼保一元化に向けての動きはさらに加速した。2010年1月「子ども・子育て新システム検討会議」において、幼保一

体化を含む新たな次世代育成支援のための包括的・一元的なシステムの構築について検討がなされ、同年6月、「子ども・子育て新システムの基本制度案要綱」が決定された。新システムでは幼稚園・保育園・認定こども園の垣根を取り払い、新たな指針に基づき、幼児教育と保育をともに提供するこども園（仮称）に一体化することが組み込まれた。幼児教育と保育を共に提供する施設としてのこども園は、学校教育制度及び児童福祉制度の双方を併せ持つ制度体系であり、所管省庁として新たに子ども家庭省（仮称）の創設が検討された。これが実現すれば、従来の幼稚園と保育園という区別は完全になくなり、幼保一元化が達成されるはずであった。

しかし、すべての幼稚園・保育園をこども園に統一する幼保完全一元化の動きは、その後後退していく。2011年12月、政府は「こども園」について、内閣府、厚生労働省、文部科学省の所管とする案を示し当初目指していた幼保一元化を事実上見送った。現在、幼保一元化の動きは停滞状態にある。

第4章 検証仮説と推定モデル

第2章で先行研究をまとめたように、幼児期の環境はその後の子どもの学力に影響を与えることが考えられる。また第3章で制度を見たように、日本では、幼稚園もしくは保育園のどちらに通ったかによって教育成果一すなわち学力に影響がある可能性がある。では、どちらに通ったかによって学力のばらつき、すなわち学力格差が大きくなることはあるのだろうか。検証する仮説は次の通りである：

仮説 幼稚園出身、保育園出身の児童の割合が、小学校での学力格差に影響を与える

この仮説を検証するために、都道府県別パネルデータ効果モデルの分析を行う。モデル1では被説明変数 y_{it} を「都道府県別の小学校の学力テストの分散の変動係数」とし、これを「都道府県別の幼稚園出身児童の割合」 $youtiwari_{it}$ に回帰する。「学力テストの分散の変動係数」は都道府県ごとの分散をそれぞれ平均点で割ったもので、これにより分散同士の比較が可能になる。またコントロール変数として「教師一人当たりの生徒数」 $kyouinwari_{it}$ 、「家庭の支出に占める教育費の割合」 $kyouikuhiwari_{it}$ 、「消費」 $syohi$ 、2010年、2012年、2014年の年ダミーを加える。モデル1式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{モデル 1 式 } y_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{youtiwariai} + \beta_2 \text{kyouinwariai} + \beta_3 \text{kyouikuhiwariai} \\ & + \beta_4 \text{shohi} + \beta_5 \text{year2010} + \beta_6 \text{year2012} + \beta_7 \text{year2014} + u_{it} \\ u_{it} = & \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

ここで、 i は都道府県を表す ($i=1, 2, \dots, 47$)。また、 t はデータの対象年を表す ($t=2008, 2010, 2012, 2014$)。ただし、2008 年においては 19 の都道府県で分散のデータがないため、サンプル数は $4 \times 47 - 19$ で 169 となる。 u_{it} は誤差項で、観測できない県の特徴を表す都道府県別効果 μ_i および確率項 ε_{it} からなると仮定する。このうち、 μ_i は非確率変数と仮定する。 ε_{it} はホワイトノイズで、 $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \delta_{\varepsilon}^2)$ に従い、かつ ε_{it} は説明変数と関連しないとする。ここで、それぞれの年の各変数の値から都道府県ごとの調査年全ての年の平均値を引いたものを用いることで、都道府県の特徴といった個別効果 μ_i は取り除かれる。そうすることで、教育熱心などといった県民性や、私学の多さなど都道府県の特徴の差が学力に与える影響を除いた幼稚園・保育園児割合の効果を測ることが出来る。

モデル 2、モデル 3 では被説明変数 y_{it} を「都道府県ごとの学力テストの分散の変動係数」から「全国平均の変動係数」を引いた値とする。被説明変数である点数の分散において、年の影響を取り除けている可能性もあるので、年ダミーを入れないモデル (モデル 2) と 2010 年、2012 年、2014 年の年ダミーを加えたモデル (モデル 3) を考える。

第 5 章 使用データ

本稿で用いるデータは主に『全国学力・学習状況調査』(国立教育政策研究所；2008、2010、2012、2014) と『統計でみる都道府県の姿』(総務省統計局；2002、2004、2006、2008) である。

本分析では、学力格差の指標として、モデル 1 では「都道府県ごとの学力テストの分散」を、モデル 2、モデル 3 では「都道府県ごとの学力テストの分散」から「学力テストの分散の全国平均」を引いた値を用いる。学力テストの分散は『全国学力・学習状況調査』のデータを使用し、国語 A、B および算数 A、B の値をそれぞれ使用している。A は基礎問題、B は発展問題を意味する。ここで、学力格差の指標として、都道府県ごとの小学校 6 年生時の学力テストの分散を用いるのは、文部省が全国規模で行っている学力調査であり、本分析で必要となる複数年のデータが入手できるためである。

また、モデル 1 と異なりモデル 2、3 において「都道府県ごとの学力テストの分散」から「学

力テストの分散の全国平均」を引いた値を用いる理由は、この分散は年ごとのテスト問題の特徴を反映している可能性があるためである。つまり、差のつきやすい問題が多い年の分散は全国的に大きくなってしまおうといった、学力格差の指標としてふさわしくない要因によって分散が変化している危険がある。そこで平均を引いた値を学力格差の指標として用いることで、年ごとのテスト問題の特徴の違いによる影響を排除した。

説明変数には、「都道府県ごとの幼稚園出身児童の割合」、「小学校の教師一人当たりの生徒数」、「家庭の支出に占める教育費の割合」、「消費」を用いる。日本においては就学前児童の約95%が幼稚園もしくは保育園（またはそれに順ずる保育施設）に通っており、幼稚園・保育園の両方を卒園する幼児も一部いるものの、おおよそ幼稚園出身児童の増加と保育園出身児童の減少は対応している。分析で用いる学力テストを受けた小学校6年生が、幼稚園・保育園に通っていた年代の幼稚園出身児童の割合を用いることで、テストを受けた児童の幼児期の環境をより正確に反映できると考える。「小学校の教師一人当たりの生徒数」については、授業など小学校での影響をコントロールするために、「家庭の支出に占める教育費の割合」は子どもの教育に対する家庭の熱心さをみるために、また、「消費」は家庭の生活レベルをみるために用いる。さらに説明変数が与える影響のうち、幼稚園出身児童が年々減少傾向にあるといった、年ごとの影響を取り除くために、モデル1、3においては2010年、2012年、2014年の年ダミーを加える。表4、5に記述統計およびデータの出典をまとめた。

第6章 分析結果

表1 モデル1

	(1) 国語A	(2) 国語B	(3) 算数A	(4) 算数B
幼稚園出身児童の割合			**	*
教師一人当たり生徒数			**	**
支出に占める教育費の割合				
消費				
年ダミー-2010	***	***	***	***
年ダミー-2012	***	***	***	***
年ダミー-2014	***	***	***	***
F値	***	***	***	***

注1：*は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。

表2 モデル2

	(1) 国語A	(2) 国語B	(3) 算数A	(4) 算数B
幼稚園出身児童の割合	***	***	**	***
教師一人当たり生徒数	*	***	***	**
支出に占める教育費の割合				
消費	***			
F値	***	***	*	**

注1：*は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。

表3 モデル3

	(1) 国語A	(2) 国語B	(3) 算数A	(4) 算数B
幼稚園出身児童の割合	***	***	**	*
教師一人当たり生徒数			**	**
支出に占める教育費の割合				
消費				
年ダミー—2010				
年ダミー—2012	*			
年ダミー—2014		*		
F値	***	***		*

注1：*は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。

まず、モデル1の分析結果について見る。表1は幼稚園出身児童の割合が学力テストの分散に与える影響を分析したものである。(3)(4)列で示されるように、「幼稚園出身児童の割合」は算数A、Bにおいてそれぞれ5%、10%の有意水準で負の影響を与えている。よって、幼稚園出身児童の割合が増えると、算数における点数のばらつきが小さくなるといえる。また、教師一人当たりの生徒数は算数A、Bのそれぞれに5%の有意水準で正の影響を与えており、教師一人当たりの生徒数が増えると、算数における点数のばらつきが大きくなる。一方で国語に関しては年ダミー以外が有意に出ていない。その理由として、年ダミーの影響が強くなってしまっ

いる可能性がある。たとえば、国語 A の 2010 年ダミーの係数は-0.106753 であり、幼稚園出身児童の割合の係数-0.000965 や算数 A のダミーの係数 0.0094022 に比べかなり大きい。よって、国語において年ダミーの影響が大きいために、ほかの変数が有意に出ていない可能性が考えられる。また、国語と算数の両方において、年ダミーはいずれも 1%の有意水準で影響を与えており、その年のテスト問題に大きく左右されていることが伺える。

次にモデル 2 の分析結果について見る。表 2 は幼稚園出身児童の割合が、全国平均からの乖離を取った学力テストの分散に与える影響を分析したものである。表の (1) ~ (4) 列で示されるように、幼稚園出身児童の割合は国語 A、B 算数 B においてそれぞれ 1%、算数 A において 5%の有意水準で負の影響を与えている。テスト特有の影響を取り除いた結果、幼稚園出身児童の割合の影響がすべての科目で有意に出たことから、幼稚園出身児童の割合が増えると、点数のばらつき、すなわち学力格差が小さくなると考えられる。また、教師一人当たりの生徒数は国語 B 算数 A のそれぞれに 1%、算数 B に 5%、国語 A に 10%の有意水準で正の影響を与えており、教師一人当たりの生徒数が増えると、国語、算数における点数のばらつきが大きくなる。さらに、消費は国語 A に 1%の有意水準で正の影響を与えている。

最後にモデル 3 の分析結果について見る。表 3 は説明変数の年の影響を取り除いた上で、幼稚園出身児童の割合が全国平均から乖離をとった学力テストの分散に与える影響を分析したものである。表の (1) ~ (4) 列で示されるように、「幼稚園出身児童の割合」は国語 A、B においてそれぞれ 1%、算数 A において 5%、算数 B において 10%の有意水準で負の影響を与えている。ただし、算数 A は F 値が 10%の有意水準で有意とは言えず、各変数の係数が意味を持たない可能性がある。幼稚園児割合が減少しているというトレンドを取り除いたうえでも、「幼稚園出身児童の割合」がすべての科目で有意に出たことから、幼稚園出身児童の割合が算数 A を除く学力テストの真のばらつきに影響を与えていると考えられる。以上のことから、幼稚園出身児童の割合が増えると、学力格差が小さくなるといえる。また、「教師一人当たりの生徒数」は算数 A、B のそれぞれに 5%の有意水準で正の影響を与えており、教師一人当たりの生徒数が増えると、算数における点数のばらつきが大きくなっている。

モデル 2 の結果は、年による学力テストのばらつきの違いを考慮したうえで、「幼稚園出身児童の割合が増加すると、小学校時の学力の格差が小さくなる」と解釈できる。モデル 3 は、モデル 2 から説明変数の年による違いも取り除いたうえで同様な結果を得たことから、「幼稚園出

身児童の割合の増加に伴い、小学校時の学力格差が小さくなる」といえる。また「教師一人当たりの生徒数」は学力テストの分散に有意に影響を与えていることがわかった。近年、学力テストの平均点に影響を与えるか否かをみる研究が多く行われているが、その結果は分析により様々であり、子どもの学力に影響を与えるのかは明らかではない。さらに、本分析のように学力テストの平均点ではなく分散にどのような影響を与えるのかについての研究はほとんど無かった。今回の結果から教師一人当たりの生徒数が増加すると、学力格差が拡大することがわかった。つまり、学級規模の縮小により学力格差を小さくできるという可能性が示唆された。

第7章 考察

分析の結果から、「幼稚園出身児童の割合が増加すると、小学校時における学力格差が小さくなる」ことが分かった。近年幼稚園児の割合は減少していることから、幼稚園出身児童の割合が減少する場合を考えたほうが現状に即している。そこで結果を「幼稚園出身児童の割合が減少すると、小学校時の学力格差が大きくなる」と解釈する。このような結果が出た理由として、幼稚園・保育園の制度面での違いと幼稚園・保育園に通わせる家庭の違いの二つが考えられる。

第一に、幼稚園と保育園の制度面の違いが学力格差に影響していることが考えられる。第3章でも触れたが、就学前教育を目的とする幼稚園と保育を目的とする保育園は設置目的が異なる。ベネッセ次世代育成研究所「第1回 幼児教育・保育についての基本調査報告書」によると、「ひらがな（読み）のワークブック」を行っている園のうち、3歳児を対象にしているのは、私立幼稚園の15.7%、公営保育所2.4%、私営保育所8.7%である。（ベネッセ次世代育成研究所 2008）。つまり幼稚園の方がより早期教育を行っているといえる。「幼稚園出身児童の方が学力が高くなっている」という赤林氏らの研究と「幼稚園出身児童の方がばらつきが小さい」という今回の分析結果を総合して考えると、幼稚園で特に熱心に行われる早期教育などが学力の底上げに繋がり、結果として学力格差が小さくなっている可能性がある。

第二に、保育園に通わせるような家庭が増えていることが学力格差を広げていると考えられる。保育園に通わせる家庭が増加している背景には、共働き世帯の増加やひとり親世帯の増加がある。そして、これらの家庭環境の変化が学力格差に影響を与えていることがありうる。

まず、共働きの増加が世帯間の収入格差を広げている。大竹（2000）は、高所得者の男性の配偶者が専業主婦から男性同様高所得の職に就くようになったことが、世帯レベルでみた所得

の不平等度を高めていると指摘する。また、ひとり親世帯の増加も、世帯間の収入格差を拡大させていると考えられる。的場（2006）は過去 20 年で母子家庭・父子家庭の割合が増加しており、特に 30 代以下の割合が高まっていると述べている。ひとり親世帯の若年化に伴い、その子どもの年齢も低下してきており、末子の年齢が 5 歳以下の世帯が 2003 年には過半数を占めている。厚生労働省⁶によると、母子家庭の総所得は児童のいる世帯の 36%にすぎず、ひとり親家庭の相対貧困率は 50.2%となっている。つまり、ひとり親家庭は収入が低く、その増加が世帯間の収入格差を広げていることが考えられる。

そして、世帯の収入が学力に影響することが明らかになってきている。平成 25 年度「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」では、世帯収入が高いほど子どもの学力が高いという結果が示されている。よって、保育園出身児童の割合の増加が学力格差を拡大させているという分析結果の背後には、共働き世帯やひとり親世帯の増加による世帯間収入格差の拡大とそれに伴う学力格差の拡大が存在する可能性がある。

以上のように、「幼稚園出身児童の割合が減ると、小学校時の学力格差が拡大する」という分析結果の背後には、制度的側面と家庭環境の側面の二つの影響が考えられる。制度面としては、幼稚園が早期教育を行うための教育施設であるといった、幼稚園と保育園の制度上の違いがある。一方、家庭環境面では、共働き世帯やひとり親世帯の増加がもたらす世帯間格差の拡大が挙げられる。

第 8 章 おわりに

本稿では、幼稚園・保育園の違いが小学校時の学力格差に影響を与えるかを定量的に分析した。分析の結果、「幼稚園出身児童の割合が減ると学力格差が拡大する」ことが明らかとなった。その理由として、幼稚園・保育園の制度面の違いと共働きの増加などといった家庭環境の変化が考えられる。赤林氏らの「所得など家庭の影響をコントロールした上でも、幼稚園出身児童の方が学力が高い」という研究と本分析の結果を合わせると、今後、幼稚園出身児童の割合の減少に伴い、全体として学力は低下しつつ、格差は拡大していくことが考えられる。そして、その学力の低下と格差の拡大の両方に幼児期の教育が影響を与えていることがわかった。

⁶厚生労働省雇用均等・児童家庭局家庭福祉課 「ひとり親家庭の支援について」平成 26 年

学力格差を縮小するために幼児教育はどうあるべきか。分析の結果から、第3章で触れた「①質の高い幼児教育・保育の一体的提供」という目的を達成するような幼保一元化の実現がその答えの一つになる可能性が示された。つまり、学力の底上げと格差の縮小のためには、近年高まっている保育園へのニーズを満たしつつ、幼稚園のような教育機会を平等に提供していくことが必要なのではないだろうか。ただし、本分析においては、マクロデータを使用したため、世帯収入などの家庭環境の変化の側面は十分に考慮できておらず、どこまでが幼稚園・保育園の制度面での違いによる影響なのかは分かっていない。幼保一元化が学力に与える影響については今後さらなる検討が必要であろう。

〈参考文献・データ出典〉

赤林 英夫, 敷島 千鶴, 山下 絢 (2013)「就学前教育・保育形態と学力・非認知能力:JCPS2010—2012に基づく分析」慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点ディスカッション・ペーパー (DP) 2013

赤林英夫・中村亮介 (2011)「学級規模縮小が学力に与えた効果の分析—横浜市公開データに基づく実証分析—」日本経済学会春季大会報告論文 2011

大竹文雄 (2000)「90年代の所得格差」日本労働研究雑誌 2000 p2-11

荻谷剛彦 (2004)『『学力』の階層差は拡大したか』 荻谷剛彦、志水宏吉編『学力の社会学 調査が示す学力の変化と学習の課題』2004 p127-151 岩波書店

荻谷剛彦、志水宏吉 (2004)『『学力調査の時代』—なぜ今学力調査なのか』 荻谷剛彦、志水宏吉編『学力の社会学 調査が示す学力の変化と学習の課題』2004 p1-20 岩波書店

野田亜悠子 (2010)「幼保一体化議論の経緯と制度設計における課題—子ども・子育て新システムの基本制度案要綱を踏まえて—」『立法と調査』No311 p3-20

的場康子 (2006)「増加する若い『ひとり親世帯』」『LIFE DESIGN REPORT』p7-8 第一生命経済研究所

藤原千沙 (2012)「ひとり親／ふたり親世帯の格差と貧困の影響」『親と子の生活意識に関する調査』内閣府 子ども若者・子育て施策総合推進室

お茶の水女子大学 平成 25 年度「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」2014 耳塚寛明、浜野隆、富士原紀江、中島ゆり、土屋隆裕、山田哲也、垂水裕子、中西啓喜 国立教育政策研究所 「全国学力・学習状況調査 2008、2010、2012、2014」

総務省統計局 「統計でみる都道府県の姿 2008、2010、地域別統計データベース」

総務省統計局 「家計調査 都市階級・地方・都道府県庁所在市別 勤労者世帯」

文部科学省 「学校基本調査 2007、2009、2011、2013」

ベネッセ次世代育成研究所「第1回 幼児教育・保育についての基本調査報告書」2008

Andersson, Bengt-Erik. (1989) Effects of Public Day-Care: A Longitudinal Study. Child Development, 1989. 60, No. 4 (1989), pp. 857-866

Heckman, James J. Masterov, Dimitriy V. (2007) The Productivity Argument for Investing in Young Children. NBER Working Paper No. 13016. 2007

表 4.データ出典

変数	データ出典
小学校 6年時の学力テストの分散	全国学力・学習状況調査 報告書・集計結果」について 【都道府県別】集計結果
幼稚園出身児童の割合	2006年、2008年 統計でみる都道府県の姿「教育 幼稚園教育普及度・保育園教育普及度」 2002年、2004年 統計でみる都道府県の姿「地域別統計データベース」
教師一人当たり生徒数 (生徒数/教師数)	生徒数 学校基本調査「小学校 学年別生徒数」 教師 学校基本調査「小学校 職名別教員数(本務者) 本務者のうち主幹教諭、指導教諭、教諭、助教諭」
支出に占める教育費の割合	2008年、2010年、2012年、2014年 家計調査「都市階級・地方・都道府県庁所在市別 勤労者世帯」
消費	2008年、2010年、2012年、2014年 家計調査「都市階級・地方・都道府県庁所在市別 勤労者世帯」

注 1：教師を「本務者のうち主幹教諭、指導教諭、教諭、助教諭」に限定したのは、校長などを含むと規模の小さい学校が多い地域で教員が多めに計算されてしまうのを防ぐためである。

表 5.記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国語Aの点数の分散	169	0.2445687	0.0486519	0.1486486	0.3853211
国語Bの点数の分散	169	0.4028424	0.0717541	0.2235294	0.5535714
算数Aの点数の分散	169	0.2529956	0.0269133	0.1793104	0.3282443
算数Bの点数の分散	169	0.4302282	0.0301121	0.3488372	0.509434
教員割合	188	20.19724	2.10513	15	24.2489
支出に占める教育費の割合	188	5.709775	1.393095	2.768811	10.17266
消費	188	318627.8	26782.8	238595	394726
2010年ダミー	188	0.2553191	0.4372048	0	1
2012年ダミー	188	0.25	0.4341689	0	1
2014年ダミー	188	0.25	0.4341689	0	1

表6 モデル1

被説明変数:学カテスト	国語A	国語B	算数A	算数B
(説明変数)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
幼稚園出身児童の割合	-0.000965 (0.000843)	-0.002597 (0.001744)	-0.002103 (0.000898)	-0.00174 (0.0009462)
教師一人当たり生徒数	0.000785 (0.002633)	0.0038905 (0.005448)	0.0058301 (0.002803)	0.0074026 (0.0029551)
支出に占める教育費の割合	0.0000703 (0.000913)	-0.000286 (0.001889)	0.0001467 (0.000972)	0.0001765 (0.0010246)
消費	0.000000017 (0.0000000526)	0.000000179 (0.000000109)	-4.22E-08 (0.000000056)	8.49E-10 (0.000000059)
年ダミー-2010	-0.106753 (0.002568)	-0.190415 (0.005314)	0.0094022 (0.002734)	0.0099618 (0.0028826)
年ダミー-2012	-0.117778 (0.00375)	-0.070061 (0.007759)	-0.014648 (0.003992)	-0.040644 (0.004209)
年ダミー-2014	-0.0457 (0.00453)	-0.0695 (0.00938)	-0.0333 (0.00483)	-0.00877 (0.0050887)
標本数	169	169	169	169
R2-within	0.9683	0.9432	0.8082	0.8434
F値(固定効果の推定量=0)	501.15	272.63	69.24	88.46

注1: *は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。

表7 モデル2

被説明変数:学カテスト	国語A	国語B	算数A	算数B
(説明変数)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
幼稚園出身児童の割合	-0.002612 (0.000595)	-0.004001 (0.001113)	-0.001643 (0.000678)	-0.002349 (0.000738)
教師一人当たり生徒数	0.0029503 (0.001724)	0.0038905 (0.005448)	0.0056627 (0.001966)	0.0052466 (0.00214)
支出に占める教育費の割合	0.0001658 (0.0008)	-0.000286 (0.001889)	0.0001367 (0.000912)	0.0000625 (0.000993)
消費	-0.000000108 (0.0000000405)	0.000000179 (0.000000109)	-2.35E-08 (0.0000000461)	-2.71E-08 (0.0000000502)
標本数	169	169	169	169
R2-within	0.2211	0.1234	0.0721	0.0852
F値(固定効果の推定量=0)	8.38	4.15	2.29	2.75

注1: *は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。

表 8 モデル 3

被説明変数:学カテスト	国語A	国語B	算数A	算数B
(説明変数)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	標準誤差 (標準誤差)	有意水準 (標準誤差)
幼稚園出身児童の割合	-0.002186 (0.000713)	-0.004726 (0.00133)	-0.001958 (0.000849)	-0.001635 (0.000922)
教師一人当たり生徒数	0.0008868 (0.002227)	0.004068 (0.004154)	0.005818 (0.002652)	0.0073939 (0.002881)
支出に占める教育費の割合	0.0000995 (0.000772)	-0.000235 (0.00144)	0.0001433 (0.000919)	0.000174 (0.000999)
消費	-4.44E-08 (0.0000000445)	7.22E-08 (0.000000083)	-0.000000035 (0.000000053)	6.12E-09 (0.0000000576)
年ダミー-2010	0.0025756 (0.002172)	-0.190415 (0.005314)	-0.003543 (0.002587)	0.0005811 (0.00281)
年ダミー-2012	0.0058572 (0.003172)	-0.070061 (0.007759)	-0.002772 (0.003777)	0.0050959 (0.004103)
年ダミー-2014	-0.00033 (0.00383)	-0.0695 (0.00938)	-0.00273 (0.00457)	0.00557 (0.00496)
標本数	169	169	169	169
R2-within	0.298	0.2136	0.0879	0.1043
F値(固定効果の推定量=0)	6.97	4.46	1.58	1.91

注 1 : *は統計的な有意性を示す。***=1%、**=5%、*=10%である。