

就学前における教育・保育施設の選択が 就学後の児童の学校適応・問題行動に与える影響

—大規模縦断調査を用いた分析—

ミムラ クニオ
三村 国雄*

目的 就学前における幼稚園・保育所といった教育・保育施設の種別の選択が、就学後の学校適応や問題行動といった児童の非認知的な側面の発達に与える影響について、保育所入所と母親の就業の同時決定性等の特性を踏まえて、21世紀出生児縦断調査の調査票データを活用した傾向スコアマッチングにより実証分析を行った。

方法 本研究では、同調査の第4回（調査時年齢3歳6カ月）から第6回（同5歳6カ月）までの期間に母親が継続して週20時間以上就業していると推定される世帯（N=8,056）のうち、当該期間を通じて幼稚園に通園している世帯（N=263）（「幼稚園通園世帯」）および当該期間を通じて保育所に通所している世帯（N=4,816）（「保育所通所世帯」）を分析対象とした。分析方法としては幼稚園通園世帯を処置群として、保育所通所世帯から、処置群と同じ背景要因を持つ対照群のペアを、父母の特性、世帯収入、父母の就業状況、児童の特性、児童の発育状況、家庭環境、地域特性等を共変量として、傾向スコアマッチングにより抽出した。これらのペアについて、同調査の結果より作成した小学1年～中学1年の「学校適応指標」、小学1～6年の「問題行動指標」を従属変数、幼稚園通園ダミーおよび学年ダミーを独立変数として、固定効果モデルによる回帰分析を行った。

結果 母親が就業している世帯において、傾向スコアによる調整前の幼稚園通園世帯と保育所通所世帯の比較では、複数の学校適応指標および問題行動指標において有意差が認められたが、傾向スコアによる調整後の推定結果では、幼稚園通園の学校適応指標および問題行動指標への影響は有意ではなかった。

結論 大規模縦断調査を用いた実証分析の結果、母親が就業している世帯について、3歳児から5歳児までの就学前における幼稚園・保育所といった教育・保育施設の種別の違いは、就学後の学校適応や問題行動といった非認知的な側面の発育に必ずしも影響をもたらすものではないことが示唆された。

キーワード 21世紀出生児縦断調査、傾向スコア、幼稚園、保育所、学校適応、問題行動

I 緒 言

近年、就学前教育の重要性について関心が高まっている。Heckmanらによる一連の研究では、就学前教育がその後の人生に大きな影響を与えるとともに、学力やIQといった認知能力だけ

でなく、リーダーシップ、忍耐力、協調性、やる気といった非認知能力が就学前教育にとって重要であることが示されている¹⁾。

日本では、就学前の教育・保育については、ほとんどの児童が、学校である「幼稚園」、児童福祉施設である「保育所」、学校と児童福祉施設の両方の性質を備える「認定こども園」等の教育・保育施設に通っている²⁾。就学前の児

*一橋大学経済研究所非常勤研究員

童がいる世帯では、親の就業状態の他に、児童の特性、教育環境、家庭状況、地域特性などを踏まえて、施設の選択を行っているが、保護者が教育・保育施設を選択する際にも、非認知的能力に関する保育内容を重視する傾向が指摘されている³⁾。

教育・保育施設の選択やその違いが児童の発育に与える影響については、国内外で先行研究が行われている³⁾⁻⁶⁾。特に、赤林らは、慶応義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施しているJCPS（日本子どもパネル調査）を用いて、就学前教育・保育形態と学力・非認知能力の関連を推計した先駆的な研究実績である⁷⁾。

本研究では、JCPSと同様に日本を代表する大規模縦断調査である「21世紀出生児縦断調査」の個票データを用いる。同調査は、JCPSと比較すると、認知的能力の測定ができず、非認知能力についても心理的側面の調査事項が少ないなどの短所がある一方、出生年から継続して豊富な情報を蓄積しており、標本数が大きいなどの長所もある。

本研究では、同調査の特性等にも考慮しつつ、就学前における教育・保育施設の選択が、小中学校における学校適応・問題行動といった非認知的側面に与える影響について実証分析を行った。

Ⅱ 方 法

統計法第33条に基づき厚生労働省から提供を受けて、調査票情報を利用した（厚生労働省発統0525第4号、平成28年5月25日）。調査票情報を利用して得られた結果については、調査票情報を基に利用者が独自に作成・加工した統計等であり、厚生労働省が作成・公表しているものとは異なる。以下、分析方法等を示す。

(1) データ

本研究では、厚生労働省が2001年1月または6月に出生した児童を追跡調査している21世紀出生児縦断調査の第1回（調査時年齢6カ月）から第13回（同13歳；中学1年生）までの調査

票情報を用いて分析を行った。

(2) 分析対象

本研究では、分析対象を母親が就業している世帯に限定し、専業主婦世帯等は除外している。これは、教育・保育施設の選択に実際に直面している世帯に分析対象を限定するためである。まず、母親が就業している世帯については、給食の導入や通常の保育時間の前後に預かり保育を行う幼稚園も多数存在しており、幼児教育への関心の高い世帯や、待機児童の存在等により保育所に入所できない世帯にとって、これらの幼稚園は就学前教育の現実的な選択肢となっている。一方で、専業主婦世帯等については、新たに就業を始めない限りは市町村に保育の必要性を認定されないため保育所への入所は困難であり、保育所は現実的な選択肢とはなり難い。なお、このように対象を限定することは、児童の保育所入所と母親の就業の選択の同時決定バイアスへの対応ともなっている。

(3) 変数の定義

1) 母親が就業している世帯

本研究では、母親が第4回（調査時年齢3歳6カ月）から第6回（同5歳6カ月）まで継続して定常的な就業を行っている場合を分析対象とする。具体的には、第4回、第5回（同4歳6カ月）で母親の1週間の労働時間が「20時間以上40時間未満」「40時間以上60時間未満」または「60時間以上」であり、かつ第6回で母親の就業状況について「勤め（常勤）」「勤め（パート、アルバイト）」「自営業・家業」または「内職」と回答している世帯を「母親が就業している世帯」と定義している。

2) 幼稚園通園世帯および保育所通所世帯

本研究では、教育・保育施設の選択の影響を適切に比較するため、3歳児から5歳児まで継続して幼稚園に通園した世帯に対して、同様に保育所に継続して通所した世帯を比較対象とする。具体的には、第4回から第6回までを通じて「平日の日中にお子さんと一緒にいる時間が一番長い者」として、「幼稚園の先生」と回答

した世帯 (N=263) を「幼稚園通園世帯」とし、「保育所・託児所の保育士など」と回答した世帯 (N=4,816) を「保育所通所世帯」と定義している。本研究では、「幼稚園通園世帯」を1, 「保育所通所世帯」を0とした「幼稚園通園ダミー」を作成し、独立変数としている。

3) 学校適応指標

小中学校における学校適応は、他者への配慮や規則の順守といった向社会的行動の先行要因とされる役割取得能力との相関性が指摘されている⁸⁾。本研究では、従属変数として、同調査の保護者回答に基づいて小学1年生から中学1年生までの各学年における学校適応を示す指標を作成する。同調査を用いた先行研究⁹⁾¹⁰⁾では、単純加算法を用いて指標を作成しているが、本調査では主成分分析を用いて指標を作成する。

具体的には、同調査では、小学1～4年生では保護者に対して、小学5・6年生は児童本人に対して、「友達に会う」「勉強(体育・音楽等を含む)」「給食」「先生に会うこと」「行事(遠足、運動会など)」の計5項目について楽しみになっているかどうかを質問しており、回答を「はい」を2, 「どちらともいえない」を1, 「いいえ」を0とする。また、中学1年については、同調査では「クラスの友人関係」「教師との関係」「ためになると思える授業の有無」「楽しいと思える授業の有無」「学校の勉強は将来役に立つと思うか」「授業の内容をよく理解できているか」の6項目について質問しており、回答を「とてもそう思う」を3, 「まあそう思う」を2, 「あまりそう思わない」を1, 「まったくそう思わない」を0とする。続いて、すべての標本を対象として、学年ごとに各項目の最小固有値1を条件として、主成分分析を実施した結果、一次元構造にあることが確認されたため、主成分の因子得点を標準化した数値を「学校適応指標」として従属変数としている。

4) 問題行動指標

子どもの問題行動について、Achenbachらは、不安や抑うつを中心とする内在化問題 (internalizing problems) と、反社会的・攻撃的な行

動を中心とする外在化問題 (externalizing problems) に大別している¹¹⁾。また、Achenbachらが子どもの情緒と行動の問題を包括的に評価するために開発したChild Behavior Checklist/4-18 (CBCL/4-18) では、上位尺度として、内在化問題を評価する内向尺度 (internalizing scale) と外在化問題を評価する外向尺度 (externalizing scale) を設けており、内向尺度は引きこもり尺度、身体的訴え尺度、不安/抑うつ尺度の3つの症候群尺度、外向尺度は非行的行動尺度と攻撃的行動尺度の2つの症候群尺度から構成されている¹²⁾。

本研究では、従属変数として、同調査の保護者回答に基づいて小学校1年生～6年生までの各学年における問題行動を示す指標を作成する。同調査では、保護者に対して「子どもについての悩み」に関する20項目について該当の有無を質問しており、同調査を用いた先行研究⁹⁾では、これらの単純加算により学校適応に関する指標を作成している。しかし、同調査では、不安や抑うつなど行動を中心とする内在化問題に関する質問が少なく、その他の質問事項も多岐にわたることを踏まえ、本研究では、反社会的・攻撃的な行動を中心とする外在化問題に関連する事項に特化して主成分分析を用いて問題行動指標を作成する。

具体的には、CBCL/4-18の外向尺度に関する事項と一致する「約束を守らない・うそをつく」(非行的行動尺度)、「子どもが言うことを聞かない」「他の子ども達とよくケンカをする」(以上、攻撃的行動尺度)の3項目に、攻撃的行動と考えられる「乱暴な言葉をつかう」を加えた4項目について、該当する場合を1, 該当しない場合を0とする。続いて、すべての標本を対象として、学年ごとに各項目の最小固有値1を条件として、主成分分析を実施した結果、一次元構造にあることが確認されたため、主成分の因子得点を標準化した数値を「問題行動指標」として従属変数としている。

(4) 分析方法

本研究では、傾向スコアマッチング法を用い

た推定を行う¹³⁾。まず、幼稚園通園世帯を処置群として、保育所通所世帯から、処置群と同じ背景要因を持つ対照群のペアをマッチングするため、共変量の調整を行う傾向スコア (propensity score) をロジスティック回帰分析により推定し、これを用いて1対1のキャリパーマッチング (caliper matching) (キャリパー値 0.01) を行う。

傾向スコアを推定する際に用いる共変量には、幼稚園通園および保育所通所の開始時点である第4回 (調査時年齢3歳6カ月) よりも時間的に先行し、かつ独立変数 (幼稚園通園ダミー) および従属変数 (学校適応指標および問題行動指標) のいずれにも影響があると考えられるも

のから選択した。具体的には、父母の特性 (年齢, 最終学歴), 世帯収入, 父母の就業状況 (労働時間, 職業), 児童の特性 (性別, 生まれ月, 兄弟姉妹の人数), 児童の発育状況 (身長, 体重, 体型, しつけの定着状況, おやつ) の状況, 家庭環境 (習い事の有無, 父の休日の過ごし方, 日中の保育者, 祖父母との行き来の頻度, 祖父母と同居), 地域特性 (居住する地方, 人口規模) を示す共変量を用いる。マッチングしたペア数は224となっている。

その後、幼稚園通園が学校適応および問題行動へ与える影響について推定するため、学校適応指標および問題行動指標を従属変数、幼稚園通園ダミーおよび学年ダミーを独立変数として、マッチングしたペアの固定効果を考慮した固定効果モデルにより回帰分析を行う。なお、第6回を基準とした第13回での欠損率は、幼稚園通園世帯は20.5%, 保育所通所世帯は22.7%となっている。

本研究の分析の流れについては、図1のとおりである。

また、傾向スコアによる調整前の母親が就業している世帯の幼稚園通園世帯・保育所通所世帯別の各従属変数の記述統計量および有意差に関するP値は表1のとおりである。表1によると、学校適応指標では7学年のうち2学年、問題行動指標では全学年で幼稚園通園世帯と保育所通所世帯の間で有意差がある。

図1 本研究における分析の概要

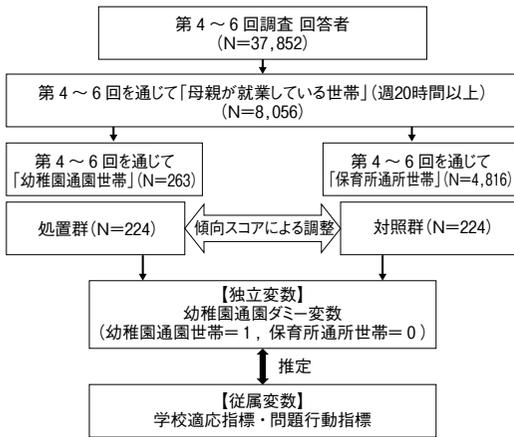


表1 調整前の学校適応指標と問題行動指標の記述統計量

調査回	学年	幼稚園通園世帯			保育所通所世帯			P値
		平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	N	
学校適応指標								
第7回	小学1年	0.140	0.861	244	0.008	0.994	4 484	0.041**
8	2	0.000	1.017	236	0.009	1.010	4 431	0.891
9	3	0.118	0.863	237	0.027	0.989	4 364	0.163
10	4	-0.024	0.967	228	0.050	0.963	4 212	0.258
11	5	-0.037	1.063	218	0.001	0.992	4 054	0.582
12	6	-0.021	1.022	217	0.013	0.995	3 924	0.628
13	中学1年	-0.170	1.032	209	-0.038	1.027	3 713	0.069*
問題行動指標								
第7回	小学1年	-0.085	0.955	246	0.100	1.048	4 506	0.007***
8	2	-0.075	0.909	236	0.663	1.042	4 456	0.042**
9	3	-0.066	0.952	237	0.069	1.032	4 378	0.049**
10	4	-0.089	0.893	228	0.064	1.036	4 241	0.029**
11	5	-0.094	0.885	220	0.072	1.063	4 098	0.023**
12	6	-0.177	0.801	219	0.080	1.063	3 979	<0.001***

注 ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Ⅲ 結 果

(1) 傾向スコアによる共変量の調整

傾向スコアによる調整前後の共変量の分布は表2のとおりである。傾向スコアによるマッチング前には、一部の共変量 (母の最終学歴, 母の労働時間, 母の職業, 父の職業, 生まれ月, 身長, カウプ指数, しつけの定着状況, 習い事の有無, 日中の保育者, 祖父母との行き来, 祖父母と同居, 居住地方, 居住の市郡) について幼稚園通園 (処置群) と保育

所通所（対照群）の間に統計的に有意な差があったが、マッチング後はすべての共変量について統計的に有意な差はなくなっている。また、傾向スコアを推定するロジスティック回帰モデルの予測能を示すc統計量は0.82、共変量のバランスを示すマッチング後の標準化効果量（standardized difference）はいずれの共変量についても10%未満となっており、いずれも先行研究の基準からみても妥当な値となってい

る¹⁴⁾¹⁵⁾。

(2) 幼稚園通園が学校適応・問題行動に与える影響の推定

学校適応指標および問題行動指標を従属変数、幼稚園通園ダミーおよび学年ダミーを独立変数として、マッチングしたペアの固定効果を考慮した固定効果モデルによる回帰分析を行った結果は表3のとおりである。推定の結果、幼稚園

表2 傾向スコアによる調整前後の共変量の分布

	調整前				調整後			
	平均値		標準化効果量 (%)	P 値	平均値		標準化効果量 (%)	P 値
	幼稚園通園世帯	保育所通所世帯			幼稚園通園世帯	保育所通所世帯		
母の年齢(1): 30歳代	0.683	0.643	8.3	0.227	0.674	0.697	-4.8	0.609
父の年齢(1): 30歳代	0.639	0.617	4.6	0.504	0.633	0.679	-9.4	0.318
母の最終学歴: 高校、専修・専門学校(高校相当)	0.445	0.361	17.2	0.011**	0.434	0.430	0.9	0.924
短大・高専、専修・専門学校(短大相当)	0.370	0.441	-14.5	0.036**	0.380	0.385	-0.9	0.922
大学・大学院	0.176	0.175	0.2	0.975	0.176	0.172	1.2	0.900
父の最終学歴: 高校、専修・専門学校(中卒後)	0.463	0.426	7.4	0.278	0.457	0.489	-6.4	0.506
短大・高専、専修・専門学校(高卒後)	0.159	0.176	-4.6	0.505	0.163	0.163	0.0	1.000
大学・大学院	0.326	0.326	0.0	0.999	0.326	0.330	-1.0	0.920
世帯収入(1): 等価所得150万円以下	0.123	0.139	-4.5	0.515	0.122	0.109	4.0	0.656
等価所得500万円以上	0.132	0.164	-9.0	0.206	0.131	0.127	1.3	0.887
母の労働時間(3): 20時間以上40時間未満	0.322	0.399	-16.2	0.020**	0.308	0.290	3.8	0.678
40時間以上60時間未満	0.344	0.403	-12.3	0.075*	0.348	0.326	4.7	0.616
父の労働時間(3): 20時間以上40時間未満	0.097	0.078	6.8	0.292	0.091	0.086	1.6	0.867
40時間以上60時間未満	0.621	0.650	-6.0	0.372	0.620	0.602	3.8	0.697
母の職業(3): 専門・技術職	0.229	0.301	-16.4	0.020**	0.235	0.208	6.2	0.493
事務職	0.282	0.298	-3.5	0.607	0.276	0.285	-2.0	0.833
父の職業(3): 専門・技術職	0.300	0.272	6.2	0.359	0.290	0.262	6.0	0.524
事務職	0.128	0.128	-0.1	0.985	0.127	0.127	0.0	1.000
生産工程・労務職	0.251	0.206	10.9	0.100*	0.253	0.258	-1.1	0.913
子の性別: 男性	0.533	0.524	1.8	0.790	0.529	0.543	-2.7	0.775
生まれ月(1月または6月): 1月生まれ	0.683	0.486	40.8	<0.001***	0.674	0.670	0.9	0.920
兄弟姉妹の人数(3): 1人以上	0.727	0.703	5.4	0.434	0.719	0.683	8.0	0.407
身長(3): 92cm以上	0.229	0.176	13.3	0.041**	0.226	0.231	-1.1	0.910
体重(3): 13.8kg以上	0.273	0.255	4.1	0.541	0.271	0.276	-1.0	0.915
体型(3): 太りすぎ・太りすぎ(カウプ指数17.5以上)	0.211	0.263	-12.2	0.082*	0.208	0.249	-9.6	0.309
やせすぎ・やせすぎ(カウプ指数15未満)	0.198	0.126	19.5	0.002***	0.199	0.226	-7.4	0.487
しつけの定着状況(4): 9項目以上(13項目中)	0.370	0.318	11.0	0.100*	0.357	0.371	-2.9	0.767
6項目以下(13項目中)	0.167	0.286	-28.7	<0.001***	0.172	0.204	-7.6	0.395
おやつの状況(3): 気になることがある	0.357	0.339	3.8	0.578	0.348	0.321	5.7	0.546
習い事(3): 習い事あり	0.132	0.042	32.4	<0.001***	0.131	0.118	4.9	0.666
悪いことをしたときの対応(4): 言葉以外のしつけをよくする	0.802	0.824	-5.7	0.396	0.805	0.833	-7.0	0.460
父の休日の過ごし方(2): 家族と一緒に過ごすことが多い	0.744	0.743	0.4	0.950	0.747	0.774	-6.2	0.505
主にしつけを行っている者(4): 父(複数回答可)	0.449	0.481	-6.4	0.347	0.448	0.466	-3.6	0.703
日中の保育者(3): 母	0.405	0.176	52.2	<0.001***	0.416	0.452	-8.2	0.444
母の母親	0.264	0.056	59.3	<0.001***	0.253	0.244	2.6	0.826
父の母親	0.119	0.028	35.3	<0.001***	0.104	0.091	5.3	0.631
保育所・託児所の保育士	0.286	0.764	-108.8	<0.001***	0.294	0.267	6.2	0.526
祖父母との行き来(2): 週2回以上	0.485	0.379	21.4	0.001***	0.484	0.498	-2.8	0.776
祖父母と同居(3): 同居している	0.361	0.256	22.9	<0.001***	0.348	0.326	4.9	0.616
居住地方(3): 関東甲信越	0.295	0.343	-10.3	0.139	0.299	0.303	-1.0	0.918
<ref:北海道・東北>東海・北陸	0.207	0.157	13.1	0.043*	0.204	0.222	-4.7	0.643
近畿	0.062	0.135	-24.9	0.001**	0.063	0.072	-3.1	0.706
中国・四国	0.097	0.110	-4.2	0.547	0.095	0.081	4.5	0.616
九州	0.163	0.135	7.8	0.236	0.158	0.163	-1.3	0.897
居住の市郡(3): 13大都市	0.084	0.197	-33.1	<0.001***	0.086	0.091	-1.3	0.867
<ref:郡都>その他の市	0.683	0.590	19.4	0.005***	0.679	0.674	0.9	0.919

注 1) ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

2) (1)第1回調査(年齢6カ月時点), (2)第2回調査(同1歳6カ月時点), (3)第3回調査(同2歳6カ月時点), (4)第4回調査(同3歳6カ月時点)

通園ダミーが学校適応指標および問題行動指標へ与える影響は統計的に有意ではなかった。

なお、推定結果の頑強性について考察するために、マッチングしたペアについて、傾向スコアマッチング法（propensity score matching：PSM）および傾向スコアによる重み付け推定法（inverse probability weighting：IPW）を用いて、幼稚園通園ダミーを割り当て変数として、幼稚園通園世帯と保育所通所世帯の従属変数の差の期待値である、処置群での平均介入効果（average treatment effect on the treated：TET）の推定を行ったが、いずれの学年・指標についても幼稚園通園の与える影響は有意水準10%で有意ではなかった。

IV 考 察

調整前の記述統計量では、学校適応指標については7学年のうち2学年、問題行動指標ではすべての学年で幼稚園通園世帯と保育所通所世帯の間で有意差があり、見かけ上は、教育・保育施設の選択が非認知的な発育に有意な影響を与えるように見える。しかしながら、就業状況や家庭環境等のバックグラウンドや当初の発育状況の影響を除去するため、傾向スコアによる共変量の調整を経てペアマッチングを行い、固定効果を推定したところ、幼稚園通園の学校適応指標・問題行動指標への影響に統計的有意性は確認できなかった。なお、頑健性について考察するために実施したPSM法およびIPW法によるTETの推定においても、同様に統計的有意性は確認できなかった。

このことから、2001年に日本で出生した児童については、母親が就業している世帯において、3歳児から5歳児までの就学前における幼稚園・保育所といった教育・保育施設の種別の違いは、就学後の学校適応や問題行動といった非認知的な側面の発育に必ずしも影響をもたらすものではないことが示唆された。

続いて、本結果の位置づけについて、JCPsを用いた先行研究である赤林らの結果と比較して考察する。赤林らでは、非認知能力に関して、

表3 推定結果：幼稚園通園が学校適応・問題行動に与える影響

	従属変数			
	学校適応指標		問題行動指標	
	回帰係数	P値	回帰係数	P値
独立変数				
幼稚園通園ダミー	0.037	0.309	-0.043	0.202
調査時点ダミー				
〔基準：小学1年（第7回）〕				
小学2年（第8回）	-0.077	0.229	-0.008	0.890
3（9）	-0.031	0.626	-0.025	0.660
4（10）	-0.114*	0.078	0.026	0.639
5（11）	-0.132**	0.045	0.056	0.328
6（12）	-0.125*	0.059	-0.013	0.824
中学1年（13）	-0.192***	0.004		
定数項	0.086*	0.077	-0.078*	0.070
決定係数	0.004		0.001	
観測数	2 736		2 400	

注 ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1

QOL（Quality of Life）については改訂版KINDL^R、問題行動についてはSDQを用いて測定したデータをスコア化している¹⁶⁾。そして、多変量解析の結果、QOLスコアでは保育所出身の児童よりも幼稚園出身の児童の方が高い傾向にあるが、年齢とともにその差はほぼなくなり、問題行動スコアではその差はほぼないとしている⁷⁾。

本研究の学校適応指標がQOLスコアと、問題行動指標が問題行動スコアと対応していると考えると、問題行動については整合的な結果であるといえるが、学校適応については若干異なる結果となっている。このような結果の相違の背景にあるのは、指標の違いや分析対象の違いのほかに、調整に用いている共変量の違いがある。具体的には、本調査では、赤林ら⁷⁾とは異なり、入園・入所前の時点で世帯収入、就業状況、児童の特性、家庭環境、地域特性を共変量として用いている。特に児童の特性については、身長、体重、体型、しつけの定着状況、おやつ状況といった入園・入所前の発育状況についても調整してスタートラインを均等化していることから、本研究は各施設の本来の教育効果をよりの確に推定している可能性がある。

上記の結果が、全国を対象とした大規模な縦断データを用いて実証的に示された意義は大きい。一方でいくつかの限界点がある。第1に、本研究においては、21世紀出生児縦断調査では

学力データや不安や抑うつを中心とする内在化問題等のデータまで取得していないため、認知的能力や内在的問題行動に関しては分析できていない。第2に本研究の結果は、母親が週20時間以上就業していると推定される世帯に関する分析結果であって、その他の世帯では異なる結論となる可能性は必ずしも否定できない。これらの点を踏まえると、就学前の教育・保育施設の選択と就学後の発育の関係をより一般化するためには、さらなる実証研究の蓄積が必要である。

文 献

- 1) ジェームズ・J・ヘックマン. 幼児教育の経済学. 東京: 東洋経済新報社, 2015.
- 2) 濱名陽子. 幼児教育の変化と幼児教育の社会学. 教育社会学研究. 2011; 88: 87-102.
- 3) 住田正樹, 山瀬範子, 片桐真弓. 保護者の保育ニーズに関する研究 - 選択される幼児教育・保育 -. 放送大学研究年報. 2012; 30: 25-30.
- 4) BE Andersson. Effects of Public Day-Care: A Longitudinal Study. Child Development 1989; 60(4): 857-66.
- 5) Hansen, K. and Hawkes, D. Early childcare and child development. Journal of Social Policy 2009; 38(2): 211-39.
- 6) Hill, J., Waldfogel, J. and Brooks-Gunn, J. Differential Effects of High Quality Child Care. Journal of Policy Analysis and Management 2002; 21: 601-27.
- 7) 赤林英夫, 敷島千鶴, 山下絢. 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. 樋口美雄, 赤林英夫, 大野由香子他編. 働き方と幸福感のダイナミズム—家族とライフサイクルの影響—. 東京: 慶應義塾大学出版会, 2013: 55-88.
- 8) Honma, Y. Uchiyama, I. The Relationships Between Role-Taking Ability and School Liking or School Avoidance Rule and Moral Situations. Comprehensive Psychology 2016; 5: 1-11.
- 9) Matsuoka, R., Nakamuro, M., & Inui, T. Examining Elementary School Children's Extracurricular Activity Participation and Their Non-cognitive Development Using Longitudinal Data in Japan. ESRI Discussion Paper 2015; 318.
- 10) 松岡亮二. 父母の学校活動関与と小学校児童の学校適応 - 縦断データによる社会関係資本研究 -. 教育社会学研究. 2015; 96(0): 241-62.
- 11) Achenbach, Thomas M., and Craig S. Edelbrock. The classification of child psychopathology: a review and analysis of empirical efforts. Psychological bulletin 1978; 85(6): 1275.
- 12) 井潤知美, 上林靖子, 中田洋二郎. Child Behavior Checklist/4-18日本語版の開発. 小児の精神と神経. 2001; 41(4): 243-52.
- 13) 星野崇宏. 調査観察データの統計科学: 因果推論・選択バイアス・データ融合. 東京: 岩波書店, 2009.
- 14) 星野崇宏, 岡田謙介. 傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について. 保健医療科学. 2006; 55(3): 230-43.
- 15) Austin, P.C. Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples. Statistics in Medicine. 2009; 28: 3083-107.
- 16) 赤林英夫, 直井道生, 敷島千鶴. 学力・心理・家庭環境の経済分析 - 全国小中学生の追跡調査から見えてきたもの -. 東京: 有斐閣, 2016.