第 3 章

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

赤林英夫
敷島千鶴
山下絢

要約

本研究では、JCPS(日本子どもパネル調査)2010-2012 を用いて、幼稚園・保育所の利用やその期間が、子どものその後の学力や非認知能力に関連があるかどうか実証した。無作為抽出による全国規模の調査を用いて、就学前教育・保育形態と学力・非認知能力の関連を推計する研究は、我が国では事実上初めてと思われる。分析の結果、（1）幼稚園・保育所の選択は子どもの家庭背景と関係があること、（2）親の学歴や所得などの社会経済的地位を統制しても、保育所出身の子どもよりも幼稚園出身の子どもの方が認知能力スコアが高いこと、（3）非認知能力の中では、保育所出身の子どもよりも幼稚園出身の子どもの方が QOL 総合スコアは高い傾向にあるが、問題行動スコアではほとんど差はなく、前者の差も年齢と共にほぼなくなること、（4）在籍年数は QOL 総合スコアと正の相関があること、などが明らかになった。

第１節　はじめに[1]

我が国の学校教育体系の中で、幼児教育と保育の関係の見直しと充実は、近年、政策課題として重要性を増してきている。これは、国際的な幼児教育重視の潮流を反映している。OECD の報告書(OECD 2011)は、先進国における、質の高い乳幼児期の教育とケアへの投資に対する関心の高まりの背景には、次の三点があるとしている。第一に、女性の労働市場の参加の増大である。我が国でも、女性の労働市場参入が進んだ 1980 年代後半以降、優秀な女性労働者の活用があらゆる分野において拡大してきた。女性労働を活用するための基盤として家庭と仕事の両立の促進が必要であり、そのためにも保育環境の充実が社会にとって重要であるという認識が広まってきた。第二に、出生率低下と人口減少への対応である。出生率低下の背景には、女性の高学歴化と労働進出により、子育ての機会費用が増大していることから、その費用を削減することこそが少子化対策の鍵であるという認識が社会的に共有されるようになってきた。女性の高学歴化は、保育に対する時間の需要だけでなく、質に対する需要ももたらしたため、保育が果たすべき教育機能に関する関心も高まってきた。第三は、子どもの貧困への対応の必要である。先進国における格差拡大が大きな社会問題になる中で、子どもの貧困への対応が政策課題として共有されている。我が国も、OECD 諸国の中で子どもの貧困率が高いことが過去１０年で明らかにされてきた。貧困の世代間連鎖を断ち切るためには教育が重要であることは当然であるが、特に我が国に多いとされている片親家庭の貧困に対処するためには、利用しやすく質の高い乳幼児教育施設の拡大が必要とされている。

学術的にも、近年、経済学や心理学の実証研究において、幼児期における良質の教育の重要性が、新しいデータと分析手法の普及により従来以上に明らかになってきた。特に、近年の研究では、幼児教育の社会的収益率は非常に高く、金銭的なリターンのみならず、犯罪の抑制や公共福祉に頼る確率も大きく下げることが報告され(Carneiro and Heckman 2003)、多くの国で幼児教育の義務化や無償化が政策課題になってきた。

以上のような、保育と幼児教育に対する質と量の両方の面からの需要の増大に対し、我が国も、従来の幼稚園と保育所の二分法の見直しが求められるようになり、2006 年 6 月 15 日に「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」が公布され、認定こども園の設置など、従来の日本の幼児教育・保育政策の転換が図られてきた。さらに 2010 年には「子ども・子育て新システム検討会議」が設置され、一層の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議論が始

1　本稿の分析に際しては、慶應義塾大学大学院経済学研究科・商学研究科/京都大学経済研究所連携グローバル COE プログラムによる「慶應義塾家計パネル調査」の個票データと慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点による「日本家計パネル調査」及び「日本子どもパネル調査」の個票データの提供を受けた。本稿の分析にあたっては、科学技術研究費　基盤研究(B) 一般 24330090「教育経済学における実験的手法の適用に関する研究」の助成を利用した。また、駒村康平教授には折に触れて貴重なコメントをいただいた。

められている。汐見によれば、これらの動きは、従来なかなか接点が生まれなかった「学校と幼稚園、保育所を「教育」という接着剤でつなげていこう」(汐見 2008a, p.5)という動きである。幼稚園・保育所という二元論をどのように一元化するか、という長年の問題は、世界中で起きている「幼児教育の重視」という視点から大きな転換点を迎えている。

しかしながら、幼保の一元化はこれまで必ずしも保育関係者や保護者に受け入れられているとは言いがたい。本来であれば、幼稚園廃園が増加している都市部を中心に、幼稚園からこども園への転換が起きて当然と思われるが、実際にはこども園の設置は 2012 年末で 1000 カ所と、目標の半分以下にとどまっている。その背景には、関係者の中には「幼稚園は保育所以上に教育の場である」との思いが強く、保育施設との併設には抵抗があるともされている[2]。同時に、学校教育とは一線を画した伝統的な「保育」を大切にしようという考え方も保育関係者に根強い(汐見 2008b, p.351)。「保育所のもつ機能のうち、教育に関するものは、幼稚園教育要領に準ずることが望ましい」とする通達が昭和３８年に出されて久しいが、本来の機能として保育所は保育に欠ける子どもを養育する場として設置されていることに変わりはない。

そのような中で、2010 年に実施された文部科学省の全国学力調査は、幼稚園出身の子どもと保育所出身の子どもの学力を始めて集計した結果、小学校６年生でも中学校３年生でも、幼稚園出身の子どもの正答率は、国語と数学のどちらにおいても高い傾向があることを示し、大きな話題になった[3]。しかし、保育所と幼稚園とでは、そこに通う子どもの家庭環境や社会・経済的な資源において最初から差がある可能性がある。全国学力調査の報告書では、施設の違いと学力の水準という二変数の関係を示しただけで、その後、家庭背景の条件を統御しても保育所と幼稚園の学力水準の差は残るのか、どのような家庭背景が保育所と幼稚園の利用を決定づけるのか、統計的に検証する試みは全くなされていない。

本章の目的は、JCPS(日本子どもパネル調査)の３年分のデータを利用して、就学前教育・保育のタイプや期間がどの程度学力や非認知能力に関係があるか、可能な限り多くの家庭背景変数を統一的に統御しながら推計することである。

この研究には、我が国の従来の研究と比較して、２つの新しい点がある。第一に、今回、我が国ではほとんど始めて、就学前教育・保育の経験と学力や非認知能力を結びつける包括的かつ代表性のあるミクロデータを利用していることである。従来の学校教育データや労働データでは、幼児教育の経験についての質問項目が含まれることはほとんどなく、そのため、幼児教育が教育達成度に与える影響を計測することは事実上不可能であった[4]。今回我々が分析に用いる JCSP は、全国の成人のランダムサンプルの小中学生の子どもに対して、認知・非認知能力のテストを行っているだけでなく、親に対して幼児期の教育や家庭背景について詳細に質問している点で画期的である。

---

[2]「認定こども園設置進まず」(2012/1/5 日本経済新聞)

[3] 朝日新聞　2010/7/31

[4] まれに、子育て中の親に対する民間・政府調査において、幼児教育に関する質問が含まれることはあっても、それがどのような効果を子どもにもたらしたのか、調査がなされることはなかった。

第二に、今回の分析では、保育所と幼稚園の選択だけでなく、園の在籍期間を分析対象に含めていることである。我が国特有の就学前教育制度においては、幼稚園の通園は原則半日で、その期間も２－３年である一方、保育所は原則１日保育で、しかも０歳から受入を行う園も多い。仮に保育所よりも幼稚園の方が教育機能を重視しているとしても、養育のために費やされる量的な時間と期間は、幼稚園よりも保育所の方が明らかに長い。そのため、保育所と幼稚園の教育効果の違いの議論をする際には、本来、通園期間の違いの考慮が必須である。

本稿における限界も最初に述べておく。今回の分析では、就学前教育・保育の選択が学力や非認知能力に因果的に与える効果に踏み込むことができていない。本稿で明らかにするように、幼稚園と保育所では、制度上の理由や歴史的な経緯等により、子どもを通わせる親の家庭背景には一定の差異がある。そのため、例え多くの統制変数を回帰分析に導入したとしても、観測できない家庭背景要因が学力と幼児教育選択の両方に影響を与えている可能性を完全に排除はできない。しかしながら、その問題に取り組むことは今後の課題とし、本稿では、我が国で始めて得られた包括的データからどのような事実発見が可能か示すまでとし、結果の解釈については最小限にとどめることにする[5]。

第２節　使用データ

本研究では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが 2010 年から収集を行っている「日本子どもパネル調査（JCPS）：旧子ども特別調査」の 2010-2012 年調査データ(JCPS2010-JCSP2012)を使用した[6]。この調査は、「日本家計パネル調査(JHPS)」「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」に付随して、成人の対象者の子ども（小中学生）に対し、２年おきに実施されている[7]。すなわち、2010 年(JCPS2010)と 2012 年(JCPS2012)では JHPS の対象者の子どもに対し、2011 年(JCPS2011)では KHPS の対象者の子どもに対して、調査が実施された。

アンケート調査では、家庭での学習や生活に関する質問に加え、JCPS2010,JCPS2011、JCPS2012 においては数学･国語･推論の能力を測るための学力テストを､さらに JCPS2011 と JCPS2012 においては、子どもの非認知能力を測るために、Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ: Goodman 1997)と Revised Children Quality of Life Questionnaire (KINDL^{R}: Ravens-Sieberer, et al. 2006)を実施した。前者は、主に子どもの問題行動を測るための 25 項目の質問からなり、親に対して質問される。本研究では、「情緒的不安定さ」

---

[5] 諸外国では、すでに保育の形態と質が子どもの認知・非認知能力に与える因果的効果の推計に踏み込んだ多くの研究がなされている。ここでは、それらのサーベイとして Blau and Currie (2006)及び Almond and Currie (2011)を挙げておく。Akabayashi and Tanaka (2013)は日本の都道府県別集計データを利用して、保育園と幼稚園の普及が高校や大学の進学率に与えた効果を推計している。

[6] 調査の概要については、赤林他(2011)、赤林他(2012)、敷島他(2011)、山下他(2011)を参照。文献中には「JHPS 子ども特別調査」と表記されている場合がある。

[7] 慶應義塾家計パネル調査の詳細については、たとえば瀬古他(2011)を参照されたい。

「行為問題」「多動・不注意」「仲間関係のもてなさ」の問題行動に関する４つの下位尺度得点と、それらの合計得点を「問題行動総合」として用いた。SDQ は現在５０カ国以上の研究機関で多用されているが[8]、日本でも邦訳版が開発され (Sugawara et al., 2006)、厚生労働省における軽度発達障害の気づきのためのツールにも指定されている[9]。後者は子どもの主観的な生活満足度を測るための 24 項目の質問からなり、小学校３年生以上の子どもに対して行われている。本研究では、小学 3～6 年生の子ども票に小学生版を、中学 1～3 年生の子ども票に中学生版をそれぞれ全項目導入し、子ども自身が感じる適応感の自己報告を求めた。得られたデータから、「身体的健康」「情動的 well-being」「自尊感情」「家族」「友だち」「学校」の６つの下位尺度得点と、すべての合計得点である「QOL 総合」が計算された。

JCPS は、子どもが自分自身で回答する子ども票と、これらの子どもの親(JHPS 対象者と KHPS 対象者) が回答する親票から構成される。前者の子ども票は、数学[10]、国語、推論の学力テストと学習状況に関するアンケート調査、そして QOL 尺度を含んでいる。

子どもの学力の指標は、以下の方法で標準化されたものを利用する。各々の科目(数学、国語、推論)の 1 問の配点を原則 1 とし、それらを単純に合計したものを、学年別・科目別に、平均 50、標準偏差 10 となるように標準化を施したものである。本稿においては、調査対象となった学年すべて(小学校 6 学年分、中学校 3 学年分)をプールした分析が行われている[11]。

子どもが受けた就学前教育・保育形態について、JCPS では、親に対し、保育所に通い始めた年齢と年数、幼稚園に通い始めた年齢と年数、そしておのおのの設置者（私立認可・公立・私立認可外・無認可）について尋ねている。この質問は、従来の就学前教育の調査と比較しても格段に詳細な情報を含んでおり、それぞれの園に通った時期や期間も知ることができるだけでなく、保育所と幼稚園の両方に通った場合も識別できる[12]。これは、保育所と幼稚園の識別の際には明らかに重要であるにもかかわらず、従来は看過されてきた点である。

本研究においては幼稚園と保育所が年齢ごとに子どもに与える影響については捨象するため、両方に通ったと回答のあった子ども、どちらも通っていない子どもについてはサンプルから除外した。私立認可外・無認可保育所と回答したサンプルも解釈を複雑にしないために除外した。これらの制約をかけると JCPS３年分で計 1,376 サンプルが残った。この

---

8 http://www.sdqinfo.org/

9 http://www.mhlw.go.jp/bunya/kodomo/boshi-hoken07/h7_04d.html

10 数学は、小学生の場合には「算数」であるが、煩雑さをさけるために、本稿においては「数学」で統一する。

11 このことによるメリットとデメリットについては赤林他(2011)で詳細に検討されている。

12 例えば、平成 22 年文部科学省全国学力・学習状況調査（以後全国学テ）では、子ども自身に対し、「あなたは, 保育所（保育園）やようち園に通っていましたか。(保育所とようち園の両方に通っていた場合は, ３さいから６さいの間で一番長く通っていた方を選んでください。)」と質問されているため、３歳まで保育所で３歳から幼稚園に通った子どもを識別することができなかった。

うち、JCPS2010 からは 402、JCPS2011 からは 585、JCPS2012 からは 389 である。JCPS2010 と JCPS2012 のうち 222 が両方で観測されている子ども対象者であるが、今回はクロスセクション分析であるため JCPS2012 の観測値のみを利用した。これらの操作の結果、最大 1,154 サンプルを分析に用いることができた。そのうちの 8503(69.6%)が幼稚園に通ったと回答した[13]。

表 1 は、分析に利用する変数の基本統計量を示す。国語と数学のテストは最初に標準偏差 10 に標準化されているが、サンプルの脱落により若干 10 から外れている。推計では、家庭環境や子どもの属性の中で、子どものアウトカムと幼児教育や保育の選択の両方に影響を与える可能性がある変数を含める。今回は、子どもの性別、長子ダミー、早生まれダミー、子どもの年齢グループダミー、出生時の母親の年齢、片親ダミー、母親の大卒ダミー、父親の大卒ダミー、世帯所得四分位ダミー（低所得ダミーを導入するときには除去）、調査年ダミーを常にコントロールした。

出生時の母親の年齢は母親の年齢と子どもの年齢から推計した[14]。片親家庭の比率は 4%である。片親であると制度上の理由から子どもが保育所に在籍する確率が上昇すると予想される。早生まれダミーも、子どものアウトカムと保育所・幼稚園の選択の両方に関連すると思われるため、統制変数として入れてある。

[13] この値は、平成 22 年度全国学テにおいて小学生 6 年生が回答した幼稚園就園率(56.8%)や中学 3 年生が回答した幼稚園就園率(58.8%)と比較すると、やや高い傾向にある。しかし、保育所に 0 歳から通って 3-4 歳で幼稚園に転入した場合には、全国学テでは「保育所」と回答される可能性が高いことに留意が必要である。そのような子どもが仮に 6.6%（JCPS において保育所と幼稚園両方通ったサンプル）いれば、両調査における分布にはほぼ差がなくなる。

[14]出生時の母親の年齢の推計値は 13 歳から 54 歳まで分布している。最小値は小さすぎるので、回答者が再婚である（配偶者は子どもの実の母親ではない）可能性があるが、ここでは修正をせずに利用する。

表１　基礎統計量

変数	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就学前教育変数					
幼稚園ダミー（ベース＝保育所）	1154	0.70	0.46	0.00	1.00
私立ダミー（ベース＝公立）	1154	0.51	0.50	0.00	1.00
就学前教育年数	1154	2.69	1.51	0.00	6.00
学年カテゴリー（ベース＝小学校低学年）					
小学校高学年	1154	0.33	0.47	0.00	1.00
中学校	1154	0.34	0.47	0.00	1.00
家庭背景変数					
父親大卒以上ダミー	1154	0.38	0.49	0.00	1.00
母親大卒以上ダミー	1154	0.15	0.36	0.00	1.00
出生時母親年齢	1154	30.17	5.72	13.00	54.00
片親家庭	1154	0.03	0.18	0.00	1.00
女子ダミー	1154	0.49	0.50	0.00	1.00
早生まれダミー	1154	0.24	0.43	0.00	1.00
長子ダミー	1154	0.48	0.50	0.00	1.00
前年度世帯所得（百万円）	1154	6.89	3.16	0.70	25.00
低所得家庭ダミー	1154	0.49	0.50	0.00	1.00
認知能力テスト					
国語	1154	49.94	9.97	4.68	68.38
数学	1154	50.12	9.78	7.50	65.35
SDQ					
総合	969	22.90	4.54	16.00	43.00
情緒的不安定さ	971	6.65	1.84	5.00	14.00
行為問題	971	5.59	1.47	4.00	13.00
多動・不注意	971	5.12	1.80	3.00	12.00
仲間関係のもてなさ	969	5.53	1.60	3.00	15.00
QOL					
総合	745	89.85	13.02	24.00	120.00
身体的健康	748	15.58	3.11	4.00	20.00
情動的well-being	747	16.84	2.88	4.00	20.00
自尊感情	748	11.91	4.02	4.00	20.00
家族	743	15.67	3.11	4.00	20.00
友だち	745	16.19	2.92	4.00	20.00
学校	746	13.64	3.57	4.00	20.00

出所：日本子どもパネル調査(JCPS2010-2012)。ただし、SDQおよびQOLはJCPS2011-2012。また、QOLの対象は小学3年以上。

表２では、子どもの家庭背景や属性、そして認知・非認知能力の差について、幼稚園出身者と保育所出身者の平均値を計算し、その差の値がゼロであるという帰無仮説を検定している。検定の結果、幼稚園出身者の方が保育所出身者に比べ、私立の園に通っていた確率が高く、就園年数は短く、両親は大卒が多く、出生時の母親の年齢は高く、片親家庭が少なく、世帯所得は高く、認知能力テストのスコアは国語・数学とも高く、そしてQOLで測られた学校への適応感が高かった。すなわち、数学と国語の学力においては、幼稚園出身者の水準は保育所出身者の水準よりも統計的には有意に高いと言えるが[15]、ほとんどすべ

[15]　平成22年度全国学テで観測された保育所と幼稚園のスコアの差は、文部科学省の報告書に基づいて行った筆者の計算によれば、数学で標準偏差の22-24%、国語では標準偏差の18-20%であった。それらと比

ての非認知能力尺度については、幼稚園と保育所の間に統計的に有意な差は見られない。いずれにせよ、表２の結果は、子どもが幼稚園に通うか保育所に通うかの選択は、子どもの家庭背景に影響を受けて内生的に決定される変数であることを強く示唆する。

表２　幼稚園出身と保育所出身の子どもの平均的属性と認知・非認知能力の比較

	幼稚園サンプル		保育所サンプル		p-value	差の検定結果
	N	平均値	N	平均値		
就学前教育変数						
私立ダミー（ベース＝公立）	803	0.57	351	0.37	0.00	***
就学前教育年数	803	2.23	351	3.73	0.00	***
学年カテゴリー（ベース＝小学校低学年）						
小学校高学年	803	0.33	351	0.33	0.95	NS
中学校	803	0.37	351	0.27	0.00	***
家庭背景変数						
父親大卒以上ダミー	803	0.43	351	0.26	0.00	***
母親大卒以上ダミー	803	0.16	351	0.12	0.05	*
出生時母親年齢	803	30.44	351	29.57	0.02	**
片親家庭	803	0.02	351	0.05	0.02	**
女子ダミー	803	0.48	351	0.49	0.73	NS
早生まれダミー	803	0.23	351	0.25	0.66	NS
長子ダミー	803	0.48	351	0.49	0.90	NS
前年度世帯所得（百万円）	803	7.11	351	6.38	0.00	***
低所得家庭ダミー	803	0.46	351	0.56	0.00	***
認知能力テスト						
国語	803	50.66	351	48.30	0.00	***
数学	803	51.04	351	47.99	0.00	***
SDQ						
総合	687	22.79	282	23.16	0.24	NS
情緒的不安定さ	689	6.62	282	6.74	0.34	NS
行為問題	689	5.56	282	5.68	0.25	NS
多動・不注意	689	5.07	282	5.23	0.21	NS
仲間関係のもてなさ	687	5.54	282	5.51	0.85	NS
QOL（小学3年～）						
総合	542	90.08	203	89.23	0.43	NS
身体的健康	545	15.58	203	15.57	0.99	NS
情動的well-being	545	16.93	202	16.58	0.14	NS
自尊感情	545	11.88	203	12.00	0.71	NS
家族	540	15.70	203	15.61	0.74	NS
友だち	542	16.19	203	16.21	0.91	NS
学校	543	13.78	203	13.27	0.08	*

ダミー変数はchi-2検定、連続変数はt検定（両側）で検定を行った。
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意である。
t検定に替えてKrusell-Wallis 検定を行うと、「SDQ総合」、「情緒的不安定さ」が有意に変化する。
出所：日本子どもパネル調査(JCPS2010-2012)。ただし、SDQおよびQOLはJCPS2011-2012。

較すると、本研究で用いるサンプル内での両者の差は、国語で全国学力調査とほぼ同一、数学でやや高い。しかし、サンプルの対象年齢が大きく異なることを考慮すると、今回分析の対象としたサンプルの代表性・信頼性も十分確認できたと考えられる。

第３節　推計結果

表３は国語・数学の２つの認知能力指標を被説明変数とした推計、表４は SDQ の各スコアを被説明変数とした推計、そして表５は QOL の各スコアを被説明変数とした推計結果である。すべての推計において７種のモデルを分析している。モデル１は共変数を入れずに幼稚園ダミーの影響を純粋に推計、モデル２はすべての共変数を投入、モデル３では、幼稚園ダミーに加えて、幼稚園か保育所かを問わない在籍期間を導入、モデル４では幼稚園と保育所の在籍期間を別々に導入、モデル５では幼稚園と保育所を各々公立か私立かに分け、それぞれの在籍年数を投入、モデル６では幼稚園ダミーに加え、対象者が小学校高学年、対象者が中学生、という２種類のダミーとの交差項を導入、モデル７では、所得の中位値よりも所得が少ない家庭を「低所得家庭」と定義し、そのダミー変数と幼稚園ダミーとの交差項を導入した。

表３から結果を確認する。モデル１では共変数なしで、幼稚園ダミーは国語・数学の偏差値を各々2.3 ポイント又は 3.1 ポイントだけ上昇させる。これに対し、モデル２ですべての共変数を投入すると、推計値は各々33%又は 23%減少するが、統計的に有意であることに変化はない。モデル３の結果からは、就学前の教育年数は平均的には数学には影響を与え国語には影響を与えないように見えるが、モデル４で年数を保育園と幼稚園に分けると、幼稚園の年数は国語と数学の両方にプラスの影響を与えることが分かる。念のため、モデル５で保育園と幼稚園の公立・私立の別を導入すると、幼稚園と学力との相関は、ほぼすべて私立幼稚園の年数からきていることが明らかになる。モデル６の結果からは、幼稚園在籍と学力との相関は、調査時の子どもの学年とは独立であると思われる。モデル７では、親の所得水準により、幼稚園の選択と子どもの学力との間の相関が異なる可能性を考え、低所得ダミーに加えて低所得ダミーと幼稚園ダミーとの交差項を含めたが、どちらにも統計的に有意な関係を見いだすことはできなかった。

表４は SDQ の各スコアを被説明変数として、表３と同様の推計を行った結果である。統計的に有意になった係数としては、モデル５において公立幼稚園在籍年数が「仲間関係のもてなさ」および「SDQ 総合」にマイナスの影響（＝問題行動の改善)、私立保育所年数が「仲間関係のもてなさ」にマージナルにマイナスの影響を与えて、モデル７においては幼稚園ダミーマージナルにマイナスの影響を与えていることが分かる。その他の年数の係数は必ずしもすべてマイナスにはなっておらず、全体としても符号の一貫性に欠ける。

表３　就学前教育・保育携帯・年数と認知能力の関係

被説明変数	国語							数学						
モデル	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
幼稚園ダミー	2.3210***	1.5586**	2.0604***			1.7280	2.8123***	3.0715***	2.3559***	3.0272***			2.0869**	3.3582***
	(0.6626)	(0.6613)	(0.7467)			(1.0546)	(1.0145)	(0.6456)	(0.6546)	(0.7337)			(1.0594)	(0.9890)
就学前教育年数			0.3283				0.3851*			0.4391**				0.4742**
			(0.2241)				(0.2237)			(0.2189)				(0.2200)
保育所年数				−0.0266							−0.0625			
				(0.1996)							(0.1974)			
幼稚園年数				0.6153**							0.7037***			
				(0.2700)							(0.2626)			
公立保育所年数					−0.2221							−0.2167		
					(0.2847)							(0.2788)		
私立保育所年数					0.1081							−0.0435		
					(0.2606)							(0.2639)		
公立幼稚園年数					0.1032							0.2748		
					(0.5092)							(0.4964)		
私立幼稚園年数					0.6893**							0.7615**		
					(0.3432)							(0.3352)		
幼稚園x小学生高学年						1.3393							1.5553	
						(1.5513)							(1.5037)	
幼稚園x中学生						−2.0138							−0.8030	
						(1.4994)							(1.5349)	
低所得家庭ダミー							−0.3022							−0.6104
							(1.1372)							(1.1051)
幼稚園x低所得							−1.1788							−0.5969
							(1.2994)							(1.2651)
Observations	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154
r2	0.0135	0.0828	0.0847	0.0859	0.0875	0.0865	0.0818	0.0207	0.0965	0.1000	0.0967	0.0971	0.0985	0.0965

注：
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意である。
分析方法はすべて線形回帰分析である。数値は係数、(　)は、Whiteのロバスト標準誤差である。
その他の説明変数として、父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、出生時の母親年齢、片親家庭ダミー、女子ダミー、早生まれダミー、長子ダミー、世帯四分位ダミー（モデル(7)を除く）、調査年ダミー、学年カテゴリー（小学校高学年、中学校）ダミー、を制御してある。

表４　就学前教育・保育形態・年数と SDQ スコアとの関係

モデル	被説明変数	SDQ 総合	情緒的不安定さ	行為問題	多動・不注意	仲間関係のもてなさ
モデル(1)						
	幼稚園ダミー	−0.3845	−0.1322	−0.1301	−0.1513	0.0268
		(0.3171)	(0.1257)	(0.1077)	(0.1309)	(0.1118)
モデル(2)						
	幼稚園ダミー	−0.2711	−0.0807	−0.0883	−0.1015	0.0018
		(0.3202)	(0.1266)	(0.1078)	(0.1298)	(0.1149)
モデル(3)						
	幼稚園ダミー	−0.2448	−0.0695	−0.0954	−0.1090	0.0290
		(0.3786)	(0.1487)	(0.1190)	(0.1435)	(0.1437)
	就学前教育年数	0.0164	0.0070	−0.0045	−0.0047	0.0170
		(0.1115)	(0.0434)	(0.0369)	(0.0425)	(0.0413)
モデル(4)						
	保育所年数	0.0661	0.0203	0.0162	0.0212	0.0070
		(0.0940)	(0.0369)	(0.0342)	(0.0390)	(0.0325)
	幼稚園年数	−0.0333	−0.0030	−0.0304	−0.0463	0.0441
		(0.1333)	(0.0526)	(0.0419)	(0.0506)	(0.0478)
モデル(5)						
	公立保育所年数	−0.1399	−0.0203	−0.0424	−0.0212	−0.0613
		(0.1384)	(0.0551)	(0.0513)	(0.0608)	(0.0463)
	私立保育所年数	−0.0090	0.0150	0.0326	0.0210	−0.0829*
		(0.1506)	(0.0554)	(0.0507)	(0.0629)	(0.0456)
	公立幼稚園年数	−0.5655**	−0.1117	−0.0632	−0.1309	−0.2655***
		(0.2559)	(0.1071)	(0.0791)	(0.0997)	(0.0826)
	私立幼稚園年数	−0.2652	−0.0300	−0.0881	−0.1005	−0.0574
		(0.1887)	(0.0737)	(0.0580)	(0.0723)	(0.0648)
モデル(6)						
	幼稚園ダミー	−0.3647	−0.1551	−0.1719	−0.0725	0.0407
		(0.5302)	(0.2087)	(0.1603)	(0.2040)	(0.1965)
	幼稚園x小学生高学年	0.1902	0.0612	0.2665	0.0352	−0.1736
		(0.7729)	(0.3071)	(0.2525)	(0.3104)	(0.2694)
	幼稚園x中学生	0.1078	0.2021	−0.0283	−0.1551	0.0774
		(0.7566)	(0.2942)	(0.2603)	(0.3125)	(0.2850)
モデル(7)						
	幼稚園ダミー	−0.7369	−0.2251	−0.2670*	−0.0840	−0.1600
		(0.4879)	(0.1861)	(0.1579)	(0.1972)	(0.1813)
	就学前教育年数	0.0076	0.0025	−0.0080	−0.0023	0.0138
		(0.1107)	(0.0429)	(0.0366)	(0.0428)	(0.0410)
	低所得家庭ダミー	0.4549	0.2537	−0.1589	0.3104	0.0436
		(0.5460)	(0.2118)	(0.1861)	(0.2313)	(0.1968)
	幼稚園x低所得	0.9540	0.3118	0.3160	0.0098	0.3132
		(0.6300)	(0.2487)	(0.2118)	(0.2577)	(0.2270)
N		969	971	971	971	969

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意である。

分析方法はすべて線形回帰分析である。数値は係数、(　)は、Whiteのロバスト標準誤差である。

その他の説明変数として、モデル(1)を除くすべてのモデルで、父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、出生時の母親年齢、片親家庭ダミー、女子ダミー、早生まれダミー、長子ダミー、世帯四分位ダミー（モデル(7)を除く）、調査年ダミー、学年カテゴリー（小学校高学年、中学校）ダミーを制御してある。モデル(1)で制御しているのは調査年ダミーのみである。

表５　就学前教育・保育形態・年数と QOL スコアとの関係

モデル	被説明変数	QOL総合	身体的健康	情動的well-being	自尊感情	家族	友だち	学校
モデル(1)								
	幼稚園ダミー	0.8388	0.0185	0.3574	−0.1182	0.0893	−0.0618	0.5060*
		(1.0805)	(0.2583)	(0.2380)	(0.3317)	(0.2624)	(0.2452)	(0.2878)
モデル(2)								
	幼稚園ダミー	1.2875	0.2274	0.4147*	−0.0691	0.0812	−0.0423	0.6348**
		(1.0732)	(0.2418)	(0.2354)	(0.3330)	(0.2682)	(0.2521)	(0.2848)
モデル(3)								
	幼稚園ダミー	2.4235**	0.2939	0.5797**	0.1460	0.3356	0.0793	0.9596***
		(1.2236)	(0.2732)	(0.2690)	(0.3761)	(0.2945)	(0.2837)	(0.3349)
	就学前教育年数	0.7030**	0.0413	0.1025	0.1334	0.1572*	0.0753	0.2012**
		(0.3304)	(0.0774)	(0.0766)	(0.1043)	(0.0837)	(0.0799)	(0.0953)
モデル(4)								
	保育所年数	0.2443	−0.0159	−0.0004	0.1054	0.0815	0.0525	0.0365
		(0.2980)	(0.0695)	(0.0674)	(0.0955)	(0.0792)	(0.0725)	(0.0814)
	幼稚園年数	0.9441**	0.0771	0.1312	0.1491	0.2427**	0.1165	0.2249**
		(0.3870)	(0.0925)	(0.0927)	(0.1209)	(0.0961)	(0.0943)	(0.1110)
モデル(5)								
	公立保育所年数	0.4420	−0.0843	0.0726	0.0623	0.2298**	0.1636*	−0.0019
		(0.4342)	(0.1090)	(0.1046)	(0.1393)	(0.1140)	(0.0945)	(0.1222)
	私立保育所年数	0.9100**	0.0244	0.1555	0.2457*	0.1833*	0.1193	0.1912
		(0.4430)	(0.0965)	(0.1055)	(0.1483)	(0.1081)	(0.1148)	(0.1216)
	公立幼稚園年数	1.1439	−0.0496	0.3710*	0.1065	0.3216	0.2701	0.1070
		(0.7801)	(0.2041)	(0.1959)	(0.2502)	(0.1979)	(0.1856)	(0.2180)
	私立幼稚園年数	1.5131***	0.0255	0.2876**	0.1887	0.4691***	0.1917	0.3321**
		(0.5683)	(0.1318)	(0.1340)	(0.1723)	(0.1385)	(0.1294)	(0.1544)
モデル(6)								
	幼稚園ダミー	7.3837**	0.8650	1.1796*	1.8067**	1.0977*	0.6782	1.6812**
		(2.8598)	(0.5704)	(0.6054)	(0.7477)	(0.6078)	(0.6014)	(0.6824)
	幼稚園x小学生高学年	−6.5974**	−0.8167	−0.8409	−2.2823**	−0.9062	−0.7147	−1.0287
		(3.2603)	(0.6653)	(0.6959)	(0.8938)	(0.7177)	(0.6999)	(0.8027)
	幼稚園x中学生	−9.0163***	−0.7802	−1.1137	−2.4503***	−1.7514**	−1.1487	−1.6803**
		(3.3036)	(0.7031)	(0.7170)	(0.9038)	(0.7599)	(0.7261)	(0.8199)
モデル(7)								
	幼稚園ダミー	2.2512	0.1655	0.6215*	−0.0580	0.4473	0.2160	0.7972*
		(1.6199)	(0.3625)	(0.3539)	(0.5030)	(0.3979)	(0.3752)	(0.4321)
	就学前教育年数	0.7409**	0.0480	0.1057	0.1426	0.1605*	0.0878	0.2044**
		(0.3299)	(0.0778)	(0.0766)	(0.1047)	(0.0837)	(0.0803)	(0.0945)
	低所得家庭ダミー	−1.5609	−0.6153	−0.4394	−0.3698	0.4201	−0.2078	−0.3931
		(2.0488)	(0.4411)	(0.4418)	(0.6038)	(0.4894)	(0.4575)	(0.5042)
	幼稚園x低所得	0.1301	0.2258	−0.1011	0.3745	−0.2552	−0.2695	0.2240
		(2.2165)	(0.4955)	(0.4860)	(0.6639)	(0.5352)	(0.5031)	(0.5671)
N		745	748	747	748	743	745	746

注：
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意である。
分析方法はすべて線形回帰分析である。数値は係数、(　)は、Whiteのロバスト標準誤差である。

その他の説明変数として、モデル(1)を除くすべてのモデルで、父親大卒ダミー、母親大卒ダミー、出生時の母親年齢、片親家庭ダミー、女子ダミー、早生まれダミー、長子ダミー、世帯四分位ダミー（モデル(7)を除く）、調査年ダミー、学年カテゴリー（小学校高学年、中学校）ダミーを制御してある。モデル(1)で制御しているのは調査年ダミーのみである。

表５は QOL の各スコアを被説明変数として、表３、表４と同様の推計を行った結果である。モデル１－３から確認できることとして、幼稚園ダミーとその年数は、特に多くの場合、「QOL 総合」、「情動的 well-being」、「学校」に対し、統計的に有意なプラスの影響を与えている。またモデル５から、特に私立幼稚園の在籍年数、加えて私立保育所の在籍年数は、「QOL 総合」をはじめとする多くの指標にプラスの影響を与えている。興味深いのはモデル６である。例えば「QOL 総合」、「自尊感情」、「家族」、「学校」において、「幼稚園 x

中学生」の係数は有意にマイナスになっており、値も大きく、幼稚園ダミー自体によるプラスの効果をほぼ相殺している。その他の指標についても、統計的に有意ではなくても係数はすべてマイナスで値も大きい。総合すると、幼稚園在園と QOL の関係は、小学校低学年では観測できても、中学校ではまったく観測できなくなる可能性を示している。

第４節　まとめ

本章では、JCPS2010、JCPS2011、JCPS2012 を用いて、幼稚園・保育所の選択がどのような家庭背景により決定されるか、そして子どもの学力・非認知能力にどの程度の関連をもっているか、多変量解析を利用して検討を行った。本稿の結果は、あくまで観測可能ないくつかの家庭背景変数を統御することで得られたものに過ぎず、観測不可能な家庭環境の影響の統御はできていない。この問題を克服しなければ政策的な含意を導くことは難しいが、今後の JCPS の蓄積が、本稿で残された課題の解決に貢献することを期待する。

参考文献

赤林英夫・中村亮介・直井道生・敷島千鶴・山下絢（2011）「子どもの学力には何が関係しているかーJHPS お子様に関する特別調査の分析結果から」樋口美雄・C. R.マッケンジー・宮内環・慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会。

赤林英夫・中村亮介・直井道生・山下絢・敷島千鶴・篠ヶ谷圭太（2012）「子どもの学力と家計ー「日本子どもパネル調査 2011」を用いて」樋口美雄・C. R.マッケンジー・宮内環・慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター編『親子関係と家計行動のダイナミズム――財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会。

汐見稔幸（2008a）「はじめに」泉千勢・汐見稔幸・一見真理子（編著）「世界の幼児教育・保育改革と学力（未来への学力と日本の教育 9)」明石書店。

汐見稔幸（2008b）「保育の質・専門性を問う知的教育」泉千勢・汐見稔幸・一見真理子（編著）「世界の幼児教育・保育改革と学力（未来への学力と日本の教育９）」明石書店

敷島千鶴・山下絢・赤林英夫（2012）「子どもの社会性・適応感と家庭背景――「日本子どもパネル調査 2011」から」樋口美雄・C. R.マッケンジー・宮内環・慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター編『親子関係と家計行動のダイナミズム――財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会。

敷島千鶴・直井道生・山下絢・赤林英夫（2011）「JHPS お子様に関する特別調査」――学力テストの信頼性と妥当性の検討」樋口美雄・C. R.マッケンジー・宮内環・慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会。

瀬古美喜・山本勲・樋口美雄・照山博司・慶應 - 京大連携グローバル COE 編（2011）『日本の家計行動のダイナミズムⅦ――経済危機後の家計行動』慶應義塾大学出版会。

山下絢・中村亮介・赤林英夫・直井道生・敷島千鶴（2011）「JHPS お子様に関する特別調査」における家計の属性」樋口美雄・C. R. マッケンジー・宮内環・慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム――所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会。

OECD－経済協力開発機構編／星他翻訳（2011）「保育白書―人生の始まりこそ力強く：乳幼児期の教育とケア(ECEC)の国際比較」明石書店。

Akabayashi, Hideo, and Ryuichi Tanaka. 2013. "Long-Term Effects of Preschooling on Educational Attainments" KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES: DP2012-033.

Almond, Douglas and Janet Currie. 2011. “Human Capital Development Before Age 5,” in Orley Ashenfelter and David E. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North Holland.

Blau, David., and Janet Currie. 2006. “Who’s minding the kids? Preschool, day care and after school.” In W. Finnis & E. Hanushek (Eds.), *Handbook of Economics of Education*. New York: North-Holland.

Carneiro, Pedro., and Heckman, James. J. 2003. “Human capital policy.” In B.W. Friedman (Ed.), *Inequality in America: What role for human capital policies?* (pp. 77-239). Cambridge, MA: MIT Press.

Goodman, R. (1997) “The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note,” *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, Vol. 38, pp. 581-586.

Ravens-Sieberer, U., M. Erhart, N. Wille, R. Wetzel, J. Nickel and M. Bullinger (2006) “Generic Health-related Quality-of-life Assessment in Children and Adolescents: Methodological Considerations,” *Pharmacoeconomics*, Vol.24, pp. 1199-1220.

Sugawara, M., A. Sakai, T. Sugiura, S. Matsumoto and I. T. Mink (2006) *SDQ: The Strengths and Difficulties Questionnaire*　http://www.sdqinfo.com/