

## 幼稚園への児童早期預入効果の検証

土 井 直

### I はじめに

2015年9月24日安倍内閣は「新三本の矢」を發表し、その中で2020年代半ばには「子育て支援拡充による出生率1.8」との目標値を示した。さらに、2014年の衆議院選挙で自由民主党が公約した幼児教育の無償化拡大にも言及した。

厚生労働省「保育所等関連状況取りまとめ（平成27年4月1日）」によれば、2015年4月1日現在の待機児童数は23,167人で、対前年比1,796人増加となり、2010年以来5年ぶりの増加となった。本稿は保育サービス<sup>1)</sup>に関する研究であるが、まず保育サービス市場の推移を概観する。

日本の保育サービス市場には、幼稚園と保育所の両施設が併存し、2006年度には認定こども園も加わった(表1に3施設の相違点を比較)。次に、図1と図2を参考に、在園者数と定員、在所児数と定員、幼稚園と保育所の各施設数の各推移を比較する。1999年度までは在園者数(幼稚園に通う児童)が在所児数(保育所に通う児童、幼児)よりも多かったが、1990年度以降一貫して減少し続け、2000年に両者が逆転した。在園児数は定員を満たさず超過供給の状態が続いている

(2015年度定員充足率68.6%)。幼稚園は保育所よりも少ない施設数であるにもかかわらず、1999年までは在園者数が在所児数よりも多かったため、1幼稚園当たりの平均在園児数は、保育所の平均在所児数よりも大きいことが分かる。例えば1990年度137.9人、2000年度122.7人、2015年度120.1人である。

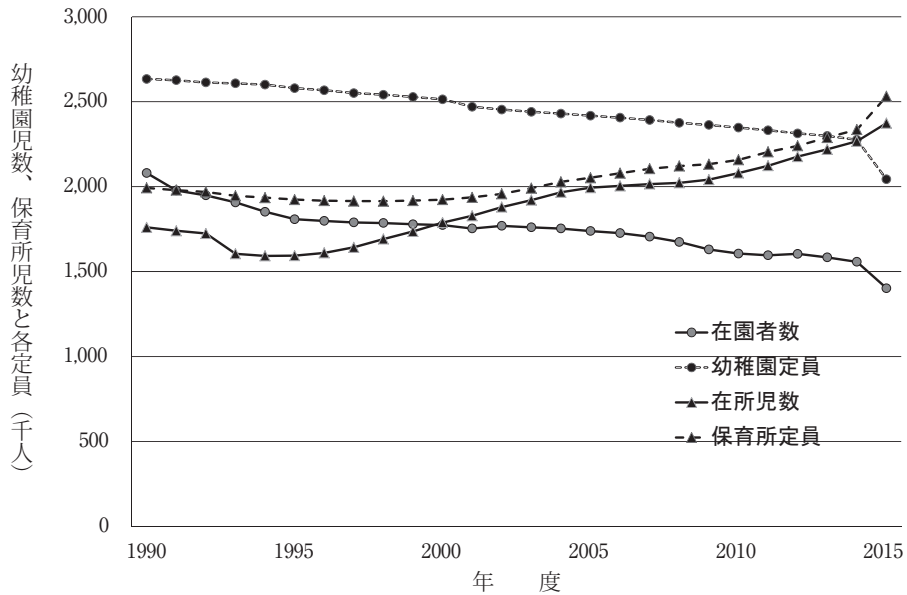
次に、保育所は、在所児数が1994年に、保育所数が2000年に増加へと転じ、2014年には97.0%の定員充足率を示している<sup>2)</sup>。1994年以降の政府の施策が、保育所増設とその定員拡大であったこと<sup>3)</sup>にも起因するが、その背景には、雇用形態やライフスタイルの変化等が影響し、保護者の保育サービス需要は、保育所に対して大きいことが考えられる。幼稚園と同様に、保育所1施設当たりの平均在所児数をみると、1990年度77.4人、2000年度80.6人、2015年度82.5人と上昇はしているが、幼稚園の68%規模である。なお、図2の2015年の保育所数は注意が必要である。前年までは従来型の保育所数だけを示すグラフであるが、2015年度には新しく認定こども園の数を含めて発表されている。その中身をみると、従来型の保育所は対前年比で892所減少しているのに対し、特定地域型保育事業2,737、幼稚園型認定子ども園等582、幼保連携型認定こども園1,931の

1) 本稿でいう保育サービスは、保育所や幼稚園およびその他の施設で行われる児童の保育に関するサービス全般と定義する。幼稚園教育要領と保育所保育指針(特に、3歳～5歳)にある、子どもに身に付けてほしい「ねらいと内容」は、極端な違いはない。また、幼稚園は学校なので教育を中心に展開し、保育所は保育に欠ける子を預かるので教育はしないということもない。幼稚園によっては、学力のような認知能力習得よりも、非認知能力(社会性、意欲的な行動などの生きる力)の発育に重点を置くケースも多い。

2) 図2のデータは4月1日現在であるが、毎年10月1日現在のデータで構成される厚生労働省「社会福祉施設等調査の概況」では、定員充足率は100%を超えることが2001年以降続いている。

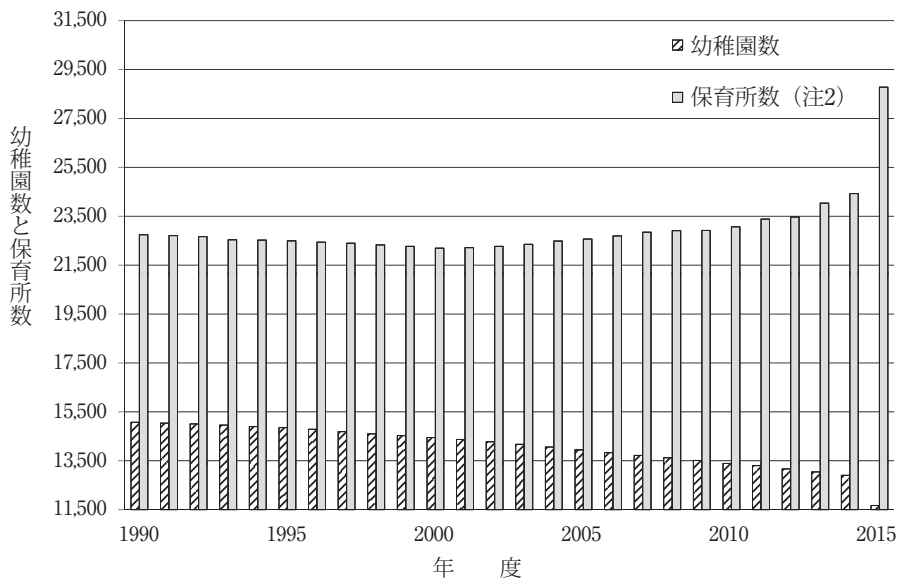
3) 1994年のエンゼルプラン、1999年の新エンゼルプラン、2005年の新新エンゼルプランで、保育所の増設や定員増等の対策がとられた。

図 1 幼稚園在園者数と定員および保育所在園者数と定員の推移



注 1) 在園児数と定員は文部科学省『学校基本調査』から、在所児数と定員は厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ」と『社会福祉行政業務報告書』から作成。

図 2 幼稚園数と保育所数の推移



注 1) 幼稚園数は文部科学省『学校基本調査』から、保育所数は厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ」と『社会福祉行政業務報告書』から作成。

注 2) 2015 年度の保育所数には、特定地域型保育事業、幼稚園型認定こども園、幼保連携型認定こども園を含む。

計 5,250 所が加算されて 28,783 施設、在所および在園者数は合計 2,373,614 人へと急増している。これらは、既存の幼稚園、保育所の認定こども園への転換、認定こども園の新設、幼稚園の廃園など、保育サービス市場における参入・退出・転換が原因と考えられる。

認定こども園は、就学前児童を保護者の就労の有無に関係なく預かる施設で、都道府県知事が条例に基づき認定する。この制度は「待機児童ゼロ作戦」の施策の 1 つであり、2006 年度にスタートした（2012 年改定）。認定こども園のデータは、厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ」では、2015 年度から保育所の統計データに加算された。2015 年 4 月「子育て新支援制度」の発足にともない認定こども園も改善が図られているが、その増設数と従来施設からの認定申請はともにそれほど多くなく、2009 年当時の政府目標は 2012 年度末 2,000 園以上となっているが、2012 年度末にはその 45% の 909 園にとどまっていた。2015 年 4 月現在には 2,836 園と 3 年間で 3 倍強も増加したが、それでも幼稚園と保育所の総数の 8% にとどまっている。

さらに、厚生労働省「保育所関連状況取りまとめ（平成 27 年 4 月 1 日）」資料 7「待機児童数と保育所等整備の状況」の一覧表によると、待機児童は大都市圏で多いが、徐々に都道府県庁所在の都市からそれ以下の中小都市や町でも増加していることが分かる。2000 年頃にも中小都市で待機児童は存在したことが、同省「保育所の状況（平成 13 年 4 月 1 日）等について」で見ることができる。ただし、2003 年度から 2007 年度にかけて、地域限定でその対策が取られた。当時の小泉政権は、公立保育所運営費の一般財源化（2004 年度）、保育所の延長保育事業への補助金の交付金化（2005 年度）、公立保育所新設・改修目的の施設整備費の交付金対象からの除外（2006 年度）を実施した。その結果、公立保育所の運営費は地方公共団体の一般財源から支払われることとなった。

しかし、政府は上記の財源の変更に先立ち、保

育サービス施設を効率よく活用するために幼稚園に 3 歳未満児の預入を行う社会実験を行っている。それは、2002 年に制定された「構造改革特別区域法（以下、特区法と記す）」に基づき認定された事業（以下、特区事業と記す）の 1 つであり、本稿で分析する「三歳未満児幼稚園預入事業」（規制の特例措置番号 806）である。これは、幼稚園への受入を、満 3 歳以降の随時入園から、年齢規制を満 3 歳に達する年度の当初まで（つまり、小・中学校と同じ方式に）に緩和<sup>4)</sup>するもので、2003 年度より申請を受け付けた。同事業の認定を受けた自治体（正式名称は、構造改革特別区域、以下、特区と記す）の幼稚園は、満 3 歳の誕生日から預入のところを満 3 歳未満児でも預けることが可能となった（特区内のすべての幼稚園ではないケースもある）。小泉政権では 2001 年 9 月仕事と子育ての両立支援の方針を打ち出していた。同特区事業は翌年 9 月閣議決定した「待機児童ゼロ作戦」の施策の 1 つでもあった<sup>5)</sup>。

特区事業で各特区が期待した経済的社会的効果（以下、特区効果と記す）は、各特区の事業計画書に記載されており、次の 5 つに要約される。第 1 に、2～3 歳児の幼児期は、人間形成の基礎が育成される時期であり、2 歳の早い時期から他の幼児と活動する機会が増えて、社会性の涵養と心身の健全な育成が期待できる。第 2 に、満 3 歳での入園では年度途中の入園も多く、年間カリキュラムに沿った運営に支障をきたすことがあったが、特区事業によって年度当初からの入園にすることで、スムーズな幼稚園教育が可能となる。第 3 に、核家族化の進展で地域や家庭の教育力が低下しており、保護者が子育てに感じる不安を軽減する。第 4 に、保育サービスに対する保護者の要望を満たす<sup>6)</sup>とともに、保護者、特に女性の社会

4) 例えば、2000 年 12 月生まれも 2001 年 2 月生まれも 2003 年 4 月の預入が可能となる。

5) 保育所に対しては、定員数の弾力化という政策がとられた。

6) 特区の事業計画書には、「満 3 歳児の年度当初から

参加による男女共同参画を促進することができると。第5に、幼稚園の定員充足率の改善、空き教室の有効活用と関係者の雇用増大である。

「三歳未満児幼稚園預入事業」は、2006年度に政府の評価調査で効果ありと判断され、2007年11月22日全国展開が決定した。そして「構造改革特別区域法の一部を改正する法律」の成立および2008年4月1日施行により特区法から削除された。

本稿でこの特区事業を取り上げる動機は、近年減少傾向であった待機児童数が2015年度再び増加したことを受けて、緊急の対策として幼稚園児受入の年齢制限緩和を採ることの必要性が高いこと、過去において保護者の同事業に対する評価が高かったことから、同特区効果の検証を試みた次第である。

本稿の目的は、第1に、「三歳未満児幼稚園預入事業」の特区効果を検証することである。前頁で同事業の特区効果を5つ上げたが、第1から第3の特区効果は質的側面が強く、データもない。第4の特区効果は、特区における既婚女性の社会参加、具体的には就業率上昇が非特区と比較して有意に増加しているか検証する必要があるが、同特区事業から得られる直接的効果ではない。したがって、本稿での特区効果は、3歳未満児数が統計的に有意に増加することとする。ただし、3歳未満児数は、学校基本調査の3歳園児数に含まれているので、さらに調整を加えて特区効果を推定する必要がある。政府は、後述のように同事業に効果ありと評価しているが、その検証は部分的であった。第2に、本研究での結果に基づき、現状での待機児童削減のための政策提言を行うことである。

本研究では、特区だけの観察だけでなく、特区事業を申請せず、従来の満3歳児の幼稚園預入を

継続する自治体（以下、非特区とする）も観察対象に加える。その理由は、非特区は従来の満3歳入園を継続しているのに対し、特区は幼稚園預入年齢の規制を緩和した実験を実施している。したがって、双方を同時に比較することで、幼稚園預入年齢の規制緩和の真の特区効果を得ることができるからである。本稿では、政策評価の推定法として Difference-in-Differences Method（差分の差分法、以下、DID法とする）を利用する。

実証に先立ち、保育所と幼稚園による保育サービスが代替的かという問題を簡単に検討する。各特区の構造改革特別区事業計画書には、同事業が実施された場合の申込数を記載し、子どもの早期幼稚園預入の要望が保護者から強く出ていること、また幼稚園に預け入れて就労を希望する保護者が多いことなどが述べられている。すべての特区に保育所も存在しているにも関わらず、子どもの早期幼稚園預入に関する保護者の選好が強いことが伺える。したがって、保護者が幼稚園の保育サービスと保育所のそれを代替的にとらえているということが出来る<sup>7)</sup>

本稿の構成は以下の通りである。第2節では先行研究について、第3節では特区と政府の評価、先行研究、第4節で推定モデル、理論、データ、第5節で推定結果について、第6節で、まとめ、政策的インプリケーションと残された課題について述べる。

7) 特区事業計画書には、満3歳経過前の早期入園希望に関する保護者アンケートの結果を掲載した特区もある。それらによれば、北海道恵庭市51.6%、同北広島市38%、石川県羽咋市77%が早期入園を希望しているとしている。その他の特区事業計画書では、入園希望者数の実数や現状からの予測値を記載して、幼稚園への早期入園に対する保護者の要望が強いことを訴えている。また本文中で述べているように、すべての特区には保育所が存在しているが、各計画書にはその定員が充足されているために入所できないのかは明確な記載がない。唯一豊島区の実業計画書に、早期の幼稚園預入で2歳児の保育所待機児童減少と0～1歳児の受入拡大による待機児童解消との記載があり、保育所は定員を満たしていることがうかがえる。

の入園が認められていれば当初入園させていた」、「就業機会がある」という保護者の具体的意見を記載したものもある。

## II 先行研究

特区効果を検討した研究は、産業、雇用を政策目標変数（以下、アウトカム変数とする）としたものがある。例えば、勇上（2007, 2010）と赤井（2009）などである。勇上（2007, 2010）は、特区法施行初期段階での特区事業の経緯概略、申請パターン、目的などをアンケート調査に基づき検討している。そして農業関連や産業振興について雇用創出効果は確認できなかつたとしている。赤井（2009）は、北九州市の港湾特区を対象に企業数、雇用者数を政策目標変数（以下、アウトカム変数と記す）として23社の立地と新規雇用4,400名の増加を確認したが、貨物取扱量に特区効果は認められないとしている。土井（2015）は、2つの農業関連特区事業を対象に、法人等への農地貸付事業において耕地面積と農業生産所得が有意に増加した特区効果を確認している。このほか鈴木（2004）は、政策評価についてのさまざまな手法および留意点を述べている。

また、教育分野でのDID法を用いた研究としては、Price（2012）は、アメリカ西部の中学校を、校内にソフトドリンクを除いた飲料用自販機を設置した学校と従来通りソフトドリンクを含む飲料自販機を設置した学校とに分け、7,400名以上の生徒を対象に、アウトカム変数に遅刻数、問題行動数、目標基準準拠テストの点数をとり、遅刻数と問題行動数は有意に減少し、数学の得点が上昇したことを明らかにしている。Green and Navarro（2012）では、1997年度のスペインの義務教育年齢引上政策の影響を観察し、アウトカム変数とした高校教員の欠勤時間数が約15%上昇したことを実証している。Bradley and Migali（2012）は、イギリスの教育政策改革で生徒の成績向上を図って複数の施策が導入されるが、2つの政策が同じ学校で同時に実施される結果、政策効果が相殺され、生徒の成績に与える効果は正であるにもかかわらず、かえって小さいことを述べている。

## III 構造改革特別区域と政府の政策評価

本稿では、前述の構造改革特別区の分析を用いて、幼稚園への幼児受入年齢制限を緩和したときの効果を検討している。そこで、まず構造改革特別区域の概説、次節で特区効果の分析モデルを概説する。

特区は、前述のように地域活性化を目的とした特区法に基づき、2003年度以降に規制緩和事業を認定された区域や地方自治体である。特区事業は、規制緩和を全国一律に行った場合に影響が大きく、その効果も分かりにくいいため、特区限定の社会実験といえる。ただし、国からの支援はない（税制優遇や補助金交付等の財政措置の対象外となる<sup>8)</sup>）ことが特徴である。これら特区事業は事後評価を行い、評価委員会と各規制所管省庁との議論で特段の問題がないと判断されると、関連法、省令、規則、基準等の一部改正および通達により全国で規制緩和や規制の撤廃が実施されることになり、当該特区事業は廃止となる。

次に、分析対象の保育サービスに関する特区事業の、政府の政策評価の方法と結果を概説する。内閣官房構造改革特区推進室が2006年に公表した「特区における経済効果<sup>9)</sup>」では、2003～2005年度に「三歳未満児幼稚園預入事業」特区認定の市区町村は164である。政府調査では、調査協力

<sup>8)</sup> ただし、「構造改革特別区域において実施又はその実施を促進しようとする特定事業に関連するその他の構造改革特別区域計画の実施に関し地方公共団体が必要と認める事項」として、地方公共団体からの補助金、助成、プログラムを特区計画書に記載している特区もある。

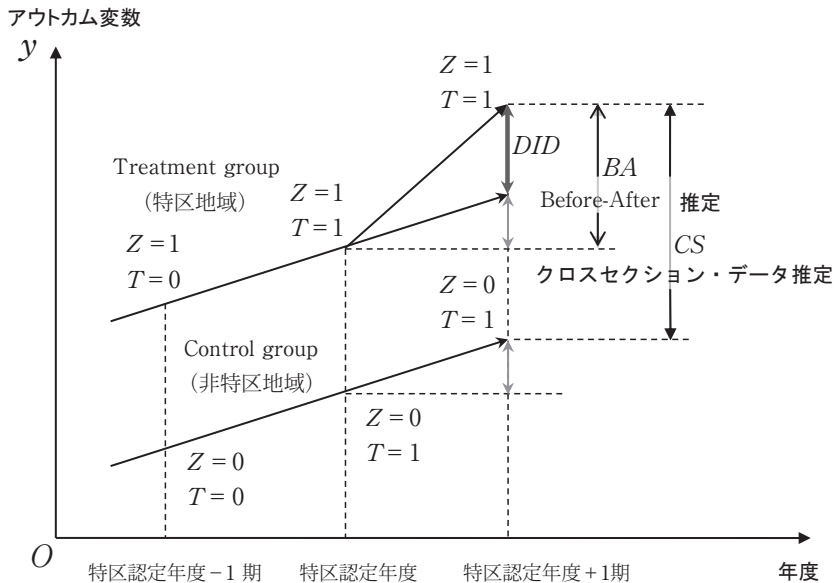
<sup>9)</sup> この政府調査では、経営上も教育上も効果があり、保護者からの評価も高いことが分かる。しかし、2007年11月に全国展開が決定された後の文部科学省通達第1275号では3歳未満児と3歳児の集团的行動における差異をあげて、3歳未満がまだ集团的生活にはなじまないことを暗に指摘している。この点は、2005年調査でも懸念、課題（主な要因は事業検証や評価方法の未整備）として把握はされているが、それではなぜ全国展開したのか整合的ではない印象を与える。

表1 幼稚園、保育所、認定こども園の比較

事項	幼稚園	保育所	認定こども園
根拠法令	学校教育法第1条	児童福祉法第7条	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
目的	「幼児を保育し、適当な環境を与えて、その心身の発達を助長すること」(学教法第77条)	「日々保護者の委託を受けて、保育に欠けるその乳児又は幼児を保育すること」(児福祉法第39条)	幼稚園及び保育所等における小学校就学前の子どもに対する教育及び保育ならびに保護者に対する子育て支援を総合的に提供
対象	満3歳から小学校就学の始期に達するまでの幼児	保護者の就労等より保育に欠ける乳児(1歳未満)又は幼児(1歳から小学校就学の始期まで)	小学校就学の始期に達するまでの者
施設の性格	学校	児童福祉施設。ただし、3～5歳児に対しては幼稚園教育に準じる教育が行われる	幼児教育・保育を提供する機能と、地域における子育て支援を行う機能を備える施設(学校と児童福祉施設の性格を兼備)
入園・入所手続	就園希望の保護者と幼稚園設置者の契約による	保育に欠ける乳幼児をもつ保護者が保育所を選択し、市町村に申し込む	①3歳以上で教育のみ(1号認定)は、認定こども園に直接申し込、その後は園が支給認定の申請・支給認定証を交付 ②3歳以上で教育・保育の両方(2号認定)と3歳未満で保育希望(3号認定)は市町村で保育の必要性の認定の申請及び利用希望施設の申込
教育・保育内容	幼稚園教育要領	保育所保育指針	保育所保育指針に基づく保育 幼稚園教育要領に基づく教育
設置者	国、地方公共団体、学校法人等	地方公共団体、社会福祉法人等	地方公共団体、社会福祉法人等
	設置に当たっては、市町村立幼稚園の場合は、都道府県教育委員会、私立幼稚園の場合は知事の許可がそれぞれ必要	設置に当たっては、知事の許可が必要である。ただし、設置者が都道府県の場合はこの限りではない	(1)幼保連携型(認可保育所と認可幼稚園が連携して運営) (2)幼稚園型(認可幼稚園が長時間保育、子育て支援等の保育所機能も兼備) (3)保育所型(認可保育所が保育に欠ける子ども以外の子どもも預かる) (4)地方採用型(上記①～③に該当しないケース)
1日の教育・保育時間	4時間を基準として各園で定める(幼稚園教育要領)	8時間を原則(児童福祉施設最低基準第34条)とし、保育所長が定める(約300日)	在園4時間、8時間、11時間など保護者の就労と家族の生活形態で異なる
1年間の教育・保育日数	39週以上	規定なし(約300日、保育所長が定める)	入園児童に応じて施設で決定
長期休業日	夏休み、春休み等の長期休業日がある	長期休業日はない	幼稚園は夏季・冬季・春季休業日があり、保育所は長期休業日はない
保護者負担	設置者の定める入園料、保育料等を納める	市町村ごとに家庭の所得等を勘案して設定された保育料を納める	保護者の所得に応じた負担(応能負担)が基本で、国の基準を上限に市区町村が設定
運営費	設置者が負担(ただし、私立幼稚園に対しては、経常費助成が行われている)	運営に要する経費のうち、保護者からの徴収金を除く額の1/2を国が、1/4を都道府県が、1/4を市町村が負担	利用者負担と施設型給付
教諭・保育士資格	幼稚園教諭普通免許状①専修(大学院修士修了)、②一種(大卒)、③二種(短大卒など)	保育士資格証明書	0～2歳児:保育士免許 3～5歳児:幼稚園免許と保育士資格の両方を持つのが望ましい
一学級当たり幼児数、一教員(保育)当たり幼児数	一学級当たり幼児数:設置基準35人以下(原則)	一学級当たり乳幼児数:学級編成基準なし	0～2歳児:ほ保育所と同じ配慮が望ましい 3～5歳児:子ども20人から35人に1人
	一教員当たり幼児数:14.0人(2014年05月現在全国平均) *教員数111,059人(2014年5月現在)	一保育士当たり乳幼児数(児童福祉設置最低基準:乳児3人、1～3歳未満児6人、3～4歳未満児20人、4歳以上児30人)	0～2歳児:ほ保育所と同じ配慮が望ましい 3～5歳児:子ども20人から35人に1人
施設数および入園・入所者数	12,905園 1,557,461人 (2014年5月現在)	24,425施設 2,266,813人 (2014年4月現在)	2,836園(公立554、私立2,282) (幼保連携型1,931園、幼稚園型524園、保育所型328園、地方裁量型53園) (2015年4月1日現在)

注) 文部科学省「いわゆる「幼稚園と保育所の一元化」について」(2004)及び内閣府子ども・子育て本部の資料をもとに『学校基本調査』他関連法等を参考にして作成。

図3 DID法のイメージ図



注1)  $Z$ : 特区地域ダミー,  $T$ : 特区認定年度ダミーを表す.  
 注2) 北村(2006)を参考に加筆作成.

のあった特区 33 市区町村の中で、満 3 歳未満の在園者数について有効な回答が得られた 26 特区の幼稚園 466 園の回答を基に評価を行った。1 特区あたり平均 17.9 園があり、26 特区のうち効果について有効な回答が得られた 18 特区から 1 園当たりの満 3 歳未満在園者数の平均を 6.2 人(2,060 人 / 332 園)と算出し、6.2 人  $\times$  17.9 園  $\times$  33 特区で約 3,670 人の満 3 歳未満在園者数の増加としている。そして 1 人当たりの年間保育料を 400 千円と想定し、400 千円  $\times$  3,670 人から 14 億 680 万円の増加と推定している。これは、特区全市区町村数の 10% の回答市区町村の平均値から特区全体の効果を試算したもので、しかも、特区以外の自治体での調査は行っていない。そのため、純粋な特区効果の有無やその大きさを検討ができていないと考えられる。

#### IV 特区効果分析モデル

##### 1. DID 法

本稿では、特区効果の有無を特区のアウトカム変数が、非特区自治体（以下、非特区と記す）のそれと比較して有意に増加しているかどうかを検討する。そのためには、特区認定前後での特区と非特区の比較を行う必要があり、これを DID 法で検証する。

以下で、DID 法を簡単に概説する。図 3 のように、ある政策がある地域 (Treatment Group) に導入されたとき、その効果を測るために、政策の実施前と実施後のアウトカム変数の変化分 (差分 1) を観察する。さらに、その政策が導入されなかった地域 (Control Group) の政策実施前と実施後のアウトカム変数の変化分 (差分 2) も観察する。そして差分 1 から差分 2 を引くことで真の政策効果が測定できる。これを式で示すと (1)

式になる<sup>10)</sup>。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 T_{it} + \alpha_3 Z_{it} \cdot T_{it} + \delta_{it} \quad (1)$$

ここで、 $y$ ：アウトカム変数、 $Z$ ：特区ダミー（特区1、非特区0）、 $T$ ：特区認定年度ダミー（認定年度以前0、認定年度以降1）、 $\alpha_j$ ：定数項および係数（ $j = 0, 1, 2, 3$ ）、 $\delta$ ：誤差項で、添え字  $i$  は地域を、 $t$  は年度を表す。

ここで、特区ダミー  $Z_{it}$  には自己選択 (Self-selection) という内生性の問題が生じる。例えば、 $y_{it}$  を幼稚園に預けられる3歳未満在園者数だとする。ある自治体が待機児童解消や女性就労増加のために「三歳未満児幼稚園預入事業」の利用を考えて、政府に同特区事業の申請をしたならば、このときは  $y_{it}$  から  $Z_{it}$  への影響が考えられる。つまり、(1) 式は右辺の各変数が左辺のアウトカム変数を説明することを表しているが、上記の説明では、左辺のアウトカム変数が右辺の各変数に影響を与えているので、内生性の問題が生じている。これは、特区事業が全国一律に施行される法令と異なることから生じる。この問題の解決には、 $Z_{it}$  には影響するが、 $y_{it}$  には影響しない操作変数（以下、IVと記す）を用いて、特区認定される  $Z_{it}$  の確率とその期待値を推定する必要がある。交差項  $Z_{it} \cdot T_{it}$  についても特区認定年度ダミー  $T_{it}$  に  $Z_{it}$  の確率と期待値を乗じて計算できる。

ただし、政府が申請を却下する確率は非常に低い<sup>11)</sup> ので、申請から認定までを一連の流れとしてとらえる。次項では、用いる操作変数法について説明する。

## 2. プロビット分析と操作変数 (IV) 法

自己選択による内生性問題を解消するため、特区ダミー  $Z_{it}$  に関してプロビット分析を行い、特区認定の確率と期待値を求め、これをIVとして利用する。ここでのIVは、先述のように特区認定には影響するが、幼稚園児数に直接影響しない変数であることが求められる。本稿では次の3点から7変数を検討する<sup>12)</sup>。

第1に、都道府県庁における出向国家公務員の比率を用いる。彼らは中省庁央との人事交流で都道府県や中小都市に出向し、出向先の地方自治体の連携に関係し、特区申請では指導的立場にあって、政府の特区事業認定に深く係わるができるからである。さらに、特区申請の作業に当たった地方公務員と行政コストの関係を考慮し、市区町村民1人当たりの市区町村行政職員数を用いる。第2に、特区事業は財政の効率的な運営を目指す地方自治体が申請するケースが予想される。そこで、各自治体の中央政府への財政依存度の面から、市区町村民1人当たりの地方交付税交付金、特別交付税、国庫支出金、都道府県支出金の合計額（対数表示）を用いる。第3に、特区事業認定後、同一都道府県内の自治体も蓄積されたノウハウを利用しやすい。つまり、経験的側面から都道府県と市区町村が過去に他の特区事業申請と認定を行った件数も、教育効果から認定の可能性を高めることも考えられる。さらに、コントロール変数として都道府県人口（対数表示）と、都道府県人口対する市区町村人口比率、都道府県民1人当たりの県内総生産（対数表示）を加える。

特区ダミー  $Z_{it}$  をプロビット推定する式は (2) 式のように定式化される。

<sup>10)</sup> 定式化および手法は、Wooldridge (2010) の第6章、第21章に従った。

<sup>11)</sup> 申請から認定までを一連の流れとしてとらえる。第1回第1弾認定から第13回認定までの4年間に新規申請968件中943件が認定され、認可率97.4%である。非認定25件は、第1回第1弾で12件が基準未達および特例なしで対応可能による。残り13件は取り下げ（第2回1件、第3回1件、第4回7件、第6回1件、第13回3件）である。

<sup>12)</sup> 都道府県議員における自由民主党議員の構成比率を操作変数に含めた場合、正の係数 ( $z$  値 1.54) と特区認定へプラスに作用することが観察されるが、他の乳幼児政策への介入から幼稚園児数に影響を及ぼす経路も考えられるため、ここでは用いなかった。



$$Z_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 staff1 + \gamma_2 staff2 + \gamma_3 \log(kenjinko_{it}) \\ + \gamma_4 jinkoratio_{it} + \gamma_5 \log(kengdp_{it}) \\ + \gamma_6 \log(kouf_{it}) + \gamma_7 Godoshinsei_{it} + \sigma_{it} \quad (2)$$

ここで、*staff1*：出向中央省庁公務員の対都道府県庁行政職員比率、*staff2*：市区町村民1人当たりの市区町村行政職員数、*kenjinko*：都道府県民人口、*jinkoratio*：市区町村民人口の対都道府県民人口比率、*kengdp*：都道府県民1人当たりの県内総生産、*Godoshinsei*：過去の県・市区町村合同申請の特区認定件数、*kouf*：住民1人当たりの市区町村地方交付税交付金、特別交付税、国庫支出金、都道府県支出金の合計額、 $\gamma$ ：定数項および各係数、 $\sigma$ ：誤差項、とおく。ただし、地方交付税交付金、特別交付税、国庫支出金、都道府県支出金は2005暦年基準の連鎖方式GDPデフレータでデフレートしている。

以上のモデルを用いて、「三歳未満児幼稚園入園事業」の特区効果の有無を検証する。

### 3. データと分析対象

データとその出所は表2に示す通りである。特区は、2003年度、2004年度、2005年度に認定された3つに分類できる。認定前年度と認定後年度の関係は表3の通りである。特区がある都道府県は、北海道、茨城県、栃木県、埼玉県、東京都、富山県、長野県、静岡県、島根県、山口県、佐賀県、宮崎県の12都道県<sup>13)</sup>である。特区96市区町

<sup>13)</sup> 岩手県、宮城県、山形県、石川県、福井県、山梨県、京都府、鳥取県、長崎県の9府県は、総在園者数のデータのみか、2009年度以降のデータ公開であることから、また北海道南富良野町は特区であるが、2006年度まで郡部データとして一括処理されて詳細が分からないため、観察対象から除いた。なお、田澤(2011)によれば、全園児に対する満3歳園児の割合が高い県は、宮崎県、鳥取県、石川県、福井県、佐賀県をあげている。この5県からはいずれも「満三歳未満児幼稚園預入事業」の特区が存在する。逆に、同割合が低い県は、徳島県、滋賀県、神奈川県、奈良県、埼玉県としている。この5県で当事業の特区が存在するのは埼玉県だけである。

村中、県庁所在地は富山市、長野市、松江市、佐賀市、宮崎市の5都市である。そのほかは、葛飾区を除き、特区は主に中小都市と町村からなる。

Control Groupとしての非特区は、同一都道府県内の特区周辺の特区非申請自治体を採用した。その理由は、DID法の仮定として図3にも示すように、特区と非特区の時系列的変化は、政策実施による変化がなければ同じであると仮定されている。特区周辺の非特区自治体であれば、特区との社会的環境に共通部分が多いからである。

また、データは合併後の市区町村名で公表されているものが多いので、合併前の市区町村データも合併後の新市区町村名で集計している<sup>14)</sup>。さらに茨城県、佐賀県、長野県、宮崎県は県申請であるため、それに応募して認定された市町村は特区、応募しなかった市町村は非特区となる。

周辺自治体を非特区に選択した場合、非特区から特区の幼稚園に通園するストロー効果が発生し、特区効果が周辺地域まで及ぼされ、分析ができないということも考えられる。しかし、幼稚園の登園時間と降園時間の制約からまずは自宅周辺の幼稚園を優先して利用することが予想される。したがって、幼稚園の登園降園時間の制約からストロー効果は極めて小さいものと思われる。特に、第2子以降を別の幼稚園に預ける場合は時間制約がさらに大きく作用する。特区申請は幼児預入後に就労を希望する保護者の強い要望が背景にある。通勤と幼稚園の送迎に時間がかかる事態は、保護者が避ける傾向が強いと考えられる。とりわけ地方では、周辺自治体でも地形により交流が少ない自治体が多い。また平成の大合併により周辺とはいいながら、数十キロ先の自治体も含まれている。

次に、2003年度に特区をもった都道府県内<sup>15)</sup>で、

<sup>14)</sup> 特区が他の市町村との新設合併か編入される場合、事業計画の作成主体の名称変更を申請すれば事業が継続できる（「構造改革特別区基本方針」）。

<sup>15)</sup> 同じ都道府県内の自治体としたのは、政府の政策評価において、効果が十分に発現しない理由として特

表2 データとその出所

データ	出 所
特区自治体	内閣官房地域活性化統合事務局「認定された構造改革特別区域計画」第1回第1弾(2003年4月21日)～第10回(2006年03月31日)
3歳在園児数, 4歳在園児数	各都道府県「学校基本調査」
0～4歳児人口(5歳階級)	総務省「住民基本台帳」
地方交付税交付金	総務省「地方財政統計年報」
特別交付金	
都道府県支出金	
市区町村の行政職員数	
都道府県人口	総務省「地方財政状況関係資料」市町村カード
都道府県出向国家公務員数	総務省「国と地方公共団体の間の人事交流状況」
GDPデフレータ、県内総生産	内閣府国民経済計算(GDP統計)および県民経済計算(平成13年度-平成23年度)(93SNA、平成17年度基準計数)(生産側、実質連鎖方式)

表3 三歳未満児幼稚園預入事業の特区事業認定年度および特区数

分析対象	特区	非特区	認可前の年度		認可年度	認可後の年度			
2003年度認可群	62 (28)	110 (81)	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
2004年度認可群	9 (3)	12 (7)	2002	2003	2004	2005	2006	2007	—
2005年度認可群	25 (21)	32 (5)	2003	2004	2005	2006	2007	—	—
合計	96(52)	154 (93)							

注1) 内閣府「認定された構造改革特別区域計画」より作成。

注2) 特区と非特区欄の括弧内の値は、合併していない自治体数。

2004年度と2005年度に同事業の特区の申請・認定を受けた件数は3件あり、2004年度の松江市と富山県(5市5町)、2005年度は宮崎県(7市13町)である。平成の市町村大合併の時期と重なり、松江市、富山県、宮崎県のデータは合併後のデータを利用しているか、あるいは特区が広範にわたって隣接しあっている。そのため、両年度において事前に特区認定を期待して周辺自治体から3歳未満児をもつ家計が当該自治体に移動する可能性を否定はできないが、その影響は非常に小さいものと考えられる。また、後述のように、特区と非特区での0～4歳児数のトレンドはあまり差がない。これに対し20～44歳人口のトレンド

は、特区の方(0.0295)が非特区(0.0280)よりも0.015と1%水準で有意に大きい。つまり、特区への成人の移動はみられるが、それに伴い0～4歳児の子ども数の変化に差がないことは、特区に移動した成人は、主に単身者やまだ子どもがいない家計などである可能性が極めて高い。

「三歳未満児幼稚園預入事業」のアウトカム変数は、市区町村3歳児在園者数ではなく、市区町村3歳在園者数の対0～4歳人口比率とする。比率表示のアウトカム変数を用いる理由は、第1に、特区効果は3歳児在園者数の増加に現れるが、特区と非特区の人口規模が各都道府県で異なるので、それが推定値に影響することを防ぐためである。第2に、その年齢の子どもは、保護者の家族構成や家計状況により、家庭(あるいは未認可保育所)で保育を受けるか、認可保育所に預けられるか、または幼稚園に預けられているためである。もし、市区町村3歳在園者数対0～4歳人口比率が有意に増加と判定されたならば、幼稚園預入年

区内でも同事業の住民への周知が十分でないことが述べられている。それを考慮すれば、他県の情報は特区認定後でなければ、把握できない確率が極めて高い。また、2005年度認定のその他の特区は、栃木県栃木市、東京都葛飾区、静岡県三島市であるが、2003年度での同事業認定は同都道府県内にはない。

齢の規制が幼稚園への保育サービス需要を阻害していることになる。

## V 推定結果

### 1. 記述統計量

分析対象の特区和非特区の記述統計量は表4の通りである。特区和非特区の違いは、第1に、3歳在園者数対0～4歳人口比率では、特区が非特区より0.02高い。第2に、都道府県議会での自由民主党議員の構成比率は特区で0.14高くなっている。第3に、市区町村人口の対都道府県人口比率は、特区で2.6%高くなっている。第4に、合同・申請認定件数は特区が0.03多い。第5に、住民1人当たりの市区町村地方交付税交付金等合計額は、特区で99万円も小さい。以上から特区は、都道府県人口に占める割合が非特区よりもやや大きく、そのため子どもの数も多く、逆に住民1人当たりの地方交付税等が少ない。

次に、DID法の仮定として「特区和非特区は

同じ成長（トレンド）を示している」ことを検証する。ここでは人口面と財政面から0～4歳人口、人口、幼稚園児数、幼稚園4歳児数、幼稚園5歳児数および地方交付税交付金の変化率をみる。検定方法は、不等分散下のt検定を用いた。その結果は表5に示すように、6つの指標のトレンドには差がないことが採択された。

### 2. プロビット推定結果

まず、(2)式によるプロビット分析の結果を表6に示す。推定結果から特区の特徴として以下のことが示唆される。まず第1に、都道府県出向の国家公務員も多く、中央省庁との結びつきが強い都道府県内の自治体である。第2に、市区町村住民1人当たりの行政職員数の係数が負なので、効率的な行政を行っている可能性が高い。第3に、財政依存度では住民1人当たりの交付金等合計額の係数が負であるので、市区町村財政には比較的余裕があるか、財政面で政府に依存せず、特区などで対応しようとする自治体と考えられる。第4に、

表4 特区和非特区の記述統計量

変数	特区(観察数613)				非特区(観察数1002)				Welch検定 t統計量
	平均	標準誤差	最小値	最大値	平均	標準誤差	最小値	最大値	
3歳在園児数(3歳および3歳未満児)	227.90	327.875	4	2,193	179.41	578.204	0	5,723	-2.1443**
3歳在園児数/0～4歳児	0.0627	0.0359	0.0064	0.2082	0.0418	0.0493	0	0.3016	-9.7977***
4歳在園児数	310.9673	409.4067	6.0000	2,384.0000	301.3765	1018.2550	0	11,457	-0.2645
4歳在園児数/0～4歳児	0.0861	0.0473	0.0084	0.2082	0.0700	0.0677	0	0.4065	-5.6053***
出向国家公務員の対都道府県庁行政職員比率	0.0005	0.0003	0	0.0012	0.0003	0.00024	0	0.0012	-11.6185***
市区町村住民1人当たりの市区町村行政職員数	0.0070	0.0019	0.0020	0.0149	0.0091	0.00436	0.001	0.0389	13.1865***
都道府県民人口	2,162,423	1,652,591	733,000	12,800,000	3,147,033	2,253,272	733,000	12,800,000	-1.9633**
市区町村人口の対都道府県人口比率(%)	4.541	6.266	0.340	37.695	1.963	3.672042	0.052	33.700	-9.2597***
都道府県民1人当たりの県内総生産(百万円)	3.566541	0.563712	2.763659	8.118321	3.687887	0.7169106	2.763659	8.118321	3.7786***
県・市区町村合同申請認定数	0.0473	0.2125	0	1	0.0150	0.1215	0	1	-3.4399***
住民1人当たり市区町村地方交付税等合計額(千円)	142.6111	76.6124	8.761	549.994	241.594	216.454	16.744	1,634.335	13.1879***

注1) 3歳在園者数は、栃木県栃木市2003年度のデータがないため、観察数は、特区612、非特区996となる。

注2) 特区和非特区の各変数の平均の差の統計量は、双方が不等分散のためWelch検定で求めている。

注3) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す(以下同じ)。

表5 特区と非特区のトレンドのt検定結果

項目		0～4歳人口			人口			地方交付税交付金	
グループ	観測数	平均値	標準誤差	観測数	平均値	標準誤差	観測数	平均値	標準誤差
非特区	848	-0.02204	0.003182	848	-0.00352	0.002543	848	-0.05203	0.007566
特区	517	-0.01971	0.001247	517	-0.00318	0.000545	517	-0.04379	0.006254
組合せ	1365	-0.021158	0.002032	1365	-0.0033919	0.001593	1365	-0.0489099	0.005263
差		-0.00233	0.003417		-0.00034	0.002600		-0.00824	0.009816
t値			-0.6815			-0.1313			-0.8391
項目		幼稚園児数			4歳児数			5歳児数	
グループ	観測数	平均値	標準誤差	観測数	平均値	標準誤差	観測数	平均値	標準誤差
非特区	547	-0.00639	0.004612	541	0.00571	0.013305	541	0.00126	0.008994
特区	517	-0.01191	0.003728	515	-0.00711	0.008160	515	-0.01328	0.008552
組合せ		-0.0090723	0.002984	1056	-0.0005455	0.007892	1056	-0.0058333	0.006216
差		0.00552	0.005931		0.01282	0.015608		0.01454	0.012411
t値			0.9310			0.8213			1.1718

表6 特区ダミーのプロビット分析の推定結果

説明変数	係数	z値
都道府県庁出向国家公務員数の対行政職員数比率	1148.58	4.10***
市区町村民1人当たりの市区町村行政職員数	-117.0358	-4.68***
住民1人当たり市区町村地方交付金等合計額(対数)	-0.2722773	-2.46**
合同申請認定数	0.620903	2.67***
都道府県民1人当たり県内総生産(対数)	-1.578625	-2.23***
都道府県人口(対数)	-0.4655353	-4.08***
対県人口市区町村人口比率	0.0294767	2.34**
定数項	10.50356	4.51***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2211	
観測数 = 750	LR chi2(7)	180.75***
弱操作変数検定	Z: F(2,1604)	230.086***
(2SLS Size of nominal 5% Wald検定臨界値=7.03)	ZT: F(2,1604)	214.368***

経験面から都道府県と合同で特区に申請・認定を受けた経験がある。コントロール変数からは、都道府県民1人当たりの県内総生産が大きく、都道府県人口が大きい都道府県に属する自治体は申請をしない傾向があり、都道府県人口に市区町村人口が占める比率が高い自治体は申請をする傾向がみられる。なお、弱操作変数検定の結果は、F値が極めて高いので、弱操作変数であることは棄却される。

### 3. DID 推定結果

次に、DIDの推定結果を表7に示す。比較のために最小二乗法(以下、OLSと記す)の推定結果も載せている。3歳在園者数対0～4歳人口

比率については、OLSでの交差項は正の係数であるが、t統計量は有意ではない。これに対し、IV法の交差項は正の係数で、そのt統計量は5%水準で有意である。これにより特区効果がないという帰無仮説は棄却される。観察データが3歳未満在園者を含む3歳在園者数であるので、すべて3歳未満児の幼稚園入園によるものとはいきれないが、特区効果により0～4歳児1,000名当たり21.0名の3歳未満在園者を含む3歳在園者数の増加があったことになる<sup>16)</sup>。

<sup>16)</sup> アウトカム変数を、保育所持機児童数の対0～4歳児人口比率にした場合、交差項の係数は0.0013で正であるが、t値は0.88と有意ではない。ラグを1年取っても交差項の係数は0.00196で、t値は1.28であ

表7 DID 推定結果

①3歳児在園者数対0-4歳児数比率	係数：IV	t値	係数：OLS	t値
特区認定ダミー	0.0292149	3.43***	0.0187883	4.57***
特区認定年度ダミー	0.0000568	0.01	0.0067225	2.19**
交差項	0.0209643	1.99**	0.0031327	0.63
定数項	0.0331479	8.53***	0.0371711	14.54***
Adj-R2	—		0.0539	
F値	F(3,1604)	28.97***	F(3,1604)	31.52***
内生性テスト:Durbin	Chi2(2)=30.3329*** 特区指定についての外生性の 帰無仮説棄却			
:Wu-Hausman	F(2,1602)=15.4004*** 特区指定についての外生性の 帰無仮説棄却			
過剰識別検定	丁度識別: 内生変数の数2個、 除外された操作変数の数2個			
ハウスマン検定	chi2(4)=27.88*** OLSとIVの推定結果が同じという 帰無仮説を棄却			

つづいて、3歳未満児の幼稚園預入数を推定する。表8には、0期を特区認定前の年度、1期を特区認定年度、2期を特区認定の翌年度として、各期に対応した3歳児数、4歳児数、5歳児数、特区事業で入園した3歳未満児数を  $A$ 、 $B$ 、 $C$ 、 $T$  とおく。 $T$  は学校基本調査では3歳児数に含まれているが、ここでは特区効果の推定のため分けて記載する。また3歳未満児は、年度途中で満3歳になるので、次年度でも3歳児数に含まれる。ここで、仮定として4歳児での入園数  $B_1=B_2=0$  とする。 $B_1$ 、 $B_2$  がゼロでない可能性も考えられるが、特区の幼稚園は定員不足で、その解消のために3歳未満児も預かるのであるから、4歳児入園の数は非常に少ないと仮定することができる。よって、3歳未満児数は、1期の3歳児数から2期の4歳児数を差し引けば、すなわち、 $T_1=(A_1+T_1)-A_1$  から推定できる。特区認定の翌年度の4歳児数の推定結果は表9のとおりである。ラグを1つ取った4歳児在園児数は0～4歳児数人口1,000人当たり31.4名が有意に増加している。この推定結果から表8で得た21名を差し

引くと、3歳未満児の増加は10.4名である。これが、非特区との比較や時間経過も考慮した96特区での真の特区効果である<sup>17)</sup>。したがって、96特区での増加数は1,216.8名となり、政府推定人数3,670人より2,453人も少ない。

表8 3歳未満児の特区認定後の推移

年度	3歳児	4歳児	5歳児
0	$A_0$	$B_0$	$C_0$
1	$A_1 + T_1$	$A_0 + B_1$	$B_0 + C_1$
2	$(A_2 + T_1) + T_2$	$A_1 + B_2$	$A_0 + B_1 + C_2$

## VI まとめおよび政策的インプリケーション

本稿では、プロビット分析で求めたIV法を用いたDID法により「三歳未満児幼稚園入園事業」の特区効果を検証した。その結果、第1に、特区効果がないという帰無仮説は棄却された。つまり、幼稚園預入年齢の規制緩和により3歳未満在園者を含む3歳在園者数は、0～4歳児1,000名に対

る（ただし、両推定ともF値が低く、外生性の検定も有意ではない）。しかし、特区での待機児童数は係数の符号が負ではないため、特区では保育所待機児童が増える傾向にあることが伺える。

<sup>17)</sup> 政府が想定する年間保育料400千円をこの117特区における満3歳未満児の増加数10.4名に掛け合わせると、4億8,672万円の保育料収入が増加したことになる。

表9 ラグを取った場合の4歳在園児数対0～4歳児数比率

②翌期の4歳児在園者数対0-4歳児数比率	係数：IV	t値	係数：OLS	t値
特区認定ダミー	0.0368777	3.09***	0.0141627	2.51**
特区認定年度ダミー	-0.0101615	-1.43	0.000046	0.01
交差項	0.0313728	1.97**	0.0036035	0.51
定数項	0.0611382	11.22***	0.0699208	19.92***
Adj-R2	—		0.0149	
F値	F(3,1354)	17.07***	F(3,1354)	7.86***
内生性テスト:Durbin	Chi2(2)=36.4733*** 特区指定についての外生性の 帰無仮説棄却			
:Wu-Hausman	F(2,1352)=18.6572*** 特区指定についての外生性 の帰無仮説棄却			
過剰識別検定	丁度識別: 内生変数の数2個、 除外された操作変数の数2個			
ハウスマン検定	chi2(3)=31.97*** OLSとIVの推定結果が同じという 帰無仮説を棄却			

し10.4名増の特区効果がみられた。第2に、同事業では幼稚園にも早期に園児数を確保できるメリットがあり、定員割れの幼稚園を支援する意味も大きかったと考えられる<sup>18)</sup>。同特区は中小地方都市と町村が多く、幼稚園の定員割れは規模の経済性が生かされていないことが予想されるので、その改善にも効果があったといえる。第3に、政府の「特区における経済効果」では同事業に関する保護者の評価が高いので、保護者の保育サービス需要を満たし、その効用も増大させていることが分かる。

政策的インプリケーションとしては、短期的な政策と長期的な政策を考える必要がある。現在、認定こども園の新設や既存施設からの転換はあまり進んでいないうえ、その新設や転換には財源に

消費税10%増税分を見込んでいる。そのため、短期的には既存施設を活用する方が効率的であろう。短期的な対応としては、幼稚園にも3歳未満児預入を認めることが求められる。現在は「預かり保育」を実施している私立幼稚園も多いが、空き教室がある幼稚園を対象に3歳未満児の預入を認める方が効果的で効率的であろう。これは、例えば、町田市が実施している「20年限定認可保育所」のように、保護者の保育サービス需要を見ながら、10年や20年など期間限定で実施することも考えられる。

長期的政策としては、小学校や中学校に幼稚園や保育所を併設することも考えられる。例えば、千代田区立の小学校にはすべて幼稚園が併設されているほか、東京都23区をはじめ武蔵野市、三鷹市にも小学校と幼稚園の併設校がある。また奈良市他でもその例がみられる。あるいは、利用者が伸びている学童クラブの施設との併用や併設することも考えられる。

認定こども園については、子育て支援新制度に移行した場合、補助金の一本化で減収となる懸念から認定返上の施設も出ている<sup>19)</sup>。政策目標実現

18) 葛飾区を除き、第1節でも述べたように、同特区事業計画書には「幼稚園の余裕教室」「幼稚園の空き教室」の利用を挙げている。例えば、県で申請した茨城県では特区範囲内の同特区事業実施希望の幼稚園での定員充足率は2003年5月1日時点で.66.7%と、県平均80.6%より13.9ポイントも低い。同様に県申請の佐賀県と長崎県の場合、前者の特区実施希望64園では同時点で定員充足率が58.2%とさらに低い。後者では特区実施希望82園に同時点で117部屋の空き教室があると報告している。

19) 朝日新聞デジタル2014年9月20日 www.asahi.

のためには、補助金の復活も考えられる。

認定こども園の監督省庁は内閣府である。幼稚園、保育所、認定こども園でそれぞれ監督官庁が異なる点も非効率である。監督官庁の統一が望まれる。

最後に、本稿の問題点と課題を整理する。本稿では総在園者数しか公開していない9府県の市町村を観察対象にしていない。今後はこれらを含めた特区効果の推定も検討したい。また、同事業と女性労働への影響や、保育の質を考慮した考察が加えられなかったので、今後の研究課題としたい。

### 文献

- 赤井伸郎, 上村敏之・澤野孝一朗・武本亨・横見宗樹, 2009, 「港湾の効率的効果的な整備・運営のあり方に関する財務分析—整備・規制・運営の構造分析」『RIETI Discussion Paper Series』独立行政法人経済産業研究所, 3: 33-69.
- 猪熊弘子 (2014) 『「子育て」という政治 少子化なのになぜ待機児童が生まれるのか?』角川SSC新書.
- 北村行伸 (2006) 「パネルデータの意義とその活用—なぜパネルデータが必要なのか?」『日本労働研究雑誌』, 551, pp.6-16.
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局保育課「保育所関連状況取りまとめ(平成27年4月1日)」「保育所の状況(平成13年4月1日)等について」. [www.mhlw.go.jp/houdou/0112/h1227-4.html](http://www.mhlw.go.jp/houdou/0112/h1227-4.html) (2015年10月20日最終確認)
- 構造改革特区推進室 (2006) 資料「特区における経済効果について」
- 鈴木亘 (2004) 「構造改革特区をどのように評価すべきか—プログラム政策評価の計量手法からの考察—」『会計検査研究』第30号, pp.145-157.
- 田澤里喜 (2011) 「幼稚園における満3歳児就園の現状と課題」『論叢』玉川大学教育学部紀要, 19-35.
- 土井直 (2015) 「農業事業に関する構造改革特区の効果分析」『計画行政』日本計画行政研究, 38(4), 60-66.
- 文部科学省「いわゆる『幼稚園と保育所の一元化について』」[www8.cao.go.jp/kisei/giji/03/wg/action/052.pdf](http://www8.cao.go.jp/kisei/giji/03/wg/action/052.pdf) (2015

年10月20日最終確認)

- 内閣府地方創生推進室ホームページ「認定された構造改革特区区域計画」, [www.kantei.go.jp](http://www.kantei.go.jp) (2015年5月30日最終確認)
- 内閣府・文部科学省・厚生労働省 (2014) 『幼保連携型認定こども園・保育要領 幼稚園教育要領 保育所保育指針』チャイルド本社.
- 古市憲寿 (2015) 『保育園義務教育化』小学館.
- 文部科学省・厚生労働省幼保連携推進室「ホームページこども園」, [www.youho.go.jp](http://www.youho.go.jp) (2015年5月30日最終確認)
- 文部科学省資料「いわゆる『幼稚園と保育所の一元化について』」, [www8.cao.go.jp/kisei/giji/03/wg/action/05/2.pdf](http://www8.cao.go.jp/kisei/giji/03/wg/action/05/2.pdf) (2015年5月30日最終確認)
- 文部科学省『学校基本調査』, [www.e-stat.go.jp](http://www.e-stat.go.jp) (2015年10月31日最終確認)
- 勇上和史, 2007, 「規制緩和を活用した雇用創出—構造改革特区の効果」労働政策研究・研修機構『地域雇用創出の新潮流』プロジェクト研究シリーズ1, 7: 165-196.
- 勇上和史, 2010, 「雇用対策としての構造改革特区—参加と成果の考察」『労働政策研究報告書 No.119 市町村における地域雇用戦略と雇用創出の仕組み』労働政策研究・研修機構, 7: 110-134
- Bradley, Steve; Migali, Giuseppe (2012), “The Joint Evaluation of Multiple Educational Policies: The Case of Specialist Schools and Excellence in Cities Policies in Britain,” *Education Economics*, 20(3), 322-42.
- Green, Colin; Navarro Paniagua, Maria (2012) “Does Rainy the School Leaving Age Reduce Teacher Effort? Evidence from a Policy Experiment.” *Economic Inquiry*, 50(4), 1018-30.
- Price, Joshua (2012) “De-Fizzing Schools: The Effect on Student Behavior of Having Vending Machines in Schools,” *Agricultural and Resource Economics Review*, 41(1), 92-99.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Ed. Cambridge: The MIT Press, 123-151 903-975.

本論文は所定の査読制度による審査を経たものである。

採択決定日：2016年3月20日

日本大学経済学部 経済集志・研究紀要編集委員会