

小学校一年生の壁と 日本の放課後保育

高久 玲音

(一橋大学准教授)

わが国では子どもが未就学児の時に共働きで就労しているにもかかわらず、子どもが小学校に入学すると労働市場から退出する母親も少なくない。その背景として指摘されるのが放課後保育の不足などを含めた通称「小学校一年生の壁」だ。本研究ではそうした「壁」が1995年から2010年の『国民生活基礎調査』で確認できるか検討した。分析手法は子どもの調査時点での月齢に着目した回帰不連続デザインを用いた。分析の結果、当該期間において、子どもの小学校入学とともに母親の就労率はおおむね10%低下していた。また、常勤雇用と短期間雇用の母親で顕著な就労率の低下がみられた。以上の結果は放課後保育の不足などの理由によって、小学校低学年の子どもを抱える母親において仕事と育児の両立が困難になっている可能性を示していた。学童保育の充実は質・量ともに相対的に安価であり、母親の就業の拡大のためにもこの年齢層への保育の拡充が不可欠だと考えられた。

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 『国民生活基礎調査』を用いた解析
- IV 分析結果
- V 結論と議論

I はじめに

日本における学童保育の供給は戦時中にさかのぼる。戦地に父親がいかなければならないために母親が就労した家庭に対する施策は喫緊の課題であり、隣保事業（セツルメント活動）の一環として草の根から小学校低学年の児童の放課後を見守る活動がはじまった。戦後になると1960年代には全国的に未就学児への保育の供給が拡大され、女性の就労が拡大するにつれて放課後保育の供給も拡大していった。また、その頃になると、放課後を子どもだけで過ごす児童が「かぎっ子」と呼

ばれるようになった¹⁾。当時の日本では「かぎっ子」と同時期に「青少年の非行」が社会問題化されたこともあり、「かぎっ子」は非行と強く関連づけて考えられることとなった。1966年になると、そうした世論を受けて文部科学省が「留守家庭児童育成事業」を開始し、本格的な学童保育への国庫補助が行われるようになった（三根 2011）。当時の通念を端的に示す一例ではあるが、1979年10月12日の朝日新聞には「かぎっ子10歳、こらしめ暴走」という見出しの記事があり、小学校4年の女兒が2年生を13階建てのマンションの屋上から突き落として死亡させるという痛ましい事件が伝えられている。「かぎっ子」であることと突発的な殺人事件をつなげることは大変難しいと思われるが、当時はそのような因果関係の推論も広く受け入れられていたと考えられる。

もちろん今日、広く知られた放課後保育の不足という社会問題を単に非行防止の観点から議論する人はほとんどいない。現に、放課後保育は「放

課後」だけではなく共働きや1人親の家庭の児童が健やかな成長をはぐくむための「生活の場」として、重用な役割を果たしている。利用頻度にもよるが、小学校一年生が現在「放課後児童クラブ」と呼ばれているもので過ごす時間は、年間1200時間程度になり、小学校で過ごす時間とほぼ同じになる。これは、子どもが放課後だけではなく、夏休み等の長期休みの時にも「放課後保育」を利用しているからである²⁾。

政府も児童の非行防止ではなく、「女性が輝く社会」の実現のために放課後保育の供給を大幅に増やす方針を固めている。計画によれば、2019年度からの5年間で放課後児童クラブの定員は30万人増加する。こうした施策が実施されていく一方で、放課後保育の不足によってどの程度女性の「活躍」が阻害されているのか、定量的なエビデンスはほとんどない。放課後保育の不足によって労働市場から退出するのは、子どもが未就学児の時は働いていた母親であることを考えると問題の大きさを定量的に確認する意義は大きい。一般的には、子どもが成長するにしたがって、母親が就労するのはむしろ容易になるはずであり、海外のエビデンスを見ても子どもが小学校へ上がるタイミングでむしろ就労は増加するという指摘が多い(Morrill 2011)。手のかかる未就学児を伴って就労できていたにも拘わらず、子どもが大きくなったら就労できなくなるというのは本当なのだろうか？それが起こるとしたらなぜなのだろうか？そこで、本稿では海外の放課後保育に関する分析例を含めて、「小学校1年生の壁」に関するいくつかの実証的なエビデンスを確認したい³⁾。

II 先行研究

子どもが小学生に上がるタイミングで保育の供給が減少することは日本に限らずいくつかの先進国で指摘されている。例えば、ドイツでは小学校低学年では午前中で授業が終わってしまうにも拘わらず、補完的な保育場所の不足が指摘されている(Hank and Kreyenfeld 2003)。また、近年では英国でも放課後保育の不足が指摘されるように

なっている(Plantenga and Remery 2013)。それとは対照的に、北欧諸国は放課後保育の利用が盛んである。OECDのFamily Databaseによると、各国によって定義が異なるため正確には比較ができないが、デンマークやスウェーデンでは6歳から8歳の児童の70~80%の児童が放課後保育サービス(center-based out-of-school-hours care services)を利用している。それに対して、放課後保育の供給が社会的に問題と認識されている日本、英国、ドイツではそれぞれ28.7%、21.5%、13.9%となっている。

先行研究では、放課後保育の利用に関する分析は主に子どもの行動や発達への影響という観点から論じられてきた。包括的なサーベイとしてはBlau and Currie (2006)があり、就学期の児童への学校外のプログラム(もしくは放課後に子どもだけで過ごすこと: self-care)が子どもの行動へ与える影響に関する11論文がレビューされている。しかし、彼らが論じているとおり、多くの研究ではself-careを行う子どもと何らかの放課後プログラムを受ける子どもの異質性が考慮されておらず、因果関係の特定は難しいとされている。例外としてはAizer (2004)がある。Aizer (2004)ではNational Longitudinal Survey of Youth Childを用いて家族の固定効果を制御することで、self-careの効果を推定している。結果としては、self-careは10歳から14歳の子どもの行動にネガティブな影響を与えることが確認されている。例えば、「学校をさぼる: skip school」「飲酒」「窃盗」などのリスクがself-careの場合に上昇するとされた。

一方、女性の就労に与える影響を推定した研究はそれほど多くない。Felfe, Lechner and Thiemann (2016)ではスイスの放課後保育の影響を推定している⁴⁾。彼らは、スイスでは州(Canton)ごとに放課後保育の仕組みが大きく異なることを利用して操作変数を作成している。直観的には、州ごとに制度が異なる場合には制度変更のタイミングを利用した差分の差分法(difference-in-differences)によって因果関係を推定することが考えられるが、彼らのデータはクロスセクションであり、州のボーダーに居住する家庭のサンプルに着目する

ことで放課後保育の影響が推定されている。結果としては、両親の就労率に大きな影響は与えないものの、母親がフルタイムで就業する確率は有意に上昇したとしている。また、チリでは放課後保育のランダム化比較試験の結果が報告されている。Martínez and Perticará (2017) では、3時間の放課後保育が6歳から13歳までの子どもを持つ家庭にランダムに割り当てられたことを利用して、母親の就業にどのような影響が与えられたかを検証している。結果としては、放課後保育が利用可能になった母親の就労率は5%程度上昇したとしている。

また、直接的に放課後保育の影響が推定されているわけではないが、Graves (2013) では米国における Year-round School Calendar の影響を推定している。Year-round School Calendar とは、休日が年間に均一に分散されているカレンダーであり、夏休みなどのまとまった休みはなくなる。このカレンダーには、長期の休みによる学業の停滞を防ぐ効果があると考えられる一方で、休みが細切れになることで逆に子どもの保育場所を見つけにくくなることが指摘されている。特に、米国ではさまざまな団体が長期休暇に子どもが参加できるプログラムを提供しており、おおむね30%程度の就学児がそうしたプログラムに参加している。そのため、Year-round School Calendar を導入すると、こうしたまとまった保育場所の提供主体がなくなり、母親の就労に影響がでるとされる。Graves (2013) はこの就労抑制効果を、長子が就学児である母親と、長子が未就学児である母親を比較することで推定している。結果はそれほど大きなインパクトではなかったものの、Year-round School Calendar では伝統的な School Calendar と比較して、就学児の母親の就労率を0.42～0.75%低下させたとしている。Graves (2013) の結果は、例えば「ゆとり教育の導入」のような学校のカリキュラム・スケジュールの変更などによっても母親の就労に影響がでる可能性を示唆しており、興味深い結果といえよう。

日本のデータで放課後保育の効果を推定した例としては、Takaku (2017) がある。Takaku (2017) では「消費生活に関するパネル調査」を用いて、

子どもの保育場所として保育園を利用していた母親の就業行動を、子どもの小学校入学前後で比較している。理想的には、放課後保育の利用がランダムに割り充てられることが因果関係の識別には必要であろう。しかし、現実にはそうしたランダム化は難しいため、放課後保育の不足を祖父母からの保育で代替できると考えられる「三世帯同居家族」(対照群)と、そうした代替が可能ではない「核家族世帯」(処置群)を小学校入学前後で比較する Difference-in-differences を識別戦略として採用した。この分析において重要な前提としては、①小学校入学のタイミングが操作可能ではない、②家族構成が小学校入学で変化しない、などが考えられる。①は、米国や多くの国では満たされない仮定だが、日本では入学のタイミングがほぼ強制的に決まっておき (Kawaguchi 2011)、学年別の変化を追うには好都合である。また、②については、小学校入学のタイミングで祖父母からの保育提供を受けるために3世帯同居を始めることも考えられなくないが、データを見る限り家族構成に変化はなかった。また、データを見る限り小学校入学前の就労率や労働時間のトレンドは処置群と対照群で酷似しており、共有トレンドの仮定 (Common Trend Assumption) はおおむね満たされていた。分析結果としては、小学校入学のタイミングで核家族世帯の母親の就労率は10.9%ポイント低下していた。また、同じタイミングで労働時間の減少や家事・育児時間の上昇が確認できた。総じて、「消費生活に関するパネル調査」においても、放課後保育の不足から母親の就業にネガティブな影響が及んでいることが示唆されている。

Ⅲ 『国民生活基礎調査』を用いた解析

1 識別戦略

以上のように、先行研究でも放課後保育の不足による母親の就労率の低下は示唆されているが、本稿ではさらに『国民生活基礎調査』のようなわが国を代表するデータを用いて、就労への影響を解析したい。ここでの分析方法は Takaku (2019)

と同じである。ただし Takaku (2019) では「小学校一年生の壁」を利用して、母親の就労が子どもの健康に与える影響を推定しているため、2人以上子どもがいる家庭を対象を限定している。一方、ここでの分析では一人っ子も含めた推定結果を報告しているため、「小学校一年生の壁」が母親の就業に与える影響をより包括的にとらえている。

識別戦略としては、日本では入学のタイミングが厳密に決まっていることを利用した回帰不連続デザイン (Regression Discontinuity Design) を用いた。よく知られているように、わが国では4月1日から3月31日に達する年齢が満7歳である児童が小学校に入学する。月齢に換算すると、4月に満84カ月である児童(4月生まれ)が最も年長であり、73カ月である児童(3月生まれ)が最も年少となる。一方、4月時点で満72カ月だった4月生まれの児童は、73カ月である3月生まれの児童と1カ月しか生まれたタイミングが異なるにもかかわらず、72カ月時点では就学前にとどまっている。保育環境に着目すると、「73カ月である3月生まれの児童」の母親は子どもが小学校に入学したために十分な保育を利用することができない一方、「72カ月である4月生まれの児童」の母親は保育園などを利用することで就労が可能になると考えられる。この特徴を用いて、子どもの月齢別に母親の就労率を比較することで、子どもの小学校入学というイベントが与える影響が推定できる。推定式は以下である。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 75m_{it} + f(Z_{it}) + year + pref + \zeta_{it},$$

Y_{it} は個人 i の t 年におけるアウトカム(就業行動)、 $75m_{it}$ は子ども(長子)が調査時点で75カ月以上である場合に1をとる2値変数である。『国民生活基礎調査』は6月に実施されるため、75カ月以上の児童が小学校に入学している。 $f(Z_{it})$ は月齢による様々な影響を制御する多項式関数、 $year$ は調査年の効果、 $pref$ は都道府県の効果、 ζ_{it} は誤差項である。ここで α_1 が子どもの小学校入学による影響をとらえると考えられる。推定のバンド幅は18カ月として、多項式関数は2次を採用した。回帰不連続デザインでは running

variable が連続変数である場合にはノンパラメトリックな推定方法を採用することで最適なバンド幅を求めることができるが、月齢は十分に連続していないため、ここではパラメトリックな手法を用いた。

この識別方法に対する最も重要な脅威(Threat)は、子どもの生まれ月が各家庭の観測できない属性と相関していることである。例えば、4月生まれには3月生まれよりも学業面でアドバンテージがあると家庭が考えるならば、子どもが4月以降に生まれるように出生のタイミングを調整する可能性がある。仮に、高学歴な父母ほどそうした行動をとりやすいと考えるならば、「4月生まれの子どもの母親」と「3月生まれの子どもの母親」の就業行動に違いが観測されても不思議ではない。特に、『国民生活基礎調査』は6月に調査されるため、調査時点での子供の月齢は生まれ月をそのまま反映することになる。直接的にこの問題に対処する方法はないが、本稿では頑健性の検討のために「子どもの生まれ月の固定効果」を制御することで、4月生まれ、3月生まれなどに固有の違いを取り除いた。

2 データとサンプル

データは1995年から2010年までの『国民生活基礎調査』を利用した。同調査には、世帯に属するすべての子どもの生年月が含まれている。この情報と調査月(6月)から調査時点における月齢を把握した。母親の就業状態は「所得を伴う仕事の有無」によって把握した。また、就業形態による効果の相違を識別するために、「常勤」「短期雇用」「自営・その他」の別を用いた。このデータは子どもの月齢が把握可能であるというメリットがある一方で、就業について労働時間などの情報が含まれていない。また、クロスセクションであるために、各児童が未就学时に保育園を利用していたのか、幼稚園を利用していたのかわからない。本来は、小学校入学による保育環境の変化は保育園利用者で起こるため、保育園利用者にサンプルを絞ることが妥当である。特に、幼稚園利用者の母親は子どもの小学校入学によって、むしろ就労を開始する可能性があるため⁵⁾、すべての母

親を含めた推定では「子どもの入学による就労抑制効果」は過少に推定される危険がある。ただし、こうした弱められた推定値でも有意な就労抑制効果が得られる場合、保育園利用者の母親では強い効果があった可能性が示唆されるだろう。

IV 分析結果

1 記述統計量

記述統計量は表1に示した。表1をみると、就労している母親の割合は41%となり、22%は常勤雇用者として就労していた。この数字は、『国勢調査』における同比率と近く、『国民生活基礎調査』が代表性の高い統計であることを示している。また、女兒の比率は52%、世帯人数は4.31人となり、おおむね日本の典型的な子育て世帯の姿を現していると考えられる。

2 識別の妥当性の確認

分析に先立って、識別戦略の妥当性を確認するためにグラフを用いて密度テスト、共変量の連続性を確認した。結果は図1にまとめている。まず図1-(1)では、観測値が閾値の近傍でなだらかに

分布しているか確認している。みると、おおむねどの月齢においても観測値は1100前後であり、閾値前後で特別な変化はみられない。これは、生まれ月の分布にはゆがみがあることが知られているものの、本研究で用いたデータについてはそれほど大きな問題を与えないことを示している。また、主要な共変量についてもグラフを用いて確認した。女兒の割合、世帯人数、世帯主の年齢、世帯主の仕事の有無、など母親の就労に影響を与えられる家庭属性について確認したが、すべて閾値の近傍でなだらかに分布しており、不連続性は確認できなかった。なお、グラフ以外にも定量的に McCrary (2008) によって提案された密度テスト (Density test) を行った⁶⁾。また、密度テストと並んで代表的な識別の妥当性の確認として、共変量が閾値の周りで連続であるか検定した (Continuity test)。この検定は推定式の被説明変数を、世帯人数や世帯主の年齢などの重要な共変量に変えて推定することで実施された。結果についてはレポートを省くが、グラフでみてとれるように、基本的な識別戦略に大きな瑕疵はないことが示唆された。

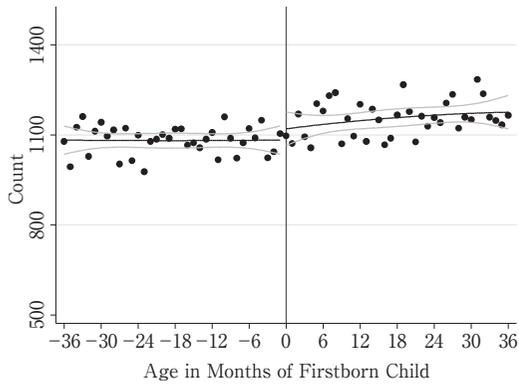
表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数				
就労の有無	0.41	0.49	0	1
常勤雇用者	0.22	0.42	0	1
短期間雇用者	0.10	0.30	0	1
自営業：その他	0.09	0.32	0	1
説明変数				
長子の月齢	75.16	20.84	39	110
女性	0.52	0.50	0	1
子どもの数	1.90	0.66	1	6
世帯人数	4.31	1.12	3	12
世帯主の年齢	41.15	12.18	19	66
配偶者の年齢	38.68	11.65	16	59
世帯主の仕事の有無	0.93	0.25	0	1

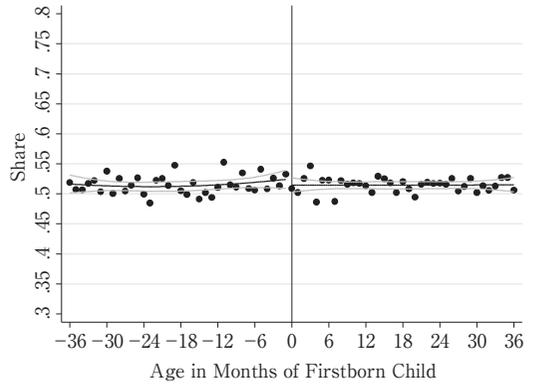
注：観測値数は80394。

図1 識別条件の確認

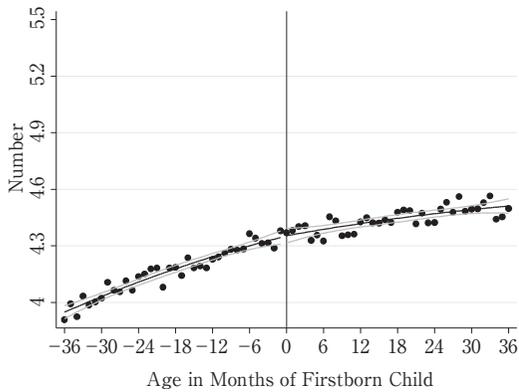
(1) 観測値数 (密度テスト)



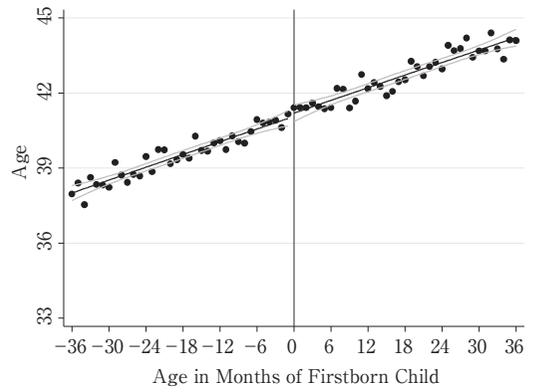
(2) 長子の性別 (女兒)



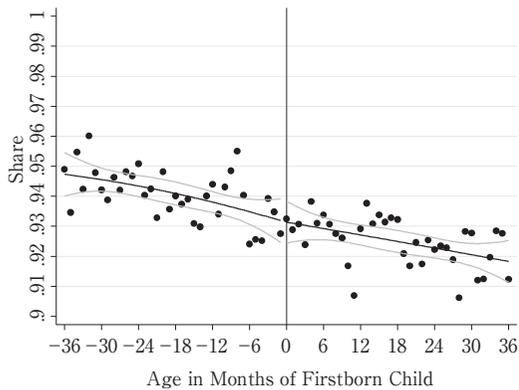
(3) 世帯人数



(4) 世帯主の年齢



(5) 世帯主の仕事の有無



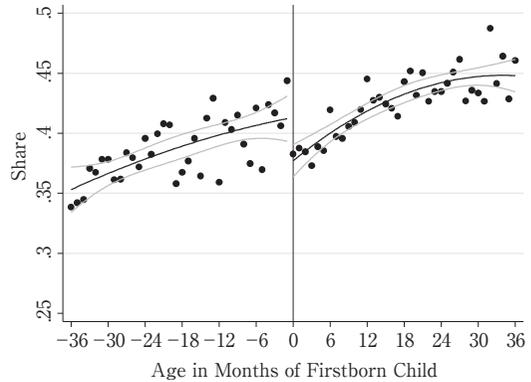
注：曲線は2次多項式による近似線。薄線は95%信頼区間。x軸は長子の月齢だが小学校入学がゼロになるように基準化されている。

3 分析結果

まず、図2では母親の就労率の推定前のデータを散布図にプロットした。近似線は2次の多項式を示しており95%信頼区間も示されている。みると、長子の小学校入学の36カ月前から徐々に就労率は上昇しており、閾値から6カ月の平均値は41%となっている。しかし、縦線で示した小学校入学のタイミングで就労率は大きく不連続的に低下する。小学校入学と同時に就労率が低下する理由としては放課後保育の問題以外にもさまざまだろう。例えば職場の時短勤務が申請できなくなったために一時的に労働市場から退出せざるを得ないことが考えられる。また、小学校に入学したタイミングで教育に力を入れようと考えたために労働市場から退出している可能性もある。しかしながら、このようなデータがみられる理由として最も妥当なのは放課後保育を利用できない（もしくはしたくない）ために、子どもが保育園に通っていた時に就労していても小学校入学と同時に退出するということだろう。

表2は推定結果をまとめている。全サンプルの結果をみると、列1のベースラインの推定では推定値は-0.036となり、閾値から6カ月の平均値と比較すると、長子の小学校入学と同時に母親の就労率は平均で8.7%低下するという結果がえら

図2 就労への影響



注：曲線は2次多項式による近似線。薄線は95%信頼区間。x軸は長子の月齢だが小学校入学がゼロになるように基準化されている。

れた。なお、この係数値(-0.036)は、「消費生活に関するパネル調査」を用いた別稿の推定で得られたインパクト(-10.9pt)よりも一見すると小さいが、本稿での推定は幼稚園利用者も含めた平均での効果である点に注意する必要がある。5歳時点ではおおむね65%程度の児童が幼稚園へ通っていることを考えると、保育園利用者のサンプルでは-0.036を2倍程度上回る効果が得られていたとみられる。

次に頑健性を検討するために、バンド幅を半分にした結果を列2で報告しているが、係数値に大きな違いは見られなかった。さらに、列3と列4

表2 推定結果：就労の有無

	36カ月 (1)	18カ月 (2)	36カ月 (3)	18カ月 (4)	36カ月 (5)	18カ月 (6)	36カ月 (7)	18カ月 (8)	平均値
全サンプル	-0.036*** (0.010)	-0.047*** (0.014)	-0.055*** (0.014)	-0.065*** (0.020)	-0.035*** (0.010)	-0.045*** (0.014)	-0.053*** (0.014)	-0.062*** (0.020)	0.395
観測値数	80,506	39,962	80,506	39,962	80,394	39,907	80,394	39,907	
一人っ子	-0.034 (0.021)	-0.042 (0.031)	-0.059** (0.029)	-0.086** (0.043)	-0.034 (0.021)	-0.042 (0.031)	-0.056* (0.029)	-0.085** (0.043)	0.402
観測値数	20,809	9,456	20,809	9,456	20,809	9,456	20,809	9,456	
兄弟：姉妹あり	-0.036*** (0.012)	-0.049*** (0.016)	-0.055*** (0.016)	-0.056** (0.023)	-0.036*** (0.012)	-0.047*** (0.016)	-0.053*** (0.015)	-0.055** (0.023)	0.382
観測値数	59,585	30,451	59,585	30,451	59,585	30,451	59,585	30,451	
多項式	Quadratic	Quadratic	Cubic	Cubic	Quadratic	Quadratic	Cubic	Cubic	
年効果、都道府県効果	Yes								
その他の共変量	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	

注：カッコ内は長子の月齢でクラスタされたロバスト標準誤差。*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

では多項式に3次式を用いた結果を報告している。しかしここでも、推定結果は頑健であり、小学校に入学した子供の母親とギリギリで子供が未就学児にとどまった母親では就労率に明確な違いがあった。また列5から列8では、生まれ月の固定効果を含めたすべての共変量をコントロールした結果を報告しているが、やはり結果に大きな変化はない。係数値を確認すると、おおむね-0.04から-0.05程度となっている。よって、子どもの小学校入学に伴う就労率の低下はおおむね10%程度だと考えられた。

なお、推定結果について仔細にみると、バンド幅を短くするほど推定値が大きくなっている。これは、子どもが小学校2~3年生になると、ある程度の母親が労働市場に戻っていくためだろうと推察される。例えば36カ月のバンド幅を取る場合、小学校入学から24カ月から36カ月の児童は小学校3年生になっており、放課後保育の問題はそれほど大きくないかもしれない。反対に、バンド幅が18カ月の場合には、小学校入学前後1年半の期間に着目しており、短期的な就労の低下がより顕著に観察されることになる。しかし、二つのバンド幅で推定値の違いは0.01程度である。これは、小学校2~3年生になると就労率は部分的

に回復するが「小学校1年生の壁」がなかった場合ほどには回復しないことを示唆しているだろう。

また、効果の異質性について考えるために、子どもが一人っ子かどうかでサンプル分割を行った。みると、一人っ子の子どもは相対的に少ないためにサンプルサイズが小さくなるため、一人っ子のサブサンプル解析では頑健な結果が得られなかった。しかし、点推定値はいずれもフルサンプルの結果と変わらないために、一人っ子の家庭で特段効果の違いはないと解釈できる。また、兄弟・姉妹がいる家庭の母親に絞ると、点推定値はフルサンプルの結果と同様であり、統計的にも有意だった。

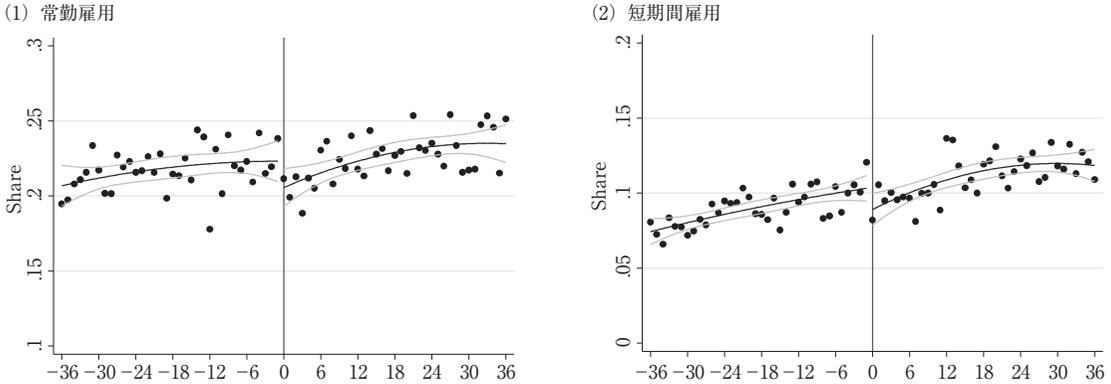
また表3では就業形態別に効果の違いを調べている。結果を確認すると、いわゆる正社員が多いと思われる常勤雇用者についても、子どもの小学校入学を契機とした労働市場からの退出があることが明らかになった。また、同様の効果は短期間雇用者で就労する確率についても確認できた。なお、短期間雇用者の分析では、レファレンス・カテゴリーに「無業者」「自営業」「常勤雇用」が含まれており、短期間雇用者が常勤雇用に移った場合でもこの変数は低下することに注意する必要がある。しかし、常勤雇用を対象とした分析結果で

表3 推定結果：職種別の影響

	36カ月 (1)	18カ月 (2)	36カ月 (3)	18カ月 (4)	36カ月 (5)	18カ月 (6)	36カ月 (7)	18カ月 (8)	平均値
常勤雇用者	-0.018** (0.009)	-0.029** (0.012)	-0.031*** (0.011)	-0.032* (0.017)	-0.017** (0.008)	-0.027** (0.012)	-0.029** (0.011)	-0.028* (0.016)	0.9
観測値数	80,505	39,962	80,505	39,962	80,393	39,907	80,393	39,907	
短期間雇用者	-0.014** (0.006)	-0.018** (0.009)	-0.019** (0.009)	-0.023* (0.012)	-0.013** (0.006)	-0.018* (0.009)	-0.019** (0.009)	-0.022* (0.012)	0.21
観測値数	80,505	39,962	80,505	39,962	80,393	39,907	80,393	39,907	
自営業：その他	-0.004 (0.006)	0.001 (0.009)	-0.004 (0.008)	-0.009 (0.012)	-0.005 (0.006)	0 (0.009)	-0.005 (0.008)	-0.011 (0.012)	0.9
観測値数	80,505	39,962	80,505	39,962	80,393	39,907	80,393	39,907	
多項式	Quadratic	Quadratic	Cubic	Cubic	Quadratic	Quadratic	Cubic	Cubic	
年効果、都道府県効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
その他の共変量	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes	

注：カッコ内は長子の月齢でクラスタされたロバスト標準誤差。*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

図3 雇用形態別の影響



注：曲線は2次多項式による近似線。薄線は95%信頼区間。x軸は長子の月齢だが小学校入学がゼロになるように基準化されている。

は、常勤雇用にとどまることが難しくなっていることが示唆されており、子どもが小学校1年生に上がるタイミングで短期間雇用者が常勤雇用に異動する可能性は低い。よって、短期間雇用から無業へとシフトが起こっていると解釈するのが一般的だろう。なお、自営業者であるかどうかについては、子どもの小学校入学による就労中断はなかった。これは自営業の場合、ある程度労働時間についても柔軟に調整できることによるだろう。

V 結論と議論

本稿では放課後保育が女性の労働供給へ与える影響に関して文献の紹介を行うとともに、『国民生活基礎調査』を用いて推定も行った。推定方法はTakaku (2019) に従っているが、本稿ではTakaku (2019) と異なりすべての子どもを含めた推定を行うことで「小学校一年生の壁」の効果推定としてはより妥当なものを提示している。分析結果としては、長子が小学校一年生に入学することにより母親の就労率はおおむね10%低下した。さらに、短期間雇用及び常勤雇用の就労者の減少が確認された一方で、自営業の労働者について減少効果は観察されなかった。なお、これらの結果は「小学校一年生の壁」が大きく関連しない幼稚園利用者も含めた平均での姿である点に注意する必要がある。仮に、保育園利用者だけのサンプルで同じ分析ができれば⁷⁾、より大きな就労抑制効果が明らかになると考えられる。なお、本稿

の限界として、労働時間の分析が可能でなかった点があげられる。また、『国民生活基礎調査』を用いても世帯所得などの解析は所得票を用いることで可能だっただろう⁸⁾。しかし、Takaku (2017) の結果と総合すると、子どもの小学校入学に伴う労働抑制という現象は、さまざまな統計で一貫して確認できる普遍性の高い社会現象だと考えられた。以上の分析結果を踏まえて、政策インプリケーションについて2点指摘する。まず、どの年齢層の保育を拡大するのが政策的に妥当か判断するために、放課後保育とゼロ歳児保育を費用や目的（母親の就労促進）との整合性の観点から比較してみたい。その後、現在の放課後保育政策が進んでいる方向性について、本稿の分析を踏まえ1点指摘する。

1 ゼロ歳児保育と放課後保育の比較

保育の問題はこれまで未就学児に対する保育の問題として展開されてきた。その筆頭は待機児童問題だろう。厚生労働省によると平成29年9月時点で待機児童の数は2万6081人と推計され、“他の入所可能な保育所があるが第一希望の保育所に入所するために待機している”などの理由で公式な待機児童数の推計には含まれない潜在的な待機児童の数はさらに多いとされている。しかし、意外に意識されていないのは、待機児童の年齢だ。同じ統計によると公式的な待機児童の88%は年齢が0歳から2歳の低年齢児であり、3歳以上の子どもが待機するケースは少ないことが

わかる。このことから、いわゆる“待機児童問題”は主に3歳未満の子どもが保育園に入れるかどうかという問題だと考えられる。こうした年齢ごとの違いについて、例えば、鈴木(2018)は0歳児の保育に関しては費用が高額である点に懸念を表明しており、必ずしも全ての低年齢児に対する保育の拡充についてコンセンサスがあるわけではない。また、現在「待機」している家庭についても、例えば、父親が育児休業を取得できない(しない)ためにやむをえず待機している可能性がある。現行の法制度のもとでも、少なくとも0歳児については、妻が半年、夫が半年の育児休業を取得することで、待機児童問題は発生しなくなる。現在の待機児童問題の一部は、父親の育児休業取得率が低すぎることや非正規社員で育児休業が取得しにくいことの裏返しともいえる。

また、保育政策に関する政府の目的が女性の就業の促進にあったとしても、0歳児など低年齢児への保育所の拡大は費用対効果の良い政策とは言えない。例えば、元から祖父母の協力によって就労していた母親が、祖父母の協力なしで就労することを可能にしている可能性がある。こうした場合には、もともと共働きの家庭における保育者が祖父母から保育園に変わっただけであり、保育拡大による追加的な就労促進効果は限定的になる⁹⁾。また、低年齢児への保育の拡大によって就業が可能になったとしても、有効な就業に繋がっているのかは、さらに詳細なデータで検証されるべきだろう。その点、本稿で観察された子どもの小学校入学時における就労率の低下は、子育てをしながら就労できていた母親が労働市場から退出することでもたらされている。保育園と同等の保育環境を提供すれば就労率も向上する公算が高いだろう。

一方、コストにはゼロ歳児保育と放課後保育では大きな差がある。例えば、正確な数字は公表されていないためあくまで試算に過ぎないが¹⁰⁾、現在ゼロ歳児保育の利用者は12万9000人おり、月額保育コスト(公費)は17万円とされていることから、ゼロ歳児にかかる年間の保育コスト(公費)は概算で2600億円にのぼるとみられる。しかし、放課後児童クラブにはゼロ歳児保育の利

用者の10倍近い123万人が通っている一方で、投入されている公費は2400億円程度と推察される¹¹⁾。つまり、ほぼ同額の公費でゼロ歳児の10倍の児童を抱えるのが放課後児童クラブの現状となっている。どの年齢層の子どもの保育を充実させるかについては各自自治体の裁量によるため必ずしもすべての地域で当てはまるわけではないが、現在の保育政策は子どもの年齢という観点から考えたときに、重点の置き方がいびつになっていることが推察される。もし、わが国の保育政策が母親の就労の拡大を目指すのであれば、視野を就労児まで広げ、資源投入の在り方を再考することが望ましいと考えられる。

2 必要な質の向上

現在政府は、共働きやひとり親家庭の小学生が利用する「放課後児童クラブ」(学童保育)の定員について、平成31～35年度の5年間で30万人分拡大する方針である。一連の研究が示しているところによれば、こうした政策は基本的には母親がキャリアの中断なく就労し続けることをサポートするために必要である。しかし、量的な拡充のみで学童保育の待機者がなくなると考えるのは安易だろう。質が低下した状況では、例えば、親は利用したいが子どもが嫌がるので利用できない、ということも増加する。また、そもそも質の悪い学童保育を子どもには利用させられないと考える家庭も少なくないと推察される。そうした場合には、学童保育を利用することは可能だがあえて自分で放課後保育を提供する母親が増えることになる。現に、学童保育については質の問題が指摘されている。全国学童保育連絡協議会の調査によると、学童保育に通う子どもの35%程度が40人を超えた大教室で過ごしている。政府は現在、量的な拡大が急務とされていることから、学童保育の職員配置基準を緩和することを決めており、「おおむね40人以下を単位に放課後児童支援員2人以上を配置する」とされている省令基準も参考にすべき基準に過ぎなくなる。小学校1～3年生が学童保育で過ごす時間は小学校で過ごす時間と同じ程度であることを考えると、学童には質を担保するためのスキームが著しく欠けている点が、

まず憂慮されなくてはならないだろう。本稿の分析範囲をやや逸脱するが、政府が母親の就業の拡大を目指すのであれば、学童保育の量だけでなく質の向上が欠かせないことを記して結語としたい。

* 本稿の作成にあたり、酒井正氏から大変有益な助言を受けた。ここに記して謝意を表したい。なお、本研究は文部科学研究費（課題番号 18K12809）からの支援を受けている。ただし、本稿の誤りはすべて筆者に帰する。

- 1) 児童福祉白書で最初に「カギっ子」の問題が取り上げられたのは 1962 年である。
- 2) その点、公的に「放課後保育」という呼称が使われているのは誤解を招く表現だろう。これは欧米で広く使われている after-school care という言葉の直訳として考えることもできるが、そうした言葉以上に利用されているのがわが国の「放課後保育」である。
- 3) 子どもが年間 1200 時間過ごす場所を評価するための第一義的な基準は、「母親の就労」ではなく、そこに通う子ども自身の成長・発達や幸福だろう。「母親の就労」は、あくまで副次的なものに過ぎない。「子どもも学童保育に楽しそうに通っているから、私もその時間は働こう」と多くの利用者が思えるようになるのが、子どもの年齢を問わず望ましい保育政策の姿だと考えられる。その点に注意しながら、政策上注目されている論文（母親の就労）についてまとまった記述を行うのが本稿の目的である。
- 4) スイスでは家庭に対する考え方が比較的保守的であり、夫婦ともにフルタイムでの共働きで就業する家庭は 10% 程度であり、父親がフルタイム、母親がパートタイムで就労する家庭が 50% を占めるとされる（Felfe, Lechner and Thiemann 2016）。
- 5) Morrill (2011) は末子の小学校入学のタイミングに着目して、母親の就労率の上昇があったと報告している。
- 6) なお、密度テストは running variable が連続変数でないために、パラメトリックなもので行った。具体的には各ビンごとに観測値をカウントし、対数変換した観測値を被説明変数として式①を推定した。
- 7) 『国民生活基礎調査』はクロスセクションであり、小学生の児童が過去に保育園を利用していたかどうかわからない。
- 8) 所得票は約 10% の世帯にしか調査されない。
- 9) 例えば、Asai, Kambayashi, Yamaguchi (2015), Havnes and Mogstad (2011)。
- 10) 自治体の負担と国の負担があるため、公費の合計は算出が難しい。
- 11) 放課後児童クラブの公費負担は国、都道府県、市町村で 3 分の 1 ずつ負担される。国の放課後児童クラブに関する 2018 年度予算は約 800 億円だったことから、自治体の負担と合計すれば 2400 億円程度が公費負担となる。ただし個々の自治体は上乗せもできるために、実際にはそれ以上の額が投入されていると推察される。

参考文献

厚生労働省 (2017) 「平成 29 年 10 月時点の保育園等の待機児童数の状況について」 URL : <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000202678.html>

財政制度等審議会 (2017) 「『経済・財政再生計画』の着実な実施に向けた建議」 URL : https://www.mof.go.jp/about_mof/councils/fiscal_system_council/sub-of_fiscal_system/

report/zaiseia290525/04.pdf

鈴木亘 (2018) 「経済学者 待機児童ゼロに挑む」新潮社。

全国学童保育連絡協議会 (2018) 「2018 年 5 月 1 日現在の学童保育実施状況調査」 URL : <http://www.2s.biglobe.ne.jp/Gakudou/pressrelease20181003.pdf>

三根佳祐 (2011) 「わが国における放課後児童対策の展開」『大阪経大論集』 62 (2), 151-168.

Aizer, Anna (2004) "Home Alone: Supervision After School and Child Behavior." *Journal of Public Economics*, 88(9-10), 1835-1848.

Asai, Yukiko, Kambayashi, Ryo and Yamaguchi, Shintaro (2015) "Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment," *Journal of the Japanese and International Economics*, 38 (C) : 172-192.

Blau, David and Currie, Janet (2006) "Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who's Minding the Kids?" *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier.

Felfe, Christina, Michael Lechner and Petra Thiemann (2016) "After-school Care and Parents' Labor Supply." *Labour Economics*, 42.10.1016/j.labeco.2016.06.009.

Graves, Jennifer (2013) "School Calendars, Child Care Availability and Maternal Employment." *Journal of Urban Economics*, 78, 57-70.

Hank, Karsten and Michaela Kreyenfeld (2003) "A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany." *Journal of Marriage and Family*, 65 : 584-596.

Havnes, Tarjei and Mogstad, Magne (2011) "Money for Nothing? Universal Child Care and Maternal Employment," *Journal of Public Economics*, 95 (11) : 1455-1465.

Kawaguchi, Daiji (2011) "Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings." *Journal of the Japanese and International Economics*, 25 (2) : 64-80.

Martinez A., Claudia and Marcela Peticara (2017) "Childcare Effects on Maternal Employment: Evidence from Chile." *Journal of Development Economics*, 126, issue C, 127-137.

McCrary, Justin (2008) "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test." *Journal of Econometrics*, 142 (2) : 698-714.

Morrill, M. S. (2011) "The Effects of Maternal Employment on the Health of School-age Children." *Journal of Health Economics* 30 (2) : 240-257.

OECD (2011) OECD Family Database. URL : <http://www.oecd.org/social/family/database.htm> (Accessed on February 20, 2019.)

Plantenga, Janneke, Chantal Remery (2013) "Childcare Services for School Age Children: A Comparative Review of 33 Countries." *European Commission*.

Takaku, R. (2017) "The Wall for Mothers with First Graders: Availability of Afterschool Childcare and Continuity of Maternal Labor Supply in Japan." *Review of Economics of the Household*. <https://doi.org/10.1007/s11150-017-9394-9>

Takaku, R. (2019) "Maternal Labor Supply, Childcare, and the Health of Preschool Children in Japan" *mimeo*.

たかく・れお 一橋大学経済学研究科准教授。最近の主な論文に Takaku, R. (2018) "First Daughter Effects in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics* 50 pp. 48-59 がある。応用ミクロ計量経済学専攻。