

保育所がもたらす母親の就業促進効果 ——認可保育所が提供するサービスに注目して

中山 真緒

（慶應義塾大学経済学部研究員）

これまであたかも認可保育所は同じ規定のもとで一定の保育サービスを提供しているかのように考えられてきたが、実は日本において認可保育所が提供するサービスは一様ではなく、保育所ごとに異なるサービスを提供している。本稿では、従来の保育所定員率を用いた推定によって保育所容量がもたらす就業促進効果を再確認するとともに、保育所が提供するサービスに注目し、保育サービスが母親の就業に与える影響を明らかにする。具体的には、認可保育所が提供する土曜保育、休日保育、病後保育に注目し、母親は提供されるサービスの内容に反応しているのか、反応している場合にはどのような保育サービスが母親の就業に影響を与えるのかを明らかにする。分析では独自に設計した大阪府の個票データを用いて、母親が直面する状況の詳細を捉えるとともに、マイクロデータではありながらも、アンケート調査によって居住地域の変遷を尋ねることで、実際の保育施設の利用ではなく、子供の年齢に応じてどんな保育施設をどの程度利用できたのかを捉えた分析を可能にしている。推定の結果、保育所定員率と同様に、特定のサービスを提供する保育所の存在は母親の就業確率を有意に高めることが明らかとなる。特に土曜保育といった時間に関する保育サービスを提供する認可保育所の存在が、そうでない保育所に比べ就業促進効果を持つことが確認され、時間に柔軟な保育施設を利用できるようになることで、母親がより働きやすくなる可能性が示唆される。

【キーワード】 女性労働政策、女性労働問題

目次

- I はじめに
- II 親の就業と保育に関する先行研究
- III 推定モデル
- IV データの概要
- V 推定結果
- VI おわりに
- 補節 「社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査」

I はじめに

母親は働くためにどのような保育サービスを必

要としているのだろうか。都市部では保育園激戦区と呼ばれるような、待機児童率が非常に高く希望しても保育所を利用することができない地域に住む母親が多く存在し、保育所整備が叫ばれる一方で、地方では定員割れで廃園の危機にある保育所が増加している。保育所の存在が母親の就業を促すかについては、すでに多くの研究が蓄積されており、日本においても保育所の利用可能性が高まることで母親の就業確率が高くなることが確認されている（Lee and Lee 2014；Abe 2013 など）。しかしながら、保育所の就業促進効果は極めて小さい場合や、一部の属性の母親に対してのみ有意に観察されるといった研究も存在する（Asai、

Kambayashi and Yamaguchi 2015 ; Nishitateno and Shikata 2017)。女性就業率の増加に伴い、ますます保育所の需要が増す地域が存在する一方で、保育所を利用できても働くという選択をしない母親は多く存在する。保育所の就業促進効果を分析したこれまでの多くの先行研究では、保育施設を利用できないという消極的な理由から就業を諦めてしまう母親が、保育所の利用可能性が高まることで働くようになるのかという観点から分析が行われてきた。ここでの主眼は保育所の利用可能性であり、日本においては主に認可保育所の定員率を用いて利用可能性が捉えられてきた（滋野・大日 1999 ; 宇南山 2011)。しかしながら、定員率は保育所に入所できるかを捉えているものの、保育所をどのくらい、どんな風に利用できるのかについては捉えることができないため、保育所の利用可能性を完全に測れているとは言い難い。例えば休日出勤のある仕事についていた母親は、保育所に入所可能だとしても休日に子どもの預かり手がいなければ働くことはできないため、出産後は非就業を選択するかもしれない。よって、保育所の就業促進効果を分析する際には、単に保育所に入れるかといった量の議論だけではなく、どのような保育サービスを受けることができるのかを踏まえた質的分析を行う必要がある。

本稿では、従来の保育所定員率を用いた推定によって保育所容量がもたらす就業促進効果を再確認するとともに、保育所が提供するサービスに注目し、保育サービスが母親の就業に与える影響を明らかにする。保育所が提供するサービスは多岐にわたるが、本稿では具体的には、土曜保育、休日出勤、病後保育を行っている認可保育所の存在が母親の就業に与える影響を個人レベルのミクロデータを用いて分析する。

本稿の特徴は以下の二点にまとめられる。一点目は、保育所定員率に加えて、認可保育所が提供する保育サービスに注目した分析を行う点である。これまであたかも認可保育所は同じ規定のもとで一定の保育サービスを提供しているかのよう考えられてきたが、実は日本において認可保育所が提供するサービスは一様ではなく、保育所ごとに異なるサービスを提供しているといえる。既

に述べた通り、従来の認可保育所がもたらす就業促進効果の分析では、保育所の有無が問題であり、その保育所でどのようなサービスを利用できるのかについては議論されていない。しかし、認可保育所の標準的な保育時間外に勤務する必要のある場合や子どもに特別なケアを求める場合などには、母親は単に保育所に空きがあるかだけでなく、ニーズに合った保育所を利用できるかという点を考慮して就業決定を行うはずである。よって、保育サービスの効果を検証することで、母親は提供されるサービスの内容に反応しているのか、反応している場合にはどのような保育サービスが母親の就業に影響を与えるのかを明らかにすることができる。また、保育サービスの分析を行うことで、しばしば注目される待機児童率の高い都市部の保育施設の在り方だけでなく、すでに定員割れし、一見需要がないように思われる地方の保育施設がより効果的に母親の就業を支えるために必要な施策を考えるための基礎材料を提供できる。

二点目は、個人レベルのミクロデータを用いながらも、実際の保育施設の利用ではなく、保育の利用可能性に注目した分析を行う点である。従来のマクロレベルの研究では、ある都道府県、またはある市町村における平均値を用いた分析が行われてきた（宇南山 2011 ; 永瀬 2003) が、ミクロデータを用いることで個々を取り巻く環境を詳細に捉え、多様性を考慮した分析が可能となる。独自に設計した個人に対するアンケート調査では、過去の労働状態や、職場での育児休業の取りやすさなども尋ねている。本研究では、こうした母親の再就職の決定要因をできるかぎり共変量に取り入れた上で、保育の利用可能性が与える効果を正確に取り出すことを試みている。また、ミクロデータを用いた過去の先行研究では、保育施設の利用の有無に注目した研究がなされてきた（今田・池田 2006) が、保育施設を利用するか否かは選択変数であり、保育施設を利用して働くという決定をした母親だけが保育施設が利用可能であるとみなされてしまう。このとき、実際には利用できる状態にあっても利用する意思のない母親は利用可能性がないとみなされることとなり、保育施設を利

用できる環境になったときに母親の就業がどう変化するのかに答えることはできない。また、例えば就業を希望している母親ほど、保育施設の情報を熱心に集めることで利用可能性が高いと回答しやすくなるため、利用の有無ではなく利用のしやすさを母親に直接尋ねる場合にも同様の問題が生じる。内生性の問題に対処するためには、自治体ごとの保育所定員率などを用いて利用可能性を捉えることが望ましいが、データの制約からミクロデータを用いて利用可能性に着目した分析は少ない。本稿ではアンケート調査によって居住地域の変遷を尋ねることで、ミクロデータでありながらも、実際の保育施設の利用ではなく、子どもの年齢に応じてどれくらいの保育施設を利用可能であったかを捉えた分析を可能にしている。

分析の結果、第一に、観察できない個人の異質性の問題に対処した上でも、保育所定員率は先行研究 (Lee and Lee 2014; Abe 2013 など) と同様に母親の就業を促進させる効果があることがわかった。第二に、保育施設で提供されるサービスに注目した場合にも、特定の保育サービスを提供する保育施設の増加が母親の就業確率を高めていることが確認された。日本における保育サービスの影響を明らかにした点は先行研究にない貢献であり、ここから母親の就業をより効果的に支援するためには単に保育所を増やすだけではなく、保育サービスの内容についても考える必要があることが示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。まず続くⅡでは、保育と母親の就業にかかわる先行研究を紹介し、保育の利用可能性がどのように捉えられてきたのかをまとめる。Ⅲでは推定モデルを提示し、Ⅳでは分析に使用するデータを説明する。Ⅴでは推定結果を報告し、Ⅵで本稿における研究結果とその解釈をまとめる。

Ⅱ 母親の就業と保育に関する先行研究

女性の社会進出とその支援が求められる状況は程度の差はあれ先進国で共通しており、社会的な要請を受けて、これまで保育と母親の就業の関係について多くの研究が蓄積されてきた。と

りわけ欧米では保育費の影響を分析したものが豊富である (Bettendorf, Jongen and Muller 2015; Fitzpatrick 2010 など)。一方、保育費ではなく保育施設の存在そのものが母親の就業に与える影響についての関心も高く、特に待機児童率の高さが問題となる日本においては、保育施設を利用できる可能性が高くなることが母親の就業を促すのかに注目した研究がなされてきた。多くの研究では、都道府県別のマクロデータを用いて保育所定員率が母親の就業率に与える影響を分析している。例えば Lee and Lee (2014) は都道府県内の子どもの数に占める保育施設の容量を保育所定員率として分析を行っている。また、宇南山 (2011) や Abe (2013) は都道府県内の出産適齢期の女性の数に対する認可保育所の定員数を潜在的定員率として、未婚者を含めた潜在的な保育需要をとらえている。分析の結果、Lee and Lee (2014) や Abe (2013) は保育の利用可能性が高まると母親の就業確率が高くなること、宇南山 (2011) は母親の離職率が下がることを明らかにしている。

また、保育所定員率だけでなく、都道府県間の地域差を考慮した分析も行われてきた。例えば Asai, Kambayashi and Yamaguchi (2015) は、都道府県の固定効果を取り除いた上で、都道府県内の定員率の変化が母親の就業に与える影響をみた。また、市町村のパネルデータを用いた Nishitateno and Shikata (2017) は、母親の就業率の上昇に保育所定員率が寄与する程度は小さいことを指摘し、その理由として幼稚園定員率の低下を挙げている。つまり、これまで幼稚園を利用して働いていた母親が、認可保育所を利用して働くようになったにすぎず、新たに働き始めるという効果は小さかったのではないかと述べている。

保育所で提供される保育サービスの質についての研究も限定的ではあるがいくつか存在する。例えば、Schober and Spiess (2015) は東西ドイツで保育所の環境が異なることに注目し、クラス規模などいくつかの質の指標が母親の就業確率に有意な影響を与えていることを明らかにした。また、Hotz and Xiao (2011) は保育サービスの質に関する規制が保育所の供給に与える影響を分析しており、規制によって高所得地域では保育所の

質が向上する一方で、低所得地域では保育施設が減少してしまうことを明らかにした。このように保育所が提供するサービスは母親の就業に影響を与えると考えられるが、日本のみならず、欧米の先行研究もその多くが一様保育の提供を分析対象としているため、保育サービスと母親の就業の関係に注目した分析は乏しい。本稿では、データの制約などから研究の蓄積が少ない保育サービスの就業促進効果に注目することで、これまで分析の主眼であった保育所の容量以外が持つ保育所の役割やニーズについて議論することを可能にし、これからの保育所整備の基礎材料を提供する。

III 推定モデル

本稿では、保育施設が存在と保育施設が提供する保育サービスが母親の就業決定に与える影響を分析する。注目するのは第一子が1歳半の時点での母親の就業確率であり、認可保育所定員率と特定のサービスを提供する認可保育所の数のそれぞれが就業促進効果を持つかを検証する。具体的には、母親の就業確率が、認可保育所、母親の過去の就業状態、家族・個人属性、マクロ経済変数によって説明される線形モデルを考える。

母親の働く確率を母親が働いていれば1をとるダミー変数 (y) とし、市町村別の認可保育所の利用可能性 (Capacity) または保育サービスの利用可能性 (Service)、及びその他の説明変数 (X) に回帰する。すなわち、推定モデルは、母親 i ($1, \dots, n$) について、以下のように書ける。

$$y_i = \alpha_1 + \beta_1 \text{Capacity}_i + X_i' \gamma_1 + u_i$$

$$y_i = \alpha_2 + \beta_2 \text{Service}_i + X_i' \gamma_2 + u_i'$$

ここで、 X_i はその他の説明変数を表し、母親の就業の決定要因となる、育児休業制度、過去の就業状況、個人・家族属性、マクロ経済状況にかかわる変数で捉える。 u_i は誤差項である。

本稿では、IVで詳しく説明するように、認可保育所の利用可能性として、第一に市町村別の6歳未満人口に対する認可保育所の定員数の割合を用いる。しかし、保育所の利用可能性は内生変数と

なり得るため、そのまま推定に用いると推定バイアスが生じる危険がある。第一に考えられるのは、就業意欲の高い母親が、子どもの数に比して保育所定員数が多い地域を選んで居住する場合である。この時、観察されない就業意欲は説明変数では捉えられず誤差項に落ちてしまい、単に働く意欲のある母親が保育環境の良い地域に多いだけでもかかわらず、保育の利用可能性が高くなると就業率が高まるといったみせかけの相関が推定され、OLSによる推定は過大バイアスをもつ。第二に考えられるのは、母親の就業確率の高い地域では、保育所定員数に比して子どもの数が多い場合である。これについては、単に子どもの数が多いかどうかといった観察される地域の特徴をコントロールするだけでは十分に対処できない可能性がある¹⁾。この時、実際には子ども当たりの保育所定員数が減ることで母親の就業率が高まるわけではないにもかかわらず、就業率と保育所定員率の間には見せかけの負の関係が存在し、OLSによる推定は過小バイアスを持つ。このように、推定バイアスの方向は、過大にも過小にも想定される。次節で説明するように、現実的には移住は容易ではなく、保育環境を理由とした移動は非常に少ないが、いずれにせよ上述の推定式からは保育所の増加が母親の就業に与える因果効果を正しく捉えられない。そこで、本稿では先行研究に倣い、内生性の問題に対処するために操作変数法による推定を行う。

ここでは、保育所の利用可能性を説明する操作変数として、市町村別の市議会議員に占める女性議員の割合および女性議員の数を用いる。一般に男性議員に比べ女性議員は福祉サービスの充実を訴える傾向が強く、女性議員の多い市町村では保育施設が充実すると期待される。例えば、Svaleryd (2009) は地方議会において女性議員が増加すると高齢者ケアに比べて育児・教育にかかる支出が増加することを示している。一方で、自治体の女性議員の多さが直接母親の就業率に影響しているとは考えにくいいため、操作変数として妥当であると思われる。実際に、『国勢調査』から計算した都道府県別の女性労働参加率と都道府県議会の女性議員割合をみても、相関係数は-0.26

と小さい。また、本データでの女性議員の割合や女性議員数と子どもが1歳半時点での母親の就業率の関係をもみても、相関係数は非常に小さく、両者はほぼ無関係であることが確認できる。

なお、本研究はこれらの操作変数が完全であることを主張するわけではない。しかしながら完璧な操作変数を見つけることは極めて難しい。本稿では、各家庭の実際の保育所利用の有無ではなく、保育所をどれだけ利用できるかに注目したり、転居が少ないサンプルで分析するなど、できるかぎり保育の内生性の問題を回避しながら、操作変数法による分析結果に注目したい。政治的情勢や議会議員数を操作変数として用いた研究は豊富に存在し (Lassen 2005; Horiuchi and Saito 2003)、公共投資の配分が影響すると考えられる保育施設の利用可能性に対して女性議員数を用いる本研究も、こうした先行研究に倣ったものである。

就業か非就業の2値変数である被説明変数に対して、Linear Probability Model (LPM) を当てはめるのは、最尤法を用いた ivprobit とは異なり、LPM では bivariate normal の関数形を利用した識別は行わず、操作変数法により明示的に内生変数に対する操作変数の影響を捉えた1段階目の推定を行うことができるからである。ただし、2値変数を被説明変数として LPM を使った推定を行えば、必ず不均一分散が生じる。そこで、検定のための標準誤差の推定には、White (1980) による不均一分散が存在する時にも頑健な標準誤差を使用する。また、補表において ivprobit での推定を合わせて行い、主要な結果が変わらないことを確認している。

IV データの概要

分析には「社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査」を用いる。この調査は2016年にインターネット調査会社を通して行われたモニター調査である。対象は大阪府在住で、3歳以上11歳未満の第一子を持つ母親であり、現在と過去の両方について、子どもの保育環境や母親の就業状態、地理情報などを

詳細に尋ねたものである。有効回答数は1256で、うち9割が既婚、6割以上が30代のサンプルである。回答者の居住市町村については事前に制限をかけてはいないが、調査時点および第一子が1歳半時点での居住地の分布は実際の大阪府内の市町村人口の割合と整合的であり、各学年の子どもがほぼ均等に含まれるデータとなっている。大規模調査との比較から、本稿で用いるデータは他の大規模調査における大阪府のデータと類似した特徴を持つことが確認できる。ただし、大阪府は就業率や世帯構成などにおいて全国平均と異なる特徴を持っており、使用するデータも全国平均とは傾向が異なる。分析で用いるデータの詳しい特徴は補節を参照されたい。

本稿で注目する大阪府の市町村ごとの認可保育所についての情報は、大阪府より提供された認可保育所に関する業務情報を用いる。保育施設の利用可能性を測る指標として、本稿では保育施設の容量だけでなく保育施設が提供する保育サービスに注目した分析を行う。ここでいう保育サービスとは具体的には土曜保育、休日保育、病後保育を指す。

次に分析で使用する変数について説明する。第一子が1歳半時点の母親の就業決定に注目した分析では、被説明変数として、第一子が1歳半時点において、母親が働いていれば1となるダミー変数を用いる。具体的には、正社員・嘱託社員・契約社員・パート・派遣・自営業・その他収入を伴う仕事についているか育児休業を含め休職中ならば1とし、専業主婦・無職・求職中・学生ならば0とする。また、期間分析における被説明変数は、第一子の出産時点を起点とし、非就業状態から退出したかどうかを表す退出確率である。ここでの分析では、出産後48カ月、すなわち第一子が生まれてから4歳になるまでの期間における退出確率に注目したい。なぜなら、分析の注目は保育施設の中でも特に認可保育所についてであり、幼稚園などの他の保育施設が利用可能となる前段階までの期間において、母親の就業に与える影響をみたいからである。そこで、分析では、第一子が4歳を超えている回答者のうち4歳時点でまだ働いていない者については、非就業であるが打ち切ら

れたサンプルとする。

注目する説明変数は、認可保育所の利用可能性であり、本分析では先行研究でしばしば用いられてきた潜在的な認可保育所定員率、すなわち子どもの人口当たりの認可保育所の定員数に加え、認可保育所が提供するサービスを捉えた変数を用いる。具体的には、子ども1万人当たりの土曜保育、休日保育、病後保育を提供する認可保育所の数を用いる。第一子が1歳半時点で居住していた市町村における、認可保育所の定員数と特定の保育サービスを提供する認可保育所の数を用いて変数を作成している。ただし、保育サービスに関しては2013年度以外の情報が得られないため、保育サービスの提供は変わらないという仮定のもと、第一子の年齢によらず2013年度の保育サービスの提供状態を用いている。保育所整備に伴い、近年ほど特定の保育サービスを提供する認可保育所の割合が増加している可能性は否定できないが、「社会福祉施設等調査」によれば中核市以上のうち、12時間以上の長時間保育を提供する認可保育所の割合は本分析の対象期間中には大きく変化していない。よって、保育所数そのものは増加傾向にあるものの、保育サービスの提供状態については年によって変わらないとする仮定は許されるものであると考えられる。

市町村別の待機児童数や認可保育所の在所児童数ではなく、子どもの数当たりの認可保育所の定員数または施設数を保育の利用可能性として用いる理由は大きく二点ある。一点目は、例えば待機児童率が高いことは、待機児童率が高いために子どもを保育施設に預けられず母親が働けないという意味と、すでに多くの母親が子どもを預けて働いているからこそ待機児童率が高くなるという二つの意味を持つ。母親の就業率に対して正の効果も負の効果も持ち合わせているため、母親の就業の分析には適していない。二点目は、「隠れ待機児童」と呼ばれる、希望した認可保育所などに入らず、待機児童にも数えられていない潜在的な待機児童の存在である。厚生労働省の調査によれば2016年の隠れ待機児童数は待機児童数の3倍近くに上るとされている。待機児童数や在所児童数を利用することは、本当は認可保育所への入所を

希望しているにもかかわらず、待機児童率が高いために認可保育所の利用をあきらめている多数の人々を無視してしまうことになるため、保育の利用可能性として適切ではない。

その他の説明変数については、出産前の勤務先での雇用形態、育児休業の利用可能性、母親もしくは配偶者の両親との距離の近さ、配偶者の雇用形態、家計の豊かさ、世帯年収、母親の年齢、結婚と学歴に加え、マクロ経済状況をコントロールするために、女性失業率、大都市ダミー、第一子の生まれ年ダミーを加える。なお、両親との距離の近さ、世帯年収、婚姻については調査時点の情報しか得られなかったため、1歳半時点の状態と調査時点の状態が同じであるという仮定が必要となる。分析で用いる変数の詳細は表1に示す。

操作変数法を用いた推定には、保育の利用可能性の内生性を取り除くための操作変数が必要となる。そこで、保育所定員率と保育サービスの提供を説明する操作変数として、市町村別の女性議員割合および女性議員数を用いる。男性議員に比べ女性議員は福祉政策、とりわけ子どもに関する政策に対して積極的であることが多く、女性議員の多い市町村では福祉の一環として保育環境の整備が進み、保育所定員率や保育サービスの提供が高まることが期待される。一方で、女性議員の多さが母親の就業確率に直接影響するとは考えにくい。また、女性議員の数はラグを伴って保育所の状態に影響を与えられられるため、分析では、第一子の生後半年時点の情報を用いる。実際のデータをみても、女性議員と母親の就業の間には正の相関は確認できず、単回帰の結果も有意ではないため、働く意欲の高い母親が充実した保育サービスを求めて女性議員の多い市町村を選択しているとは考えにくい。ただし、女性議員数は総議員数が多い自治体で多くなる。また逆に女性議員割合と総議員数の間には負の相関があり、規模の小さい自治体ほど女性議員割合が高い傾向にある。そこで議会の規模をコントロールするために市議会の総議員数をコントロールする。

また、大阪府のみを対象とする本研究では、市町村間の移動の問題も懸念される。本サンプルが、出産前から1歳半までの間にどの程度移動し

表1 変数の説明

変数名	定義	出典
母親の就業	母親が働いていれば1となるダミー変数 1) 正社員・嘱託社員・契約社員・パート・派遣・自営業・その他収入を伴う仕事・休職中, 0) 専業主婦・無職・求職中・学生	
出産後の非就業期間	第一子の出産から初めて仕事に復帰するまでの期間(月), 48カ月で打ち切り	
保育所定員率	市町村別の6歳未満人口に対する認可保育所の定員数の割合	社会福祉施設等調査
土曜保育割合	市町村別の6歳未満人口1万人当たりの土曜保育を提供する認可保育所の数	大阪府提供
休日保育割合	市町村別の6歳未満人口1万人当たりの休日保育を提供する認可保育所の数	大阪府提供
病後保育割合	市町村別の6歳未満人口1万人当たりの病後保育を提供する認可保育所の数	大阪府提供
正規社員・正規職員	第一子出産前に最も長く勤めていた勤務先での雇用形態 1) 正規社員または正規職員, 0) その他	
育児休業の利用可能性	第一子出産前に最も長く勤めていた勤務先で育児休業を取得する人がどれくらいいたか 1) ほとんどいなかった, 2) 少なかった, 3) いた, 4) 多かった, 5) ほとんどであった	
両親との距離の近さ	母親の両親と配偶者の両親のうち最も近くに住む人との距離 1) 車で3時間以上, 2) 車で1時間から3時間未満, 3) 車で10分から1時間未満, 4) 同居または車で10分未満	
配偶者が正規社員・正規職員	配偶者の雇用形態 1) 正規社員または正規職員, 0) その他	
家計の豊かさ	他の家庭と比べた主観的な経済状況 1) 裕福・やや裕福・普通, 0) やや貧しい・貧しい	
年齢	母親の年齢	
結婚	1) 結婚している, 0) 結婚していない	
学歴	1) 短大卒・専門学校卒・大卒以上, 0) 中卒・高卒	
女性失業率	大阪府女性の完全失業率	大阪府労働力調査地方集計
大都市	1) 人口30万人以上の市町村, 0) 人口30万人未満の市町村	大阪府 HP
世帯年収	1) 100万円未満, 2) 100万円以上200万円未満, 3) 200万円以上300万円未満, 4) 300万円以上400万円未満, 5) 400万円以上500万円未満, 6) 500万円以上600万円未満, 7) 600万円以上700万円未満, 8) 700万円以上800万円未満, 9) 800万円以上900万円未満, 10) 900万円以上1000万円未満, 11) 1000万円以上1500万円未満, 12) 1500万円以上2000万円未満, 13) 2000万円以上	
女性議員数	市町村別の市議会議員のうち女性議員の数	各市町村 HP
女性議員割合	市町村別の市議会議員に占める女性議員の割合	各市町村 HP

注：出典が空欄のものは、「社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査」から作成

ていたかを直接みることはできないが、1歳半から4歳までの間に市をまたいだ移動をしている割合は16%である。第7回大阪市人口移動要因調査(H25)によると、市をまたいだ転出・転入の最大の理由は仕事都合であり、保育サービスが整っているという理由での移動は全体の1%にも満たない。これは現実的には保育を目的とした移動は困難であることを示唆しており、仮に出産前から1歳半にかけても同じ割合(16%)が市町村を

またいだ移動を行っていたとしても、そのうち保育サービスを目的として移動しているサンプルは非常に少なくなるため、推定結果に大きな影響は与えないと考えられる。

分析結果を示す前に、本稿が注目する大阪府における「認可保育所の提供サービス」について統計をまとめておきたい。なお、大阪府には33市、9町、1村の自治体が存在するが、分析に足るサンプル数を確保できなかった人口の少ない町村は

図1 大阪府の市ごとの保育所定員率と提供される保育サービスの関係

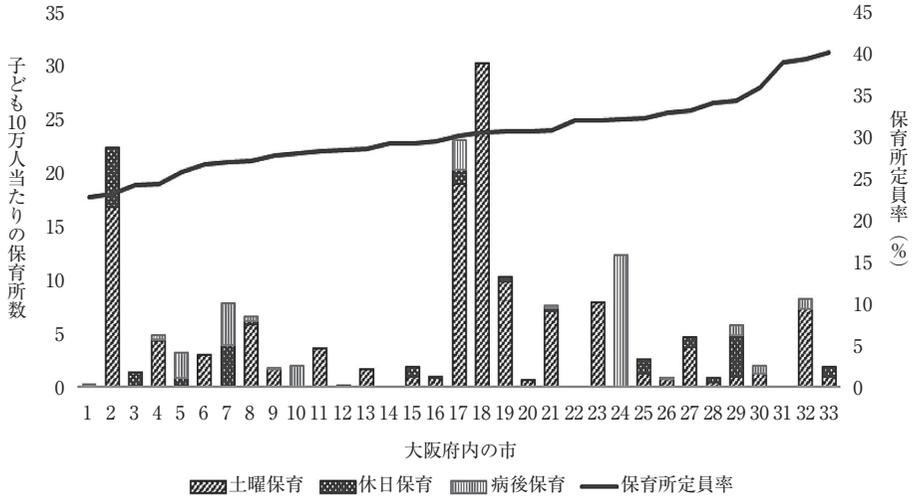


表2 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
母親の就業 (1 歳半時点)	0.380	0.486	0	1
出産後の非就業期間 (月)	36.177	16.191	0	48
保育所定員率 (1 歳半時点)	0.299	0.041	0.206	0.467
土曜保育割合 (1 歳半時点)	16.596	12.183	0	34.613
休日保育割合 (1 歳半時点)	1.114	0.871	0	7.706
病後保育割合 (1 歳半時点)	1.069	1.216	0	11.561
出産前正規社員	0.578	0.494	0	1
育児休業の利用可能性				
やや低い	0.128	0.335	0	1
どちらともいえない	0.141	0.348	0	1
やや高い	0.057	0.233	0	1
高い	0.060	0.237	0	1
両親との距離の近さ (調査時点)				
車で1時間から3時間未満	0.241	0.428	0	1
車で10分から1時間未満	0.265	0.441	0	1
同居または車で10分未満	0.435	0.496	0	1
配偶者が正規社員 (1 歳半時点)	0.710	0.454	0	1
世帯の豊かさ (1 歳半時点)	0.746	0.435	0	1
年齢 (1 歳半時点)	31.694	4.839	19	46
結婚 (調査時点)	0.910	0.287	0	1
学歴	0.725	0.447	0	1
女性失業率 (生後半年時点)	4.987	0.860	3.9	6.5
大都市在住 (1 歳半時点)	0.692	0.462	0	1
世帯年収 (調査時点)	5.520	2.264	1	13
女性議員数 (生後半年時点)	8.798	3.707	1	13
女性議員割合 (生後半年時点)	0.188	0.063	0.056	0.412

分析から落とし、33の市を用いて以下の議論をすすめていく。また、本研究では回答者の居住地情報は市単位までしか得ることができなかったため、区を識別した分析は行わない。

分析に用いる3つの保育サービスのうち、認可保育所で最もよく提供されているのが土曜保育(56.6%)である。一方で休日保育と病後保育を行っている認可保育所はかなり少ない(4.1%, 3.7%)。これは子ども1万人当たりで計算すると、土曜保育、休日保育、病後保育を提供する認可保育所がそれぞれ16.1施設、1.2施設、1.0施設存在することを意味する。

次に、自治体ごとに提供される保育サービスの中身を確認する。図1は33市を保育所定員率が低い順に並べたものであり、右にいくほど容量でみたときに認可保育所が充実していることを示す。また、棒グラフは市ごとの子ども10万人当たりの土曜保育、休日保育、病後保育を提供する保育施設の数足し合わせたものである。図1から、保育所定員率と子ども当たりの特定の保育サービスを提供する認可保育所の数には相関は見られず、保育所定員率が高いことが必ずしも保育サービスの充実につながっているわけではないことが分かる。また、全体としては土曜保育を提供している保育所が多いが、提供される保育サービスは市によってバリエーションがあることが確認できる。これらの結果は、保育サービスに注目した分析を行うことの重要性を示唆しているといえる。なぜなら、従来の保育所定員率のみを用いた分析では、容量でみた場合に認可保育所がどの程度利用できるかという点から保育所の効果が測られてきたが、保育所の数そのものと特定の保育サービスを提供する保育所の数は相関しておらず、母親が保育サービスを考慮して就業決定を行っているとすれば保育所定員率による分析だけでは保育所が持つ就業促進効果を正しく測れているとはいえないからである。

V 推定結果

1 主要な推定結果

はじめに、保育所定員率が第一子が1歳半時点の母親の就業確率に与える影響を、操作変数法を用いて推定する。推定結果は表3であり、(3)(4)は女性議員割合を、(5)(6)は女性議員数を操作変数とした推定結果を示す。なお、比較のために(1)(2)にはOLSによる推定結果を示す。

(3)の1段階目の推定から女性議員割合は保育所定員率を高めることが1%の有意水準で確認でき、1段階目のF値も26.75であることから、弱操作変数の問題は小さく操作変数として妥当であると考えられる。(4)の2段階目の推定の結果、保育所定員率の係数は正であり、10%の有意水準で有意ではないものの定員率が高まると母親の就業確率が高くなる傾向がみられる。また、操作変数を女性議員数に代えた推定でも女性議員数が増えると保育所定員率が高まるということが1%の有意水準で確認される。(6)の2段階目の推定の結果、保育所定員率の増加が母親の就業確率を高めることが10%の有意水準で確認できる。

その他の変数を見ると、出産前の雇用形態が正規社員であること、育児休業の利用可能性が高かったことは、第一子が1歳半の時点で母親が働く確率に正の影響を与えており、出産前の就業状態は母親の就業決定に影響していることがわかる。また、個人属性に注目すると母親が未婚であることは就業確率を高めるが、学歴や年齢などのその他の属性は就業確率に影響を与えていないといえない。

次に、特定の保育サービスを提供する保育施設の数母親の就業確率に与える影響を、操作変数法を用いて推定する。表4は市ごとの子ども1万人当たりの土曜保育、休日保育、病後保育を提供する認可保育所の数が母親の就業確率に与える影響を表している。初めに、土曜保育と病後保育をみると、1段階目のF値は十分に大きく、弱操作変数の問題は小さいと考えられる。(1)(3)の係数はいずれも正であり、子ども1万人当たりの土曜保育、病後保育の数は子どもが1歳半時点の母

表3 保育所定員率が第一子が1歳半時点での母親の就業確率に与える影響

被説明変数：第一子が1歳半の時点で母親が働いていれば1となるダミー

	OLS		IV：女性議員割合		IV：女性議員数	
	(1)	(2)	(3) 1段階目	(4) 2段階目	(5) 1段階目	(6) 2段階目
保育所定員率 (1歳半時点)	0.980*** (0.376)	0.880** (0.372)		3.978 (2.779)		5.201* (3.069)
女性議員割合			0.123*** (0.0239)			
女性議員数					0.00412*** (0.000730)	
出産前正規社員ダミー		0.0650** (0.0313)	-0.000470 (0.00130)	0.0662** (0.0317)	-0.000307 (0.00132)	0.0667** (0.0321)
育休の利用可能性						
やや低い		0.0806* (0.0460)	-0.00115 (0.00172)	0.0923** (0.0452)	-0.00131 (0.00178)	0.0940** (0.0456)
どちらともいえない		0.255*** (0.0453)	-0.00430** (0.00186)	0.277*** (0.0458)	-0.00403** (0.00186)	0.282*** (0.0463)
やや高い		0.232*** (0.0682)	0.00229 (0.00251)	0.246*** (0.0688)	0.00200 (0.00249)	0.245*** (0.0696)
高い		0.499*** (0.0563)	0.00188 (0.00216)	0.506*** (0.0583)	0.00190 (0.00212)	0.504*** (0.0589)
両親との距離の近さ						
車で1時間から3時間未満		-0.104 (0.0701)	-0.00103 (0.00275)	-0.0753 (0.0719)	-0.000771 (0.00278)	-0.0746 (0.0727)
車で10分から1時間未満		-0.0402 (0.0712)	0.000519 (0.00287)	0.00118 (0.0732)	0.000693 (0.00290)	0.000742 (0.0741)
同居または車で10分未満		-0.0241 (0.0680)	-0.00105 (0.00274)	0.0133 (0.0701)	-0.00120 (0.00276)	0.0148 (0.0709)
配偶者の正規社員ダミー (1歳半時点)		-0.0321 (0.0379)	0.00253 (0.00160)	-0.0378 (0.0389)	0.00230 (0.00161)	-0.0414 (0.0393)
家庭の豊かさ (1歳半時点)		0.0273 (0.0352)	0.000524 (0.00140)	0.0158 (0.0355)	0.000439 (0.00141)	0.0146 (0.0359)
母親の年齢 (1歳半時点)		-0.00350 (0.00312)	-1.64e-05 (0.000125)	-0.00328 (0.00308)	3.80e-06 (0.000128)	-0.00331 (0.00311)
結婚		-0.179*** (0.0613)	-0.00121 (0.00211)	-0.188*** (0.0608)	-0.00135 (0.00211)	-0.185*** (0.0613)
母親の学歴		-0.0381 (0.0346)	0.00112 (0.00142)	-0.0373 (0.0346)	0.000918 (0.00144)	-0.0375 (0.0349)
女性失業率		-0.0176 (0.0692)	-0.0608*** (0.00400)	0.159 (0.177)	-0.0605*** (0.00394)	0.232 (0.194)
大都市ダミー		-0.00367 (0.0319)	0.0683*** (0.0130)	-0.256 (0.299)	0.0251* (0.0137)	-0.334 (0.314)
世帯年収		0.0104*** (0.00362)	-0.000224 (0.000139)	0.0116*** (0.00374)	-0.000229 (0.000140)	0.0119*** (0.00378)
観測数	980	980	980	980	980	980
F値 (すべての変数の係数が同時に0の検定)	6.79***	8.75***	936.07***	5.35***	1009.73***	5.26***
決定係数	0.007	0.147	0.809		0.806	
1段階目の推定F値 (弱操作変数の検定)						
保育所定員率 (1歳半時点)			26.75***		31.88***	

注：1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している
 2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している
 3) 第一子の生まれ年ダミーと市議会議員数ダミーをコントロール変数に加えている

表4 認可保育所が提供する保育サービスが、第一子が1歳半時点での母親の就業確率に与える影響

被説明変数：第一子が1歳半の時点で母親が働いていれば1となるダミー

	(1) 土曜保育割合		(2) 休日保育割合		(3) 病後保育割合	
	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数
係数	0.0123 (0.00860)	0.00958* (0.00546)	-0.651 (0.698)	-0.602 (0.468)	0.159 (0.116)	0.159* (0.0929)
観測数	980	980	980	980	980	980
F値(すべての変数の係数が同時に0の検定)	5.27***	5.41***	3.25***	3.41***	4.52***	4.54***
1段階目推定F値 (弱操作変数の検定)	31.21***	128.21***	1.39	3.20*	9.98***	25.86***

注：1) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) その他のコントロール変数は、表3と同じである

表5 認可保育所が提供する保育サービスが、第一子出産後に働き始めるまでの期間に与える影響

被説明変数：第一子を出産してから働き始めるまでの期間

	(1) 土曜保育割合		(2) 休日保育割合		(3) 病後保育割合	
	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数	IV：女性 議員割合	IV：女性 議員数
係数	-0.511* (0.274)	-0.455** (0.197)	20.16 (17.07)	22.45 (14.23)	-5.523* (3.336)	-6.823** (3.246)
観測数	831	831	831	831	831	831
F値(すべての変数の係数が同時に0の検定)	3.21***	3.3***	2.37***	2.28***	2.99***	2.88***
1段階目推定F値 (弱操作変数の検定)	29.74***	116.75***	2.36	4.53**	11.57***	25.14***

注：1) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) 表3の変数に加えて第一子が4歳時点の末子の年齢をその他のコントロール変数として用いている

親の就業確率を高めることが示唆される。特に女性議員数を操作変数として用いた推定では10%の有意水準で有意な影響がみられる。被説明変数の定義を変更して休職中の母親を非就業とみなした場合や、休職中の母親をサンプルから落とした場合にも係数の大きさはほぼ同じであり(補表2)、就業状態の定義によって主要な結果は変わらない。また、図1で示したように特定の市が突出して保育サービスを提供しており、外れ値の影響を受ける可能性もあるが、子ども当たりの特定のサービスを提供する保育所数が最も多い市と2番目に多い市を除いても主要な結果は変わらない²⁾。

一方で、休日保育については解釈に注意が必要

である。表4では休日保育は母親の就業確率に有意な影響を与えていないが、1段階目のF値が小さく弱操作変数の問題が深刻である。弱操作変数の場合、推定値はバイアスをもつ可能性が高いため、本推定をもって休日保育が母親の就業に影響を与えないと言い切るのは早計である。

これまでの分析では、第一子が1歳半という特定の年齢における母親の就業確率に注目してきたが、保育の利用可能性は一時点の就業決定ではなく、出産を機に一度仕事を中断した母親がいつ仕事に復帰するかという異時点間の就業決定に影響するとも考えられる。そこで表5では第一子を出産してから初めて働き始めるまでの期間を被説明変数とした推定を行う。なお、認可保育所に注目

表6 認可保育所が提供する保育サービスが、第一子出産後に働き始めるまでの期間に与える影響（期間分析）

被説明変数：第一子を出産してから働き始めるまでの期間			
	(1) 土曜保育割合	(2) 休日保育割合	(3) 病後保育割合
係数	0.00802* (0.00469)	0.121** (0.0586)	-0.0142 (0.0431)
ハザード率	1.00806* (0.00473)	1.128** (0.0661)	0.986 (0.0425)
観測数	834	834	834
対数尤度比検定	121.81***	126.03***	119.64***

注：1) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) 表3の変数に加えて第一子が4歳時点の末子の年齢をその他のコントロール変数として用いている

した本分析においては、分析の期間を出産後48カ月までに限定し、第一子が4歳時点でまだ働いていない者については、非就業であるが打ち切りサンプルとみなしている。また、仕事復帰には第一子だけでなく末子の年齢が影響を与えると考えられるため、表3で用いた変数に加えて、第一子が4歳時点での末子の年齢を合わせてコントロールする。表5をみると、土曜保育と病後保育に関しては、母親の出産後の非就業期間を有意に短くしていることが確認できる。よって、特定の保育サービスを提供する認可保育所が増えることは、一時点だけでなく出産してから働き始めるまでの期間に対しても有意な影響を持つといえよう。一方で、休日保育については有意な影響が確認できないが、表4と同様、弱操作変数の問題が深刻である可能性が高い。

2 頑健性の確認

結果の頑健性を確認するために、本項ではいくつかの追加的な分析結果を報告する。まず、操作変数法に代わる分析手法として期間分析を用い、ある時点の就業決定について、その一期前までの就業状態を所与として保育サービスがもたらす影響を推定する。ここでは、母親が第一子を出産してから、再び働き始めるまでの期間を非就業期間(t_t)とし、非就業状態からの退出確率に注目した期間分析を行う。母親の就業嗜好や潜在的な生産性など、観察できない個人の要素は一期前も変わらないとすれば、一期前の状態を所与とすることで変化しない個人の特徴が与える影響を取り除い

た効果をみることができる³⁾。分析にはノンパラメトリックなCoxのProportional Hazard Modelを採用し、出産を起点とした非就業状態からのハザード関数、すなわち第一子が生まれてから働き始めるまでの期間を推定している。ここでの就業とは実際に働いている状態を指し、産休や育休を含み休職中の人は非就業状態であるとみなしている。なお、期間分析についても表5と同様の理由から分析期間を出産後48カ月までに限定しており、4歳時点でまだ働いていない者は、非就業であるが打ち切りサンプルとみなしている。分析の結果は表6であり、土曜保育と休日保育は母親が非就業状態から退出する確率を有意に高めることが確認できる。この結果は表4、表5における推定結果を支持するものであり、土曜保育や休日保育が増えることが母親の就業を促進しているといえる。一方で、病後保育の係数はほぼ0であり、非就業状態からの退出確率に対して有意な影響があるとはいえない。さらに、市の子ども当たりの幼稚園数をコントロールした推定や、ivprobitモデルを用いた推定(補表3)を行っても、主要な結果は変わらなかった。

次に、女性議員を操作変数として用いた分析の妥当性を検証するために、異なる操作変数を用いた推定の結果を提示する。推定結果は表7であり、女性議員に代えて(1)(2)では共産党議員数を、(3)(4)では共産党議員数と女性議員数を用いた推定を行っている。日本共産党は古くから福祉サービスの充実を主張しており、女性議員と同様のメカニズムで共産党議員の多い市町村で

表7 共産党議員を操作変数に用いた推定

被説明変数：第一子を出産してから働き始めるまでの期間

	(1) 土曜保育割合		(2) 休日保育割合		(3) 病後保育割合	
	IV：共産党議員数	IV：共産党議員数、女性議員数	IV：共産党議員数	IV：共産党議員数、女性議員数	IV：共産党議員数	IV：共産党議員数、女性議員数
係数	-0.328* (0.176)	-0.347*** (0.109)	-9.302* (5.379)	-9.309*** (3.000)	-7.139 (4.552)	-5.894*** (2.066)
観測数	826	826	826	826	826	826
F値(すべての変数の係数が同時に0の検定)	9.26***	9.41***	5.6***	5.87***	7.15***	7.87***
1段階目推定F値(弱操作変数の検定)	111.36***	131.41***	21.81***	50.11***	8.98***	32.88***

注：1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) 表3の変数に加えて第一子が4歳時点の末子の年齢をその他のコントロール変数として用いている

4) 市議会議員数に代えて、市議会議員の多さを3段階でコントロールしている

は、福祉の一環として保育環境の整備が進み、保育所定員率や保育サービスの提供が高まることが期待される。一方で、共産党議員の数と母親の就業率の間には正の相関は確認されず、共産党議員数が母親の就業に直接影響するとは考えにくい。推定の結果、表7より、共産党議員数を用いた場合にも女性議員数を用いた表5の推定と同様の結果となることが確認できる。また、共産党議員数と女性議員数の両方を操作変数に用いた場合にも結果は変わらない。なお、共産党議員は女性議員が多い傾向にあるが、共産党議員と女性議員はともに1段階目で有意な影響を持つため、共産党議員を用いた本結果が単に女性議員の効果を反映したものであるとは考えにくい。ただし、共産党議員数を操作変数として用いる場合には自治体の総議員数をそのままコントロールすると十分な説明力を持たないため、市議会議員数の多さによって上位3分の1(総議員数51人以上)、中位3分の1(33~50人)、下位3分の1(32人以下)であればそれぞれ1となるダミー変数を作成し議会規模をコントロールしている。議会規模と母親の就業率の間に相関は確認されないため深刻な問題になるとは考えにくい。推定が議会や自治体の規模を反映した結果となっている可能性を完全には排除できないため、本推定は頑健性の確認に留めている。

これまでの分析結果から、定員率だけでなく特

定の保育サービスを提供する認可保育所の数が母親の就業決定に影響を与えていることがわかった。しかし、本分析では保育サービスに注目する際、説明変数として子ども1万人当たりの特定のサービスを提供する保育施設の数を用いている。すでにIVで確認したように、容量として認可保育所の席が多い場合に特定のサービスの提供割合も高くなるとはいえないものの、前項における保育サービスが母親の就業を促すという結果が、提供される保育サービスの中身に反応しているのか、追加的に一単位保育所が増えることによるものかとは定かではない。そこで表8では、子ども1万人当たりの、特定のサービスを提供する認可保育所の数と、特定のサービスを持たない認可保育所の数が母親の就業に与える影響を比較することで、保育所が追加的に増えることによるのではなく、保育所が提供するサービス自体に就業促進効果があるのかを検証する。女性議員割合を用いた操作変数法によって、出産後に母親が働き始めるまでの期間に対する影響を比較すると、土曜保育、病後保育のいずれについても、そのサービスを提供する保育所が増えたときのみ母親の就業を促す効果が確認される。ここから、保育所が単に一つ増える効果と、保育サービスを持つ保育所が一つ増える効果は異なり、特定の保育サービスを持つ保育所の方が、就業促進効果が高いことが示唆される。なお、土曜保育では、サービスを提供

表8 保育施設の容量の効果か？保育サービスの効果か？

被説明変数：第一子を出産してから働き始めるまでの期間

	(1) 特定のサービスあり	係数の差 t 値	(2) 特定のサービスなし
土曜保育割合	-0.511* (0.274)	2.440	0.414** (0.180)
病後保育割合	-5.523* (3.336)	37.861	2.144 (1.376)

注：1) **，*，* はそれぞれ 1%，5%，10% の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) 表3の変数に加えて第一子が4歳時点の末子の年齢をその他のコントロール変数として用いている

しない保育所が増えると有意に非就業期間が延びるが、これは土曜保育が過半数の保育所で提供されているためと考えられる。土曜保育を提供しない保育所の数と、その市町村にある保育所の数とは相関せず、土曜保育のない保育所が増えると土曜保育のある保育所が減っている。よって、土曜保育を提供しない保育所が増えることの意味は、土曜保育を提供する保育所を減らすことになるために、非就業期間を延ばす結果となった可能性がある。

以上の結果から、少なくとも一部の保育サービスに関しては、そのサービスを提供する保育所が増えることの方が単に保育所が増えること以上に就業促進効果を持つことが示唆される。ここから、母親は子どもを保育施設に預けられるかということに加え、どのような保育施設に預けられるか、どのようなサービスを受けられるのかを考慮して就業決定を行っていると考えることができる。例えば平日以外にも出勤の必要がある労働者はサービス業をはじめ多く存在するが、そのような母親はたとえ平日に保育所を利用できても、出勤日に子どもの預かり手がなければ働くことができない。母親は自分の労働条件に合ったサービスを提供する保育所を探す必要があり、土曜保育などはそういった母親のニーズに合った保育サービスを提供することで、より高い就業促進効果を持つことが期待される。

一方で、病後保育に関しては、母親の就業に対する影響が頑健には確認できなかった。ここから、認可保育所が提供するサービスの内容によって、母親の就業に与える影響が異なるという可能

性が考えられる。しかしながら本分析における結果から、母親の就業に対して病後保育の重要度が低いと結論付けるのは早計である。なぜなら、病後保育の存在は就業後の継続率や昇進確率などといった他の側面から母親の就業を支えている可能性があるからである。

さらに、本分析では数多く存在する保育サービスの一部を取り上げて、提供される保育サービスにより母親の就業に与える影響が異なるのかを見たに過ぎない。今後は、サービスの組み合わせによる就業促進効果の差や、その効果の大きさについてより厳密な分析を行う必要がある。また、多彩なサービスの提供という意味では特に標準保育時間外に多くの子どもを預かる認可外保育所の存在を考慮する必要があるだろう。本稿における結果は、提供されるサービスによって就業促進効果が異なり、母親は保育所の容量だけでなく提供されるサービスの内容に反応して就業決定を行う可能性があることを指摘するに留め、認可保育所と認可外保育所の両方の存在を考慮したより詳しい分析は今後の課題としたい。

VI おわりに

本稿では、大阪府より提供された保育所サービスに関するデータを用いることで、先行研究の蓄積が乏しい保育サービスに注目し、土曜保育、休日保育、病後保育が母親の就業に与える影響について分析を行ってきた。母親の就業には保育施設の利用以外にも、過去の就業状態や育児休業制度の利用可能性、保育施設以外の保育の利用、その

他の家族・個人属性が影響を与えている可能性がある。そこでこのような要因が母親の就業に与える影響を十分にコントロールするために、独自に設計した個票データを用いて、観察できる要因をできるかぎり取りこぼさないように共変量に取り入れた。また、アンケート調査によって居住地域の変遷を尋ねることで、マイクロデータでありながらも、実際の保育施設の利用ではなく、どれくらいの保育施設がどの程度利用可能だったのかを捉えた分析を可能にした。

推定の結果、保育所定員率と同様に特定のサービスを提供する保育所の存在は母親の就業確率を有意に高めていることが明らかとなった。特に土曜保育といった時間に関する保育サービスを提供する認可保育所がそうでない保育所に比べ就業促進効果を持つことが頑健に確認され、時間に柔軟な保育施設の利用が可能になることで母親がより働きやすくなることがわかった。本分析の結果は、母親の就業を効果的に促進させるためには、単に保育施設の容量を充実させるだけでは不十分で、時間や質などその他の側面で母親のニーズに合わせた保育サービスを提供する必要性を示唆している。ただし本稿における分析では、提供される保育サービスの内容や組み合わせについては十分に議論できていない。母親の就業を促進させるために、実際に保育サービスの整備を進めるべきか否かを議論するためには、具体的にどのような保育サービスの提供が有効であるかについてのより詳しい分析が必要である。よって本稿で得られた結果は、保育所と母親の就業の関係を分析する上で保育所が提供するサービスを考慮する必要性と、提供される保育サービスによって母親の就業促進効果が異なる可能性を示すことに留め、それ以上の解釈については今後より詳しい分析を行った上で改めて検討したい。

補節 「社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査」

本稿で用いるサンプルの特徴を確認する。補表1は分析に使用する『社会医療政策と家計におけ

る子どもへの投資が成長過程に与える影響調査』の属性と、他の大規模調査を比較したものである。補表1から、大阪府は全国平均と比べて女性の就業率が低く、母子家庭や核家族が多いという特徴を持つことが分かる。また、本稿の分析で使用するサンプルは学歴が高いという特徴があるものの、母親の就業率や保育施設の利用に関しては平均的な大阪府の数値と大差ないといえる。よって、本サンプルは大阪府の代表性を持つと考えて妥当であると思われるが、全国平均とは異なる傾向をもたらす可能性がある。

補表1 「社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査」と他の大規模調査との分布の比較

大規模調査			分析で使用するデータ				
【就業】							
『国勢調査』(2010)							
		就業率	育児者の有業率				
全国	25~39歳	67.13	52.40				
	30~35歳	60.64					
	35~39歳	60.37					
	40~45歳	65.07					
大阪	25~39歳	62.68	46.70				
	30~35歳	55.10					
	35~39歳	53.99					
	40~45歳	58.43					
※就業率は人口に占める女性就業者の割合を指す							
※「育児者」とは、未就学児を持つ25~44歳の女性を指す							
【学歴】							
『就業構造基本調査』(2007)							
		小学・中学	高校・旧制中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
全国	全体	20.29	43.46	11.40	13.45	10.89	0.51
	20代	4.15	32.51	18.06	21.39	22.46	1.42
	30代	3.92	44.12	15.72	21.55	13.85	0.84
大阪	全体	17.50	43.67	9.86	16.55	12.02	0.39
	20代	4.02	28.46	14.88	28.58	23.26	0.79
	30代	4.72	40.74	14.14	26.08	13.58	0.74
【年収】							
『家計調査』(2014年)							
2人世帯		大阪 (%)	全国 (%)	2人世帯うち勤労世帯			
				大阪 (%)	全国 (%)		(%)
200万円未満	3.84	2.52	200万円未満	0	0.82	200万円未満	7.51
300万円未満	11.03	11.26	300万円未満	5.96	4.65	300万円未満	11.63
400万円未満	19.77	18.33	400万円未満	17.30	9.67	400万円未満	14.71
500万円未満	14.68	15.24	500万円未満	16.70	13.99	500万円未満	22.63
600万円未満	17.17	12.85	600万円未満	22.39	15.47	600万円未満	16.36
700万円未満	8.31	10.19	700万円未満	11.16	14.12	700万円未満	9.57
800万円未満	8.14	7.82	800万円未満	9.68	11.43	800万円未満	7.3
900万円未満	2.88	6.11	900万円未満	2.75	9.25	900万円未満	3.4
1000万円未満	3.93	4.31	1000万円未満	5.19	6.12	1000万円未満	2.98
1500万円未満	6.19	8.82	1500万円未満	6.45	12.03	1500万円未満	3.4
1500万円以上	4.06	2.56	1500万円以上	2.40	2.44	1500万円以上	0.52
【世帯】							
『国勢調査』(2010)							
	母子家庭率 (全体)	母子家庭率 (6歳未満のいる世帯)	母子家庭率 (18歳未満のいる世帯)	核家族率 (18歳未満のいる世帯)			
全国	1.37	4.47	9.52	79.91		母子家庭率 核家族率	
大阪	1.65	5.67	12.07	88.87		11.65 91.87	
【保育】							
『社会福祉施設等調査』(2014)							
	保育所定員率	待機児童率					
全国	36.45	0.38					
大阪	31.24	0.33					
『社会福祉施設等調査』(2007)、『学校基本調査』(2007)							
	保育所利用率 (3歳未満)	保育所利用率 (4歳児)	幼稚園利用率 (3歳未満)	幼稚園利用率 (4歳児)	保育施設利用率 (1歳半時点)	保育施設利用率 (4歳になった時)	
全国	25.52	42.98	40.10	57.79	21.99	63.79	
大阪	24.64	37.39	41.38	69.00			
			※保育施設とは保育所、幼稚園、子ども園等をすべて含む				

補表2 就業の定義を変えた推定結果

A. 求職者を非就業とみなした推定

被説明変数：第一子が1歳半の時点で母親が働いていれば1

	(1) 保育所定員率	(2) 土曜保育割合	(3) 休日保育割合	(4) 病後保育割合
係数	4.637 (2.866)	0.0144 (0.00885)	-0.758 (0.774)	0.185 (0.123)
観測数	980	980	980	980
F値 (すべての変数の係数が同時に0の検定)	3.92***	3.83***	2.34***	3.26***
1段階目推定F値 (弱操作変数の検定)	26.75***	31.21***	1.39	9.98***

B. 休職者をサンプルから落とした推定

被説明変数：第一子が1歳半の時点で母親が働いていれば1

	(1) 保育所定員率	(2) 土曜保育割合	(3) 休日保育割合	(4) 病後保育割合
係数	4.224 (2.818)	0.0132 (0.00883)	-0.985 (1.294)	0.161 (0.113)
観測数	950	950	950	950
F値 (すべての変数の係数が同時に0の検定)	4.67***	4.57***	2.37***	3.93***
1段階目推定F値 (弱操作変数の検定)	26.73***	29.53***	0.74	10.55***

注：1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) その他のコントロール変数は、表3と同じである

4) 操作変数として女性議員割合を用いている

補表3 ivprobitによる推定結果

被説明変数：第一子が1歳半の時点で母親が働いていれば1

	(1) 保育所定員率	(2) 土曜保育割合	(3) 休日保育割合	(4) 病後保育割合
限界効果	1.150* (0.0918)	1.044* (0.0260)	0.236*** (0.104)	1.658* (0.431)
観測数	980	980	980	980
対数尤度	-2520.57	-3694.58	-1367.38	-1863.98
対数尤度比検定	144.19***	143.57***	398.65***	177.15***

注：1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している

3) その他のコントロール変数は、表3と同じである

4) 操作変数として女性議員割合を用いている

謝辞 本稿で使用したデータは、松島みどり氏（筑波大学）が中心となり行った『社会医療政策と家計における子どもへの投資が成長過程に与える影響調査』に参加させていただき利用可能となったものです。また本稿の作成に当たり、2名の査読者、編集委員会、小原美紀氏（大阪大学）、大竹文雄氏（大阪大学）、佐々木勝氏（大阪大学）および日本経済学会、労働経済学コンファレンスの参加者から多くの有益なコメントをいただきました。心より感謝申し上げます。

- 1) 例えば、Abe (2013) は女性労働に関する規範のような観察されない地域差が母親の就業確率に影響を与えている可能性を示唆している。
- 2) 子ども当たりの土曜保育の提供が多いのは寝屋川市と富田林市であり、休日保育が多いのは大阪狭山市と泉南市、病後保育が多いのは、四条畷市と泉南市である。いずれも小規模都市であり、女性議員数が特別多いといった傾向はみられない。
- 3) 期間分析においては各時点の環境の変化を取り入れることが理想だが、本調査では居住地をはじめとした多くの情報が、1歳半と4歳でしかわからない。また、1歳半と4歳時点の各々の変数は相関が高いため、同時に推定に加えることは避けている。時点により母親が直面する環境の変化を変数として取り入れた分析は今後の課題としたい。

参考文献

今田幸子・池田心豪 (2006) 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』No.553, pp.34-44.

宇南山卓 (2011) 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』vol.65, pp.1-22.

滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.35(2), pp.192-207.

永瀬伸子 (2003) 「都市再生と保育政策」山崎福寿・浅田義久編著『都市再生の経済分析』東洋経済新報社, pp.243-278.

Abe, Y. (2013) "Regional Variations in Labor Force Behavior of Women in Japan" *Japan and the World Economy*, 28, 112-124.

Asai, Y., Kambayashi, R. and Yamaguchi, S. (2015) "Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment" *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 172-192.

Bettendorf, L., Jongen, E., and Muller, P. (2015) "Childcare

Subsidies and Labor Supply Evidence from a large Dutch reform" *Labour Economics*, 36, 112-123.

Fitzpatrick, M. (2010) "Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten" *Labour Economic*, 28(1), 51-85.

Horiuchi, Y. and Saito, J. (2003) "Reapportionment and Redistribution: Consequences of Electoral Reform in Japan" *American Journal of Political Science*, 47(4), 669-682.

Hotz, J. and Xiao, M. (2011) "The Impact of Regulations on the Supply and Quality of Care in Child Care Markets" *American Economic Review* 101, 1775-1805.

Lassen, D. D. (2005) "The Effect of Information on Voter Turnout: Evidence from a Natural Experiment" *American Journal of Political Science*, 49, 103-118.

Lee, G., and Lee, S. (2014) "Childcare Availability, Fertility and Female Labor Force Participation in Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, 32, 71-85.

Nishitateno, S., and Shikata, M. (2017) "Has Improved Daycare Accessibility Increased Japan's Maternal Employment Rate? Municipal Evidence from 2000-2010" *Journal of the Japanese and International Economies*, 44, 67-77.

Schober, P. S. and Spiess, C. K. (2015) "Local Day Care Quality and Maternal Employment: Evidence From East and West Germany" *Journal of Marriage and Family*, 77(3), 717-729.

Svaleryd, H. (2009) "Women's Representation and Public Spending" *European Journal of Political Economy*, 25(2), 186-198.

White, H. (1980) "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity" *Econometrica*, 48, 817-838.

〈投稿受付 2019年3月14日, 採択決定 2020年3月6日〉

なかやま・まお 慶應義塾大学経済学部研究員。最近の主な論文に「保育所による母親の就労促進効果の再検証」, *OSIPP Discussion Paper* : DP-2018-J-005 (2018年, 共著)。労働経済学専攻。