

論 文

保育所整備と母親の就業率*

朝井 友紀子・神林 龍・山口 慎太郎**

<要旨>

労働市場政策としての保育所の整備は、母親の就業率を増加させる有力な手段とされてきた。たとえば、福井県では保育所の整備が特に進んでおり母親の就業率が高いことから、他県においても、保育所の整備を進めれば母親の就業率が上昇するといった議論がなされてきた。しかし、女性の就業に対する価値観や、女性の就業意欲自体も地域差が大きく、こうしたデータに現れにくい要因が保育所の整備と母親の就業率の双方に影響を与えている可能性がある。従って、保育所の整備が母親の就業率を押し上げるといった因果関係の存在は必ずしも明らかではない。本稿では、価値観や就業意欲といった観測されない要因の影響を避けるため、都道府県間の比較ではなく、都道府県内の変化に着目した。1990年から2010年までの国勢調査の公表数表を用いて、都道府県内の保育所定員率の変化が母親の就業率の変化に与える影響を考察した結果、平均的には、保育所定員率の上昇は母親の就業率に影響を与えていないことがわかった。これは、保育所の整備が進むことにより、三世代同居で見られる祖父母による保育が、保育所による保育に置き換わったためと考えられる。三世代同居比率が13.5%にまで低下した現在、保育所の整備が祖父母による保育を代替し続けるとは考えにくく、母親の就業率を上昇させる有力な手段である可能性は高いが、その効果を考察するうえでは私的保育手段との代替関係があることを明確に意識すべきだろう。

JEL Classification Number : J13, J21, J22

Key Words : 保育所整備、女性就業率、核家族、三世代同居

* 本稿は Asai et al. (2015a, 2015b)などの一連の研究をもとに、保育園整備と母親の就業の関係について方法論を中心にまとめ、俯瞰するものである。両稿の制作過程で行った各所でのセミナーの参加者や内閣府経済社会総合研究所で行われた研究会の参加者、とりわけ後者で討論者を務めていただいた関麻衣氏には深く感謝申し上げる。また、本稿のもととなった Asai et al. (2015a, 2015b)は、一橋大学経済研究所共同利用共同研究プロジェクトによる助力を受けている。

**朝井友紀子（東京大学社会科学研究所 ポストドクタルフェロー：〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1）、神林龍（一橋大学経済研究所教授：〒186-8603 東京都国立市中 2-1）、山口慎太郎（マクマスター大学経済学部准教授：Hamilton, Ontario L8S 4M4, Canada;）

Childcare Availability and Maternal Employment Rate

By Yukiko ASAI, Ryo KAMBAYASHI and Shintaro YAMAGUCHI

Abstract

Expansion of subsidized childcare is expected to raise the maternal employment rate. This expectation is based on observation that maternal employment rates tend to be high in provinces such as Fukui where the supply of subsidized childcare is sufficient. However, this positive correlation between childcare availability and the maternal employment rate does not necessarily imply that the expansion of childcare causally increases the maternal employment rate due to unobserved characteristics at the province level. To overcome this limitation, we focus on the growth, rather than the level of childcare availability. Using the Census from 1990 to 2010, we do not find evidence that the expansion of subsidized childcare increased the maternal employment rate. This is because young families substituted subsidized childcare for grandparental care. However, given that the rate of co-residence with grandparents dropped to 13.5%, this substitution may cease in the near future.

JEL Classification Number: J13, J21, J22

Key Words: Childcare Availability; Maternal Employment Rate; Nuclear Household;
Three-Generation Household

1. はじめに：論点と射程の整理

子育て世代の母親の就業率の上昇が社会的要請とされている現在、育児休業や保育所の整備が喫緊の政策課題と想定されていることに違和感を持つ読者は少ないだろう¹。自分もしくは近親者が子育てに迫られた時分、十分ではないにせよ子育て支援制度がいかに関助になったかを知る者は多く、こうした個人的経験に基付けば、育児休業や公的保育サービスの充実が母親の職場での活躍を後押しするという論理には誰もが納得がいく²。しかし、もし大多数がこの論理を受入れるのであれば、なぜここまで合意形成に時間がかかり、しかも未だに政策的手当が不十分であると指弾されるのだろうか。

本稿では、この一見するととってももらしい論理が、現実には二つの意味で額面通りに働いているわけではないからだと推論する。保育政策を労働市場政策に結びつけるためには、この二つのポイントを避けて通ることはできないことを明らかにするのが、本稿の目的である。

1.1 第一の課題：母親の就業率の地域差は何に起因するのか？

第一の課題は、計量経済学的な実証戦略と密接に関係している。すなわち、母親の就業率の決定には保育所整備以外の様々な要因が関わっており、相対的に見ると、保育所を整備することは実はそれほど重要ではない可能性を、考慮する必要がある。

もともと女性の就業率には地域差が存在していることは広く知られている。たとえば同じ大陸欧州でも、就業率の高い北欧諸国と低い南欧諸国との差はよく話題となる。労働市場制度の違いはその原因のひとつと見られているが³、社会に対する価値観の抜きがたい差を指摘するものも少なくない⁴。たとえば、日本国内においても伝統的に女性就業率が高い地域と低い地域がばらついていることを想起すれば十分だろう。こと同一国内の地域差に関しては、各国比較と異なり労働市場制度の違いはほぼ捨象でき、その差を説明する重要な要因のひとつは、そこに住む人々に受け継がれた価値観だろうと推論できるからで

¹ 近年、政府が出産前後の就業率を上げるための政策を積極的に実施していることは、すでによく知られている。たとえば、安倍内閣では、男女共に仕事と子育てを容易に両立できる社会を実現させ、女性がその能力を最大限発揮できる環境を作り出すことが、日本の強い経済を取り戻すために不可欠とされ、女性の活躍推進を成長戦略の一つとして掲げられた。

² 実際、日本において女性の労働市場での活躍が進まない大きな理由として、出産前後の就業継続率が低いことが指摘されている。OECD Family Database (2011) によると、日本の25歳から54歳の女性の就業率は65.7%で、他のOECD諸国と比較すると約10%ポイント低い。また、3歳未満の子供を持つ女性に限ると29.8%と、他のOECD諸国と比較して約30%ポイント低い。また、内閣府『女性の活躍推進に関する世論調査』(2014) では、「あなたは、女性が出産後も離職せずに同じ職場で働き続けるために、家庭・社会・職場において必要なことは何だと思いますか。」という問いに対して、「保育所や児童クラブなど、子どもを預けられる環境の整備」と回答したのは71.6%にものぼる。

³ OECDでは、その職責から労働市場制度が女性の労働力率や出生率に及ぼす影響についてさまざまに吟味されている。ここではたとえばThévenon (2013) をあげておく。

⁴ 価値観の違いが人々の行動に与える影響についての研究では社会学に一日の長がある。ここでは、本稿に関係するものとして、日米比較をしたYamaguchi (2000) がある。

ある。

実際我が国でも、女性が職業をもつことに対する考え方にも地域差が大きいことは折に触れて指摘されている⁵。もしもこうした伝統的価値観が地域の保育所政策の足を引っ張り、同時に母親の就業率を低めているとすれば、伝統的価値観があるところで保育所を整備しても、伝統的価値観そのものを動かさない限り、母親の就業率が上昇するとは限らない。保育所整備と母親の就業率との因果関係を実証的に検証するには、一般にデータに表われない諸条件をいかに考慮するかが重要な課題なのである。

日本において保育所の整備が女性の就業率に与える実証研究は枚挙に暇がないが、おしなべて、上記の課題についての配慮が十分とはいえないのが実情だった。先行研究のすべてを網羅的に紹介するのは本稿の任ではないので、試みに一部を挙げるとすれば、滋野・大草 (1999)、樋口・松浦・佐藤 (2007)、宇南山 (2011)、Abe (2013) などがあるだろう。こうした先行研究は、基本的に、保育所整備が女性労働市場に与える影響を都道府県間の差違をもとに考察しており、その差違をもたらし中長期的要因を必ずしも十分に考慮していないという難点をもつ。その結果、実証結果に別の解釈の余地を残してしまっている。もちろん、この課題を克服するのが簡単ではないのは我が国に限らず、イタリアについて検討した Brilli et al. (2013) でも同様である。

本稿は誰もが簡単に入手できる国勢調査の公表数表を用いて都道府県別のパネルデータを構築し、同一都道府県内の保育所定員率の変化と母親の就業率の変化との関係を検証する方法をとって、この第一の課題を克服する。より具体的には、1990 年から 2010 年までの 5 年毎 5 時点において、都道府県別に集計された保育所の定員を 0-5 歳児の人口で除した「保育所定員率」(以下、定員率と略す)を保育所の利用可能性の代理変数と位置付け、同じく 0-5 歳児をもつ母親の就業率を定員率に回帰することで、両者の統計的関係を推定する。このとき、年固定効果を含めることで日本の労働市場の経年変化の影響を除き、さらに都道府県固定効果を追加することでデータとしては観察されていない都道府県固有の要因の影響を除く。したがって、もともと母親の就業率が高かった地域と低かった地域の違い、すなわち伝統的価値観などの違いを捨象したうえで、それぞれの地域について定員率が増加した場合に母親の就業率が上昇するかを確かめられるので、両者の関係は因果関係だと認められる。一般に「差の差の検定 (Difference-In-Difference)」と呼ばれるこの種の実証戦略は、国際的にはすでに標準的な手法として多くの研究に応用されており、たとえば, Berlinski and Galiani (2007), Baker et al. (2008), Lefebvre and Merrigan (2008), Havnes and Mogstad (2011), Nollenberger and Rodriguez-Planas (2015) などがすでに公刊されている。本稿も、方法論的にはこうした研究の流れに位置付けられよう⁶。

⁵ 前出、内閣府『女性の活躍推進に関する世論調査』(2014) における「一般的に女性が職業をもつことについて、あなたはどうか考えですか。この中から 1 つだけお答えください。」という問いに対する回答で「子どもができて、ずっと職業を続ける方がよい」と回答した割合は、北陸地方の 58.8% に対して東山地方の 37.1% と大きな開きがある。

⁶ もうひとつの有力な実証戦略は、「回帰不連続 (Regression Discontinuity Design)」を用いた研究で、たと

この第一の課題との関連で本稿の結論を先取りすると、次のようにまとめられる。まず、都道府県固定効果を用いて伝統的価値観などの都道府県間のもともとの違いを捨象すると、意外にも、公的保育サービスの利用可能性と母親の就業率の相関は消失してしまうのである。つまり、定員率の増大は母親の就業率の上昇をもたらさない。計量経済学的には、両者は都道府県固定効果と強く正の相関をもち、都道府県固定効果を用いずに単に両者の相関関係を推定した場合には強い上方バイアスが働いてしまうとも言え換えることができる。

ここで留意したいのは、母親の就業率の地域差を念頭に置く場合、育児休業などの全国一律の制度が及ぼす影響は検出できない点である。言い換えれば、「なぜ母親の就業率に地域差があるのか？」という問いに対して、育児休業制度をキーワードに回答を探すのは難しい。むしろ、全国一律であるはずの育児休業制度の利用を妨げる何かに地域差があることこそがクローズアップされてしまうからである。このロジックの特徴を認識しておくのは重要である。全国一律の要因であれば、育児休業制度のほかにも、日本経済全体を覆う景気動向の役割などについても同様に適用できるからである。つまり、景気動向が母親の就業率をどう決定するかは、それ自体興味深い題材だとしても、母親の就業率に地域差がある要因を推測する方法としてはそれほど効果的とはいえないのである。

繰り返しになるが、本稿の中心的な実証戦略は、都道府県レベルのパネルデータに、都道府県固定効果と年固定効果を加えることにあり、ともすれば比較的単純な枠組みにみえるかもしれない。しかし、都道府県固定効果や年固定効果といった一見漠としたコントロール変数が具体的にどのような意味をもつのかはそれほど単純ではない。背後にある識別の根拠を明らかにするために、本稿では後でやや詳細に議論を展開する。もちろん、年固定効果が育児休業制度などを代理するとしても、そのひとつひとつの制度の効果はそれ自体考察すべきである。とくに育児休業制度は母親の就業を促進する有力な政策手段と考えられており、そのメカニズムを探究することは有益だろう⁷。

1.2 第二の課題：公的保育の供給不足と母親の就業抑制は論理的背反ではない。

第一の課題を克服するための実証研究から得られた、公的保育サービスの利用可能性の増大が母親の就業率の上昇をもたらさないというこの分析結果は、統計的には頑健である。

例えば Gelbach (2002)、Fitzpatrick (2010)、Goux and Maurin (2010) などがある。これらの研究では、公的保育サービスの利用資格が子供の年齢によって非連続的に異なることを利用し、公的保育サービスが与える影響を推定している。また、多くの国において公的保育サービスは全国津々浦々利用できるユニバーサル・サービスであるため、制度変更のような外生変動に地域差を見出すことは容易ではない。したがって、一国のデータに依る限り、時系列的関係を用いて因果関係を推定する方法も有力視されるだろう。Lee and Lee (2014) は、1971 年から 2009 年までの一国レベルの保育所利用可能性指標や女性労働市場参加率、出生率を対象に、VAR モデルを用いてグレンジャーの意味での因果関係を推定している。ただし、Lee and Lee (2014) では、世帯構成などの種々の説明変数が欠けているため、本稿で強調する第二の課題に直接応える分析とはなっていない。

⁷ つまり本稿は、育児休業など全国一律の制度である育児休業制度が母親の就業率に影響を及ぼさないと主張するわけではない。育児休業制度については、別稿の朝井他 (2016) を参照されたい。

しかし、多くの読者の直感に反し、にわかには首肯しがたいだろう。本稿では、さらに探求を続けた結果、保育政策と労働市場政策を橋渡しする第二の課題こそが、この直感に反する分析結果をもたらしていることが明瞭となった。すなわち、公的保育サービスと母親の就業は、決して二者択一の関係ではないことを考慮する必要があるのである。

あとでみるように、日本では公的保育サービスは大きな財政支援を受けているので消費価格が抑制されており、需要に対して供給が不足しているのが常態である。このとき公的保育サービスを充実させれば、制約されていた需要がそのまま実現する。その裏として、制約下にあった母親の行動に影響を与えると予想するのは容易く、影響を受ける行動の最右翼が、就業であると考えられていた。端的に言えば、公的保育サービスの供給不足と母親の就業抑制が論理的に背反の関係にあることが想定されていたのである。ところが、よく考えてみると公的保育サービスは保育手段のすべてではない。たとえば、父親や親族といった母親以外の家庭の誰かが保育を担当する場合がある。あるいは、家政婦など私的な保育サービスを購入する場合もある。換言すれば、母親は、公的保育サービスの供給制約下にある場合に必ず就業を諦めて保育を担当しなければならないわけではなく、就業を継続しつつ代替手段に訴えることも可能なのである。元来、こうした母親は、比較的機會費用が高く就業意欲が強いグループに属するので、代替手段を見つける誘因も強い。もし、彼女たちがすでに代替手段を見つけており就業を継続していたとすれば、公的保育サービスの充実彼女たちに代替手段から公的保育サービスへの乗り換えを促すだけで、就業状態には影響を及ぼさず、当初想定された単純な図式は成り立たない。

実際、Fitzpatrick (2010) や Havnes and Mogstad (2011) は米国やノルウェーのデータを用いて分析した結果、保育サービスへの公的補助金の増額は必ずしも母親の就業率を上昇させたわけではなく、私的保育サービスから公的保育サービスへの乗り換えを促したに過ぎないと指摘しているのである⁸。日本の場合、父親の育児参加は OECD 諸国で最低水準を推移し、私的保育サービスの市場も十分に整備されていない。したがって、現時点までの公的保育サービスの影響を考察するためには、少なくとも、母親による保育、祖父母による保育、公的保育サービスの3つの選択肢を考慮すべきである。そして、この3つの選択肢を論理的な前提とすれば、単純に保育所整備が母親の就業を促進するわけではないことがわかるだろう⁹。母親による保育に加えて祖父母による保育という選択肢がある場合には、もしも公的保育サービスが十分に整備されていなくても、母親は後者を選択して就業を継続する可能性が出てくる。このとき、保育所を整備しても、もともと就業を継続して祖父

⁸ 厳密に言えば、両者ともに日本のような（価格水準が一定のもとで）数量制約が解かれる場面を想定した研究ではなく、補助政策を通じた価格操作が与える影響を分析している。こうした実証研究の難点は、価格変化自体が、補助政策を織り込んだあとの需要供給によって決定される点をどう考慮するかにある。両者は、操作変数法などを駆使して立論するが、本稿は内生的な価格変化を織り込んだ上で、制度上の供給量の外生的変化を識別の源泉としている点が異なる。

⁹ さらに言えば、将来的に父親の育児参加が増加する余地が出てきた場合、あるいは、私的保育サービス市場を充実させようという政策目標がある場合には、また改めて代替手段との関係を明示的に分析する必要があることは指摘しておきたい。

母に子供の面倒をみてもらっていた母親が公的保育サービスを利用するようになるかもしれない。この母親は保育所があろうとなかろうと就業するとすれば、公的保育サービスの拡充は、母親の厚生に大きな影響を及ぼすとしても、就業そのものには変化をもたらさないものである。

本稿の分析結果でも、**公的保育サービスと私的保育サービスの代替が発生した結果、保育所の利用可能性の増大が必ずしも母親の就業を増大させたわけではないことが強く示唆された**。なぜなら、データを核家族世帯と三世代同居世帯にわけ、それぞれについて都道府県固定効果を考慮したうえで保育所の利用可能性と母親の就業率との関係を調べたところ、核家族世帯については、両者は強い正の相関関係を示したのに対して、三世代同居世帯については、統計的には両者には相関関係が見られなかったからである。核家族世帯では、祖父母による保育は選択しにくく、母親による育児と公的保育サービスの利用とが事実上二者択一の関係になっており、それぞれ非就業と就業と同値になる。したがって、核家族世帯での公的保育サービスの利用、すなわち母親による育児からの離脱は、直接就業を意味すると予想される。その一方、三世代同居世帯では、祖父母による育児が選択肢としてある分、こうしたロジックが働かないと予想される。核家族世帯と三世代同居世帯を分割した分析結果は、三世代同居を媒介としたメカニズムと一致するのである。

三世代同居による私的保育サービスの供給というメカニズムが強く働くのは、先進諸国の中では特異的だろう。前述の Fitzpatrick (2010) や Havnes and Mogstad (2011) は、私的保育サービスとして主に市場を通じたサービス取引が念頭に置かれており、三世代同居による私的保育サービス供給は議論の対象となっていない。日本と同様に伝統的家族観をもち女性の就業率が低いスペインにおいて、保育所の整備が母親の就業率を上昇させたことを主張する Nollenberger and Rodriguez-Planas (2015)の結果は、本稿や Fitzpatrick (2010)、Havnes and Mogstad (2011) の知見と矛盾するようにもみえるが、スペインにおいては私的保育サービスが市場を通じて三世代同居を通じて不足しており、公的保育サービスの供給不足と母親の就業抑制が背反の事象となっていたことを考慮すれば相互に矛盾はない。以上のように、各国の分析結果を比較しても、日本においては三世代同居を経由した私的保育サービス供給を考慮することの重要性が示唆されるだろう。

第一の課題と第二の課題を総合的に考察した本稿の分析結果は、母親の就業行動を分析するうえで重要な論点を提起している。従来、伝統的家族観は、妻は家庭を守るべきという規範を含むゆえに女性の就業を抑制する要因とされてきたが、日本においては長男が両親と同居すべきという別の規範も同時に含むことで、長男の妻の就業を促進してきた側面もあることは指摘されていた¹⁰。近年特に地方部で進行した核家族化は、ふたつの社会規範が切り離されることでむしろ女性の就業を抑制する方向に働いたが、公的保育サービスの充実がむしろそれを助長するように進じたため、平均的な母親の就業率はこの限りにおいては大きく変化しなかったのである。結局、保育政策と労働市場政策とを結びつける

¹⁰ たとえば Sasaki (2002) がある。

ためには、女性の就業決定の根本原因に関わる第一の課題と、私的保育サービスの供給メカニズムを巡る第二の課題を同時に考察することが必須であるとまとめられる。

ただし、直近の 2000 年から 2010 年までの 10 年間に限定すれば、世帯構成を考慮せずとも、保育所定員率の変化と母親の就業率の変化は弱いながらも正相関をみせるようになる点もあらかじめ指摘しておきたい。この背後には、三世代同居世帯比率が減少し、もはや核家族世帯の効果を打ち消すだけのシェアを保ちえないことだけではなく、三世代同居世帯の性質そのものも刻々と変化していることもあるだろう。たとえば、子供世代の育児をシェアするという目的の同居に、親世代の介護を理由とした同居がとってかわっているかもしれない。このような三世代同居世帯では私的保育サービスを供給できる理由もなく、公的保育サービスの充実が核家族世帯と同様に直接母親の就業制約を取り除く効果をもたずである。したがって、公的保育サービスの充実が必ずしも母親の就業を増大させるわけではないという本稿の命題が、未来永劫継続する可能性はおそらく高くない。とはいえ、私的保育サービス供給の内実を考慮することが、現状を理解する鍵であることには変わりはない。

1.3 いくつかの補足

もちろん本稿の立論にも慎重に対処すべき点はある。詳細は各論に委ねるが、あらかじめ 2 つの点について手当しておこう。

まず、検討材料が 5 年毎の都道府県レベルでの集計データであるため、国勢調査といえども厳密に同一の母集団が固定されたパネルデータではなく、時点をまたいだ時に母集団の変動が生じてしまう点である。たとえば、1990 年のある都道府県の母集団と 1995 年の当該都道府県の母集団は、異なる世帯で構成される。本稿の実証戦略にとって懸念すべきは、就業意欲の強い母親が公的保育サービスを利用するために当該都道府県に転居することで、母集団の構成が変化してしまう場合である。仮にこれが実際に起こったならば、本稿の実証戦略では、公的保育サービスが充実したことで就業率が高くなったのか、就業意欲の強い母親が集ったことで就業率が高くなったのかを区別できない。しかし後述のように、現実には、子供の養育目的に転居するのは、同一市町村かせいぜい同一都道府県内の異なる市町村間に限られ、都道府県をまたいで転居する例はほとんど観察されない。したがって、少なくとも本稿の分析期間では、この種の可能性を考慮する必要はない。

もう一つの実証戦略上の懸念は、母親の就業を促すような労働需要の増大と公的保育サービスの利用可能性の充実が並行して起こることである。女性労働者が欲しい経営者団体が、一般には母親の就業を促すと思われる公的保育サービスを充実させるように地方議会に圧力をかけるというシナリオは考えられそうではある。ただし、この際労働需要側は女性の就業が増えれば十分であって、たとえば 5 歳児をもつ母親と 6 歳児をもつ母親を区別する必要はない。すなわち、仮に女性労働者に対する労働需要が主要な要因だとすれば、公的保育サービスが充実した都道府県では 0-5 歳児をもつ母親のみならず 6-14 歳児を

もつ母親の就業率も増大するはずである。しかしこれも後述のように、こうしたことは観察されず、公的保育サービスの充実は厳密にその対象となる子供をもつ核家族の母親の就業のみに現われる。

以上のようなあり得べき誤謬をひとつずつ排除していかなければならないのは、誘導系を旨とする実証研究の宿命だが、本稿はひとまずはその資格を手にはしていることはおわかりだろう。以降の探求のために読者諸賢の批判を請う所以である。

また、本稿の分析対象を 0-5 歳児の母親の就業率に限定していることもあらかじめ言及しておきたい。その理由は、保育所整備の政策目的そのものだからという以外にも、保育政策と労働市場を考えると、保育対象児の母親の就業の有無はもっとも短距離かつ直截に関係するからである。

もちろん、立場によっては、女性全体の就業率などの方向に考察の射程を拡げることも考えられる。しかし、こうした間接的な効果を読み解くためには、女性被用者同士の労働市場を通じた相互関係や、人的資本の蓄積など中長期的な意思決定過程を考えねばならない。たとえば、保育所整備によって外生的に 0-5 歳児の母親の労働供給が増加するということは、均衡賃金の低下を通じて、子育てが終了した世代の女性の労働供給を抑制する可能性がある。あるいは、子育てによる就業中断期間が短期化されることが見込まれれば人的資本の回収期間が延びるので、人的資本をより多く蓄積する誘因が生まれ、女性全体の高学歴化を促すと同時に若年期の労働供給を抑制するかもしれない。このように、女性全体の就業率を考察するためには、個人単位の主体均衡の範囲の世界では完結せず、少なくとも複数の経済主体を考える一般均衡的論理構成や、動学的最適化の枠組みが必要になるし、検証に必要なデータセットも異なってくる。加えて、一般均衡的論理構成を前提とするのであれば、0-5 歳児の母親の労働供給行動の変化が影響する範囲を女性だけに限定する必要もない。とくに三世代同居という本稿で重視する論点を敷衍すれば、高齢者の労働供給との競合関係は将来的に重要な研究課題となるだろうし、ファミリー・フレンドリー政策の行方によっては男性の労働供給行動との関連も考慮する必要が生じるだろう。さらに付け加えれば、動学的最適化の枠組みを考慮する場合には、婚姻行動や出生行動との関連も視野に入ってくるのが自然である。とくに出生行動については政策目標のひとつとして掲げられていることから多くの論者の関心を呼んでいるものの、やはり、保育所整備という外生変動から婚姻・出生の意思決定までの経路は遠く、介在する多くの要素を考慮するためには、それなりの準備が必要になる。

本稿の射程を拡げるもう一つの方向は、公的保育サービスの最終的効果を何に求めるかにある。本稿では、母親の就業の有無という二値変数に限定しているが、これは国勢調査の公表数表というデータセットの制約によるところが大きい。保育所の整備が母親の就業を増やしたとして、どのような就業機会が増加するかは、保育所政策の費用便益を評価するうえで重要であることは言を俟たない。後段で解説するように、すでに、育児休業制度によって増加する就業機会は比較的生産性の低い非正規雇用に集中するという実証研究も

蓄積されつつあり、保育所整備がもたらす就業機会の厚生評価を前提に、パレート改善の途を探ることは急務だろう。この点、保育所整備が社会にもたらす貢献は、母親の就業機会に限られない。とくに児童の発育過程に与える影響は無視すべきではなく、むしろ未来に向かってのより重要な貢献ともいえる。

ともあれ、本稿では議論の射程を 0-5 歳児の母親の就業の有無にとどめ、背後にある論点を明らかにすることに注力し、より広範な議論はそれぞれ別稿に委ねる。

2. 制度的与件と主な変数の概観

具体的な分析に入る前に、本稿が依拠するデータをどのように生成しているかについて簡単に検討しよう。理論モデルに依らずに計量経済学的に因果関係を識別するためには、説明変数と被説明変数のそれぞれが生成される具体的プロセスを吟味し、どのような要素が推定したい関係に対して外生的かを確かめておく必要がある。ここで読者に注意を喚起したいのは、本稿でいう内生性・外生性という区別は、経済理論的に何らかの論理的関係を有する可能性があるかどうかという区別ではなく、あくまでも本稿に関心がある定員率と 0-5 歳児の母親の就業率との関係に対して、統計的な意味で内生的か外生的かという区別である。この点をより明らかにするためにあらかじめ前節で本稿の射程を限定したが、本節では、本稿の射程と具体的データが論理的に合致するかについて吟味しよう。

2.1 日本における保育政策の特徴

日本の保育サービス市場の現状を一言で言い表せば、かなり規制されたサービス取引といえることには異論はないだろう。保育施設が国や地方自治体に認可され公的補助を受けるためには、その収容能力や立地、保育士の数などいくつかの条件を満たす必要がある。この規制ゆえに認可保育所での保育の質は一定水準が保たれる一方で、国や地方自治体からの補助額は大きく、認可保育所における平均的な保育料は月額 20,491 円に抑制されている¹¹。

むろん、地方自治体によっては、基準に満たない私的保育サービスへの補助も行っているところもあるが、その額は少なく、結果として無認可保育所の平均的な保育料は比較的高額になる。さらに無認可保育所での保育の質についての疑問の声も絶えず、現状では無認可保育所の利用が進んでいないのは周知の事実だろう。実際、厚生労働省『国民生活基礎調査』では、1998 年から 2010 年までの平均で、無認可保育所は全体の保育サービスの 8% を占めるに過ぎず、かつ東京都や神奈川県など認可保育所が極度に不足している地域に限

¹¹ 厚生労働省『平成 24 年地域児童福祉事業等調査の結果』より認可保育所利用世帯の 1 世帯における児童 1 人あたりの保育料の平均値。児童が 1 人の世帯の平均 22,381 円から 3 人の世帯の平均 7,900 円までばらつきも大きい。板橋区の試算によると、2013 年度において保育園児 1 人にかかる費用は 1 ヶ月あたり 0 歳児 406,134 円から 4・5 歳児 97,985 円で、保護者の負担する 1 人あたりの月額保育料は 0 歳児 19,147 円、4・5 歳児 14,672 円だったので、保育料は費用のそれぞれ 4.7%、15.0% を占めた。

定されている¹²。

結局のところ、現状の日本の公的保育サービスの特徴は、規制によって比較的良質な保育サービスが安価に受けられる一方、それゆえに常に超過需要を生み出し、市場を通じた私的保育サービス取引は発展していないとまとめられる。こうした制度上の桎梏が、母親の就業抑制や少子化をもたらしていると考えられ、1990年代中葉より、エンゼルプラン(1994-1998)、新エンゼルプラン(1999-2003)など少子化対策が次々と打ち出され、保育所の定員の増加、保育時間の延長、休日保育などの保育政策が、育児休業制度や短時間勤務制度などとともに推進されてきた。ただし、こうした諸政策は認可保育所の新設や定員増を地方自治体に強制するものではなく、保育所の定員数が増加したわけではない。10年間の時限立法だが、後継の次世代育成支援対策推進法が制定されてはじめて、認可保育所の定員は増加に転じ、2000年から2010年までの10年間では12.2%の増加をみた。

2.2 公的保育サービスの利用可能性の代理変数（説明変数）

公的保育サービスの価格が低く規制されていることによって常に超過需要の状態にあるとすれば、供給制約が政策的に変動し公的保育サービスの利用可能性が変わったときに、母親の就業状態がどのように変化するかを確かめることが、公的保育サービスの母親の就業に与える影響を検証するために最も適した場面である。本稿では、この公的保育サービスの利用可能性の代理変数を、前述のように、都道府県レベルで集計された0-5歳児の数に対する認可保育所の定員の比率、すなわち「保育所定員率」として定義する。分子たる認可保育所の定員は厚生労働省『社会福祉行政業務報告』より採取し¹³、分母たる0-5歳児の数は総務省『国勢調査』による。

もちろん、定員率が公的保育サービスの利用可能性の唯一の代理変数というわけではない。たとえば他に、在所児童数や待機児童数を分子とする指標も考えられる¹⁴。総計のみが報告される定員数とは異なり、在所児童数は各歳別の数値が『社会福祉施設等調査』に報告されており、とくに低年齢児への保育サービスの状況を把握することに役立つ。待機児童数は後述するような問題をはらんでいるものの、保育サービスへの超過需要を直接捉えようとする試みである。しかし、これらの数値は均衡として決定されるべき保育サービ

¹² 具体的には、東京都で10%、神奈川県で16%を占めるものの、群馬県、富山県、福井県、山梨県、長野県、和歌山県、鳥取県など地方部ではほぼ0%である。

¹³ 厚生労働省『社会福祉施設等調査』は2009年及び2012年に調査の方法等が変更されているため、時系列比較に適していない。

¹⁴ 分母についても、宇南山(2011)のように、20-44歳の出生可能な女性の数を採用するという可能性もある。この方法は、保育所の利用可能性が出生率の変動を通じて就業に影響を及ぼすという考え方に基づいており、本稿の射程の外にある長期的動学的最適化の範疇に属する。宇南山(2011)の分析関心は、婚姻ならびに婚姻時の就業継続の有無にあり、ある程度の長期的な保育所の利用可能性の見通しに基づいて1回限りの決断に望むという分析枠組みは興味深い。他方、繰り返しになるが、本稿ではより短期的な毎期の就業の有無の意思決定に関心がある。分析の射程をどうとるかによって、こうした指標の作り方にも大きな差が出る好例である。ただし、Asai et al. (2015b) Table 7 および Table 8 に示したように、分析結果は保育所定員率の分母の取り方には本質的には依存しない。

ス需要についての意思決定が含まれており、供給制約が変動したことを識別の源泉として考える本稿の分析枠組みでは、説明変数として採用するには適切ではない。加えて、たとえば在所児童数は、実際に保育所へ入所した数を指し、この母親の行動は、保育所の利用可能性を所与としたうえで、他の代替的保育サービスの需要、母親の就業等と同時に決定されるとも考えられ、就業決定の先決変数とするべきではないという理由もある。換言すれば、データとして報告される在所児童数は、保育所の利用可能性や他の代替手段、就業行動を考慮せずに家計の効用関数から直接導かれる保育サービスの需要ともいえない。

こうした在所児童数に関する議論は、待機児童数についてはより強く反映される。現実にも、2013年に横浜市が待機児童ゼロを宣言したとたん、待機児童ゼロ達成による保育所入所を希望するかたの期待の高まりなどにより、入所申込者数が4,114人増（過去最大）となり、2014年4月1日現在の待機児童数が20人となってしまったことは記憶に新しい¹⁵。さらにいえば、待機児童数については、2003年に定義が変更されたために前後でデータの断層があり、2000年をまたぐ時系列比較にはなじまないという別の理由もついてまわる¹⁶。

本稿は極力供給制約の代理変数を探すという立場だが、多少枠組みを拡張して需要側を考慮することにし、待機児童数や在所児童数を説明変数として母親の就業率を回帰したとしても、この方法はこの方法として深刻な同時決定バイアスが懸念されてしまうのである。

それでは、次に本稿での重要な説明変数である定員率の推移をおおまかに解説しよう。保育所定員率は、定員数と児童数の比なので、定員率の推移がどちらの数値の変動によるのかを念頭においておくことは、以下の分析結果を解釈するうえで有用だろう。

まず、先に説明したように、エンゼルプラン、新エンゼルプラン、次世代育成支援対策推進法など政策的でこ入れによって、定員率の分子、すなわち保育所の定員数が増加した都道府県が相次いだが、これは主に東京など大都市に集中した。対して地方部では、保育所の定員数はむしろ一定を保つ傾向があった。保育所の定員が減少しなかった理由としてはいくつか考えられる。ひとつは、認可保育所には最低60名という設置基準があり¹⁷、60

¹⁵ 横浜市子ども青年局「横浜市の保育所待機児童の状況と対策について」（2014年7月）

¹⁶ 2003年の定義変更時には、「付近に保育所がない等やむを得ない事由により、保育所以外の場合に適切な保育を行うために実施している、①国庫補助事業による家庭的保育事業、特定保育で保育されている児童、②地方公共団体における単独保育施策（いわゆる保育室・保育ママ等）において保育されている児童については、本調査の待機児童数には含めない事」および「他に入所可能な保育所がある（保育所における特定保育事業含む）にも関わらず、特定の保育所を希望し、保護者の私的な理由により待機している場合には本調査の待機児童数には含めない事。他に入所可能な保育所とは、(i)開所時間が保護者の需要に当たっている。（例えば、希望の保育所と開所時間に差がないなど）、(ii)立地条件が登園するのに無理がない。（例えば、通常の交通手段により、自宅から20～30分未満で登園が可能など）」という条件が付され、それまでと比較して待機児童数が小さく報告されるようになった。待機児童数の定義は2003年以降も変更されることがあり、2012年には「いわゆる入所保留（一定期間入所待機のままの状態であるもの）の場合については、保護者の保育所への入所希望を確認した上で、希望がない場合には、本調査の待機児童数には含めない事」という条件が削除される一方で、上記の①②に「③国又は地方公共団体によりその運営に要する費用について補助を受けている認定子ども園のうち、幼稚園型又は地方裁量型の保育所機能部分で保育されている児童」が付け加えられるなど変動が激しい。

¹⁷ 「保育所設置認可等事務取扱要綱」による。この60名という最低基準の決定には特別な根拠がないことが、日本児童問題調査会（1978）に示されている。

名を下回って小規模な保育所を運営するのは基本的には困難だからである。確かに、2000年に「小規模保育所の設置認可等について」が発せられ¹⁸、小規模な保育所の認可もされるようになったが、条件が附されており、自由に小規模化できるわけではない。加えて、保育所の定員削減に伴う保育士の人員整理については労使紛争が発生することがままたり、いわゆる解雇権濫用法理のリーディング・ケースとなった「あさひ保育園事件」はまさに保育所の定員削減に伴う人員整理が解雇権の濫用として無効とされた事件だった¹⁹。公的保育サービスを担う保育所の定員はそう簡単に削減できないような制度的イナーシアがあると考えてよい。

他方、分母の0-5歳児数は、考察期間である1990年から2010年までの間、少子化の進行から全国レベルでは減少傾向が継続したことは周知のことだが、少子化の進行は地方部で甚だしく、都市部ではそれほど顕著ではなかった。こうした結果、地方部では定員率は上昇傾向にあり、都市部での定員率の上昇幅はそれほど大きくはなかった。都市部と地方部で、説明変数の動因がやや異なる点は指摘しておきたい。

2.3 最年少の子供が0-5歳の夫婦のいる世帯（被説明変数）

被説明変数は、0-5歳児をもつ夫婦の母親の就業率である。

『国勢調査』ではすべての一般世帯は「世帯の家族類型」に従って、(A)親族のみ世帯、(B)非親族を含む世帯、(C)単独世帯と分類され、(A)はさらに(I)核家族世帯と(II)非核家族世帯に分けられる。統計局は、(II)および(B)の中から、とくに三世代世帯を、「世帯主との続き柄が、祖父母、世帯主の父母（又は世帯主の配偶者の父母）、世帯主（又は世帯主の配偶者）、子（又は子の配偶者）及び孫の直系世代のうち、三つ以上の世代が同居していることが判定可能な世帯」と定義し、多くの集計表で特に掲示している。本稿では、まず、一般世帯のうち夫婦のいる世帯で最年少の子供が0-5歳である世帯を取り出す。さらにそれを統計局の分類に従い、夫婦のいる核家族世帯（以下、核家族世帯と略す）と夫婦のいる三世代世帯（以下、三世代同居世帯と略す）に分類し、それぞれの世帯類型について母親の数と就業者の数を都道府県単位で集計した値から、母親の就業率を算出する。データはすべて総務省統計局のウェブサイトe-statからダウンロードした。

したがって、本稿で直接の考察対象としないのは、(i) 子供がいないか、最年少の子供が7歳以上の世帯と、(ii) 最年少の子供が0-5歳だが夫婦がいるわけではない世帯、(iii) 最年少の子供が0-5歳だが核家族でもなく三世代世帯でもない世帯である。(i) はそもそも保育所定員率に直接、影響を受ける世帯ではないので考察対象からは外れる。その分、とくに最年少の子供が6歳から14歳の世帯は、後段で詳述するプラシーボテストの適切なコントロールグループとして扱えるだろう。(ii) はシングル・ペアレントの家庭で社会厚生上見過ごせない人々だが、全体に占める比率は2-3%と少ないうえ、もともと優先的に保育所利用

¹⁸ 平成12年3月30日児発第296号

¹⁹ 1983年10月27日最高裁判所第一小法廷判決

が認められており就業率が高いため、公的保育サービスの利用可能性と就業率との関係をみるという本稿のメカニズムを検討する余地がほとんどない。(iii) は叔父や叔母など同居している世帯が含まれるが、構成比が 0.02%と極小なことから本稿では扱わない。

就業非就業の区別は、9 月第 4 週に 1 時間でも就業した場合に就業したとみなされる。ただし、育児休暇などで休業中の場合は就業していなくても就業として数えられる。そのほか同じ『国勢調査』から採れるコントロール変数としては、夫の就業率、夫婦の平均年齢がある。残念ながら学歴情報は 10 年毎の大調査でしか採取されておらず、本稿では採用できない。各年各都道府県の実業率に直接影響を及ぼす労働需要の強さは、都道府県別の 15 歳以上の完全失業率によって代理する。いうまでもなく、0-5 歳の子供をもつ母親の実業率は、完全失業率を計算する一部分だが、その構成比は小さく完全失業率とのメカニカルな関係は僅少と考えて差し支えない。

2.4 要約統計量

前項までに解説した変数の要約統計量を示したのが次の表 1 である。後段での理解を助けるために、本稿で扱う全世帯に関する全国平均値と、核家族世帯と三世代同居世帯にわけた平均値を示した。観察単位は都道府県なので観測数は各列 47 である。表 1 に掲載した各変数の全国平均値は世帯数でウェイトをかけて算出しているので、同じ定員率でも集計単位によって平均値は異なる。

関心のある説明変数である定員率は、1990 年の 0.248 から 2010 年の 0.338 まで着実に上昇している。この上昇傾向は、核家族世帯の分布をウェイトとしても、三世代同居の分布をウェイトとしても観察され、ウェイトの取り方に依存せず、全国的な傾向であることがわかる。他方、被説明変数である 0-5 歳の子供をもつ夫婦の母親の実業率は、やはり、1990 年の 0.341 から 2010 年の 0.412 まで上昇している。この 20 年間は、いわゆる「失われた 20 年」をほぼカバーしており、表 1 でも、完全失業率は 0.030 から 0.064 へ倍増し²⁰、父親の実業率は 0.988 から 0.941 に下落している。不況基調の経済状況と比較すると、ほぼ 7%ポイントという母親の実業率の上昇度合いはかなり大きいと考えてよい。

したがって、要約統計量を一瞥すると、定員率と母親の実業率は時系列的には正の相関をもっていることがわかる。これを実際に図示してみよう。まず次の図 1 では、横軸に全国平均の定員率の推移を、縦軸に全国平均の母親の実業率の推移をとり図示した。

図 1 からは、1995 年以降、定員率と母親の実業率との間にははっきりと正の相関関係があることがわかる。とりわけ、その傾きは 1 に近く、近年の定員率の 1%ポイントの増加は、ほとんどそのまま母親の実業率の 1%ポイントの増加と並行していたことがわかる。

こうした正の相関関係は、実は都道府県間にも認められる。次の図 2 では、2010 年の一時点についてだが、横軸に定員率、縦軸に母親の実業率をとり、都道府県間でみた両者の

²⁰ 日本の完全失業率の最高値は 5.5%である。表 1 の完全失業率は、0-5 歳の子供のいる、夫婦のいる世帯の分布でウェイトをかけているため、全国平均値は 5.5%を超えることが可能になる。

相関関係を図示した。参考のために当該都道府県の世帯数をバブルの大きさに表している。

表 1：要約統計量

	1990	1995	2000	2005	2010
0-5歳のこどものいる、夫婦のいる世帯					
保育所定員率	0.248	0.265	0.269	0.302	0.338
母親就業率	0.341	0.329	0.334	0.372	0.412
母親平均年齢	31.6	31.8	32.1	32.9	33.7
父親平均年齢	34.5	34.5	34.6	35.0	35.6
父親就業率	0.988	0.985	0.976	0.965	0.941
完全失業率	0.030	0.043	0.048	0.060	0.064
核家族世帯比率	0.712	0.752	0.804	0.837	0.865
うち核家族世帯					
保育所定員率	0.241	0.258	0.263	0.296	0.332
母親就業率	0.274	0.280	0.300	0.347	0.396
母親平均年齢	31.6	31.6	32.0	32.9	33.8
父親平均年齢	34.4	34.3	34.4	34.9	35.6
父親就業率	0.988	0.984	0.976	0.965	0.941
完全失業率	0.031	0.044	0.048	0.060	0.064
うち三世代同居世帯					
保育所定員率	0.266	0.285	0.293	0.331	0.376
母親就業率	0.511	0.478	0.476	0.499	0.517
母親平均年齢	31.6	32.1	32.5	32.9	33.5
父親平均年齢	34.7	35.1	35.3	35.3	35.8
父親就業率	0.990	0.986	0.975	0.968	0.945
完全失業率	0.028	0.039	0.044	0.057	0.064

出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Table 1.

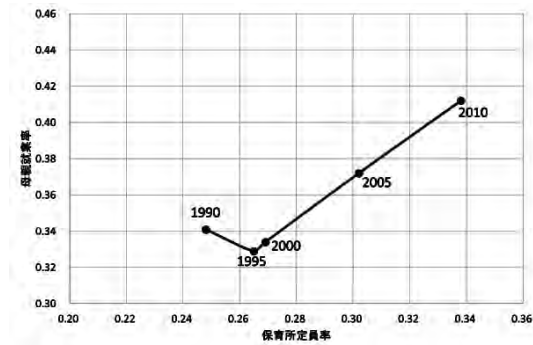
注) 観察単位は都道府県、観測数は各列 47。都道府県集計値を、世帯数をウェイトとして全国平均を算出。

図 1 と同様に図 2 から、かなり明瞭な正の相関関係がみえる。すなわち、定員率が高い都道府県ほど母親の就業率も高い。東京都や神奈川県など人口の大きな地域が低定員率・低就業率の領域に固まり、高定員率・高就業率の領域にばらつく比較的人口の小さな地域が正の相関関係をつくり出しているようにもみえるが、人口の大きな地域に限っても正の相関関係があるのははっきりしている。

結局、図 1 と図 2 をあわせてみれば、保育所の定員率の増加が母親の就業率の上昇を促したと結論付けるのは容易い。しかも、身の回りで経験したり伝えられたりする保育所利用の困難さを考慮すれば、図 1 と図 2 から得られる結論をそのまま真実であると考えても無理はない。

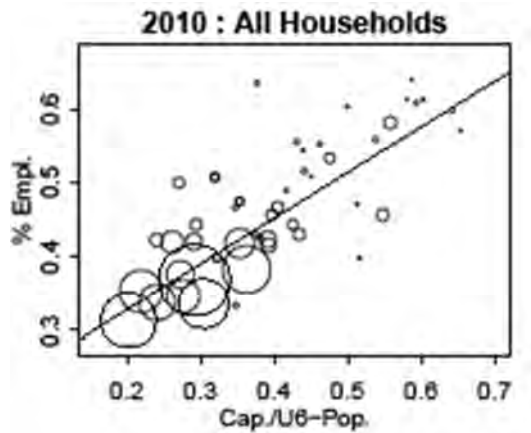
ところが、事実はそれほど簡単ではない。同じデータを用いて、横軸に同一都道府県での定員率の増加分を、縦軸に母親の就業率の増加分をとり、図示したのが次の図 3 である。

図 1：定員率と母親就業率との関係（全国平均，1990～2010 年）



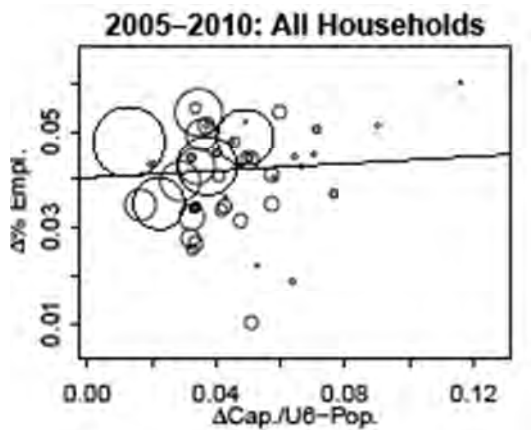
出所) 前掲表 1 より作成
注) 観察単位は都道府県

図 2：定員率と母親就業率との関係（都道府県，2010 年）



出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Figure 1.
注) 観察単位は都道府県、バブルの大きさは世帯数

図 3：定員率の変化分と母親就業率の変化分との関係（都道府県，2005～2010 年）



出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Figure 1.
注) 観察単位は都道府県、バブルの大きさは世帯数

興味深いことに、図 1 や図 2 でみられた正の相関関係は消失してしまっている。同一都道府県内の変化に注目すれば、保育園の定員をより増やした都道府県で母親の就業率がより増えたとはいえないのである²¹。

同一都道府県内の二時点間の変化分をとるということは、都道府県単位でみたときに両時点で固定されている属性を捨象して、変化したものだけに注目できるという利点がある。たとえば前節で言及した伝統的価値観は 5 年程度の短期で変わるものではないので、図 3 はあたかも定員率と就業率のみが変化した状況を図示したと解釈することができる。別言すれば、図 3 に示した関係は、伝統的価値観の強弱など 5 年程度では変わらない要素を度外視すると、定員率の伸びと就業率の伸びはほぼ無相関になると解釈できるのである。

図 3 と図 1・図 2 を比較すれば、本稿で第一の課題として提示した問題は、図 1・図 2 の正の相関関係を「定員率を増やせば母親の就業率が上昇する」という因果関係として解釈できるか、という点に絞られることが視覚的にもわかるだろう。定員率と就業率との因果関係はまったく自明ではなく、詳細な分析の対象となるべき現象であるといえる。もちろん、実際には、図 3 の背後ではさまざまな一定ではない要素も混在しているかもしれないし、この無相関は、リーマンショックを挟むという 2005 年から 2010 年までの特異的な現象なのかもしれないので、図 3 から軽々に結論を導くべきではない。こうした点をより深く議論するためには、次節以降で紹介するように、回帰分析の枠組みに転換して分析を進める必要がある。

回帰分析に移る前に表 1 で確認しておくべきことがいくつかある。たとえば、核家族世帯の分布をウェイトとして平均をとった定員率は、おしなべて、三世代同居世帯の分布をウェイトとした平均よりも小さい。これは、比較的定員率が低い都市部で核家族比率が高く、比較的定員率が高い地方部で三世代同居世帯比率が高いという統計的構造があることを表している。また、母親の就業率の上昇は専ら核家族世帯に発生していたことも特筆すべきだろう。三世代同居世帯ではもともと母親の就業率は 0.511 と高かったものの、この間ほぼ安定的に推移している。父親の就業率は核家族世帯と三世代同居世帯でその水準に差はなく、さらに 20 年間の変化もかわらないことと比較すると、核家族世帯における母親の就業率の上昇が、いかに特異的かが理解できよう²²。父親の就業率や夫婦の平均年齢など、景気動向や晩婚化などの影響を代理するそのほかの変数については、両世帯類型間で差がないばかりか時系列的傾向の差がないが、母親の就業率の上昇は核家族世帯に顕著で、

²¹ 図 2 と図 3 を見比べると、定員率の上昇は定員率の水準がもともと高かった、地方部の都道府県で大きいことがわかる。この統計的事実は、こうした地方部での定員率の変化が人口減少によって引き起こされていることを示唆しており、その場合、定員率の変化が母親の就業率に有意な影響を及ぼさないのは理の当然と考えられるかもしれない。しかし、図 2 で明らかなように、都道府県単位でみると、定員率が最も高い部類でもその水準は 70%に届かず、欠員が生じているわけではない。したがって、本稿で考察している経済的メカニズムは一般に働いていると考えた方がよい。実際、Asai et al. (2015a) Table 6 で示されたように、都市部と地方部で別々に分析を行っても結論に本質的な違いは観察されない。

²² 母親と父親の平均年齢は年を経るにしたがって上昇しており、社会全体の晩婚化・晩産化を反映している。しかし、この傾向は核家族と三世代同居では差がない。晩婚化・晩産化の進行は、実のところ世帯類型とはあまり関係がない可能性が示唆される。

三世代同居世帯との差が際立つのである。

3. 回帰分析

さて、図1から図3で見た通り、定員率と母親の就業率との関係は自明ではなく、回帰分析の枠組みで詳細に検討すべき課題であることがわかった。そこで本節の目的を、母親の就業率を定員率に回帰することで、公的保育サービスの利用可能性が母親の就業率に与える影響を実証的に検討することにおき、本稿の主要部分としよう。そのために、本節では次の(1)式のような計量モデルを想定し、 β_1 を最小二乗推定することによって両者の因果関係を統計的に検証する。

$$Y_{pt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCA_{pt} + X_{pt}\beta_2 + \theta_p + \xi_t + \varepsilon_{pt} \cdots \cdots (1)$$

ただし、ここで Y_{pt} は p 県 t 年における0-5歳児をもつ夫婦の母親の就業率で、 CCA_{pt} は保育所定員率を指す。保育所定員率は保育所定員を0-5歳児の数で除した比率である。ほかに、 X_{pt} として都道府県レベルでの世帯の特性を示すコントロール変数、 θ_p として都道府県固定効果、 ξ_t として年固定効果を含める。 ε_{pt} は誤差項で他の変数との相関は許さないが、都道府県固定効果、年固定効果は他の変数との相関は許される。

第1節でも指摘したように、(1)式の特徴は都道府県固定効果を含めることで、同一都道府県内の変動から係数を推定する点にある。換言すれば、都道府県固定効果は自然条件や伝統的な家族観など、時間を通じて固定されているけれどもデータには表れない要因をすべて吸収する。また年固定効果は、景気循環による影響はもとより、全国的に母親の就業率に影響を及ぼす要因、たとえば育児休業期間やほかのファミリー・フレンドリー施策といった全国共通で行われた政策変更などをも制御する。また、観察単位が都道府県であることから、推定係数の算出にあたっては世帯数によってウェイトをかけている。標準誤差についても分散不均一性と都道府県レベルでの系列相関を考慮し、都道府県レベルでクラスターして算出している。クラスターしない場合、 t 値が数倍に過大評価され、統計的有意性を過大に見積もることになるので、パネルデータを扱う場合には必ずクラスターを行う必要があることに注意されたい²³。

推定結果の提示・検討は次節に譲るとして、本稿のような研究では一国レベル、都道府県レベル、市町村レベル、個人レベルと様々な分析単位があり、それぞれの利点と不利点があることを認識しておくことが肝要である。まず一方の極に一国レベルのデータがあるが、手に入れやすく長期的動向の分析や各国比較が比較的容易にできるというメリットがあり、長期動向が重要な出生動向や人口動態の分析によく用いられる。しかし時系列動向を用い

²³ 詳しくは Cameron and Miller (2015) を参照のこと。本稿の例で都道府県レベルでのクラスターを行わない場合、 t 値が3倍程度に過大評価される（標準誤差が3分の1度に過小評価される）。

た分析に終始しなくてはならないというデメリットがある。もう一方の極には個人レベルでのデータがあり、本来最も情報量が豊富で就業機会の詳細を検討するには必要不可欠である。他方、こと保育政策の分析については万能ではない。たとえば、公的保育サービスの利用可能性を個人レベルで考えることに困難が伴うことは、誰しも容易に想像がつくだろう。一般に、ある世帯が利用可能な保育所は複数あり、しかも候補地は住所によって固定されているわけではなく、通勤経路や現住所の選択などによって変動しえる。ちょうど、ある個人に対して潜在的通勤圏を設定するのが難しいように、ある世帯の保育所利用可能性も、たとえば現住所値を固定した上で半径何キロ以内など、ある程度の想定によって機械的に設定することになってしまう可能性はかなり大きい。その範囲をおおざっぱに市町村とすることは可能である。ただし、その場合、係数の点推定値については、市町村レベルのデータでも個人レベルのデータでも、完全に数値的に一致することに注意されたい。したがって、市町村レベルのデータではなく個人レベルのデータを用いるメリットは、標準誤差が小さくなる点に絞られる。こうした事情から、個人レベルのデータを扱うメリットはそれほど大きくないのである。

さらに利用可能性などを勘案すると、他方の市町村レベルや都道府県レベルでの集計データを用いるメリットはそれなりに大きい。とくに都道府県レベルの集計データは、ウェブサイト等で容易にダウンロードできるものも多く、データ収集と整理にかかる労力を最小限にとどめることができる。そのほか、本稿で市町村レベルではなく都道府県レベルのデータを用いた理由は大きくは2つある。

第一の理由は、定員率に引っ張られた居住地選択の影響を極力排除するためである。(1)式で β_1 がバイアスをもたずに最小二乗推定できる条件に、誤差項が都道府県ダミーも含めた説明変数と相関をもたないことがある。しかし、もし母親の就業意欲や機会費用が高い世帯が、定員率の増加を目標に居住地を選択した場合、前者の要素は誤差項に反映されるため、この識別の仮定が壊れてしまうのである。簡単にいえば、保育所の利用機会が増大した都道府県に就業意欲の高い世帯が集中的に移転することによって、保育所の利用の有無とは無関係に就業率が上昇してしまった場合、(1)式では保育所の効果を正確に推定できない。

都道府県を観察単位とすれば、このような居住地選択は現在の日本ではほとんど起っていないが、実は市町村を観察単位とした場合にはこの限りではない。ここでは試みに2002年の総務省『就業構造基本調査』を用いて、転居理由の分布を調べてみよう。当調査では転居についての質問があり、その理由を尋ねている。まず調査時点で0-5歳の子供がいる夫婦がいる41,677世帯に限定した上で、転居理由と転居前の住所地とを集計した。その結果、転居全体のうち「子供の養育・教育のため」と回答した割合は8.7%とある程度存在したものの、そのうち都道府県をまたいで転居した割合は9%にとどまり、転居全体ではわずか0.8%を占めるに過ぎないことがわかった。逆に言えば、子供の養育・教育のために転居した世帯があったとしても、その9割以上は同一市町村内か市町村間を動き同一都道府

県内に止まっていたことになる。少なくとも本稿で分析対象とした期間については、公的保育サービス目当てに都道府県をまたいで転居する人々は無視できる範囲にあるといえる²⁴。市町村を観察単位としたときには、この居住地選択の内生性をどう対処するかが重要な課題となる一方、集計単位を都道府県に引き上げることによってこの問題を解決することが可能になる。

もう一つの理由は、現実のデータセットにまつわる問題である。つまり、多くの市町村レベルのデータは何らかのサンプリング調査を市町村レベルに集計し直して作成されるため、欠損値が意外に多い。欠損値とならなくとも、市町村レベルでの集計値はかなりの測定誤差を含んだ数値が報告されるため、測定誤差の大きい変数を説明変数として用いるというデメリットも発生してしまうのである。

都道府県レベルのデータを用いた場合にはこうしたデメリットは発生しない。その替わり、横断面方向のサンプルサイズが47と小さくなるため、標準誤差が大きく有意な推定値が得られない可能性はある。幸い、本稿では十分小さい標準誤差が得られたので、都道府県データを用いるデメリットは最小限に抑えられていると評価できる。

表2：公的保育サービスの利用可能性が母親の就業率に与える影響

集計対象	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	0-5歳児のいる、夫婦のいる世帯					うち核家族世帯			うち三世帯同居世帯		
定員率	0.686 *** (0.077)	0.567 *** (0.083)	-0.147 (0.110)	0.117 *** (0.064)	-0.222 *** (0.228)	0.668 *** (0.051)	0.516 *** (0.064)	0.322 *** (0.058)	0.515 *** (0.137)	0.439 *** (0.093)	-0.243 (0.158)
定員率×核家族世帯比率				0.396 (0.269)							
母親平均年齢		0.221 *** (0.078)	-0.001 *** (0.032)	0.039 (0.024)	0.025 (0.024)		0.148 *** (0.054)	-0.018 (0.020)		0.317 *** (0.071)	0.037 (0.039)
父親平均年齢		-0.250 *** (0.077)	0.015 (0.028)	-0.034 (0.026)	-0.019 (0.027)		-0.150 *** (0.051)	0.013 (0.021)		-0.366 *** (0.065)	-0.032 (0.039)
父親就業率		-0.685 * (0.355)	0.164 (0.144)	0.462 *** (0.107)	0.456 *** (0.102)		-0.210 (0.262)	0.250 *** (0.087)		-1.313 *** (0.287)	-0.324 (0.341)
失業率		-2.469 *** (0.077)	-0.235 (0.544)	-0.500 (0.331)	-0.313 (0.307)		-0.435 (1.064)	-0.283 ** (0.141)		-3.135 *** (0.951)	-1.297 (1.050)
核家族世帯比率				-0.509 *** (0.074)	-0.598 *** (0.097)						
定数項	0.162 *** (0.027)	2.576 *** (0.950)	-0.284 (0.371)	0.127 (0.316)	0.139 *** (0.315)	0.134 *** (0.017)	0.839 *** (0.635)	0.162 *** (0.027)	0.342 *** (0.050)	4.448 *** (0.803)	0.799 ** (0.396)
年固定効果		YES	YES	YES	YES		YES	YES		YES	YES
都道府県固定効果			YES	YES	YES			YES			YES
決定係数	0.493	0.620	0.984	0.992	0.992	0.615	0.771	0.994	0.218	0.651	0.977
観測数	235	235	235	235	235	235	235	235	235	235	235

出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Table 2. 『国勢調査』より著者ら算出。

注) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$. すべての推定についての被説明変数は母親の就業率。観察単位は都道府県、ウェイトとして世帯数を用い、標準誤差は都道府県レベルでクラスターしている。

3.1 分析結果

(1)式の推定結果は次の表2にまとめられている。第1列から第5列までは、0-5歳児の

²⁴ もちろん、これは将来的にもこうした転居が少数派に止まるというわけではない。母親世代の高学歴化が進めば都道府県をまたぐ転居も辞さないほど就業意欲が強い母親は増加することが予想できるし、父親の勤務形態が流動的になれば転居のコストも減少する。もしこうしたことが現実になれば、都道府県データといえども完全に転居に伴う推定バイアスの可能性を排除することはできないだろう。

いる、夫婦のいるすべての世帯についての集計値を用い、第 6 列から第 8 列まではそのうち核家族世帯のみについて、第 9 列から第 11 列はそのうち三世代同居世帯のみについての集計値を用いて(1)式を推定した結果である。観測単位は都道府県なので、標準誤差は都道府県単位でクラスタリングし、世帯数をウェイトとして用いて各係数を最小二乗推定した。被説明変数はすべての推定について当該集計対象の母親の就業率である。

3.2 全体の傾向

まず全体の傾向を確かめよう。固定効果を何も考慮せずに、単純に母親の就業率を定員率に回帰した場合、その係数は 0.686 と正に推定される(第 1 列)。年固定効果およびいくつかの説明変数を追加しても、係数自体は 0.567 と若干減少するものの、正かつ統計的に有意に推定されることは維持され、第 1 節で紹介した日本における先行研究の結果と一致する(第 2 列)。

ところがこの正の相関関係は、いったん都道府県固定効果をとると消失し、そこで推定された係数は-0.147 とむしろ負を示し、統計的にはほぼゼロと区別できなくなる(第 3 列)。繰り返しになるが、第 2 列と第 3 列の違いは、定員率と就業率の水準の都道府県間の差異を識別の源泉とするか、都道府県内での定員率と就業率の変化率を用いて係数を推定するかにある。識別の方法によって、推定される係数の符号が真逆になることは、第 2 列にはかなり大きな正のバイアスが発生することを示している。また、第 3 列では多くの説明変数の統計的有意性が消失する一方で、決定係数が 30%ポイント以上増加しており、都道府県固定効果のもつ説明力が強いことを示唆している。第 1 節で議論した都道府県に固有の自然条件や価値観が、0-5 歳の子供をもつ母親の就業率の都道府県間の違いを安定的に強く説明しており、しかも都道府県間の保育所の定員率の大小と相関している事情が読み取れるだろう。日本での労働市場の地域差が僅少なのか顕著なのかについては諸説あるが、第 2 列と第 3 列の違いをみる限り、無視できないのは確からしい。

では、なぜ定員率は母親の就業率に影響を及ぼさないのだろうか。

実は、両者の関係を否定的に導く分析結果は本稿に特異的なものではない。Fitzpatrick (2010) や Havnes and Mogstad (2011) は、米国およびノルウェイにおいて、公的保育サービスの拡大が母親の就業を増やさなかったことを報告しており、その理由をベビーシッターに代表されるインフォーマルな保育サービスの利用を代替したことに求めている。日本でも同様な分析結果がみられたということは、やはりインフォーマルな保育サービスとの代替が発生したと考えられるかもしれない。項を改め、この点を詳論しよう。

3.3 世帯類型の影響

まず日本におけるインフォーマルな保育サービスの位置付けを知るために、厚生労働省『21 世紀出生時縦断調査』を参照してみよう。3 歳児までの幼児の保育を主に誰が担当しているかが聞かれているからである。同調査によれば、日本で両親以外が保育を担当する

場合、その 73.3%までもが認可（または認証）保育所を利用しており、ベビーシッターなどインフォーマルな保育サービスを利用しているのはわずか 0.9%に止まる。認可保育所以外では誰が保育を担当しているかといえば、祖父母による場合が実に 25.9%と 4 分の 1 を占めているのである。したがって、表 2 第 3 列で検出されたように公的保育サービスの利用可能性が母親の就業率に影響せず、その背後で私的保育サービスとの代替が発生していたとしても、日本では米国やノルウェイと異なり、代替の対象となったのは祖父母による保育なのかもしれない。

残念ながら、本稿で依拠している『国勢調査』では保育を誰が担当しているかは質問されておらず、適当な代理変数を見つける必要がある。この点、2010 年の厚生労働省『国民生活基礎調査』によると、祖父母が育児を担当する割合が高い都道府県は、三世代同居が多い都道府県と一致する傾向があり、両者の相関係数は 0.80 に届く²⁵。三世代同居の内実を想像してみても、母親の就業中に祖父母が育児を担当することは十分に想定でき、都合のよいことに『国勢調査』には三世代同居の世帯を対象とした集計表が豊富に公表されている。

そこで、三世代同居を選択するか核家族を選択するかという問題はひとまず置いて、家族類型を所与と想定したうえで、(1)式の説明変数として核家族世帯のシェアを追加してみよう。その推定結果は表 2 第 4 列および第 5 列である。第 4 列では単に核家族世帯のシェアをコントロール変数として導入し、母親の就業率の増減のうち家族類型の変化に起因する部分を取り除いた。第 5 列では核家族世帯のシェアを定員率と交差させ、核家族世帯と三世代同居世帯で定員率が母親の就業率に及ぼす影響が異なるかを検討した。

第 4 列で推定された定員率の係数は 0.117 と、統計的有意性は劣るものの再び正に推定された。表 1 に戻るまでもなく、この間核家族世帯比率が増大しつつあり平均的な母親の就業率を押し下げる力が働いたことを思い出せば、この傾向が顕著な都道府県で定員率の増加が起こり、世帯類型の変化を考慮しないと定員率の増加の効果がその分減殺されて推定されてしまうと解釈できる。また、第 5 列で推定された交差項は、統計的には有意にゼロと違わないが正に推定されており、核家族世帯比率が高い都道府県でこそ、定員率が母親の就業率を引き上げる効果が大きくなることを示している。

この世帯類型の変化による影響は無視できる大きさではないだろう。試みに第 4 列で推定された係数を用いれば、1990 年から 2010 年まで核家族世帯比率がどの都道府県でも一定だったとすれば、この間 9%ポイント増加した定員率は、母親の就業率を 1%ポイントほど引き上げたかもしれないからである ($=0.117 \times 0.090$)。現実には増加した母親の就業率は 7.1%ポイントなので、その 7 分 1 ほどが世帯類型の変化によって減殺された計算となる。別言すれば、定員率の増加のペースが核家族化の進行よりも速い限りにおいて、定員率の増加は母親の就業増加に結びつくのであって、世帯類型の変化のスピードについて考慮することの重要性が示唆されよう。

²⁵ 第 3 巻第 18 表

以上の点をもう一度確かめるために、核家族世帯についての集計値と、三世代同居世帯についての集計値について別々に(1)式を推定した結果が、表2第6列から第8列、第9列から第11列にまとめられている。まず、世帯類型を限定したとしても、定員率の推定係数は説明変数を追加するに連れて減少する傾向があり、母親の就業率と定員率の両方を同時に正の方向に動かす共通要因が潜在していることを示している。やはり単純な相関関係には上方バイアスが発生している点、再度読者の注意を喚起したい。ただし、核家族世帯の場合、都道府県固定効果を導入しても、定員率の推定係数は0.322と正かつ統計的有意性を保っており、全体の平均的傾向と異なる。また、この0.322という係数の大きさは無視できないと考えた方がよい。20年間の定員率の増分0.090をあわせると母親の就業率は2.90%ポイント増加した計算になり、この間の核家族世帯の母親の就業率の増分12.2%ポイントのほぼ4分の1を説明できるのである。祖父母による保育を望みにくい核家族世帯にとって、公的保育サービスの供給がいかに母親の就業の助けになるかを示していよう。

しかし、三世代同居世帯に関しては、(1)式は定員率の影響をほばないものと推定している。そもそも三世代同居ゆえに公的保育サービスを需要する必要がないからなのか、公的保育サービスがまだ少なかった状況下でも祖父母の助力を得て就業していたために、公的保育サービスの拡充は単に祖父母の保育からの乗り換えを促しただけなのか区別することはできないが、いずれにせよ三世代同居世帯については、定員率の増減が母親の就業状態におよぼす影響は無視し得る程度だったとまとめられよう。

3.4 中継路としての世帯類型

前項の分析は、日本における私的保育サービスの選択肢としての三世代同居の役割の大きさを示唆しており、それを考慮するかしないかで公的保育サービスの利用可能性が母親の就業に与える効果も大きく異なることがわかった。ただし、前項の議論は世帯類型の選択が所与であるという前提に基づいており、その外生性の仮定に疑いを抱く読者も少なくないだろう。たとえば、母親が就業したいがためにわざわざ三世代同居を選択するという行動をとるのではないかというシナリオは容易に想像できる。

結論から言うと、世帯類型の選択の問題は本稿の論旨に影響を与えない。

まず先行研究として、Sasaki (2002) は三世代同居が子世代の妻の就業に与える影響を、子世代の夫が長男であるかどうかを操作変数として推定した結果、三世代同居こそが妻の就業を促進する効果を見つけている。少なくとも伝統的価値観による限り、子世代の夫が長男かどうかは親と同居するかどうかの意思決定には影響するが、妻の就業とは直接関係しない。その外生変動を利用して因果関係を推定した結果、たまたま夫が長男で親と同居してしまった場合にも、妻の就業確率は高くなり、それは他の三世代同居世帯と同様であることがわかった。結局、三世代同居すれば妻の就業率は高くなるが、その逆ではないのである。したがって、(1)式の説明変数として核家族世帯比率を導入したとしても、そこに逆の因果関係は発生しない。

もちろん、本稿は、定員率の増減と核家族世帯比率の増減の間、すなわち説明変数同士に関係がないと主張しているわけではない。

実際、定員率の増減は直接的に保育サービス価格の増減をもたらすので、三世代同居による保育サービス支出の節減を選択するという論理は、通常の経済学の枠組みでも十分考えられる。この推論を受け入れるとすれば、定員率が母親の就業率に与える影響を議論するには、核家族世帯比率をコントロールする必要はない。なぜならば、核家族世帯比率自体、定員率に影響を受けるからである。したがって、表2第3列の結果を信頼すべきである。換言すれば、ある世帯の母親は、定員率の増減をみたうえて世帯類型を選択する。三世代同居を選択して祖父母による保育をあてにして就業する場合もあれば、核家族世帯を選択したうえて保育所に預け就業する場合もあるだろう。このとき、多くの世帯が「できることなら三世代同居をしたくない」と考えているとすれば、定員率が増加したのを幸いに核家族を選択し、母親が就業するかもしれない。こうした母親の少なくとも一部は、定員率が低い場合にはそのまま就業をあきらめるのではなく、仕方なく三世代同居を選択して子供の世話を祖父母に任せた上で就業するという行動をとる可能性があるのである。

この点を確かめるために、本稿ではまず各都道府県の核家族世帯比率を定員率に回帰してその係数から世帯類型と定員率との間に相関関係があるかをチェックした。次の表3がその結果の要約である。

表3：公的保育サービスの利用可能性が核家族比率に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
集計対象	0-5歳児のいる、夫婦のいる世帯			6-14歳児のいる、夫婦のいる世帯
定員率	-0.341 *** (0.128)	-0.327 ** (0.128)	0.518 *** (0.132)	0.109 (0.132)
母親平均年齢		-0.060 (0.112)	0.080 * (0.046)	0.032 (0.046)
父親平均年齢		0.151 (0.110)	-0.096 (0.042)	-0.018 (0.042)
父親就業率		0.502 (0.521)	0.585 *** (0.291)	0.453 *** (0.291)
失業率		5.077 *** (1.464)	-0.521 (0.992)	0.392 (0.992)
定数項	0.886 *** (0.044)	-3.161 ** (1.598)	0.807 (0.825)	0.081 (0.825)
年固定効果		YES	YES	YES
都道府県固定効果			YES	YES
決定係数	0.069	0.560	0.983	0.992
観測数	235	235	235	235

出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Table 4. 『国勢調査』より著者ら算出。

注) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. すべての推定についての被説明変数はそれぞれの集計対象における核家族世帯比率。観察単位は都道府県、ウェイトとして世帯数を用い、標準誤差は都道府県レベルでクラスターしている。

都道府県固定効果を導入しない場合には、いくつかの説明変数を導入したとしても、定員率は0-5歳の子供のいる夫婦のいる世帯の核家族世帯比率と負の関係をもつ（第1列、第2列）。すなわち、定員率が高い都道府県と低い都道府県を比較すると、前者で核家族世帯比率が低く、後者で高い。前者の代表例として北陸地方、後者の代表例として東京など大都市部を想起すれば十分だろう。ところが、いったん都道府県固定効果を導入すると、両者の関係は正の关系到逆転する（第3列）。すなわち、定員率が増加したような都道府県では核家族世帯比率がより上昇し、三世帯同居比率はより減少していることになる。定員率の増加が主に地方部で起っていることを考えると、そうした地方部で三世帯同居世帯の衰退がより著しいことを示しているのだろう。

ただし、表3第3列の関係は、年固定効果や都道府県固定効果を導入しているとはいえ、そのままでは定員率から核家族世帯比率への一方向の因果関係を示しているかは定かではない。先に指摘したように、三世帯同居が衰退したからこそ、定員率が増加したという逆の因果関係があり得るからである。表3ではさらに、最年少の子供が6歳から14歳の夫婦のいる世帯についての集計値を用いることで逆の因果関係の存在を検証した。逆の因果関係があるのであれば、三世帯同居の衰退はどの世帯でも影響を受けており、子供の年齢には依存しないはずだからである。

表3第4列の結果、定員率の係数は0.109と正に推定されたが、統計的にはゼロと有意に変わらない²⁶。この結果を、6-14歳の子供のいる世帯については三世帯同居と定員率と相関がないと解釈すれば、三世帯同居の衰退が先にあつて地域の定員率の増加を誘発したという理屈は成立しない。やはり定員率の増減が、世帯類型を決定する要因のひとつであつて逆ではないのである。

その意味で、表2のうちで信頼すべきは、やはり第3列の有意に影響を与えないという推定結果である。定員率を増加させたとしても、それを理由に本来選択可能な三世帯同居世帯を忌避し核家族を選択する世帯が増えた結果、母親の就業率へ与えるはずだった正の効果を減殺してしまうという経路を考慮する必要があるのである。

3.5 頑健性の検証

以上のように、本稿の主要な結論は表2第3列に集約されるが、結論に移る前に推定の頑健性を確かめておく必要がある。計量経済学的に懸念すべきは、データに観察されない母親の就業意欲あるいは機会費用で、定員率と相関するものがあるかないかという点である。ひとつの可能性としては、都道府県間で定員率を目的とした転居があり、しかもそれが母親の就業意欲と関係している場合があることはすでに指摘している。

別の可能性としては、都道府県レベルでの政策変更や労働上需要の変化がある場合、す

²⁶ ただし、この推定結果は都道府県別のトレンド項を導入すると維持されない。とはいえ、後述のように本稿でのデータポイントは1990年から2010年と5つしかなく、都道府県固定効果と年固定効果に加えて都道府県別トレンド項を導入するには十分な自由度が確保できていない。本稿では都道府県別トレンド項の導入した推定結果は二次的な役割に止めておく。

なわち都道府県に特異的なファミリー・フレンドリー政策や労働需要ショックの影響がある場合、実証結果の解釈について留保する必要がでてくるかもしれない²⁷。とくに労働需要については、女性の就業率を上昇させて労働力を確保したい経営者団体が政治的圧力を醸成して保育所定員の増加を促すという図式は十分成り立つ。この可能性を検討するために、ここでは前項と同様に最年少の子供が 6-14 歳の夫婦がいる世帯を比較対象としてみよう。保育政策に圧力をかけるほど労働需要が旺盛な使用者にとって、ある女性の子供が 5 歳なのか 6 歳なのかは、母親の人的資本が同一だとすればほとんど関係がない。しかし保育所の定員増は 5 歳の子供をもつ母親には重大な関心事だが、子供が 6 歳になってしまえば自らの就業とは無縁になる。これは保育所以外ファミリー・フレンドリー政策についても当てはまる論理で、保育所関連以外のファミリー・フレンドリー政策は 5 歳の子供がいる世帯と 6 歳の子供がいる世帯をほとんど区別せず同様に扱うだろう。もし、最年少の子供が 6 歳以上の夫婦のいる世帯の母親の就業率にも定員率が影響を及ぼすなら、定員率の背後に労働需要やファミリー・フレンドリー政策の存在が隠れていることが示唆される。その結果を次の表 4 にまとめた。

表 4：最年少の子供が 6-14 歳の夫婦のいる世帯の母親の就業率に与える影響（抜粋）

集計対象	(1)	(2)	(3)
	最年少のこ どもが6-14 歳の夫婦の いる世帯	うち核家族 世帯	うち三代 同居世帯
定員率	-0.090 (0.140)	-0.001 (0.121)	-0.206 ** (0.103)
年固定効果	YES	YES	YES
都道府県固定効果	YES	YES	YES
決定係数	0.986	0.985	0.983
観測数	235	235	235

出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Table 3. 『国勢調査』より著者ら算出。

注) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. すべての推定についての被説明変数はそれぞれの集計対象における母親の就業率。観察単位は都道府県、ウェイトとして世帯数を用い、標準誤差は都道府県レベルでクラスターしている。そのほかの説明変数として、母親の平均年齢、父親の平均年齢、父親の就業率、失業率、定数項が含まれている。推定全体は付表 1 を参照のこと。

第 1 列に示したように、最年少の子供が 6-14 歳で夫婦のいる世帯の母親の就業率は、定員率の影響を受けない。ということは、保育所以外ファミリー・フレンドリー政策や労働需要が(1)式の背後に潜んでいる可能性を排除するに足る結果だろう。

表 4 による頑健性のチェックは、他のいくつかの論点についてもあてはまる。たとえば、都道府県別のトレンド項の影響などである。詳細は省くが、表 2 の推定は、都道府県別トレンドを含んだ場合にすべて含意が保持されるわけではない。データポイントが 5 つに制約されているうえ、年固定効果と都道府県固定効果がすでに含まれており、都道府県別の

²⁷ この論点を追及した文献としては Nakajima and Tanaka (2014) などがある。

トレンドをさらに含む意味は薄い。加えて、もしも都道府県別のトレンドが推定結果を引っ張っているのであれば、表 4 の結果も表 2 と同様の結果になるはずだが、それは観察されない。都道府県別トレンドの影響は僅少と考えてよいだろう。

4. 変化の兆し

前節までの分析結果は、おしなべて公的保育サービスの利用可能性が母親の就業に与える影響はそれほど直接的ではなく、とくに世帯類型の選択に代表される私的保育サービスとの競合関係をどう経由するかが、最終的に母親の就業率につながる強さを決めることがわかってきた。その背後にあるメカニズムは経済合理性の範囲でも理解でき、将来の保育政策を考えるうえでも有用だろう。

とはいえ、こうした傾向にも変化の兆しが見えてきている点も指摘しておこう。次の表 5 は、分析期間を 1990 年から 2000 年、2000 年から 2010 年の 2 つに区切ったうえで、表 2 の主要な結果を再推定したものである。第 1 列から第 4 列で 1990 年代について、第 5 列から第 8 列で 2000 年代についてまとめた。それぞれの推定のデータポイントは実質 3 点しかなく、推定モデルの検出力には限界があることを留保したうえで結果を解釈しよう。

表 5：時期別にみた母親の就業率に与える影響（抜粋）

被説明変数 考察期間	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	母親就業率 1990-2000			核家族比率	母親就業率 2000-2010			核家族比率
集計対象	最年少のこ どもが0-6 歳児の夫 婦のいる世 帯	うち核家族 世帯	うち三世代 同居世帯	最年少のこ どもが0-6 歳児の夫 婦のいる世 帯	最年少のこ どもが0-6 歳児の夫 婦のいる世 帯	うち核家族 世帯	うち三世代 同居世帯	最年少のこ どもが0-6 歳児の夫 婦のいる世 帯
定員率	-0.268 (0.216)	0.284 ** (0.122)	-0.272 (0.293)	0.535 ** (0.218)	0.124 * (0.075)	0.295 *** (0.054)	0.090 (0.114)	0.271 ** (0.121)
年固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
都道府県固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
決定係数	0.990	0.995	0.990	0.995	0.996	0.997	0.994	0.994
観測数	141	141	141	141	141	141	141	141

出所) Asai, Kambayashi, and Yamaguchi (2015b), Table 5 および Table 6. 『国勢調査』より著者ら算出。

注) ***p<0.01, **p<0.05. *p<0.1. 観察単位は都道府県、ウェイトとして世帯数を用い、標準誤差は都道府県レベルでクラスターしている。そのほかの説明変数として、母親の平均年齢、父親の平均年齢、父親の就業率、失業率、定数項が含まれている。推定全体は付表 2 を参照のこと。

まず、もっとも関心のあるすべての世帯の母親の就業率に対する定員率の効果は、第 1 列の 1990 年代には全期間と同様に負でほぼゼロと等しく推定されたが、第 5 列の 2000 年代には 0.124 と正に、しかも統計的に有意に推定されている。保育所の定員のもつ役割が 2000 年代に入って変化している可能性が示唆されているのである。

この背後には、おそらく三世代同居世帯の役割の変化がある。なぜなら、核家族世帯のみについて集計した第2列および第6列を比較すると、定員率の効果は0.284から0.295へほとんど変化は観察されない。それに対して、三世代同居世帯のみについては、第3列から第7列へ、-0.272から0.090へと符号が逆転しているのである。残念ながら三世代同居世帯のみについての変化は統計的な有意性は十分とはいえないが、三世代同居世帯であっても、近年になるにしたがって祖父母が保育を代替する可能性が減少し、公的保育サービスとの代替性が薄れてきた可能性は考慮すべきだろう。晩婚化が進行しているとはいえ0-5歳の子供のいる世帯の祖父母の年齢は60歳代であることが多いかもしれない。定年を経ても就業を継続する祖父母も多いとすれば、三世代同居世帯ではすべての成人が就業して、子供の保育は公的機関にまかせるという図式が現われてきた可能性も否定するべきではない。高齢者の労働供給行動と、保育サービスの需要行動との関係を明示的に考える時期が来ているのかもしれない。

また、核家族世帯比率を被説明変数とした第4列および第8列では、定員率の及ぼす影響がほぼ半減したことが示されている。つまり、公的保育サービスの利用可能性から世帯類型の選択に通じる経路が細くなっていることが示唆されるのである。これはもちろん、核家族化の進行が十分に進み、保育所の定員率によらず三世代同居を選択する余地が狭くなってきていることの裏返しかもしれない。あるいは、第3列および第7列の推定結果と合わせると、三世代同居を選択する動機が子供の保育というよりは、親世代の介護など別の理由による可能性もある。

いずれにせよ、世帯類型の選択を通じた保育サービスの代替関係は、直近あるいは近い将来に変化がみられると考えたほうがよいだろう。

5. 終わりに：議論の射程の再整理

以上、本稿では保育所の整備と母親の就業率との関係について、公表されている集計データを使いながら分析してきた。用いた手法は伝統的な線形回帰分析のみで、あらためて計量経済学における最新の技術を駆使したわけではない。ところが、従来ほぼ自明のこととして捉えられてきた保育所の整備と母親の就業率との肯定的関係は単純に是認できるわけではないことがわかった。

元来、母親の就業率には伝統的価値観など必ずしもデータ上に現れない要因も影響しており、この点を考慮するか否かで結論に差が出てしまうという分析手法の問題も軽視できない。本稿では冒頭で第一の課題としてこの点を指摘した。しかし、より本質的には、暗黙のうちに母親（あるいは夫婦）のみを保育の担い手として想定してきた分析枠組みにも問題があったことを指摘したことも、本稿の貢献だろう。同じく冒頭で第二の課題としてまとめたように、私的保育サービスが未発達の本国において、母親の就業と公的保育サービスの需要が論理的に対とされてきたことは想像に難くないが、三世代同居などを通じ

て全体で保育を担当するという家族戦略も決して軽視すべきではなかったのである。現実には、母親の就業は祖父母との同居によってある程度達成されていたのであって、公的保育サービスの充実、すでに母親が就業していた家族の保育負担を三世代同居から公的保育サービスに振り替えるきっかけを与えただけで、結果として母親の就業率を劇的に引き上げたわけではないという可能性が高いのである。

もちろん、第1節であらかじめ整理しておいたように、本稿の射程はそれほど広くはない。とりわけ公的保育サービスの子供の養育上の帰結や、出生や婚姻行動までも含めた家族形成にまつわるダイナミクスへの影響は考慮の外に置いていることは強調しておきたい。公的保育サービスの利益は何も母親の就業率のみで評価されるべきものではなく、こうした総合的な視点で評価されるべきだからである。その点、本稿は公的保育サービスのメカニズムと経済的評価を定着させるうえでの一里塚を設定したといえるだろう。

保育政策と離れて本稿の貢献を評価するならば、三世代同居による公的保育サービスの代替というメカニズムを指摘した点をあげておきたい。こうした議論は、保育政策のみならず日本経済の変化を見通すうえで貴重な視座を与えてくれるからである。従来、雇用政策や保育政策の経済学的分析は、雇用契約や核家族を典型とする比較的単純な戦略を前提とし、私的関係に基づくインフォーマルな協力関係は分析の埒外におかれることが多かった。労働市場や産業政策の分析において、零細自営業の役割が等閑視されてきたことと対応しているだろう。ところが、第4節で垣間見られたように、こうしたインフォーマルな協力関係の変化こそが近年の日本社会の変化の基底にあり、それは三世代同居の減少や自営業の衰退といった現象に象徴されている。いままでの議論の前提に、むしろ現実が近寄ってきたと諧謔的に評することもできるが、日本社会を理解するうえで重要な論点であることは間違いない。

参考文献

<使用データ>

厚生労働省『社会福祉行政業務報告』

総務省『国勢調査』

総務省『就業構造基本調査』

<補足資料>

OECD Family Database

内閣府『女性の活躍推進に関する世論調査』2014年

厚生労働省『平成24年地域児童福祉事業等調査の結果』

厚生労働省『国民生活基礎調査』

横浜市こども青年局「横浜市の保育所待機児童の状況と対策について」2014年7月

<http://www.city.yokohama.lg.jp/kodomo/kinkyu/file/taikijidouleaflet26.7.pdf>

厚生労働省『21世紀出生児縦断調査』

日本児童問題調査会 (1978)『児童福祉三十年の歩み』厚生省児童家庭局監修

<邦語研究文献>

朝井友紀子・神林龍・山口慎太郎 (2016)「育児休業給付金と女性の就業」『経済分析』本号。

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』第35巻、192-207頁。

樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007)「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について—一家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」RIETI Discussion Paper No. 07-J-012

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』65巻、1-22頁。

<英語研究文献>

ABE, Y. (2013): “Regional variations in labor force behavior of women in Japan,” *Japan and the World Economy*, 28(0), 112–124.

doi:10.1016/j.japwor.2013.08.004

ASAI, Y., R. KAMBAYASHI, AND S. YAMAGUCHI (2015a): “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, pp. 172–192.

doi:10.1016/j.jjie.2015.05.009

ASAI, Y., R. KAMBAYASHI, AND S. YAMAGUCHI (2015b): “Crowding-out effect of publicly provided childcare: Why maternal employment did not increase” IER Discussion Paper Series A, No. 262, available at SSRN:

<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2634283>

BAKER, M., J. GRUBER, AND K. MILLIGAN (2008): “Universal Childcare, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being,” *Journal of Political Economy*, 116(4), 709–745.

BERLINSKI, S., AND S. GALIANI (2007): “The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment,” *Labour Economics*, 14(3), 665–680.

doi:10.1016/j.labeco.2007.01.003

BRILLI, Y., D. DEL BOCA, AND C. PRONZATO (2013): “Does child care availability play a role in maternal employment and children’s development? Evidence from Italy,” *Review of Economics of the Household*, forthcoming, available on line.

doi: 10.1007/s11150-013-9227-4

CAMERON, A. C. and D. L. MILLER. (2015): “A practitioner’s guide to cluster-robust inference,”

- Journal of Human Resources*, 50(2), 317-373.
doi: 10.3368/jhr.50.2.317
- FITZPATRICK, M. D. (2010): “Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten,” *Journal of Labor Economics*, 28(1), 51-85.
- GELBACH, J. B. (2002): “Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply,” *American Economic Review*, 92(1), 307-322.
doi: 10.1257/000282802760015748
- GOUX, D., AND E. MAURIN (2010): “Public school availability for two-year olds and mothers’ labour supply,” *Labour Economics*, 17(6), 951-962.
doi:10.1016/j.labeco.2010.04.012
- HAVNES, T., AND M. MOGSTAD (2011): “Money for nothing? Universal child care and maternal employment,” *Journal of Public Economics*, 95(11), 1455–1465.
doi:10.1016/j.jpubeco.2011.05.016
- LEE, G. H., AND S. P. LEE (2014): “Childcare availability, fertility and female labor force participation in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 32(0), 71 – 85.
doi:10.1016/j.jjie.2014.01.002
- LEFEBVRE, P., AND P. MERRIGAN (2008): “Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada,” *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519–548.
- NAKAJIMA, R., AND R. TANAKA (2014): “Estimating the Effects of Pronatal Policies on Residential Choice and Fertility,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 34:179-200.
doi:10.1016/j.jjie.2014.07.001
- NOLLENBERGER, N., AND N. RODRIGUEZ-PLANAS (2015): “Full-time universal childcare in a context of low maternal employment: Quasi-experimental evidence from Spain,” *Labour Economics*, 36, 124-136.
doi:10.1016/j.labeco.2015.02.008
- SASAKI, M. (2002): “The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women,” *Journal of Human Resources*, 37(2), 429–440.
doi: 10.2307/3069654
- THEVENON, O. (2013): “Drivers of Female Labour Force Participation in the OECD”, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 145, OECD Publishing.
<http://dx.doi.org/10.1787/5k46civrngms6-en>
- YAMAGUCHI, K. (2000): “Married women's gender-role attitudes and social stratification: Commonalities and differences between Japan and the United States.” *International Journal of Sociology*, Vol.30, pp.52-89.

付録

付表 1：最年少の子供が 6-14 歳の夫婦のいる世帯の母親の就業率に与える影響（全体）

集計対象	(1)	(2)	(3)
	最年少のこ どもが6-14 歳の夫婦の いる世帯	うち核家族 世帯	うち三世 代同居世帯
定員率	-0.090 (0.140)	-0.001 (0.121)	-0.206 ** (0.103)
母親平均年齢	0.000 (0.024)	0.016 (0.022)	-0.017 (0.019)
父親平均年齢	-0.030 (0.032)	-0.016 (0.025)	-0.003 (0.026)
父親就業率	0.274 (0.270)	0.580 ** (0.232)	-0.268 (0.374)
失業率	-0.949 ** (0.420)	-0.303 (0.326)	-1.762 *** (0.632)
定数項	1.651 (0.717)	0.048 (0.620)	1.847 ** (0.808)
年固定効果	YES	YES	YES
都道府県固定効果	YES	YES	YES
決定係数	0.986	0.985	0.983
観測数	235	235	235

注) 本文表 4 参照

付表 2：時期別にみた母親の就業率に与える影響（全体）

被説明変数 考察期間	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	母親就業率 1990-2000			核家族比率	母親就業率 2000-2010			核家族比率
集計対象	最年少のこ どもが0-6 歳の夫婦の いる世帯	うち核家族 世帯	うち三世 代同居世帯	最年少のこ どもが0-6 歳の夫婦の いる世帯	最年少のこ どもが0-6 歳の夫婦の いる世帯	うち核家族 世帯	うち三世 代同居世帯	最年少のこ どもが0-6 歳の夫婦の いる世帯
定員率	-0.268 (0.216)	0.284 ** (0.122)	-0.272 (0.293)	0.535 ** (0.218)	0.124 * (0.075)	0.295 *** (0.054)	0.090 (0.114)	0.271 ** (0.121)
母親平均年齢	-0.027 (0.030)	-0.050 ** (0.020)	-0.032 (0.032)	0.048 * (0.028)	-0.007 (0.038)	0.023 (0.038)	-0.014 (0.036)	0.120 ** (0.054)
父親平均年齢	0.015 (0.035)	0.036 (0.019)	-0.037 (0.044)	-0.087 ** (0.033)	0.025 (0.036)	-0.017 (0.037)	0.038 (0.032)	-0.112 ** (0.052)
父親就業率	-2.072 ** (0.881)	1.134 (0.696)	-2.547 *** (0.711)	-5.307 *** (1.032)	0.129 (0.091)	0.136 (0.085)	0.159 (0.114)	0.261 ** (0.122)
失業率	-0.895 (0.859)	-0.042 (0.440)	-1.508 (0.932)	-0.087 (0.843)	-0.473 * (0.277)	-0.160 (0.200)	-0.669 (0.603)	0.661 (0.436)
定数項	2.795 ** (1.330)	-0.643 (0.739)	3.327 *** (0.975)	-3.230 ** (1.447)	-0.461 (0.372)	-0.087 (0.215)	-0.660 (0.333)	0.489 (0.623)
年固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
都道府県固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
決定係数	0.990	0.995	0.990	0.995	0.996	0.997	0.994	0.994
観測数	141	141	141	141	141	141	141	141

注) 本文表 5 参照