



RIETI Discussion Paper Series 23-J-030

保育所等の整備が出生率に与える影響

宇南山 卓
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

保育所等の整備が出生率に与える影響*

宇南山卓（京都大学／経済産業研究所）

要 旨

本研究の目的は、保育所整備が出生率に与える影響である。少子化対策として、2000年代以降に保育所・こども園等が急速に整備されてきた。2000年代前半まで200万人前後を推移していた保育所等の定員は、2020年には約300万人になるほどに拡大している。保育所等の利用可能性が高まれば、女性が出産後も仕事を継続しやすくなり、結婚・出産を選択する女性が増加すると考えられる。しかし、この近年の急速な保育所整備の効果は十分に分析されてこなかった。出生の意思決定は生涯を通じたライフコースの選択であるため、一生を終えた時点でなければ行動の変化が起きたかは観察できなかつたためである。本稿では出生に関するライフコース選択の代理変数として「結婚」の意思決定を分析し、保育所整備が与えた影響を検証した。国勢調査の都道府県別・出生年別のデータを用いて分析の結果、2005年以降の保育所整備は生涯未婚率をおおむね5.5パーセントポイント引下げ、合計特殊出生率を0.1引き上げる効果を持ったことが示された。

キーワード：少子化 保育所 合計特殊出生率 結婚

JEL classification: H31, H41, D10

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「経済主体の異質性と日本経済の持続可能性」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、松下佳菜子氏に資料の整理等の支援を頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1 はじめに

少子化は日本の社会・経済が直面する最大の課題である。人口減少をもたらした規模の経済を喪失させ、相対的に若年層の人口比率を下げ、高齢化を招く。高齢化は、賦課方式の社会保障制度の維持を困難にさせる。政府もその深刻さは認識しており、これまでも多くの少子化対策が実施されてきた。

岸田内閣においても「異次元の少子化対策」に向けて検討が進められており、2023年3月31日には「こども・子育て政策の強化について（試案）～次元の異なる少子化対策の実現に向けて～」が公表されている。その中で少子化の原因について「経済的な不安定さや出会いの機会の減少、仕事と子育ての両立の難しさ、家事・育児の負担が依然として女性に偏っている状況、子育ての孤立感や負担感、子育てや教育にかかる費用負担など、個々人の結婚・妊娠・出産・子育ての希望の実現を阻む様々な要因が複雑に絡み合っている」と分析されている。この分析に基づき、基本理念として少子化対策の方向性を「若い世代の所得を増やす」「社会全体の構造・意識を変える」「全ての子育て世帯を切れ目なく支援する」としている。

異次元の少子化対策で示されたこの方向性は、名前の通り、これまでの少子化対策の方向性とは異なったものになっている。「異次元の少子化対策」以前の少子化対策では、「仕事と子育ての両立の難しさ」こそが最大の問題と認識されてきた。女性の労働力率は1970年代半ば以降ほぼ一貫して上昇してきた一方、一人の女性が生涯を通じて産む子供の数の指標として知られる合計特殊出生率も2005年まで低下してきた。男女雇用機会均等法後に進んだ労働市場での男女格差の縮小を背景に、「子育て」ではなく「仕事」を選択する女性が増加したことが少子化の原因と考えられた。この分析を前提に、両立可能性を引き上げる政策こそが少子化対策の本丸とされてきた¹。

さらに、両立支援策の具体的な方法としては、実質的に「保育所の整備」が唯一の方策であった。もともとは児童福祉法に基づき「保育に欠く」児童を保育するための施設であった保育所は、「新しい時代にふさわしい質の高い子育て支援の制度として再構築」され、両立支援策として量的・質的な充実が図られた。位置付けとしては、子供を持つ女性の就業支援としての側面が強調されたり少子化対策の側面が強調されたりであったが、歴代の政権で継続的な課題として取り組まれてきた。宇南山(2011)では、結婚後の離職率を低下させる要因としていくつかの要因を検討し、保育所の整備だけが一定の説明力を持つことを示すなど、政策としての妥当性も確認されてきた²。

¹たとえば、最も初期の少子化対策の包括的な方針を示した「少子化対策推進基本方針」(1999年)では、「仕事と子育ての両立の負担感が増大していることや、子育てそのものの負担感が増大していることがあるものと考えられる」と分析し、「仕事と子育ての両立に係る負担感や子育ての負担感を緩和・除去」することが少子化対策の基本としている。

²滋野・大日(1999); Nishitateno and Shikata(2017); Yamaguchi, et al.(2018); 深井(2019)でも保育所の整備が子供のいる女性の就業率を引き上げる効果があると論じている。

保育所の量的・質的な充実は、最初の本格的な少子化対策のパッケージである 1994 年のエンゼルプランにおいてもすでに重要な柱であった。ただし、エンゼルプラン以後に、すぐに保育所の整備が進んだわけではない。保育所の整備状況として 0-6 歳の児童数と保育所の定員の比率である「保育所定員率」が注目されるが、その指標では 1985 年の 19.4%から 2005 年の 26.0%まで上昇している。しかし、保育所定員そのものは 1985 年に約 208 万人、2005 年は 211 万人とほぼ横ばいであり、単に 0-6 歳人口が 1985 年の約 1,005 万人から 2005 年の 792 万人に減少しただけであった。言い換えれば、少子化によって子供が減ったことが保育所の整備を示す指標が上昇した最大の理由になっていた。実際、子供の数の減少によらず保育所の整備状況を把握できる指標として宇南山 (2011) で提唱された「潜在的定員率」を使うと、「待機児童ゼロ作戦」が閣議決定された 2001 年以降も 2005 年くらいまでほとんど変化はない。潜在的定員率とは 25 歳から 39 歳までの女性の人口と保育所の定員数の比率として定義されており、結婚・出産を考える女性にとってどの程度保育所が利用できるかを表す³。つまり、保育所は重要な政策課題とされながら、実質的には整備が進まなかったのである。

その状況を変化させたのは、安倍政権で実施された「待機児童解消加速化プラン」である。希望をしても保育所が利用できない「待機児童」の人数を減らすことは、常に保育所整備の政策目標であった。しかし、保育所の利用を希望するかは、保育所が利用できる可能性がどの程度あるかに依存しており、待機児童が減るとそれを観察し新たな利用希望者が発生するという状態となるため、イタチごっこの状態が続いていた。それに対し、待機児童解消加速化プランでは、わずか数年のうちに 100 万人分近い保育の受け皿を整備し一気に待機児童を解消させた。

保育所の定員増加は、保育士の処遇改善なども併せてしか実現できず、定員に対して比例的以上のペースでコストを増加させた。保育所の定員数がアベノミクス前後で約 2 倍になったのに対し、以前は 2 兆円を下回る水準であった就学前教育・保育に対する社会保障費用が 2020 年には 5 兆円を突破し 2.5 倍以上に増加した。毎年 3 兆円もの追加支出が必要になった保育所整備政策が出生行動にどのような効果を持ったのかを明らかにすることは、異次元の少子化対策以前の少子化対策を評価する上で不可欠である。

本稿では、この保育所の整備が出生行動に与えた影響を計測する。基本的には出生に関する指標を保育所の整備に関する指標に回帰することでその効果を計測するが、具体的に出生に関してどのような指標を使うかについては議論が必要である。将来を考慮する個人であれば、将来のライフコースを想定しながら出生行動を選択すると考えられる。その意味では、保育所の整備がより多くの子供を持つ人生を選択させたかが重要な問いになる。

³潜在的保育所定員率は、Abe (2013); Fukai (2017); 足立・中里 (2017); 深井 (2019) などでも分析されている。

個人のライフコースを描写する方法として、多くの研究で生年コーホート分析が用いられている。生年コーホートとは、特定の年に生まれた個人のグループであり、日常的に「世代」とよばれる概念である。年齢別の繰り返しクロスセクションデータがあれば、ある特定の世代の女性を通時的に追跡することができるため、平均的にどのようなライフコースを選択したかが観察できる。より具体的に言えば、女性の人口と出生児の比率である出生率の年齢別データを年ごとに年齢をずらしながら合計していくことで「生涯に産んだ子供の数」を計算する手法である。

特定の世代の女性の「生涯に産んだ平均的な子供の数」は「コーホート合計特殊出生率」もしくは「コーホート出生率」とよばれる。このコーホート出生率を、各世代が年齢ごとに経験した社会環境を説明変数として回帰することがコーホート分析である。たとえば、堤 (2011); 足立・中里 (2017); Ghaznavi, et al. (2022) などは、このコーホート出生率を出生率の指標として用いて分析をしている。

このコーホート分析は特定の世代が実際にどれだけの子供を産んだのかを分析できる点で「実態」を捉えた分析である。一方で、個人の出生行動が完了してからしか分析ができないという問題がある。人口学では15歳から49歳を「再生産年齢」とよび子供を産む年齢としており、「ライフコースの選択」が観察できるのは50歳時点である。40歳代でも出産をする人がいるとはいえ出産は30歳前後でピークとなるため、分析が可能になるまでにそのピークから20年ほどのラグが存在することになる。たとえば、2020年に観察できる最も後の世代は1970年生まれであり、主として2000年ごろに出産をした女性の行動を把握するものになる。そのため、急速に整備が進んだアベノミクス期の保育所の整備の影響はコーホート分析では対応が困難なのである。

コーホート出生率を用いるとリアルタイムな政策評価が困難であるという課題に対し、通常は合計特殊出生率 (Total Fertility Rate: TFR) という指標を用いることで対応している。TFRとはある年の年齢別の出生率を単純に合計したものであり、コーホート出生率とは異なり1年分の年齢別出生率のデータだけで計算ができることから (コーホート合計特殊出生率と区別するために) 「期間合計特殊出生率」とよばれることもある。特定の個人の集団を追跡したものではなく別の集団の出生行動を合計したもので、現在の年齢別出生率をそのまま経験した個人という仮想的なケースでの「生涯に産む子供の数」である⁴。

しかし、年齢別出生率を使って保育所整備の影響を分析することは、ライフコースの選択を分析対象とする観点から望ましくない。出生選択における「ライフコース」とはどのタイミングで何人の子供を持つかであり、ある時点の出生行動はその時点での政策の影響を反映しない可能性がある。特に、両立

⁴たとえば、Fukai (2017) は単純に年齢別出生率を被説明変数に用いており、概念的にはほぼ TFR を分析対象としているのに相当する。

可能性が低い環境では、最初の子供を生む時点にライフコースが大きく分かれる。最初の子供を持つタイミングで、高い確率で離職をしなければならなくなり、女性のキャリアが不可逆的に失われるからである。この非連続的なコストのために、子供の数ではなく「最初の」子供が重要になる。

実際、データを見ると「結婚をせず子供も持たず生涯を通じて仕事を継続する」か「結婚して仕事をやめて2人の子供を持つ」という2パターンのライフコースから選択をしていることが示唆される。女性がこのようなライフコースの選択に直面しているならば、注目すべきは保育所の整備が「最初の子供を産むどうかの選択」に影響を与えるかである。理論的には、保育所の整備が2人目、3人目を産むかの選択にどのような影響を与えるかは自明ではない。また、2人目、3人目を産むまでには一定の時間がかかるため、過去に「子供を持つライフコース」を選択した人の影響が大きくなり、保育所の整備の効果を政策に識別することは難しい。

こうした考察から、第1子の出生を説明変数にすることは一つの可能性として存在する。しかし、第1子の出産に関して詳細な情報は利用が難しいことから、本稿では「結婚」を主たる説明変数とした。日本では、非嫡出子は極めて少なく、出生選択の前に結婚の選択がされると想定することができる。また、いったん結婚すれば、高い確率で子供を持つライフコースが選択される。さらに、データ上も家計・個人に関するセンサス調査である国勢調査で利用可能であり、詳細な分析が可能である。

そこで、本稿ではライフコースの選択の代理となり得る「結婚」を分析することで、保育所の整備の影響を把握する。実際の推計では、都道府県別年齢別のデータから、都道府県・生年コーホートを観察単位とする「結婚確率」のパネルデータを構築し、それを保育所の潜在的定員率に回帰することで、保育所の整備が結婚確率に与える影響を計測した。データは1990年から2020年の国勢調査の年齢(各歳)別・都道府県別・配偶関係別の人口を用いており、結婚確率は5年前の未婚者のうち過去5年で結婚したものの割合として計算している。パネル構造を用いて、時点および都道府県の二方向固定効果モデルを推計することで、保育所の影響を正確に識別している。

本稿のベースラインの結果によれば、1パーセント潜在的定員率を引き上げによって、年率0.046パーセントポイント結婚確率が上昇することが示された。年ごとの結婚確率が上昇幅を15歳から49歳までの「生涯」に換算すると、生涯未婚率が0.37パーセントポイント下がることになる。また、過去の傾向からいったん結婚すればおおむね1.79人の子供を持つと考えられるため、生涯未婚率の0.37パーセントポイントの低下は1人の女性が生涯を通じて産む平均の子供の数(原理的に合計特殊出生率に相当するもの)は0.00658人増加させる効果に相当する。アベノミクスにおける待機児童解消加速化プランなどによって2005年以降保育所の潜在的定員率がおおむね15パーセントポイント上昇していることから、

結局 TFR に与えた影響は 0.1 程度と計算できた。

保育所の充実によって、保育所等の定員は約 200 万人から 300 万人まで増加した。この増加は、年々の社会保障支出を約 3 兆円増加させた。その結果が、TFR の 0.1 程度の上昇であり、現在の出生数で換算すれば約 10 万人の出生増と言える。

保育所整備は少子化対策として一定の成果があったと言えるが、今後さらなる整備を進めてもこれ以上の効果は期待できない。すでに待機児童問題は解消されており、むしろ定員割れが発生している。この状況では、保育所で支援が可能な仕事と子育ての両立問題はほとんど存在していないことになる。これまで、両立支援以外で有効な少子化対策の手段が提示されているとは言えないため、保育所が飽和しつつある現在新たな枠組みが求められている。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第 2 節では保育所の整備について、エンゼルプラン以後の動向を概観している。つづく第 3 節では、日本における結婚・出産の動向を把握する指標について考察し、リアルタイムな状況を把握するための指標を提示している。第 4 節は、個人の出生選択の構造を理論的に考察し、保育所が出生率に与える影響をどのように計測するかを議論した。その理論的な枠組みを使い、第 5 節では保育所が出生率に与えた影響を実証的に計測した。最後の第 6 節は、ここでの結果に基づき有効な少子化対策についてディスカッションしている。

2 保育所の整備の状況

2.1 保育所整備の経緯

少子化対策は過去 30 年にわたり重要課題として進められてきた。そのきっかけとなったのが、1990 年の 1.57 ショックである。1.57 ショックとは、1989 年の合計特殊出生率がそれまでの最低記録であった 1966 年の 1.58 を初めて下回ったために起きたセンセーションである。1966 年の干支の「ひのえうま」は、その年に生まれた女の子は気性が激しく夫を殺すという迷信があり、多くの人が、その年に子供を産むのを避けたと言われる年である。1.57 ショックは、その例外的な年をも下回ったことで多くの人に衝撃を与えた。

少子化が大きな問題であることが認識されると、包括的な政策パッケージが策定され、その後も継続的に更新されている。最初に策定されたのが、1994 年のエンゼルプラン（今後の子育て支援のための施策の基本的方向について）である。エンゼルプラン以後も少子化は進み、1999 年の新エンゼルプラン（重点的に推進すべき少子化対策の具体的実施計画について）を経て、2003 年には少子化社会対策基本法が

制定されるに至った。その法律に基づき「少子化社会対策大綱」が閣議決定され、5年ごとに実施計画が策定されるようになった。その枠組みの下で、2004年には子ども・子育て応援プラン（少子化社会対策大綱に基づく具体的実施計画について）、2010年には「子ども・子育てビジョン」が閣議決定されている。さらに、2012年には子ども・子育て関連3法が成立し、2015年から子ども・子育て支援新制度に移行した上で、2023年に「こども家庭庁」の発足にまで至っている。

保育所の整備は、こうした一連の少子化対策の柱の一つとして進められた。現在では、子育てと就業の両立を支援し結婚・出産を促進する機能があるとされている保育所であるが、エンゼルプラン以前は社会福祉施設としての色彩の強い施設であった。児童福祉法に基づき「保育に欠く」児童を保育するための施設であり、利用は行政によって「措置」されるものであった。利用のハードルは高く、在所児童数は保育所定員を大きく下回る水準で推移していた。

図1は保育所等の定員数と在所児童数の推移を示したものであり、少子化対策以前の保育所の整備状況を理解することができる。いわゆる団塊ジュニア（1971-1975年生まれ）が就学し0～6歳人口が減少する中、保育所の定員は減少してきており、1980年には220万人を超えていた定員数は、1998年には190万人まで減少していた。一方で、利用も低調であり、1980年代から1990年代にかけて実際の在所児童数は定員の80-90%にとどまっている。

しかし、エンゼルプラン以後の一連の少子化対策の中で、保育所の量的・質的な充実が中心的な役割を果たすようになった。1997年に児童福祉法が改正され、保育所は「新しい時代にふさわしい質の高い子育て支援の制度として再構築」されることになった⁵。行政が措置するものから「保護者からの申込み」により利用するサービスとなり（倉田，2009）、男女雇用機会均等法を背景とした女性の社会進出が進む中で需要は急増した。

需要の急増と供給の停滞によって2000年ごろから在所児童数が定員を超えるまでになり、希望をしても保育所が利用できない「待機児童」が発生するようになった。2001年に「待機児童ゼロ作戦」が閣議決定されると、待機児童の解消はその後の保育所整備政策のスローガンであり続けた。ただし、保育所の定員は、水準としては大幅な純増になったわけではない。図1からも明らかのように、2000年代に入っても保育所の定員は減少トレンドを止めた程度でほぼ横ばいの状況が続いた。特に都市部での保育所不足は明白で、図1のパネル（b）で示した東京都の動向を見ると、2000年代以降は在所児童数と定員数がほぼ一致した状態が継続していた⁶。

この状況が一変して、保育所整備が一気に進んだのは2012年の第2次安倍政権が発足した後である。

⁵ 「児童福祉法等の一部改正について」（児童家庭局長通知平成9年6月11日）の「改正の趣旨」より。

⁶ 2000年前後の少子化対策および保育の供給拡大については、永瀬（2007）が包括的に論じている。

2009年からの民主党政権下で、政府は「子ども・子育てビジョン」の確実な実現に向けて「子ども・子育て新システム」を構築することを決定し、2012年8月には子ども・子育て支援法など関連3法が成立していた。社会保障・税一体改革の一環として実施された消費税率の引上げによって財源の確保もされると、認定こども園制度の改善や地域の実情に応じた子ども・子育て支援を可能とする取り組みが進められていた。そこに誕生した安倍政権は、発足と同時にアベノミクスとよばれる一連の経済政策を発表し、中心的な政策の一つとして「待機児童解消加速化プラン」を実行した⁷。

待機児童解消加速化プランとは、2017年度末までに40万人分の保育を整備し待機児童の解消を目標としたプランである。その後、待機児童の解消時期を3年先送りしたが、2015年度から子ども子育て支援新制度を発足させ、「子育て安心プラン」を発表し待機児童の解消を目指した。政権の目玉政策となったことから、保育所等（こども園などを含む）の定員は急増し、2015年には245万人、2022年には300万人を超えるまでになり、わずか10年で1.5倍、100万人分近い急激な拡大をした。東京都でも、2010年には17万人だった保育所等の定員が、2022年には32万人にまで増加している。

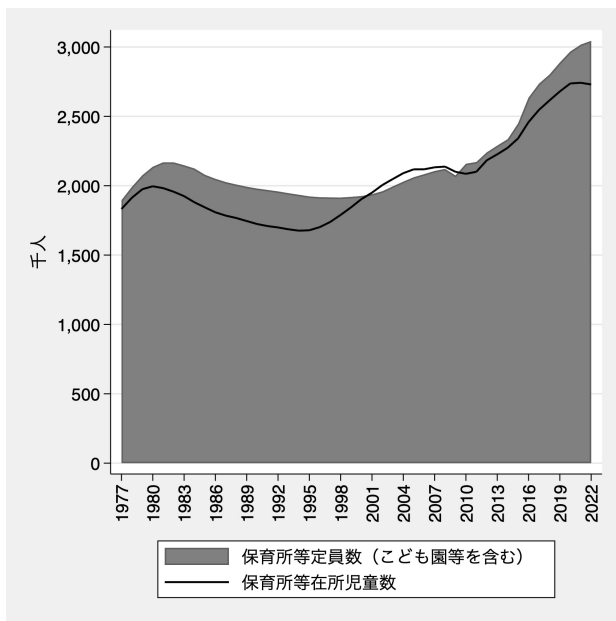
この急拡大により待機児童は急減し、待機児童解消加速化プランが開始された2013年には2万2千人を超えていた待機児童数は2023年には2,680人と4年連続で最小を更新している。全国の市区町村(1,741)のうち85.5%(1,489)の市区町村では待機児童はなしとされており、待機児童問題が深刻化していた東京都ですら100人を下回る状況で、実質的に待機児童は解消している。コロナウイルス感染拡大の影響で保育所の利用が控えられた影響もあり、2020年以後は保育所等の在所児童数は定員を大きく下回るようになっている。

この保育所の整備は、運営のための費用も急増させている。図2は、社会保障・人口問題研究所が公表している「社会保障費用統計」で把握されている家族関連の社会保障支出の推移を示したものである⁸。保育所の運営に関わる費用は、「就学前教育・保育」の現物給付として把握されているが、その金額は待機児童解消加速化プランが実施された2014年度以降に急増している。保育所の定員数がほぼ横ばいであったことを反映して、その費用も2015年頃までは緩やかな上昇傾向程度で2兆円を下回る水準で推移していた。しかし、アベノミクス以後に急ピッチで費用が増大し、5年で倍以上となって現在では5兆円を超えるほどに達している。

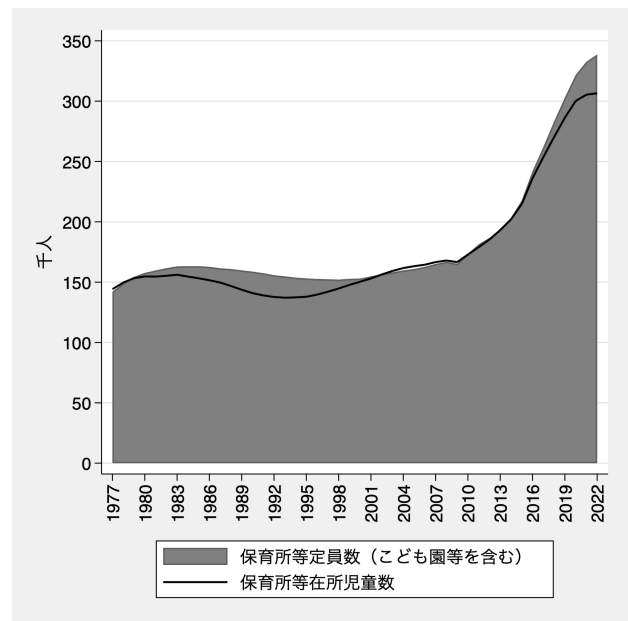
子供関連の社会保障費用としては、子ども手当が導入されその後も新たな児童手当として残ったため、アベノミクス開始時点では現金給付である「家族手当」が3兆円規模と最大項目となっていた。しかし、

⁷Nagase (2018) は、アベノミクスでの保育所の整備が女性の就業を促進する効果を持ったと論じている。

⁸社会保障費用統計では、2015年度に子ども・子育て支援新制度が施行されたことを契機として、「家族」のうち就学前教育・保育の集計方法を変更している。具体的には、2004年度から2014年度の公立保育所運営費及び1992年度から2014年度の就学前教育は推計値を用いていたが、2015年度以降は、決算値を用いて集計している。



(a) 全国計



(b) 東京都

保育所等とは、保育所と認定こども園などの施設を加えたもの。福祉行政報告例、社会福祉施設等調査より作成。

図 1: 保育所等の定員数の推移

増設された保育所の費用が急増したことで、2015 年以後は保育所が最大の支出項目となっている⁹。女性の就業支援、少子化対策として注目されることも多い育児休業関連の支出も増加傾向にあるが、依然として1兆円を下回る水準である。すなわち、子育て関連の支出の半分以上が保育所やこども園などの就学前教育に費やされている。保育所の整備の効果を検証するには、この年間3兆円という金額を考慮する必要がある。

2.2 保育所整備の尺度：潜在的定員率

アベノミクスでの「待機児童解消加速化プラン」が象徴的なように、これまでの保育所の整備は保育所に入所を希望しても受け入れてもらえない「待機児童」の解消を目標として進められてきた。待機児童数は1995年から公表されてきた数値であるが、その定義は必ずしも一定ではない。政策目標となったのは、2001年に閣議決定された「待機児童ゼロ作戦」からと考えられるが、その後は保育所の不足を把握する最も重要な指標とされてきた¹⁰。

しかし、宇南山 (2011) は待機児童数は結婚・出産の意思決定に影響を与える要素としての「保育所の整備状況」としては不適切な指標であることを指摘している。待機児童数は現実に利用を希望している

⁹家族手当は、児童手当（2010-2011年度は子ども手当を含む）のほか、社会福祉中の児童扶養手当及び特別児童扶養手当等を含む。

¹⁰滋野・大日 (1999); Asai, et al. (2015); Nishitaten and Shikata (2017) では、0-5歳の児童の人口と保育所定員の比率である「保育所定員率」を保育所の整備状況の指標として用いている。しかし、出生の意思決定が保育所の整備状況に依存することを前提とすれば、待機児童数と同様に逆の因果の可能性がある。

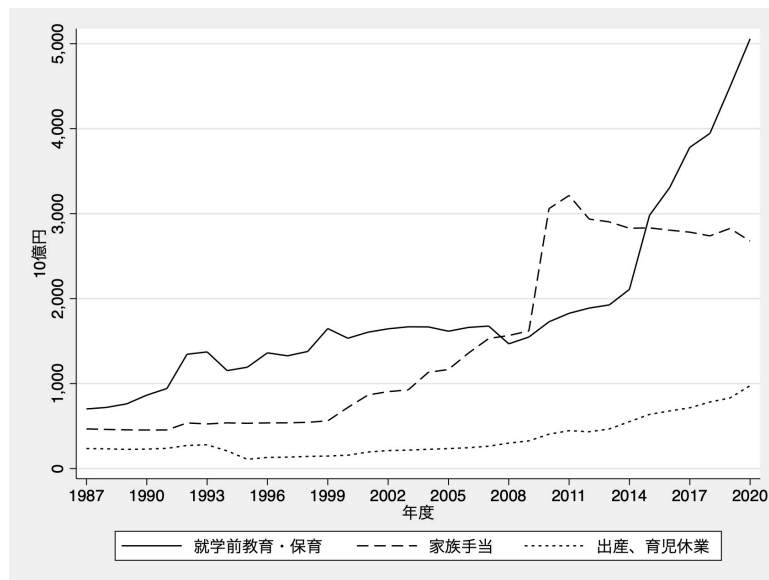


図 2: 家族関連の社会保障費用の動向

児童と保育所の定員の差で決まるため、結婚・出産の意思決定の結果である子供の人口に大きく影響を受ける。そのため、保育所の整備状況が結婚・出産の意思決定に影響を与えるだけでなく、結婚・出産の意思決定が保育所の整備状況の指標に影響を及ぼす「逆の因果」が発生する。たとえば、保育所の利用可能性が低いために結婚・出産を断念する女性が多い場合には、実際には子供が生まれなため待機児童数は保育所の不足を過小評価することになる。この相互関係のため、待機児童が減るとむしろ利用希望が増えるという現象がしばしば発生し、待機児童がなかなか減らない状況を生み出していた。

宇南山 (2011) は、この問題点を軽減するために保育所の整備状況を示す指標として「潜在的定員率」を提案している¹¹。少子化対策という観点からは、現時点での結婚や出生の状況だけでなく、潜在的な保育に対する需要の大きさを反映する必要がある。宇南山 (2011) は、潜在的な保育需要は女性の人口そのものとみなし、25～39歳の女性人口を「潜在的な保育需要」として、それと保育所の定員との比を「潜在的定員率」と定義した。日本においては、保育所の利用の可否は市町村レベルで一括して管理されており、保育料も応能原則に従い需給とは無関係に決定する。個人は、この非弾力的な供給を所与として結婚・出産を選択することになる。未婚・既婚によらず全ての女性が、潜在的には結婚して子供を持つ可能性があると考えれば、保育所の利用可能性がどの程度あるかはこの潜在的定員率で把握することができる。現実には保育所の状況によらず子供を持つ意思のない個人も存在しており、その割合に応じて潜在的な保育需要は変化するが、以下で見るように子供を持つ意思のない人の割合の変動は量的にはそれほど大きなものではない。

宇南山 (2011) では分母として 25-39 歳の女性人口を用いたが、基本的に便宜的なものである。2000

¹¹Abe (2013); 足立・中里 (2017); Fukai (2017); 深井 (2019) でも、潜在的保育所定員率を用いた分析をしている。

年以降一貫して出生児の母親の年齢の80%以上が含まれる年齢階層であり「出産可能人口」とみなせたが、近年では40歳代での出産も増加しており40-44歳も分母に加えることも考えられるし、かつては大きな割合を占めていた20-24歳を加えることも妥当かもしれない。また、以下では結婚への影響を考えていることから、生涯未婚率の統計と整合的に15-49歳までの女性の人口を使うことも考えられる。

ただし、分母になる女性の人口の年齢幅を変えても水準こそ変わるものの、時系列的な推移に大きな差はない。分母となる女性の年齢を変えて潜在的定員率を示したものが、図3である。女性の人口は国勢調査の結果を用いており、西暦の末尾が0、5の年のみ計算されている。定義により当然であるが、年齢の幅が最も大きな20-49歳を分母とした尺度が最も低く、25-39歳が最も高い水準となっている。一方で、いわゆる「団塊ジュニア」の世代(1971-75年生)が、2015年には25-39歳の人口からは完全に外れるため、年齢幅が狭いほど潜在的定員率は上昇していることになる。とはいえ、分母の年齢層によらず時系列的な推移には大きな違いがないため、以下では潜在的定員率としては、宇南山(2011)と同様に、25-39歳の女性人口を分母とした指標を用いる。

分母の年齢層の幅を25-39歳の15年で定義すると、一人の子供が保育所にいる期間を5年(育休を1年取得し就学するまで)とすれば、潜在的定員率が33%で全ての女性に1人分の子供の枠が与えられる水準となる。すべての女性が2人の子供を持つと仮定すれば66%まであれば、全員が子供を保育所に入所させることができる。さらに、保育所を利用するのは基本的に母親が就業しているケースに限られることを考慮すると、出産後も就業を継続する割合が50%として潜在的定員率は33%程度でほぼ希望者が全員利用できることになる。

こうした水準をベンチマークとすれば、2020年にはおおむね保育所のニーズが完全にカバーできる水準になったことになる。図1で見たように、保育所の定員と実際の在所児童の比率は、2000年代に入り100%に近い水準が続いてきたが、全国で見れば2015年くらいから、東京都でも2020年頃には定員が余る状況となっている。また、実際に2020年ごろには待機児童がほぼゼロになったことも整合的である。ただし、女性の出産後の就業継続率が50%以上になれば、再び保育所の不足が問題になる可能性がある点には留意が必要である。

このように過去10年程度で急速に整備されてきた保育所であるが、宇南山(2011)は潜在的定員率には大きな地域差があることも指摘していた。論文で使われていたのは2005年までのデータであり、時系列的にはほとんど変化していない時期であったが、それでも都道府県別に見ると大きな差があった。図4は、都道府県ごとの潜在的定員率の分布を年ごとに示したものである。

都道府県別の差は時系列的な変化と比べて大きく、2010年頃まででも最も低いと10%程度、最も高い

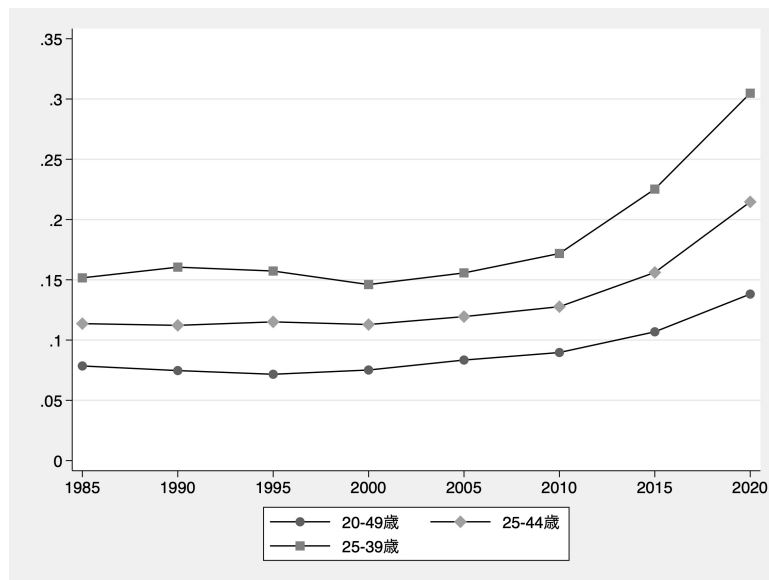


図 3: 潜在的定員率：時系列

都道府県では30%を超える水準と20%近い差があった。すでに見たように、2010年頃までは時系列的にはほとんど不変であったが、都道府県別の分布で見ても極めて安定していた。大都市部では低く日本海側各県では高い傾向があり、2010年時点では最も低いのが神奈川県で9.8%であり、最も高いのは福井県で35.4%となっていた。

2010年ごろから時系列的に増加していくにつれて、地域差は大きくなってきている。25-39歳女性人口をウェイトとして標準偏差を計算すると、2000年時点で0.042だったものが2020年には0.057となっている。これは大都市部での整備が相対的に遅れたからである。たとえば、2020年時点で神奈川県は22.8%と13%の上昇にとどまっているが、福井県は51.9%まで16.5%の上昇になっている。人口との比率で定義される指標が人口の大きい都市部では変動が小さくなるのはある程度はやむを得ないが、もともと35%もの水準であった県にさらに資源が投入されたことでより大きな都道府県間の差が生まれた。

3 少子化の指標とその動向

3.1 合計特殊出生率とコーホート出生率

少子化とは、文字通りに定義すれば、社会全体での出生児数が減少することである。出産をするのが女性であることに着目すれば、出生児の絶対数は「女性一人あたりの出生児数」に女性の人口を掛けたものとなる。この場合の「女性」とは、人口学の用語で「再生産年齢」とよばれる生物学的に出産が可能と考えられる年齢の女性に限定され、いくつかの定義があるが最も一般的には「15歳から49歳」と定義される。つまり、少子化とは再生産年齢の女性の総数と女性一人あたりの出生児数のいずれか、ま

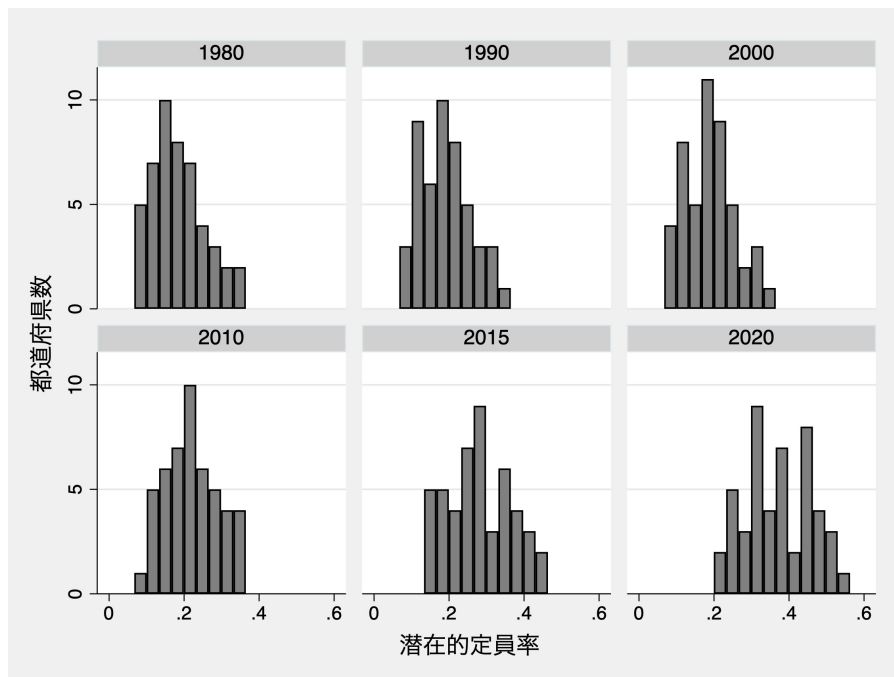


図 4: 都道府県別の潜在的定員率の分布

たは両方が減少することで発生する。

この2つの要因は、ともに日本における出生児数動向に大きな影響を与えている。女性の人口という観点では、第2次大戦後のベビーブームで誕生した1947-1949年生まれの「団塊の世代」が重要な役割を果たした。団塊の世代が再生産年齢の中心にあった1971-1975年には、女性の人口に合わせて出生児数も大きくなり、後に「団塊ジュニア」とよばれる世代が形成された。一人当たりの出生児数である「出生率」が比較的安定する中で、団塊の世代の出産が落ち着くと出生数も低下傾向となった。

それに対し、団塊ジュニア世代が再生産年齢の中心になった2000年ごろには再び女性の人口は大きくなったが、一人当たりの出生児数である「出生率」の低下が顕著となった。結果として、団塊ジュニアは人口の大きな次の世代を生み出すことなく再生産年齢を超過しており、現在では再生産年齢にある女性の人口は大きく減少しつつある。その意味では、近年の出生児数の減少の一部は再生産年齢女性の人口の減少によるものである。

女性の人口も出生率も少子化という現象を考える上では重要な要素ではあるが、再生産年齢にある女性の人口は少なくとも短期的には所与で、人口の国際移動を除けば政策介入できる要素ではない。そのため、政策の分野においては女性の人口よりも出生率がより注目される。出生率は、個人の意思決定としての「出生選択」で決まる要素であり、少なくとも一部は政策的な介入が可能である。出生の意思決定はBecker (1960)の画期的な研究以降、一定の経済的な原理が適用可能なことも分かっており、介入の方法も考察可能である。そこで、本稿では少子化の指標として「出生率」を主たる分析対象とする。

ただし、全出生児数を再生産年齢の女性の総人口で割っただけの単純な「出生率」では個人の出生行動の動向を適切に把握できない。出産の動向は再生産年齢の中でも年齢別の非対称性が大きく、全年齢をプールした計算では再生産年齢内の女性の年齢別人口分布が反映されてしまい、個人の意思決定の状況を表す指標にはならないからである。そこで、通常は女性の出生行動を年齢別に反映する「合計特殊出生率 (Total Fertility Rate: TFR)」とよばれる指標が用いられる。

その定義は、数式では表現すれば次のように表現できる。

$$TFR_t = \sum_{a=15}^{49} \frac{t \text{ 期中に } a \text{ 歳の女性が産んだ出生児数}}{t \text{ 期の } a \text{ 歳の女性の人口}} \quad (1)$$

この式の中で、女性の各年齢の人口と当該年齢の母親のもとで生まれた子供の数の比である分数部分は「年齢別出生率」とよばれる。つまり、TFR とは年齢別出生率を（年齢別の人口によらず）単純に足した合計である。ある一定期間（ t 年）中の年齢別の出生率を使って計算することから、この定義の TFR は「期間合計特殊出生率」とよばれる。特定の個人を追跡したものではなく別の個人の出生行動を合計したものであるが、現在の年齢別出生率をそのまま経験した個人という仮想的なケースでの「生涯に産む子供の数」と解釈されている。

図5は、この TFR の5年ごとの推移を示したものである。1980年には1.75であった TFR が2005年には1.26まで低下しており、深刻な少子化が進行していた。しかし、2005年以降に回復傾向を見せ、2015年には1.45まで回復していた。その後、再び減少傾向となり、図には示していないが最新の2022年には再び1.26まで低下している。

TFR を継続的に計算するには、時点ごとに年齢別の出生率のデータを用意する必要がある。もし時系列的に切れ目なく年齢別の出生率のデータが利用可能であれば、その「繰り返しクロスセクション」データを使って、ある特定の世代の女性を追跡して実際に「生涯に産んだ子供の数」を計算することができる。「世代」とはある特定の年に生まれた個人のグループであり、年ごとに年齢別データの年齢をずらしながら追跡することで、時点を通じた行動が観察できる観察単位である。計量経済学的には「生年コーホート」とよばれ、経年の行動を観察したデータは「擬似パネルデータ」とよばれている (Deaton, 1985)。

生年が j である女性の集団における「生涯に産んだ平均的な子供の数」は「コーホート合計特殊出生率」もしくは（期間合計特殊出生率と区別するために）「コーホート出生率」とよばれる。それは $j + a$

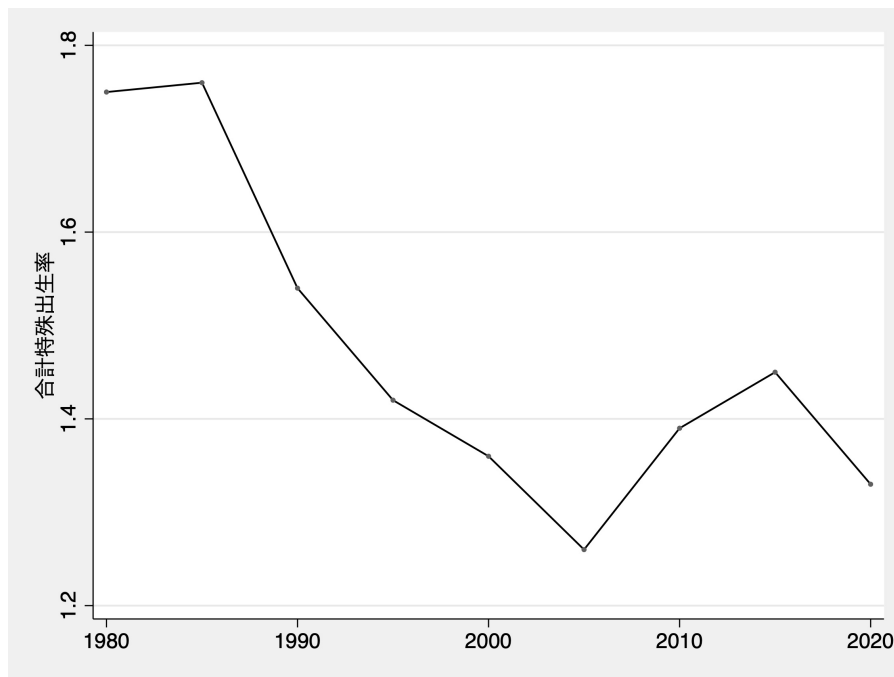


図 5: TFR の推移

時点の a 歳の有配偶率と有配偶出生率を使って、

$$CFR_j = \sum_{a=15}^{49} \frac{(j+a) \text{ 期中に } a \text{ 歳の女性が産んだ出生児数}}{(j+a) \text{ 期の } a \text{ 歳の女性の人口}} \quad (2)$$

と書くことができる。以下では、このコーホート出生率を CFR(Cohort Fertility Rate) と書く。TFR はあくまでも各時点の年齢別出生率を合計したものであり「現在の各年齢と同じ行動をとった女性」という仮想的な存在に対し「生涯の子供の数」を計算したものであった。それに対し、この CFR は、特定の世代が実際にどれだけの子供を産んだのかを把握している点で「実態」を捉えている。

一方で、CFR が観察できるのは「再生産年齢」を終えた世代のみで、出生の動向を直近までリアルタイムに把握することはできない。厳密に言えば 40 歳代でも出産をする人はいるが、出産のピークは 30 歳前後であり、そのピークと比べると CFR が観察できるのは 20 年ほど後になる。たとえば、2020 年に観察できる最も後の世代は 1970 年生まれであり、主として 2000 年ごろに出産をした女性の行動を把握するものになる。最近の保育所の整備が出生動向にどのような影響を与えたかを分析する目的に対しては、CFR は必ずしも望ましい指標ではない。その点で、TFR は 1 時点のデータが利用可能であれば計算可能で、最新の出生の動向を反映しているという点で望ましい性質を持つ。

3.2 出生と結婚の要因分解

日本における個人の出生の動向について、特に人口学の分野を中心に、結婚を軸として要因分解をする分析が多くされてきた。具体的には、再生産年齢にある女性を「結婚している（有配偶）」かどうかで分類し、それぞれの出生率を計算するものである。数式では次のように書ける。

$$TFR_t = \sum_{a=15}^{49} \{M_{at} \times B_{at} + (1 - M_{at}) \times \tilde{B}_{at}\} \quad (3)$$

ただし、 M_{at} 、 B_{at} 、 \tilde{B}_{at} はそれぞれ有配偶率、有配偶出生率、無配偶出生率とよばれ、

$$\begin{aligned} M_{at} &= \frac{a \text{ 歳の有配偶女性人口}}{a \text{ 歳の女性の人口}} \\ B_{at} &= \frac{a \text{ 歳の有配偶女性の出生児数}}{a \text{ 歳の有配偶女性人口}} \\ \tilde{B}_{at} &= \frac{a \text{ 歳の無配偶女性の出生児数}}{a \text{ 歳の無配偶女性人口}} \end{aligned} \quad (4)$$

と定義される。

この分解のポイントとなるのは、無配偶出生率が日本では無視できるほど小さい、すなわち $\tilde{B}_{at} \simeq 0$ 、ということである。無配偶出生とは結婚していない両親の下での出生であり、生まれた子供は「非嫡出子」もしくは「婚外子」とよばれる。無配偶出生をする女性は、いわゆる「未婚の母」とよばれるシングルマザーを典型とするが、事実婚などの同棲状態で出生するようなケースも含む。

無配偶出生の動向は非嫡出子誕生の動向からおおむね把握ができ、出生・死亡関する届出を集計して作成される「人口動態統計」によって観察できる。それによれば、日本の全出生数に占める非嫡出子の割合は、1980年には0.80%であり、2020年でも2.38%である。全体の出生数はそれぞれ158万人と84万人であり、おおむね1万-2万人の非嫡出子が誕生していることになる。再生産年齢の女性人口がおおむね2千500万人前後で推移してきたことを考慮すれば、無配偶出生を選択するのは1000人に1人以下ということになる。出生時点では婚姻状態にないとしてもその後結婚する可能性までを考慮すれば、生涯を通じて見れば無視できる程度に小さい割合である。

無配偶出生がほぼゼロであることから、合計特殊出生率は実質的に有配偶率と有配偶出生率の積（の全年齢の合計）だけで決まることになる。すなわち、

$$TFR_t \simeq \sum_{a=15}^{49} M_{at} \times B_{at} \quad (5)$$

と書ける。同様に CFR についても、

$$CFR_j \simeq \sum_{a=15}^{49} M_{a(j+a)} \times B_{a(j+a)} \quad (6)$$

となる。

CFR については、これをさらに世代 j の 50 歳時点での生涯未婚率 (Lifetime Never-Married Rate: LNMR) を使って、次のような書き換えがしばしばされる。

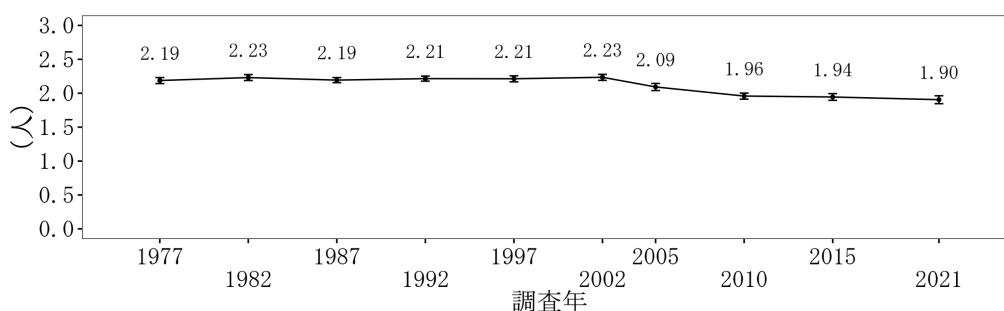
$$CFR_j \simeq (1 - LNMR_j) \frac{\sum_{a=15}^{49} M_{a,j+a} B_{a,j+a}}{1 - LNMR_j} = (1 - LNMR_j) \times CF_j \quad (7)$$

ただし、 $\sum_{a=15}^{49} M_{a,j+a} B_{a,j+a}$ は世代 j の有配偶女性が生涯で産んだ子供の数の合計であり、 $1 - LNMR_j$ で生涯に一度でも結婚したことのある人の割合、であることから CF_j は「結婚した女性に限定した場合の生涯での平均出生児数」と解釈できる。特に、 CF_j は、概念的には「夫婦の完結出生児数 (Completed Fertility)」とよばれる変数と同義のものである。

この式 (7) による表現は、特定の世代の「生涯に生んだ平均の子供の数」である CFR は、その世代のうち結婚したことのある人の割合 ($1 - LNMR_j$) と結婚した女性が生んだ平均の出生児数 (CF_j) に分解できることを示している。すなわち、出生率は結婚を軸に、「結婚するかどうか」という外延 (extensive margin) と「結婚した後に子供を何人持つか」という内延 (intensive margin) に分解できる。この分解に基づき、日本における出生率の低下は、主として「結婚するかどうか」の外延によるものとされてきた。先駆けとなった研究は団塊ジュニアが出生した後の出生率の低下を分析対象とした阿藤 (1982, 1984) であり、合計特殊出生率の低下の意味での「少子化」は有配偶率の低下という意味での「未婚化」が原因であるとされた。その後も持続的に出生率が低下してくる中で、有配偶出生率の低下も一定の重要性があると指摘されたが (廣嶋, 2001; 岩澤, 2002)、そうした研究でも少子化の約 7 割は結婚に起因するとされてきた。

その主張は簡単なデータの観察によっても示すことができる。ただし、データ上は生涯未婚率 $LNMR$ と夫婦の完結出生児数 CF は別のソースから計算されている。生涯未婚率は 50 歳時点での未婚率であり、総務省統計局が公表する「国勢調査」の年齢別・婚姻状態別の統計表から計算される¹²。一方、完結出生児数は国立社会保障・人口問題研究所の公表する出生動向基本調査で把握されており、結婚持続期間 15-19 年の夫婦に対し過去に生んだ子供の数をたずねる項目である。結婚からの年数を基準としているため「再生産年齢」終了時点での出生数ではないが、おおむね対応すると考えられている。

¹²実際には、45-49 歳と 50-54 歳の未婚率を平均したものである。



(出所) 国立社会保障・人口問題研究所「第16回出生動向基本調査結果の概要」図表6-1より引用

図6: 平均完結出生児数の推移

図6は、その完結出生児数の推移を示したものである。ここには示していないが、分布で見れば3人以上の多子世帯の減少がある一方で一人っ子世帯が増加しており、平均である完結出生児数は2005年以降に若干減少しているものの、最新の2021年の結果でも1.90人とおおむね横ばいとなっている。その結果から、 CFR_j の低下のうち「結婚した女性が生涯に産む子供の数」という内延の変化は小さいとされている。

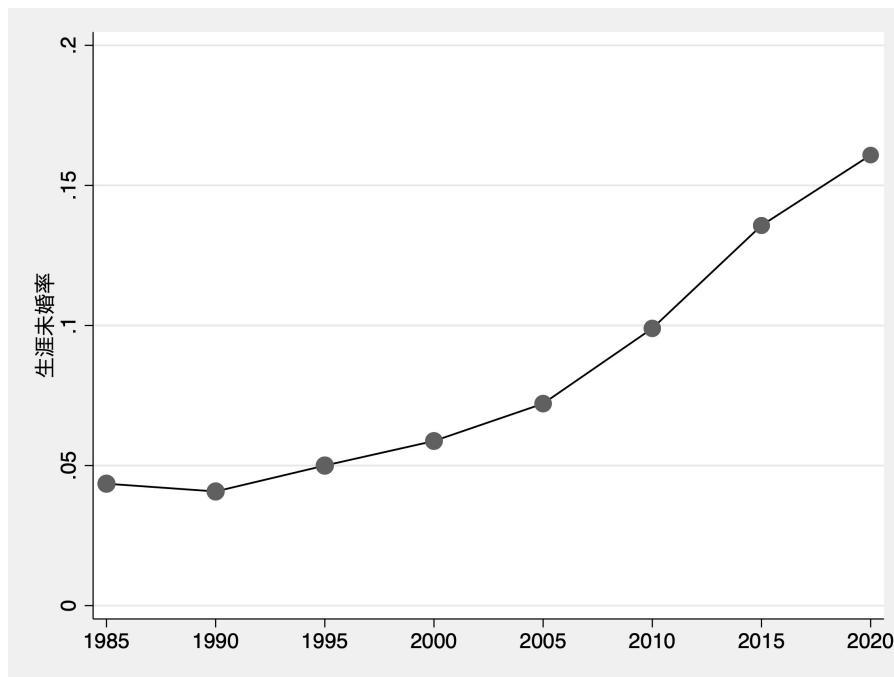
それに対し、図7に示すように、生年コホートごとの生涯未婚率は長期的に上昇傾向にあることが知られている。1990年（に50歳になる世代）以前は生涯未婚率は5%を下回っており、生涯を通じて見ればほぼ全員が結婚する状況であった。それに対し、2000年代に入り明白に低下傾向となり、2020年には15%を上回るまで上昇してきている¹³。非嫡出子が少ないことから生涯未婚の多くが生涯無子である可能性が高く、生涯のうち1人でも子供を持つ女性の割合は85%を下回る状況である。

この2つの図からコホート出生率をおおまかに計算すると、1990年前後から一貫して低下傾向にある。たとえば、1987年の完結出生児数が2.19、1985年の生涯未婚率が5%未満であることからCFRはおおむね2前後となる。それに対し、2005年はそれぞれ1.96、7%であり、CFRは1.81となる。さらに、2021年の完結出生児数1.90と生涯未婚率16%からCFRは1.6まで低下している。ただし、上でも述べたようにコホート出生率は20年ほどラグのある指標であり、保育所の整備が進んだ2010年以降の出生行動を反映したものとはいえない。

3.3 TFRと「合計特殊生涯未婚率」

少子化対策は、1人の女性が生涯で何人子供を産むかという意味での「出生率」への影響を通じて政策効果を持つ。その出生率は結婚を軸に内延と外延に要因分解でき、主として生涯未婚率という外延で動向が決まっていることがわかった。その意味では、要因分解が可能なCFRによって出生の動向を把

¹³ここでは、不詳補完値を用いておらず、不詳は除く総数で計算している。



(出所) 国勢調査 (不詳は除く総数で計算)

図 7: 生涯未婚率の推移

握ることが望ましい。一方で、CFR は観察できるまでのラグが存在しており、リアルタイムな出生の動向を分析するのに適さない。このラグの問題に対応し、政策的に有用な分析をするために、リアルタイムに観察可能でなおかつ CFR と同様に結婚の内延と外延に分解する方法を考える。

ここで CFR のアナロジーを TFR に適用するために、ある期間 t の年齢別の結婚確率を経験した女性の仮想的な生涯未婚率を「合計特殊生涯未婚率 (Total Never-Marriage Rate: TNMR)」とよび、次のように定義する。

$$TNMR_t = \prod_{a=20}^{49} (1 - m_{at}) \quad (8)$$

ただし、 m_{at} は未婚者のうち t 時点で結婚した人の割合であり、以下では結婚確率とよぶ。

結婚確率は、国勢調査のデータがあれば計算可能であり、最新の結婚の状況までを反映できる指標である¹⁴。国勢調査は 5 年に 1 度の調査であり、生年 j の個人は調査のたびに年齢が 5 歳上がることになり、婚姻状態も変化する。婚姻状態は、未婚・有配偶・死別・離別に分類されており、対前回調査での「未婚」の減少人数を「過去 5 年に結婚した人数」とみなす。 m_{at} は、「過去 5 年に結婚した人数」を 5 で除し前回調査時点での未婚者数で割ったものであり、年率に換算された結婚確率となっている。

¹⁴岩澤 (2013) では、同等の指標を人口動態統計を用いて計算しているが、本研究では最新の国勢調査まで延長している点で新しい。

この TNMR を使うと、 t 時点での TFR は、

$$TFR_t \simeq (1 - TNMR_t) \frac{\sum_{a=15}^{49} M_{at} B_{at}}{1 - TNMR_t} = (1 - TNMR_t) \times TCF_t \quad (9)$$

と書き換えることができる。TFR をこの合計特殊生涯未婚率を 1 から引いたもので割ることで CFR における完結出生児数に相当する指標が計算できる。完結出生児数はデータで把握されるのに対し、ここでの指標はインプリシットに計算されることから合計特殊完結出生児数 TCF (Total Completed Fertility) とよぶ。

この概念的な指標を使うと、TFR も CFR と同様に結婚を軸とした内延と外延に分解できる。表 1 は、TFR を要因分解しそれぞれの要素の推移を示したものである。TFR は、図 5 で示したものの同じものであるが、1985 年の 1.76 から 2005 年の 1.26 まで低下し、その後 2015 年の 1.45 まで回復したものの、2020 年では再び 1.33 まで低下している。それに対し、合計特殊生涯未婚率は 1985 年の 12.2% から上昇基調ではあったが、2005 年の 26.1% をピークに低下傾向に転じている。TFR を TNMR で割った TCF については、1985 年から 1990 年と 2015 年から 2020 年の 2 つの時点で低下が見られるが、1990 年から 2015 年にかけては横ばいになっていた。

この結果から、TFR についても、その変化の大部分が合計特殊生涯未婚率という結婚の動向で説明できることが確認できる。たとえば、1990 年から 2005 年まで TFR は約 20% 下落したのに対し、 $(1 - TNMR)$ は 85% から 74% まで約 15% 低下している。すなわち、TFR の下落の 75% は「未婚化」によるものとみなすことができ、その点では CFR を用いた分析と方向としては同様の結論が得られる。

ただし、ここでの分解ではリアルタイムな情報で計算される TFR を使っているため、最新の出生率の動向までを観察できており、2005 年以降の動向についても分析可能である。ここで興味深いのは、合計特殊生涯未婚率が 2005 年で上昇傾向に歯止めがかかり、その後は低下トレンドに転じている点である。生涯未婚率の指標に基づき未婚化が現在も進行しているように論じられることも多いが、すでに未婚化のトレンドは解消しているのである。

TNMR の動向が TFR の動向の大部分を説明するという状況は、時系列的に成立するだけでなくクロスセクションでも成立している。図 8 は、TFR と合計特殊生涯婚姻率の都道府県別のデータを使い、クロスセクションでの相関を示したものである。ここで合計特殊生涯婚姻率とは、1 から TNMR を引いたものであり、TFR の要因分解をした式 (9) の第 1 項に相当するものである。TNMR はある時点の年齢別の結婚確率から計算できるため、ここでは 1990 年から 2020 年までの国勢調査の都道府県別の性別・年齢階級別 (各歳)・婚姻状態別人口から計算した。

年	期間合計特殊出生率 (TFR)	合計特殊生涯未婚率 (TNMR)	合計特殊完結出生児数 (TCF)
1985	1.76	12.2%	2.01
1990	1.54	14.8%	1.81
1995	1.42	18.4%	1.74
2000	1.36	23.1%	1.77
2005	1.26	26.1%	1.71
2010	1.39	23.5%	1.82
2015	1.45	21.5%	1.85
2020	1.33	19.5%	1.65

表 1: TFR の要因分解

1990年から10年ごとにプロットしているが、どのパネルでも合計特殊生涯婚姻率が高いほどTFRも高いことが明白であり、未婚化の動向が少子化の進展を説明できている。各パネルの描かれた点線はプロットの近似直線であり、その傾きがクロスセクションデータから推計されるTCFである。2020年は傾きが若干小さくなっているが、その他の時点ではおおむね同じ傾きになっており、表1で示した時系列方向での分析と整合的である。

TFRが未婚化の動向で大部分が説明できることはよく知られており、TFRが2005年からいったんは上昇傾向になっていたこともよく知られている。しかし、2000年代に入り未婚化が解消傾向にあったことは、これまでの先行研究では明示的には認識されていない。年齢別の婚姻率などとしては最新のデータまでカバーしていたが、ここで示したTNMRのような指標化をしていなかったために、全体としての結婚の動向が必ずしも正確に認知されていなかった。たとえば、松田(2011b)では、未婚化の進行が止まりつつあることは指摘しているが「高止まり状態」が続いているとしている。また、最新の研究である加藤(2023)でも、未婚化の動向を分析しているが近年解消しつつあるとは指摘していない。岩澤(2013)では、TNMRとほぼ同等の指標を計算し2005年前後をボトムとして生涯未婚率相当の指標が低下していることを示しているが、その後の動向が観察できていないこともあり十分に議論されていない。

結婚に関するトレンドの変化が十分に認識されていないのは、出生率を結婚を軸に要因分解するという手法は主に生年コーホートに適用されるからである。すでに何度も述べたように、実際の出生行動を追跡して計算されるCFRは50歳時点からみた過去に関する観察であり、出生行動が活発であった時期と比べれば20年ほどのラグがある。図7で示したように、CFRの要因分解の要素である生涯未婚率は一貫して上昇傾向で2020年時点で17%程度の水準であった。それに対し、TNMRは2005年までは上昇傾向であり、2020年の生涯未婚率は25年前のTNMRの水準と同程度である。これは、TMRの動向が、生涯婚姻率の先行指標として妥当であることを示唆している。

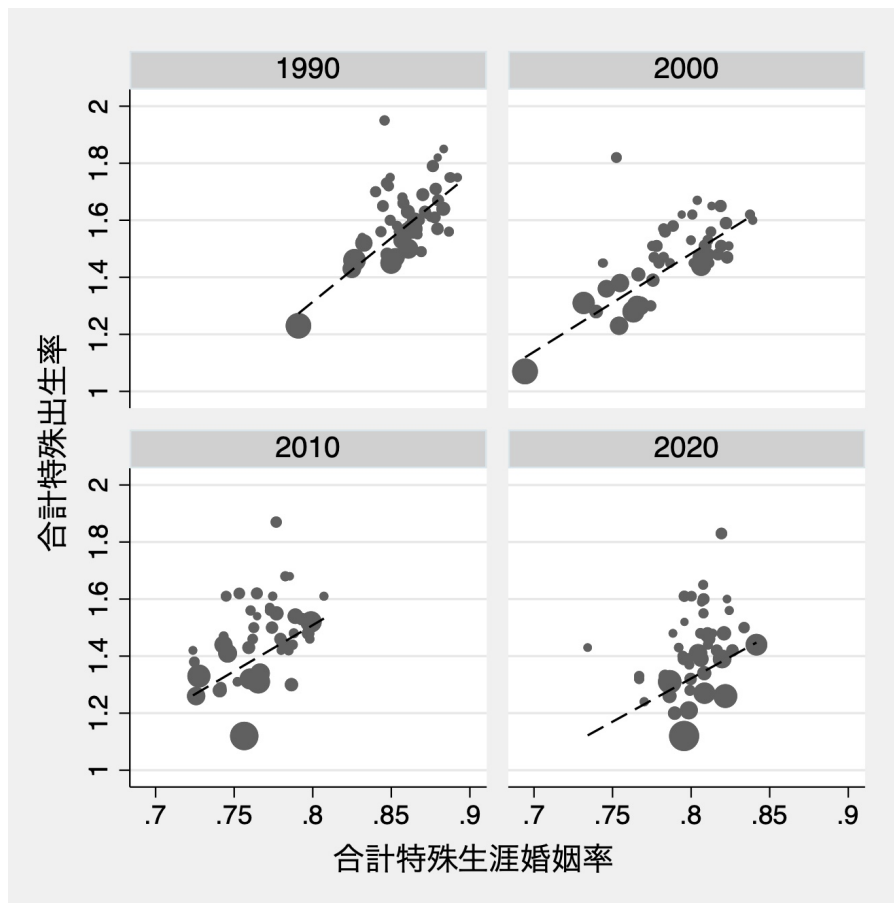


図 8: TFR と合計特殊生涯婚姻率

図 5 で示したように、TFR は長期的に低下傾向にあったが、少なくとも 2005 年から 2015 年にかけて上昇していた。その上昇の背景には、ここで示した意味での未婚化の解消傾向があった。その意味では、少子化の動向は TFR の下降局面だけでなく上昇局面についても未婚化によって大部分が説明できることになる。ただし、2015 年から 2020 年にかけては未婚化が解消する方向に動く一方で、合計特殊完結出生児数の要因で TFR が大きく低下している。この点については、第 6 節で論ずることとする。

4 少子化の原因と保育所整備の効果

4.1 出生の意思決定と未婚化

出生の意思決定については、Becker (1960); Becker and Lewis (1973) の画期的な研究以来、経済学において多くの研究の蓄積がされてきた。Becker (1960) では子供を両親にとって効用をもたらす「耐久財」のようにみなし、経済学のロジックを用いて子供を持つことの便益とコストを比較して出生が選択されるという枠組みを提示した¹⁵。出生は基本的に男女の合意が必要な選択であり完全に個人の意思だ

¹⁵初期の出生選択に関する研究については、Becker (1981) を参照。

けで決められるものではなく (Doepke, 2019)、不妊などの生物学的な制約もあるため出生に関する行動の全てが「意思決定の結果」と見なすこともできない。それでも、少なくともマクロの出生数の動向を考察する上では、標準的な経済学の枠組みで出生の選択を捉えることは十分に有用である。

出生の経済分析において、標準的な効用最大化問題を前提にすれば、子供を持つかどうかは「家計の所得」と「子供の価格」で決まることになる。子供の価格は子育てをすることの機会費用とされ、母親の賃金水準を代理変数とすることが多い。また、子供のように他に代替できるような財は存在しない「上級財」と考えられることから、家計の所得が多くなるほど「需要」が増えると想定できる。その結果、所得の高い国、裕福な家庭ほど多くの子供を持つことが予想される。

一方、この単純なモデルの予想は実証的な事実によって否定されている。多くの国で時系列的にもクロスセクショナル的にも所得が高いほど出生数が少ないことが確認されており、基本的な消費者モデルでは出生行動は説明できない。この指摘に対し、Becker and Lewis (1973) では子供の質 (quality) と量 (quantity) のトレードオフという概念を導入している (Doepke, 2015)。子供からの効用は子供の人数だけでなく子供の「質」(たとえば、子供の教育水準)にも依存するという考え方である。所得の高い家計は、子供に対する需要は大きいとその需要は子供の質を高める方向で満たされ、量は抑制する可能性が高いと指摘された。近年の研究では所得水準と子供の数の負の相関は観察されないようになってきたと指摘されるが (Doepke, 2022)、この子供の質と量のトレードオフを前提とした出生選択モデルが、現在までの経済学におけるスタンダードとなっている。

こうした出生選択のモデルは、ベンチマークとしては有用であるが、そのままでは日本の少子化を適切に分析することはできない。特に問題になるのは、未婚化や子供を持たないという選択が合理的には説明できないことである。前節で見た要因分解によれば、日本の少子化の大部分は未婚化・無子世帯の増加で発生しているにもかかわらず、Becker 流の家族の経済学のロジックでは未婚は合理的な説明の難しい現象となっている。Becker (1981) でまとめられた一連の研究によれば、結婚して同居することには生活費を節約できる規模の経済のメリット、夫婦間での分業が可能という比較優位のメリットなどがあり、相手の選択の問題は残るものの結婚そのものをしない理由は乏しいことになる。また、子供は他の財では代替が難しく、少なくとも非ゼロの子供を持つはずである。

それに対し、宇南山 (2013) では、家計内分配を考慮した「新しい家族の経済学」を応用することで、子供を持つと女性のキャリア継続が困難になるような状態では未婚化が起きる可能性があることを指摘している。出産後に就業を継続できる確率が低ければ、女性は結婚して子供を産むと高い確率で労働市場から退場することになる。そのキャリアの断絶が、女性にとって子供を持たないことを選択するほど

のコストになりうることを示した。

女性が就業を継続できなければ、少なくとも夫婦合計での予算は、結婚しない場合に比べ減少することは明らかである。この子育てに一定の労働投入が必要であるという事実こそが、既存の出生選択のモデルにおける「子育ての機会費用」である。ただし、その機会費用は夫婦全体で見れば子供を持つことの効用や、結婚することで得られる規模の経済などのメリットと比べれば小さいと考えられてきた。つまり、夫婦合計での所得が出生前に比べて低下するとしても、子供を持たない選択にはつながらないとされてきたのである。もし機会費用のほうが大きいとすれば、子供を持つことは個人的も社会的にも合理的な選択ではないことになり、そもそも少子化対策は望ましくない政策となる。

一方、宇南山 (2014) は、家計内分配を考慮した「新しい家族の経済学」を応用することで、女性にとって子供を持つことが厚生上マイナスの選択となることを示した。家計内分配とは、夫婦間などの家計の構成員の中での経済的な便益の分配のことであり、個人の効用は家計全体でのリソースの総量だけでなくその分配にも影響を受けるという考え方である。家計・個人レベルでの詳細な収入・支出が観察できるようになった 1990 年代から急速に発展してきた分野であり、現在では実証的な裏付けも多く確認されている¹⁶。

先行研究によれば、家計内分配を決定する重要な要素の一つは各構成員の所得である (Thomas, 1990; Fortin and Lacroix, 1997; Attanasio and Lechene, 2002; Lise and Yamada, 2019)。労働市場における所得が家計内の分配に影響を与えるのであれば、仕事と子育ての両立可能性は結婚・出産の意思決定に大きな影響を与える。出産によってキャリアが断絶することになれば、妻の相対的な所得が低下することになり、家計内での交渉力の弱まりを通じて結婚後の資源配分を女性に不利なものにする。すなわち、結婚・出産によって発生する機会費用が、より多く女性が負担することになる。すると、たとえ結婚して子供を持つことは夫婦の合計では経済構成を改善する選択になるとしても、女性にとってはデメリットが大きい選択になり得る。特に、男女の賃金格差が縮小し女性が単独でも十分な所得が得られるような社会では、就業継続可能性が低いままだと女性が未婚を選択する可能性が高まる。

この家計内分配のゆがみのために結婚・出産が選択されないというロジックは、日本における少子化の動向と整合的である。日本では、未婚化が進み生涯無子を選択する女性が増加してきた一方で、いったん結婚した女性の多くは 2 人程度の子供を持つという状況が続いてきた。この子供の数の二極化は、宇南山 (2014) の枠組みで理解できる。

両立可能性が低い社会では、「女性のキャリア」が個人にとってコスト要因となるのは、1 人目の子供を持つかどうか（すなわち子供を持つかどうか）の意思決定のみである。「子供持つ人生」を選択すれば

¹⁶たとえば、Browning, et al. (2014) を参照。

事実上「出産前からのキャリアを継続しない人生」を選択することになるため、キャリアの価値が出生選択の大きな説明要因となる。しかし、いったん子供を持つ人生を選択し仕事を辞めてしまうと、その後の子供の数の選択は既存の出生の決定メカニズムに準じて決まると考えられる。すなわち、2人目以降の子供を持つかの意思決定の際には女性のキャリアは取り消すことのできないサックコストとなっており、出生の選択には影響を与えない。より純粋に子供を持つことのコストとベネフィットで選択されることになるため、結婚後の出生行動は1990年代と大きく変わらないことになる。

4.2 出生の決定要因としての保育所

上での理論的考察を踏まえた上で、この節では保育所整備が出生行動にどのように影響を与えるかを考察する。ここでは、保育所の整備状況を示す指標として第2節で定義した「保育所の潜在的定員率」を用い、出生行動を捉えた指標としては第3節で示した期間合計特殊出生率(TFR)を用いる。すなわち、保育所の潜在的定員率が上昇したときに、TFRがどのように変化するかを議論する。

第3節で示したように、TFRは(非嫡出子を無視すれば)仮想的な生涯未婚率である「合計特殊生涯未婚率」と結婚した条件付きの子供の数である「合計特殊完結出生児数」の積となっており、次のように書けた。

$$TFR_t = (1 - TNMR_t) \times TCF_t \quad (10)$$

この式に、合計特殊生涯未婚率 $TNMR_t$ の定義を代入し、 t 時点の有配偶率が $t-1$ 時点での有配偶率と結婚確率 m_{at} を使って書けることを使えば、

$$TFR_t = (1 - \prod_{a=20}^{49} (1 - m_{at})) \frac{\sum_{a=15}^{49} (M_{a(t-1)} + m_{at} - m_{at} M_{a(t-1)}) B_{at}}{1 - \prod_{a=20}^{49} (1 - m_{at})} \quad (11)$$

と書くことができる。

このうち、 $t-1$ 時点で a 歳の人の有配偶率 $M_{a(t-1)}$ は事前に決まっているため、 t 時点での保育所の潜在的定員率 x_t の影響は受けない。その意味では、保育所の整備が影響を与える変数は、未婚者が t 時点で結婚する確率 m_{at} と有配偶者の出生率 B_{at} ということになる。ただし、結婚確率 m_{at} は合計特殊生涯未婚率の項および合計特殊完結出生児数の項ともに影響を与える一方で、有配偶出生率 B_{at} は合計特殊完結出生児数を通じてのみ TFR に影響を与える。

前節で示した宇南山(2014)の分析によれば、「子供を持つ人生」が選択されるかは子供と仕事の両立

可能性によって決まっていた。つまり、保育所の整備が女性が出産後も就業を継続することを容易にするなら、保育所の整備によって結婚確率を高まるはずであり、 m_{at} は x_t の増加関数となる。各年齢での結婚確率の高まりは、合計特殊生涯未婚率 (TNMR) を下げ、まさに「子供を持つ人生」を選択する個人の増加をもたらす。これは、 TCF を所与とすれば、 TFR を比例的に増加させる。

それに対し、保育所の整備状況が合計特殊出生率 TCF_t に与える影響については、宇南山 (2014) のモデルでは想定されていない。保育所の整備が「子供のいる人生」を選択しやすくする効果があることは示しているものの、何人の子供を持つかの選択にどのような影響を与えるかは議論していない。結婚していること（少なくとも1人の子供がいること）を条件にすれば、Becker (1960) 以来考察されてきた出生選択の問題となり、何人の子供を持つかは子供を持つことのコストとベネフィット比較で決まる。

既存の出生の経済学の議論に従えば、保育所の整備は育児負担をより容易にアウトソースできるという効果があることから子供の限外費用を引き下げる。特に、母親が就業を継続できるケースでは、子育ての機会費用を大きく低下させることになるので、より多くの子供を持つようになる効果があると期待できる。その観点からは、保育所整備によって長期的には完結出生児数は増加する、すなわち TCF_t は x_t に対して増加関数になると考えられる。

一方で、母親が就業を継続できれば、家計全体としての所得水準が向上することになる。子供の量と質のトレードオフの観点からは、所得が高くなると子供の質により多くの資源が使われることになり、出生数自体は減少する可能性がある Doepke (2015)。この所得効果によって、保育所整備は完結出生児数を減少させる可能性もある。

この2つの可能性は個人の行動の変化 (TFR の変化の内延) の影響であるが、個人の非対称性が存在した場合には性質ごと個人の構成の違いによっても影響も受ける (Staub, 2014)。具体的には、保育所整備によって新たに結婚した人 (保育所が整備されていなければ結婚しなかったであろう人) と保育所整備なしでも結婚していた人の出生行動の違いの影響である。一般に保育所が整備されなくても結婚・出産を選択する女性は子供により強い選好を持っていると考えられ、保育所整備によって結婚を選択した人より多くの子供を持つと想定できる。保育所整備の結婚促進効果が大きければ、(もともと結婚していたであろう人の出生率が上がったとしても) 有配偶者全体での平均の完結出生児数は減少するかもしれない。この効果までを考慮すれば、 TCF_t が x_t に対して増加関数になるのか減少関数になるのかも含めて事前には予測が困難である。

さらに、保育所整備が TCF_t に与える影響は、方向だけでなく効果が発生するタイミングが予測できないという意味でも計測が困難である。保育所の整備が進んだことに対し「子供を持つ人生」を選択す

る（ために結婚する）ことは原理的には即時に可能であるのに対し、第2子、第3子は一定の時間が経過しないと選択不可能である。特にデータ上国勢調査の観測がベースとなるため「時点」とは調査間隔の5年となるため、 m_{kat} が x_{kt} の関数と考えることは妥当である。それに対し、第1子と第2子の年齢差は2、3歳あり、 t 時点で保育所を整備しても即座に TCF_t に影響を与えとは考えられない。再生産年齢を完了した後のコーホート出生率であれば完結出生児数として観察は容易であるが、リアルタイムの影響を見る期間合計特殊出生率のデータから保育所の効果を識別することは困難である。

こうした点を考慮して、以下では $\partial TCF_t / \partial x_t = 0$ を仮定する。すなわち、保育所を整備は、結婚するかどうかの意思決定には影響を与えるが、結婚後の子供の数の選択には影響を与えないことを仮定する。この仮定は、理論的には保育所整備の効果を過大評価する可能性も過小評価する可能性もある。しかし、図6で見たように、時系列的に完結出生児数は大きくは変化していなかったことから一定の妥当性はあると考える。

この仮定の下で、この保育所整備状況がもたらす効果を定量的に表現するために、結婚確率 m_{at} が x_t の線形関数であることを仮定する。具体的には、年齢によらず一定の効果を持つことを仮定し、

$$m_{at} = \alpha_{at} + \beta x_t \quad (12)$$

とする。

x_t にかかる係数 β が一定という仮定は、大きく2つの含意がある。第1に、保育所整備が女性の属性によらず一定の効果を持つという含意である。理論的な考察が正しければ、就業を継続できずにキャリアが断絶することで所得が大きく落ち込むような状況にある人ほど大きな影響を受けると考えられることから、高学歴で所得が高い女性ほど大きな効果があると考えられる。また、再生産年齢の上限に近い40歳代の女性にとっては重要な結婚の意思決定要因ではないと考えられるので β は小さくなると考えられる。こうした一般化の重要性については、推計の際に β が女性の属性によって異なることを許容することで評価する。

第2の含意は、保育所整備の効果は飽和しないことである。保育所は両立可能性を向上させることで結婚を促進するため、保育所が十分に整備されればそれ以上は両立可能性を引き上げる効果はないはずである。しかし、ごく最近になるまで待機児童は解消しておらず、2020年前後までは保育所定員と在所人員数はほぼ一致しており、保育所が飽和する状況にはなかった。その意味では、この仮定は強いものではない。

以上をまとめると、ここで考える保育所の潜在的定員率 x_t が合計特殊出生率 TFR_t に与える影響は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial TFR_{kt}}{\partial x_{kt}} &= -\frac{\partial TNMR_{kt}}{\partial x_{kt}} TCF_{kt} = \beta \sum_{a=15}^{49} \frac{\prod_{a=20}^{49} (1 - m_{at})}{1 - m_{at}} \\ &= \beta \times \left[\sum_{a=15}^{49} \frac{1}{1 - m_{at}} \right] \times TNFR_t \times TCR_t \end{aligned} \quad (13)$$

となる。すなわち、保育所の整備が TFR に与える影響は合計特殊生涯未婚率 $TNMR$ を通じた効果であり、その $TNMR$ への影響は保育所整備が m_{at} に与える影響 β を推計することで計測可能となる。また、最終的な TFR への影響は、TFR を $TNMR$ で割って計算される TCF の大きさに依存する。

5 保育所整備の評価

5.1 保育所と結婚・出生・両立可能性の相関

本稿で検証したいのは、保育所の整備状況が TFR にどのような影響を与えたかである。すでに見てきたように、TFR や $TNMR$ などの少子化の指標も、保育所の整備状況も時系列方向にも都道府県別のクロスセクション方向にも大きなバリエーションを持っていることから、ここでは都道府県パネルを使った分析を考える。以下では、都道府県 k 、 t 時点の保育所の潜在的定員率 x_{kt} が、当該都道府県の合計特殊出生率 TFR_{kt} 、合計特殊生涯未婚率 $TNMR_{kt}$ とどのように相関しているかを確認する。

さらに、理論的考察において、保育所整備が少子化を解消する効果を持つのは出産後も就業継続が可能になれば家計内分配が女性に有利になるためであると指摘した。就業継続が困難な状況では子供を持つことでキャリアが断絶し、結果として子育てコストの多くを女性が負担することになると考えられた。このメカニズムが働いているならば、そもそも保育所の整備が仕事と子育ての両立可能性を高めているはずである。その点を確認するために保育所の潜在的定員率と両立可能性の関係も確認しておく。

まず、すでにみた保育所の潜在的定員率と TFR の時系列的な推移について確認をする。図 5 では、TFR は 1980 年以降 2005 年まで大きく低下していることを示していた。また、2005 年から 2015 年にかけて一時的には上昇傾向に転じていたことも確認している。一方で、図 3 では、保育所の潜在的定員率は 2005 年までほぼ横ばいであったが、それ以降増加傾向となり、特に 2015 年以降は急激に定員率が上昇していた。保育所の整備が進展した 2005 年以降に TFR の低下トレンドが反転しているという事実は、保育所に一定の少子化抑制効果があることを示唆している。

一方で、1980 年代以降 2005 年までは、保育所の整備状況がほとんど変化していなかったが TFR は

低下傾向にあった。この時期は急速に男女の賃金格差が縮小していた時期でもあり、この観察は宇南山(2014)の理論的な考察と整合的である。賃金格差が縮小するという観点では男女平等が進んだものの、保育所は未整備でいったん結婚・出産をすると女性はキャリアの継続が難しかった。これは、女性にとっては結婚しない場合の経済的な環境は大きく改善したが、結婚して出産をするとその改善を享受できない状況になったことを意味する。すなわち、男女の賃金格差が縮小する中では、保育所の整備状況が不変であるだけで少子化・未婚化を引き起こし得るのである。

保育所の整備状況と少子化・未婚化が一定の関係を持っていることは、都道府県別のクロスセクションデータからも示唆される。図9は、5年前の潜在的定員率とパネル(a)では合計特殊出生率、(b)では合計特殊生涯結婚率をプロットしたものである。時系列的には合計特殊生涯婚姻率とTFRが(2020年を除けば)おおむね連動していることを確認したが、エンゼルプラン以後多くの少子化対策が実施されており、時系列的な変動だけでは保育所整備がTFRを引き上げたとは断言できない。それに対し、この図9によって、保育所の整備状況の地域差を使うことで同時点での保育所整備の状況が少子化・未婚化とどう関係しているかが確認できる。

図9のパネル(a)は横軸に保育所の潜在的定員率を縦軸にTFRをとったもので、各都道府県のプロットのサイズは女性の人口に比例させている。両者には明白な正の相関が存在しており、保育所の整備が結婚・出生を増やす効果を持つことが示唆される結果である¹⁷。図には近似線も描いているが、最近になるほど散布図が近似線付近に集まっており、保育所がTFRの変動の大きな部分を説明できるようになってきている。

一方、図9のパネル(b)では、前節で定義した合計特殊生涯未婚率を1から引いた「合計特殊生涯婚姻率」をプロットしている。この指標は未婚者のうち過去5年で結婚した人の割合の情報を使って構築されており、保育所の整備が進んでいるほど結婚する人が多いかを示すものである。こちらも1990年以降10年ごとのプロットとなっており、いずれの時点でも保育所の潜在的定員率が高い都道府県ほど婚姻率が高いことを示している。これは、保育所の整備が結婚を促進する効果を持っているという見方と整合的である。ただし、潜在的定員率と合計特殊生涯結婚率の関係は、最近になるほど傾きが小さくなる傾向があり、結婚の選択に関しては地域ごとの差が縮小しているように見える。

保育所の整備状況が少子化・未婚化と一定の関係を持っていることが確認できたが、その関係が理論的に考察したメカニズムで発生しているかを確認するために、保育所と両立可能性の関係を確認する。宇南山(2011, 2013)では、国勢調査の年齢別・就業状態別・配偶関係別の人口を生年コーホートデータとして扱い、対5年前の労働力人口の減少を未婚者の増加で割ったものを「結婚・出産による離職率」と

¹⁷Fukai (2017) は、この図と概念的には同等のものを示し (Fig4)、保育所の有効性を議論している。

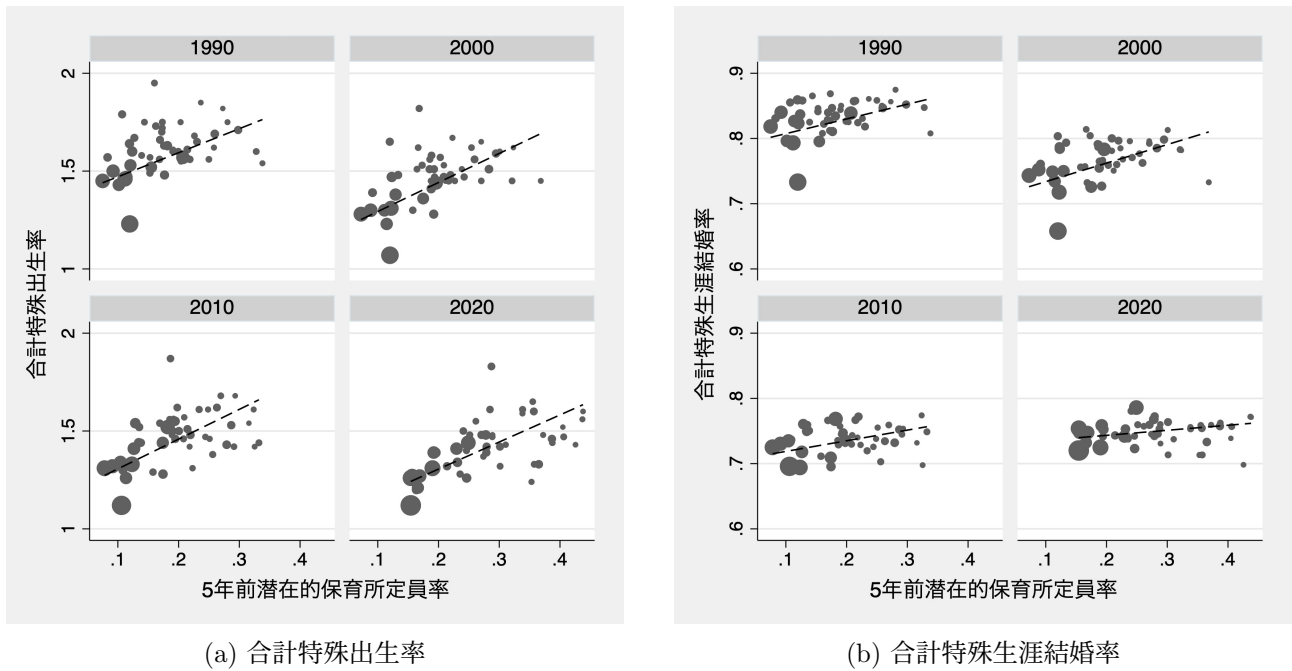


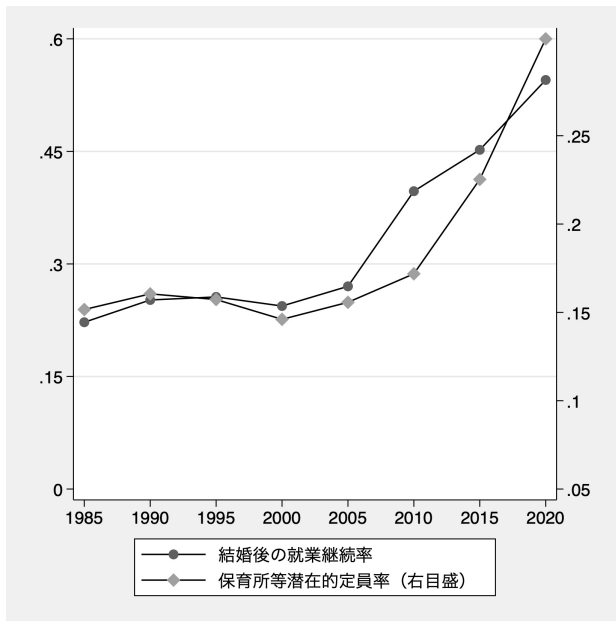
図 9: 保育所の整備状況と結婚・出産

よんでいた。概念的には、結婚した人のうち労働力のままでいた人の割合を示し、両立可能性の尺度として解釈できる。図 10 は、この「結婚・出産による離職率」を 1 から引いた「結婚後の就業継続率」の動向をプロットしたものである。

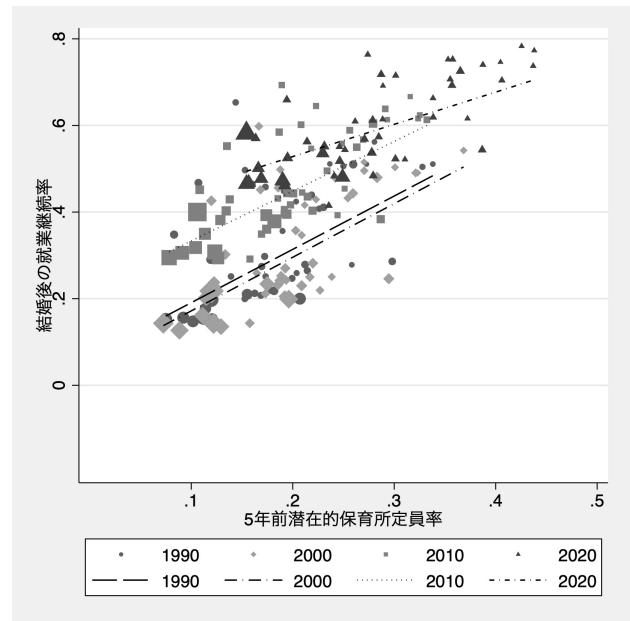
パネル (a) は、その結婚後の就業継続率と保育所の潜在的定員率を時系列的に比較したものである。2005 年までは両者共にほぼ同じ水準を推移していたが、2010 年以降に急激に上昇していることが確認できる。2005 年までの動向は宇南山 (2011) で確認されており、その後宇南山 (2013) では 2010 年の国勢調査の結果までを確認していた。それに対し、ここでの結果はアベノミクス期の保育所の急速な整備でも同様に両立可能性の大幅な改善があったことを示している。

一方で、パネル (b) は都道府県ごとの保育所の潜在的定員率を横軸に、結婚後の就業継続率を縦軸にクロスセクションの関係を示したものである。すでに第 2 節で示したように、保育所の潜在的定員率は 2005 年まではほとんど変化していなかった一方で、都道府県別には大きな地域差があった。両者は明白に正の相関を持っており、保育所の整備が進むにつれて全体としても右上にシフトしつつある。時系列的な観察と同様に 2005 年までの動向は宇南山 (2011) で確認されていたが、都道府県別の地域差が 2020 年まで継続していることを示した点で新しい結果である。

結局、ここまでのデータの観察で、保育所の整備と TFR には明白な正の相関があることが確認できた。また、保育所と TNMR の間にも強い正の相関があった。これは、保育所の整備が結婚確率を高め、結果的に TFR を高めているという見方と整合的である。しかも、保育所の整備が両立可能性を引き上



(a) 時系列



(b) 都道府県

結婚後の就業継続率の定義については本文を参照。保育所等とは、保育所と認定こども園などの施設を加えたもの。保育所については福祉行政報告例、保育所以外については社会福祉施設等調査より作成。

図 10: 保育所と両立可能性

げる効果があることが確認できたことから、家計内分配の改善により未婚化が解消できるという理論的な考察が一定程度妥当であることが確認できたと言える。

5.2 保育所整備の定量的評価

保育所の整備が少子化・未婚化に与える影響を時系列で見ると、他の政策の変動の影響がコントロールできないため、必ずしも因果関係とは断定できない。同様に、クロスセクションでの相関も、少子化対策としての保育所整備の有効性を示すとは断言できない。クロスセクション比較は、地域固有の要因をコントロールすることができないため、地域差による見せかけの相関である可能性が否定できない (Asai, et al., 2015)。また、保育所が児童数に応じて建設されるとすれば、出生率が高いほど保育所の整備が進むという逆の因果が存在することになるため、他の状況を十分にコントロールしなければ因果効果は識別できない。

第 4.2 節で論じたように保育所の整備が与える影響のうち、TCF に与える影響は変化の方向も効果が発生するタイミングも明らかではない。また、図 6 で示したように完結出生児数は長期的に安定しており、TFR に与える影響の大部分は生涯未婚率を通じたものとなる。そこで、ここでは年齢別の結婚確率を被説明変数とするような回帰分析をすることで、保育所の潜在的定員率が TFR に与える影響を定量的に計測する。

結婚するタイミングは、保育所の整備状況だけで決定されるわけではなく、その他さまざまな要因が影響を与える。完全には外生的とは言えない保育所の整備状況の因果効果を識別するためには、その他の要因をコントロールする必要がある。そのための1つの方法は、意思決定構造をモデル化して結婚・出産に影響を与える要因を明らかにし、説明変数に加えることでコントロールする手続きである。

しかし、結婚・出産の意思決定は複雑で、観察できない要因が影響を与える可能性も高く、適切に内生性を除去することは困難である。そこで、ここでは誘導系としてさまざまなダミー変数を加えることでその他の要因をコントロールし因果効果を識別するために以下のような二方向固定効果モデル（Two-way fixed effects model）を用いる。二方向固定効果モデルとは、時間と意思決定主体の両方向での観測データを持つパネルデータの特徴を活かした分析手法で、意思決定主体と時間の両方向に対して固定効果を考慮するモデルである。固定効果とは、意思決定に影響を与える要素のうち、時間や意思決定主体ごとに不変な要素の影響を総称したもので、他の要因の影響を具体的な内容を考慮せずに取り除くことができる回帰分析上の項である。

具体的には、国勢調査の都道府県別・年齢別・配偶関係別の女性の人口を用いて、都道府県ごとの生年コーホートを観察単位としたパネルデータを構築する。その上で国勢調査のデータが利用可能な5年ごとを「時点」とみなし、以下のような式を推計する。

$$m_{tjk} = \alpha_a + \mu_j + \gamma_t + \kappa_k + t\rho_k + \beta x_{t,k} + \varepsilon_{tjk} \quad (14)$$

ただし、 k は都道府県、 j は生年、 a は年齢のインデックスであり、 t はデータの観察時点であることから $a = t - j$ となる。式にある保育所以外の項、すなわち α 、 μ 、 ρ 、 κ 、 γ 、が各種の固定効果であり、 ε_{tjk} は誤差項である。

保育所は図1で見たように、時系列的に2010年以降に急増しており、このバリエーションを使えば結婚確率への影響が観察できる。ただし、結婚・出産をめぐる環境は保育所に限らず大きく変化しているため、結婚確率と潜在的定員率の相関を観察しても保育所の効果を識別することはできない。たとえば、2009年に子ども手当が導入され、その後も同水準の児童手当が支給されるようになり、また高校無償化などの子育て費用の軽減策も充実してきている。時系列的な変動だけを見ると、こうした政策の効果で結婚確率が高まったとしても保育所の効果であるとみなしてしまう。

中央政府・地方政府によって実施される多くの少子化対策を具体的かつ個別的に扱うことは困難であるが、地域や世代などによらない一律の要因であれば時点効果としてコントロールが可能である。式(14)における、時点固有効果は γ_t であり、実際には時点ダミーをフルセットで推計式に含めることでコント

ロールされる。時点固有効果を時点ダミーでコントロールすると、保育所の平均的な時系列的変化も時点固有効果の一部となってしまうため、経済主体方向でのバリエーションが必要となる。

保育所の効果とその他の要因を識別するためのダミーに対し、意思決定主体の非対称性をコントロールし、推計の精度を上げるための項が年齢固定効果 α_a および μ_j である。結婚・出産はライフステージに応じて選択され、他の状況が一定でも個人の行動には違いがある。各時点で20歳から49歳までの女性の行動が観察されているが、結婚確率は年齢によって大きく異なることが知られている。その違いをコントロールするために年齢（各歳）ダミーをフルセットで追加し、 α_a をコントロールする。

また、結婚に対する考え方は世代ごとに異なり、一生のうちに結婚する人の割合も世代によって異なる。日本では未婚化が進行してきており、生年によって生涯で1度でも結婚する者の割合（逆に言えば、生涯未婚率）が異なる。そうした世代の違いをコントロールするために、生年ダミーをフルセットで追加し μ_j をコントロールした¹⁸。

結婚・出産に関する意思決定は、地域の慣習や3世代の同居の状況などの影響も受ける。そのため、都道府県別のバリエーションを識別に使うためには、保育所以外の地域差をコントロールすることが重要になる。地域ごとの環境の違いを考慮しなければ、都道府県別の結婚確率の違いを保育所の差によるものとみなすことはできない。式(14)では、時点固有の効果と同様に、地域固有の要因はダミー変数 κ_k としてコントロールしている。この時系列方向と都道府県という横断面方向の両方の固有効果をコントロールすることから「二方向」固定効果モデルと呼ばれる。

ただし、この二方向固定効果モデルでは、時点を通じて変化するような都道府県固有の要因をコントロールすることはできない。図9で示したように、都道府県ごとの特徴が時間を通じて変化しているように見える状況では、別の要因が影響を与える可能性は十分にある。たとえば、富山県や石川県は住宅が広く3世代同居が多いという特徴があるとされる。住宅が広いというのは過去から現在までほぼ一貫して北陸各県の特徴となっており、時点を通じて変化しない都道府県固有効果 ρ_k でコントロールすることができる。一方で、3世代同居率は依然として他の都道府県より高いが、過去四半世紀以上にわたって低下傾向にあり、他の都道府県との差は縮小している。こうした時点を通じて変化する都道府県ごとの特徴は、時点ダミーと都道府県ダミーの組み合わせではコントロールできない。

この問題に対し、式(14)では、都道府県ごとに異なり時間に対して線型に変化する効果 $t\rho_k$ を加えている。この項によって、一定のペースで変化するような都道府県ごとの要因をコントロールすることができる。3世代同居の減少は一定のペースで進むわけではないが、近似的にはこの時間可変の都道府県

¹⁸ただし、各歳の年齢ダミー、1年刻みの生年ダミー、時点ダミーをいれると、全体として完全な多重共線性を引き起こす。推計のためには、フルセットのダミーから少なくとも1つのダミーを落とす必要があり、推計された結果から時点固有効果などを直接は識別することはできない。

固有効果でおおむねコントロールできる。

計量経済学的に β をバイアスなく推計するには、誤差項と説明変数である保育所の整備状況とが無相関でなければならない。しかし、保育所以外の全ての要因を誤差項として扱えば、両者には一定の相関が発生すると考えられる。たとえば、ここでは保育所整備が少子化に与える影響を計測しているが、子供が多く生まれ待機児童が大量に発生すれば保育所の整備を促進する可能性があり、結婚・出産が「原因」で保育所の整備が「結果」ともなりうる。また、少子化対策はパッケージで実施されており、保育所の整備と連動した政策の効果が ε_{tjk} に含まれれば「内生性」の問題が発生し、 β の推計値はバイアスを持つ。こうした内生性を排除するために、推計においては潜在的定員率は1期ラグをとり、「5年前の保育所の整備状況がその後5年間の結婚確率に与える影響」を見ることとしている。

ここでのモデルでは、都道府県ごとの保育所の整備状況を時系列的に観察した都道府県パネルデータを使うことで、時点固有効果と都道府県固有効果を同時にコントロールすることで保育所の効果を識別する戦略となっている。しかし、2010年までの保育所整備の動向を前提とすると、この識別戦略は十分に機能しない。それは、宇南山(2011)が確認したように、2005年くらいまで潜在的定員率はほとんど不変だったからである。

図11は、各都道府県の保育所の状況の変化がどのようなものであるかを示している。横軸は国勢調査の前回調査時点である5年前の潜在的定員率。縦軸がそれぞれの時点での潜在的定員率であり、各点が都道府県に相当する(点の大きさは20-49歳の女性人口に比例的している)。図にある直線は45度線であり、潜在的定員率が不変であればこの45度線上に位置することになる。

実際、2005年までは、ほぼ完全に45度線上に点が存在しており、全国の合計だけでなく都道府県ごとも潜在的定員率は変化していなかった。この状況では、保育所の状況に地域差は存在しても、そのバリエーションは保育所の効果を計測するのに使えない。保育所の整備状況が不変ということは「都道府県固有の要因」と解釈できてしまうからである。推計式(14)の定式化で言えば、保育所の整備状況は都道府県ダミー(D_k)に吸収されるような(都道府県ダミーと多重共線性を持つような)要素だった。

それに対し、2015年以降は保育所の整備状況の「変化」にも大きな地域差が生まれた。2010年になるとわずかであるが潜在的定員率の上昇傾向が観察されるようになり、都道府県ごとに時点を通じて固定された効果ではなくなる。さらに、2015年以降に急速に保育所が整備されると、各都道府県の観察点は45度線から外れるようになっていく。すなわち、二方向固定効果モデルで時点効果と都道府県効果をコントロールしても一定の保育所の整備状況に一定のバリエーションが存在するようになった。その意味では、これまでの研究で、保育所が出生に対してどのような影響を持つのが十分に明らかになってい

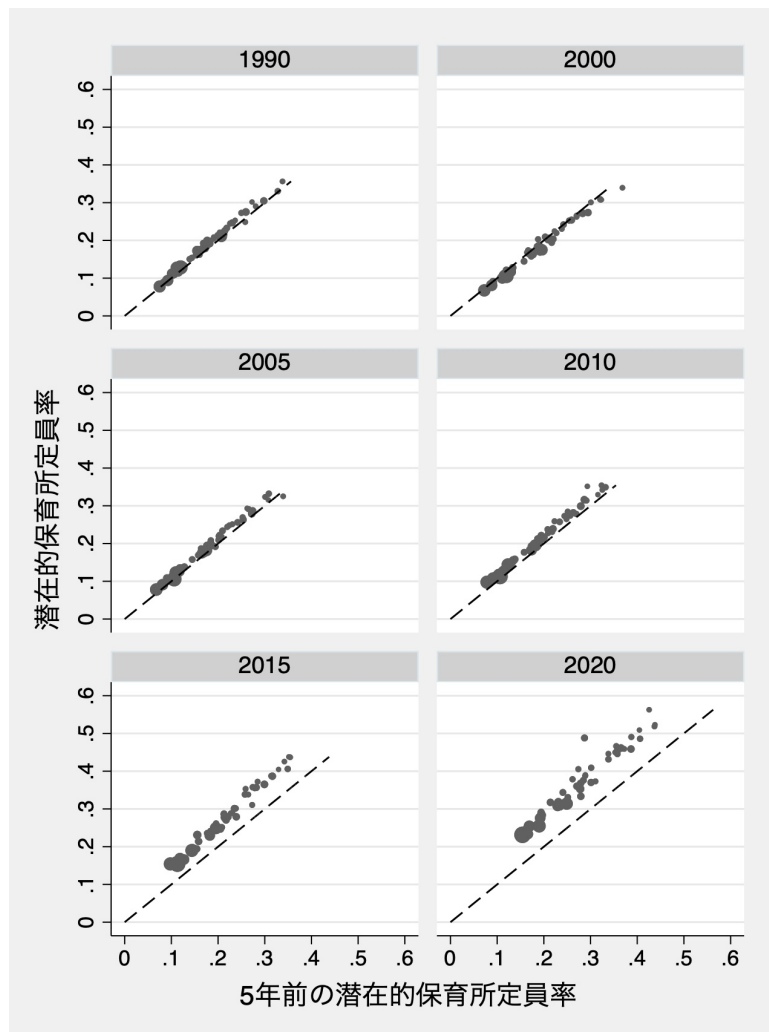


図 11: 都道府県別の潜在的定員率の変化

なかったのは、データの利用可能性が大きな制約であったが、最新のデータを使うことでこの制約を緩和できたのである。

5.3 推計結果

時点固有効果・都道府県固有効果をコントロールした上での保育所の整備が結婚確率にどのような影響を与えるかを推計するために、1995年以降のデータを用いて式(14)を推計したのが表2である。まず列(1)では、単純に各都道府県別コーホートの過去5年の結婚確率を、居住する都道府県の5年前の潜在的定員率に単回帰したものである。符号は正ではあるものの、経済学的にも統計的にもほぼゼロとなる結果であり、素朴なデータの観察からは保育所整備によって結婚確率が高まる効果は確認できない。この推計では、年齢も含めその他の要因を全く考慮していないため、精度の低くなっている。

そこで、まず結婚確率を変化させる個人レベルでの非対称性をコントロールしたものが列(2)である。ライフステージの違いをコントロールするために年齢(各歳)ダミーをフルセットで追加している。ま

た、世代ごとの生涯未婚率の違いに対応するため、生年ダミーもフルセットで追加した。さらに、晩婚化という結婚のタイミングの変化もとらえるために、年齢別のトレンドまでも考慮した。こうしたマイクロの結婚に関する非対称性をコントロールすることと、係数が大きくなる一方で標準誤差は小さくなった。

さらに、ここでは1995年から2020年のデータがプールされていることから、時点固有の要因をコントロールする必要がある。2000年以降、子ども手当・児童手当の拡大や教育の無償化など多くの変化があったが、そうした全国一律の制度の変更は結婚確率に影響を与える可能性がある。また、2020年の国勢調査はコロナウイルス感染拡大後の調査であり、(半年分であるが)結婚行動に影響したと考えられる。こうした全国共通の時点による違いをコントロールするために時点ダミーフルセットで追加したのが列(3)である。

係数は列(2)とほぼ同じで、統計的な有意性も変化していない。列(2)の結果の少なくとも一部は保育所の時系列的なバリエーションで生み出されていたはずであるが、そこで確認された相関は一定程度因果関係とみなして良いことになる。表1で確認したように2005年以降に合計特殊生涯未婚率は低下傾向に転じており、これが2010年以降の保育所の急増と強い相関を持っていた。時点ダミーを含まない推計では、その相関が「保育所の効果」とは断定できなかったが、時点ダミーをコントロールした上ではみせかけの相関は排除できている。

最後に、都道府県固有の要因の影響をコントロールしたのが列(4)の推計である。Asai, et al. (2015)でも指摘されているように、都道府県ごとに文化や女性の就業構造などが異なる可能性があり、そうした非対称性をコントロールしなければ保育所整備の因果効果は推計できない。ここでは、都道府県固有の要因として、都道府県ダミーをフルセットで加えることで時点を通じて一定であるような地域性をコントロールしたのに加え、都道府県固有のトレンドまでをコントロールしている。たとえば、結婚の意思決定に3世代同居の状況が影響を与えるとする。それをコントロールするには、首都圏や近畿圏では3世代同居少ないという地域性コントロールできる都道府県ダミーだけでは不十分である。富山や石川などもともと3世代同居の比率が高かった県では急激に核家族化が進むが、都市部ではすでに3世代同居は横ばいになりつつあるという「状況の変化」にも地域差がある。それを、都道府県別のトレンドで調整する必要があった。以下では、この列(4)の定式化をベースラインとして用いる。

列(5)と(6)は、サンプル期間をアベノミクス以前と以後に分割した推計結果である。ただし、アベノミクス以後は2時点しかデータが利用可能でないため、都道府県別のトレンドは推計に含めていない。2つの期間で潜在的定員率が結婚確率に与える影響にほとんど差はなく、全期間をプールしたものと同様の結果になっている。ただし、アベノミクス以前は時系列方向では保育所整備の状況は不変で時

系列的なバリエーションがなかったため、推計の精度が低くなり統計的には有意でなくなっている¹⁹。

その β を式 (13) に代入して、合計特殊出生率 (TFR) への影響として換算したものが「TFR への影響」とした行である。式 (13) では、年齢別の結婚確率 m_{at} 、合計特殊生涯未婚率 $TNFR_t$ 、合計特殊完結出生児数 TCF_t と時点で異なる変数の数値も必要であることが示されているが、ここでは 2010 年以降の平均の値を代入している。たとえば、ベースラインの推計結果によれば、潜在的定員率が 1% 上昇すると年率の結婚確率が 0.046% 増加することを示している。これを $\partial TNMR / \partial x$ の式に代入して計算し 15 歳から 49 歳までの 35 年間の合計に換算すると約 0.37%、すなわち潜在的定員率を 1% 上昇させると生涯未婚率が 0.37% 下げることができることを意味している。ここでは、保育所整備によって完結出生児数は変化しないことを仮定していることから、TCR は 2010 年以降の平均である 1.79 のままだとしているので、生涯未婚率が 0.37% 下がることは「生涯に生む子供の数」である TFR を $0.658 (= 0.0037 \times 1.79)$ 引き上げるという結果である。

図 1 で示したように潜在的定員率は 2005 年から 2020 年にかけて約 15% 上昇していた。これを代入すると、2005 年以降の保育所整備によって、長期的には生涯未婚率を 5.5% 引き下げたことになる。それをさらに TFR に対する効果に換算すれば 0.099、すなわち女性が生涯に産む平均的な子供の数を約 0.1 人増加させたことになる。保育所の数を 200 万人分から 300 万人分に増加させたことで年間のコストは 3 兆円増加したが、それによって長期的に達成されたのは TFR が約 0.1 高い社会だったのである。

保育所の整備が結婚確率を引上げる効果の存在が、みせかけの相関ではなく両立可能性を引き上げたことの結果であることを (少なくとも間接的に) 示すために、サンプルを分割して推計したものが表 3 および 4 ある。表 3 では、年齢別に係数を分けており、どのような年齢層の女性の結婚を増やしたかを見ることができる。一方で表 4 では、学歴別に影響をみたものである。ただし、学歴は西暦の末尾が 0 に実施される大規模調査でのみ調査されているので、1990 年から 2020 年の 4 時点のデータを使って推計している。結婚確率を計算するには 2 時点が必要であり、さらにその差分をとっているため、実際には 2010 年と 2020 年のみで推計が可能となっている。

表 3 は、潜在的保育所定員率と年齢階級ごとのダミーのクロス項を説明変数としたものであり、5 年前の時点で 25 歳未満、25-29 歳、30-34 歳および 35 歳以上という 4 つのグループごと分けて係数を推計したものである。表 2 の列 (4) に相当するベースラインの定式化を用いて、列 (5) と列 (6) と同じくアベノミクス以前と以後で分割した結果も示している。ただし、この結果でも統計の有意水準は変わるものの、構造としては大きく変化していないので、列 (1) をメインの結果として見る。

¹⁹ 滋野・大日 (1999) では、1995 年までのデータで保育所の整備状況が出生にどのような影響を与えるかを分析しているが、統計的に優位な影響がないと結論づけている。1995 年頃までは保育所は欠員が発生している状況であり、ここで分析している 2000 年以降とは状況が異なる。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
潜在的定員率	0.001 (0.006)	0.033*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.046*** (0.017)	0.050 (0.034)	0.042** (0.017)
年齢効果	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢別トレンド	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世代効果	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時点効果	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県効果	No	No	No	Yes	Yes	Yes
都道府県別トレンド	No	No	No	Yes	Yes	No
TFR への影響	0.009	0.474	0.481	0.658	0.718	0.601
サンプル期間	1995-2020	1995-2020	1995-2020	1995-2020	1995-2010	2015-2020
サンプルサイズ	8,460	8,460	8,460	8,460	5,640	2,820

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 2: 潜在的保育所定員率と結婚確率

その列 (1) によれば、年齢別で 25-29 歳のグループで係数が最も大きくなっており、25 歳未満が続いているが 30-34 歳とは大きくは異ならない。一方で、35 歳以上の年齢層では係数は非常に小さく、統計的にも有意ではない。出産の多い 20 歳代後半で大きなインパクトを持ち、出産の可能性が低い 35 歳以上の年齢層では結婚への影響がないということは、保育所の整備が両立可能性を通じて影響を与えているという仮説と整合的である。

この結果は、保育所が整備されることで結婚を選択するのは比較的若い世代であることを示唆している。近年 35 歳以上での結婚は増加してきているが、保育所の整備とはあまり関係がないということから相対的に高齢の結婚では両立可能性は大きな制約になっていないと考えられる。また、保育所が急速に整備された 2013 年は団塊ジュニアがすでに 30 歳代後半になっていたことから、出生数には大きなインパクトを与えられなかった可能性を示唆する。

Fukai (2017) は、2013 年までのデータを用いて、合計特殊出生率を被説明変数として保育所の整備の影響を分析している。ここでのデータより詳細な市町村パネルデータを用いており、保育所の整備状況についても 0-5 歳の人口と保育所の定員比率である保育所定員率を用いている点で異なるものの、比較可能な研究である。その分析によれば、保育所の整備は 25-29 歳の女性の出生率は引き上げるが、30 歳以上の女性には影響がないというものであり、ここでの列 (2) の結果と整合的である。一方で、Fukai (2017) では、アベノミクス以後の保育所の整備は利用できていない点には注意が必要である。

表 4 は、都道府県別・年齢別に加え学歴別にも分けたデータで推計された結果である。国勢調査では

	(1)	(2)	(3)
25 歳未満	0.042*** (0.015)	0.039 (0.033)	0.063*** (0.015)
25-29 歳	0.090*** (0.015)	0.080** (0.033)	0.092*** (0.015)
30-34 歳	0.029* (0.016)	0.041 (0.033)	0.021 (0.015)
35 歳以上	-0.011 (0.016)	-0.001 (0.033)	-0.003 (0.015)
サンプル期間	1995-2020	1995-2010	2015-2020
サンプルサイズ	8,460	5,640	2,820

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 3: 潜在的保育所定員率と結婚確率：年齢別の効果の非対称性

10年ごとの「大規模調査」でのみ学歴のデータを調べており、ここまで見てきた5年ごとの分析とは異なり10年ごとの分析となっている。また、都道府県別学歴別のデータは5歳階級でのみ利用可能であることから、5歳刻みのデータを用いている。さらに、短大卒以上の学歴ではおおむね25歳くらいまでは確定しないため（通学中になるため）、10年前の時点で25歳以上の女性のみをサンプルとしている。

学歴は中学卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒の4つのグループに分けられており、それぞれ別に推計をしている。その結果、中学卒では点推定値はマイナスで統計的には有意でないというけっかになっている。これは、中学卒の女性にとって仕事と子供の両立ができるかどうかは結婚の意思決定では重要でないことを示唆している。一方で、高校卒以上では正で統計的にも有意な係数となっているが、高校卒では係数は小さく統計的な有意性も大きくない。

こうした結果から、保育所の整備によって結婚が促進されたのは主に高学歴女性であることが示される。理論的な考察によれば、保育所の整備が結婚・出産に影響を与えるのは、両立を支援することで女性のキャリアを守ることができるためであった。その意味では、高学歴女性の結婚を主に促進したというここでの結果は、理論的な考察と整合的である。

	(1)	(2)	(3)	(4)
潜在的定員率	-0.065 (0.047)	0.065* (0.039)	0.138*** (0.050)	0.118** (0.055)
学歴	中学卒	高校卒	短大・高専卒	大学・大学院卒
サンプルサイズ	846	846	705	705

Standard errors in parentheses
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 4: 潜在的保育所定員率と結婚確率：学歴別

6 ディスカッション

本稿では、これまでの少子化対策の中心であった保育所整備が有効な少子化対策であったかを検証した。第2次安倍政権の下で進められた「待機児童解消加速化プラン」では、保育所やこども園などにより約100万人分の保育の受け皿が用意され、2000年以降の懸案であった待機児童問題を実質的に解決した。一方で、大幅な保育所の整備は就学前教育・保育の分野での支出も急増させ、年間約3兆円の費用が必要となった。こうした社会の構造を変えるような政策によって、どの程度の少子化解消効果があったかを明らかにすることが分析の目的であった。

出生の選択は生涯を通じて影響を与えるため、人々がどのような選択をしているかを観察すること自体が難しい。出生行動は再生産年齢を終える50歳ごろまで確定した結果は観察できないが、実際の出産が最も活発になるのは30歳前後で約20年のラグがある。通常は、年齢別の行動を使い仮想的な女性の一生を想定した合計特殊出生率を用いてリアルタイムな出生選択の状況を観察している。

しかし、その合計特殊出生率であっても、保育所の政策効果を正確に把握するのは難しい。合計特殊出生率を直接説明変数とするような分析では、過去の社会環境が影響を与えるため、誤差の大きな結果しか得られない可能性がある。保育所の整備が出生率に与える経路は、主として「子供を持たない人生」を選択していた人が「子供を持つ人生」に切り替えることで発生すると考えられる。TFRの変動のうち、ライフコース選択の影響だけを抽出して分析対象とする必要があった。幸い日本では非嫡出子が少ないため、「子供を持つ人生」を選択したかどうかは結婚したかどうかで代理することができる。そこで、本稿では、政策の変更が即座に影響を与える変数として結婚の選択を分析対象とした。

分析の結果、保育所の潜在的定員率を1%引き上げると、生涯未婚率を0.4%程度引き下げる効果があり、合計特殊出生率に換算して約0.06-0.07引き上げる効果を持つことが示された。この結果を2005年以降の潜在的定員率が15%程度引き上げられたという事実線形的に拡張すれば、保育所の整備には合

計特殊出生率を 0.1 程度上昇させる効果があったことになる。現在の合計特殊出生率の水準は 1.3-1.4 であることから、出生を 7-8% 増やしたことに相当する。2010 年時点での出生児数 107 万人で考えれば、年間約 10 万人多い出生が実現するレベルの効果である。

現在の合計特殊出生率の水準は長期的に人口を維持する水準をかなりの程度下回っており、合計特殊出生率を 0.1 引き上げる程度の効果では少子化問題を解決するには及ばない。しかし、現実の合計特殊出生率が 2005 年の 1.26 から 2015 年の 1.45 まで回復していることを考えれば、0.1 の引き上げ効果は十分に大きな効果である。その意味で、保育所の整備は少子化対策として重要な役割を果たしたと言える。

ただし、今後は、保育所の整備が少子化対策として機能するとは考えにくい。2020 年までには待機児童数は 8 割以上の自治体でゼロとなっており、全国的に見ても史上最低を更新しつつある。また、保育所の在所児童数は定員を下回る状態が続いており、東京都内ですら定員割れの施設が多数発生するほどである。

保育所が少子化対策となるのは、子供を持つことを希望しているが仕事を継続したいために断念している人が存在しているからこそである。しかし、アベノミクス期の急激な保育所整備によって、保育所不足は解消されている。就業を継続しつつ子供を希望する人が急激に増加しない限り、保育所だけを整備しても少子化解消効果は期待できない。

これまでの少子化対策は、実質的に両立支援策であったため、保育所以外の少子化対策の効果については未知の部分が多い。しかし、両立支援策が有効な少子化対策となってきたということは、子供を持つライフコースと持たないライフコースをある程度は合理的に選択していることが示唆される。そうであるとすれば、有効な少子化対策は、子供を持つライフコースがより有利になるようなものでなければならない。たとえば、現在の異次元の少子化対策で最初に掲げられている「賃上げ」は、結婚・出生とは無関係に個人のメリットになる。そのままでは子供を持つことのインセンティブにはならないだけでなく、子育てのために仕事を辞める可能性が残っていることを考慮すれば、むしろ子供のコストを引き上げかねない政策である。

正しい政策効果の評価には、子供を持つライフコースと生涯無子のライフコースそれぞれの経済厚生が比較できるような理論的枠組み、データが必要になる。これまでの経済学では「家計」を意思決定主体としており、その構成員である「個人」の厚生状態についてはほとんど分析してこなかったが、結婚の意思決定を考察するには「子供を持った母親」の厚生状態を知ることは不可欠である。そのため、近年大きく発展している家族の経済学 (Browning, et al., 2014) や出生の経済学 (Doepke, 2022) などの理解を進める必要がある。

なお、以下では、本稿での分析に関連して、今後の少子化対策を考える上での論点について考察する。具体的には、完結出生児数の決定要因についてと結婚支援策の有効性である。本稿では、保育所の整備が「結婚」に与える影響だけを計測し、それに過去の「完結出生児数」の動向を用いて TFR への影響に換算していた。以下の部分は、その手続きの妥当性を議論するものである。

完結出生児数の決定要因 本稿において保育所の整備が TFR に与える影響を計測する上で、最も重要な仮定は「合計特殊完結出生児数 (TCF) が保育所整備の影響を受けない」という仮定である。この仮定によって、保育所整備の影響を即時的に反応可能な「結婚」という指標で把握できることになっている。さらに、生涯未婚率への影響さえ計測できれば、それを「生涯で産む子供の数」である合計特殊出生率への影響に換算可能となった。

しかし、保育所の整備が完結出生児数に影響を与えないとする仮定は、厳密には成り立たない。保育所の整備は育児負担をより容易にアウトソースできることになり、また女性の就業を促進することで家計所得を増加させる効果もある。子供ができて就業を継続できるのであれば子育ての機会費用を下げため、子供の「価格」を下げることになるため代替効果でより多くの子供を持つとする。一方で、家計所得の増加は所得効果を通じて子供の需要を増やすが、その需要は子供の「質」に向かうとされており、子供の数はむしろ減るかもしれない。こうした効果がちょうどキャンセルアウトしない限り、完結出生児数も保育所整備の影響を受ける。

ただし、その定量的なインパクトは大きくないと考えられた。それは、現実に観察されている完結出生児数が比較的安定しているからである。図 6 で示したように、2010 年に 1.96 であった完結出生児数は最新の 2021 年の調査においても 1.90 である。すでに述べたように、完結出生児数はラグのある指標であり、2010 年の結果は 1995 年頃、2021 年の結果は 2005 年頃の社会状況を主として反映した数値と考えられる。保育所の状況が異なる時点を比較しても大きな変化がないことから、TCE の変化を考慮しないとしても定量的なインパクトは大きくないと判断した。

TCF が一定という仮定の妥当性は、表 1 で示した要因分解でも 2015 年までは確認できていたが、2020 年のデータでその構造に大きな変化があった。1990 年からほぼ安定的に 1.7-1.8 程度を推移していた TCF が、1.65 まで低下した。この TCF は統計的に観察されたものではなく、合計特殊出生率 (TFR) を 1 から合計特殊生涯未婚率 (TNMR) を引いたもので割って計算されたものである。この分母分子で言えば、2005 年をピークに TNMR は低下トレンドに転じその傾向は 2020 年も継続しているにもかかわらず TFR が大幅に低下したことによって発生している。つまり、より多くの女性が結婚するようになってきたのに、出生数が減少してきたことで TCF が大きく低下した。

この現象は、保育所の整備が結婚を促進したことによる影響である可能性がある。「結婚した人の割合」という外延と「結婚することを条件とした子供の数」という内延に要因分解した場合、しばしば内延の部分を「結婚している人の行動の変化」と解釈してしまう。しかし、Staub (2014) が指摘するように、この内延の変化は「結婚している人」の構成の変化も含むものになっている。事後的に観察される「結婚している人」には「保育所なしでも結婚していただろう人」と「保育所が整備されたことで結婚することにした人」が含まれており、この両者に行動の違いがあれば出生率の要因分解で見れば内延の変化になる。より具体的に言えば、保育所整備で新たに結婚を選択した人が、保育所なしでも結婚したであろう人よりも少ない子供を持つとするのであれば、保育所整備によって TCF は低下する。

本稿の分析 (表 4) で見たように、保育所整備によって結婚確率が増加したのは相対的に高学歴の女性である。一般に学歴の高い女性の方が、平均的な子供の数は少ないため、保育所整備によって結婚を選択した人ほど子供が少なくなることは想定できる²⁰。そもそも子供に対する選好が強い女性は保育所の状況によらず結婚・出産をするだろうと考えられ、学歴以外の観察できない属性としても結婚していることを条件とした平均の子供の数が低下することは自然である。

その意味では、TCF を一定と仮定した本稿の推計は、保育所が出生率に与える影響を過大に推計している可能性がある。TCF の落ち込みは、大きく見積もったとして、2015 年の 1.85 と 2020 年の 1.65 の比較となり約 15%程度である。ベースラインでの計算によれば、15%の保育所の潜在的定員率の引き上げが TFR を 0.1 程度引き上げたとなっていたが、これが 0.085 程度になるイメージであり、本稿の結論を大きく変えるものではない。

結婚支援策の有効性 本稿では、保育所の整備が結婚を促進することで出生率を引き上げたことを示したが、これは結婚を促進さえすれば出生率が上がることを意味していない。すでに述べたように、素朴な要因分解に基づけば、少子化は未婚化によって発生してきており、結婚後の出生行動（すなわち完結出生児数）の変化は相対的に小さかった。この結果から、結婚を何らかの理由でしない（できない）ために子供を産むというステージに進めないという構造を想定して、結婚促進策こそが最大の少子化対策だと考えられることがある（たとえば山田 (2010)）。その立場からは、出生後に利用するサービスである保育所を整備することが少子化対策になることは自明ではない。たとえば、山田 (2010) では「保育園をつくれば結婚が増えるというおかしな説を唱える人もいる」としており、保育所の効果を疑問視している。

しかし、結婚が「子供を持つための制度」と認識されている社会では、少子化の原因が未婚化であるという説明はトートロジーにすぎない。そのような社会では、結婚しないという決定は、子供を持つ意

²⁰Ghaznavi, et al. (2022) では、最近のコホートでは学歴別の子供の数にはほとんど差がないことを報告している。

思がないことの「結果」であり「原因」ではないからである。未婚化そのものが「子供を持つつもりがない人が増えた」ために発生しているのであれば、少子化も未婚化も「子供を持つつもりがない人の増加」によって発生している現象を異なる角度で見ているに過ぎない。その理解のもとでは、保育所の整備などで出生後の負担を軽減することこそが最大の結婚促進策であり、少子化対策になる。

実際、多くの人々が一定程度は結婚を「子供を持つための制度」と認識している証拠がある。出生動向調査の独身調査によれば、独身女性の考える「結婚の利点」のうち最も多い回答が「自分の子どもや家族をもてる」であり、約半数（複数回答）が回答しており結婚を出生選択と密接に関連づけている。逆に、「独身生活の利点」としては、「行動や生き方が自由」との回答が8割と圧倒的多数となっている。女性の「行動や生き方」を制約する最大の要因は子供の存在であるとすれば、この回答も結婚と出生をセットで認識していることを示唆する。また、別の内閣府の調査によれば、結婚しない理由の上位に男性は「結婚資金が足りないから」「結婚後の生活資金が足りないから」を、女性は「自由や気楽さを失いたくないから」を挙げている²¹。もし結婚を出生と切り離して認識していれば、経済的にはむしろ有利になるはずであり自由も失われまいと考えられることから、こうした理由は子供を持つことに関しての答えと考えられる。結婚について聞かれているのに子供を持つことを想定して回答しているとすれば、結婚は子供を持つための制度と考えていることなよりの証拠である。

結婚は日本では家族関係を法的に安定させる機能を持つ唯一の制度であり、国際的に見れば解消が容易で宗教的な意味づけも小さく、子供を持つ意思のある個人にとって追加的なコストの小さな制度である。時間的には出生に先行するケースが多いが、出生の前提となっているわけではなく、むしろ出生の意思決定に付随した受動的な意思決定と考えることが妥当である。言い換えれば、結婚していなくても妊娠をして出生に至るっており、結婚が大きなハードルになっていないように見える。

もちろん厳密に言えば、出生とは独立に結婚するかを意思決定する個人は存在している。結婚には夫婦間での税制上のメリットもあり、自動で遺産相続も可能になるなど配偶者間のつながりを強める効果もあり、子供を持つという意思決定と無関係な要素も結婚の意思決定に影響を与えていることは否定できない。結婚の意思決定を分析した先駆的研究である Becker (1981) でも結婚のメリットとして（労働市場と家計内労働の）分業のメリットと家計の規模の経済を一義的なものとして挙げており、結婚の重要な動機の一つではある。出生動向調査でも、女性の約2割は「経済的に余裕が持てる」ことを結婚の利点として選択しており、経済的なメリットを目的に結婚するケースは十分に考えられる。

ただし、こうした類型は増加傾向とは言え多数派ではない。たとえば、出生動向調査によれば、結婚

²¹平成21年度 インターネット等による少子化施策の点検・評価のための利用者意向調査・最終報告書 https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa21/net_riyousha/html/index.html 第2章

継続期間が15-19年の夫婦のうち子供のいない夫婦の割合は2000年以前は3%未満、2021年時点でも7.7%にとどまっている。子供のいない夫婦の増加は有配偶出生率を低下させる効果があるはずだが、要因分解の結果として有配偶出生率の影響が小さいことが示されている。出生の意思はないが配偶者間のつながりを公的に保護することや規模の経済などのメリットを得るための結婚は合理的であり、否定されるべきものではない。その取り扱いが社会的に議論する余地はあるが、少子化対策に限定すれば、政策的に重要な存在ではない。

一方、本来は出生の意思があるが、結婚が障害となっているために結婚しないケースも存在する。たとえば、制度的もしくは文化的な要因のために結婚を選択できず、結果として子供が持てないケースなどである。日本では非嫡出子が少ない状況であり、結婚が大きな障害であるならば、それを取り除くことが少子化対策としても重要になる。

出生とは直接は関係しないが結婚の障害となる事例として、法律婚での夫婦同姓の規定や結婚式の経済的な負担などが挙げられている。たとえば、愛知県が事実婚のカップルに対し法律婚に準じた法的保護を与える制度の新設を国へ要請すると表明した中で「少子化対策」としての視点を強調している²²。また、経済産業省が実施する「ブライダル産業構造転換等促進事業」の事業目的では、「結婚式・披露宴の開催は、婚姻維持や出産意欲の向上に資することから、少子化・人口減少対策を支える基盤強化としても重要」と書かれている。こうした政策の背景には、結婚が出生の障害になっていることが前提とされている。

もし結婚が出生の阻害要因になるならば、少子化対策の観点から結婚制度の改善を議論する価値はある。しかし、子供を持つことを前提とすれば、むしろ日本の結婚制度は制約が少ない仕組みである。松田(2011a)は、欧米諸国と比べ日本で婚姻外の出生が少ない理由の一つは日本の結婚の手続的な容易さであるとしている²³。たとえば、フランスでは法律婚の成立には結婚式をする必要があり、宗教的な儀式を追加することも一般的とされる。離婚に関しても双方の合意があっても調停や裁判などの手続きが必要とされていた。それに対し、日本では、結婚は婚姻届の提出のみで成立し挙式は要件とされず、協議離婚であれば離婚届の提出のみで成立しうる。この制度的な特徴まで考慮すれば、結婚そのもののハードルは少子化の動向を量的に説明するほどの大きな障害ではないと考えられる。

さらに、関連するデータを観察する限り、結婚のハードルが少子化の大きな原因ではないと考えられる。ポイントとなるのは、日本では非嫡出子は少ないが、結婚していないカップルが妊娠するケースは

²²読売新聞オンライン「事実婚に法的保護要請へ・愛知県、少子化対策で」（2023年）7月20日 <https://www.yomiuri.co.jp/local/chubu/news/20230719-0YTNT50271/>

²³日本では、非嫡出子の割合が国際的に見て例外的に低いことは知られている。たとえば、フランスは2018年時点で60%を超えており、EU全体で見ても42%となっている。<https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/-/ddn-20200717-1>

少ないわけではないという点である。婚姻外で妊娠し出産することを決めた場合に考えられる選択肢は2つあり、非嫡出子として産むか、妊娠後に結婚（いわゆる「できちゃった結婚」）をするかである。人口動態統計に基づく宇南山（2016）の計算によれば、できちゃった結婚の件数が全出生数に占めるシェアは1980年で6%、2009年では14%と倍以上に増えている²⁴。できちゃった結婚は第1子にしか発生しないことを考慮して第1子の出生数に占める比率として計算すれば、2009年時点で29%にもなる（その後の最新の統計によれば、2019年には18.4%まで低下してきている）。宇南山（2016）では、さらに「できちゃった結婚」と非嫡出子の合計を「婚姻外の妊娠」の総数とみなし、そのうち「できちゃった結婚」が選択された割合を計算し、1980年以降で婚姻外の妊娠の80%以上は最終的に嫡出子の出産になるとしている。すなわち、大多数のケースで妊娠後に結婚が選択されている。

もし結婚制度が子供を持つことの障壁になっており、結婚しないと子供を持つべきでないと考えられているならば、婚姻外で子供を妊娠することは少ないはずであり、妊娠をしても結婚を選択しない「非嫡出子」のケースが多くなるはずである。しかし、婚姻外で妊娠することはそれほど珍しいことではなく、結果的には結婚が選択されている。出生さえ決まれば大多数が結婚を選択しているということは、結婚は子供を持つための制度と認識されているという見方と整合的である。

もちろん、社会政策として結婚制度のそのものの議論をすることは重要な課題である。多くの国では結婚に類似した制度が用意されており、それにより実質的に結婚のハードルの高さが調整されている。たとえば、フランスではPACS(連帯市民協約)という制度があり、この制度を利用することで税制などのメリットを受けることが可能であり、非嫡出子（＝法律的な「結婚」外の出生）であっても子供が法的に保護される。成立・解消ともに婚姻よりも容易に可能であり、法律的な結婚とほぼ同等のメリットを享受できる。海外での「婚外子」の大部分はこうした結婚に準じたい制度の利用者であり、松田（2011a）によればこの法律婚以外の「同棲」まで含めれば、日本の嫡出の状況が例外的な存在ではないことを指摘している。

制度の設計次第では、たとえば夫婦別姓の希望者や同性婚で養子を受け入れたいカップルなどにはメリットになることは容易に想像できる。そうなれば、婚姻外で妊娠した場合に結婚を選択するケースは減少し非嫡出子の割合が高まることも想定できる。しかし、子育て負担自体が軽減されるわけではないため、子供を持つとする人の割合を増加させるとは考えられず、結婚制度のあり方の変更を議論するとしても少子化対策としての効果はほとんど期待できない。

²⁴できちゃった結婚の件数は、人口動態統計特殊報告から「結婚期間が妊娠期間より短い出生の傾向」として公表されている。

参考文献

- 足立泰美・中里透 (2017) 「出生率の決定要因 - 都道府県別データによる分析」 『日本経済研究』 75号 pp.63 - 91.
- 阿藤誠 (1982) 「わが国最近の出生率低下の分析」 『人口学研究』 第5号 pp.17-24.
- 阿藤誠 (1984) 「出生率低下の原因と今後の見通し」 『人口問題研究』 171, pp.22-35.
- 岩澤美帆 (2002) 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の 出生行動の変化の寄与について」 『人口問題研究』 58(3) pp.15-44.
- 岩澤美帆. (2013) 「失われた結婚, 増大する結婚: 初婚タイプ別初婚表を用いた 1970 年代以降の未婚化と初婚構造の分析」 『人口問題研究』 69(2) pp.1-34.
- 加藤彰彦 (2023) 「未婚化の主要因: お金・手助け・価値観」 『日本労働研究雑誌』 65(1) pp.21-37.
- 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』 No.65, pp.1-22.
- 宇南山卓 (2013) 「仕事と結婚の両立可能性と保育所: 2010 年国勢調査による検証」、『RIETI Discussion Paper Series 13-J-039
- 宇南山卓 (2014) 「女性の労働市場・家計内分配と未婚化」、『RIETI Discussion Paper Series 14-J-048
- 宇南山卓 (2016) 「統計ウォッチング: 人口・社会統計 結婚・出産と就業の両立可能性」 『統計』(日本統計協会) 67号 pp. 54-57.
- 倉田賀世 (2009) 「保育所入所の法的性質をめぐる考察- 1997年児童福祉法改正を契機として-」 『季刊社会保障研究』 Vol.45(1) pp.36-45.
- 滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策の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2号 pp.192-207.
- 堤静子 (2011) 「少子化要因としての未婚化・晩婚化-都道府県コーホートによる分析」 『季刊社会保障研究』 第47巻2号, pp. 159-174.
- 永瀬伸子 (2007) 「少子化にかかわる政策はどれだけ実行されたのか?: 保育と児童育成に関する政策の課題」 『フィナンシャル・レビュー』 87号 pp.3-22.

- 廣嶋清志 (2000) 「近年の合計出生率低下の要因分解：夫婦出生率は寄与していないか?」『人口学研究』第 26 号 pp.1-19.
- 深井太洋 (2019) 「保育所整備は女性の就業率や出生率を上げたのか：保育所整備の政策評価」『日本労働研究雑誌』第 61 巻第 6 号 pp.4-20.
- 松田茂樹 (2011) 「結婚」『少子化社会に関する国際意識調査報告書 (内閣府政策統括官)』pp. 81-104. https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa22/kokusai/pdf_zentai/s3_1.pdf
- 松田茂樹 (2011) 「未婚化は止まったか」第一生命経済研究所ライフデザインレポート pp. 81-104.
- 山田昌弘 (2010) 『「婚活」現象の社会学』東洋経済新報社.
- Abe, Yukiko (2013) “Regional variations in labor force behavior of women in Japan” *Japan and the World Economy* 28, 112-124.
- Asai, Yukiko, Ryo Kambayashi, and Shintaro Yamaguchi. 2015. “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38 (December): 172 – 92.
- Attanasio, Orazio P., and Valérie Lechene. 2002. “Tests of Income Pooling in Household Decisions.” *Review of Economic Dynamics* 5 (4): 720 – 48.
- Becker, Gary S. (1960) “An Economic Analysis of Fertility.” *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton: Princeton University Press.
- Becker, Gary S. (1981) *A Treatise on the Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. (1992) “Fertility and the Economy.” *Journal of Population Economics* vol. 5(3) pp.185 – 201.
- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis (1973) “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children.” *Journal of Political Economy* 81:S279 – 288.
- Browning, Martin, Pierre-André Chiappori, and Yoram Weiss. 2014. *Economics of the Family*. Cambridge University Press.

- Deaton, Angus (1985) “Panel Data from Time Series of Cross-Sections,” *Journal of Econometrics*, Vol. 30, No. 1-2, pp. 109-126.
- Doepke, Matthias (2015). “Gary Becker on the Quantity and Quality of Children.” *Journal of Demographic Economics*, 81(1), 59 – 66.
- Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., and Tertilt, M. (2022). “The Economics of Fertility: A New Era”, National Bureau of Economic Research Working Paper No. w29948.
- Doepke, Matthias, and Fabian Kindermann (2019) “Bargaining over Babies: Theory, Evidence, and Policy Implications.” *American Economic Review*, Vol. 109 (9), 3264-3306.
- Fortin, Bernard, and Guy Lacroix. 1997. “A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply.” *Economic Journal* 107 (443): 933 – 55.
- Fukai, Taiyo. 2017. “Childcare Availability and Fertility: Evidence from Municipalities in Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 43 (March): 1 – 18.
- Lise, Jeremy, and Ken Yamada. 2019. “Household Sharing and Commitment: Evidence from Panel Data on Individual Expenditures and Time Use.” *Review of Economic Studies* 86 (5): 2184 – 2219.
- Nagase, Nobuko. 2018. “Has Abe’ s Womanomics Worked?” *Asian Economic Policy Review* 13 (1): 68 – 101.
- Nishitateno, Shuhei, and Masato Shikata. 2017. “Has Improved Daycare Accessibility Increased Japan’ s Maternal Employment Rate? Municipal Evidence from 2000 – 2010.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 44 (June): 67 – 77.
- Ghaznavi, C., Sakamoto, H., Yamasaki, L., Nomura, S., Yoneoka, D., Shibuya, K., and Ueda, P. (2022) “Salaries, degrees, and babies: Trends in fertility by income and education among Japanese men and women born 1943-1975-Analysis of national surveys.” *PloS one*, 17(4).
- Staub, K. E. (2014). “A Causal Interpretation of Extensive and Intensive Margin Effects in Generalized Tobit Models,” *Review of Economics and Statistics*, 96(2), 371 – 375.
- Thomas, Duncan. 1990. “Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach.” *Journal of Human Resources* 25 (4): 635 – 64.

Yamaguchi, S., Asai, Y. and Kambayashi, R.(2018) “How Does Early Childcare Enrollment Affect Children, Parents, and their Interactions?” *Labour Economics*, Vol. 55, pp. 56 – 71.