

特集：人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに
関する総合的研究

母親の就業と祖父母からの育児支援

—「個体内の変動」と「個体間の差異」の検討—

余田翔平・新谷由里子

本稿の目的は、育児期の母親の就業状況の変化と祖父母からの育児支援の変化がどのように連関しているのかを明らかにすることである。既存の研究では、就業している母親のほうが専業主婦よりも、祖父母をはじめとする親族ネットワークから育児支援を受けていることが明らかになっている。しかし、これらの研究は横断データに依拠しており、母親の就業状況の変化とインフォーマルな育児支援の変化との関係性は見えてこない。

使用するデータは「第15回出生動向基本調査」である。本稿では「個体間の差異」と「個体内の変動」を同時に分析することのできる Hybrid Model (Allison 2009) を利用した。分析から得られた知見は以下のとおりである。第1に、専業主婦よりも有業の母親のほうが祖父母からより多くの育児支援を受けており、これは先行研究の知見とも整合的である。第2に、正規雇用への移行が生じた場合には、祖父母から受ける育児支援が増加している。第3に、母親の就業状況と育児支援との連関について個体間の差異と個体内の変動を比較した場合、個体間の差異のほうが大きい。以上をまとめると、母親の就業状況の変化と祖父母からの育児支援の変化は連動しているものの、その変動は個体間の異質性に比べると小さい。最後に、育児ニーズの調整において祖父母が果たす役割と公的支援の重要性について議論する。

I. はじめに

1. 日本型「家族主義」福祉レジームと育児支援

日本の既婚女性の働き方における最大の特徴は、結婚・出産・子育て期に労働市場から退出し、子育てが一段落したあとで労働市場に戻る「M字型就業」パターンであり(岩間 2008)、近年ではこのM字型カーブの底の上昇がみられることはよく知られている¹⁾。しかし、年齢別労働力参加率のようなアグリゲートデータではなく、個人の職歴データを分析した吉田(2004)によると、M字カーブの底上げは晩婚化や晩産化の結果に過ぎず、女性の正規雇用就業の継続率には大きな変化がない。

このような出産・育児期における女性労働のありかたは、いわゆる福祉レジームによる

1) 総務省『労働力調査』からは、最近30年間にM字カーブの底は大幅に上昇し、窪みが浅くなるとともに全体的に大きくシフトしていることが明らかとなっている。また、子育て期の25~44歳の女性の就業率については、1986年に57.1%、2016年に72.2%とこの30年間に15.6ポイント上昇している。

ところが大きい。エスピン＝アンデルセンによると福祉レジームとは、「福祉が生産され、それが国家、市場、家族の間に配分される総合的なありかた」であり、福祉の生産と配分に関する幅広い政策を論じるための概念として提示されたとされる。またそこでは、日本を含む東アジアの一部や南欧における福祉レジームの類型を「家族主義 (familialism)」とし、その特徴は、所得配分とケア供給の両面について家族がその成員の福祉に対する責任を持つことが前提にあるとしている (落合 2013)。さらに、「家族主義」福祉レジームは、所得補償 (主として夫) に重点をおき、国家が家族に提供する社会的サービスを最小限にとどめる傾向があることから、女性の雇用が進まず、女性の就労と育児を両立させる制度が未整備であるとも指摘している (Esping-Andersen 2001, 2009)。

こうした「家族主義」福祉レジームの特徴を踏まえると、日本で子どもを持つ女性が労働市場に参入する上で生じる育児ニーズを充足するアクターとして、家族が果たす役割が重要であることが予想される。市場や国家を通じた育児サービスは過去と比較すれば増加基調にあるかもしれないが、自由主義型や社会民主主義型の福祉レジーム国家と比較するといずれも限定的である。そのため、夫婦および親族の間で育児役割の調整を行うことが鍵となる。

ただし、日本の夫の育児時間が各国と比較しても低調であることは、すでに多くの研究によって指摘されているところである。「全国家族調査 (NFRJ)」を分析した松田 (2016) によると、近年もその傾向には大きな変化はなく、その原因は依然として長い労働時間にあると指摘している。

育児の担い手として市場・国家、そして夫の役割が限定的であることを考慮すると、妻に残された選択は夫以外の親族との間で育児を分担することである。その最も代表的なものは、夫婦の親 (子どもにとっての祖父母) からの育児サポートであろう。ところが、育児休業の取得や保育所の普及などフォーマルな育児サービスの変化やその利用状況に関する研究と比較すると、祖父母をはじめとする親族からの育児サポートの実態についての定量的な研究は相対的に乏しい。とりわけ、近年急速に変化しつつある妻の就業状況との関係については明らかでない部分も多い。

そこで本稿では、育児期の母親の就業と祖 (父) 母からの育児サポートとの関連を検討することを目的とする。また、後述するように、そうした関連を「個体間の差異 (between-subject difference)」と「個体内の変動 (within-subject change)」とに区別して明らかにすることが本稿のひとつの特徴である。以下ではまず、なぜこうした個体間/個体内という2つの視点が必要なのかについて説明する。

なお、以下では特に断りのない限り、「母親」とは調査対象者の子どもから見た母親を指し、「妻」と互換的に用いる。一方、「祖 (父) 母」とは調査対象者の子どもから見た祖 (父) 母を指す。

2. 先行研究と本稿の位置づけ

母親の就業状況と親族からの育児サポートとの関係について既存の知見を整理すると以

下のとおりである。国立社会保障・人口問題研究所が実施した第15回出生動向基本調査によると、乳幼児を育てている夫婦のうち、祖母（夫妻の母親）から手助けを受けている者の割合は増加傾向にあり、近年では全体の約半数の夫婦が祖母から何らかの手助けを受けており、とくに母親が働いている場合、無職と比べて祖母の支援が多いことも明らかになっている（国立社会保障・人口問題研究所 2017）。

また、母親の就業状況と祖母からの育児支援の有無別に子育て支援諸制度の利用状況を分析した佐々井（2013）によると、子どもが3歳になるまでに利用した施設や制度について、祖母からの支援がない場合は、支援がある母親と比較して、保育所やその他の諸資源を利用する割合が高い。また、母親の就業形態別にみると、官公庁や従業員300人以上の民間企業の場合、その傾向は顕著であり、300人未満の民間企業やパートなどと大きな差がみられると指摘している。この結果は、祖母の支援と施設・制度の利用といったインフォーマルな育児資源とフォーマルな育児資源とが相互補完的であるものの、その補完性の程度は母親の就業形態（フルタイム・パート）や企業規模などによって大きく異なることを示している。

このように、母親の就業状態によって親族から得ている育児支援には差異が見られ、とりわけ育児資源を調達する必要性が高いフルタイム就業の女性ほど親族からの育児サポートを得ていることが明らかにされている。こうした傾向からは、夫婦の親族ネットワークが育児ニーズを柔軟に充足しているようにも見える。

ただし、これらの知見は就業状態の異なる母親を比較（個体間比較）することで得られたものであり、妻の就業状態が無作為に割り当てられるものではない以上、妻の就業状態と親族サポートとの間の因果関係を示唆するものではない。観察データを用いてこうした因果関係に迫ることは容易ではないが、因果関係に近づくためのひとつの方法は個体内の変動に着目することである。すなわち、ある女性に就業状態の変化があった場合に親族から得られる育児資源にも変化が生じているのか、に着目する。そうすることで、個体の時間不変の異質性に由来する欠落変数バイアスを除去したうえで、妻の就業と親族サポートとの関係性を析出することができる。

そこで本稿では、「個体間の差異」と「個体内の変動」とを区別したうえで母親の就業と祖母からの育児支援との関係を明らかにすることを目的とする²⁾。これを可能にするためにはマルチレベル構造のデータが必要となるが、次節で説明するように、本稿ではパネル調査ではなく横断調査における反復測定項目を用いる。

2) 本稿では基本的に「個人」ではなく「個体」という用語を用いていく。これは、後述するマルチレベル構造のデータにおいて、測定単位が必ずしもヒト（個人）である必要はなく、世帯、学校、市区町村、国家など、その単位の中で反復測定がなされたものであれば、それらを測定単位にしたマルチレベルデータを定義することができるためである。すなわち、「個体」とは「クラスター（cluster）」とほぼ同義と考えて差し支えない。

II. データと方法

1. データ

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所によって2015年に実施された『第15回出生動向基本調査』である。本調査は、18歳以上50歳未満の独身者（無配偶者）を対象とする独身者票と、50歳未満の有配偶女性を対象とする夫婦票とに分けられる。このうち、夫婦票には育児期の妻の就業状況と妻方・夫方の祖母からの育児支援に関する質問項目が含まれている。一方、独身者票にはこれらの項目は含まれていない。そのため、以下の分析では夫婦票のみのサンプル³⁾を使用するが、子どもを持つ無配偶者（その大半は離別者）が分析対象に含まれないことには注意が必要である。

表1には、分析に使用する変数の記述統計量を示した。以下では、それぞれの変数について説明していく。まず、従属変数となるのは、祖母からの育児支援である。出生動向基本調査では、子どもが3歳になるまでの間に夫婦それぞれの母親からどれほど子育ての手助けを受けたかを4件法（1. ほとんどなかった～4. 日常的にあった）でたずねている。妻方の祖母、夫方の祖母それぞれからの支援について分析することは可能であるが、後述するように夫方の祖母からの支援は正規分布からの逸脱がやや大きいため、妻方の祖母からの支援を主たる従属変数とする（夫方の祖母からの支援を従属変数にした分析結果は参考として示す）。

独立変数は育児期の妻の就業状況である。具体的には、子どもが1歳時の妻の従業上の地位によって定義される。本稿では「正規雇用（正規の職員）」・「非正規雇用（パート・アルバイト・派遣・嘱託・契約社員）」「自営・家族従事者（自営業主・家族従事者・内職）」「無職（無職・家事・学生）」の4カテゴリにリコードした（括弧内は調査票上の回答選択肢）。

出生動向基本調査の特徴のひとつは、これらの従属変数および独立変数について、最大で第3子まで繰り返し測定されていることである。そこで、調査対象の夫婦をレベル2、各子どもの育児期の情報をレベル1とするマルチレベル構造のデータを作成した。本稿ではこうした反復測定のデータ構造を生かして、先行研究で分析されてきた「個体間の差異」と、本稿での主たる焦点となる「個体内の変動」とを識別する。なお、レベル2である夫婦にネストしているレベル1の観測数は、夫婦の既往出生児数に依存するため調査対象者によって異なる。すなわち、パネルデータ分析の用語を借用すれば、本稿のデータは unbalanced panel である。

最後に、その他の共変量は以下のとおりである。まず、レベル1変数として子どもの性別と祖母の年齢を用いる。そして、レベル2変数として妻学歴、第1子出産時の妻年齢、第1子出生年を含める。

3) さらに、夫婦ともに初婚どうしの夫婦に限定している。

表 1 記述統計量

| | 従属変数：妻の母親からの育児支援 | | | | | 従属変数：夫の母親からの育児支援 | | | | |
|-----------------------|------------------|--------|-------|------|------|------------------|--------|-------|------|------|
| | N | Mean | S.D. | Min | Max | N | Mean | S.D. | Min | Max |
| レベル 1 妻の母親からの育児支援 | 6712 | 2.311 | 0.960 | 1 | 4 | - | - | - | - | - |
| (第 n 子) 夫の母親からの育児支援 | - | - | - | - | - | 5922 | 1.953 | 1.021 | 1 | 4 |
| 女兒ダミー | 6712 | 0.511 | 0.500 | 0 | 1 | 5922 | 0.509 | 0.500 | 0 | 1 |
| 祖母年齢 | 6712 | 57.11 | 6.028 | 34 | 84 | 5922 | 59.04 | 6.395 | 36 | 84 |
| 子ども 1 歳時の妻の 従業上の地位 | | | | | | | | | | |
| 正規雇用 | 6712 | 0.186 | 0.389 | 0 | 1 | 5922 | 0.189 | 0.392 | 0 | 1 |
| 非正規雇用 | 6712 | 0.095 | 0.293 | 0 | 1 | 5922 | 0.092 | 0.289 | 0 | 1 |
| 自営・家族従業者 | 6712 | 0.037 | 0.190 | 0 | 1 | 5922 | 0.038 | 0.190 | 0 | 1 |
| 無職 | 6712 | 0.681 | 0.466 | 0 | 1 | 5922 | 0.681 | 0.466 | 0 | 1 |
| レベル 2 妻学歴 | | | | | | | | | | |
| (夫婦) 中学 | 3537 | 0.018 | 0.134 | 0 | 1 | 3149 | 0.018 | 0.134 | 0 | 1 |
| 高校 | 3537 | 0.339 | 0.473 | 0 | 1 | 3149 | 0.335 | 0.472 | 0 | 1 |
| 専修学校 | 3537 | 0.175 | 0.380 | 0 | 1 | 3149 | 0.173 | 0.378 | 0 | 1 |
| 短大・高専 | 3537 | 0.244 | 0.430 | 0 | 1 | 3149 | 0.245 | 0.430 | 0 | 1 |
| 大学以上 | 3537 | 0.224 | 0.417 | 0 | 1 | 3149 | 0.229 | 0.420 | 0 | 1 |
| 第 1 子出産年齢 | 3537 | 28.534 | 4.210 | 16 | 48 | 3149 | 28.595 | 4.195 | 16 | 48 |
| 第 1 子出生年 | 3537 | 2002.9 | 6.299 | 1983 | 2014 | 3149 | 2002.9 | 6.355 | 1983 | 2014 |

2. 方法

本稿の分析の目的は、母親の就業と親族サポートとの関連を分析するにあたり、「個体間の差異」と「個体内の変動」とを区別することにある。そこで以下では、両者を同時に推定することを可能にする Allison (2009) の Hybrid Model を使用する。以下では、Allison (2009) や三輪・山本 (2012) に倣って Hybrid Model の概略を説明する⁴⁾。

パネルデータあるいはマルチレベルデータのような入れ子構造を持つデータを分析するための回帰モデルは以下の式で表現される。

$$y_{it} = b_0 + b_1 x_{it} + b_2 z_i + u_i + r_{it} \quad (1)$$

添え字の i は個体を、 t は個体の反復測定時点をそれぞれ表している。 x は時間によって変わりうる独立変数、 z は観測された時間不変の独立変数である。簡便のため、 x 、 z はともに 1 つのみであると仮定しているが、実際には 2 つ以上でも問題ない。 b_1 および b_2 はそれぞれ x_{it} と z_i の回帰係数である。

(1)式で最も着目すべき点は、残差が u_i と r_{it} という 2 つのパートに分かれていることである。まず、 u_i は z_i として観測されていない時間不変の個体特性を示している。例えば、遺伝や性格など、通常の社会調査では測定が難しい要因によって y_{it} の値の大きさが平均的に左右されている場合、それらの要因が時間的に安定的であるという仮定が成立すれば、その影響を u_i によって統制することができる。すなわち、 u_i とはモデル内の独立

4) 以下で説明する Hybrid Model は、Wooldridge (2013) では「相関ランダム効果アプローチ (Correlated Random Effect Approach)」と呼ばれている。

変数を統制後に残る個体のバラつき（レベル2の残差）である。一方で、 r_{it} は個体内の複数の観測間に残るバラつきである。

パネルデータ分析の最も基本的なモデルともいえる固定効果モデルは、 u_i をモデル式から除去することを目的とする。なぜなら、 u_i が x_{it} と相関を持つ場合、 u_i は観測された変数としてモデルには投入できないため、 x_{it} の回帰係数 b_1 がバイアスを持つためである。まず、(1)式について個体内の平均を取ると以下の式が得られる。

$$\bar{y}_i = b_0 + b_1 \bar{x}_i + b_2 z_i + u_1 + \bar{r}_i \quad (2)$$

(1)式から(2)式を引くと

$$y_{it} - \bar{y}_i = b_1(x_{it} - \bar{x}_i) + (r_{it} - \bar{r}_i) \quad (3)$$

が得られ、これが固定効果モデルの式である。(3)式からは u_i が除去されており、その分クロスセクションデータ分析よりもバイアスが小さい b_1 の推定が可能になっていることがわかる。個体内のバラつきのみを利用してモデルが推定されるため、その推定量はwithin (group) estimatorとも呼ばれる。

ここで再び(2)式に戻ってみたい。この式ではすべての変数が個体内平均に変換されている。そのため、もはや個体に複数回の観測値が含まれている入れ子構造のデータではなく、ワンショットのクロスセクションデータと同じデータ構造をなしている。すなわち、(2)式はマルチレベルデータの持つ情報のうち、個体間のバラツキのみを使用し、ある意味であたかもクロスセクションデータであるかのように分析する方法であるともいえる。この式から得られる推定量はbetween (group) estimatorとも呼ばれる。

Hybrid Modelは変数の中心化 (centering) を利用することで、独立変数の within estimator を推定しつつ、かつ個体間の差異を表す between estimator までも同時に推定する方法である。その方法は単純で、時間可変の変数について個体内平均を取り、それをレベル2の変数としてモデルに含めたうえでランダム効果モデル (変量効果モデル) を推定すればよい。

$$y_{it} = b_0 + b_1(x_{it} - \bar{x}_i) + b_2 z_i + b_3 \bar{x}_i + u_1 + r_{it} \quad (4)$$

ランダム効果モデルは固定効果モデルとは異なり、時間不変の個体特性を示す u_i を確率変数として取り扱う。すなわち、個体によって y_{it} の値が観察期間を通じて平均的に高かったり低かったりするといった、「切片」のバラつきを確率的な変動としてとらえる。(1)式をランダム効果モデルで推定すると、上述のとおり、 u_i が x_{it} と相関を持つ場合、 x_{it} の回帰係数 b_1 がバイアスを持つ。一方、Hybrid Modelはランダム効果モデルの一種であるが、レベル1の x の効果を表す b_1 は固定効果モデルのそれと等しい推定値が得られる。

このように、Hybrid Modelからはその出力の一部として、個体内の変動のみを利用して推定された、祖母からの育児支援に対する母親の就業の効果が得られる。これはクロスセクションデータから得られた結果と比較すれば、因果関係により迫ったものとして解釈

できる。

それでもなお、Hybrid Model から得られた推定量は、因果効果としてのバイアスを持っている可能性がある。その理由のひとつが、逆の因果の存在である。Hybrid Model（や固定効果モデル）で統制されているのは、観察されない時間不変の個体特性の影響、言い換えれば欠落変数バイアスである（加えて、モデルに投入されている時間可変の変数の影響は統制されている）。一方で、親族からのサポート利用可能性が高まることで妻の就業が促されるという逆の因果が存在する場合、Hybrid Model から得られる妻就業の係数は過大推定されたものになる⁵⁾。本稿の分析結果を読み解く際にはこの点に留意する必要がある。

III. 分析結果

1. 妻の就業と育児支援の個体内変動

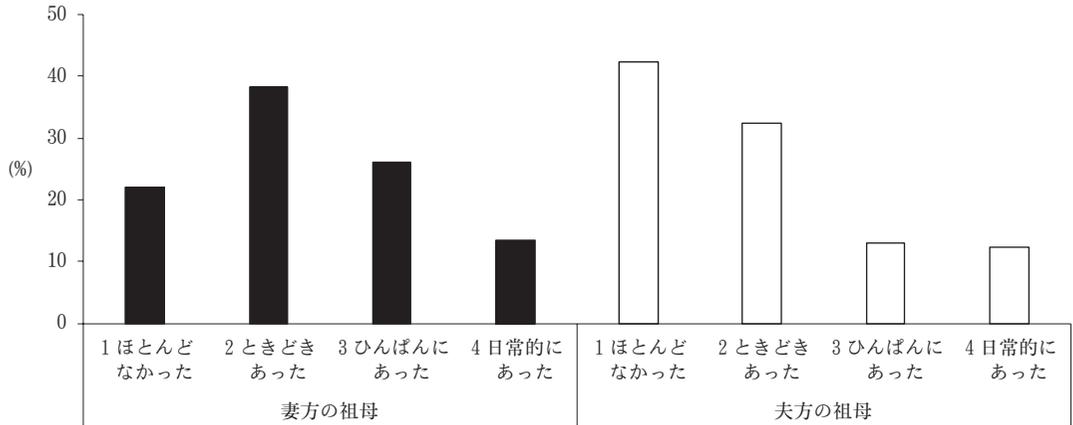
はじめに、従属変数である育児支援が同一個体の中でとれほど変動するのかを見ていく。すなわち、夫婦が複数の子どもを持つ場合、祖母から受けた育児サポートの量が子どもによってどれほど異なっていたのかを探っていく。図1は、マルチレベル構造すなわちロング型のデータに対して算出した育児支援の分布である。まず、妻方の祖母からの育児支援について見ると、4件法で測定されている項目のため連続変数として扱うことの限界もあるものの、分布をみる限りは正規分布から極端に逸脱しているわけではない。そのため、回帰モデルとしての取り扱いやすさも踏まえて連続変数として扱っていくことにする⁶⁾。一方、夫方の祖母からの育児支援は「1：ほとんどなかった」「2：ときどきあった」に偏っている。以下では妻の母親からの育児支援の分析結果との比較も踏まえて連続変数として扱っていくが、このように妻方と夫方で祖母からの支援の分布が異なることには注意が必要である。

祖母からの育児支援について ICC（級内相関係数）を算出すると妻方0.82、夫方0.85であった。つまり、育児支援の全分散のおよそ8～9割が個体間の差異によって説明され、残りの約1～2割が個体内のバラつきによって説明される。この数値をどう評価するかは意見の分かれるところかもしれないが、祖母からの育児支援は個体内での変動が比較的小さい変数と言えるだろう。

5) 包括的なレビューではないため留保が必要であるが、計量経済学的方法にもとづいた研究では、祖父母による育児支援が母親の就業に及ぼす影響のほうにむしろ主眼が置かれているように思われる（例えば、Posadas and Vidal-Fernandez (2013), Arpino et al. (2014) など）。ただし、これらの研究の中には祖父母からの育児支援の「利用可能性」ではなく、祖父母から実際に受け取ったサポートを独立変数として用いているものもあり、こうした測定の妥当性については検討の余地が残る。

6) 連続変数ではなく、順序尺度として扱う、あるいは「支援あり／なし」の2値にリコードするという方法も考えられるが、Hybrid Model をロジスティック回帰モデル等の非線形モデルに適用した場合、標準的な固定効果推定の結果と完全には一致しないといった問題も報告されており（Allison 2014）、本稿では非線形モデルを用いることを控えた。

図1 夫婦の母親からの育児支援の分布



つづいて、表2には育児期の妻の従業上の地位の遷移行列を示した。これは第n子と第n+1子についてそれぞれ1歳時の妻の従業上の地位を示しており、既往出生児数が2子以上の回答者のみが集計対象となる。なお、ここでは、妻方の祖母からの育児支援を分析する際のサンプルを用いている。また、出生動向基本調査では育児期の妻の就業状況の変化をすべて捉えているわけではなく、あくまで第n子が1歳時の従業上の地位という「点」の情報をつなぎ合わせて変化を定義していることには注意が必要である。

2時点間の妻の従業上の地位の変化を見てみると、前子が1歳時に「非正規雇用」であった妻のうち、約25%が次子1歳時までに地位の変化を経験しており、とりわけ「無職」への異動が多い。しかしながら、「正規雇用」、「自営・家族従事者」、「無職」は80%以上が2時点間で同じ地位にとどまっており、非正規雇用と比較すると流動性が低い。対角セルが全体度数に占める割合を計算すると87.4%と9割近い移行において従業上の地位に変化が見られない。これは、周辺度数からわかるように従業上の地位の4カテゴリの中では「無職」が最も観測回数が多く、かつ「無職」は「自営・家族従業者」に次いで二番目に流動性が低いことに起因していると考えられる。

表2 妻の従業上の地位の遷移行列

| | | 第n+1行 | | | | 計 | (n) |
|-----|------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | | |
| 第n子 | 1 正規雇用 | 82.76 | 3.62 | 1.03 | 12.59 | 100.0 | (580) |
| | 2 非正規雇用 | 4.56 | 75.52 | 1.24 | 18.67 | 100.0 | (241) |
| | 3 自営・家族従業者 | 0.00 | 4.35 | 92.39 | 3.26 | 100.0 | (92) |
| | 4 無職 | 1.02 | 6.97 | 2.40 | 89.61 | 100.0 | (2253) |
| 全体 | | 16.23 | 11.50 | 4.67 | 67.59 | 100.0 | (3166) |

注：妻方の祖母からの育児支援を従属変数とした場合の分析サンプルについて集計

2. Hybrid Model による分析

表3はHybrid Modelの結果である。妻方の祖母からの育児支援と夫方の祖母からの

育児支援のそれぞれを従属変数とした場合の結果を示しているが、ここでは前者を中心に説明していく。

まず、「レベル2」というパネルに示されているのが between estimator すなわち個体間の差異を表す係数である。これらは、独立変数の個体内平均と従属変数の個体内平均との関係を見ていることになる。妻の従業上の地位の係数を見ると、「正規雇用」、「非正規雇用」、「自営・家族従事者」ともに「無職」よりも祖母からの育児支援が多いことがわかる。個体間の差異に着目した場合、妻の従業上の地位と育児支援の多寡との間には関連が見られる。

一方で、「レベル1」のパネルに示されているのは within estimator であり、個体内の変数のバラつきのみを用いて推定された独立変数の効果である。例えば、妻の従業上の地位が変わった際に祖母からの育児支援もそれに連動して変化するのか、といったことをこのパネルから読み取ることができる。

「非正規雇用」、「自営・家族従事者」のレベル1の係数は統計的にも有意ではなく、これは個体内で無職と非正規・自営の間で地位の異動があったとしても祖母からの育児支援にはほとんど変化が見られないことを表している。一方で、「正規雇用」はプラスの有意な効果を示しており、無職から正規雇用への異動があった場合は祖母からより多くの支援を受けている（あるいは反対に、正規雇用から無職への異動があった場合は祖母からの支援が少なくなる）ことがわかる。

ただし、レベル1の「正規雇用」の係数をレベル2のそれと比較すると後者のほうが大きいことがうかがえる。これは何を意味しているのか。前節で述べた通り、ランダム効果モデルでは(1)式において u_i と x_{it} とが無相関であることを仮定している。この仮定から大きく逸脱するほど、Hybrid Model において x_{it} の回帰係数はレベル1とレベル2とでかけ離れたものになる。つまり、無職と正規雇用という地位の異なる個体の中にみられる育児支援の差異は、単に個体内での変数間の変動の連関を反映したものではなく、モデル内に含まれていない何らかの個体特性によって生み出されているということである。その個体特性が何なのかを特定することはできないものの、例えば妻の職業キャリアへの志向性が妻の就業状況を規定し、一方でそうしたキャリア志向性が夫婦のいずれかの母親との同近別居に影響し、ひいては育児期の実家との接触頻度を規定しているのかもしれない。あるいは、夫婦が子どもを持つ以前までのそれぞれの（両）親との家族関係が第三変数となっているのかもしれない。

いずれにせよ、レベル1とレベル2とで妻の従業上の地位の係数が大きく異なることには注意が必要である。なぜならば、先行研究で報告されてきたクロスセクションデータにもとづく妻の就業と祖母からの育児支援との関係は因果関係としては明らかに過大評価されたものであり、観察されない個体特性による欠落変数バイアスを除去するだけでもその因果関係の強さは限定されたものになるためである。

さらに、前節で述べたように、Hybrid Model のレベル1の係数は固定効果モデルのそれと一致するが、そこで統制されているのはあくまで時間不変の個体特性のみである。そ

のため、「祖母からの育児支援が受けられることで妻の就業が促進される」という逆の因果が存在する場合、Hybrid Model のレベル1の係数は、祖母からの育児支援に対する妻就業の因果効果としてはバイアスを伴ったものになる。そしてこの場合は真の因果効果を過大推定することが見込まれる。すなわち、逆の因果が存在する場合は、妻の従業上の地位が個体内で変化したとしても、Hybrid Model の結果が示すほどは祖母から得られる育児支援の量に変化が生じないと予想される。

とはいえ、Hybrid Model のレベル1の係数の結果を「個体内における変数間の共変動」として読み取るとは問題ない。すなわち、母親が就業することで祖母からの育児支援を促しているのか、あるいは祖母からの育児支援の利用可能性が母親の就業を可能にしているのかは本稿の分析からは分からないものの、「クロスセクショナルな分析結果が示唆するほどには、これら2変数は個体内で共変動していない」と結論づけることは可能である。

表3 Hybrid Model の推定結果

| | | 従属変数 | |
|---------------|----------------------|------------------|------------------|
| | | 妻方の祖母からの 育児支援 | 夫方の祖母からの 育児支援 |
| | | b (S.E.) | b (S.E.) |
| レベル1 (第n子) | 女兒ダミー | .006 (.014) | .000 (.015) |
| | 祖母年齢 | -.023 (.003) *** | -.003 (.003) |
| | 子ども1歳時の 母親の従業上の地位 | | |
| | 正規雇用 | .176 (.048) *** | .122 (.050) * |
| | 非正規雇用 | .001 (.036) | .034 (.038) |
| | 自営・家族従事者 | .026 (.065) | -.078 (.070) |
| | 無職 (ref) | | |
| レベル2 (母親) | 母親学歴 | | |
| | 中学 | -.039 (.116) | -.046 (.094) |
| | 高校 (ref) | - | - |
| | 専修学校 | -.073 (.046) | .002 (.054) |
| | 短大・高専 | .036 (.041) | -.203 (.090) * |
| | 大学以上 | -.206 (.044) *** | -.181 (.041) *** |
| | 第1子出産年齢 | -.015 (.005) ** | -.019 (.005) *** |
| | 第1子出生年 | .020 (.003) *** | .004 (.003) |
| | 女兒ダミー (M) | .050 (.040) | .010 (.044) |
| | 祖母年齢 (M) | .004 (.004) | -.006 (.003) + |
| | 子ども1歳時の 母親の従業上の地位 | | |
| | 正規雇用 (M) | .317 (.041) *** | .226 (.046) *** |
| | 非正規雇用 (M) | .246 (.060) *** | .228 (.068) ** |
| 自営・家族従事者 (M) | .292 (.088) *** | .505 (.097) *** | |
| 無職 (ref) | - | - | |
| 定数 | 2.016 (.158) *** | 2.742 (.176) *** | |
| レベル2 攪乱項 S.D. | .853 (.012) | .911 (.013) | |
| レベル1 攪乱項 S.D. | .406 (.005) | .393 (.005) | |
| 級内相関係数 (ICC) | .815 (.006) | .843 (.005) | |
| N | 6712 | 5922 | |

注1) + p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

注2) (M)は個体内平均を示す

IV. 結論と考察

本稿では、妻の就業と祖母からの育児支援との関係について、「個体間の差異」と「個体内の変動」との違いに着目して分析を行った。以下ではまず、得られた知見を要約する。

記述統計からは、育児期における妻の就業状況、祖母からの育児支援ともに個体内での変動がさほど大きくない変数であることが明らかになった。そして、Hybrid Model から得られた知見は以下の3点に要約できる——(1)専業主婦よりも有業の母親のほうが祖母からより多くの育児支援を受けており、これは先行研究の知見とも整合的である(個体間の差異)。(2)正規雇用への移行が生じた場合には、祖父母から受ける育児支援が増加している(個体内の変動)。(3)しかし、その増加分は、(1)で見られた個体間の差異と比較すると小さい。言い換えれば、無業であった女性が正規就業したとしても、従来から正規雇用であった女性ほどは祖母から育児支援を受けられるようになるわけではない。

政策的含意の観点からは3つ目の知見が最も重要であるように思われる。家族主義的な福祉レジームのもとでは、育児や介護などのケアニーズが生じた際には家族・親族によってそれらを充足することがとりわけ強く期待される。ところが、個体間の差異と比較すると、妻の従業上の地位の変化に伴う祖母からの育児支援の増減が小さいという結果は、育児ニーズの変化に対して親族が柔軟に対応することの限界を示唆しているのかもしれない。もしそうであるならば、結論としては新規性に欠けるものの、妻の働き方の変化に付随する育児ニーズに対応できるような公的育児支援の拡充が求められる。

最後に本稿の課題について述べておきたい。第1に、本稿では祖母からのインフォーマルな育児支援のみを分析対象とし、公的育児支援制度の利用を加味していない。夫婦がいかにして育児ニーズの充足を調整しているのかを理解するためには、公的育児支援制度の利用も同時に分析の射程に入れる必要がある。第2に、地域性の問題がある。都市部での待機児童問題に代表されるように、育児支援の需要と供給の構造は地域によって大きく異なる可能性がある。出生動向基本調査ではそれぞれの子どもの育児期の居住地を尋ねており、これらの情報をマルチレベルデータに反映させることも可能である。

このように本稿に残された課題は少なくないものの、1組の夫婦が複数の子どもを育てる中で親族からどのようにサポートを受けているのか、そしてそうしたインフォーマルなサポートが妻の就業異動といかに連動しているのかについて、本稿からは一定の知見を得られたと思われる。親族からのインフォーマルな育児支援(および公的な育児支援制度)は出生の近接要因のひとつとしてその時代変化に注目が集まってきた。しかし同時に、ある事象について同一個体に反復測定するというマルチレベルのデータ構造を生かすことによって、夫婦が妻の就業や保育資源をめぐり、ライフコースの中でどのような意思決定を行っているのかについて、より理解を深めることが可能になるだろう。

付記

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者石井太，課題番号（H26-政策-一般-004）」および「国際的・地域の視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太，課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。また、本稿で使用した「出生動向基本調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

（2018年1月11日査読終了）

文献

- 岩間暁子（2008）「女性の就業と福祉レジーム」『女性の就業と家族のゆくえ—格差社会の中の変容—』東京大学出版会，pp.61-108.
- 落合恵美子（2013）「アジア近代における親密圏と公共圏の再編成—「圧縮された近代」と「家族主義」」落合恵美子編『親密圏と公共圏の再編成—アジア近代からの問い—』京都大学学術出版会，pp.1-38.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『現代日本の結婚と出産——第15回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書』国立社会保障・人口問題研究所.
- 佐々井司（2013）「子育て環境と子育て支援」『人口問題研究』第69巻第2号，pp.35-52.
- 松田茂樹（2016）「父親の育児参加の変容」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族1999-2009——全国家族調査〔NFRJ〕による計量社会学』東京大学出版会，pp.147-62.
- 三輪哲・山本耕資（2012）「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』第27巻第1号，pp.63-84.
- 吉田崇（2004）「M字曲線が底上げした本当の意味—女性の「社会進出」再考—」『家族社会学研究』第16巻第1号，pp.61-70.
- Allison, Paul D. (2009) "Fixed effects regression models", *Sage*.
- Allison, Paul D. (2014) "Problems with the Hybrid Method", (Retrieved November 30, 2017, <https://statisticalhorizons.com/problems-with-the-hybrid-method>)
- Arpino, Bruno, Chiara D. Pronzato and Lara P. Tavares, 2014, "The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach." *European Journal of Population* 30(4): 369-390.
- Esping-Andersen. (2001)『福祉国家の可能性』, 渡辺雅男・渡辺景子訳, 桜井書店.
- Esping-Andersen. (2009) *The incomplete revolution: Adapting to women's new roles*. Cambridge: Polity Press.
- Posadas, Josefina and Marian Vidal-Fernandez, 2013, "Grandparents' Childcare and Female Labor Force Participation." *IZA Journal of Labor Policy* 2(1): 14.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2013) "Introductory Econometrics: A Modern Approach", 5th edition, Mason, OH: *South-Western Cengage Learning*.

Maternal Employment and Childcare Support from Grandparents: A Comparison of Within-Subject and Between-Subject Effects

Shohei YODA and Yuriko SHINTANI

The aim of this study is to explore how a mother's employment transitions are associated with childcare support provided by grandparents. Previous research has shown that employed mothers receive more childcare support from extended family members, such as grandparents, while this informal support is less prevalent for housewives. However, because these studies rely on cross-sectional data, they provide limited insight into whether employment transitions are indeed associated with increase or decrease in informal childcare support.

Using data from the 15th National Fertility Survey, we applied the "Hybrid Model" (Allison 2009), which allows "within-subject" and "between-subject" effects to be estimated simultaneously. Empirical findings are as follows: (1) in line with past findings, childcare support from grandparents was more prevalent among families where the mother was employed; (2) transition to regular employment is associated with increased informal childcare support; and (3) comparing the between-subject and within-subject association of mother's employment and informal care, between-subject differences were found to be substantially larger than within-subject changes. Results suggest that although a mother's employment transitions may affect the extent of informal care provided by grandparents, the effect is small compared with pre-existing differences between mothers who are in different employment status. The study also discusses the role of grandparents in childcare arrangements and the importance of formal care.