

大阪商業大学学術情報リポジトリ

三世代同居は女性の就業・出生を促進するのか？—JGSS—2009LCSデータによる因果効果の推定—

| | |
|-------|---|
| メタデータ | 言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2022-06-29 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: メールアドレス: 所属: |
| URL | https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/1258 |

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



三世代同居は女性の就業・出生を促進するのか？

—JGSS-2009LCS データによる因果効果の推定—

佐々木 尚之

大阪商業大学 JGSS 研究センター

Does Three-Generation Household Promote Women's Labor Force Participation and Childbirth?:
Causal Inference using JGSS-2009LCS

Takayuki SASAKI

JGSS Research Center, Osaka University of Commerce

The promotion of Three-generation households has recently been implemented as one of the countermeasures against low fertility in Japan. Although this policy has been derived from the assumption that three-generation households would reduce child care burden and facilitate childbirth, this assumption has no robust empirical support. The present study used JGSS-2009 Life Course Study data and examined causal effects of three-generation households by taking into account endogeneity. The results showed that coresidence with husband's parent(s) at the birth of couple's first child possibly promotes the wife's full-time employment, but does not promote the number of childbirth for the couple. The present study did not provide empirical evidence to promote three-generation households as a measure for declining birthrate. Given that not all couples are able to live with their parents, more careful investigation is necessary, including the improvement of the environment where parenting is feasible without relying on relatives.

Key Words: JGSS, Three-Generation Household, Propensity Score Analysis

少子化対策として、三世代同居・近居の支援が近年取り組まれるようになった。しかしながら、三世代同居・近居によって、子育ての負担が軽減され、出産が促進されるとの前提は、実証研究によって頑健に支持されているわけではない。本稿では、日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査のデータを使用し、内生性に考慮したうえで三世代同居の因果推定を行った。その結果、第一子出産時点での夫方の親との同居は、妻の常時雇用を促進する可能性があるものの、その後の夫婦の子どもの数にほとんど影響を与えていないことが明らかになった。少なくとも本研究の分析結果からは、少子化対策として三世代同居を推進するエヴィデンスは認められない。必ずしも三世代同居・近居が実現できる状況にない人は多いことから、親族に頼らなくても子どもの育児ができる環境の拡充を含めて、より慎重な検証が望まれる。

キーワード: JGSS、三世代同居、傾向スコア分析

1. はじめに

1.1 背景

三世代の親子が同居する割合は、どのようなデータを参照しても長期的に下降している。厚生労働省が実施する「国民生活基礎調査」によると、1970年代から1990年代後半までは、18歳未満の子どもがいる世帯のうち4分の1強が一貫して三世代以上で同居する世帯であった（図1）。しかしながら、2000年頃を境にその割合は減少を続け、2018年には13.6%となった。このような急激な家族構造の変動とは対照的に、日本人の三世代同居規範は弱まっていない。JGSSでは2000年の第1回調査から継続して三世代同居が一般的に望ましいかどうかを2択で尋ねている。調査年度による若干の変動は認められるものの、三世代同居が望ましいと考える回答者は6割から7割の間を維持し続けている。一方で、自身の理想的な住まい方を尋ねられると、夫もしくは妻いずれかの親との三世代同居を選択した割合は2割あまりのみであり、年齢が若いほど別居を望む傾向がある（内閣府2014）。つまり、一般的な意見として三世代同居が望ましいと考えていたとしても、とくに子育て期の親にとって自分自身の選択としてはあまり支持されていないことがうかがえる。

1.2 三世代同居・近居を推進する動き

三世代同居の割合の低下を受けて、さまざまな側面から三世代同居・近居を推進する取り組みが始動した。2006年には、国民の豊かな住生活の実現を目的に住生活基本計画が策定され、三世代同居・近居を支援することが基本的な施策に盛り込まれた。このころにはどちらかというと、伝統的家族への回帰が意識され、大家族による支え合いを前提とした制度の構築が目指されていたように感じられる。その後、政権交代やジェンダー意識の変化、人口動態の推移を受けて、少子化対策の一環として、三世代同居・近居の推奨が強調されるようになってきた。実際に、2015年に策定された少子化社会対策大綱では、「子育てへの不安が大きいことが、少子化の要因の一つであり、様々な不安や負担を和らげ、多胎児世帯も含め全ての子育て家庭が、安全かつ安心して子供を育てられる環境を整備すること」が三世代同居・近居を推進する理由として記述されている。2016年に閣議決定された「ニッポン一億総活躍プラン」では、「子育て中の親の孤立感や負担感が大きいことが、妊娠、出産、子育ての制約になっていることがある。大家族で、世代間で支え合うライフスタイルを選択肢として広げるため、三世代同居・近居をしやすい環境づくりを推進する。」とあるように、伝統的家族像がより前面に出てくるようになった。

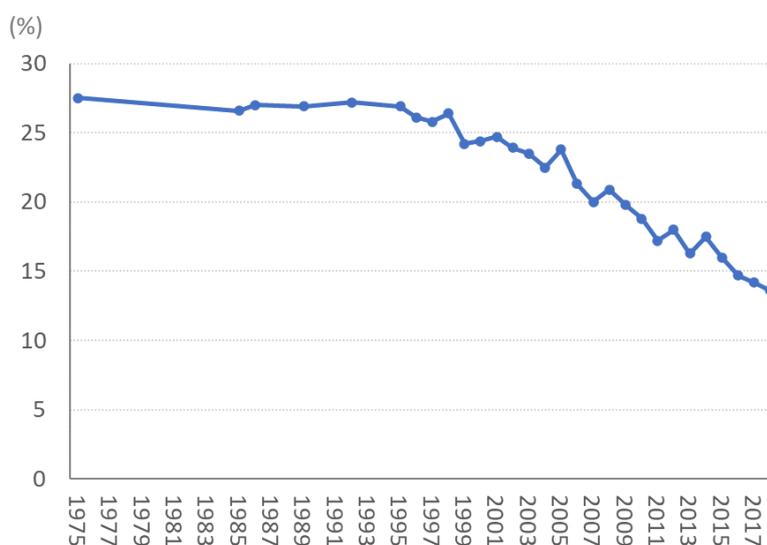


図1 18歳未満の子どもがいる世帯のうち三世代同居の割合の推移

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」

このような流れを受けて、三世代同居・近居を支援する制度が既に実施されている。「地域型住宅グリーン化事業」では、省エネルギー性能や耐久性等に優れた木造住宅を新築する際に補助金が支給されるが、三世代同居に対応する場合には補助金が加算される。「長期優良住宅化リフォーム推進事業」では、三世代同居に対応する一定の条件を満たした仕様に既存住宅をリフォームする場合に補助金が加算される。また、三世代同居に対応した住宅リフォームの工事費やローン残高に応じて所得税を控除したり、子育て世帯とそれを支援する親族世帯がUR賃貸住宅に近居する際に家賃が減額されたりしている。

1.3 本研究の問い

前述のとおり、これらの三世代同居・近居の支援策は、少子化対策として取り組まれるようになったものがある。1970年代前半生まれの第2次ベビーブーム以降からの急激な少子化が1990年代に問題視されるようになり、これまで多くの少子化対策が実行されてきた。代表的なものとして、仕事と育児との両立のための雇用環境の整備、保育サービスの充実、子どもをもつ世帯の経済的負担の軽減、結婚・妊娠・出産支援などが挙げられる。1994年のエンゼルプランを皮切りに、幅広い分野において長期間少子化政策が講じられてきたにもかかわらず、少子化の進行を食い止めるには至っていない。2019年の出生数は統計開始以来初めて90万人を下回っており、国立社会保障・人口問題研究所の将来人口推計よりも早いスピードで減少し続けている。もちろん、これまでの少子化政策のおかげで現状に留まることができているとの見方もできるが、それぞれの対策がどの程度出生数の向上に資するのか検証することが肝要であろう。

本研究では、少子化対策として推進されている、三世代同居が子どもの出生に効果があるのかどうかをデータ分析を通じて評価することを目的としている。現代社会における子育てにおいて、三世代同居することによって、育児負担が軽減され、母親の就業と同時に出生数の上昇につながることを期待されてきた。しかしながら、このような前提を注意深く精査し、実証的な裏付けを示す必要がある。これまでに、三世代同居が既婚女性の就業や出産を促進することを示す研究はあるものの、以下の3つの課題が指摘できる。第一に、就業や出産でワーク・ライフ・バランスをとりにくい女性が三世代同居を選択する逆因果の可能性が排除できない。第二に、都道府県別の三世代同居率と女性の就業率ならびに出生率には関連が認められるものの、必ずしも個人レベルの分析において同様の結果とはならない生態学的誤謬を否定できない。第三に、想定される独立変数の三世代同居、従属変数の母親の就業および出生の関係には、伝統的家族観やヒューマンキャピタルなどの交絡因子が予想できるが、これらの影響を取り除き疑似相関でないことの検討が不十分である。本研究は、時系列が詳細なライフヒストリー個票データを用いて、内生性に考慮したうえで三世代同居の因果推定を行う。

1.4 先行研究

三世代同居によって、子育ての負担が軽減されるとの前提は、頑健に支持されているわけではない。確かに、三世代同居・近居している親は、別居している親にくらべて、祖父母世代からの子育てにかかわる支援をさまざまな形でより頻繁に受けている(久保・田村 2011; 佐々木ほか 2017)。ただし、必ずしも祖父母からの支援が肯定的に働くとは限らない。乳幼児の母親を対象にした八重樫ほか(2003)では、祖父母と近くに居住するほど子育て不安は低くなると仮説を立てていたものの、有意な関連は認められなかった。夫方の親と妻方の親との同別居を区別すると、それらの影響にも違いが認められる。自身の親と同居・近居している女性は親を含めた周囲からの育児サポートを受けやすい一方で、夫の親と同居・近居している女性は、夫や夫の親から就労を反対されやすい(小坂・柏木 2007)。また、妻方の親と同居・近居している場合にくらべて、夫方の親と同居・近居している場合に、母親が育児に対して否定的な態度を取りやすくなる(小坂・柏木 2005)。

三世代同居・近居が女性の就業や子どもの数に与える影響もデータや分析方法によって異なる結果となっている。かつては、三世代同居・近居の就業継続効果が実証される研究が多かったものの、研究の蓄積が進むにつれて、そうした見解に変化がみられる。国立社会保障・人口問題研究所が1998年に実施した「第2回全国家庭動向調査」データおよび2013年に実施された「第5回全国家庭動向調査」データを用いた千

年(2016)は、同居よりも近居が女性の就業状況に影響を及ぼすように変化してきたことと、近居による就業促進効果は非正規には期待できないことを指摘した。さらには、末子年齢が7歳未満の場合、夫の母との同居は就業を抑制することを明らかにした。40歳未満の有配偶女性を対象に、JGSS-2006データを分析した福田・久本(2012)では、同居は妻の就業を促進しなかったものの、夫方の母親との近居は非正規就業の確率を高め、妻方の母親との近居は、とくに子どもの年齢が低い場合に、正規就業の確率を高めていた。

財団法人家計経済研究所が1993年から継続して実施する「消費生活に関するパネル調査」の4年分のデータを利用した張・七條・駿河(2001)では、親との同居と出産には有意な関連は認められなかったものの、同調査データの13年分のデータを利用した樋口・松浦・佐藤(2007)では、有意な関連があった。国立社会保障・人口問題研究所が2003年に実施した「第三回全国家庭動向調査」のデータのうち、末子年齢が6歳未満の既婚女性を分析対象にした星(2007)では、妻方の親と同居している場合にのみ夫婦の子どもの数が多かった。一方で、日本家族社会学会が2002年に32~81歳の女性を対象に実施した「戦後日本の家族の歩み」データを分析した加藤(2010)は、夫方の親との同居の方が夫婦の子ども数が多かった。

このように、三世代同居・近居が母親の就業や夫婦の子どもの数に与える影響は一樣ではなく、どの程度子育て負担の軽減につながるのかは明確ではない。関東と関西に在住する歩行開始期の子どもをもつ親および思春期の子どもをもつ親を対象にしたデータを用いて傾向スコアマッチング分析を行った研究(佐々木2018)では、調査時点で実母と同居・近居する女性はフルタイムで就労しやすいことが明らかになった。一方で、三世代同居・近居は、子育て不安につながるメンタルヘルスや出生意欲、子どもの数に有意な影響を与えていなかった。この研究はクロスセクショナルデータであったため、出産前後の居住状況が明らかでなかった点やケース数が十分でなかったため同居と近居をまとめた分析を行っていた。そこで、本研究では、縦断調査データとして利用できる全国代表サンプルデータを用いて、因果推定を行う。

2. 方法

2.1 データ

本研究の分析には、2009年1月から3月に実施された日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査(以下 JGSS-2009LCS)のデータを使用する。JGSS-2009LCSは全国の28歳以上42歳以下の男女個人を対象に、層化2段無作為抽出法により6,000人を抽出し、面接調査と留置調査を併用したデータである。有効回収数は2,727ケースで、そのうち出産経験のある852ケースの有配偶女性を分析対象とした。第一子を出産した時期は、平均で9.3年前である(範囲:0年から23年前)。本調査では、詳細なライフヒストリーデータを遡及法により収集しており、15歳以降の学歴、職歴、親との同居歴、結婚・出産年月等の情報をパネルデータとして扱うことができる。逐次法にくらべて、サンプルの代表性や調査コストの経済性に優位な点がある。

2.2 分析手法

三世代同居の効果を推定する際に、同居群と別居群を単純に比較すると、その効果にバイアスが含まれている可能性が高い。たとえば、伝統的な価値観を持つ人ほど親と同居しやすく、より多くの子どもを出産する傾向がある場合に、バイアスを考慮せずに分析すると出産に対する三世代同居の効果を過大評価してしまう。実験のように、同居するか否かをランダムに割り当てて追跡調査することが可能であれば、バイアスを除去できるものの、そのような研究設計は倫理的にもコスト的にも適当ではない。このようなセレクションバイアスの影響を軽減するため、傾向スコア分析(Rosenbaum & Rubin 1983)を用いる。本稿では、マッチング法とウェイト法を用いる。はじめに、共変量を独立変数とするロジスティック回帰分析により各個人が三世代同居する確率を導き出し、その値(傾向スコア)を利用することにより同居群(処置群)と別居群(統制群)がランダムに割り当てられた状況を人為的に作り出す。

2.3 変数

本研究の処置群となる三世代同居は、第一子を出産時に夫方の両親のいずれかと同居と定義する。JGSS-2009LCS では、実親および配偶者の親とのそれぞれの同居歴を尋ねているが、親の性別の同居歴は尋ねていない。また、普段は別居であったとしても妻が妊娠後期に一時的に実家に帰省し出産する里帰り出産が一定数選択されている。このデータにおいても、第一子出産前に 170 ケースの女性が実親と同居していたものの、出産時および出産 1 年後に引き続き同居を続けた女性は 70 ケースに減少する。一方で、第一子出産時に夫方の親と同居していた女性は 5 ケースを除いて同居を継続していることや出産時以降の状況がその後の就業や出産の選択に影響を与えることが予想されることから、本研究では夫方の両親との同居に焦点を当てた分析を行った。従属変数は現職が常時雇用の仕事であるか否かおよび夫婦の子どもの数である。傾向スコアを算出する際に用いる共変量は、理論的に処置変数と従属変数双方に影響する変数を投入した。

3. 結果

はじめに、第一子が誕生した時点で夫の親と同居していたグループ（同居群）と別居していたグループ（別居群）で、妻の就業状況および夫婦の子どもの数に統計的有意さがあるのかを確認した（表 1）。第一子出産時に三世代同居していた妻の 30%が常時雇用の現職であるのに対して、別居群の妻の常時雇用での就業率は 18%に留まっている。また、同居群の夫婦は平均的に 2.25 人の子どもの数が生まれているのに対して、別居群の夫婦は 1.99 人と有意に少なくなっている。これらの結果をそのまま解釈すると、三世代同居は、母親の就業継続を促進し、より多くの子どもの数を産出するように見受けられる。しかしながら、この結果にはセレクションバイアスが含まれており、それらの影響を取り除いたうえで三世代同居の効果を推定する必要がある。

表 1 共変量の同別居群別記述統計

| | 同居 (n=120) | 別居 (n=732) | t-test |
|-------|---------------|---------------|--------|
| 常時雇用 | 0.30 | 0.18 | ** |
| 子どもの数 | 2.25 | 1.99 | ** |

傾向スコア分析を行うにあたって、共変量の選択は結果を大きく左右する。理論や先行研究を考慮し、処置変数（ここでは三世代同居の有無）とそのアウトカム双方に影響する変数をモデルに投入する。晩婚化は少子化の頑健な規定要因であり、近年ほど両立支援制度が充実されてきていることから、第一子出産時の妻と夫の年齢および妻の出生コーホートを共変量に含めた。本来であれば、第一子出産時もしくはそれ以前の家族観を共変量に含めるべきであるものの、本調査で用いる JGSS-2009LCS データは回顧調査であるため、過去の意識については尋ねていない。そこで、伝統的家族観や性別役割分業意識に強く影響する両親の学歴、本人および配偶者の学歴、15 歳時点での母親の就業状況、第一子出産時点での本人の就業状況を代替変数として組み入れた。また、本人および配偶者の家族構成も三世代同居の選択や就業の可能性、望まれる子どもの数に影響することから、これらの変数も投入している。

表 2 は同居群、別居群ごとに共変量の平均値および標準化された平均差を示している。この結果からも同居の選択がランダムに割り当てられていないことがわかる。出産時に夫方の親と同居する女性は、別居する女性にくらべて、年齢が若く、父親が大学を卒業しておらず、都市部以外に居住し、第一子出産前に正規雇用として就業し、本人が第一子ではなく、配偶者に男兄弟がいないことが多い。これらの変数を独立変数とし、それぞれの属性をもつ個人が同居する確率（傾向スコア）をロジスティック回帰モデルにより推定した。

表2 共変量の同別居群別記述統計

| | 同居 | 別居 | std. diff. | t-test/x2 |
|---------------|-------|-------|------------|-----------|
| 出産時本人年齢 | 25.89 | 27.43 | -38.5 | *** |
| 出産時配偶者年齢 | 29.15 | 29.71 | -11.6 | |
| 1976～80年生まれ | — | — | | |
| 1971～85年生まれ | 0.38 | 0.37 | 2.1 | |
| 1966～70年生まれ | 0.44 | 0.43 | 1.6 | |
| 父大卒ダミー | 0.11 | 0.22 | -29.3 | ** |
| 母大卒ダミー | 0.09 | 0.11 | -6.0 | |
| 15歳時母常時雇用ダミー | 0.23 | 0.22 | 3.0 | |
| 15歳時世帯収入 | 2.87 | 3.02 | -17.8 | † |
| 現在都市部居住ダミー | 0.13 | 0.25 | -29.8 | * |
| 本人大卒ダミー | 0.13 | 0.17 | -11.0 | |
| 配偶者大卒ダミー | 0.32 | 0.41 | -19.2 | † |
| 第1子出産1年前非就業 | — | — | | |
| 第1子出産1年前正規雇用 | 0.48 | 0.38 | 21.5 | * |
| 第1子出産1年前非正規雇用 | 0.13 | 0.17 | -10.2 | |
| 第1子出産1年前家族従業 | 0.03 | 0.04 | -6.9 | |
| 本人第1子 | 0.35 | 0.46 | -22.4 | * |
| 本人男兄弟あり | 0.71 | 0.62 | 19.6 | † |
| 配偶者第1子 | 0.50 | 0.41 | 18.1 | † |
| 配偶者男兄弟あり | 0.46 | 0.63 | -34.5 | *** |
| 本人第1子×配偶者第1子 | 0.21 | 0.21 | 0.3 | |
| n | 120 | 732 | | |

表3 マッチング後ならびにウェイト後のバランスチェック

| | std. diff. after matching | std. diff. after weighting |
|---------------|------------------------------|-------------------------------|
| 出産時本人年齢 | -0.04 | 0.02 |
| 出産時配偶者年齢 | 0.04 | 0.00 |
| 1976～80年生まれ | — | — |
| 1971～85年生まれ | 0.02 | 0.01 |
| 1966～70年生まれ | -0.07 | -0.01 |
| 父大卒ダミー | 0.06 | 0.01 |
| 母大卒ダミー | 0.00 | 0.02 |
| 15歳時母常時雇用ダミー | -0.10 | 0.00 |
| 15歳時世帯収入 | -0.09 | 0.03 |
| 現在都市部居住ダミー | 0.05 | 0.01 |
| 本人大卒ダミー | 0.00 | 0.00 |
| 配偶者大卒ダミー | -0.10 | 0.00 |
| 第1子出産1年前非就業 | — | — |
| 第1子出産1年前正規雇用 | 0.02 | 0.01 |
| 第1子出産1年前非正規雇用 | 0.07 | -0.01 |
| 第1子出産1年前家族従業 | 0.06 | 0.00 |
| 本人第1子 | 0.07 | -0.02 |
| 本人男兄弟あり | -0.04 | -0.03 |
| 配偶者第1子 | 0.10 | -0.01 |
| 配偶者男兄弟あり | 0.10 | 0.01 |
| 本人第1子×配偶者第1子 | 0.08 | -0.02 |

その傾向スコアを用いて、同居する確率が近似する同居群の個人と別居群の個人をマッチングさせたものをマッチング法、同居する確率それぞれの値において同居群と別居群がほぼ同数になるように重みづけをしたものをウェイト法と呼ぶ。なお、マッチング法において、Austin (2011)にならい、傾向スコアをロジット変換したものの 0.2 標準偏差をキャリパーとして指定し、それ以上傾向スコアに差がある場合のマッチングを許容していない。表 3 は、同居群と別居群の標準化された平均差を共変量ごとに算出し、2つのグループに大きな差がなくなったことを確認したものである。各個人の共変量は三世代同居に影響を与えていたが、マッチング後ならびにウェイト後には、三世代同居をするか否かがほぼランダムに割り当てられたような状況を作り出したことがわかる。もし、同居群と別居群でバランスが取れていない場合は、共変量の再考が必要となる。

母集団のすべての親子が同居することは現実的ではないため、三世代同居の効果は、Average treatment effect for the treated (ATT)を算出することにより推定した。表 4 はマッチング法による ATT を示したものの、表 5 はウェイト法による ATT を示したものである。表 1 で示したように、平均値の単純比較では、出産時に三世代同居していた妻は、常時雇用での就業をしやすく、子どもの数も多かった。しかしながら、傾向スコアを用いてバイアスを考慮したうえで三世代同居の効果推定すると、効果量は減少し、統計的に有意でなくなることが明らかになった。ただし、ウェイト法による推定では、三世代同居は妻が常時雇用で就業する割合を 9%押し上げており、統計的に有意な効果があることが認められた。

表 4 マッチング法による三世代同居の効果の推定

| | ATT | s.e. | sig. | 95%CI | |
|-------|------|------|------|-------|------|
| 常時雇用 | 0.05 | 0.05 | ns | -0.05 | 0.15 |
| 子どもの数 | 0.01 | 0.10 | ns | -0.18 | 0.20 |

表 5 ウェイト法による三世代同居の効果の推定

| | ATT | s.e. | sig. | 95%CI | |
|-------|-------|------|------|-------|------|
| 常時雇用 | 0.09 | 0.04 | * | 0.01 | 0.18 |
| 子どもの数 | -0.01 | 0.07 | ns | -0.16 | 0.13 |

4. 考察

本稿では、時系列が詳細なライフヒストリーの個票データを用いて、三世代同居の効果因果推定することが目的であった。本研究の分析によると、第一子出産時点での夫方の親との同居は、その後の夫婦の子どもの数にほとんど影響を与えていないことが明らかになった。傾向スコアを用いた異なる分析法いずれにおいても、三世代同居が出産を促進する有意な効果は認められなかった。一方で、妻の雇用に対する効果については、分析法により異なる結果となった。具体的には、マッチング法による推定では有意ではなかったものの、ウェイト法による推定では、効果は小さいながらも三世代同居が妻の雇用を促進する効果が認められた。 t 検定による結果では、三世代同居は、妻の常時雇用および子どもの数ともに有意な効果をしてしていたが、サンプリングバイアスを取り除くと効果量が減少した。実際に、同居群と別居群の差は、常時雇用の差は 12%、子どもの数は 0.26 人であったが、傾向スコアを用いたいずれの分析法においても、常時雇用については 95%信頼区間の上限近くに位置する値、子どもの数については 95%信頼区間の上限を超える値である。このことから、単純な平均値の差の検定が三世代同居の効果過大評価していたことがわかる。少なくとも本研究の分析結果からは、少子化対策として三世代同居を推進する頑健な根拠を示すことはできなかった。

本研究は、関東と関西に在住する歩行開始期の子どもをもつ親および思春期の子どもをもつ親を対象にした佐々木 (2018) の追試の位置づけでもあった。佐々木 (2018) と同様に、本研究においても三世代同居は夫婦の子どもの数を押し上げる有意な要因ではなかった一方で、一部の分析において妻の就労率を押し上げる有意な要因であったことは着目に値する。この2つの研究にはいくつかの相違点がある。前者は、関東と関西の都市部に限定した有為抽出サンプルを用いたクロスセクショナルデータであるのに対して、後者は、全国規模の無作為抽出サンプルを用いた回顧縦断調査データである。また、前者は、都市部で同居する割合が極端に小さかったため三世代同居と近居を合算して分析したのに対して、後者は、三世代同居のみの効果に着目している。三世代同居の相手も異なっており、前者は妻の実母が大多数なのに対して、後者は夫の両親のいずれかが三世代同居・近居の定義に含まれている。こうした違いがあるにもかかわらず、三世代同居が夫婦の子どもの数に影響を与えていないことは、三世代同居の積極的な推進は少子化対策として資するのか、さらなる検討が必要であることを示唆する。

今後、三世代同居・近居の効果の検証を進めていくにあたり、重要な課題について考察したい。第一に、同居の効果と近居の効果を別々に分析する必要がある。千年 (2016) によると、三世代同居・近居の意味合いに近年変化がみられており、同居よりも近居のほうが母親の正規雇用には強い影響をもつことを指摘している。本稿では三世代同居にのみ着目したが、三世代近居の影響も注意深く分析するべきであろう。第二に、夫方と妻方の両親との同居・近居を比較する必要がある。これまでも、夫方よりも妻方の親との同居・近居の方が育児サポートを受けやすいこと (小坂・柏木 2007) や、夫方の親との近居は妻の非正規雇用の確率を高めるのに対して、妻方の親との近居は正規雇用の確率を高めること (福田・久本 2012) など、同居もしくは近居する相手によって効果が異なることが示唆されている。また、妻方の親との同居の方が夫婦の子どもの数が多い結果となった研究 (星 2007) や夫方の親との同居の方が夫婦の子どもの数が多い結果となった研究 (加藤 2010) など、研究によっては、まったく逆の結果が報告されている。三世代同居・近居の効果を検証する際に、その時期を明確にすることが非常に重要となるため、データ収集の際の留意点ともいえる。本稿では、出産前後継続して妻方の親と同居しているケースが少なく、夫方の親と同居しているケースのみを対象としたが、夫方と妻方の親とのそれぞれの同居時期を判別可能なデータを収集することが期待される。第三に、三世代同居・近居の効果の地域差を精査することが今後の大きな課題として挙げられる。少子化対策としての三世代同居・近居の推進の背景には、保育所不足による待機児童問題や子育て期の親の孤立や負担の軽減といったことが挙げられていたが、このような状況には大きな地域差がある。とくに都市部においては、住宅事情に制約が多く、コストや敷地面積、持ち家率等の関係から、仮に三世代同居を希望していたとしても現実的な選択肢ではないことも多い。

以上のように、三世代同居は、妻の常時雇用を促進する可能性を残しつつも、子どもの数を増加させる効果はかなり低いことが明らかになった。これまでの複数の研究から、居住距離が近いほど、祖父母世代から親世代への支援が高まることが確認されており、とくに祖母は、日常的な家事代行から緊急時の応援まで、就業する女性にとって育児支援の供給源として重要視されている (角川, 2009; 久保・田村, 2011; 佐々木・高濱・北村・木村, 2017; 山田・有吉・堀川・石原, 2005)。しかし一方で、三世代同居・近居の負の効果も容易に予想できることであり、今後の慎重な検証が期待される。地方在住の老親が都市部に移住した場合、都市部在住の子育て期家族が地方の老親の元へ移住した場合、さまざまな理由により両親が存在しない場合、介護の社会化に逆行する可能性などの検討が不十分なため、現制度の公平性が担保されているとはいえない。必ずしも三世代同居・近居が実現できる状況にない人は多いことから、親族に頼らなくても子どもの育児ができる環境の拡充を含めて、より慎重な検証が望まれる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Survey 2009 ライフコース調査 (JGSS-2009LCS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター (文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点) が実施している研究プロジェクトである。共同研究拠点の推進事業と大阪商業大学の支援を受けた。

本研究は JSPS 科研費 18K02054 の助成を受けたものである。執筆にあたり、東京大学社会科学研究所附

属社会調査・データアーカイブ研究センター二次分析研究会において建設的なご意見をいただいた。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Austin, Peter C., 2011, “Optimal caliper widths for propensity score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies,” *Pharmaceutical statistics*, 10(2): 150-161.
- 千年よしみ, 2016, 「女性の就業と母親との近居: 第2回・第5回全国家庭動向調査を用いた分析」『人口問題研究』72(2): 120-139.
- 張建華・七條達弘・駿河輝和, 2001, 「出産と妻の就業の両立性について: 「消費生活に関するパネル調査」による実証分析」『季刊家計経済研究』51: 72-78.
- 福田順・久本憲夫, 2012, 「女性の就労に与える母親の近居・同居の影響」『社会政策』4(1): 111-122.
- 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」『RIETI Discussion Paper Series』経済産業研究所.
- 星敦士, 2007, 「サポートネットワークが出生行動と意識に与える影響」『人口問題研究』63(4): 14-27.
- 加藤彰彦, 2010, 「少子化・人口減少の歴史的意味—計量社会学的アプローチ—」『比較家族史研究』24: 49-69.
- 角川志徳, 2009, 「子育て支援に向けた祖父母学級導入の検討」『母性衛生』50(2): 300-309.
- 小坂千秋・柏木恵子, 2005, 「育児期フルタイム就労女性の育児への態度・感情」『発達研究』19: 81-96.
- 小坂千秋・柏木恵子, 2007, 「育児期女性の就労継続・退職を規定する要因」『発達心理学研究』18(1): 45-54.
- 久保恭子・田村毅, 2011, 「祖母力を活用した育児支援の在り方の検討」『東京学芸大学紀要 総合教育科学系 II』62: 257-261.
- 内閣府, 2014, 「家族と地域における子育てに関する意識調査」
- 永瀬伸子, 2012, 「第1子出産をはさんだ就業継続、出産タイミングと夫婦の家事分担」『人口問題研究』68(3): 66-84.
- 佐々木尚之・高濱裕子・北村琴美・木村文香, 2017, 「歩行開始期の子をもつ親と祖父母のダイアドデータの分析: 育児支援頻度および回答不一致の要因」『発達心理学研究』28(1): 35-45.
- 佐々木尚之, 2018, 「三世同居・近居の因果効果の推定」佐々木尚之・高濱裕子編『三世の親子関係: マッチングデータによる実証研究』風間書房, 121-140.
- 仙田幸子, 2002, 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係」『人口問題研究』58(2): 2-21.
- Rosenbaum, Paul. R., & Rubin, Donald. B., 1983, “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects,” *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- 八重樫牧子・江草安彦・李永喜・小河孝則・渡邊貴子, 2003, 「祖父母の子育て参加が母親の子育てに与える影響」『川崎医療福祉学会誌』13: 233-245.
- 山田英津子・有吉弘美・堀川淳子・石原逸子, 2005, 「働く母親のソーシャル・サポート・ネットワークの実態」『産業医科大学雑誌』27(1): 41-62.