

第9章 パネルデータと地図からアプローチする第二子出生にかかると要因分析と提言

内藤 勇耶¹

【要旨】

完結出生児数の減少は、第二子及び第三子の出生数の減少に原因を求められるところ、パネルデータを用いて第二子の出生要因について「住まい」をテーマに分析した。本章では、第一子出生時点の延床面積の広さが第二子出生を促す影響を与えることを示すと同時に、配偶者（夫）の通勤時間の長さは第二子出生を妨げる影響を与えることを示した。

また、本章は、町丁単位データを用いた「住まい」と出生の関係を分析した点に特徴がある。予算制約の中で、延床面積の逆数であり代理変数として家賃が機能すると考えられるところ、家賃の高さと地域における乳児割合（母親年代人口に占める乳児人口の比率）は負の相関関係を示し、通勤時間と地域における乳児割合も同様に負の相関関係を示すことが判明した。通勤時間と家賃は同時決定的であるため、回帰分析には内生性の課題を有するが、地図を用いた分析を併用することで分析の頑強性を担保した。

さらに、地方自治体が行う「住まい」に関する支援策を、本章の後半で俯瞰したところ、子育て世代に限定した住居支援策が功を奏していることが分かった。このことは、データの分析結果と相まって、世代を限定した家賃や住まいに関する支援策が少子化対策に有効であることを示唆している。

1. はじめに

(1) 完結出生児数に着目する必要性

1.57 ショック以降、日本では少子化に関する多数の実証研究がなされてきた。実証研究の変遷を紐解けば、1990年代においては、年齢別有配偶出生率を用いた要因分解によって夫婦出生率の低下は少子化の原因ではないとされてきた²。現に当時の『厚生白書』³や新エンゼルプラン⁴でも夫婦における出生率の低下が関わっているとは認識しておらず⁵、未婚化や女性の社会進出による晩婚化の進行に少子化の原因を求める実証研究が進んでいた⁶。

しかし、2000年頃を境にその認識は変化を見せはじめ、合計特殊出生率⁷の低下に対する

¹ 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究官

² 国立社会保障・人口問題研究所（1997）。

³ 厚生省（1998）。

⁴ 大蔵省他（1999）。

⁵ 廣嶋（2000）。

⁶ 熊谷（2018）。

⁷ 合計特殊出生率には、世代について計算されるコーホート特殊出生率と、期間（1年間）について計算さ

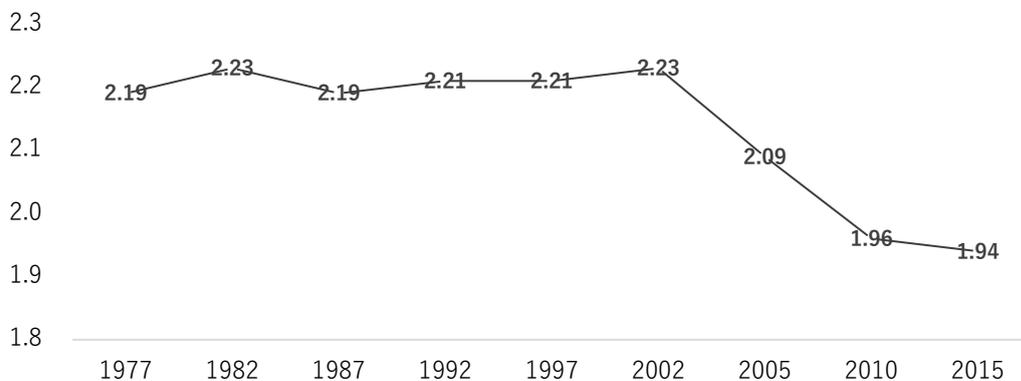
結婚の要因と夫婦出生率の要因の寄与量の比率が7対3であるという実証研究のように⁸、夫婦の出生率低下に少子化の原因を求める実証研究が現れ、そのような認識が平成16年版の『少子化社会白書』から反映される等⁹、研究の変遷に合わせて政府は認識を改めた。

なお、近年においても少子化の原因は、既婚女性の出生率の変化ではなく、主として未婚率の増加にあるとの主張も一部には見受けられる¹⁰。しかし、1970年の各年齢階級の既婚女性の出生率を、現在の既婚者に当てはめて計算した簡易的な論証であり、晩婚化による既婚者年齢の高齢化を考慮に入れておらず、完結出生児を原因として考慮しないという結論は妥当ではない。

もっとも、このように未婚率の増加にこそ主たる要因があるとの主張が学術的に行われてきた背景として、完結出生児数が人口置換水準を下回っていなかったことが影響していることが考えられる。日本の人口置換水準は合計特殊出生率2.07に相当するところ¹¹、図表1のように完結出生児数は1970年代から2000年代の30年間にわたって、人口置換水準を上回っていたため、専らの関心は未婚率の上昇(既婚率の低下)に集まったと考えられる。

しかしながら、完結出生児数は2010年代に入ると、人口置換水準を下回るようになったことが図表1より読み取れる。少子化の進展は、平成終盤期以降より一層早まっているが、完結出生児数にも人口置換水準を下回るという形でその結果が表れている。このような現状を踏まえれば、未婚のみならず完結出生児数についても十分な検討を要する。

図表1 完結出生児数(人)の推移



(出所) 国立社会保障・人口問題研究所(2016)「第15回出生動向基本調査」。

れる期間合計特殊出生率がある。期間合計特殊出生率は、ある期間(1年間)の出生状況に着目したもので、その年における各年齢(15~49歳)の女性の出生率を合計したものであるため、平均出生年齢の上昇や低下がないという仮定条件の下で、1人の女性が平均して生涯に産む子供の数を表す。

⁸ 廣嶋(2000)。

⁹ 内閣府(2004)。

¹⁰ 小塩(2013)、熊谷(2018)。

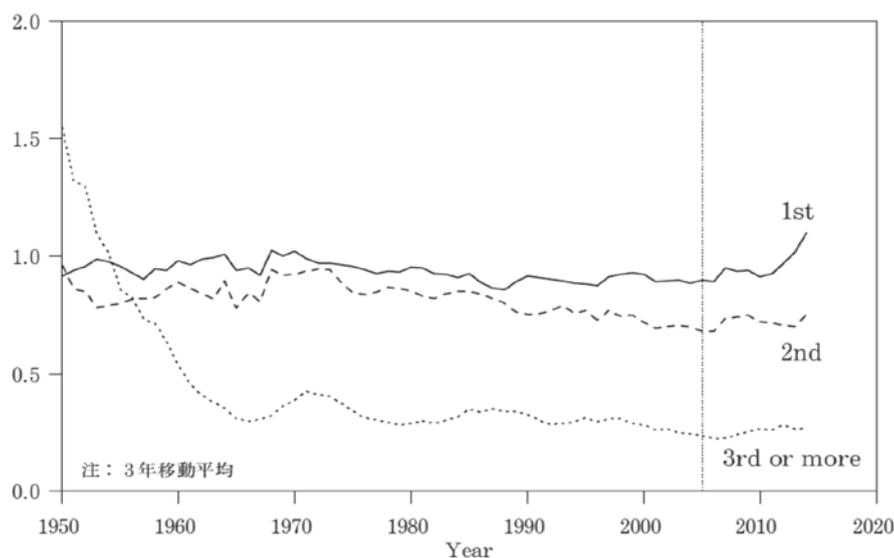
¹¹ 国立社会保障・人口問題研究所(2016)。

(2) 第二子以降の出生に着目する必要性

一方で、第一子だけに限った期間合計結婚出生率は上昇傾向にあるとの報告がある¹²。総合的に勘案すれば、完結出生児数の減少傾向の要因は、第二子以降の出生率の低下に求められることになる。出生順序別に見た期間合計結婚出生率¹³は、図表2より、第二子以降に係る期間合計結婚出生率の低下が見て取れることから、第二子以降の結婚出生率の減少が、完結出生児数の低下をもたらしていることが分かる。

もっとも、本来的には図表の読み取りではなく、寄与度分析を行う必要があるところ、第二子の減少が完結出生児数の低下の原因の約半分、第三子と合わせると約8割を占めていることが既に示されている¹⁴。そこで、本章では、第二子の出生の減少が完結出生児数の減少に大きな影響を及ぼしていることを前提として、出生の順位を区別できる場合には第二子出生に重点を置き、出生要因の分析を行うこととする。

図表2 出生順位別に見た期間合計結婚出生率



(出所) 余田・岩澤 (2018) 「期間合計結婚出生率の趨勢とその背景」図2より抜粋。

(3) 「住まい」に着目する必要性

いわゆる「増田レポート」¹⁵に呼応して定められた「まち・ひと・しごと創生長期ビジョ

¹² 余田・岩澤 (2018)。

¹³ 通常の合計特殊出生率は、婚外子が僅少な日本の特性を踏まえれば、子供を持たない多くの未婚者を分母に含むが、合計結婚出生率は未婚者を分母から除いた出生率である。なお、本来出生順序別出生率は1を超えることがないが、結婚持続期間別出生率を期間で合計することによるテンポ効果により1を超えてしまうことがある (余田・岩澤 (2018))。

¹⁴ 内藤 (2020)。

¹⁵ 「増田レポート」とは、増田寛也氏及び人口減少問題研究会が公表した3本の刊行物 (増田寛也・人口減少問題研究会 (2013)、日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014)、増田寛也・日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014)) を総称する呼び名である (平井 (2016))。

ン」¹⁶では、「東京圏への人口の集中が、日本全体の人口減少に結び付いている」と明記された。この発想に対して、東京圏の出生率は高く東京圏から地方にむしろ転居することで地方に人口を送り出している」と反対する意見もあるが¹⁷、人口の多くを占める都市部において出生がより多くなれば、日本全体の出生率の改善に寄与することは異論がない。

「増田レポート」に沿う形の先行研究としては、人口密度の高さと出生率には負の相関関係があるとした加藤（2017）が挙げられる。東京・名古屋・関西の三大都市圏の人口が日本の全人口に占める割合が50%以上となっている現下の状況に鑑みれば、都市部に特に焦点を当てた少子化の要因分析には意義があるといえる。

育休や産休の取得可否や保育所の利用可能性、祖父母の育児への寄与度合等、出生に関係すると考えられる因子は枚挙に暇がないが、列挙したこれらの要因は都市部特有の問題ではなく、都市部が人口減少の原因とする論拠に乏しい。詳細については後述するが、都市部では、予算制約の中で子育てに不可欠な一定程度の広さ（延床面積）のある住居を確保しようとするれば、通勤時間が長くなり家事のできる時間が短くなってしまおうという、同時決定のジレンマが存在するのではないだろうか。このような仮説に基づき、今回は、家賃や通勤時間、延床面積¹⁸という「住まい」が出生に与える影響を考えたい。特に、COVID-19の影響を受けて、テレワークや地方への転居が見られることを踏まえて、数ある出産要因のなかでも、通勤時間や家賃が与える影響を探ることには意義があると言えよう。

(4) 本章全体を通じてのねらい

本章では、子どもを持つ夫婦が第二子を持つにはどのような政策的対応を要するかについて分析することを目的とする。人々は延床面積・家賃・通勤時間といった「住まい」の条件についてトレードオフに面しているが、単身世帯や夫婦のみの世帯に比べて特に予算制約が強くなる子育て世帯において、「住まい」に関する選択が子どもの数にどのように影響を及ぼすのかについて検討する。

パネル分析では全国を対象に検討を行い、さらに詳細な動きを把握するため町丁レベルでの分析も行った。そのうえで、自治体における政策実施状況を確認することで、分析で得られた出生要因に対し、どのように政策的に向き合うことが可能かを確認する。

2. 先行研究の整理と本章のテーマ

(1) 先行研究の整理

① 出生に関する先行研究

少子化の要因分析に入る前に、まずは前節で指摘したトレンドの変化があった2000年以降の少子化に関する先行研究を俯瞰する（図表3）。

¹⁶ 内閣府（2014）。

¹⁷ 小峰（2015）。

¹⁸ 内藤（2020）において、延床面積は第二子出生に対して有意に影響があると示されている。

まず、通勤時間が出生に与える影響に関する広い意味での先行研究は、始業・終業の繰上げ下げ措置が与える影響を調べた駿河・西本（2002）や、在宅勤務制度や勤務地限定制度が与える影響を調べた野口（2011）が挙げられる。環境（家賃・家の広さ）に着目した研究は90年代初頭には多く見受けられた。例えば、家賃が高いと出生率が低くなる¹⁹、高い家賃が20代後半と30代前半の女性の出生行動を抑制する²⁰、理想子供数を予定子供数が下回るのは「家が狭いから」²¹といった研究がある。もともと、2000年以降家賃や通勤時間に着目した研究は筆者の知る限り存在しない。

また、多くの研究に共通するのは、出生順位について特段の区別を置いていないことである。実際、育児休業制度の与える影響について調べた駿河・西本（2002）、駿河・張（2003）、滋野・松浦（2003）、滋野（2006）はいずれも出生順位の区別がない。

図表3 先行研究の抜粋

<p>出生順位無区別の出生の要因分析 育児休業制度（駿河・西本（2002）、駿河・張（2003）、滋野・松浦（2003）、滋野（2006）） 育休中の昇給制度／復職後の昇給・賃金保障／業務能力の維持・向上のための措置／始業・終業の繰上げ下げ措置（駿河・西本（2002）） 会社による託児所利用支援／結婚・出産退職者のための再雇用制度／在宅勤務制度／勤務地限定制度（野口（2011））他</p>
<p>第一子の出生の要因分析 妻の結婚時高齢⊖・育休制度なしか不明⊖／妻の最終学歴が高い⊕（厚労省（2013）） 夫の収入⊕・親との同居⊕（樋口・阿部（1999））</p>
<p>第二子の出生の要因分析 夫の家事参加度⊖・育児参加度⊕／妻の育児不安感⊖・育児負担感⊖／妻の寿退職⊕・育休取得⊕／妻の最終学歴が高い⊕（厚労省（2013））／認可保育園定員率の高さ⊕（吉田・水落（2005）） 夫の休日の家事時間（戸田・樋口（2011）） 居住する地方（四国⊕等）・市郡規模（郡部⊕か）（厚労省（2013））</p>

（出所）先行研究を基に筆者作成。ただし、居住関係以外は統計学的に有意なものを中心に記載した。

出生順位を区別した研究は、第一子の出生において夫の収入や親との同居が有意な影響を与えることを示した野口（2011）や、妻の結婚時の年齢や育休制度の有無、妻の最終学歴が有意に影響を与えることを示した厚労省（2013）など、相対的に数少ないながらも挙げる事ができる。また、出生順位を区別していない研究についても、「出産を1、非出産を0」とする被説明変数を採用としていることから、見方を変えて第一子出生についての研究としてみれば、研究の数自体は多く存在することになる。

一方、第二子の出生に焦点をあてた研究は相対的に非常に少ない。夫の収入は、第一子の出産では有意にハザード率を高めるが第二子以降は有意にならないと示した樋口・阿部（1999）や、認可保育所定員率の高さが第二子の出産を促す効果があると示した吉田・水落（2005）、子供が一人いる専業主婦世帯において夫の家事育児時間が長いほど第二子の出生確率が有意に高くなると示した戸田・樋口（2011）、妻の育児負担度合が高いと第二子出生

¹⁹ 経済企画庁（1992）。

²⁰ 小椋・ディクル（1992）。

²¹ 厚生省人口問題研究所（1994）。

確率が有意に低くなると示した厚労省（2013）が存在する程度である。

(2) 近年の動きと出生に関する先行研究を踏まえてのテーマ設定

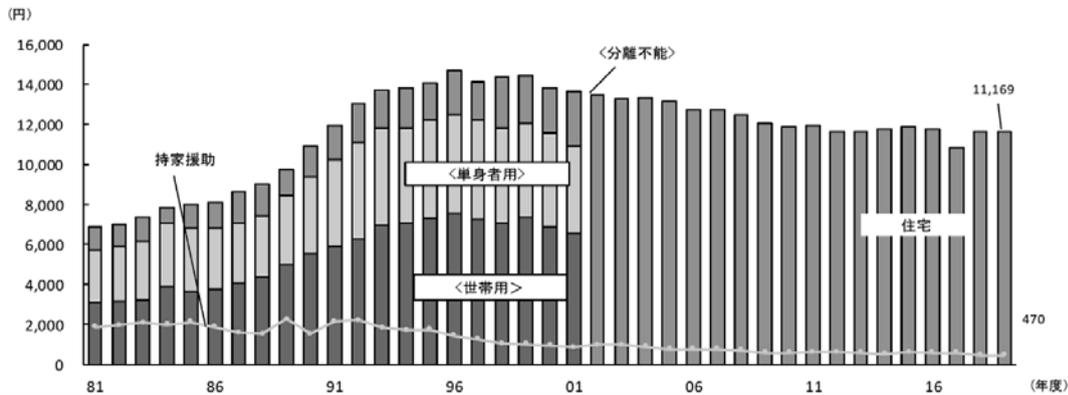
2000 年以降の研究では、子育てをする側、つまり養育者の属性についての研究がメインであったように考える。これは、直感的にも因果関係がわかりやすいうえに、社会政策的アプローチ（再分配）により対応が可能な要素であることから、研究が進んだのではないかとの私見を持つ。しかしながら、育休や産休の取得可否や保育所の利用可能性のような変数は、都市部か地方部かのような地域性に依拠するとまでは言えないので、「東京圏への人口の集中が、日本全体の人口減少に結び付いている」と述べる際の根拠とはなりにくい。

では、東京圏のような都市部に特有な問題は何かを考える必要があるが、地方と明確に異なる特徴の一つとして人口密度が考えられる。高い密度故に、土地利用に強い制約があり、育児に適切な広さの住居を持つとすると、高い家賃に悩まされるか通勤時間の長さに悩まされる。地価水準を考慮すれば、地方であれば、家賃を抑え、かつ、通勤時間を短くしても、育児に困らない程度の大きさの住居を持つことが可能であろう。

家賃については、近年都市部で特に問題が顕在化している。住居を安く確保するための措置として社宅や住宅手当が考えられるが、社宅や住宅手当の現況を確認すると、社宅運営費や住宅手当を含む法定福利費（住宅関連費用）の金額は、1996 年に 16,111 円と最大値を記録して以降、抑制傾向が続いている（図表 4）。しかしながら、都市部においては、2009 年第一四半期を 100 としたマンション賃料インデックスをみると、名古屋市を除いて基準年比で賃料は増加している（図表 5）。都心部の家賃相場を考えれば、法定福利費（住宅関連費用）があるものの、家賃の上昇と相まって、特に出産や育児を担う世代である若者の負担感は年々増大していると考えられる。

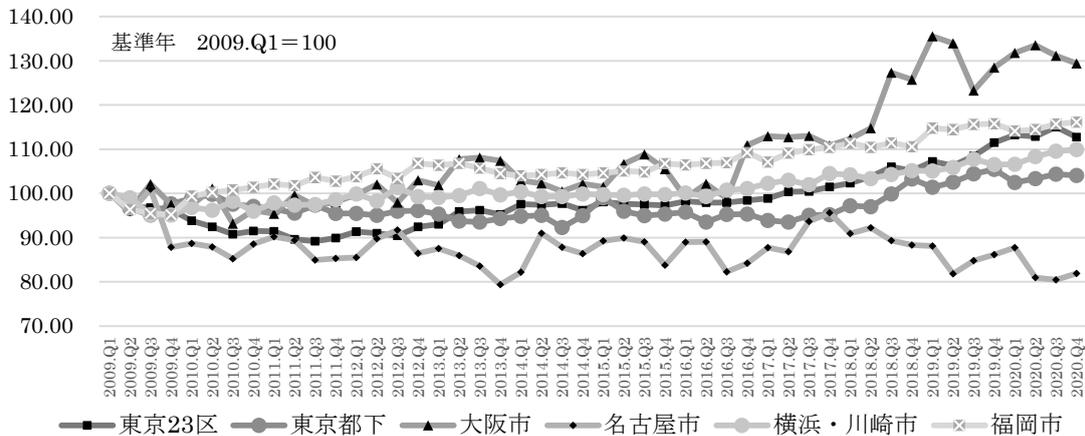
そこで前節で述べたように、家賃と同時決定的な延床面積・通勤時間といった「住まい」に関する選択が子どもの数にどのように影響を及ぼすのかについて、後掲の枠組みにより検討することとしたい。

図表4 法定福利費（住宅関連費用）の推移



(出所) 一般社団法人日本経済団体連合会「第64回福利厚生費調査結果報告(2019年度)」。

図表5 ファミリータイプ(60㎡以上100㎡未満)のマンション賃料指数の推移



(出所) マンション賃料インデックス(アットホーム株式会社、株式会社三井住友トラスト基礎研究所)を元に作成。

(3) 分析の枠組みと本章の構成

通勤時間、延床面積といった「住まい」に関する情報を幅広く取り扱ったデータとして、公益財団法人家計経済研究所(慶應義塾大学が事務を継承)の「消費生活に関するパネル調査」が存在する。このデータは、長年にわたって調査が継続されている有用かつ貴重なパネルデータであり、樋口・坂本・萩原(2016)においても活用されている。そこで、第3節では、このパネルデータを用いて通勤時間と延床面積が与える影響について概観する。

次に、第4節では、具体的に都市部における「住まい」の影響を探るべく、東京都に限って分析をする。先行研究では、家賃や通勤時間についてのデータの出典を公的データに求めるならば市区町村単位が最小単位になるため、それ以上小さな単位を基準とした分析は皆無だった。しかしながら、家賃や通勤時間は同一市区町村内であっても大きく異なるため、市区町村内の全ての地域を平均化してしまうと、地域の特性が希薄化してしまい、分析の精度として望ましくない。そこで、賃貸サイトや路線検索サイトを用いることで「霞が関三丁

目」のような町丁を単位として家賃と通勤時間を取得することで、町丁単位での分析を行う。

その上で、第5節において、パネル分析と町丁分析から得られた方向性と同一の施策を実施している市区町村を取り上げ、その効果について確認することとしたい。

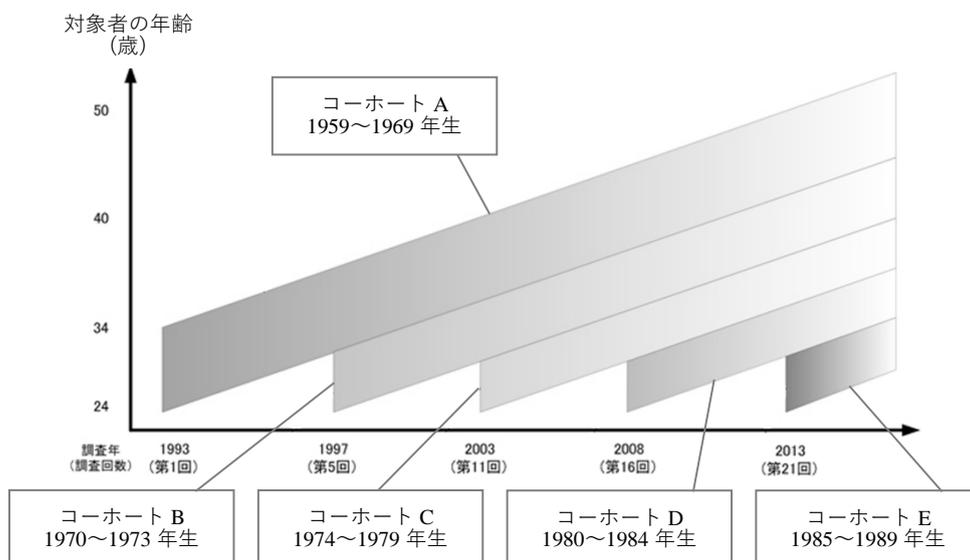
3. 延床面積と通勤時間の全国データを用いたパネル分析

(1) データセット

前述のとおり、本章では、第一子がいる夫婦において、第二子が生まれる要因について分析する。中でも延床面積・通勤時間といった「住まい」に関する選択について確認することとなる。「住まい」は、予算制約の中において、世帯の自由な選択により決定するものであるから、市区町村単位のデータではなく、世帯を単位としたマイクロレベルのデータセットが必要であり、かつ、時系列での変化を制御する観点からパネルデータを用いることが望ましい。そこで、本章では、公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」から得られるデータを用いて分析する。この調査は、1993年9月末時点で24～34歳の全国の女性（及びその配偶者の男性）を調査対象として始められた。その後、ほぼ5年毎に新たな対象者を追加し、現在では5つのグループ（以下では「コーホート」と呼ぶ）に分けられる（図表6）。

特にコーホートA及びBについては、今回活用した最終調査である第25回調査（2017年実施）の時点で44～58歳に達しており、出産する人が少なくなることから完結出生児数を分析するには適したパネル調査である。

図表6 「消費生活に関するパネル調査」におけるコーホート



(出所)「消費生活に関するパネル調査」(JPSC)(2019年版 ver.2)より作成。

(2) 推定に用いたモデル及び方法

全 25 回のパネル調査から得られたデータを用いて、①延床面積と②通勤時間のそれぞれが第二子出生に与える影響を分析した。

①については、調査対象期間中の第二子出生の有無を被説明変数とし、延床面積のほかに市郡規模（東京 23 区・政令指定都市、又は、その他の市町村）、同居家族人数、本人や配偶者の状態（第一子出産時の年齢、就業状態、月収）を説明変数とした。②については、①と同様の被説明変数とし、通勤時間のほかには市郡規模（東京 23 区・政令指定都市又は、その他の市町村）、同居家族人数、本人状態（就業状態、月収）、第一子出産時の年齢を説明変数に加えた。なお、通勤時間は有職者のみに定義できる数値であるため、分析対象者は配偶者（夫）が有職である場合に限定している。

詳細については、本章末尾の補論 1 及び補論 2 を参照されたい。

(3) 分析結果

分析によれば、第一子出生時点で今後も複数の子供を欲しいと考えているコーホート A・B の夫婦においては、延床面積が 1 平米増加することにより、第二子出生を 3%促進し、完結出生児数を増やす影響があることが示唆された。ただし、コーホート C・D・E については、延床面積について促進及び抑制のいずれの効果も有意に示されなかった。また、通勤時間については、都市部に限ると全てのコーホートにおいて配偶者の通勤時間が 10 分増加することにより、第二子出生が 4%抑制されることが示唆された。

もっとも、今回の分析手法に基づく結果に対して、最終的に第二子を諦めたかどうか、という点については確定的ではないという反論があり得る。なぜならば、消費生活に関するパネル調査では「第二子を諦めたかどうか」という情報を取得しておらず、「第二子の出生が現時点で発生していないだけであり、諦めたとまでは確定的には言えない」との批判を必ずしも否定しきれないためである。

しかしながら、コーホート A・B についてみれば、新しいコーホートと比べれば平均して既に結婚から相当程度の年数が経過していることが想定されるため、「第一子後に第二子出生がない」場合を、「第二子を諦めた」と定義できると考える。一方で、コーホート C・D・E のような若い世代においては「第二子の出生が現時点で発生していないだけ」であると考えられる。延床面積についてコーホート A・B と C・D・E で結果が異なったことが、まさしく延床面積と通勤時間が、完結出生児という切り口において第二子出生に対して影響を及ぼしていることの証左であろう。詳細については、本章末尾の補論 3 を参照されたい。

4. 家賃と通勤時間の町丁レベルのデータを用いた分析

(1) データ

① パネル分析の課題

パネル分析を通じて、通勤時間と延床面積が第二子出生に影響を及ぼすことが分かった。しかし、パネルデータは全国から選ばれた標本の調査であるから、「増田レポート」が焦点を当てている東京都についてさらに詳細な議論ができるかといえ、標本数が足りず困難である。そこで、別のアプローチを用いて東京都に限って分析を深める必要がある。

② 活用する「住まい」に関するデータ

東京23区の中でも都心に居住している人と世田谷区・杉並区・練馬区の市部区部境界に居住している人では、通勤時間や家賃が大きく異なることが想定される。このような違いは市区町村の内部でも同様であり、例えば世田谷区であれば三軒茶屋（渋谷駅まで5分）に居住する人と、宇奈根（渋谷駅まで50分）に居住する人では、通勤時間や家賃は大きく異なる。そのため、市区町村単位でこれらの数値を見ることは適切ではなく、町丁を単位としたデータが必要となる。

通勤時間、延床面積、家賃についての公的なデータとしては、総務省統計局が5年ごとに10月1日現在で実施している「住宅・土地統計調査」が存在するが、これは市区町村を調査単位としているため、今回の問題意識を解決するための統計としてはふさわしくない。

そこで、公的データではなくとも、一定の基準により集積されたデータを採用することとし、今回は不動産会社の賃貸サイト（リクルート住まいカンパニーSUUMO関東版）に掲載された家賃²²、及び、路線検索サイト（Yahoo!路線検索）から求まる通勤時間²³を採用した。なお、一定の予算制約のなかでは、家賃は延床面積と関係を持つと考えられることから、家賃を延床面積の代理変数として用いることとした。

③ 活用する「出生」に関するデータ

「住まい」について町丁を単位とするならば、出生についても町丁を単位としなければならないが、出生率に関する統計は市区町村データが最小単位であるため、利用することができない。そこで、人口に関して町丁単位で調査されているデータとしては、国勢調査の年齢別人口データが存在するため、これを利用する。具体的には国勢調査において町丁ごとの母親世代²⁴人口100人あたりの乳児²⁵人数を算出し、これを乳児割合と定義して用いる。

(2) 分析の狙いと枠組み

① 狙い

パネルデータの分析は数値データによるため、正確性はあるかもしれないが、視覚的ではなく一般的には直感的な理解が難しい。そこで、各種の町丁データを地図に重ね合わせることで、パネル分析で示された関係が具体的に東京都内で表れていることを視覚的に示す。

²² 延床面積については、物件によって共用部を含んだ面積が掲載されていることがあり、居住面積を必ずしも表しているとは言えないため採用しなかった。

²³ 東京都内全ての町丁ごとに、平日朝9時に東京駅に到着することを条件とした所要時間（3つの経路の平均値）を算出した。

²⁴ 20歳～45歳女性の地域内全人口。

²⁵ 国勢調査時点での0～2歳人口を3で除した数。

② 分析の枠組み

まずはパネルデータでは取り扱わなかった家賃と乳児割合の関係を示す。ここで相関関係が示されれば、延床面積の代理変数になるとして家賃を採用していることの正当性が一定示されることになる。その上で、回帰分析の手法により、乳児割合と家賃（延床面積）及び通勤時間の間に存在する関係を示す。

ただし、家賃（延床面積）及び通勤時間は同時決定的であると考えられるため、内生性の問題が生じる。そこで、乳児割合の分析においてはその内生性の問題が無視できることを示すために、家賃と乳児割合の関係及び通勤時間と乳児割合の関係について地図データを用いて示す。このとき、東京都内全ての町丁を地図に落とし込むことは困難であるため、東京都の都市部と郊外の性格を併せ持つ世田谷区を題材として取り上げる。

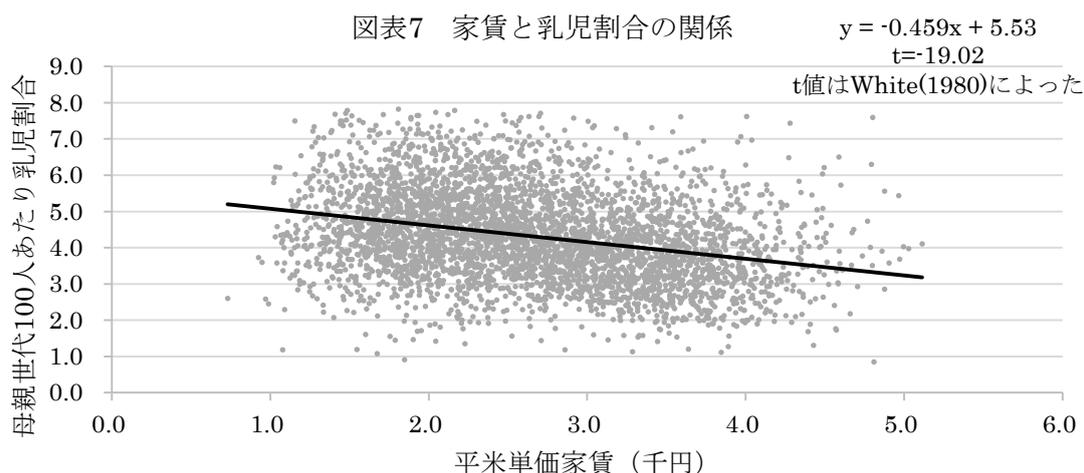
最後に、回帰分析を踏まえながら、地図から読み取れる傾向を読み解く。

(3) 分析

① 家賃と乳児割合の関係

家計が許す範囲で広い居住空間に人々が住みたいという欲求を持つと仮定するならば、予算制約を受ける状況下において平米単価の家賃は延床面積の逆数になる。この関係が実際に成立しているならば、平米単価家賃を延床面積の代理変数として使用できる。パネル分析の結果に鑑みれば、延床面積と乳児割合は正の相関関係を呈することが想定されるため、代理変数と目される平米単価家賃と乳児割合は負の相関関係を呈すると考えられる。

次の図表7は、都内市区町村（賃貸取引のない地域（西多摩郡の大半及び島嶼部）を除く）における、家賃と町丁単位での相関グラフである。この図表からは、家賃と乳児割合は負の相関関係を持つことがわかる。これは仮定通りの傾向であるから、平米単価家賃を延床面積の代理変数として利用して差し支えないと考える。



(注1) 家賃出所は、リクルート住まいカンパニーSUUMO 関東版より都内 23 区全賃貸物件 636,761 件（令和 3 年 1 月 21 日午後 5 時時点）及び都内市区町村部全賃貸物件 230,454 件（令和 3 年 1 月 22 日午後 3 時時点）の合計 867,215 件のデータを参照し作成。

(注2) グラフ作成方法は、データの存在しない地区を除外し、そのうえで、四分位範囲（IQR）を基準として「第一四分位数-1.5×IQR」よりも小さい値及び「第三四分位数+1.5×IQR」よりも大きい値を外れ値とみなして除外し作成。

② 回帰分析

被説明変数に乳児割合、説明変数に家賃と通勤時間を置き、都内全域を対象とした回帰分析の結果は下記図表 8 のとおりである。

内生性の問題はあるものの、家賃と通勤時間が第二子出生を阻害する影響を及ぼしていると考えられ、その効果は家賃の方が大きく、通勤時間は相対的に小さいと考えられる。

この仮説について、次項において地図データを用いた説明により補強する。

図表 8 家賃と通勤時間に関する回帰分析の結果

	全体
家賃 (千円/㎡)	-0.56*** (0.04)
通勤時間 (時間)	-0.28*** (0.09)

(注 1) ***は 1% 有意を表す。() 内は White (1980) に基づく標準誤差を表す。

(注 2) 通勤時間出所は、Yahoo!路線検索により、2021 年 1 月 21 日朝 9 時東京駅到着にかかる所要時間(徒歩+乗り換え時間を含み、手段はバスと普通鉄道のみとする)を取得した。

(注 3) 対象町丁(サンプルサイズ)については、通勤時間、家賃市場価格が存在し、かつ、地域内の母親世代人口が 100 人以上存在する 3982 の番地を対象とした。

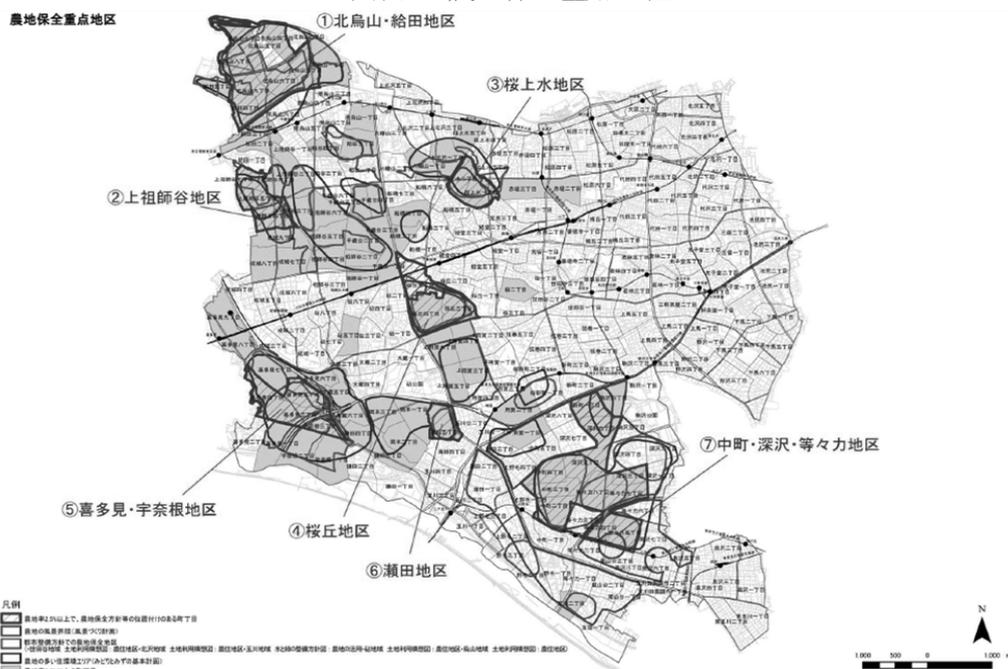
③ 視覚化にあたっての対象地域の選定

東京都内には、約 4,000 の家賃データを取得できる町丁がある。しかし、これらの全てを地図に落とし込むとなれば、各地点の領域が微細になり、かえって分かり難くなりかねないため、可視化を追求する観点から領域を抜き出して分析する必要がある。

ここで、どの領域を抜き取るかが問題となる。都心や郊外の地域となると同一市区町村内での家賃や通勤時間に関する地域特性に差が出難くなるため、特徴を可視化する観点から望ましくない。そこで、都市部と郊外の性質を併せ持つ地域から抽出する必要があるところ、かつての三多摩(西多摩郡・南多摩郡・北多摩郡)と東京市の境界付近に立地する地域がそれに該当すると考え、北多摩郡の一部と東京市の一部が吸収された世田谷区を選定した。

郊外の特徴といえば、農協の存在や農地と宅地の共存に見られるといえるが、実際に、世田谷区の場合は「JA 世田谷目黒」が役割を果たしている上に、農地保全方針の地図(図表 9)からもわかるように、農地が一带の中で一定の割合を超えている地域(濃灰色)が存在しており、23 区内といえども郊外の性質を併せ持つため、地域の選定として適切だと考える。

図表9 農地保全重点地区



(出所) 世田谷区農地保全方針 (2009)。

④ 平米単価家賃（延床面積）と乳児割合の分布の視覚化と浮かび上がる示唆

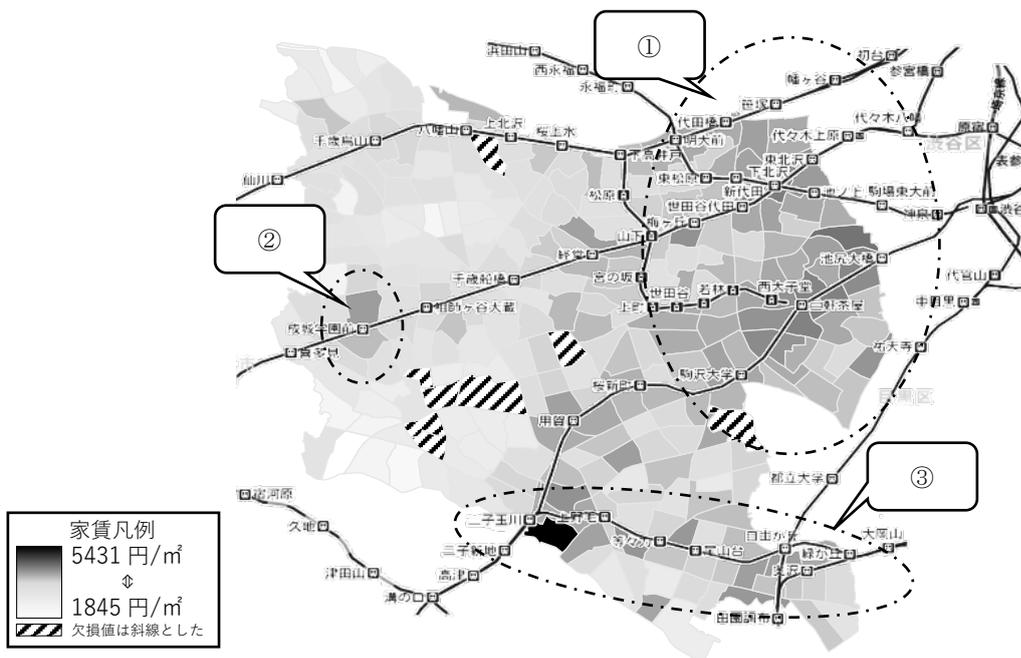
前述の方法により家賃と乳児割合を取得し、それを町丁単位地図に反映させたのが図表10及び図表11である。

渋谷に近い三軒茶屋のような東側エリアは家賃が高くなる傾向にある(①)。東西関係なく鉄道沿線も家賃が高くなる傾向が見てとれる(②・③)が、西部では各駅停車のみが停車する駅では家賃が低い傾向が見て取れた(⑤)。これは通勤時間と家賃が同時決定的であることを示している。

次に乳児割合について見てみると、都心から離れれば離れるほど高くなる傾向が全体として見て取れた。これは家賃(延床面積)と真逆の関係であるため、家賃が低ければ低いほど(延床面積が広ければ広いほど)子供が多くなる関係がまさに示されたといえる。

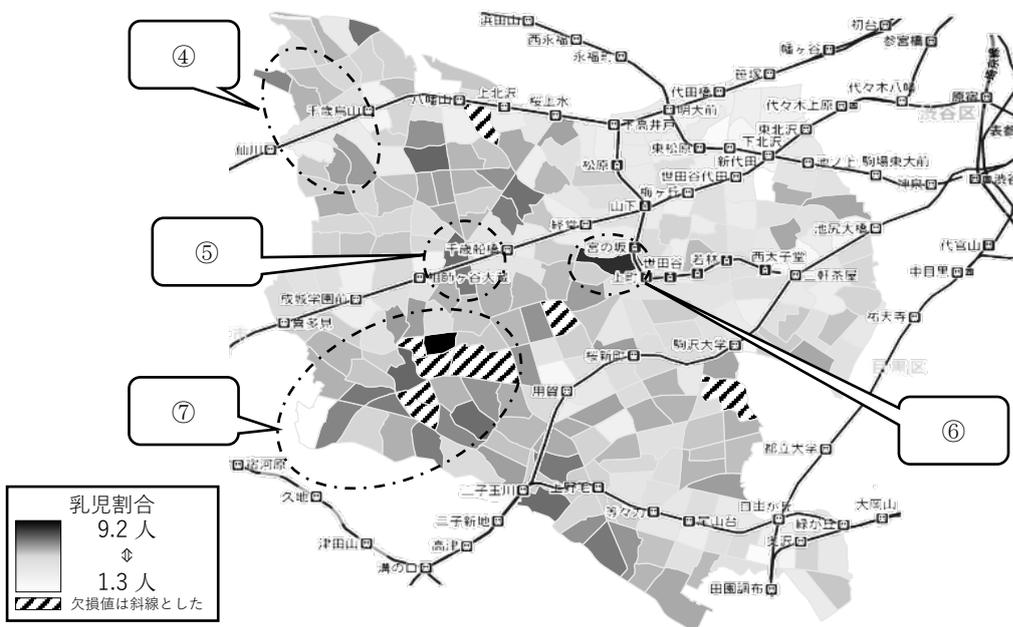
もっとも、家賃を下げるには通勤時間を犠牲にしなければならないことが問題になる。パネル分析によれば、通勤時間が増えれば第二子出生が下がるとされているためである。これについて、地図でも同様の傾向が示されている。たとえば、通勤時間を犠牲にしている⑦の南西部(渋谷まで50分、東京まで75分)と、駅近で家賃の安い④、⑤、⑥(⑥は渋谷まで25分、東京まで45分)を比較すると、前者より家賃が高いにもかかわらず後者の方が乳児割合も高い。これは、通勤時間の犠牲が大きくなれば、たとえ家賃が安くなったとしても出生を阻害する影響が出始めることを示唆する。

図表 10 家賃の分布図



- (注 1) 地図出所は、Google map。ただし、Goran Komar 氏が一般公開している Train Lines bg レイヤーで加工して公共交通機関の地図を重ねた。
- (注 2) 家賃出所は、SUUMO 関東版より世田谷区内全賃貸物件 63,146 件（2021 年 1 月 20 日午前 11 時時点）のデータ。

図表 11 乳児割合の分布図



- (注) 人口出所は、平成 27 年国勢調査より作成。ただし、病院等が一带を占めて乳児割合が異常値となる地域等を一律で欠損値とした。

(4) まとめと課題

地図からは、回帰分析の結果通りの傾向が示されたが、このことは家賃が低ければ必ず子供が増えるというような因果関係を厳密に示したとまでは言えないことに留意が必要である。なぜならば、子供を持つことが確実にした段階で、事後的に①や③のような家賃が高く、通勤時間が短いエリアから、家賃が安いエリアに転居する事例が想定できるからである。具体的な転居ケースとしては、通勤時間が短く家賃は相対的に低い地域（④、⑤、⑥）へ移る場合と、⑦のように通勤時間を犠牲にしてでも家賃が相当安い地域に移る場合も想定され、この影響がどの程度寄与しているかまで一時点のデータからは測定できない。

時系列データを用いれば、因果関係を示すことが可能になるが、町丁別単位でのデータは公的データの公開がほとんど進んでおらず、十分なデータを利用できないという問題があるため、現時点では一時点のクロスセクションデータによる分析が限界といえる。もっとも、パネル分析を前提とすれば家賃と通勤時間は出生に影響を与えているといえよう。

5. 自治体における取組の俯瞰

(1) 俯瞰の目的

ここまでパネル分析や町丁分析において、東京や都市圏が中心ではあるが出生に対する延床面積（家賃）と通勤時間の影響を確認してきた。通勤時間については東京 23 区に留まらず政令市においても影響があることがパネル分析から判明しており、また、延床面積（家賃）については全国において影響があることが判明した。しかしながら、これらの少子化をもたらしている要因に対して、具体的にどのように対処することが効果的かについては、分析からは導くことはできない。

そこで、具体的に延床面積（家賃）と通勤時間に対して措置を行っている都市部の自治体と郊外の自治体を 1 つずつ取り上げることで、具体的な政策提言のための資料としたい。

(2) 家賃と通勤時間に関する事例：自治体における取組み

① 都市部の自治体：福井県福井市の事例²⁶

福井県福井市は、全国に 47 ある都道府県庁所在地の中で最も合計特殊出生率が高い（図表 12）にもかかわらず、未婚率は全国とさほど差がない（図表 13、14）という特徴がある²⁷。そのため、福井市の出生率の高さは、未婚・結婚要因ではなく、完結出生児数の多さに求められる。

完結出生児数の多さに結び付く福井市の特徴としては、通勤時間の短さ、女性の就業の支援体制の確立度合、住居に関する支援が挙げられる。

自市町村内で従業する就業者数の比率は、全国が 56.0%であるのに比べ、84.3%と全国屈

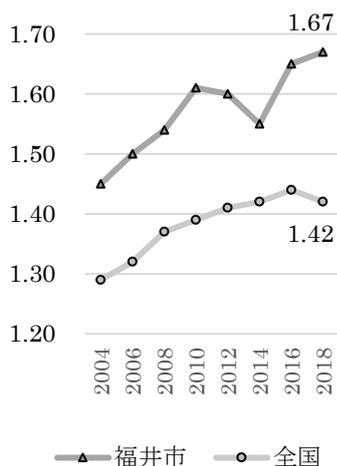
²⁶ この項の執筆にあたっては、内閣府子ども・子育て本部（2020）「地方自治体における少子化対策の取組状況に関する調査」第 3 章 事例調査に多くを依拠した。

²⁷ 福井県長期ビジョン推進本部会議（2019）「福井県の現状データ集」より。

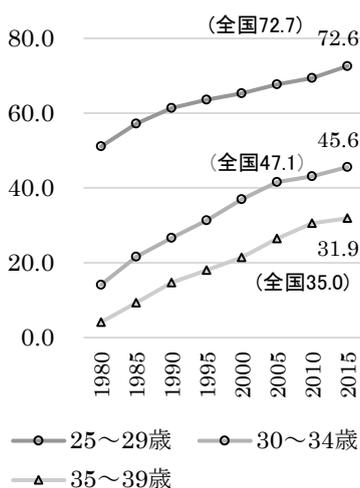
指の長さである結果²⁸、通勤時間が短いことが特徴である（図表15）。

福井市は過去一貫して女性の正規職員比率が高いことも特徴である。昭和30年代から保育所設置運動が始まったとされており、男女ともに働くという発想が定着している。家庭に目を向けても、男性に向けられがちな「働かなければならない」という社会的プレッシャーが、福井県では子育て世代の女性に対しても強く働いており、家事が（義理）母親に分担されていると指摘されている²⁹。分担にあたっては同居や近居が考えられるが、これに際しては都市中心部等に大きな家を構える必要が出てくることから、住宅費用が問題となる。これについて福井市は、新たに多世代で同居するためのリフォーム費用や、小学校区内で近居する場合の住宅取得費用に対し助成しており、現に、未就学児の祖父母との同居近居の割合が8割を超えており（図表16）、核家族よりも大きな単位で子育てを支える仕組みができあがっている。これらの住居に関する取り組みが功を奏して、高い出生率を記録できていると言えよう。

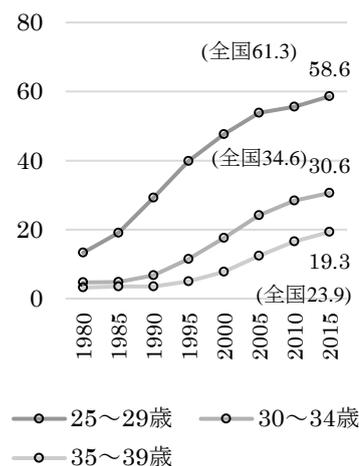
図表12
合計特殊出生率



図表13
福井県男性未婚率推移



図表14
福井県女性未婚率推移

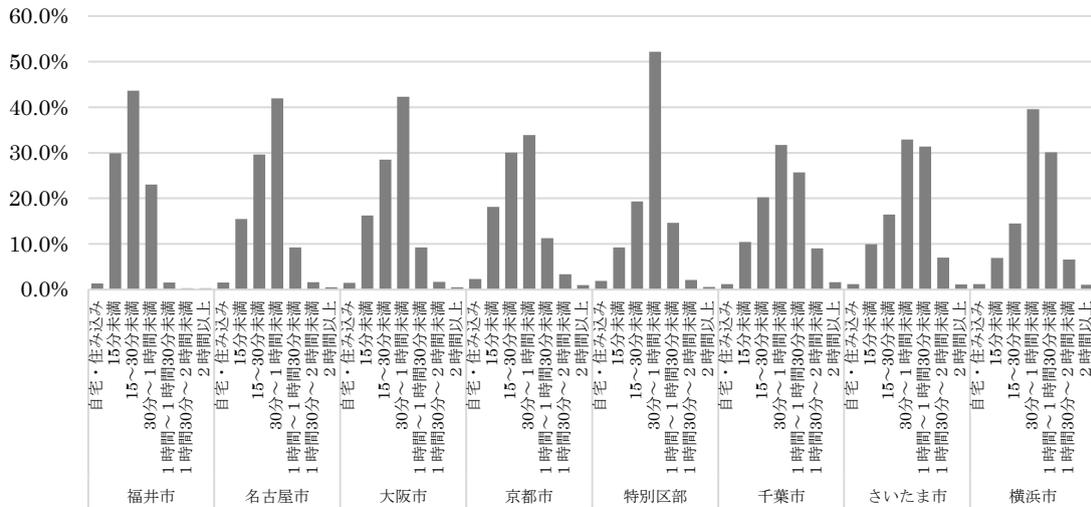


（出所）福井県長期ビジョン推進本部会議（2019）「福井県の現状データ集」。

²⁸ 国勢調査（2015）。

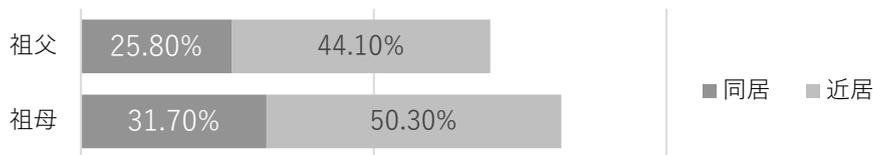
²⁹ 金井（2014）。

図表15 主要都府県庁所在地自治体における通勤時間の分布



(出所) 平成30年住宅・土地統計調査 住宅及び世帯に関する基本集計。

図表16 福井市未就学児童の同居近居の状況



(出所) 福井県福井市調べ。

② 郊外自治体：長野県下伊那郡下條村の事例³⁰

長野県の南部に位置し飯田市の近傍に立地する下條村(図表17)は、かつては過疎化に苦しむ村であった。しかしながら、近年再び人口減少に転じるまでの1990年代から2000年代の約20年間にかけては人口1割増を達成し(図表18)、「奇跡の村」と呼ばれていた。

この村は、昼夜間人口比率が86.2と低いことから³¹、飯田市(人口10万人)のベッドタウンとして機能していることが分かるが、一般的なベッドタウンと異なり、バイパスの整備により、飯田市まで20分程度で通勤可能なため、通勤時間の短さという「住まい」を取り巻く環境が特徴である。

このような短い通勤時間を前提として、人口が急増した要因がある。それは、村営賃貸住宅「メゾンコスモス」を1997年から2006年の間に整備し、2LDKの各室の家賃を相場の半額である3万円代半ばに設定して、子育て世代に限定して供給したことである。この政策に

³⁰ この項の執筆にあたっては、庄司(2020)「奇跡の村」のその後—人口増から人口減へ—再起に挑む下條村」<https://news.yahoo.co.jp/feature/1553> (令和3年2月15日閲覧)及び内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局(2019)「出生数や出生率の向上に関する事例集(今後のさらなる検討のために)」に多くを依拠した。

³¹ 国勢調査(2015)。

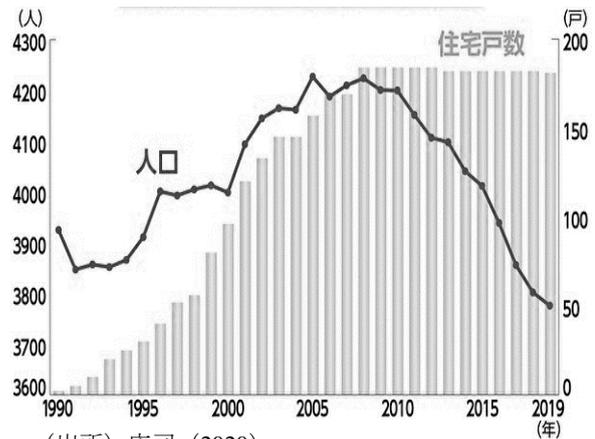
より、若年層の転入が増え、子供が次々と生まれて人口が増えた結果、下條村は「子供を産める奇跡の村」として注目されるようになった。通勤時間の短さと家賃の安さは、予算制約の強い子育て世代にとって魅力的であり、かつ、複数児を授かる余裕を生んだのだと考えられる。

図表 17 下條村の立地



(出所) 下條村観光協会。

図表 18 下條村の人口と村営住宅の推移



(出所) 庄司 (2020)。

もともと、福井市の例で確認したように、子育てには周囲のサポートが不可欠だと考える。福井市と異なり、三世同居型ではない核家族型の世帯構成を前提としていることに下條村の施策は特徴があり、下條村における周囲のサポートの獲得方法は全国で進む核家族化に鑑みれば、少子化の解決策を考案するにあたっての参考となる。

ここで、下條村にて子育てを経験した 2 名のインタビュー (庄司 (2020)) を確認する。

インタビューケース 1

2003 年に第六メゾンに入居し、2012 年頃まで居住した村民の小田亜弥さん (40) は、「メゾンは子育てに最高の環境だった」と振り返る。

「私も夫も村外の出身で、下條村に移るまでは飯田市で暮らしていたんです。第一子が生まれ、新居を探していた際、先にメゾンに入居した知人の話を聞いて移住を決めました。何よりも周りに同年代の子育て世代がたくさんいたのがよかったですね」

小田家は間もなく第二子、第三子に恵まれた。メゾンには同時期に生まれた子どもがたくさんおり、とても賑やかだったという。敷地内で誰かが遊び始めると、自然と皆が集まる。夏は皆でプールや砂場をつくり、日が落ちるまで子どもたちの声が響いた。親同士も親しくなり、家族ぐるみの付き合いも生まれた。小田さんは言う。

「一人で子育てしているのではなく、メゾンのみんなで子どもたちを育てている感覚。そういう住民同士の関係性が、本当に素晴らしかった。」

インタビューケース 2

2019 年 2 月、村外からメゾンコスモスに入居した伊藤香理さん (31) も、下條村に住み続けたいと考える一人だ。それまでは夫と長男とともに愛知県新城市に住んでいたが、飯田市に住む実母の介護のため、実家と夫の職場との中間地点で新居を探した。

「決め手は、子育て支援が充実していること、そして地域に溶け込むことが入居条件になっていたことです。新城市のアパートでは、ほとんど近所づきあいがなく、孤独を感じながら子育てしていました。でも、ここなら子育て中の同世代の入居者も多いし、助け合いながら育児ができそうだったのです。」

ここから見えてくるのは、安価な村営賃貸住宅「メゾンコスモス」に「子育て世代であること」という入居条件を課したことにより、同世代の入居が構造的に促進され、かつ、子育てのためのコミュニティーが自然に形成されたことで子育てをコミュニティーで分担していた構造である。やはり、子育ての分担ができたことが複数児の出生に貢献したと言えよう。

6. まとめ

(1) 政策提言

① 分析を踏まえた政策の方向性

ここまで3つの分析を受けて見えてきた「住まい」に結び付いた出生に関わる要因は、①延床面積（家賃）、②通勤時間、③子育てをサポートしてくれる近隣住民の有無が挙げられる。しかしながら、①、②の要因については、特に都心部では同時決定的であるからこそ、すべてを適えることは極めて困難であり、また、核家族化が進む現代においては③を適えることも難しいのが実態である。

これに対して自治体の事例から見えてきたことは、子育て世代と明確に対象を限って、通勤時間のかからない地域において安価な住環境の整備を行うことが、結果として子育てをサポートする環境の整備につながっているということである。

このような自治体での取り組みを踏まえれば、①や②についてまずはアプローチし、副次的又は追加的に③に対してアプローチを行うことが考えられる。そこでそれぞれの要因に対し1つずつ以下で提言を行う。なお、以下ではテレワークの浸透により都心への通勤が不要となるケースは「住まい」に関する政策措置を伴わずに通勤時間の問題が解決するため、ここでは考慮しないこととする。

② 延床面積(家賃)及び通勤時間について

通勤時間と延床面積（家賃）は、住居の所在地は郊外で構わないと割り切れば、安い家賃で広い延床面積を確保することができる。そのため、方向性としては（i）都心の住居を安く住めるようにする措置及び（ii）郊外の住居から都心へのアクセスの改善が考えられる。

（i）都心の住居を安く住めるようにする措置

既に述べたように、社宅運営費や住宅手当を含む法定福利費（住宅関連費用）の金額は抑制傾向が続く一方、賃料は増加している。更には、2020年の第2四半期以降の値も大幅には下落していないことからコロナ禍の影響をほとんど受けていないことが見て取れる（図表5）。このような状況を踏まえれば、景気の変動を受けずに今後も堅調に家賃が増加することが想定されるため、住居に対する支援が増えない限りは、ますます都心から郊外への人口流出が進み、通勤時間が延びることで出生を阻害する。よって、都心部における法定福利費（住宅関連費用）の増額の方向性として、住宅手当や持家手当の増額や都心部の社宅や公営住宅の建設の促進政策が有効と考えられる。ただし、あくまでも少子化対策の文脈である

以上、家族構成や年齢を勘案して対象者を厳格に絞り、効果的に実施することが必要である。

(ii) 郊外の住居から都心へのアクセスの改善

都市部においては、バスは自宅付近と主要駅との間の比較的短距離を担う交通機関であり、鉄道は比較的長距離の輸送を担う交通機関である。そのため、バスではなく鉄道の新規建設や新たな直通電車の設定が行われたい限り、通勤時間が大幅に減少することはない。しかし、新線建設等には莫大な予算措置を必要とするため、少子化を解決する文脈で取り上げるのは費用対効果の観点から正当化することは困難である。そのため、新線建設等を伴わない範囲で政策提言をする必要がある。

たとえば、現状の都市部の生活では有料特急や新幹線を選択すれば通勤時間を短くできるにもかかわらず、予算制約の観点からそれらを選択せずに普通列車で通勤をしている者が多くいる。これらに対して、有料特急券部分を含む定期券を発行することで、有料特急を常用できるようにすることは通勤時間を短くする上で効果的だと思われる。

③ 子育てを支える人間関係が構築できる住宅環境の整備

都心部に子育て世代のみが住める社宅や公営住宅を整備すれば、下條村のメゾンコスモスのように自然発生的に子育て世代のコミュニティーが創出されると考える。しかしながら、すべての子育て世代に社宅や公営住宅を供給することは困難であるため、社宅や公営住宅に頼らずに子育てのしやすい住環境を整えてもらう仕組み作りが不可欠である。この点、福井市の取り組みは、祖父母世代との近居・同居を支援する仕組みとなっており参考となる。

現状、出産適齢期である世代の親世代は、バブル崩壊後の地価が落ち込んでいた時代に居を構えていたことが想定される。そのため、比較的都市部に近く、かつ広さに余裕のある居所を安価に設けることができた世代であることが想定される。一方で、これから住居を構えようという出産適齢期の世代にとっては、今回検証対象として重きを置いた都市部においてはバブル崩壊後と比べて地価が高く、かつ、建設費が高騰しているため、予算制約を踏まえれば近居に際して障壁があると考えられる。このような想定にたてば、三世代住宅にリフォームするための費用や、近居のための住宅取得費用の補助をすることで、子育て環境を確保することに意義がある。

(2) 今後の課題

本章は、町丁単位データを用いて住まいと少子化を紐づけた点に特徴がある。しかしながら、町丁単位データは公的データの整備・公開が進んでおらず、データの取得自体に困難があり、時系列データを形成できないため、因果関係の立証が不可能であった。この点、EBPMを推奨する政府としてデータの整備・公開を推し進めることにより、より精緻な分析を可能とするような手立てが必要だと考える。

参考文献

- 井澤佳那子（2017）「統計モデルと一般化推定方程式」，
<http://bin.t.u-tokyo.ac.jp/summercamp2017/>（2021年4月20日参照）。
- 一般社団法人日本経済団体連合会（2020）「第64回福利厚生調査結果報告（2019年度）」。
- 大蔵省・文部省・厚生省・労働省・建設省・自治省（1999）「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（新エンゼルプラン）」。
- 小椋正立・ロバート・ディクル（1992）「1970年以降の出生率の低下とその原因—県別、年齢階層別データからのアプローチ」日本経済研究センター『日本経済研究』No.22, 46～76頁。
- 小塩隆士（2013）『社会保障の経済学〔第4版〕』日本評論社。
- 加藤久和（2017）「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』2017年第3号, 6～23頁。
- 金井郁（2014）「福井県における女性労働の実態とその意識」東京大学社会科学研究所『社会科学研究』第65号第1号, 31～50頁。
- 熊谷太郎（2018）「大学生の結婚相手の決め手に関する特徴」松山大学『松山大学論集』第30巻第1号, 1～23頁。
- 経済企画庁（1992）『国民生活白書（平成4年度）』。
- 厚生省人口問題研究所（1994）「平成4年第10回出生動向基本調査 第II報告書 独身青年層の結婚観と子供観」。
- 厚生省（1998）『厚生白書（平成10年版）』。
- 厚生労働省（2013）「21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査特別報告書（10年分のデータより）」。
- 国立社会保障・人口問題研究所（1997）『日本の将来推計人口—平成9年1月推計—』厚生統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2016）「人口統計資料集2016」『人口問題研究資料』第334号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2016）「第15回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）」。
- 小峰隆夫（2015）「老いる都市への対応を考える」『老いる都市、「選べる老後」で備えを—地方創生と少子化、議論分けよ』（日本経済研究センター「大都市研究会」報告），1～15頁。
- 滋野由紀子・松浦克己（2003）「出産・育児と就業の両立を目指して：結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障研究』第39巻第1号, 43～54頁。
- 滋野由紀子（2006）「就労と出産・育児の両立—企業の育児支援と保育所の出生率回復への

- 効果」日本評論社『少子化と日本の経済社会— 2つの神話と1つの真実』樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編，第I部第3章。
- 庄司里紗（2020）「「奇跡の村」のその後——人口増から人口減へ 再起に挑む下條村」
<https://news.yahoo.co.jp/feature/1553>（2021年2月15日参照）。
- 駿河輝和・西本真弓（2002）「育児支援策が出生行動に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障研究』第37巻第4号，372～380頁。
- 駿河輝和・張建華（2003）「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について：パネルデータによる実証分析」家計経済研究所『季刊家計経済研究』第59号，56～63頁。
- 世田谷区（2009）「世田谷区農地保全方針」https://www.city.setagaya.lg.jp/mokuji/sumai/010/002/001/d00040478_d/fil/nouchihozenhoushin.pdf（2021年4月20日参照）。
- 戸田淳仁・樋口美雄（2010）「労働時間や家事時間の長い夫婦ほど出生率は低いか。」『ワーク・ライフ・バランスと家族形成—少子社会を変える働き方』東京大学出版会，第11章，249～266頁。
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局（2019）「出生数や出生率の向上に関する事例集（今後のさらなる検討のために）」。
- 内閣府（2004）『平成16年版 少子化対策白書』。
- 内閣府（2014）「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン—国民の「認識の共有」と「未来への選択」を目指して—」。
- 内閣府子ども・子育て本部（2020）「地方自治体における少子化対策の取組状況に関する調査」。
- 内藤勇耶（2020）「「住まい」と「働き方」が第二子出生率に与える影響」財務省財務総合政策研究所『財政経済理論論文集』，315～338頁。
- 野口晴子（2011）「両立支援策と出生率」樋口美雄・府川哲夫編『ワークライフバランスと家族形成』第12章，東京大学出版会。
- 樋口美雄・阿部正浩（1999）「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング—固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータから見た現代女性』東洋経済新報社。
- 樋口美雄・坂本和靖・萩原里紗（2016）「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証：家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析」。
- 平井貴美代（2016）「「ストップ人口減少」政策と教育経営」『日本教育経営学会紀要』第58号，94～100頁。
- 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？」。
- 福井県長期ビジョン推進本部会議（2019）「福井県の現状データ集」。
- 増田寛也・人口減少問題研究会（2013）「戦慄のシミュレーション2040年，地方消滅。『極点社会』が到来する」『中央公論』2013年12月号，18～31頁。

- 日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014)「成長を続ける 21 世紀のために『ストップ少子化・地方元気戦略』」。
- 増田寛也・日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014)「提言ストップ『人口急減社会』: 国民の『希望出生率』の実現, 地方中核拠点都市圏の創成」『中央公論』2014 年 6 月号, 18~31 頁。
- 吉田浩・水落正明 (2005)「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」日本経済研究センター『日本経済研究』No.51, 76~95 頁。
- 余田翔平・岩澤美帆 (2018)「期間合計結婚出生率の趨勢とその背景」『人口問題研究』第 74 巻第 3 号, 205~223 頁。
- Peduzzi P, Concato J, Kemper E, Holford TR, Feinstein AR.(1996) “A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis.” *Journal Clinical Epidemiol.* :49(12):1373-1379.
- White H. (1980) “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, pp.817-838.

補論 1 延床面積と通勤時間の全国データを用いたパネル分析におけるモデル

①延床面積（居住スペース）

第一子出生時の居住スペースは、家計や地域にも依存するが、基本的には夫婦間での話し合い等によって決定されている。そのため、居住スペースが第二子出生に与える影響を検討する際に、第二子を持ちたいという意思がある夫婦では、第一子出生時点で既に広い部屋に居住している、という逆因果が想定できる。

そのため、次のように計量モデルを作成する。(1) 被説明変数は調査期間中の第二子出生の有無とする。(2) 居住スペースを含む説明変数は、第一子出生時点のデータを利用する。

(3) サブグループ分析として、第一子出生時の調査において、今後持ちたい子供の数が二人以上と回答した対象者に限定する。

サブグループ分析においては、二人以上の子供を持ちたいと回答している対象者に限定しているため、先述の逆因果を制御した上で居住スペースが与える影響を観察できると考えられる。

なお、本章が完結出生児数の下落に端緒があるところ、完結出生児数とは結婚持続期間 15～19 年の夫婦が持つ子供の数であるため、持続期間が概ね経過したと考えられる初期コーホート（コーホート A 及び B）と、十分に経過しているとは言えない後期コーホート（コーホート C 以降）を分けた解析も行う。

以上を考慮し、下記のモデルを用いる。

$$\text{logit}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \varepsilon_i$$

$$Y_i \sim \text{Be}(p_i) \Leftrightarrow \begin{cases} \Pr(Y_i = 1) = p_i \\ \Pr(Y_i = 0) = 1 - p_i \end{cases}$$

ここで i は個人を表し、 Y_i は対象者個人における調査期間中の第二子出生の有無を表す。 $Y_i=1$ は第二子の出生がある事を示し、その確率として p_i を与える。 X_{ni} は説明変数であり（ただし n は n 番目の説明変数であることを指す）、具体的には、市郡規模（東京 23 区・政令指定都市、又は、その他の市町村）、同居家族人数、本人や配偶者の状態（第一子出産時の年齢、就業状態、月収）を加えた。

② 配偶者（夫）の通勤時間

配偶者の通勤時間は、繰り返し測定されるため、各対象者は説明変数を複数回測定していることになる。

調査対象者数を N とし、 i が個人を表すとする。各対象者は M_i 回の調査に回答したとすると、対象者 i ($1 \leq i \leq N$) について調査 j ($1 \leq j \leq M_i$) が入れ子になっているというデータ構造になっていると想定できる。この時の第二子出生の有無は Y_{ij} と表すことができるが、

ある i に対して Y_{ij} と Y_{ik} ($1 \leq j, k \leq M_i$) は相関があると考えられる。つまり、一般化線型モデルで仮定されている条件「被説明変数が独立している」からの逸脱がある。

このようなデータ構造では、固定効果と変量効果の両方を想定した一般化線形混合モデル (Generalized Linear Mixed Model, GLMM) や固定効果を入れ子構造内の相関係数として考慮する一般化推定方程式 (Generalized estimating equation, GEE) 等の手法を用いて解析を行うことが必要である³²。両方のモデルは異なるアプローチであるが、「個々の被説明変数が独立していない」ことを前提に推定を行う点で一致している。しかし、被説明変数が離散値である場合には結果の解釈が異なる。GLMM は標本に特化した条件付平均値 (conditional mean (subject-specific)) を推定していると解釈できるのに対し、GEE では国民全体の周辺平均 (marginal mean (population-averaged)) を推定していると解釈できる。本研究においては、個々の調査回答者よりも集団全体への影響、つまり、日本国民への影響を知ることが主目的であるため、GEE の推定値が適切であると判断した。

GEE は繰り返し測定や縦断的データにおける同一個人への連続測定による相関を、相関行列 (下記 R_{jk}) として解析に組み込むことができる。これを利用し、同一回答者には調査パネル間ごとに相関があることを考慮した偏回帰係数の推定値を得ることが出来る。以上から、下記のモデルを用いた検討を行う。

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_{ij}) &= \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \varepsilon_i \\ Y_{ij} \sim \text{Be}(p_{ij}) &\Leftrightarrow \begin{cases} \Pr(Y_{ij} = 1) = p_{ij} \\ \Pr(Y_{ij} = 0) = 1 - p_{ij} \end{cases} \\ R_{jk} &= \begin{cases} 1 & \text{if } j = k \\ \rho^{|j-k|} & \text{if } j \neq k \end{cases} \end{aligned}$$

ここで i は対象者個人を表し、 j 及び k は対象者が回答した調査パネルを表す。 Y_{ij} は対象者個人 i が調査パネル j における第二子出生の有無を表す。 $Y_{ij}=1$ は第二子の出生がある事を示し、その確率として p_{ij} を与える。 X_{nij} は説明変数である。 R_{jk} は同一回答者の調査パネル間の相関行列を表している。この相関行列は、調査パネルが遠くなるほど相関係数の絶対値がゼロに近づく。これは 1 年前との相関係数が大きい、10 年前との相関係数が小さい事を反映している。

説明変数としては、市郡規模 (東京 23 区・政令指定都市又は、その他の市町村)、同居家族人数、本人状態 (就業状態、収入)、第一子出産時の年齢を説明変数に加えた。なお、通勤時間は有職者のみに定義できる数値であるため、解析対象者は配偶者 (夫) が有職である場合限定している。また、通勤時間の影響を検討すると都市部と非都市部において通勤形態が異なることが想定される。そのため、都市部 (東京 23 区/政令市) に限定した解析も合わせて行った。

³² 井澤 (2017)。

補論 2 延床面積と通勤時間の全国データを用いたパネル分析における推定方法

① 延床面積(居住スペース)における推定方法

居住スペースが第二子出生に与える影響を分析するにあたっては、調査結果を次のように処理し、解析に用いる。

コーホート A からコーホート E までの全パネルの調査結果について、調査対象者 ID をキーとして用い、1 対象者を 1 行のデータとした。このデータセットから「初回調査時には第一子がないが、調査期間中に第一子が生まれた対象者」を特定する（この集団を対象集団とする。該当者は 833 人であった）³³。第一子出生ありと回答した際の調査パネルの結果から説明変数を取得する。ただし、その調査パネルで欠損があった説明変数は、直近の調査パネルの値で代用した（例えば、第 5 回調査の説明変数が欠損値だった場合は、第 6 回調査の値を代用した）。対象集団において第一子出生から回答があった最終調査までに第二子が出生したかどうかを確認し、被説明変数とした。

ロジスティック回帰分析を用いて、説明変数が被説明変数に与える影響をオッズ比³⁴とその標準誤差として算出した。ただし、標準誤差³⁵は White (1980) で修正した。

被説明変数である第二子出生は、二項分布に近似できると考えられる。また、ロジスティック回帰分析は説明変数の分布は正規性を仮定していないため、今回の説明変数を用いることによって、推定値が歪むことはないと考えられる。また、説明変数はダミー変数を含めて 11 変数であり、対象集団（833 人）のうち第二子出生ありは 478 人、第二子出生なしは 355 人であった³⁶。

② 通勤時間における推定方法

配偶者（夫）の通勤時間が第二子出生に与える影響を分析するにあたっては、調査結果を次のように処理し、解析に用いる。

第 1 回調査パネルから第 25 回調査パネルの調査結果について、1 対象者の 1 調査を 1 行のデータとして縦に連ねて使用した。例えば、10 回の調査に回答した対象者は、10 行のデータになる。このデータセットから各調査対象者について「第一子出生後かつ第二子出生前かつ配偶者ありの調査パネル」を特定する（この集団を対象集団とする。該当した調査は

³³ 初回調査時に既に第一子を有する対象者は、第一子出生時点における延床面積を取得できないため、対象から除外する必要がある。サブグループについても、同様の考えのもと、第一子出生時点において「二人以上の子供を持ちたい」と回答している対象者を選定した。

³⁴ オッズ比とは、2つの対象群を比べた時に、ある群における当該事象の起こりやすさ（発生確率）が、基準となる群における起こりやすさと比べて、どの程度差異が認められるかを表した値である。オッズ比が 1 であれば、両群における発生確率に差異がないことを意味し、1 より大きければ大きいほど（小さければ小さいほど）発生確率が高い（低い）ことを意味する。

³⁵ GEE を用いたロジスティック回帰分析においては、 $e^{\log \text{オッズ比} \pm 1.96 \times \text{標準誤差}}$ でオッズ比の 95% 信頼区間は表される。この信頼区間がオッズ比において 1 を跨ぐか否かが有意水準の判定指標となる。そのため、通常の線形回帰における標準誤差と意味合いが異なり、対数変換を要する。

³⁶ ロジスティック回帰分析では説明変数の 10 倍以上の事象発生が必要である (Peduzzi et al. (1996))。

6,768 回、1,488 人であった)。各調査パネルの結果から被説明変数及び説明変数を取得する。

被説明変数の分布が二項分布であると仮定し、リンク関数にロジット関数とした（ロジスティック回帰分析と同様の条件）。同一対象者内・調査パネル間の相関行列については、次数 1 の自己回帰とした。この条件で一般化推定方程式を用いて、説明変数が被説明変数に与える影響をオッズ比とその標準誤差として算出した。ただし、標準誤差は White (1980) で修正した。

被説明変数である第二子出生は、二項分布に近似できると考えられる。また、被説明変数の確率分布及びリンク関数はロジスティック回帰分析と同様の条件であるため、説明変数の分布については厳密な仮定を要しない。そのため、今回の説明変数を用いることによって、推定値が歪むことはないと考えられる。また、説明変数はダミー変数を含めて 8 変数であり、対象パネル (6,768 回) のうち第二子出生ありは 885 回、第二子出生なしは 5,883 回であった。

補論3 延床面積と通勤時間の全国データを用いたパネル分析の結果

① 延床面積

図表 19 に延床面積が第二子出生に与える影響について検討した結果を示す。コーホートを区切らず、かつ、第二子出生希望の有無を問わない解析（全体）では有意なオッズ比は得られなかった（オッズ比=1.00, 標準誤差=0.00, p=0.738）。この結果はコーホートを二分した場合でも同様であった。

解析対象を第一子出生時の調査において、今後持ちたい子供の数が 2 人以上と回答した対象者に限定した解析結果を図表 20 に示す。全体の解析では有意なオッズ比は得られなかった（オッズ比=1.01, 標準誤差=0.01, p=0.142）。

しかし、完結出生児数を測定可能なコーホート A・B では、有意な結果（オッズ比=1.03, 標準誤差=0.01, p=0.012）となった。延床面積に係るオッズ比が 1.03 を示していることから、延床面積が 1 平米増加することにより、第二子出生を 3% 促進し、完結出生児数を増やす影響があることを示唆している。もっとも、コーホート C・D・E では、有意な結果ではなかったことについては検討を要する。これは、まだ年齢が若いからこそ「第二子の出生が現時点で発生していないだけ」であって、「第二子を諦めた」段階に至っていないことに起因すると考えれば、十分に説明がつく。

よって、上記より、元々子供を 2 人以上欲しいと考えている場合において、延床面積が広いことは第二子出生しやすさに繋がることを示唆している。

図表 19 延床面積及び説明変数が第二子出生に与える影響（オッズ比）

	全体	コーホート A・B	コーホート C・D・E
延床面積 (m ²)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.01)
市群規模 (その他の市)	1.47 (0.48)	1.18 (0.54)	1.76 (0.82)
市群規模 (町村)	1.71 (0.98)	1.29 (0.91)	2.16 (2.49)
同居家族数	0.79 (0.13)	0.70* (0.14)	1.15 (0.46)
本人年齢	0.84*** (0.04)	0.85** (0.06)	0.80** (0.07)
配偶者年齢	0.95 (0.04)	0.93 (0.06)	0.97 (0.06)
本人月収	1.05** (0.02)	1.05* (0.03)	1.05 (0.04)
配偶者年収	0.99 (0.02)	0.98 (0.02)	1.00 (0.02)
本人の就業	0.47** (0.16)	0.48 (0.25)	0.45 (0.24)
配偶者の就業	10.12*** (8.33)	24.13*** (27.30)	6.25* (6.67)

(注) 括弧内は標準誤差、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

図表 20 延床面積及び説明変数が第二子出生に与える影響（オッズ比）
（今後持ちたい子供の数が2人以上と回答した者のみに限定）

	全体	コーホート A・B	コーホート C・D・E
延床面積(m ²)	1.01 (0.01)	1.03** (0.01)	1.00 (0.02)
市群規模（その他の市）	2.51 (1.51)	1.56 (1.56)	4.64* (3.97)
市群規模（町村）	3.27 (3.17)	4.97 (7.58)	
同居家族数	0.68 (0.20)	0.33** (0.15)	1.28 (0.70)
本人年齢	0.83* (0.09)	0.82 (0.14)	0.89 (0.14)
配偶者年齢	0.93 (0.06)	0.86* (0.08)	1.00 (0.09)
本人月収	1.06 (0.04)	1.04 (0.05)	1.11 (0.09)
配偶者年収	1.03 (0.03)	1.32*** (0.10)	0.95 (0.05)
本人の就業	0.25** (0.16)	0.04*** (0.04)	0.97 (0.87)
配偶者の就業	37.29*** (41.48)	20.55** (29.08)	

（注1）括弧内は標準誤差、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

（注2）コーホート C・D・E における市群規模・町村及び配偶者の就業は該当者が存在しないため、計算不能。

② 通勤時間

図表 21 に配偶者の通勤時間が第二子出生に与える影響について検討した結果を示す。単変量モデルでは居住地域を問わずにオッズ比=0.99（標準誤差=0.00, p=0.035）となり 5%有意水準となるものの、多変量モデルではオッズ比=1.00（標準誤差=0.01, p=0.906）となり、有意とはいえない。

しかしながら、通勤時間は都市部において顕著に影響が出ると想定されるため、都市部（東京 23 区及び政令市）の回答者に限定した結果を見る必要がある。これについては、オッズ比=0.96（標準誤差=0.02, p=0.051）となったことから、10%有意で都市部においては全てのコーホートにおいて配偶者の通勤時間が 10 分増加することにより、第二子出生が 4%抑制されることが示唆された。

図表 21 配偶者の通勤時間及び説明変数が第二子出生に与える影響（オッズ比）

	全体		都市部に限定
	単変量モデル	多変量モデル	多変量モデル
配偶者の通勤時間（10分）	0.99** (0.00)	1.00 (0.01)	0.96* (0.02)
市群規模（その他の市）		1.18 (0.15)	
市群規模（町村）		1.18 (0.25)	
同居家族数		0.92 (0.06)	0.88 (0.14)
本人年齢		0.76** (0.09)	0.79 (0.18)
本人月収		0.99* (0.01)	0.98 (0.02)
配偶者年収		1.35* (0.21)	1.76* (0.56)
本人の就業		0.99** (0.01)	0.98** (0.01)

（注）括弧内は標準誤差、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01