

日本の結婚と出生—第14回出生動向基本調査の結果から— (その1)

地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究

—マルチレベルモデルによる検証—

鎌 田 健 司

本研究は、地域における女性の就業状況や保育施策を中心とした子育て環境が個人の出生行動にどのような影響を与えるのかについてマルチレベルモデルを用いて検証を行った。データは第14回出生動向基本調査の夫婦票に地域環境変数を結合したものをを用いた。地域環境変数は、女性就業率(20-39歳)、保育定員率、潜在定員率、保育所公私率である。分析は第2子の出生タイミングを対象として検証を行った。

分析した結果、地域の変動は統計的に有意な結果が得られたものの、その分散は極めて小さいものであった。この結果から地域ブロックや都道府県といった大きな地域規模では個人の出生行動に与える影響は非常に限定されたものであることがわかった。ただし、その地域の分散は統計的に有意であることからモデル推定を行う際には無視できない要因であり、そのようなモデルについては地域間の変動をモデルに組み込んだ推定が求められる。

I. はじめに

本研究は地域における女性の就業状況や保育を中心とした子育て環境が個人の出生行動にどのような影響を与えるのかについて定量的に評価することを目的とする。ミクロ(個人)とマクロ(集合、地域、社会的コンテキスト)の関係は社会科学においては古典的な問題の一つである(Erbring and Young 1979)。個人の行動は社会的・経済的機会や制度的制約などによって影響を受け、社会的・経済的コンテキストは同時に個人の行動の集積値であることから、相補的關係にある。一方で集計水準の異なるデータを分析する場合、生態学的誤謬や経済学における合成の誤謬などの問題に直面し、個人の出生行動を説明するには不十分である。これまで地域の出生力研究においては、都道府県や市町村別データを用いて出生力の時系列的変動や社会経済的要因の影響、地域格差について分析する研究がなされてきているが、これらの結果は直接個人の行動を説明することにはならない。また個人レベルの分析においては、統計手法上の理由から居住する地域の影響は都市規模別の差や地域ブロック間の差として定量的に評価され、地域間の変動については観察

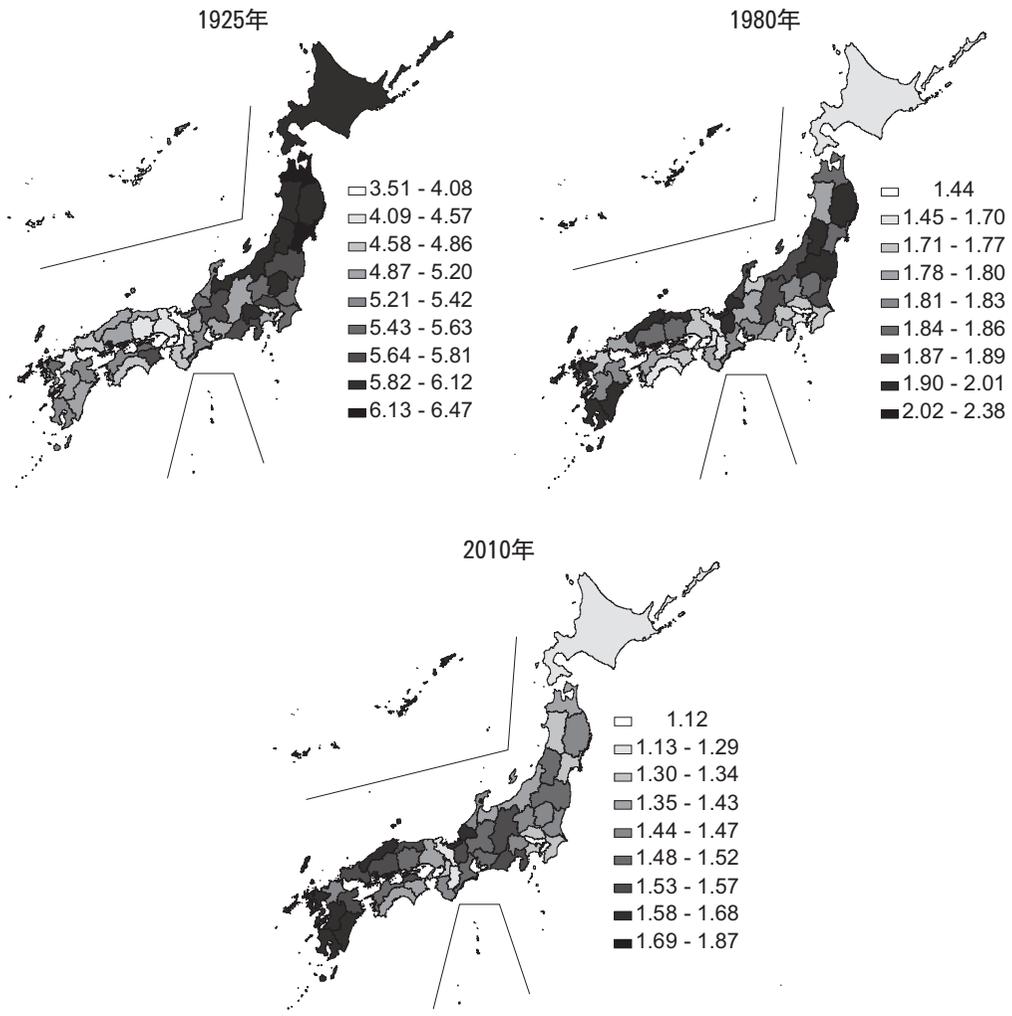
されない異質性として解釈されてきた。地域特有の文化・制度の影響としてはレジーム効果や社会的テレパシー・共通信仰 (Erbring and Young 1979), 地理空間的な影響として伝播効果 (河野 1994), 経済学や経営学におけるネットワーク効果, フィードバック効果などが地域の効果として分析されてきた。近年, 社会的なコンテクストを個人の行動と関係付けて分析する統計手法が発展し, 先行研究も蓄積されてきている。その中には, 地域における労働市場の影響や子育て支援へのアクセス, 子育てと仕事の両立の達成と個人の出生行動との関係に関する研究成果などがある (Kravdal 1996, Hank 2001, 2002, Andersson et al. 2003, Hank and Kreyenfeld 2003, Baizán 2009など)。このような地域変動の影響を定量的に評価できる手法の一つとしてマルチレベルモデルがある。マルチレベルモデルは一般化線形モデル (Generalized Linear Model) の一種であり, 特に固定効果 (fixed effect) と変量効果 (random effect) を扱う場合に一般化線形混合モデルと呼ばれ, 誤差項の変動を地域内変動と地域間変動を分離して, 全体の変動に対する地域間変動の程度を定量的に評価することができる。通常の回帰分析では, 地域ごとに回帰分析を行うことによって傾向の差を得ることができるが, 全体の傾向についての情報を失ってしまう。しかし混合モデルを用いたマルチレベルモデルでは全体の情報を保持しつつ, 地域間の変動を把握することができる (筒井・不破 2008)。本稿ではそのような地域の就業・子育て環境が個人の出生タイミングにどのような影響を及ぼしているかについてマルチレベルモデルを適用することによって定量的に分析する。

II. 就業・子育て環境と出生力

1. 都道府県別出生率の推移

わが国の出生率の地域的な推移は (図 1), 人口転換以前は「東高西低」の傾向がみられていたが, 人口転換後, 工業化, 都市化等の近代化の進展によってこの傾向は弱まり, 大都市圏で出生率が低く, 非大都市圏で出生率が高いという傾向に変化してきた (河邊 1979)。1970年中頃以降は, 全国的に少子化が進展し一律に低下傾向を示したものの, 地域間の差は依然として存在している。1990年代になると出生率の都道府県別の地域格差は縮小する局面をみせていたが (高橋 1997), 90年代後半に一旦格差は拡大したものの (清水 2004), 2000年代中盤以降, 出生率の全国的な回復に伴い格差はやや縮小傾向にある (鎌田・岩澤 2009)。地域出生力の変動要因研究では, 1980年代以降の出生力は未婚率の増加に加えて, 夫婦の出生力の低下が都市規模に係らず生じており, 夫婦出生力の変化は出生力の地域格差そのものに大きく寄与していることが指摘されている (山内等 2005)。

図1 都道府県別合計出生率の推移（1925年・1980年・2010年）



2. 女性の就業と出生率，家族政策の効果

女性の就業と出生率の関係について国際比較データ等を用いて検証した先行研究によれば（Engelhardt et al. 2004, Kógel 2004, 山口 2005など），従来指摘されてきた女性の労働力率と出生率の負の関係は，家族政策の充実などの間接的な出生押し上げ効果も影響する中で，近年先進国を中心に弱まっていることが指摘されている。わが国においても，市区町村別で女性の就業率（15-49歳）と出生率の分布を比較すると，非大都市部分で就業率も出生率も高いという分布を示している（鎌田・岩澤 2009）。

Gauthier（2007）は家族政策が出生率に与える効果についての研究について広範にレビューを行っており，家族政策の効果は多くの研究では社会経済的要因に比べると小さいものであるが正の関係がみられ，政策効果は完結出生力の変動よりも出生タイミングの変

化に対して影響がみられることを報告している。また OECD 諸国等を単位としたマクロレベルの分析においては、現金給付または育児休業制度、保育所、ベビーシッター等の現物給付のいずれも効果がみられ、先進国では女性の就業を促進する効果があることから (Sleeboos 2003, d'Addio and d'Ercole 2005, Thévenon 2010), 家族政策の支援は現金給付から現物給付へとシフトしている (OECD 2012)。

わが国における就業や保育などの子育て支援策と出生行動との関係について、個票データを用いたミクロレベルで実証分析を行っている先行研究の結果では、1990年代から2000年代を通して依然として女性の学歴や就業状態・就業継続、年収が出生行動に負の影響がみられてきている (樋口 1994, 津谷 1999, 永瀬 1999, 山上 1999, 滋野・松浦 2003, 岩澤 2004, 山口 2005, 滋野 2006, 樋口他 2007など)。ただし、出産前後で就業していても育児休業制度を利用することで出生率の増加に寄与していることや (滋野・松浦 2003, 駿河・張 2003, 山口 2005, 滋野 2006), 学卒時の労働市場の動向が後の出生率にどのように影響するのかについては、高卒女性では負の影響を持つものに対して、高学歴女性では正の関係がみられるなどその効果は社会経済的屬性によって異なるとの指摘もある (Hashimoto and Kondo 2010)。

個別の政策効果について、児童手当などの現金給付の効果は、塚原 (1995), 森田 (2006) において正の効果が示されているが、出生率を押し上げる効果は小さいことが指摘されている。保育所を拡充することによる出生率への効果は、保育園の児童1人あたりの定員率を引き上げると女性の就業を促進し、時間外保育の実施は出生行動に正の効果 (樋口他 2007), 認可保育所の充実が第2子の追加出生を促すことが指摘されている (吉田・水落 2005, 滋野 2006)。保育所利用と女子の労働力率には明確な正の関係があり (大石 2003, 2005), それが出生率を上昇させる要因となることが示されている (滋野 2006)。保育サービスには保育ニーズと保育サービスとの間のミスマッチが存在し、大都市ほど待機児童が多く、利用する子どもの年齢としては0-2歳児の保育ニーズが高いことから、地域によって保育と女性の就業、出生率との関係はメカニズムが異なる可能性がある (福田 2002; 前田 2002, 滋野 2006)。

都道府県や市町村を単位としたマクロレベルでの実証研究の結果では、女性の就業率や賃金が高いと出生と負の関係があるという指摘があり、これらはミクロレベルでの分析結果と同様である (小椋・ディークル 1992, 加藤 2000, 2002, 高山他 2000)。しかし2005年以降の分析においては、市区町村別の分析において女性の就業率と合計出生率の関係には正の関係がみられてきている (小島 2005, 鎌田・岩澤 2009など)。政策効果としては、保育所の拡充施策 (保育所数・定員数・保育価格など) は正の関係がみられる (加藤 2000, 阿部 2005, 坂爪 2007, 2008)。駿河・西本 (2002) は事業所を対象とした調査において、育児休業制の利用は出生を促進することを指摘している。経済支援策としての現金給付施策については、児童手当の支給は負の関係 (高山他 2000) が示される結果や、出産育児一時金は低所得者の男性に正の影響ある (田中・河野 2009) ことなどが指摘されている。加藤 (2005) は結婚・出産に関わる機会コストを減じるような施策が出生率の

上昇に大きい影響を及ぼすことを示している。

3. 地域間移動と出生力

地域の出生率の動向を分析する上で考慮すべき点は、国内人口移動の影響が大きいことである。国内の人口移動は、結婚や住宅取得を機にした移動が多く（国立社会保障・人口問題研究所 2008）、これらの移動は出産タイミングと密接に係ることが考えられる。Hank（2002）は、子どもを持ちたい夫婦は家族形成や子どもの社会化に好ましい機会構造の地域に移動する傾向があるという「選択的移動」（selective migration）が存在する可能性について考慮すべきであり、選択的移動は地域の就業環境と子育て支援制度などの機会構造との間のフィードバックによって、地域的な出生力の水準の差異を増加させることを指摘している。例えば、子どもを妊娠したことで特定の地域から転出し、特定の地域に転入することが多ければ、転出元の地域の出生率は低く、転出先の地域では高くなる。

近年、大都市への「都心回帰」や大都市への転入超過の再拡大などがみられている中で（西岡他 2005）、人口移動と出生力との関係について分析した小池（2006）によれば¹⁾、非大都市圏から大都市圏へ移動した人の方がその他の移動者よりも平均子ども数が顕著に少なく、移動することによる効果として、移動者独自の属性によって説明できる効果である選択性（Selectivity）と移動先の社会経済的環境や行動様式に順応する効果である適応性（Adaption）および子育てのサポート資源や住宅等の影響が複合的に影響していることを指摘している。

Ⅲ. 地域環境が出生行動へ及ぼす影響についての先行研究

ミクロとマクロの関係を実証的に分析する際、集計水準の異なるデータを用いる場合には重要な概念的問題に直面する。一つは「生態学的誤謬」（ecological fallacy）であり、地域相関研究における集合データの結果を個人レベルの結果として解釈をしてしまう誤りである。さらに、地域変数を組み込んだミクロデータにおける多変量解析を行う場合、地域変数の理論的な効果の意味と従属変数との関係についての明確なメカニズムが説明できなければならない。そうでない場合、「文脈的誤謬」（contextual fallacy）（Hank 2001）といい、地域変数が持つ地理的な差異が単純にその地域の特性を反映しているにすぎず、個人の行動にどのような影響を及ぼしているのかを直接的に説明するものではないにも係らず、統計分析において有意な結果を得てしまう場合をいう。以上の2点の問題点を深く考慮した上でモデルを組み立てる必要がある。

Hank（2001, 2002）によれば、社会的・地域的なコンテクストによる効果は3つに分

1) 小池（2006）の整理によれば、移動することによる効果は以下の3つに分類できる。

1) 選択性（Selectivity）：移動する人独自の特殊な属性（高学歴や就業機会など）を示し、移動前に出生行動への影響が規定されているとする効果、2) 適応性（Adaption）：移動先の社会経済的環境や行動様式に順応する効果、3) 中断（Disruption）：移動に伴う負担によって出生行動が中断される一時的効果を示す。

類できるという。第一は「一体化仮説」(identification hypothesis)である。この仮説は個人の価値観が地域的に特有の社会的規範や文化的伝統に順応し、その価値観に基づいた行動を行う傾向を示すことを意味し、地域や社会集団の慣習を個人の価値として受容する過程をモデル化するものであり、比較的大きな地域単位で観察される効果を示す。第二は、「社会的相互作用仮説」(social interaction hypothesis)である。これは社会文脈的な影響は直接または間接的な介入プロセスの結果によるものとする仮説であり、小地域(町村、集落単位)において観察されるもので、近隣に居住する個人や所属する社会集団間のコミュニケーションによって個人の行動の傾向が規定されるとする。第三は「機会構造仮説」(opportunity structure hypothesis)である。これは行政区域などによって異なる適用範囲を持つ制度・施策や社会的・経済的インフラが個人の行動に異なる影響を及ぼすことをいう。個人が居住する地域によって子育て支援が異なる場合、子育て支援の程度という機会構造によって個人の出生行動が異なる影響を受けるものと仮定される。社会的・経済的インフラには、都市化に伴う生活資源や交通利便性に関する生活インフラや、雇用環境、産業構造を含む労働市場がある。個人の出生行動を促進させるような地域環境について考えると、子育て支援の利用可能性は地域の機会構造の主要な要因として考えることができ、公的な保育サービスの提供は、女性の労働参加(結婚・出産後の継続就業など)を可能にするためには重要であると考えられる。また子育て支援が出生率に正の影響があるという理論的な意味は、それが労働参加と出産の間の軋轢を少なくさせる効果があるためであると解釈できる(Baizán 2009)。

地域の子育て支援指標について Andersson et al. (2003) は、実証分析に用いる子育て支援策は個別の一つの指標を政策効果として用いるのは不十分であり、3つの側面から考える必要があるとしている。第一は、「保育の費用」についてである。保育費用は特定の支援を利用するかどうかの指標となり弾力的に利用率に影響することが指摘されている(Blau and Robins 1989, 大石 2003 など)。第二は「保育の質」についてである。保育の質を実証分析で直接評価することは困難であるため、間接的な評価にならざるを得ない。過去の実証研究では、児童グループ規模、児童-保育士比、保育提供者のトレーニングの水準などが用いられている(Blau 2001)。第三は「保育の利用可能性」である。子育て支援の利用可能性は児童あたりの定員数や利用数で示され、利用可能性が高くなると子どもをもつことの機会費用を減少させ、出生タイミングに正の関連がみられる(Del Boca 2002, Rindfuss et al. 2007)。宇南山(2009, 2011)は、保育所の整備状況を女性の離職率を規定する要因であるとした上で、25-39歳の女性人口と保育所定員数の比率を「潜在的定員率」として示し、大都市で低く日本海側の都道府県では高く、結婚・出産による離職率と高い相関を持つことを示している。また、Andersson et al. (2003)によれば、商業的な子育て支援供給者が少なく公的支援が優勢である地域では、保育需要超過傾向を示すという。さらに保育所の利用可能性には、保育所の立地が地理的な位置として児童の分布に沿って配置されているか(川端 2010, Kawabata 2011)、保育所が柔軟な時間対応が可能か(Gordon and Chase-Lasdale 2001)といった指標によっても評価することが

表1 マルチレベルモデルならびに地域変数を用いた先行研究

著者・発行年	対象国	手法	従属変数	地域変数の結果
Entwisle & Mason (1985)	15ヶ国 (WFS)	マルチレベル回帰分析	出生の有無	一人当たり GNP (○), 家族計画プログラムの推進度 (○)
Kraval (1996)	ノルウェー	パリティ拡大率	第3子移行確率	保育供給 (○), 都市化 (○)
Hank (2001, 2002)	西ドイツ	マルチレベル離散時間ロジット	第1子出生・第2子出生タイミング	都市化の程度 (×), 地域別保育供給率 (×), 地域の労働市場(第3次産業における雇用者の割合 (×), 地域の失業率 (×), 女性の労働力率 (○)
Hank & Krevenfeld (2002)	西ドイツ	マルチレベル離散時間ロジット	第1子出生タイミング	公的保育 (×), 親の保育 (○)
Andersson et al. (2003)	スウェーデン	マルチレベルロジスティック回帰分析	第3子出生タイミング	保育供給率 (×), 児童-保育士比 (×), 親の費用負担 (×)
Callens & Croux (2005)	24ヶ国 (FFS)	マルチレベル離散時間ロジット	第3子出生タイミング	北欧諸国 (○), 教育水準×北欧諸国 (○)
Rindfuss et al. (2007)	ノルウェー	離散時間ロジット固定効果モデル	第1子出生タイミング	保育利用率 (○)
Baižan (2009)	スペイン	マルチレベル離散時間ロジット同時推定	第1子出生・第2-3子出生タイミング	保育利用率 (○), 女性労働力率 (○)

できる。

表1には、マルチレベルモデルならびに地域変数を用いて出生行動について分析している研究を示した。Entwisle and Mason (1985) は世界出産力調査 (WFS: World Fertility Survey) から15ヶ国のデータを用いて出生の有無についてマルチレベル回帰分析を行い、国単位の指標の効果としては一人当たり GNP, 家族計画プログラムが出生の有無に影響を及ぼしていることを明らかにしている。また、Callens and Croux (2005) はヨーロッパ出生力・家族調査 (FFS: Fertility and Family survey) の欧州諸国15ヶ国について、母親の教育達成が第3子出生に与える影響について分析した結果、教育達成の程度は負の効果をもつことを明らかにしている。

出生タイミングに関する研究として、Kraval (1996) はノルウェーにおける保育施設の充実が第3子以降確率についてどのような影響があるのかについて、1988年の家族と職業に関する調査を用いて検証を行っている。保育所の定員の拡大は第3子出生に正の影響がみられるものの、女性の就業率と同時にモデル推定すると、保育所の影響が消えることから、両変数は共変動することを示している。Hank (2001, 2002) や Hank and Krevenfeld (2002) は西ドイツにおける第1子・第2子出生タイミングに対してどのような影響を及ぼしているのかについて、ドイツ社会経済パネル (GSOEP) の個票データを用いて保育供給の効果を推定しているが、統計的に有意な結果は得られていない。ただし、祖母の手伝いなど非公的なケアは追加出生確率を高めるとしている。Andersson et al. (2003) は1997-1998年のスウェーデンにおける第3子出生タイミングに対する地域的な子育て支援の影響について分析を行い、子育て支援施策には、供給率、児童-保育士比、

親の費用負担を用いている。しかし、これらの子育て支援体制の効果も得られていない。

以上のような出生タイミングの研究において、子育て支援の利用可能生の効果が不安定な結果となっていることについて Rindfuss et al. (2007) は地域データを個票データに適用する際のモデリングの問題として、子育て支援が出生率に対して外生的であるという誤った仮定を行っていることが影響しており、保育所の利用率は出生率やその他の観察されない特性（特定の価値、所得、労働参加率など）と内生性があることを踏まえて分析をすべきであるとしている。その内生性については、分析単位に用いる地域について時間経過によって変動しない成分を示す固定効果モデルを用いることで対処できるとし、ノルウェーを対象とした第1子出生タイミングの分析において保育利用率が正の効果を持つことを示している。さらに Baizán (2009) は、スペインにおける第1子出生ならびに第2・3子の出生タイミングの分析において、就業と出生の間の内生性と第1子出生と第2・3子出生の内生性に着目して、第1子出生タイミングと第2子以降の出生タイミングを同時推定することによって内生性バイアスに対処し、地域の保育利用率と女性労働力率が出生タイミングに対して正の効果を持つことを示している。本研究では、地域の固定効果を導入したモデルと地域変動をランダム効果の変動として捉えるモデルを適用することによって、地域環境変数と出生タイミングとの内生性の問題に対処したい。

IV. 分析手法・モデル、データ

1. マルチレベルモデルの概要

マルチレベルモデルは、ミクロ水準であるミクロデータにマクロ水準である所属集団などの階層的にネストされたデータを組み込んで分析するモデルである。階層的に異なった水準で測定された変数を含む解析モデル、ということでマルチレベルモデルと呼ばれる (Kreft and de Leeuw 1998, 小野寺編訳 2006)。ただし、変数間の定式化や仮説設定、データ構造等によって、成長曲線モデル (Growth Curve Model)、階層線形モデル (Hierarchical Linear Model)、一般化線形混合モデル (Generalized linear mixed model) などとも呼ばれる。

通常の回帰分析では、地域要因と個人要因を同時に推定する場合、地域要因の影響はその地域に所属するすべての個人に共通する性質として地域要因と個人要因は相関をもつため、最小二乗法 (OLS) の仮定である誤差項の独立を満たすことができなくなる。これにより、推定値の標準誤差は実際よりも小さく推定されるため、独立変数の係数は統計的に有意になりやすくなるという過誤が生じる。このような場合、マルチレベルモデルを用いて推定することによって、地域要因によって個人要因の従属変数への影響が異なる場合に、前述の誤差の問題点を解決することができる。

このとき、地域ごとに似通った性質を持っているかどうかを示す指標に級内相関 (intra-class correlation, ICC) がある。級内相関がある場合、通常の OLS が前提としている「標本間の独立」が成り立たなくなる。級内相関は一般に ρ と表記され、グループ

等質性の指標とも呼ばれる。級内相関と2水準の階層的構造を持つデータでは、結果変数の全分散のうち第2水準ユニット間の分散が占める割合と定義される。

基本的なマルチレベルモデルは以下のように定式化される。

$$\text{第1水準：} \quad Y_{ij} = \text{切片 } \beta_{0j} + \text{傾き } \beta_{1j} \cdot X_{1ij} + \text{誤差 } \epsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{第2水準：} \quad \begin{aligned} &\text{切片 } \beta_{0j} : \text{全体の切片の平均 (固定効果) } \gamma_{00} \\ &\quad + \text{各群特有の切片 (変量効果) } u_{0j} \end{aligned} \quad (2a)$$

$$\text{第2水準：} \quad \begin{aligned} &\text{傾き } \beta_{1j} : \text{全体の傾きの平均 (固定効果) } \gamma_{10} \\ &\quad + \text{各群特有の傾き (変量効果) } u_{1j} \end{aligned} \quad (2b)$$

ここで、iは個人、jは群（所属集団、本稿では地域）を示す。上記の例は切片（2a）ならびに傾き（2b）に第2水準の分散が投入されている。

マルチレベルモデルを適用する際にポイントとなるのが、各群特有の切片 u_{0j} ならびに傾き u_{1j} であり、これらの全体に占める分散の大きい場合は、通常のOLSの前提に従っていないことになる。（1）式に（2a）、（2b）式を代入し、固定効果とランダム効果に分解すると以下ようになる（筒井・不破 2008）。括弧内がランダム効果部分を示す。このように、固定効果とランダム効果を同時に定式化することを混合モデルという³⁾。

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} X_{1ij} + (u_{0j} + u_{1j} X_{1ij} + \epsilon_{ij}) \quad (3)$$

マルチレベルモデルにはランダム切片（random intercept）モデルとランダム係数（random slope）モデルがある。ランダム切片モデルは切片が異なるが傾きは群において同じであるとするモデルであり、ランダム傾きモデルは群によって切片が同じで傾きが異なるモデルある。ランダム切片・傾きモデルは群によって切片も傾きも異なるモデルである。

2. データ

本研究で用いるデータは「出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）」（夫婦調査）の第14回調査である²⁾。第14回調査では、第1子から第3子までの育児を行った都道府県について尋ねているため、各出生時点における居住都道府県と受けた育児支援ならび

2) 第14回出生動向基本調査は、妻の年齢が50歳未満の夫婦を対象とした全国調査であり、2010年6月1日時点の情報である。調査票配布数（調査客体数）9,050票に対して、回収数は8,252票（回収率は91.2%）、有効票数は7,847票（有効回収率は86.7%）。夫婦が初婚どうしの夫婦は6,705組である（国立社会保障・人口問題研究所 2011）。

3) マルチレベルモデルの基本的な考え方については筒井・不破（2008）などを参照されたい。

に母親との同居、育児支援の有無を把握することができる。

本分析においては、都道府県レベルにおいて各出生段階において移動の有無を捉えることができる第2子の出生の有無を分析の対象とする。マルチレベルモデルによる出生タイミングの分析を行うことによって、地域環境の持つ影響を定量的に検証する。観察期間は、第1子出生から第2子出生までの年単位の期間とし、人一年別のデータセットを作成し、離散時間ロジットモデルを用いて分析を行う。人一年別データのセンサリングは第2子出生が生じない場合（15年）ならびに調査時年齢に達した時である。分析データセットは夫婦ともに初婚の夫婦を対象とし、人一年別のデータにおいて、第2子の分析ケースは19,561ケース（内、第2子出生は3,871ケース）である。

本分析において用いる変数のリストと記述統計は表2の通りである。従属変数は第2子出生の有無である。独立変数は、時間変数として各出生からの経過年数を区分線形スプライン（piecewise linear splines）でモデル化している。次に年齢変数は、第1子出生時年齢をそれぞれ5歳階級別で投入し、35-39歳をリファレンス・カテゴリとしている。前の出生時年齢を投入することで前の出生時年齢が若いときほど、第2子出生タイミングが早まる確率を高めることが期待される。加えて、出生タイミングと関連の強い指標として、第1子が婚前妊娠出生であるかどうかのダミーを投入する。婚前妊娠出生ケースは総じて、若年者において生じることが指摘されており（大谷 1993, 鎌田 2005など）、婚前妊娠出生であると第2子出生タイミングも早まることが期待される。

次に社会経済的屬性として、妻の学歴と就業状況を投入する。学歴は時間不変変数とし、中学校、高等学校、専修学校、短大・高専・女子大、大学・大学院の5カテゴリにまとめ、高等学校をリファレンス・カテゴリとしている。妻の就業状況は、時間変動変数とし、第1子からの経過年数が0の場合、第1子妊娠時点の就業状況、経過年数1年から第2子出生マイナス1年までを第1子1歳時点の就業状況、第2子出生マイナス1年を第2子妊娠時の就業状況に割り当てている。第2子出生が生じていないケースにおいては、第1子1歳時点は第1子1歳時の就業、2歳時点からは現在の職業として割り当てを行った。カテゴリは正規の職員、臨時職、自営業、無職・家事の4カテゴリにまとめた上で、正規の職員をリファレンス・カテゴリとしている。次に家庭内育児資源の代理変数として、夫妻の母親との同居状況を用いる。カテゴリは、夫妻の母親に着目して、夫妻どちらかの母親と同居、夫妻両方の母親が同市町村内で別居、夫妻どちらかの母親が同市町村内で別居、夫婦両方の母親がその他の地域で別居の4カテゴリにまとめた上で、夫妻両方の母親がその他の地域で別居をリファレンス・カテゴリとした。期間変数として、政策実施期間についてのダミー変数を設定した。政策実施期間は、少子化対策以前として1993年以前、エンゼルプラン期間として1994-1999年、新エンゼルプラン期間として2000-2004年、次世代育成対策推進法期間として2005年以降とした。

本分析の最も関心のある変数として地域環境変数には、地域ブロック（ブロックの定義は附表1を参照）別に、(1)女性の就業率（20-39歳）、(2)保育定員率（0-4歳人口当たり）、(3)潜在的定員率（女性20-39歳人口当たり）（宇南山 2009, 2011）、(4)保育所公私比率の4

表2 使用変数の記述統計

	N	平均	標準偏差	地域ブロック		都道府県	
				between 標準偏差	within 標準偏差	between 標準偏差	within 標準偏差
出生の有無	19561	0.198	0.398	0.020	0.398	0.049	0.397
第1子出生からの経過年数 (t)							
0-2年未満	19561	1.740	0.439	0.017	0.438	0.037	0.438
2-3年未満	19561	0.513	0.500	0.026	0.499	0.063	0.498
3-4年未満	19561	0.361	0.480	0.028	0.480	0.068	0.478
4-9年未満	19561	0.878	1.675	0.106	1.672	0.260	1.666
9-15年未満	19561	0.245	0.951	0.055	0.950	0.110	0.947
第1子出生時妻年齢							
20-24歳	19561	0.018	0.133	0.008	0.133	0.020	0.132
25-29歳	19561	0.126	0.332	0.036	0.331	0.070	0.328
30-34歳	19561	0.564	0.496	0.039	0.495	0.087	0.491
35-39歳	19561	0.242	0.428	0.050	0.426	0.086	0.422
40-44歳	19561	0.048	0.213	0.021	0.212	0.035	0.211
45-49歳	19561	0.003	0.055	0.003	0.055	0.007	0.055
第1子婚前妊娠の有無	19561	0.167	0.373	0.036	0.372	0.084	0.368
妻の学歴							
中学校	19561	0.024	0.154	0.008	0.154	0.027	0.153
高等学校	19561	0.413	0.492	0.084	0.486	0.109	0.482
専修学校	19561	0.139	0.346	0.023	0.346	0.066	0.343
短大・高専・女子大	19561	0.303	0.460	0.067	0.455	0.111	0.452
大学・大学院	19561	0.121	0.326	0.049	0.323	0.051	0.322
妻の就業状況 (t)							
正規の職員	19561	0.195	0.396	0.067	0.392	0.112	0.386
臨時職	19561	0.078	0.267	0.024	0.267	0.042	0.265
自営業	19561	0.038	0.191	0.011	0.191	0.031	0.190
無職・家事	19561	0.688	0.463	0.092	0.456	0.126	0.451
夫婦の母親との同居状況 (t)							
夫婦どちらかの母親と同居	19561	0.185	0.388	0.108	0.380	0.133	0.373
夫婦両方の母親が 同市町村内で別居	19561	0.142	0.349	0.059	0.345	0.089	0.340
夫婦どちらかの母親が 同市町村内で別居	19561	0.335	0.472	0.049	0.470	0.107	0.465
夫婦両方の母親が その他の地域で別居	19561	0.336	0.472	0.115	0.463	0.116	0.457
政策実施期間 (t)							
少子化対策以前 (1993年以前)	19561	0.149	0.356	0.025	0.355	0.061	0.353
エンゼルプラン (1994-1999年)	19561	0.239	0.427	0.017	0.426	0.049	0.425
新エンゼルプラン (2000-2004年)	19561	0.270	0.444	0.014	0.444	0.046	0.443
次世代育成支援対策推進法 (2005年以降)	19561	0.343	0.475	0.030	0.474	0.072	0.472
地域環境変数 (t) 地域ブロック							
女性の就業率 (20-39歳)	19561	60.5	4.1	4.6	1.7	3.8	2.0
保育定員率 (0-4歳人口当たり)	19561	33.3	9.6	10.9	3.3	9.0	4.4
潜在的定員率 (女性25-39歳人口当たり)	19561	11.8	4.0	4.8	0.6	3.8	1.4
保育所公私比率	19561	0.9	0.5	0.5	0.2	0.5	0.2
地域環境変数 (t) 都道府県							
女性の就業率 (20-39歳)	19561	60.5	5.0	4.4	3.4	5.2	1.7
保育定員率 (0-4歳人口当たり)	19561	33.2	11.5	10.4	7.9	12.1	3.5
潜在的定員率 (女性25-39歳人口当たり)	19561	11.9	4.8	4.5	3.0	5.1	0.7
保育所公私比率	19561	0.9	0.7	0.5	0.5	0.7	0.3
第1子出生時と同都道府県に居住 (第2子)	19561	0.930	0.256	0.038	0.254	0.042	0.251

(t) は時間依存変数

変数を選択した。地域ブロック別の各指標の推移、ならびに都道府県別の1975年と2008年時点の差分をそれぞれ図2から図5に示した⁴⁾。

女性の働きやすさを示す指標として女性の就業率を用いている。都道府県別にみた1975年から2008年までの変化をみると(図2)、女性就業率が増加している都道府県は、北海道、南関東(東京都除く)、近畿地方、中国地方から九州・沖縄で就業率が増加していることがうかがえる。北陸4県は就業率の水準は高いものの、変化の程度は大きくない。

保育定員率から保育所公私比率は、地域における子育て環境を示す指標として用いている。保育所定員率は0-4歳児童あたりの定員数を示しており、保育所の整備状況を示している。都道府県別にみた変化では(図3)、東北・北陸・中国地方の日本海側と近畿南部、四国南部2県、九州・沖縄で定員率は大きく増加しており、首都圏や中部地方ではさほど増加していない。潜在的定員率は女性20-39人口当たりの保育定員数を示している。宇南山(2009, 2011)では女性人口を25歳から39歳としているが、本分析では、女性就業率に合わせて20歳からとした。都道府県別にみた増加の地域差については(図4)、保育定員率と同様の傾向を示している。保育所公私比率は、公立保育所に対する私立保育所で示される指標であり、1を超えると私立保育所の方が多いことを示す。公私ともに認可保育所を対象にしているものの、公立保育所比率が高いほど入所率が低いことや(前田 2002)、公立保育所の保育士は私立に比べて年齢が高く、賃金構造を考慮すると高コストである(駒村 2002)などの指摘もあり、私立保育所の増加は保育所利用可能性を高める可能性があると考えられる。都道府県別にみた変化では(図5)、公私比率の高い九州・沖縄県が依然として高い傾向を示しつつも、長野県などの中部地方の一部を除き、全国的に増加傾向にある。地域環境変数の個票データへの結合は、各妊娠時点マイナス1年の状況をみるために出生年マイナス2年で行った。

最後に、各出生間で都道府県間移動があるかどうかについて変数を作成した。それぞれ同一地域に居住する割合をみると、地域ブロックでは(附表2a)、東京都が8割程度であり、その他の地域では9割から9割5分の割合で同一地域ブロックに居住している。都道府県別の移動では(附表2b)、ケース数によるばらつきの影響が無視できない都道府県もあるものの、全体的な傾向としては、東京都で同一都道府県の割合が8割前半と低い他は、概ね9割前後で推移している。第2子出生がないケースは第1子時点の居住が継続すると仮定して割り当てを行っている。

4) 地域変数に用いたデータは財団法人 統計情報研究開発センターが有償で提供する『社会・人口統計体系 都道府県基礎データファイル(1975-2008年)』を用いた。多くの変数は国勢調査から得られており、年次別に示すことができないため、国勢調査間は線形補間を用いてデータを補間した。また、2005年以降は2000年からのトレンドを延長する形で3年間分について補外推計を行い、指標を作成した。

図2 都道府県別女性就業率（20-39歳）の差分（1975-2008年）

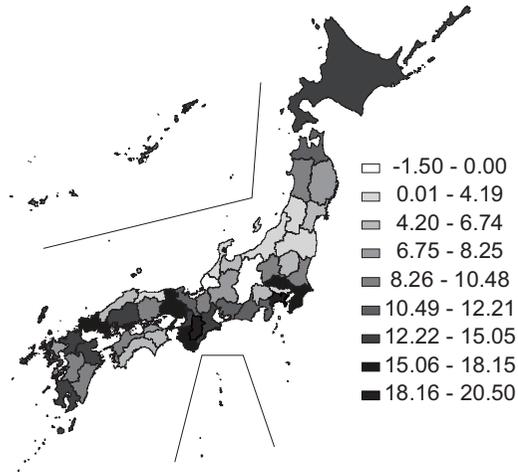


図3 都道府県別保育定員率（0-4歳）の差分（1975-2008年）

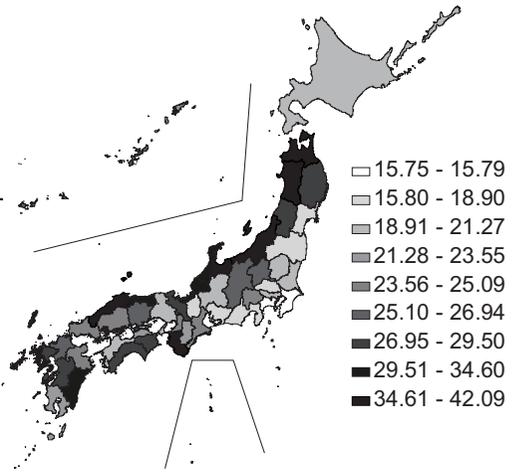


図4 都道府県別潜在定員率（女性20-39歳）の差分（1975-2008年）

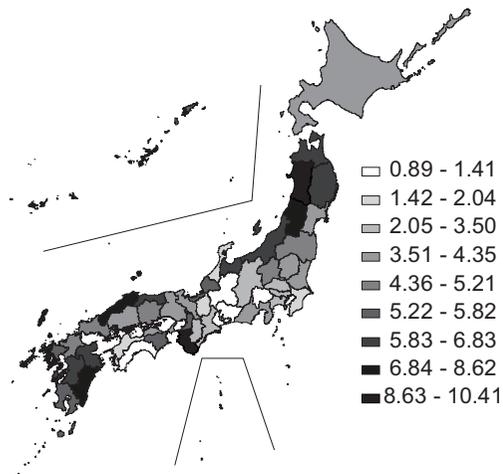
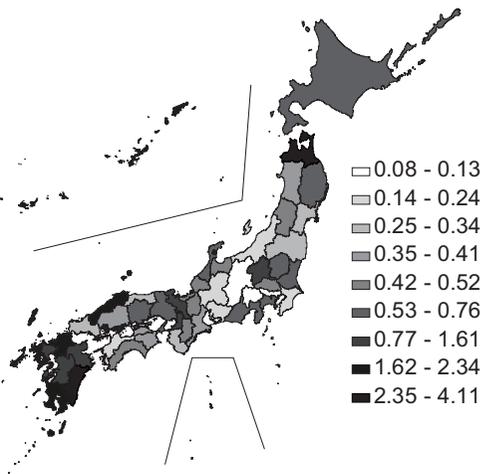


図5 都道府県別保育所公私比率の差分（1975-2008年）



推定方法は、マルチレベル離散時間ロジットモデルである。このモデルを用いることによって、観察される共変量の影響を統制した上で生存時間が異なる出生タイミングの変動を説明することができる。本分析では、地域間の変動はランダム切片として表現されるモデルとなるランダム切片モデルのみの推定を行うこととする。

マルチレベル離散時間ロジットモデルは、独立したパネル M の系列があるとき、ランダム効果は u_i で示される。従属変数が 1 であるときのハザード関数は以下のように示される。

$$\Pr(y_{ij} = 1 | u_i) = H(x_{ij}\beta + z_{ij}u_i)$$

$i = 1, \dots, M$ はパネルを示す。パネル i に含まれる観測値は $j = 1, \dots, n_i$ である。従属変数はダミー変数で y_{ij} 、 x_{ij} は $1 \times p$ 行の共変量ベクトルの固定効果、 β は共変量の固定効果の係数である。

z_{ij} の $1 \times q$ ベクトルは共変量のランダム効果を示し、ランダム切片、ランダム係数の両方を示す。例えば、ランダム切片モデルにおいては、 z_{ij} は 1 である。ランダム効果 u_i は行列 Σ の $q \times q$ 分散で平均 0 の多変量正規分布から得られる。ランダム効果はモデルパラメータとして直接推定されるのではなく、分散要素 (variance components) として行列 Σ の固有の要素によって要約されることによって示される。

ハザード確率 $H(\cdot)$ はロジスティック累積分布関数 (c.d.f.) であり、ロジスティック累積分布関数は、 $H(v) = \exp(v) / \{1 + \exp(v)\}$ の時の、 $y_{ij} = 1$ の線形確率を示す。

モデルは潜在的な線形応答の項も示し、 $y_{ij} = I(y_{ij}^* > 0)$ が潜在的に観察されるとき、

$$y_{ij}^* = x_{ij}\beta + z_{ij}u_i + \epsilon_{ij}$$

ϵ_{ij} は平均 0、分散 $\pi^2/3$ のロジスティック分布に従い、 u_i とは独立である。

離散時間ロジットモデルでは、観察期間の時間間隔はダミー変数を用いることによって、ハザード関数の形状に関する仮定を作らなくてよく、共変量なしのモデルにおいてもハザード推定ができる。本分析では時間間隔 (各出生からの経過年数) は区分線形スプラインモデルを用いてハザード関数を再現した。

分析モデルは、地域の規模を地域ブロックと都道府県に分けてモデル化を行っている⁵⁾。さらに、モデル 1 では地域環境変数を投入しない個人の固定効果と地域のランダム効果のみのモデルである。モデル 2 は地域ブロック別に 4 つの地域環境変数を投入し、それぞれのモデルに対して個人の属性とのクロス水準の交互作用効果を推定している。モデル 3 は同様の推定を都道府県別に行っている。なお、Rindfuss et al. (2007) によって示されている地域環境変数と出生タイミングとの内生性に対処するために各地域のダミー変数を投入した地域固定効果モデルは附表 3 に示している。

5) 鎌田・岩澤 (2009) では、市町村データを用いた合計出生率に対する女性の就業や保育所数等のローカル推定を行った結果において、多くの係数の地理的分布はおおむね 2～3 都道府県にまたがり同様の傾向を示しており、地域ブロックごとに一定の傾向が示される可能性があることを示唆している。

V. 分析結果

第2子出生タイミングについて、地域ブロック別にみたマルチレベル離散時間ロジットモデルによる推定結果を表3に示している。マルチレベルモデルにおいては、地域の変動をランダム効果として示し、その分散を地域の変動として示している。表3ではランダム効果として、地域ブロックの分散成分を示している。また、統計量としてWald χ^2 検定量と残差の級内相関の結果を示している。ランダム効果で示される地域ブロックの分散はいずれのモデルにおいても有意であり、地域ブロック間の変動は統計的に無視できない変動を示している。ただし、その分散は非常に小さい(0.007~0.01)。また、残差の級内相関も同様に小さいことから(0.002~0.003)、分散成分のほとんどは固定効果部分で説明されるものの、地域ブロックの差も無視できるほど小さいものではないことが示されている。

以下、分析結果を詳細にみていきたい。時間変数である第1子出生からの経過年数の区分線形スプラインはいずれのモデルにおいても統計的に有意な結果を示しており、おおよそ0-2年に最もハザード確率が高くなり、3年を過ぎたあたりから急激に減少するベースラインハザードを示す。第1子出生時の妻の年齢は35-39歳に対して、25-29歳が約1.75倍と高く、40代では顕著にハザード確率は低くなる。第1子が婚前妊娠出生である場合、多くのモデルにおいて有意確率0.1%水準において正の結果が得られており、第1子を持つ年齢が低いほど第2子のハザード確率が高まる。ただしハザード確率は1.1程度と低い。

妻の学歴、妻の就業状況、夫婦の母親との同居状況について、地域環境変数とのクロス水準交互作用項による結果も併せて結果の解釈を行う。交互作用項のない主効果のみのモデルにおいて、学歴等の社会的属性の主効果は地域環境変数が0であるときの効果を示している。妻の学歴では高等学校に比べ、専修学校でハザード確率がやや高くなる他では差が得られない。妻の就業状況では、正規の職員よりも臨時職である場合1.9倍のハザード確率、自営業は約1.4倍、無職・家事は約1.15倍と、第1子出生後にパートなどの就業を行っている女性で第2子出生ハザード確率が高い。夫妻の母親との同居状況については、夫妻両方の母親がその他の地域で別居している場合に比べて、夫妻どちらかの母親と同居している方でハザード確率が高い。やはり、家庭内育児資源がある方が追加出生に正の効果を及ぼしているといえる。他方で、地域環境とのクロス水準交互作用項モデルをみると、女性の就業率の増加は妻の学歴が高校卒業に対して専修学校である場合、地域の就業率が高まるとともにハザード確率が高まることを示している。また、夫妻の母親の同居状況については、他の地域で別居している場合に対して両方の母親が同市町村内で別居していると女性就業率の高まりによって出生ハザード確率が低下することを示している。保育定員率については、正規の職員に対して臨時職の効果は負となっており、保育定員率の増加によって臨時職のハザード確率を低下させ、正規の職業のハザードとの差を縮小させる効果がみられる。潜在定員率も同様の効果がみられる。

政策実施期間は、ハザード確率はどれも負となっており、出生率が2005年まで低下し続けた結果を反映しているものと推測され、2005年以降も1993年以前のハザード確率を上回るほどの上昇をみせていない。

地域環境変数の結果は、女性の就業率と潜在的定員率が正の方向で統計的に有意となっている。ただし、主効果のハザード確率は女性の就業率が1.011、潜在的定員率が1.013と非常に小さい効果となっている。女性の就業率が高く、女性当たりの保育所定員数が十分に整備されている地域において第2子の出生ハザード確率がやや高まると解釈できる。第1子出生時と同じ地域ブロックに居住している場合についてみると、同一都道府県で居住している場合の方でハザード確率が高い結果となっている。ただし、市町村内移動については考慮できないという点は留保すべき点である。

次に地域規模を都道府県にした場合の第2子出生についてのマルチレベル離散時間ロジットモデルによる推定結果を見てみよう（表4）。ランダム効果による都道府県の分散成分をみるといずれのモデルも統計的に有意な結果となっている。ただし、分散は地域ブロックモデルよりも大きな変動であるが水準自体は低い結果となっている（0.011～0.017）。級内相関についても非常に低い結果となっている。固定効果部分の個人の属性部分の主効果については地域ブロックモデルと同様の結果が得られている。地域環境変数の主効果では、女性の就業が統計的に有意ではなくなり、交互作用項と投入したモデル3-2bにおいて保育定員率が正の方向で有意な結果となっている。潜在定員率は地域ブロックモデルと同様に正の方向で有意となっている。社会的属性と地域環境変数とのクロス水準交互作用項について、保育定員率と夫婦の母親の同居状況との関係について、両方の母親がその他の地域で別居しているのに対して、夫妻どちらかの母親と同居、夫妻両方の母親が同市町村内で別居の両方で負の方向で有意となっている。これは、保育定員率の増加によって家庭内育児資源の有無によるハザード確率の差を縮小させる効果を示しており、家庭内資源の利用が困難でもハザード率の低下を緩和させる効果があることを示唆するものである。保育定員率についても同様の解釈ができる。

表3 第2子出生についてのマルチレベル離散時間ロジットモデルによる推定結果（地域ブロック）

	Model 1-1	Model 2-1a	Model 2-1b	Model 2-2a	Model 2-2b	Model 2-3a	Model 2-3b	Model 2-4a	Model 2-4b
	地域ブロック								
	exp (β)								
固定効果									
第1子出生からの経過年数 (t) 区分線形スプライン									
0-2年未満	5.499 **	5.500 **	5.505 **	5.498 **	5.501 **	5.502 **	5.504 **	5.498 **	5.504 **
2-3年未満	1.463 **	1.464 **	1.467 **	1.463 **	1.465 **	1.465 **	1.466 **	1.463 **	1.464 **
3-4年未満	0.842 **	0.843 **	0.843 **	0.842 **	0.841 **	0.843 **	0.841 **	0.842 **	0.842 **
4-9年未満	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **
9-15年未満	0.580 **	0.579 **	0.580 **	0.579 **	0.580 **	0.579 **	0.580 **	0.580 **	0.578 **
第1子出生時妻年齢									
20-24歳	1.257	1.274	1.283	1.260	1.266	1.259	1.268	1.260	1.268
25-29歳	1.751 **	1.753 **	1.747 **	1.750 **	1.744 **	1.744 **	1.734 **	1.753 **	1.756 **
30-34歳	1.558 **	1.554 **	1.556 **	1.556 **	1.553 **	1.553 **	1.548 **	1.558 **	1.555 **
35-39歳 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
40-44歳	0.345 **	0.346 **	0.347 **	0.345 **	0.344 **	0.345 **	0.345 **	0.345 **	0.344 **
45-49歳	0.402 +	0.402 +	0.418 +	0.400 +	0.402 +	0.400 +	0.400 +	0.401 +	0.397 +
第1子婚前妊娠の有無									
	1.099 +	1.096 +	1.096 +	1.099 +	1.095 +	1.098 +	1.094 +	1.099 +	1.100 +
妻の学歴									
中学校	0.891	0.894	0.522	0.891	0.808	0.893	0.759	0.889	1.028
高等学校 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
専修学校	1.125 *	1.129 *	0.303 +	1.125 *	1.090	1.126 *	1.010	1.125 +	1.102
短大・高専・女子大	0.999	1.001	1.455	0.998	0.905	0.999	0.957	0.999	1.006
大学・大学院	0.998	1.001	0.830	0.998	0.955	1.001	0.926	0.997	1.174
妻の就業状況 (t)									
正規の職員 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
臨時職	1.917 **	1.924 **	4.530 +	1.920 **	2.998 **	1.925 **	2.837 **	1.918 **	1.748 **
自営業	1.485 **	1.499 **	3.525	1.490 **	1.996 *	1.495 **	1.843 *	1.484 **	1.638 **
無職・家事	1.173 **	1.186 **	1.549	1.179 **	1.334 +	1.185 **	1.233	1.173 **	1.232 *
夫婦の母親との同居状況 (t)									
夫妻どちらかの母親と同居	1.181 **	1.162 *	2.391	1.173 **	1.561 **	1.164 **	1.447 *	1.181 **	1.299 **
夫妻両方の母親が同居町村内で別居	0.979	0.969	5.716 *	0.975	1.340	0.971	1.280	0.979	0.947
夫妻どちらかの母親が同居町村内で別居	0.923 +	0.921 +	1.842	0.921 +	1.074	0.919 +	1.014	0.922 +	0.969
夫妻両方の母親がその他の地域で別居 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
政策実施期間 (t)									
少子化対策以前(1993年以前) (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
エンゼルプラン(1994-1999年)	0.847 **	0.829 **	0.831 **	0.839 **	0.841 **	0.849 **	0.850 **	0.846 **	0.845 **
新エンゼルプラン(2000-2004年)	0.738 **	0.719 **	0.721 **	0.729 **	0.732 **	0.741 **	0.744 **	0.736 **	0.735 **
次世代育成支援対策推進法(2005年以降)	0.656 **	0.637 **	0.640 **	0.639 **	0.639 **	0.650 **	0.650 **	0.650 **	0.647 **
第1子出生時と同都道府県に居住(第2子)									
	1.351 **	1.348 **	1.355 **	1.347 **	1.341 **	1.341 **	1.338 **	1.352 **	1.359 **
地域環境変数 (t) 地域ブロック									
女性の就業率 (20-39歳)		1.011 *	1.025 +						
保育定員率 (0-4歳人口当たり)				1.003	1.002				
潜在的定員率 (女性25-39歳人口当たり)						1.013 *	1.026 *		
保育所公私比率								1.019	1.128
地域環境変数×妻の学歴									
中学校			1.009		1.002		1.012		0.862
高等学校 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
専修学校			1.022 +		1.001		1.009		1.019
短大・高専・女子大			0.994		1.003		1.004		0.990
大学・大学院			1.003		1.001		1.007		0.835 +
地域環境変数×妻の就業状況 (t)									
正規の職員 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
臨時職			0.986		0.987 *		0.971 *		1.108
自営業			0.986		0.992		0.984		0.897
無職・家事			0.996		0.997		0.998		0.945
地域環境変数×夫婦の母親との同居状況(t)									
夫妻どちらかの母親と同居			0.988		1.001		0.982		0.898
夫妻両方の母親が同居町村内で別居			0.971 *		1.005		0.978 +		1.028
夫妻どちらかの母親が同居町村内で別居			0.988		1.010 +		0.991		0.945
夫妻両方の母親がその他の地域で別居 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
定数項 (β)									
	-4.881 **	-5.523 **	-6.382 **	-4.982 **	-5.240 **	-5.037 **	-5.186 **	-4.896 **	-4.990 **
ランダム効果									
第2水準分散成分	0.009 **	0.010 **	0.008 **	0.008 **	0.007 **	0.008 **	0.007 **	0.007 **	0.007 **
分析ケース数	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561
地域数	9	9	9	9	9	9	9	9	9
地域内の平均ケース数	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4	2173.4
Wald χ^2 検定量	1833.5 **	1836.1 **	1835.5 **	1835.5 **	1844.0 **	1837.2 **	1846.4 **	1834.0 **	1839.4 **
級内相関 ρ	0.003	0.003	0.003	0.003	0.002	0.003	0.002	0.002	0.002

有意確率 + 0.1 * 0.05 ** 0.01 (ref.) はリファレンス・カテゴリ

表4 第2子出生についてのマルチレベル離散時間ロジットモデルによる推定結果（都道府県）

	Model 1-2	Model 3-1a	Model 3-1b	Model 3-2a	Model 3-2b	Model 3-3a	Model 3-3b	Model 3-4a	Model 3-4b
	都道府県								
	exp (β)								
固定効果									
第1子出生からの経過年数 (t) 区分線形スプライン									
0-2年未満	5.511 **	5.508 **	5.514 **	5.508 **	5.512 **	5.508 **	5.510 **	5.509 **	5.514 **
2-3年未満	1.468 **	1.468 **	1.471 **	1.468 **	1.470 **	1.468 **	1.470 **	1.467 **	1.468 **
3-4年未満	0.843 **	0.843 **	0.844 **	0.843 **	0.842 **	0.843 **	0.842 **	0.843 **	0.843 **
4-9年未満	0.644 **	0.644 **	0.643 **	0.644 **	0.644 **	0.644 **	0.643 **	0.644 **	0.644 **
9-15年未満	0.579 **	0.579 **	0.580 **	0.579 **	0.580 **	0.579 **	0.580 **	0.579 **	0.578 **
第1子出生時妻年齢									
20-24歳	1.259	1.267	1.276	1.258	1.267	1.255	1.264	1.265	1.272
25-29歳	1.759 **	1.761 **	1.754 **	1.758 **	1.750 **	1.752 **	1.741 **	1.763 **	1.765 **
30-34歳	1.558 **	1.557 **	1.559 **	1.558 **	1.555 **	1.557 **	1.552 **	1.558 **	1.555 **
35-39歳 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
40-44歳	0.348 **	0.349 **	0.350 **	0.348 **	0.347 **	0.349 **	0.348 **	0.347 **	0.345 **
45-49歳	0.412 +	0.413 +	0.430	0.411 +	0.408 +	0.412 +	0.411 +	0.404 +	0.400 +
第1子婚前妊娠の有無									
	1.096 +	1.094 +	1.093 +	1.097 +	1.090	1.097 +	1.092	1.095 +	1.095 +
妻の学歴									
中学校	0.895	0.894	0.587	0.895	0.792	0.896	0.753	0.890	1.038
高等学校 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
専修学校	1.123 *	1.125 *	0.319	1.123 +	1.082	1.124 +	1.006	1.124 +	1.103
短大・高専・女子大	1.004	1.006	1.509	1.002	0.917	1.002	0.968	1.003	1.010
大学・大学院	1.001	1.002	0.902	0.999	0.962	1.000	0.933	1.000	1.173
妻の就業状況 (t)									
正規の職員 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
臨時職	1.920 **	1.924 **	4.723 +	1.921 **	2.977 **	1.924 **	2.814 **	1.920 **	1.755 **
自営業	1.503 **	1.508 **	4.153	1.505 **	2.042 *	1.507 **	1.884 *	1.500 **	1.648 **
無職・家事	1.177 **	1.183 **	1.578	1.181 **	1.325 +	1.185 **	1.226	1.176 **	1.236 *
夫婦の母親との同居状況 (t)									
夫妻どちらかの母親と同居	1.156 *	1.147 *	2.236	1.150 *	1.614 **	1.144 *	1.442 *	1.161 *	1.277 *
夫妻両方の母親が同居町村内で別居	0.965	0.962	6.106 *	0.962	1.480 *	0.960	1.292	0.968	0.930
夫妻どちらかの母親が同居町村内で別居	0.913 +	0.913 +	1.830	0.913 +	1.117	0.913 +	1.023	0.914 +	0.955
夫妻両方の母親がその他の地域で別居 (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
政策実施期間 (t)									
少子化対策以前(1993年以前) (ref.)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)	(1.000)
エンゼルプラン(1994-1999年)	0.841 **	0.832 **	0.834 **	0.834 **	0.836 **	0.843 **	0.845 **	0.840 **	0.839 **
新エンゼルプラン(2000-2004年)	0.735 **	0.726 **	0.728 **	0.728 **	0.731 **	0.739 **	0.742 **	0.730 **	0.731 **
次世代育成支援対策推進法(2005年以降)	0.651 **	0.642 **	0.644 **	0.637 **	0.637 **	0.647 **	0.647 **	0.636 **	0.634 **
第1子出生時と同都道府県に居住 (第2子)									
	1.351 **	1.352 **	1.358 **	1.348 **	1.341 **	1.345 **	1.343 **	1.353 **	1.360 **
地域環境変数 (t) 地域ブロック									
女性の就業率 (20-39歳)		1.006	1.021						
保育定員率 (0-4歳人口当たり)				1.003	1.012 *				
潜在的定員率(女性25-39歳人口当たり)						1.011 *	1.026 *		
保育所公私比率								1.063	1.168
地域環境変数×妻の学歴									
中学校			1.007		1.003		1.013		0.855
高等学校 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
専修学校			1.021 +		1.001		1.009		1.017
短大・高専・女子大			0.993		1.003		1.003		0.990
大学・大学院			1.002		1.001		1.007		0.838 +
地域環境変数×妻の就業状況 (t)									
正規の職員 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
臨時職			0.986		0.988 *		0.971 +		1.104
自営業			0.984		0.991		0.983		0.901
無職・家事			0.995		0.997		0.998		0.945
地域環境変数×夫婦の母親との同居状況(t)									
夫妻どちらかの母親と同居			0.989		0.990 *		0.981 +		0.898
夫妻両方の母親が同居町村内で別居			0.970 *		0.987 *		0.976 +		1.037
夫妻どちらかの母親が同居町村内で別居			0.988		0.994		0.990		0.951
夫妻両方の母親がその他の地域で別居 (ref.)			(1.000)		(1.000)		(1.000)		(1.000)
定数項 (β)									
	-4.840 **	-5.178 **	-6.098 **	-4.934 **	-5.244 **	-4.989 **	-5.158 **	-4.898 **	-4.989 **
ランダム効果									
第2水準分散成分	0.017 **	0.015 **	0.015 **	0.014 **	0.014 **	0.012 **	0.011 **	0.012 **	0.011 **
分析ケース数	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561	19561
地域数	47	47	47	47	47	47	47	47	47
地域内の平均ケース数	416.2	416.2	416.2	416.2	416.2	416.2	416.2	416.2	416.2
Wald χ^2 検定量	1831.3 **	1832.6 **	1841.6 **	1833.3 **	1843.3 **	1835.6 **	1844.9 **	1834.3 **	1840.1 **
級内相関 ρ	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.003	0.004	0.003

有意確率 + 0.1 * 0.05 ** 0.01 (ref.) はリファレンス・カテゴリ

VI. おわりに

本稿では、女性の就業状況や保育施策を中心とした子育て環境が個人の出生行動にどのような影響を与えるのかについて、マルチレベルモデルを用いて検証を行った。地域ブロックならびに都道府県の変動をモデル化したマルチレベルモデルによって第2子出生タイミングについて分析を行った結果、地域の変動は統計的に有意な結果が得られたものの、その分散は極めて小さいものであった。この結果から地域ブロックや都道府県といった大きな地域規模では個人の出生行動に与える影響は非常に限定されたものであることがわかった。ただし、その分散は統計的に有意であることからモデル推定を行う際には無視できない要因であり、そのようなモデルについては地域間の変動をモデルに組み込んだ推定が求められる。その対処法としては、本稿で行ったような、地域それぞれをダミー変数で投入する地域固定効果モデル (Rindfuss et al. 2007) や地域間の変動をランダム変数として用いるマルチレベルモデルが考えられる。地域環境変数の効果は地域ブロックにおいては、女性の就業率と潜在的定員率が正の関係を示しており、女性の就業が促進的で女性人口当たりの保育定員が十分に整備されている地域において第2子出生ハザードが高いことが示された。都道府県別のモデルでは、保育定員率と潜在定員率が正の関係がみられた。また、個人の社会的属性と地域環境とのクロス水準交互作用項の結果からは、保育定員率や潜在定員率を増加させることで、家庭内育児資源の利用が困難でもハザード率の低下を緩和させる効果があることが示されたことから、保育サービスの更なる充実が求められる。

本研究は、地域環境変数が個人の出生行動にどのような影響を及ぼすのかといった問題意識から、マルチレベルモデルの基本的なモデルを適応して検証を行った。今回の結果は、分析に当たっての制限や限界が多く、十分に検証できたとは言いがたい。第一は、地域の規模である。第14回出生動向基本調査では、第1子から第3子の3歳頃に居住していた都道府県を初めて尋ねているが、市町村の居住情報は得られていない。子育て支援は市町村ごとに異なるため、より現実的なモデルを構築するためには市町村レベルにおける地域間変動の把握が重要となる。しかし全国調査の場合、同一市町村に含まれるケース数が人口規模の小さい市町村ほど少なくなるため、設問の実施自体が困難であろう。第二に、上記に関連して市町村間移動についても把握することはできていない点である。結婚や住宅取得を機にした移動が多いことから (国立社会保障・人口問題研究所 2008)、結婚時の居住地の把握も望まれる。また都市部では待機児童問題によって、保育所に入所するために市町村間移動を行う可能性もあるため、その実態把握も含めて今後も検討が必要であろう。

謝辞

本稿の執筆にあたり、国立社会保障・人口問題研究所人口動向研究部の石井太部長ならびに岩澤美帆室長には、筆者の能力不足を補うに余りある数々の助言を賜りました。心より感謝申し上げます。また、人口構造研究部の菅桂太研究員にも分析手法に関する助言をいただきました。併せて感謝申し上げます。なお、本稿に残された誤りは全て筆者の責任です。

附表1 地域ブロック分類

地域ブロック	都道府県
北海道・東北	北海道・青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県
北関東	茨城県・栃木県・群馬県
東京都	
南関東（東京都除く）	埼玉県・千葉県・神奈川県
北陸4県	新潟県・富山県・石川県・福井県
中部・東海	山梨県・長野県・岐阜県・静岡県・愛知県・三重県
近畿	滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・和歌山県
中国・四国	鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県・徳島県・香川県・愛媛県・高知県
九州・沖縄	福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県・沖縄県

附表2a 第1子ならびに第2子を3歳まで育児した居住地のクロス表

(%)

	第2子									
	北海道・東北地方	北関東	東京都	南関東（東京都除く）	北陸4県	中部・東海地方	近畿地方	中国・四国地方	九州地方・沖縄	外国・不詳
第1子 北海道・東北地方	96.3%	0.2%	1.2%	0.8%	0.2%	0.4%			0.2%	0.8%
北関東		95.9%	0.4%	1.7%		0.8%		0.4%		0.8%
東京都	1.0%	1.0%	83.3%	7.2%	0.3%	2.6%	0.7%	0.3%	1.0%	2.6%
南関東（東京都除く）	1.0%	1.3%	1.2%	92.7%	0.1%	0.9%	1.0%	0.1%	0.9%	0.6%
北陸4県			0.6%	0.6%	97.2%		0.6%			1.1%
中部・東海地方	0.4%	0.4%	0.4%	1.2%	0.3%	95.4%	0.6%	0.3%		0.9%
近畿地方	0.3%	0.4%	0.7%	0.7%	0.1%	0.4%	96.3%	0.3%	0.4%	0.1%
中国・四国地方				0.8%		0.3%	1.0%	96.6%	0.5%	0.8%
九州地方・沖縄	0.2%	0.2%	0.4%	1.0%		0.4%	0.6%	0.6%	95.6%	1.0%
外国・不詳	1.7%	0.9%	2.6%	2.6%	1.7%	0.9%	1.7%	0.9%	2.6%	84.5%
合計 N=4249	12.0%	6.0%	6.7%	15.9%	4.2%	15.6%	15.7%	9.1%	11.6%	3.1%

附表2b 第1子ならびに第2子3歳まで育児した居住地の同一都道府県居住割合

都道府県	第1子=第2子	N	都道府県	第1子=第2子	N	都道府県	第1子=第2子	N
北海道	96.6%	(140)	石川県	97.8%	(44)	岡山県	94.9%	(75)
青森県	92.2%	(59)	福井県	90.5%	(19)	広島県	84.9%	(79)
岩手県	94.3%	(50)	山梨県	93.8%	(30)	山口県	97.5%	(39)
宮城県	92.3%	(72)	長野県	90.6%	(58)	徳島県	90.0%	(18)
秋田県	95.1%	(39)	岐阜県	93.8%	(60)	香川県	88.5%	(23)
山形県	93.8%	(60)	静岡県	92.3%	(132)	愛媛県	95.7%	(45)
福島県	94.0%	(63)	愛知県	95.5%	(294)	高知県	100.0%	(37)
茨城県	95.1%	(116)	三重県	94.9%	(56)	福岡県	93.5%	(130)
栃木県	97.0%	(64)	滋賀県	88.9%	(32)	佐賀県	96.9%	(31)
群馬県	92.6%	(50)	京都府	94.7%	(72)	長崎県	96.0%	(48)
埼玉県	93.4%	(228)	大阪府	89.9%	(250)	熊本県	98.3%	(58)
千葉県	90.0%	(153)	兵庫県	93.2%	(165)	大分県	90.6%	(29)
東京都	83.3%	(255)	奈良県	91.0%	(61)	宮崎県	96.2%	(50)
神奈川県	91.8%	(235)	和歌山県	97.3%	(36)	鹿児島県	90.5%	(67)
新潟県	98.6%	(70)	鳥取県	84.6%	(11)	沖縄県	95.0%	(57)
富山県	90.0%	(36)	島根県	93.8%	(30)			

参考文献

- Andersson G., D. Ann-Zofie, and K. Hank, (2003) "Do Child Care Characteristics Influence Continued Childbearing in Sweden? An Investigation of the Quantity, Quality, and Price Dimension" *MPIDR Working Paper* 2003-013.
- Baižan P. (2009) "Regional child care availability and fertility decisions in Spain", *Demographic Research* Vol.21, pp. 803-842.
- Blau, D. M. (2001) "*The child care problem: An economic analysis*". New York: Russell Sage.
- Blau, D. M., and Robins, P. K. (1989) "Fertility, employment, and child-care costs" *Demography*, 26, 287-299.
- Callens, Marc and Christophe Croux (2005) "The Impact of Education on Third Births. A Multilevel Discrete-Time Hazard Analysis" *Journal of Applied Statistics*, Volume 32, Issue 10.
- d'Addio, A. and M. d'Ercole (2005) "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies", *OECD Social Employment and Migration Working Papers* No.27.
- Engelhardt, H., Kögel, T., Prskawetz, A. (2004) "Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000", *Population Studies* 58, pp. 109-120.
- Entwisle, Barbara and William M. Mason (1985) "Multilevel Effects of Socioeconomic Development and Family Planning Programs on Children Ever Born", *AJS* Vol.91 Num.3, pp.616-49.
- Erbring, L. and A.A. Young (1979) "Individuals and Social Structure. Contextual Effects as Endogenous Feedback" *Sociological Methods & Research*, 7, pp.396-430.
- Gauthier, A. H. (2007) "The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature", *Population Research and Policy Review*, 26, pp.323-346.
- Gordon, R. A., and Chase-Lansdale, L. P. (2001) : Availability of child care in the United States: A description and analysis of data sources. *Demography*, 38, 299-316.
- Hank, K. (2001) "Regional Social Contexts and Individual Fertility Decisions: A Multilevel Analysis of First and Second Births in Western Germany", *MPIDR WORKING PAPER* WP 2001-015.
- Hank, K. (2002) "Regional Social Contexts and Individual Fertility Decisions: A Multilevel Analysis of First and Second Births in Western Germany", *European Journal of Population* 18, pp.281-299.
- Hank, K. and M. Kreyenfeld (2002) "Modes of Childcare and the Difficult Compatibility of Childrearing and Employment in (Western) Germany", *Materialien zur Bevölkerungswissenschaft-Heft* 105, pp.99-112.
- Hashimoto, Y. and A. Kondo (2010) "Long-term effects of labor market conditions on family formation for Japanese youth", *GCOE Discussion Paper Seires*, Global GCOE Program Human Behavior and Socioeconomic Dynamics, No.153.
- Kawabata, M. (2011) "Spatial Mismatch of Childcare in Tokyo" *CSIS Discussion Paper*, 107, pp.1-31.
- Kraval, Ø. (1996) "How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach" *Population Research and Policy Review*, June 1996, Volume 15, Issue 3, pp 201-218."
- Kraval, Ø. (2001) "The High Fertility of College Educated Women in Norway: An Artefact of the Separate Modelling of Each Parity Transition", *Demographic Research*, Vol.5-6, pp.187-216.
- Kreft I. and J. de Leeuw (1998) "*Introducing Multilevel Modeling*", Sage Publications Ltd, 小野寺 孝義, 菱村 豊, 村山 航, 岩田 昇, 長谷川 孝治 (2006) 『基礎から学ぶマルチレベルモデル—入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法』, ナカニシヤ出版.
- Kögel, T., 2004, "Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries really Change in Sign?" *Journal of Population Economics* 17;45-65.
- OECD (2012) "Social Expenditure Database (SOCX)".
- Rindfuss, R. R., Guilkey D., Morgan S. P., Kraval Ø., K. B.n GuzzoChild, (2007) "Care Availability and First-Birth Timing in Norway", *Demography*, Vol.44, No.2, pp. 345-372.

- Sleebos J. (2003) "Low fertility rates in OECD countries: facts and policy responses", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, 15, OECD, Paris.
- Thévenon O. (2010) "Fertility in OECD countries: An assessment of macro-level trends and policy responses", *Work Package 2: Macro perspective on fertility trends and Institutional context*, Reproductive decision-making in a macro-micro perspective, pp.1-58.
- 岩澤美帆 (2004) 「妻の就業と出生行動：1970-2002年結婚コーホートの分析」, 『人口問題研究』 60-1, pp.50-69.
- 宇南山卓 (2009) 「少子高齢化対策と女性の就業について—都道府県別データから分かること—」
RIETI Discussion Paper, Series 10-J-004.
- 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.
- 大石亜希子 (2003) 「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.39 No.1, pp.55-69.
- 大石亜希子 (2005) 「保育サービスの再配分効果と母親の就労」, 国立社会保障・人口問題研究所編, 『子育て世帯の社会保障』, 東京大学出版会.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』, 関西大学出版社.
- 小椋正立・ロバート＝ディークル (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』, No.22, pp.46-76.
- 加藤久和 (2000) 「出生, 結婚および労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』 56-1, pp.38-60.
- 加藤久和 (2002) 「結婚・出生の将来予測—経済社会モデルによるアプローチ—」, 『人口問題研究』 58-4, pp. 22-46.
- 加藤久和 (2005) 「確率的手法に基づく出生率の将来推計」, 明治大学政治経済学部『政経論叢』 第74巻1-2号, PP.265-302.
- 鎌田健司 (2005) 「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」, 『経済学研究論集』, 明治大学政治経済学研究科, No.24: pp. 45-63.
- 鎌田健司・岩澤美帆 (2009) 「出生力の地域格差の要因分析」, 『人口学研究』 第45号, pp.1-20.
- 河端瑞貴 (2010) 「待機児童と保育所アクセシビリティ—東京都文京区の事例研究—」 応用地域学研究15, pp.1-12.
- 河邊宏 (1979) 「出生力低下のパターンの地域差について」, 『人口問題研究』, 第150号, pp.1-14.
- 小池司朗 (2006) 「出生行動に対する人口移動の影響について—人口移動は出生率を低下させるか?—」, 『人口問題研究』, 64-2, pp.3-19.
- 厚生労働省 (2006-2012) 「人口動態統計 (確定数) の概況」
- 河野綱果 (1992) 「わが国における出生力転換の要因に関する考察」, 『人口問題研究』 第48巻 第1号, pp.1-15.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2008) 「第6回人口移動調査 結果の概要」.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011) 「第14回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査)」 夫婦調査の結果概要.
- 小島宏 (2005) 「地方自治体における少子化対策と合計出生率・未婚者割合」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生労働科学研究費補助金平成14~16年度総合報告書.
- 駒村康平 (2002) 「保育サービスの費用分析と受給のミスマッチの現状」, 国立社会保障・人口問題研究所編, 『少子社会の子育て支援』, 東京大学出版会.
- 財団法人 統計情報研究開発センター (2011) 『社会・人口統計体系 都道府県基礎データファイル (1975-2008年)』.
- 坂爪聡子 (2007) 「都道府県別にみる出生率と女性就業率に関する一考察」, 京都女子大学『現代社会研究』, pp.137-150.
- 坂爪聡子 (2008) 「少子化対策として効果的なのは保育サービスの充実か労働時間の短縮か?」. 『季刊・社会保障研究』, Vol.44, No.1, pp.110-120.
- 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—」, 『季刊・社会保障研究』, Vol. 39, No.1, pp.43-54.
- 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」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会 2つの神話と1つの真実』, 日本評論社, pp. 81-114.
- 清水昌人 (2004) 「出生力の都道府県間格差」『統計』 2004年11月号: 20-25.
- 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」, 『季刊社会保障研究』, pp.371-379.
- 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業性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

- 計量分析」、『季刊家計経済研究』, No.59, pp.56-63.
- 高橋真一 (1997) 「出生力の地域的分析」, 濱英彦, 山口喜一編著, 『地域人口分析の基礎』, 古今書院.
- 高山憲之・小川浩・吉田浩・有田富美子・金子能宏・小島克久 (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力一少子化の経済学的要因に関する一考察」, 『人口問題研究』 56-4, pp.1-18.
- 田中隆一・河野敏鑑 (2009) 「出産育児一時金は出生率を引き上げるか—健康保険組合パネルデータを用いた実証分析」, 『日本経済研究』, No.61, pp.94-108.
- 塚原康博 (1995) 「育児支援政策が出生行動に与える効果について—実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析」, 『日本経済研究』 No.28, pp.148-161.
- 筒井淳也・不破麻紀子 (2008) 「マルチレベル・モデルの考え方と実践」(計量社会学ワンステップアップ講座), 『理論と方法』, Vol.23, No.2, pp.139-149.
- 津谷典子 (1999) 「出生率低下と子育て支援政策」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.34, No.4, pp.348-360.
- 永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と出産次期の選択—」, 『人口問題研究』 55-2, pp.1-18.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007) 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について—一家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」, RIETI Discussion Paper Series 07-J-012.
- 福田素生 (2002) 「保育サービスの供給—費用面からの検討を中心に—」, 国立社会保障・人口問題研究所編, 『少子社会の子育て支援』, 東京大学出版会.
- 前田正子 (2002) 『『全国子育てマップ』に見る保育の現状分析』, 国立社会保障・人口問題研究所編, 『少子社会の子育て支援』, 東京大学出版会.
- 森田陽子 (2006) 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編 『少子化と日本の経済社会 2つの神話と1つの真実』, 日本評論社, pp. 49-80.
- 山内昌和, 西岡 八郎, 小池 司 (2005) 「近年の地域出生力—都市圏を単位とした1980-2000年の変化と格差の検討—」, 『人口問題研究』 61-1, pp.1-17.
- 山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女子就業との両立可能性について」, 『季刊・社会保障研究』 Vol.35, No.1, pp.52-64.
- 山口一男 (2005) 「女性の労働力参加と出生率の真の関係について: OECD 諸国の分析」, RIETI Discussion Paper Series 05-J036.
- 吉田浩・水落正明 (2005) 「育児資源の利用可能性が出産および就業の選択に与える影響」, 『日本経済研究』 No.51, pp.76-95.

Regional Employment, Childcare Context, and Reproductive Behavior using Multilevel Modeling

Kenji KAMATA

This study examines how the regional employment environment and childcare context affect individual reproductive behavior using multilevel modeling. Individual level data is sourced from the 14th National Fertility Survey and is combined with regional level data for female (aged 20-39 years) employment rate, childcare coverage rate, potential accessibility of childcare rate, and public and private childcare facility ratio. I prepare two regional sizes: the regional block level and the prefecture level. I analyze the determinants of the timing of the second births.

The results of the multilevel analyses suggest that regional level female employment and potential accessibility of childcare rate are positively related to the timing of the second birth at the regional block level. In the prefecture level, regional level childcare coverage rate is positively related, but female employment does not appear. In all models, random effects (between regions) and low intra-correlation coefficients are detected. Therefore, such models must be estimated by considering variations among regions.