

特集：『第5回全国家庭動向調査（2013年）』の個票データを
利用した実証的研究（その2）

東京大都市圏に居住する夫婦の最終的な子ども数は なぜ少ないのか

—第4回・第5回全国家庭動向調査を用いた人口学的検討—

山内 昌和

東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の出生率はそれ以外の地域（非東京大都市圏とする）に比べて低い。その背景に結婚行動の地域差があることはよく知られているが、夫婦の出生行動の地域差についてはこれまで十分に検討されてこなかった。そこで本稿では、最近の研究で東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数（調査時点の年齢が45歳以上かつ本人初婚の有配偶女性の子どもの数）が非東京大都市圏より少ないことが明らかになったことを踏まえ、両地域における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて検討した。

分析では第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを利用し、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、まず平均子ども数および子ども数の分布の地域差を検討した。次に、若い世代で出生行動に変化がみられるのかどうかを明らかにするために、1948-62年出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある1963-1977年出生コーホートの出生タイミングを地域ごとに比較した。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。第1に、出生コーホートや学歴、結婚年齢で表される構成効果による影響を統制しても、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果の影響が確認された。具体的には、出生コーホート等の条件が同じ場合、東京大都市圏の平均子ども数は非東京大都市圏より約0.2人少なく、特に第3子の出生が起りにくくなっていた。第2に、平均子ども数や子ども数の分布については、東京大都市圏と非東京大都市圏のいずれにおいても結婚年齢による影響が強くみられ、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、子ども数0や1の割合が高くなっていた。第3に、1963-1977年出生コーホートの第1子や第2子の出生が起りにくくなっていること、またこの傾向は東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられることが分かった。このことは、調査時点で再生産年齢にある若い出生コーホートにおいて、夫婦の最終的な子ども数の地域差が保たれたまま、晩婚化と相まって両地域ともに夫婦の最終的な子ども数が減少していることを示すものである。

I. はじめに

2010年代に入り、日本の人口減少が明確なものとなっている。厚生労働省の「人口動態調査」によると2007年以降、自然増減数はマイナス幅が拡大基調で推移し、総務省統計局の「人口推計」では2010年以降、総人口は一貫して減少している。このような状況をもたらした最大の人口学的要因は出生であり、より直接的には1970年代半ばから続く低出生率

ということになる。

出生が人口変化に及ぼす影響については、地域別にも確認することができる。山内ほか(2016)は、日本を大都市地域と非大都市地域等に区分した上で、1950年以降の人口動態の変化と人口規模や構造の変化との関係について検討した。その結果、日本では1950年代に起きた急激な出生率低下と1970年代半ば以降の恒常的な低出生率によって人口構造の高齢化が各地域で進行してきたこと、さらに2000年代に入ると非大都市地域では自然減少が社会減少を上回るようになり、大都市地域でも自然増加から自然減少へ転じようとしていたことが明らかになった。

このように出生は、全国はもとより地域の人口にも大きな影響を及ぼす。従って、地域別の出生に関する検討は、地域のみならず日本全体の人口の見通しを得る上からも必要な課題であるといえる。

ところで、世界的にみても低水準である日本の出生率には地域差¹⁾が存在する。この出生率の地域差は、少なくとも1980年代以降、東京都のような大都市地域では低く非大都市地域では高いという地理的パターンとして表れており、これが結婚行動の地域差と関連していることが指摘されてきた(例えば、Nakagawa 2003, 濱 2003)。すなわち、結婚年齢が高く、女性人口に占める未婚割合も高い大都市地域の方が、出生率は低い傾向がみられるのである。

一方、同じく出生率を規定する夫婦の出生行動の地域差については、例えば夫婦の最終的な子ども数に地域差があるのかどうかといった観点から検討することが可能であるが、これに関するまとまった知見はこれまでのところ得られていない。ただし、沖縄県と東京大都市圏(本稿では埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県から成る地域のことをいう)に限っては、前者では夫婦の最終的な子ども数が全国より多いこと、後者では逆の状況にあることが知られている(大谷 1990, Nishioka 1994, 佐々井 2007, 山内 2015)。このうち本稿が関心を寄せる東京大都市圏の場合、夫婦の最終的な子ども数に相当する45~54歳の有配偶女性の平均子ども数は1.8~2.0人程度であり、非東京大都市圏に比べて0.2人程度少ない(山内 2015)。なぜ東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数は少ないのだろうか。

本稿は、第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを用いて、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムを検討するものである。以下、Ⅱ章で既存研究を整理し、Ⅲ章で分析に用いるデータと方法についてまとめる。分析結果を示すⅣ章では、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる出生コーホートを対象として、最初に平均子ども数、次いで子ども数の分布について検討する。その上で、それら出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある出生コーホートの出生行動の差異に関する分析結果を示す。Ⅴ章では、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて考察する。Ⅵ章では全体をまとめ、今後の課題を示す。

なお、あらかじめ本稿で用いる指標について説明しておく。本稿では、夫婦の最終的な

1) 本稿でいう地域差は、原則として、一国を構成する複数の地域の間での差のことである。

子ども数を表す指標として、調査時点の年齢が45歳以上の有配偶女性（本人初婚）の子ども数を用いる。この指標を用いる理由として、45歳以上での出生が極めて少ないこと、簡便な定義であることが挙げられる。夫婦の最終的な子ども数を表す指標としては、この他に完結出生児数、すなわち夫婦とも初婚で結婚から15～19年経過した50歳未満の女性の子ども数がある（高橋 2010）²⁾。この指標は広く知られているが、30歳代後半以降に結婚した有配偶女性の情報は含まれないことから、本稿では採用しなかった。

II. 既存研究

1. マクロデータを用いた研究

人口転換の過程で生じた出生率の低下に伴い、出生率の地域差も縮小していった（例えば、Coal and Watkins 1986, Tsubouchi 1970）。出生率等の指標で表される出生の地域差はいずれ消失すると考えられたこともあり、人口転換後の社会を対象とした出生の地域差に対する研究関心は高いものではなかった（Boyle 2003, Kulu et al. 2007, Balbo et al. 2013）。

しかし、現在に至るまで出生の地域差は依然として存在しており、人々の出生行動は人口転換を経た後の社会においてもなお多様であると考えられる。このため出生率の地域差それ自体への関心のみならず、その背景にある社会経済的、文化的な要因についての関心もみられる。マクロデータを用いた研究では、データが得られやすいという利点を活かし、出生率の地域差を網羅的に観察したものが多く、一般に出生率は大都市地域で低く非都市的地域で高いこと、さらに大都市地域内部では都心で低く郊外で高いことが知られている。欧州の例では、西ドイツの出生率の地域差と人口構造等との関係を検討した Hank (2001)、オランダの出生率の地域差と信仰との関係を検討した Sobotka and Adigüzel (2002)、トルコの出生率の地域差と社会経済指標との関係を検討し、民族構成の違いの影響についても考察した Işık and Pinarcioglu (2006)、チェコの出生率の地域差と年齢構造や教育との関係を検討した Vobecká and Piguet (2012) 等がある。日本の例では、都道府県別出生率の地域差と賃金や意識、余暇時間などとの関係を検討した国土庁計画・調整局編 (1998)、東京大都市圏内の市区町村別出生率の地域差と人口移動や女性の就業、保育サービスなどとの関係を検討した田中 (2009)、地域によって出生率と地域の産業や就業、世帯構造、保育サービスとの関係が異なることを示した鎌田・岩澤 (2009) 等がある。またこの他、主に経済学分野では、女性の就業や賃金、保育サービス、児童手当等と出生率の地域差との関係が検討されてきた（小椋・ディクール 1992, 北村・宮崎 2005, 堤 2011 等）。

これらの研究は出生率の地域差を俯瞰し、それと関連のある指標を明らかにしたもので

2) 完結出生児数は出生動向基本調査のデータ利用を前提として作成された指標である。なお、出生動向基本調査は国立社会保障・人口問題研究所が5年に1度実施する反復横断調査であり、本稿作成時点で公表されている最新の結果は2010年に実施された第14回調査のものである。

ある。その成果は将来人口推計の出生率仮定の作成や、出生行動の規定要因についての示唆を得る上では極めて有用である。ただし、こうしたマクロデータを用いた研究には限界もある。それは鎌田（2013）も指摘するように、生態学的誤謬（ecological fallacy）と関わっている。生態学的誤謬とは、集計データで観察された変数間の関係性をそのまま個人レベルの因果関係として解釈してしまう誤りのことである。すなわち、マクロデータを用いた研究で出生率の地域差と相関の高い指標を特定することは可能であるが、そのようにして特定された指標と個人の出生行動との関係性は自明ではないのである。従って、人々の出生行動が地域によって異なるのかどうか、異なるとすればそこにはどのようなメカニズムが作用しているのかを明らかにするためには、マイクロデータを用いた研究が不可欠なのである。

2. ミクロデータを用いた研究

人口転換後の社会における出生の地域差についてマイクロデータを用いて検討されるようになったのは、利用可能なデータが十分でなかったこともあって、比較的最近のことである。その多くは欧州を対象とした研究である（Hank 2002, Kulu et al. 2007, Kulu and Boyle 2009, Kulu et al. 2009, Kertzner et al. 2009, Kulu 2013, Kulu and Washbrook 2014, Fiori et al. 2014等）。これらの研究は、対象とする国や分析に使用する指標等に違いはみられるものの、その理論仮説や分析方法は概ね共通したものとなっている。すなわちいずれも、出生行動の地域差が、地域によって異なる人口構造に起因するばかりでなく、人々が地域に埋め込まれた存在であるが故に生じているとの理論仮説に基づき、年齢や配偶関係、学歴などで表される構成効果（compositional effect）の影響を統制した上で、第1子や第2子等の出生タイミングに対して地域固有の効果である文脈効果（contextual effect）の影響が認められるのかどうかといった分析を行っているのである³⁾。

以下、Kulu and Boyle（2009）をその一例として紹介する。これは、フィンランドの長期にわたる出生登録の個票からランダムサンプリングされたデータを利用して、有配偶女性⁴⁾の第1子、第2子、第3子の出生タイミングを分析したものである。同研究では、文脈効果を表す指標として5つに類型化した地域が用いられている。具体的には、首都中心部、首都郊外、首都以外の都市中心部、首都以外の都市郊外、農村地域である。さらに、これらには文脈効果を異にする他地域から移動してきた者と当該地域に居住し続けている者がいるとして、上記5つの地域類型に人口移動の情報を加味した9種類の地域を用いた分析も行った。その結果、構成効果の影響を統制すると文脈効果の影響は小さくなるが失われるわけではないこと、都心から郊外へ移動した女性の方が従来から郊外に居住し続けていた女性に比べて出生が起りやすいことが確認された。

3) ここでいう構成効果とは、学歴や職業といった社会構造に由来する効果のことであるのに対し、文脈効果とは、地域特有の価値意識や地域内での人間関係、各種制度や機会といった地理的環境に由来する効果のことである（Johnston 2009）。

4) 配偶者との間に法的な意味での婚姻関係があるかどうかは問わない。

Kulu and Boyle (2009) で確認された文脈効果は、Hank (2002) を除き、他の研究でも基本的に認められている。従って、マクロデータで確認される出生率の地域差の背景には、人口構造の違いに加えて、地域によって異なる人々の出生行動があるといえよう。ただし、これらの研究では原則としてサンプル調査のデータに基づき分析を行っているため、文脈効果の指標として用いられた地域は限られたものとなる。上記の研究の中では Kulu and Boyle (2009) のように集落の人口規模を基準として地域を 5 つ程度に類型化する例が一般的であるが、イタリアを対象とした Kertzer et al. (2009) のように、地理的なまとまりに配慮して国内を北東部、北西部、中部、南部の 4 つに区分したものもある。また、分析に用いられた全ての地域に文脈効果が認められるわけではない点にも注意が必要である。

他方、日本を対象とした研究には大谷 (1990)、Nishioka (1994)、佐々井 (2007)、鎌田 (2013) がある。これらで採用された理論仮説は、明示的かどうかは別として、先述の欧州の研究とほぼ同様のものであると考えられるが、その分析方法はやや異なる。

このうち大谷 (1990) と佐々井 (2007) は出生タイミングではなく子ども数に関する分析を行っているが、両研究には類似点が多いため、ここでは佐々井 (2007) について言及する。同研究は出生動向基本調査のデータを利用し、結婚年齢や就業状態、学歴、親との同居などの影響を統制した上で、完結出生児数、結婚持続期間 0-4 年の有配偶女性の出生の有無および結婚持続期間 5-14 年の有配偶女性の子ども数が地域 (全国を 9 つに分けた地域ブロック) によって異なるのかどうかについて検討した。その結果によれば、文脈効果に相当する地域の効果は明瞭なものとはいえなかった。ただし、有配偶女性の就業の有無と子ども数の関係は地域によって異なるなど、子ども数や出生の有無を規定する要因に地域差がある可能性を指摘した。

一方鎌田 (2013) は、有配偶女性の第 2 子出生タイミングについて分析を行っている。同研究は、出生動向基本調査のデータを利用し、マルチレベルモデルを用いて第 2 子出生タイミングに対する地域の影響と地域の環境変数の影響とを同時に検討したものである。ここでいう地域の環境変数とは、女性の働きやすさと子育て環境を地域別 (全国を 9 つに分けた地域ブロック別と都道府県別) に評価した指標である。分析の結果、第 2 子出生タイミングに対する地域の影響は、無視できないものではありながら、影響の大きさという点では弱いこと、第 1 子出生年齢や女性の就業、親との同別居等の影響を統制しても、地域の環境変数の影響は一定程度存在することが明らかになった。

最後に Nishioka (1994) は、沖縄県の夫婦の最終的な子ども数が多いことの要因を検討したものである。同研究は、有配偶女性の子どもの性別構成とパリティ拡大率との関係を検討し、沖縄県の夫婦の最終的な子ども数が多いのは家系継承の慣行に由来する男児選好のためであることを明らかにした。従って同研究は文脈効果の具体的なメカニズムを検討したものとみなせるが、これまで紹介してきた他の研究とは異なり、沖縄県のみを対象にした調査結果を利用した成果であるため、構成効果の影響に関する検討はなされていない。

以上の研究を踏まえ、本稿でも出生行動の地域差が、地域によって異なる人口構造に起因するばかりでなく、人々が地域に埋め込まれた存在であるが故に生じているとの理論仮

説を採用する。その上で、構成効果を統制しても夫婦の出生行動に対する文脈効果の影響が確認できるかどうかについての分析を行い、東京大都市圏と非東京大都市圏における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムの異同について考察する。

なお、上記の既存研究と比較した時の本稿の特徴は次の2点である。第1に、既存研究の多くは夫婦の出生行動のうち出生タイミングに焦点を当てていたが、本稿では大谷(1990)や佐々井(2007)同様、夫婦の最終的な子ども数やその分布について分析する。その理由として、出生タイミングに関する分析で文脈効果の影響が確認されたとしても、果たしてそれが夫婦の最終的な子ども数にどのくらいの影響を及ぼすものなのかといったことが直接把握できないからである⁵⁾。ただし、Iで述べた理由により、本研究では夫婦の最終的な子ども数の指標として、調査時点の年齢が45歳以上の有配偶女性(本人初婚)の子ども数を用いることにした。第2に、本稿では構成効果と文脈効果それぞれが夫婦の最終的な子ども数にどの程度の影響を及ぼすのかを具体的に示す。既存研究では、上述のように出生タイミングに焦点を当てたものが多かったため、文脈効果が確認できるかどうか議論が集中し、文脈効果が認められた場合でも夫婦の出生行動に対するその影響の大きさについては十分に検討されてこなかったためである。

Ⅲ. 方法

1. データ

本稿では、2008年と2013年に実施した第4回および第5回全国家庭動向調査(以下、第4回調査、第5回調査とする)の個票データを用いる。全国家庭動向調査とは、国立社会保障・人口問題研究所が5年に1度実施する反復横断調査であり、これまで5回にわたって実施されてきたものである。同調査の目的は、家庭内における出産・子育て、老親の扶養・介護をはじめとする家庭機能の実態とその変化を捉えることにある。同調査は、2003年実施の第3回調査までは有配偶女性を回答者としていたが、第4回調査以降は離別・死別女性も回答者に含めるようになった。なお、調査の詳細については各回報告書を参照されたい(厚生省人口問題研究所 1995, 国立社会保障・人口問題研究所 2000, 2007, 2011a, 2011b, 2015a, 2015b)。

本稿では、この第4回調査と第5回調査の個票データのうち、1948~1977年出生コーホートの有配偶女性(本人初婚)について分析する。その理由は以下の通りである。第4回調査と第5回調査の個票データを利用したのは、第4回調査以降に従来の子ども数に関する設問に新たに子どもの出生年月に関する設問が追加されたこと、なおかつ出生コーホート別のケース数をできるだけ多く確保したためである。次に、対象者を調査時点で30歳から65歳に該当する1948~1977年出生コーホートに限定したのは、各調査の実施時点の年齢が

5) 出生タイミングに関する分析は、いわゆる生存時間分析やイベントヒストリー分析と呼ばれるものである。同分析は他の分析に比べて情報ロスを少なくできるという利点があり(山口 2001)、最終的な子ども数に達していないと考えられる若い夫婦の情報を含めて出生行動の分析が可能である。

再生産年齢のケースとそれより上のケースの両方を分析対象に含めるためである。さらに、本人初婚に限定したのは、現在の夫婦間での出生を分析するためである⁶⁾。

また、本稿では東京大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）の4都県と非東京大都市圏（東京大都市圏以外の43道府県）の比較分析の形をとるが、全国家庭動向調査には人口移動に関する設問がないため、分析対象者が両地域のいずれに属するかについては、調査時点の居住地で判断している。そのため、例えば結婚時点では東京大都市圏に居住していたが、その後転出し現在まで非東京大都市圏に居住しているといったような場合、本稿では非東京大都市圏の居住者として扱う。参考までに、社人研が2011年に実施した第7回人口移動調査によれば、調査時点で東京大都市圏に居住する男女のうち、結婚時点の居住地が同一市区町村内、同一都道府県内、同一圏内である割合は42.6%、67.1%、87.5%、同じく非東京大都市圏に居住する男女の場合はそれぞれ65.4%、86.1%、96.3%であった。従って、本稿の東京大都市圏と非東京大都市圏の居住者の多くは、各圏内で結婚・出生を経験しているものと考えられる。

なお、日本の出生に関する人口学的な分析に用いられる個票データとしては、社人研が実施する出生動向基本調査がよく知られている。本稿で同調査ではなく全国家庭動向調査を利用するのは、調査対象者の年齢に上限がなく、結婚年齢が遅い夫婦の最終的な子ども数についてもある程度のケース数を確保しやすいためである。

2. 分析方法

本稿では3つの分析を行う。最初の分析と2つ目の分析は、調査時点の子ども数が最終的な子ども数と考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、平均子ども数と子ども数の分布に関する分析を行う。3つ目の分析は、1948-62年出生コーホートと調査時点の年齢が再生産年齢に含まれる1963-77年出生コーホートの出生タイミングを比較する。

最初の平均子ども数に関する分析では、子ども数を被説明変数とする疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析を行う。ポワソン回帰は、子ども数などの非負整数を被説明変数とする計数データの分析に用いられるものである。ただし、ポワソン分布には平均と分散が等しいという制約があることから、有配偶女性の子ども数のように分散が平均よりも小さくなる過小分散（under dispersion）の場合、通常のポワソン回帰をそのまま適用することは適切とはいえない。そこで本稿では石井（2013）に倣い、McCullagh and Nelder（1989）の疑似尤度を用いたポワソン回帰による分析を行った。これは、過小・過大を表すパラメータ ϕ を用い、被説明変数の期待値を λ_i とした場合に分散を $\phi\lambda_i$ として、期待値と分散が等しいという制約条件を緩めて推定を行うものである。この場合、推定される係数は通常のポワソン回帰と同じ結果となるが、標準誤差の推定値や p 値は異なる。

6) 夫が再婚のケースも含まれるので、厳密には現在の夫婦間の出生に限定した分析とはいえない。これは第4回調査に夫の初婚・再婚の別に関する設問がないためである。ただし、例えば後述するポワソン回帰に用いた第5回調査のケース数1,888のうち夫婦とも初婚のケース数が1,831（97.0%）、夫再婚で妻初婚のケース数は57（3.0%）であることから、夫が再婚のケースを含むことによる分析結果への影響は限定的であると考えられる。

2つ目の子ども数の分布に関する分析では、(a)第1子を持つかどうか、(b)第1子を持つ人を対象として第2子を持つかどうか、(c)第2子を持つ人を対象として第3子を持つかどうか、(d)第3子を持つ人を対象として第4子を持つかどうか、のそれぞれについて二項ロジスティック回帰による分析を行う。二項ロジスティック回帰は、ある事象が起きた場合に1、起きなかった場合に0となる二値変数を被説明変数とする分析に用いられるものである。ただし、推定されるのは事象の生起確率 (p_i) のロジット ($\log(p_i/(1-p_i))$) である。このため、例えば上記(a)に関する二項ロジスティック回帰の場合、推定される p_i は第1子の出生確率となる。

これら最初の分析と2つ目の分析では以下の3つのモデルを用いて検討する。

$$\text{モデル1} \quad y_i = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \text{Cont}_i + e_{1i}$$

$$\text{モデル2} \quad y_i = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \text{Cont}_i + \beta_3 \cdot \text{Comp}_i + e_{2i}$$

$$\text{モデル3} \quad y_i = \alpha_3 + \beta_4 \cdot \text{Cont}_i + \beta_5 \cdot \text{Comp}_i + \beta_6 \cdot \text{Cont}_i \cdot \text{Comp}_i + e_{3i}$$

y : 被説明変数 (最初の分析では平均子ども数の常用対数値, 2つ目の分析では出生確率のロジット), Cont : 文脈効果に関する説明変数, Comp : 構成効果に関する説明変数, α : 切片, β : 係数, e : 誤差, i : 個人

このうちモデル1は文脈効果に関する説明変数のみを投入したモデル, モデル2はモデル1に構成効果に関する説明変数を加えたモデル, モデル3はモデル2に文脈効果と構成効果に関する説明変数の交差項を加えたモデルである。モデル2とモデル3の違いは、前者が文脈効果を実質的に切片の違いとして表すのに対し、後者のモデル3は切片のみならず係数の傾きの違いを含めて表す点にある。

これらのモデルに投入する文脈効果と構成効果に関する指標は次の通りである。文脈効果の指標は、東京大都市圏を表すダミー変数であり、非東京大都市圏を基準カテゴリとした。本稿で文脈効果を表す地域を2つに限定したのは、地域別のケース数を確保するためである。

一方、構成効果としては、出生コーホート、学歴、結婚年齢に関する指標を取り上げた。このうち、出生コーホートについては5年毎のダミー変数とし、1953-57年出生コーホートを基準カテゴリとした(以下、世代A(1948-52年)、世代B(1953-57年)、世代C(1958-62年)と記す)。学歴については中学・高校を表すダミー変数とし、短大・大卒等を基準カテゴリとした。学歴を2つに区分したのは、高校進学率が上昇する出生コーホートを含み、また大学よりも短大進学の方が一般的であったためである。結婚年齢については、24歳までに結婚を基準カテゴリとするダミー変数とし、25-27歳で結婚、28-30歳で結婚、31歳以上で結婚の各カテゴリを作成した。構成効果を表す指標を上記の3つに限定したのは、全国家庭動向調査が反復横断調査であり、調査から得られる情報のうち出生との因果を想定しうる指標に限られるためである⁷⁾。

7) 例えば、全国家庭動向調査では調査時点の夫婦の就業や所得について尋ねた設問があるが、これはあくまで調査時点の情報である。従って、仮にこれら情報と子ども数との関係がみられたとしても、夫婦の就業や所得が子ども数を規定しているのか、それとも子ども数が就業や所得を規定しているのかはよくわからない。

3つ目の出生タイミングの比較に関する分析では、 Kaplan・マイヤー法を利用して、(e)結婚から一定期間経過後に第1子を持っているかどうか、(f)第1子出生から一定期間経過後に第2子を持っているかどうか、(g)第2子出生から一定期間経過後に第3子を持っているかどうか、(h)第3子出生から一定期間経過後に第4子を持っているかどうかについて分析する。 Kaplan・マイヤー法は、ある事象が発生しない確率（生存確率）を時間の関数として表す生存関数の作成法である。例えば(e)の場合には、結婚からの経過月数別に第1子を出生していない確率を推定することになる。(e)～(h)に関する生存関数は、次の8つの類型別に作成した。

1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚

①非東京圏在住者 ②東京圏在住者

1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚

③非東京圏在住者 ④東京圏在住者

1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚

⑤非東京圏在住者 ⑥東京圏在住者

1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚

⑦非東京圏在住者 ⑧東京圏在住者

その上で、これら8種類の生存関数に差があるのかどうかについて、特に出生コーホートの違いに注目してログランク検定（①と③、②と④、⑤と⑦、⑥と⑧の生存関数を比較）を行った。その理由は次の通りである。1950年代出生コーホートから晩婚化の傾向がみられるようになり、最近の出生コーホートまでその傾向が続いている。晩婚化により、個人レベルでは生物学的な制約等によって出生が起こりにくくなると考えられるが、集団レベルでは出生意欲が高い人の結婚年齢の遅れによって高齢での出生が起こりやすくなる可能性もある。従って、1963-77年出生コーホートの出生確率が上昇する可能性も否定できないことから、出生コーホート間で生存関数を比較することが重要となるのである。

なお、3つ目の分析で出生コーホートを15年、年齢の区分を27歳までと28歳以降としたのは、第1に類型別のケース数を多数確保したかったこと、第2に28歳以上では平均子ども数が2を下回ったこと、第3に後述するように最初の分析と2つ目の分析の結果から出生コーホートを細分化することや学歴を考慮することは重要ではないと判断したことによる。

これらの分析に際して欠損のあるケースを除いたデータセットを作成し、分析結果は統計ソフトウェア R version3.0.2を使用して算出した。

IV. 結果

1. 平均子ども数の分析

子ども数を被説明変数とするポワソン回帰に使用した変数の基本統計量を整理したのが表1である。同表では、平均子ども数は全体で2.12人、東京大都市圏で1.96人、非東京大都市圏で2.16人である。東京大都市圏の方が非東京大都市圏より平均子ども数が少ないの

は、出生コーホート別、学歴別、結婚年齢別のいずれにおいても同様にみられる傾向である。一方、学歴および結婚年齢の高い方が平均子ども数が少ないのは東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられる。ただし、出生コーホート別の平均子ども数に関しては、東京大都市圏の場合は若い出生コーホートの平均子ども数の方が少ないのに対して、非東京大都市圏ではその逆の傾向となっている。

表 1 ポワソン回帰に用いた変数の基本統計量

	全体				東京大都市圏				非東京大都市圏			
	N		子ども数		N		子ども数		N		子ども数	
	実数	構成 (%)	平均	標準偏差	実数	構成 (%)	平均	標準偏差	実数	構成 (%)	平均	標準偏差
計	3,804	100.0	2.12	0.85	922	100.0	1.96	0.83	2,882	100.0	2.16	0.85
出生コーホート												
世代 A (1948-52年)	1,394	36.6	2.09	0.80	338	36.7	2.03	0.77	1,056	36.6	2.11	0.81
世代 B (1953-57年)	1,232	32.4	2.14	0.88	305	33.1	2.00	0.83	927	32.2	2.18	0.89
世代 C (1958-62年)	1,178	31.0	2.13	0.88	279	30.3	1.83	0.88	899	31.2	2.22	0.86
学歴												
中学・高校	2,128	55.9	2.14	0.85	398	43.2	2.00	0.84	1,730	60.0	2.18	0.84
短大・大学等	1,676	44.1	2.08	0.86	524	56.8	1.93	0.82	1,152	40.0	2.15	0.86
結婚年齢												
24歳までに結婚	2,083	54.8	2.25	0.77	434	47.1	2.13	0.76	1,649	57.2	2.28	0.77
25-27歳で結婚	1,072	28.2	2.13	0.82	296	32.1	2.00	0.75	776	26.9	2.18	0.84
28-30歳で結婚	371	9.8	1.84	0.92	114	12.4	1.73	0.91	257	8.9	1.89	0.93
31歳以上で結婚	278	7.3	1.41	1.00	78	8.5	1.22	0.88	200	6.9	1.49	1.03

ポワソン回帰の結果を整理したのが表 2 である。地域についてはモデル 1、モデル 2、モデル 3 のいずれも統計的に有意であり、係数の符号は負であった。すなわち、出生コーホート、学歴、結婚年齢の影響を統制しても、東京大都市圏の平均子ども数は少なくなる⁸⁾。

モデル 2 から順に地域以外で統計的に有意となったものをみていく。まず結婚年齢については、結婚年齢が高いほど平均子ども数は少なくなる。次に出生コーホートについては、世代 A (1948-52年) で平均子ども数は少なくなる。ただし、その係数の絶対値は有意となった他の変数の中で最も小さい。続いてモデル 3 については、主効果はモデル 2 と類似するため交差項についてみると、世代 C (1958-62年) で東京大都市圏の場合、東京大都市圏の主効果も合わさって平均子ども数はさらに少なくなる。なお、学歴については、主効果と交差項を含めモデル 2 とモデル 3 のいずれでも統計的に有意とはならなかった。

表 3 は、モデル 3 から推定される出生コーホート別、地域別、結婚年齢別の平均子ども数を示したものである⁹⁾。同表からわかるように、同一コーホートで結婚年齢が同じ場合には、おおむね東京大都市圏の平均子ども数の方が 0.2 人程度少なくなっている。また、

8) 基準カテゴリに比べて少なくなるという意味である。以下、ポワソン回帰とロジスティック回帰の説明では、基準カテゴリと比べて多いか少ないかを記述する。

9) 学歴については基準カテゴリである短大・大学等のものである。なお、学歴を中学・高校とした場合でも結果はほとんど変わらない。

表2 ポワソン回帰の結果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	0.772	0.007 ***	0.845	0.015 ***	0.843	0.017 ***
地域 (ref.非東京大都市圏)						
東京大都市圏	-0.098	0.016 ***	-0.083	0.015 ***	-0.073	0.035 *
出生コーホート (ref.世代 B (1953-57年))						
世代 A (1948-52年)			-0.041	0.016 **	-0.051	0.018 **
世代 C (1958-62年)			0.007	0.016	0.029	0.018
学歴 (ref.短大・大学等)						
中学・高校			-0.001	0.013	-0.007	0.015
結婚年齢 (ref.24歳以下)						
25-27歳で結婚			-0.057	0.015 ***	-0.057	0.017 ***
28-30歳で結婚			-0.201	0.024 ***	-0.198	0.028 ***
31歳以上で結婚			-0.471	0.030 ***	-0.446	0.035 ***
地域×出生コーホート						
東京大都市圏×世代 A (1948-52年)					0.044	0.037
東京大都市圏×世代 C (1958-62年)					-0.100	0.039 **
地域×学歴						
東京大都市圏×中学・高校					0.020	0.032
地域×結婚年齢						
東京大都市圏×25-27歳で結婚					0.000	0.035
東京大都市圏×28-30歳で結婚					0.002	0.053
東京大都市圏×31歳以上で結婚					-0.106	0.071
-2Log-likelihood	1675.3		1569.3		1563.0	
Pseudo R-squared	0.008		0.070		0.074	
N	3,804		3,804		3,804	

有意確率 *** : 0.001, ** : 0.01, * : 0.05, + : 0.1

Pseudo R-squared は Heinzel and Mittleböck (2003) よるもので次式による。

$1 - (Df + k\phi) / Dn$

Df : モデルの -2Log-likelihood, Dn : 説明変数を投入しない場合の -2Log-likelihood, k : 説明変数の数, ϕ : 散布度パラメータ (dispersion parameter)

表3 ポワソン回帰のモデル3から推定された出生コーホート別、地域別、結婚年齢別平均子ども数

	結婚年齢			
	24歳以下	25-27歳	28-30歳	31歳以上
世代 A (1948-52年)				
非東京大都市圏	2.21	2.09	1.81	1.41
東京大都市圏	2.15	2.03	1.76	1.23
世代 B (1953-57年)				
非東京大都市圏	2.32	2.20	1.91	1.49
東京大都市圏	2.16	2.04	1.77	1.24
世代 C (1958-62年)				
非東京大都市圏	2.39	2.26	1.96	1.53
東京大都市圏	2.01	1.90	1.65	1.16

東京大都市圏の平均子ども数は、世代 A (1948-52年) と世代 B (1953-57年) はほぼ同じであるが、世代 C (1958-62年) はそれらに比べて0.1人程度少ない。対照的に非東京大都市圏の平均子ども数は、世代 B (1953-57年) を基準とすると、世代 A (1948-52年) は0.1人程度少なく、世代 C (1958-62年) は0.05人程度多い。同表からは、結婚年齢による平均子ども数の違いも確認できる。地域と出生コーホートが同じ場合、25-27歳で結婚までは平均子ども数がほぼ2人を超えるが、28-30歳で結婚では2人を下回り、31歳以上で結婚ではほぼ1.5人以下となっている。

2. 子ども数の分布の分析

二項ロジスティック回帰の結果を整理したのが表4である。同表は、煩雑さを避けるために、第1子、第2子、第3子、第4子の有無に関するモデル3の結果のみとした。使用した変数の基本統計量、およびモデル1とモデル2は付表1と付表2にまとめた¹⁰⁾。

第1子の有無についてみると、統計的に有意となるのは結婚年齢のみであり、結婚年齢が上昇するにつれて第1子の出生確率は低下する。地域については、主効果と交差項のいずれも統計的に有意とはいえなかった。

第2子の有無についてみると、統計的に有意となるものが幾つか確認された。まず、結婚年齢については、結婚年齢が28歳以上の場合、年齢が上昇するにつれて第2子出生確率は低下する。次に出生コーホートについては、世代 C (1958-62年) で主効果および地域との交差項のいずれも統計的に有意となっている。これは、世代 C (1958-62年) の第2子出生確率は、非東京大都市圏の場合は高いが、東京大都市圏の場合は低くなることを表している。最後に地域と31歳以上で結婚の交差項も統計的に有意であり、東京大都市圏の31歳以上で結婚の場合、31歳以上で結婚の主効果と合わさって第2子出生確率はさらに低くなる。なお、地域の主効果は統計的に有意ではなかった。

第3子の有無についてみると、まず、地域については、東京大都市圏に居住する場合には第3子出生確率が低い。次に、結婚年齢については、結婚年齢が上がるほど第3子出生確率は低下する。最後に、出生コーホートについては、世代 A (1948-52年) で第3子出生確率が低くなる。

第4子の有無については統計的に有意なものはみられず、地域や出生コーホート、学歴、結婚年齢では十分な説明ができない結果となった。

これらの二項ロジスティック回帰で推定される第1子から第4子の出生確率を用いることで、子ども数の分布を作成することが可能である¹¹⁾。図1は二項ロジスティック回帰の結果から作成した出生コーホート別、地域別、結婚年齢別の子ども数の分布である¹²⁾。出

10) 紙幅の都合で HP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

11) 推定された第1子から第4子までの出生確率をそれぞれ p_1 , p_2 , p_3 , p_4 とすると、子どもなしの割合は $(1-p_1)$ 、子ども1人の割合は $p_1(1-p_2)$ 、子ども2人の割合は $p_1p_2(1-p_3)$ 、子ども3人の割合は $p_1p_2p_3(1-p_4)$ 、子ども4人以上の割合は $p_1p_2p_3p_4$ となる。

12) 学歴については基準カテゴリである短大・大学等のものである。また、第4子の出生確率についてはモデル1の結果を利用した。その理由は、分析対象となったケース数が少ないためモデル3の結果は不安定なものとなっていること、モデル1のAICがもっとも低いことである。

表4 二項ロジスティック回帰の結果（モデル3のみ）

	第1子の有無		第2子の有無		第3子の有無		第4子の有無	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
切片	3.863	0.248 ***	2.241	0.150 ***	-0.125	0.100	-2.329	0.252 ***
地域 (ref.非東京大都市圏)								
東京大都市圏	-0.525	0.440	-0.014	0.284	-0.556	0.206 **	-0.367	0.643
出生コーホート (ref.世代B (1953-57年))								
世代A (1948-52年)	-0.035	0.220	-0.071	0.146	-0.387	0.103 ***	-0.126	0.264
世代C (1958-62年)	0.121	0.220	0.405	0.162 *	0.039	0.104	-0.085	0.254
学歴 (ref.短大・大学等)								
中学・高校	-0.109	0.185	0.060	0.130	-0.099	0.088	0.280	0.228
結婚年齢 (ref.24歳以下)								
25-27歳で結婚	-0.846	0.242 ***	-0.074	0.159	-0.268	0.099 **	0.199	0.249
28-30歳で結婚	-1.466	0.282 ***	-1.067	0.184 ***	-0.544	0.170 **	0.468	0.409
31歳以上で結婚	-2.618	0.246 ***	-1.490	0.204 ***	-0.896	0.230 ***	0.147	0.629
地域×出生コーホート								
東京大都市圏×世代A (1948-52年)	0.226	0.431	0.268	0.289	0.050	0.225	0.395	0.656
東京大都市圏×世代C (1958-62年)	-0.530	0.395	-0.710	0.288 *	-0.234	0.237	0.375	0.693
地域×学歴								
東京大都市圏×中学・高校	0.164	0.348	-0.130	0.246	0.270	0.196	0.100	0.567
地域×結婚年齢								
東京大都市圏×25-27歳で結婚	0.687	0.462	-0.208	0.291	-0.163	0.216	0.261	0.590
東京大都市圏×28-30歳で結婚	0.222	0.487	0.085	0.345	0.378	0.332	-14.644	520.638
東京大都市圏×31歳以上で結婚	0.638	0.455	-0.811	0.368 *	0.362	0.528	-14.460	974.879
Nagelkerke R-sq.	0.119		0.083		0.037		0.018	
-2Log-likelihood	1406.8		2510.3		4058.8		749.9	
AIC	1434.8		2538.3		4086.8		777.9	
N	3,804		3,605		3,166		1,146	

有意確率 *** : 0.001, ** : 0.01, * : 0.05, + : 0.1

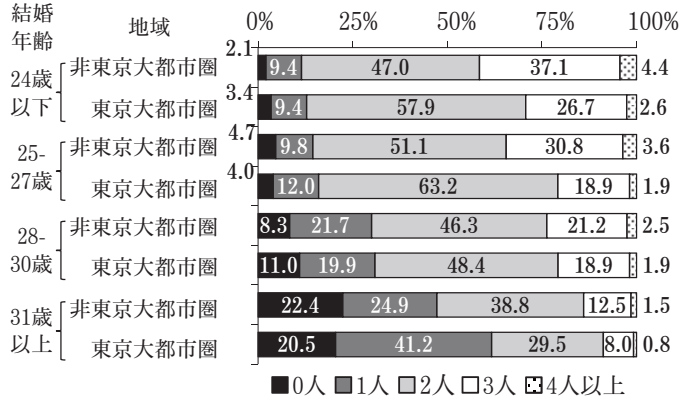
生コーホートによって多少の差はみられるものの、地域や結婚年齢と子ども数の分布の関係は類似する。例えば、結婚年齢が同じ場合には、東京大都市圏の方が0人と1人を合計した割合が高く、3人と4人以上を合計した割合が低い。また、地域が同じ場合には、結婚年齢が上がるほど0人や1人の割合が増し、逆に3人や4人の割合が低下する。とりわけ31歳以上で結婚の場合、東京大都市圏では0人と1人を合わせた割合が50%超、非東京大都市圏では40%超となる。

なお、表3と図1から推定される出生コーホート別、地域別、結婚年齢別平均子ども数を比較したところ、各カテゴリ間の差は一部に0.1程度のものがみられたが、おおむね±0.03程度であった（付表3）¹³⁾。

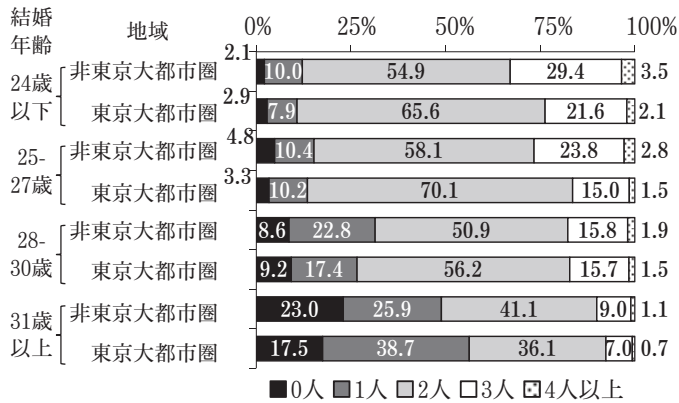
13) 紙幅の都合でHP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

図1 二項ロジスティック回帰の結果から推定された出生コーホート別，地域別，結婚年齢別子ども数の分布
 (上：世代B (1953-57年)，中：世代A (1948-52年)，下：世代C (1958-62年))

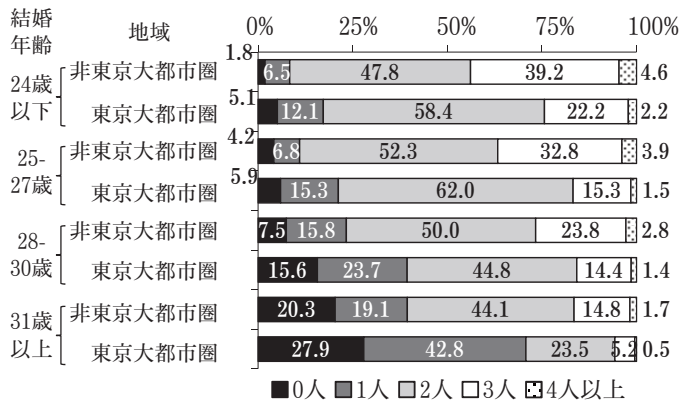
世代B (1953-57年)



世代A (1948-52年)



世代C (1958-62年)



3. 1948-62年出生コーホートと1963-77年出生コーホートの比較

Kaplan-Meier法で作成した生存確率，ここでは一定期間経過後に追加出生のみられない確率を整理したものが表5であり，ログランク検定の結果を示したのが表6である．分析に用いた変数の基本統計量は付表4¹⁴⁾に示した．生存確率の作成に際して，観察期間はあらかじめ開始時点から99月までとし，それ以降はセンサーとして処理した．生存確率は開始時点から24月と60月経過時点のものとした．

最初に結婚後に第1子を出生していない確率をみると，24月経過時点では0.242～0.543，

表5 カプラン・マイヤー法で作成した一定期間経過後に追加出生のみられない確率

	結婚後に第1子を出生していない確率				第1子出生後に第2子を出生していない確率			
	24月経過		60月経過		24月経過		60月経過	
	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差
1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚								
①非東京大都市圏	0.242	0.009	0.073	0.005	0.720	0.010	0.164	0.008
②東京大都市圏	0.329	0.018	0.093	0.011	0.757	0.017	0.205	0.016
1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚								
③非東京大都市圏	0.341	0.012	0.117	0.008	0.757	0.011	0.230	0.011
④東京大都市圏	0.478	0.021	0.190	0.016	0.843	0.016	0.290	0.020
1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑤非東京大都市圏	0.339	0.023	0.194	0.019	0.708	0.024	0.313	0.024
⑥東京大都市圏	0.465	0.038	0.238	0.032	0.842	0.030	0.447	0.040
1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑦非東京大都市圏	0.427	0.019	0.212	0.016	0.817	0.017	0.331	0.022
⑧東京大都市圏	0.543	0.025	0.306	0.024	0.896	0.019	0.435	0.033
	第2子出生後に第3子を出生していない確率				第3子出生後に第4子を出生していない確率			
	24月経過		60月経過		24月経過		60月経過	
	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差	確率	標準誤差
1948-62年出生コーホートで27歳までに結婚								
①非東京大都市圏	0.921	0.006	0.675	0.010	0.981	0.005	0.932	0.009
②東京大都市圏	0.959	0.008	0.781	0.017	0.988	0.009	0.932	0.020
1963-77年出生コーホートで27歳までに結婚								
③非東京大都市圏	0.928	0.007	0.703	0.013	0.977	0.007	0.870	0.017
④東京大都市圏	0.946	0.011	0.782	0.022	0.990	0.010	0.864	0.035
1948-62年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑤非東京大都市圏	0.914	0.017	0.753	0.026	-	-	-	-
⑥東京大都市圏	0.959	0.020	0.816	0.039	-	-	-	-
1963-77年出生コーホートで28歳以降に結婚								
⑦非東京大都市圏	0.941	0.013	0.765	0.025	-	-	-	-
⑧東京大都市圏	0.969	0.015	0.870	0.032	-	-	-	-

注)「-」はケースが少ないため推定していないことを表す。

14) 紙幅の都合でHP (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>) 上で公表する。

表6 ログランク検定の結果

比較	結婚後に第1子を 出生していない確率		第1子出生後に第2子を 出生していない確率		第2子出生後に第3子を 出生していない確率		第3子出生後に第4子を 出生していない確率	
	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値	カイ2乗値	p値
①と③	23.37	0.00 ***	31.09	0.00 ***	1.89	0.17	16.37	0.00 ***
②と④	37.41	0.00 ***	19.12	0.00 ***	0.06	0.81	2.01	0.16
⑤と⑦	2.81	0.09 +	2.89	0.09 +	0.00	1.00	-	-
⑥と⑧	3.91	0.05 *	0.21	0.65	1.37	0.24	-	-

①～⑧は表5に対応

有意確率 ***: 0.001, **: 0.01, *: 0.05, +: 0.1

注) 「-」はケースが少ないため推定していないことを表す。

60月経過時点では0.073～0.306となっている。これは、例えば⑧の場合、結婚から60月経過時点で30.6%が第1子を出生していない、すなわち第1子を出生したのは69.4%ということを示す。ログランク検定の結果をみると、出生コーホートによる差はいずれの場合にも統計的に有意であり、1963-77年出生コーホートの方が第1子を出生していない確率が高い。

次に、第1子出生後に第2子を出生していない確率をみると、24月経過時点では0.708～0.896、60月経過時点では0.164～0.447となっている。結婚後に第1子を出生していない確率に比べて値は大きくなっており、第1子出生よりも第2子出生の方が起こりにくいことが分かる。ログランク検定の結果は次の通りである。27歳までに結婚の場合にはいずれも統計的に有意な結果であり、1963-77年出生コーホートの方が第2子を出生していない確率が高い。28歳以降に結婚の場合には非東京大都市圏では統計的に有意であり、やはり1963-77年出生コーホートの方が第2子を出生していない確率が高い。それに対し、28歳以降に結婚の場合の東京大都市圏では、出生コーホートによる差は統計的に有意となっていない。

続いて、第2子出生後に第3子を出生していない確率をみると、24月経過時点では0.914～0.969、60月経過時点では0.675～0.870となっている。第1子出生後に第2子を出生していない確率よりも値は大きくなっており、第2子出生よりも第3子出生の方が起こりにくいことが分かる。ログランク検定の結果、統計的に有意となったものはみられなかった。表5では1948-62年出生コーホートよりも1963-77年出生コーホートの方が高い値を示すが、統計的に有意な差とまではいえないことになる。

最後に、第3子出生後に第4子を出生していない確率については、ケース数を考慮して27歳までに結婚の結果のみ示した。それをみると、24月経過時点では0.977～0.990、60月経過時点では0.864～0.932となっており、60月経過時点でもほとんどが第4子を出生していない。ログランク検定の結果については、非東京大都市圏で有意となっており、これまでとは逆に1963-77年出生コーホートの方が第4子を出生していない確率が低い。1963-77年出生コーホートでは高順位の子の出生確率が高い結果となっているが、そもそも第3子を持つ割合が低いことや、その中で第4子を持つ割合も低いことに注意が必要であろう。

V. 考察

1. 構成効果の影響

1948-62年出生コーホートを対象とした分析では、学歴が子ども数やその分布に対して与える影響はほとんど確認できなかったのに対し、地域、出生コーホート、結婚年齢は影響が確認でき、特に結婚年齢による影響が大きかった。このうち地域については次節で述べることにして、本節では地域以外の影響について考察する。

まず学歴について、表1で高学歴ほど子ども数が少ない値となっているのは、学歴が結婚年齢と関連しているためであり、結婚年齢が同じであれば学歴による平均子ども数には差がないものと考えられる（大谷 1990, 佐々井 2007）。このことは、結婚した女性に関しては、学歴とは関係なく同じ様な出生行動をとったことを示唆するものである。その背景には、子どもは2人が良いといった類の規範が当該出生コーホートに学歴を問わず浸透していた可能性がある。

次に出生コーホートについては、世代A（1948-52年）で平均子ども数が少なく、第2子を持つ人の第3子出生確率が低かった。当該コーホートで子ども数が少ない要因は良く分からない¹⁵⁾。一方、世代C（1958-62年）については東京大都市圏の平均子ども数が少ないことに加え、第1子を持つ人の第2子出生確率が非東京大都市圏で高く、東京大都市圏で低いという結果となった。この点は文脈効果とも関連するものであるが、若い出生コーホートで平均子ども数が少なくなるような何らかの変化が東京大都市圏で先行的に生じたことを示唆しているといえよう。

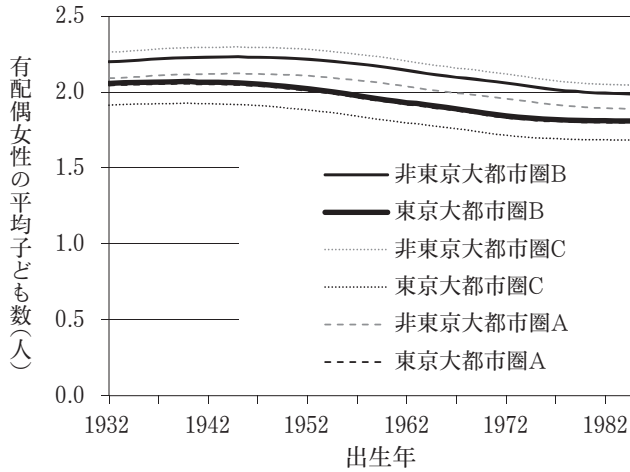
最後に結婚年齢については、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、第1子の出生確率や第1子を持つ人の第2子出生確率、第2子を持つ人の第3子出生確率はいずれも低下する結果となっていた。この結果は既存研究とも整合的である（大谷 1990, 佐々井 2007）。また、IV(3)の分析で示したように、1963-77年出生コーホートでは1948-62年出生コーホートに比べて第1子や第2子を持ちにくい傾向にあったことを考えると、晩婚化と呼ばれる結婚年齢の上昇と相まって、若い出生コーホートでは有配偶女性の平均子ども数が減少していると考えられる。

図2は、東京大都市圏と非東京大都市圏の出生コーホート別に有配偶女性の平均子ども数を試算したものである。同図の作成に当たり、地域別、結婚年齢別の平均子ども数は表3の推定値を利用し、出生コーホート別の結婚年齢別人口割合については厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）を基にした筆者の推計値を用いた（詳細は附論1を参照）¹⁶⁾。図2は、従って、地域別、結婚年齢別の平均子ども数は変化しないが、結婚年齢別人口割合の

15) 出生動向基本調査の結果を用いた金子（2002）では、夫婦とも初婚の有配偶女性の1945-49年出生コーホートの平均出生子ども数は僅かに1950年代出生コーホートを下回っている。また、厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）の出生コーホート別にみた49歳時点の女性の累積出生率でも1950-54年出生コーホートに比べて1946-49年出生コーホートの値は低く、2.0を下回っている。

16) 紙幅の都合でHP（<http://www.ipss.go.jp/syoushika/bunken/sakuin/jinko/297.html>）上で公表する。

図2 出生コホート別、地域別の有配偶女性の平均子ども数（推定値）



注) A, B, Cはそれぞれ世代A(1948-52年), 世代B(1953-57年), 世代C(1958-62年)の結婚年齢別平均子ども数を仮定した場合の推定値を意味する。

み晩婚化の影響で変化すると仮定に基づく試算値を表すものである。

世代B(1953-57年)の地域別、結婚年齢別の平均子ども数を用いた結果を中心にみていくと、東京大都市圏では1940年代の出生コホートまでは平均子ども数が2.0人を超えていたが、その後は次第に低下し、1970年代後半コホートでは1.8人程度にまで低下する。非東京大都市圏では、東京大都市圏より約0.2人程度高い状態で推移しており、1980年代出生コホートでは平均子ども数がごく僅かに2.0人を下回るようになる。IV(3)の分析で示したように、調査時点で再生産年齢の出生コホートで出生順位別出生確率が低下傾向にあることを考えると、1960年代後半よりも若い出生コホートでは有配偶女性の平均子ども数がもう少し低い水準になる可能性もある¹⁷⁾。

2. 文脈効果の影響

文脈効果の指標である地域については、第1に、東京大都市圏では平均子ども数が少なく、第2子を持つ人の第3子出生確率が低い、第2に、東京大都市圏の世代C(1958-62年)ではさらに平均子ども数が少なく、第1子を持つ人の第2子出生確率が低い、第3に東京大都市圏の31歳以上で結婚の場合に第1子を持つ人の第2子出生確率が低い、という結果であった。このことは、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果が平均子ども数を0.2人程度引き下げており、いわゆる3人目の壁と呼ばれる第3子の出生が起こりにくい状況を作り出している可能性を示すものである。

このような文脈効果の存在は大谷(1990)や佐々井(2007)では明らかにされてこなかっ

17) 金子(2002)は1960年代出生コホート以降、晩婚化に加えて夫婦の出生行動自体の変化が夫婦の子ども数の減少に繋がっていることを指摘している。

たものである。本稿とそれら既存研究で異なった結果となった要因としては、第1に本稿が30歳代後半以降の有配偶女性を分析に含めたこと、第2に分析に用いた統計モデルが異なること、第3に統計モデルに投入した変数が異なることの3点を挙げるができる。

ただし、このような文脈効果は何によってもたらされているのかは、本稿で用いた全国家庭動向調査のデータから直接得ることは困難である。ここでは、既存研究と利用可能な集計データを使って文脈効果をもたらすものについて考察を加えたい。以下では、大都市としての東京大都市圏という観点から、希望する子ども数、子どもの教育関連費用、居住のあり方、人口移動に注目して考察する。

最初に希望する子ども数に注目するのは、大都市である東京大都市圏には多様な価値意識を持つ人々が存在すると考えられたため、子どもを持つことを望まない、或いは子どもを持つとしても少ない数で良いと考える人々の割合が相対的に高い可能性があるからである。実際、社人研が2010年に実施した第14回出生動向基本調査（独身者調査）の結果のうち、結婚意思のある未婚女性の平均希望子ども数¹⁸⁾をみると、東京大都市圏の方が非東京大都市圏より若干少ないようである。具体的な数値は、東京大都市圏と茨城県、栃木県、群馬県を合わせた北関東で2.07人、北関東以外で2.14人であり、東京大都市圏に含まれる埼玉県、東京都、神奈川県は2.04人、2.07人、2.16人であった（石井・岩澤 2014）。従って、IVの分析結果は東京大都市圏居住者の希望をある程度反映したものとみることも可能であろう。ただし、平均希望子ども数に比べ、有配偶女性の平均子ども数の地域差の方がやや大きい。

子どもの教育関連費用は、子育てに要する費用のかなりの部分を占めるとされ、内閣府（2005）の試算では一人の子どもを育てる費用の40.5%に達する。教育関連費用は、文部科学省（2009）が指摘するように子どもの進学状況や進学先によって異なり、より上級の学校に進学する場合や私立の学校に進学する場合に費用が嵩むことになる。ここでは文部科学省の「学校基本調査」を利用して2014年度の高校卒業者に占める私立学校卒業者の割合と同年度の高校卒業者に占める大学や専修学校等への進学者の割合¹⁹⁾をみると、東京大都市圏ではそれぞれ41.5%、82.5%、非東京大都市圏ではそれぞれ26.8%、74.9%であった。いずれも学校所在地に基づく地域区分である点に注意が必要であるが、東京大都市圏の子どもの方がより多くの教育関連費用を要する状態にあると考えられる。こうした背景には、東京大都市圏には社会的威信の高い地位達成を実現することに価値を見出す人が多く、子どもに対してもそうした地位達成を期待して多くの教育関連費用を投じているのではないかと推察される。こうした人々にとっては、金銭以外の費用負担も含めて少ない子ども数の方が合理的ということになるだろう。ただし、子育てに要する金銭的・非金銭的な費用が実際にどの程度必要になるのかを具的な問題として考えるようになるのは子ども

18) 未婚女性の意識を取り上げたのは、有配偶女性の場合は子どもを持つなどの状態の変化にともなって希望子ども数が増えるためである（福田・守泉 2015）。

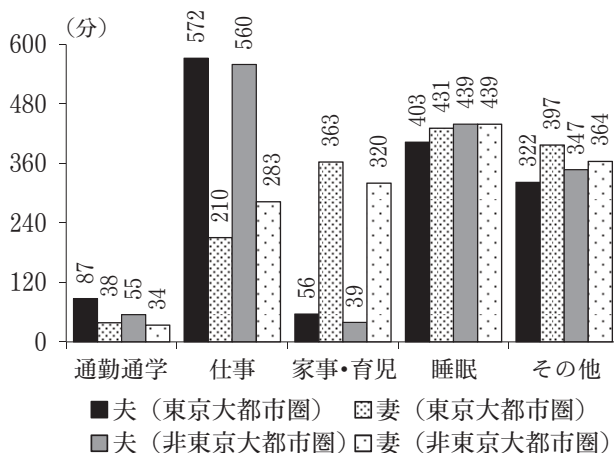
19) 卒業者に占める大学等進学者、専修学校（専門課程）進学者、専修学校（一般課程）等入学者、公共職業能力開発施設等入学者の割合として算出した。

を持つことが現実のものとなってからのことが一般的であろうから、結婚前に抱いた希望よりも少ない子ども数の実現にとどまる場合もあるだろう。

居住のあり方については、東京大都市圏の場合、家族形成期の有配偶女性の多くが郊外に居住することと関連する（川口 2015）。郊外居住それ自体は他の都市でも珍しくないが、世界有数の大都市である東京大都市圏の場合、都心までの時間距離が相当に長いのが大きな特徴である。このため、主たる稼ぎ手となることの多い夫の通勤時間は長くなり、同時にその妻にとっては就業の機会を制約されやすい（谷 2002）。図3は総務省統計局の「社会生活基本調査」を利用して2011年における6歳未満の子を持つ夫婦と子どもの世帯で、夫妻とも有業の場合の平日の生活時間を示したものである。ここからは、共働きの場合であっても、妻の方が働き方を調整して家事・育児を担っている状況が窺える。また、非東京大都市圏に比べれば東京大都市圏の方が夫の家事・育児の時間は長いものの、通勤通学と仕事の合計時間も長いため、睡眠や食事などを含むその他の時間が少なくなっている。こうした状況は労働やジェンダーに関する問題と重なって生じていることではあるが、夫婦の出生行動を制約している可能性がある。

人口移動との関連では、出身者のみならず転入者が多い点が大都市に特徴的な事象である。とくに東京大都市圏は長期にわたって転入超過が続いており、非東京大都市圏出身者の割合は少なくない²⁰。こうした転入者は、平均子ども数も少ない可能性がある。小池（2006, 2009, 2014）によれば、「大都市圏」に居住する「地方圏」出身者と「大都市圏」出身者のいずれも平均子ども数は少なく、両者を比べれば前者の「地方圏」出身者の方が

図3 夫婦と子どもの世帯で夫と妻とも有業で6歳未満の子がいる場合の平日の平均行動時間



資料：平成23年社会生活基本調査

注：都道府県別のケース数と平均行動時間の公表値を基に筆者が算出した

20) 第7回人口移動調査によれば、東京大都市圏居住者のうち出生地が非東京大都市圏である割合は31.9%であり、非東京大都市圏居住者に関する同割合（14.3%）よりも高い。

少ない。同論文は、東京大都市圏以外の大都市圏を含めた分析であるが、同様の現象が東京大都市圏に限った場合にも観察される可能性はあるだろう。また、「地方圏」出身の方が平均子ども数が少ないことについては、小池（2009, 2014）も指摘するように、東京大都市圏出身者に比べて住宅等の継承可能な資産が得られにくいことや出産・子育てに関する親からの支援を得にくいこと等が影響している可能性がある。

VI. おわりに

本稿では、最近の研究で東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数が非東京大都市圏より少ないことが明らかになったことを踏まえ、両地域における夫婦の最終的な子ども数を規定する人口学的なメカニズムについて検討した。

分析では第4回と第5回の全国家庭動向調査の個票データを利用し、調査時点の子ども数が夫婦の最終的な子ども数であると考えられる1948-62年出生コーホートを対象として、まず平均子ども数および子ども数の分布の地域差を検討した。次に、若い世代で出生行動に変化がみられるのかどうかを明らかにするために、1948-62年出生コーホートと調査時点で再生産年齢にある1963-1977年出生コーホートの出生タイミングを地域ごとに比較した。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。第1に、出生コーホートや学歴、結婚年齢で表される構成効果による影響を統制しても、東京大都市圏に特有の要因である文脈効果の影響が確認された。具体的には、出生コーホート等の条件が同じ場合、東京大都市圏の平均子ども数は非東京大都市圏より約0.2人少なく、特に第3子の出生が起りにくくなっていた。第2に、平均子ども数や子ども数の分布については、東京大都市圏と非東京大都市圏のいずれにおいても結婚年齢による影響が強くみられ、結婚年齢が上がると平均子ども数は少なくなり、子ども数0や1の割合が高くなっていた。第3に、1963-1977年出生コーホートの第1子や第2子の出生が起りにくくなっていること、またこの傾向は東京大都市圏と非東京大都市圏に共通してみられるものであり、いずれの地域でも28歳以上で結婚した場合より27歳までに結婚した場合においてより顕著であることが分かった。

こうした結果を踏まえ、構成効果と文脈効果に分けて、両地域の夫婦の最終的な子ども数や子ども数の分布に関する人口学的メカニズムについて考察した。構成効果のうち、まず学歴が夫婦の最終的な子ども数や子ども数の分布に与える影響は確認できなかった。これについては、分析対象となった1948-62年出生コーホートの場合、子どもは2人が良いといった類の規範が学歴の違いを問わず広く浸透している可能性を指摘した。次に出生コーホートに関しては、東京大都市圏の1958-62年出生コーホートで夫婦の最終的な子ども数が少なくなる効果がみられることを指摘した。さらに結婚年齢に関しては、結婚年齢が上がると夫婦の最終的な子ども数は少なくなること、また若い出生コーホートでは出生順位別出生確率の低下傾向がみられることから、夫婦の最終的な子ども数の地域差が保たれる形で、晩婚化と相まって両地域の夫婦の最終的な子ども数が減る傾向にあることを指摘し

た。

文脈効果については、東京大都市圏の特徴を考慮し、希望する子ども数、子どもの教育関連費用、居住のあり方、人口移動の観点から考察した。まず、希望する子ども数については、多様な人口が存在する東京大都市圏の場合、居住者の意向を反映して夫婦の最終的な子ども数が少なくなる可能性を指摘した。次に子どもの教育関連費用については、夫婦の最終的な子ども数は少ない方が合理的な状況にあることを指摘した。続いて居住のあり方については、都心までの時間距離の長い東京大都市圏では、労働やジェンダーに関する問題と重なることで、夫婦の最終的な子ども数が少ない可能性を指摘した。最後に人口移動については、東京大都市圏には転入者が多く、住宅等の継承可能な資産や出産・子育てに関する親からの支援を相対的に得にくいこと等により、夫婦の最終的な子ども数が少ない可能性を指摘した。

以上、本稿では、東京大都市圏の夫婦の最終的な子ども数が少ないことの要因として文脈効果が存在することを確認した。文脈効果それ自体は、人々の希望を反映している面もあることから否定されるべきものではない。しかし、例えば通勤時間の長さを含めた仕事と出産・子育ての両立困難さのように、文脈効果の中には改善が必要と考えられるものも含まれる。また、東京大都市圏と非東京大都市圏に共通にみられる人口学的メカニズムの結果、若い出生コーホートで晩婚化と相まって夫婦の最終的な子ども数が減る傾向が明らかになった。このことは人々の望みを反映したものというより、望むような家族形成を実現することが困難であるという現代日本の状況を反映したものと考えられる²¹⁾。人々が望む形で家族形成が可能となるような社会経済的な仕組みをどのように構築していくのか、地域固有の課題と日本全体に共通する課題を念頭に置きながら対応していくことが必要である。

最後に、今後の課題を2点挙げておきたい。1点目は、東京大都市圏のみならず、それ以外の様々な地域における文脈効果についても、結婚行動に関する分析も含めて検討することである。その際、人口移動と結婚や出生との関連についても明示的に分析に含めることや、マルチレベルモデル等の統計手法を活用することで文脈効果の影響を幾つかの要素に分けて検討することが重要であろう。また、今回は明示的な影響のみられなかった学歴については、大学進学率が高まっている若い出生コーホートで状況に変化がみられる可能性もあるため、改めて学歴と結婚や出生との関係を詳細に検討する必要があるだろう。

2点目は、分析対象者を広げることである。本稿をはじめ、出生に関する分析の多くは有配偶女性を対象として行われている。しかしながら、結婚や出生については女性のみならず男性も当事者であることから、男性を対象とした検討は欠かせない。また、結婚の安定性が揺らいでいる現状を踏まえると、再婚者や離死別者を対象に加えることについても

21) 2010年に社人研が実施した第14回出生動向基本調査（独身者調査）によれば、生涯に結婚意思のある未婚女性の平均希望子ども数は20歳代までは2.0人を超えるが、30-34歳では1.97人、35-39歳で1.68人、40-44歳で1.50人、45-49歳で1.23人である（国立社会保障・人口問題研究所 2012, pp.254）。これらの値は、表3の結果より高い傾向にある。

検討すべきであろう。

昨今、出生に関しては政策上の関心も高まっているが、そうした応用的な課題にとっても学術的な知見は不可欠である。上記2つの課題を含め、引き続き地域の出生に関する研究を進めていくことが必要である。

付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「全国家庭動向調査プロジェクト」の研究成果であり、本稿で使用した「全国家庭動向調査」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。

文献

- 石井太（2013）「出生動向基本調査と国民生活基礎調査とのデータマッチングを用いた子ども数の分析」『人口問題研究』69-2, pp.53-73.
- 石井太・岩澤美帆（2014）「地域分析の観点から見た出生動向基本調査の精度評価」『Working Paper Series (J)』12.
- 大谷憲司（1990）「完結出生力」厚生省人口問題研究所『出産力調査に基づく結婚と出生の地域分析』調査研究報告資料第3号, pp.38-43.
- 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.
- 金子隆一（2002）「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化、高学歴化および出生行動変化効果の測定」『人口問題研究』60-1, pp.4-35.
- 鎌田健司・岩澤美帆（2009）「出生力の地域格差の要因分析：非定常性を考慮した地理的加重回帰法による検証」『人口学研究』45, pp.1-20.
- 鎌田健司（2013）「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—」『人口問題研究』69-1, pp.42-66.
- 川口太郎（2015）「東京大都市圏における少産少死世代の居住地選択」日野正輝・香川貴志編『変わりゆく日本の大都市圏 ポスト成長社会における都市のかたち』ナカニシヤ出版, pp.77-95.
- 北村行伸・宮崎毅（2005）「結婚経験率と出生力の地域格差：実証的サーベイ」『Hi-Stat Discussion Paper Series』124.
- 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』62-4, pp.3-19.
- 小池司朗（2009）「人口移動と出生行動の関係について—初婚前における大都市圏への移動者を中心として—」『人口問題研究』65-3, pp.3-20.
- 小池司朗（2014）「人口移動が出生力に及ぼす影響に関する仮説の検証—「第7回人口移動調査」データを用いて—」『人口問題研究』70-1, pp.21-43.
- 厚生省人口問題研究所（1995）『1993（平成5）年 第1回全国家庭動向調査—現代日本の家族に関する意識と実態—』調査研究報告資料第9号.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部（2011）『平成22年度出生に関する統計 人口動態特殊報告』厚生労働省大臣官房統計情報部.
- 国土庁計画・調整局編（1998）『地域の視点から少子化を考える—結婚と出生の地域分析—』大蔵省印刷局.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2000）『現代日本の家族変動—第2回全国家庭動向調査（1998年社会保障・人口問題基本調査）—』調査研究報告資料第15号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007）『現代日本の家族変動—第3回全国家庭動向調査（2003年社会保障・人口問題基本調査）—』調査研究報告資料第22号.

- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011a) 『現代日本の家族変動—第4回全国家庭動向調査 (2008年社会保障・人口問題基本調査)—』 調査研究報告資料第27号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2011b) 『全国家庭動向調査関連資料—第1回～第4回調査のコード表ならびに第4回調査の集計表 (離死別サンプル)—』 所内研究報告第35号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『平成22年 第14回出生動向基本調査 (結婚と出産に関する全国調査)—第II報告書— わが国独身層の結婚観と家族観』 調査研究報告資料第30号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015a) 『現代日本の家族変動—第5回全国家庭動向調査 (2013年社会保障・人口問題基本調査)—』 調査研究報告資料第33号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015b) 『現代日本の家族変動 (離死別編)—第5回全国家庭動向調査 (2013年社会保障・人口問題基本調査)—』 所内研究報告第58号.
- 佐々井司 (2007) 「夫婦出生力の地域間格差に関する研究」『人口問題研究』63-3, pp.3-23.
- 高橋重郷 (2010) 「完結出生児数」人口学会編『現代人口辞典』原書房, pp.29.
- 田中恭子 (2009) 『保育と女性就業の都市空間構造—スウェーデン, アメリカ, 日本の国際比較』時潮社.
- 谷謙二 (2002) 「東京大都市圏郊外居住者の結婚に伴う職住関係の変化」『地理学評論』75-11, pp.623-643.
- 堤静子 (2011) 「少子化要因としての未婚化・晩婚化—都道府県コーホートによる分析—」『季刊社会保障研究』47-2, pp.159-174.
- 内閣府 (2005) 『国民生活白書 平成17年版 子育て世代の意識と生活』内閣府
- 濱英彦 (2003) 「府県出生力変動の特性とその全国出生力への影響」『成城大学経済研究』160, pp.1-30.
- 福田節也・守泉理恵 (2015) 「ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析」『人口問題研究』71-3, pp.179-200.
- 文部科学省 (2009) 『平成21年度文部科学白書 我が国の教育水準と教育費』文部科学省.
- 山口一男 (2001) 「イベントヒストリー分析(1)」『統計』2001年9月号, pp.74-79.
- 山内昌和 (2015) 「東京大都市圏の低出生率の分析—結婚行動と結婚後の夫婦の出生行動からみた近年の動向」『統計』2015年11月号, pp.14-21.
- 山内昌和・小池司朗・江崎雄治 (2016) 「人口学的要因からみた地域人口の変化と将来像」国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向と21世紀社会 (仮)』(研究叢書として近刊予定)
- Balbo, N., Billari, F. C., and Mills, M. (2013) "Fertility in advanced societies: A review of research," *European Journal of Population*, Vol.29, No.1, pp.1-38.
- Boyle, P. (2003) "Population geography: Does geography matter in fertility research?," *Progress in Human Geography*, Vol.27, No.5, pp.615-626.
- Coal, A. and Watkins, S. C. (eds.) (1986) *The decline of fertility in Europe*, New Jersey, Princeton University Press.
- Fiori, F., Graham, E. and Feng, Z. (2014) "Geographical variations in fertility and transition to second and third birth in Britain," *Advances in Life Course Research*, Vol.21, pp.149-167.
- Hank, K. (2001) "Regional fertility differences in Western Germany: An overview of literature and recent descriptive findings," *International Journal of Population Geography*, Vol.7, No.2, pp.243-257.
- Hank, K. (2002) "Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in West Germany," *European Journal of Population*, Vol.18, No.3, pp.281-299.
- Heinzel, H. and Mittlböck, M. (2003) "Pseudo R-squared measures for Poisson regression models with over- or underdispersion," *Computational Statistics & Data Analysis*, vol.44, pp.253-271.
- Işik, O. and Pinarcioglu, M. M. (2006) "Geographies of a silent transition: A geographically weighted regression approach to regional fertility differences in Turkey," *European Journal of Population*, Vol.22, No.4, pp.399-421.
- Johnston, R. (2009) "Contextual effect," Gregory, D., Johnston, R., Pratt, G., Watts, M. J., and Whatmore, S. (eds.) *The Dictionary of Human Geography 5th edition*, pp.110-111, Massachusetts, Wiley-Blackwell.
- Kertzer, D. I., White, M. J., Bernardi, L. and Gabrielli, G. (2009) "Italy's path to very low fertility: The adequacy of economic and second demographic transition theories," *European Journal of Population*, Vol.25, No.1, pp.89-115.

- Kulu, H. (2013) "Why do fertility levels vary between urban and rural areas?" *Regional Studies*, Vol.47, No.6, pp.895-912.
- Kulu, H. and Boyle, P. J. (2009) "High fertility in city suburbs: Compositional or contextual effects?" *European Journal of Population*, Vol.25, No.2, pp.157-174.
- Kulu, H., Boyle, P. J. and Anderson, G. (2009) "High suburban fertility: evidence from four northern European countries," *Demographic Research*, Vol.21, pp.915-944.
- Kulu, H., Vikat, A. and Andersson, G. (2007) "Settlement size and fertility in the Nordic countries," *Population Studies*, Vol.61, No.3, pp.265-285.
- Kulu, H. and Washbrook, E. (2014) "Residential context, migration and fertility in a modern urban society," *Advances in Life Course Research*, Vol.21, pp.168-182.
- McCullagh, P. and Nelder, J. A. (1989) *Generalized linear model*, Chapman&Hall/CRC.
- Nakagawa, S. (2003) "The long-term regional fertility disparity in Japan," *Acta Facultatis Rerum Naturalium Universitatis Comenianae Geographica*, Nr.43, pp.11-35
- Nishioka, H. (1994) "Effects of the family formation norms on demographic behaviors -Case of Okinawa in Japan-," 『人口問題研究』 50-2, pp.52-60.
- Sobotka, T. and Adigüzel, F. (2002) "Religiosity and spatial demographic differences in the Netherlands," *SOM Research Report* 02f65, Groningen: University of Groningen.
- Tsubouchi, Y. (1970) "Changes in Fertility in Japan by Region: 1920-1965," *Demography*, Vol.7, No.2, pp.121-134.
- Vobecká, J. and Piguet, V. (2012) "Fertility, natural growth and migration in the Czech Republic: An urban-suburban-rural gradient analysis of long term trends and recent reversals," *Population, Space and Place*, Vol.18, No.2, pp.225-240.

謝辞

人口構造研究部の鎌田健司主任研究官には本稿作成に際して多数の有益な助言をいただいた。ここに感謝の意を表したい。

Why Do Married Couples in the Tokyo Metropolitan Area Have Fewer Children Than Those in the Rest of Japan?

Masakazu YAMAUCHI

In Japan, the total fertility rate (TFR) varies by region. While the TFR in Japan has been below replacement level since the latter half of the 1970s, the TFR in large urban regions such as the Tokyo Metropolitan Area (TMA) has been lower than smaller urban or rural regions. In 2010, the TFR in the TMA was 1.24, 0.21 points lower than the TFR in the Non-Tokyo Metropolitan Area (Non-TMA, defined as all the regions outside the TMA). This TFR gap was related to not only the difference in proportion married, but also the difference in the average number of children married women have. According to major national surveys conducted from 1994 to 2010 by academic societies and the National Institute of Population and Social Security Research (IPSS), married women aged 45-54 in the TMA had 1.8-2.0 children on average and 0.2 children fewer than those in the Non-TMA.

In this study, we investigated why married couples in the TMA have fewer children than those in the Non-TMA. We used microdata from the Fourth and Fifth National Survey of Family (NSF) conducted by IPSS in 2008 and 2013, respectively.

First, we examined the parity of married women who were born in 1948-62 and aged 45-64 during the Fourth or Fifth NSF period. We discovered that married women in the TMA have 0.2 fewer children and lower probability of transitioning from parity two to three than married women in the Non-TMA. It could be argued that fertility variation between the TMA and the Non-TMA is related to contextual effects or the impact of local environment on childbirth behavior. We also found that the parity of married women is strongly related to women's age at marriage, regardless of region.

Second, we compared the fertility schedule of married women born in 1948-62 with that of married women born in 1963-77. We found that married women born in 1963-77 have lower probability of transitioning from parity zero to one or from parity one to two than those born in 1948-62, and that this difference is more apparent among women who got married by the age of 27. Since this difference is common to both the TMA and the Non-TMA, it could be concluded that marital fertility for younger birth cohort is decreasing in both regions, thereby maintaining the pre-existing difference in regional marital fertility.