

出生率の地域差に関するクロスセクション分析

福井, 昭吾
山口大学経済学部 : 准教授

<https://doi.org/10.15017/1957503>

出版情報 : 経済學研究. 85 (2/3), pp.43-66, 2018-09-19. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :

出生率の地域差に関するクロスセクション分析*

福井 昭 吾

概要

2013年時点で日本の出生率は1.43であるが、その値には地域差があることから、出生率に対して何らかの地域的要因が作用していると考えられる。出生率の地域要因について定量的な分析を試みる時、利用可能なデータが制限される。例えば、出生率の地域差を捉えるために年齢層別の所得の状況に関するデータが必要不可欠であるけれども、細かな行政単位別にそのデータを直接得ることが難しい。

本研究では、「平成21年全国消費実態調査」における経済圏を対象とし、各経済圏の世帯主年齢および世帯年間収入のそれぞれの度数分布表から、世帯主年齢と世帯年間収入の同時分布を推定した。その後、推定した同時分布から、若年層・高齢層の平均所得・所得格差を求め、これらの変数と住環境や教育の状況などに関する変数を説明変数として出生率についての重回帰分析を行った。また、主成分回帰の導入により、多重共線性に対処するとともに、地域属性と出生率との関連について別の視点からの把握を試みている。

以上の分析の結果、出生率の地域差について都市化が強く影響していることが分かった。また、個別的要因としては、若年人口の割合・女性未婚率・男性の大学進学率・核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯の割合といった要因が出生率に有意に影響している。

1 はじめに

日本における少子化の進展は大きな問題として認識されており、経済学・社会学・人口学など幅広い分野でその現状分析・政策効果などの議論が行われている。少子化の現状を定量的に把握する指標として、合計特殊出生率が用いられる。合計特殊出生率とは、15歳から49歳までの女性の年齢別出生率を合計したものである。図1は日本全体を対象とした合計特殊出生率の推移である。日本の合計特殊出生率は、1950年代に大幅に低下した後で1970年代半ばまで2.0前後で推移し、その後2005年まで低下し続け、2013年時点では1.43となっている。

日本全体でみた場合の出生率は上述の通りであるが、この出生率には地域差があり、都市部の出生率は地方よりも低い傾向がある。厚生労働省「平成20年～平成24年人口動態保健所・市区町村別統計」の合計特殊出生率（ベイズ推定値）を見ると、東京都で1.11、大阪府で1.32、福岡県で1.43であるが、宮崎県で1.66、鹿児島県で1.62、沖縄県で1.86となっている。このような出生率・出生行動の地域差を捉えることを目的とした研究は数多い。例えば、廣嶋・三田(1995)では、都道府県間の出生率の差について婚姻との関連を通じて分析した。樋口他(2007)は、「消費生活に関するパネル調査」のミクロデータと都道府県の属性データを組み合わせ、都道府県別の地域要因が出産と妻の就業継続に与

* 本稿の執筆に当たり、瀧井貞行先生（西南学院大学）、森田充先生（青山学院大学）、および、2人の本誌匿名のレフェリーより大変貴重なコメントを賜りました。ここに記して感謝の意を表します。本稿における誤りはすべて筆者の責任に帰するものです。

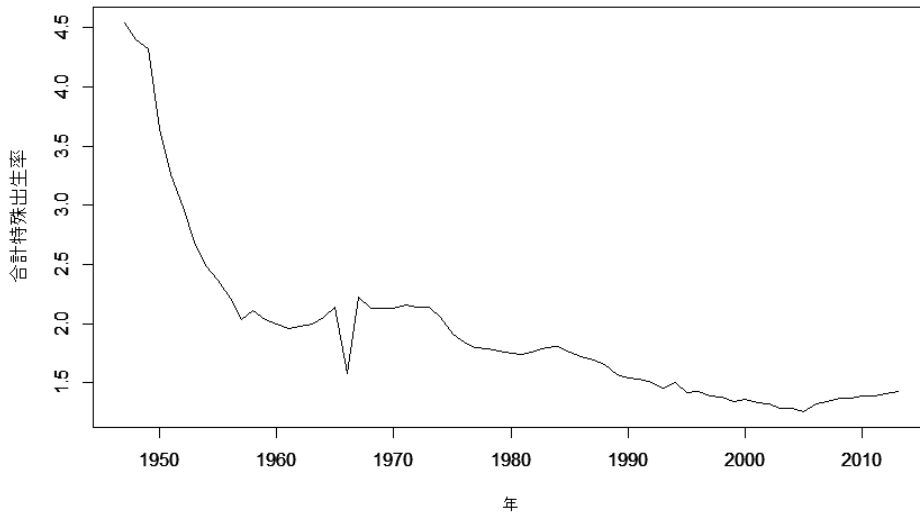


図 1: 日本における出生率の推移（厚生労働省「人口動態統計」をもとに筆者作成。）

える影響を分析している。

一方、一つの都道府県を対象とするとき、その市区町村の間でも出生率は異なっている。「平成 20 年～平成 24 年人口動態保健所・市区町村別統計」で、福岡県全体の合計特殊出生率（ベイズ推定値）は 1.43 であるが、福岡市における同調査の出生率は 1.24, 福岡県久留米市の出生率は 1.56, 福岡県直方市の出生率は 1.71 となっている。

本研究では、都道府県よりも細かな地域間における出生率の差を明らかにするために、様々な地域属性が出生率に与える影響についてクロスセクション分析を試みる。具体的には、総務省統計局「全国消費実態調査」における経済圏を対象に、若年層の経済状況・住環境等の要因を説明変数として出生率の回帰モデルを構築・推定し、これらの要因が出生率に対して有意に影響しているといえるか、またその影響はどの程度であるかを定量的に求める。

上述の通り、市区町村の間で出生率が異なっているため、可能な限り細かな行政単位で分析を行うのが望ましい。しかし、分析単位を細かくするほど、データの利用可能性に強い制約が生じる。出生率の要因についてクロスセクション分析を行うならば、世帯・個人を対象としたマイクロデータや、それらを集計した統計データを用いることになる。マイクロデータを用いる場合、そのほとんどは個人情報保護の観点から個人・世帯の地域属性が概略化されているため、市区町村を対象とした分析を行うことが難しい。例えば、独立行政法人統計センターが提供している「全国消費実態調査」のマイクロデータでは、各世帯の居住地について三大都市圏であるか否かが示されるのみである。一方、マイクロデータを集計した統計については e-Stat などを通じて公開されており、市区町村別に公表されている

統計もあるため、マイクロデータを用いる場合より細かな行政単位についての分析が可能である。ただし、あらゆるデータが分析に望ましい形で公開されているわけではない。例えば、若年世帯の経済状況を示すデータについて、市区町村別に集計した統計はほとんど存在しない。多くの先行研究でも指摘されている通り、若年層の経済状況、特に所得の状態は出生行動に強く影響していると考えられるため、出生率の要因を分析するならば若年層の経済状況についての情報を欠かすことはできない。結果として、マイクロデータと集計された統計のいずれを用いたとしても、それらのデータから出生率の地域要因を直接に分析することは困難である。

この制約に対処するため、本研究では「全国消費実態調査」における経済圏を分析対象とし、経済圏ごとに若年層の年収分布を推定し、その推定結果と地域属性を示す他の集計データとを組み合わせ、出生率の地域差について分析を試みる。「全国消費実態調査」では、各都道府県内の市区町村を地域別に区分し経済圏としてまとめ、それらの経済圏ごとの集計データを公表している。例えば、「平成21年全国消費実態調査」では鹿児島県内の市町村をAからEの五つの経済圏に分類しており、鹿児島県経済圏Aは鹿児島市を含む薩摩地方南部、鹿児島県経済圏Bは薩摩地方北部、鹿児島県経済圏Cは大隅地方北部、鹿児島県経済圏Dは大隅地方南部、鹿児島県経済圏Eは島嶼部を対象として、それぞれの市町村が各経済圏に含まれている。各都道府県経済圏の分類については、「平成21年全国消費実態調査」の調査結果を参照してもらいたい。なお、これらの経済圏には、同調査の対象となった市区町村のみが含まれる^{*1}。

「全国消費実態調査」の集計データとして、世帯主年齢・世帯年間収入のそれぞれの度数分布表が経済圏別に公表されている。福井(2015)および福井(2016)では、これらの度数分布表から、世帯主年齢と世帯年間収入の同時密度を推定する方法を示した。この推定方法を経済圏における世帯主年齢・世帯年間収入の度数分布表に応用することで、年齢層別の年収分布を経済圏ごとに導出することができる。また、経済圏は市区町村よりも粗く都道府県よりも細かい地域区分であり、経済圏を対象とする分析は、都道府県を対象とする場合よりも細かな地域差を捉えることが可能である。以上の推定から得られた各経済圏における若年層の経済状況と、住環境・教育といった地域属性を示す各種集計データをもとに、出生率の地域差の要因を分析する。

本研究では、初めに、出生率の説明要因を設定し、続いて、経済圏別に若年層・高齢層の年収分布を推定する。その後、これらの要因を説明変数とする出生率の回帰モデルを構築・推定し、地域属性と出生率との関連を定量的に示す。

2 変数およびデータの設定

経済圏を対象として出生率の地域要因について定量分析を行うために、説明変数およびデータの設定を行う。出生行動に対しては、様々な要因が影響を与えうる。出生率の要因分析に関する先駆的な

^{*1} 「平成21年全国消費実態調査」では、平成21年1月1日時点のすべての市区、および、全998町村のうち219町村が調査対象である。

研究である Becker (1960) では、耐久消費財の需要体系を子供の需要にあてはめた質・量モデルを通じて、夫婦の所得の増加が子供に対する需要に影響を与えることを示した。ただし、経済が発展するにつれその弾力性は小さくなると主張している。Adserà (2004) は OECD 23 カ国のパネルデータに基づいて労働市場と出生率との関連を分析し、高い失業率と不安定な労使契約が出生率の低下に寄与していることを示している。国内を対象とした出生に関する研究も数多く蓄積されており、伊達・清水谷 (2004) では、それら研究を幅広くサーベイしている。また、国内における出生率の地域要因を分析した先行研究も存在し、樋口他 (2007) は、出生行動の要因について先行研究を網羅的に調査し、夫の所得水準と女性のライフスタイル・住環境・夫の通勤時間と家事育児参加・家族政策などの子育て環境・景気動向が出生行動に影響するとして、定量的な分析を行っている。

本研究では、樋口他 (2007) を参考に出生率の説明変数を設定する。所得水準およびライフスタイルを示す変数として、若年世帯の所得状況・初婚年齢・未婚率・大学進学率・学歴・共働きの状況を考える。若年世帯の所得状況として、具体的には、世帯主年齢が 40 歳未満世帯の平均年収および Theil 指数・世帯主年齢が 40 歳未満かつ年収 300 万円未満世帯の割合を用いる。これらの経済圏別のデータは公表されていないため、後述する GMM 推定により経済圏別の推定値を得る。初婚年齢・未婚率・大学進学率は、いずれも男女別のデータを使う。学歴を表す変数として、卒業者総数に対する短大・大学等卒業者割合を用いる。また、国勢調査から、夫が就業している世帯全体に対する夫婦とも就業世帯の割合を求め、これを共働きの状況を示す変数とする。住環境についての変数としては、1000 世帯当たり大型商業施設数・1000 人当たり病院数・1000 人当たり刑法犯認知件数を用いる^{*2}。

出生率に影響を与える要因としては家賃や住宅の広さなどの要因も考えられるが、本研究ではこれらの要因を除くこととする。浅見他 (2000) は、家賃や畳数などの居住状況が出生率に影響していることを「住宅統計調査」に基づいて示した。しかし、樋口他 (2007) が指摘するように、これらの要因を説明変数としてクロスセクション分析を行う場合、所得などの他の要因との関連や内生性の問題が発生しうる。先述の通り、本研究ではクロスセクション分析を試みる。したがって、これらの問題を回避するために、家賃や住宅の広さなどを説明変数に含めず分析を進める。

夫の通勤時間と家事育児参加の変数として、最寄りの保育所までの距離が 1km 以上の住宅割合・通勤時間中位数 (男女別) を使う。子育て環境を示す変数として 0~6 歳人口 1000 人当たり保育所・幼稚園数を^{*3}、景気動向の変数として、完全失業率 (男女別) を、それぞれ設定する。

これ以外の要因として、親世帯との関わり、および、上記以外の地域要因が挙げられる。例えば、八重樫他 (2003) では、親世帯による育児参加の現状を分析し、自身の親に育児相談をしている女性はそうでない場合よりも不安の度合いが有意に低く、親世帯との距離が近いほど、孫との交流回数が多い

^{*2} 1000 世帯当たり大型商業施設数は、「平成 21 年経済センサス (基礎調査)」における大型小売店数と百貨店数、総合スーパー数の和を求め、それを「平成 21 年住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」の世帯数 (1000 世帯単位) で割って算出する。1000 人当たり病院数は、「平成 21 年医療施設調査」の病院数を「平成 21 年住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」の人口 (1000 人単位) で割って算出する。1000 人当たり刑法犯認知件数は、「平成 20 年犯罪統計」における刑法犯認知件数を「平成 20 年住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」の人口 (1000 人単位) で割ることで求める。

^{*3} 0~6 歳人口 1000 人当たり保育所・幼稚園数は、「平成 22 年社会福祉施設等調査」の保育所等数と「平成 22 年度学校基本調査」の幼稚園数について和を求め、それを「平成 22 年国勢調査」より求めた 0~6 歳人口 (1000 人単位) で割って算出している。

いことを示した。このような親世帯との関わりもまた、出生率の地域差に寄与する可能性がある。ただし、親世帯との相談の程度や距離について、その地域差をデータから直接捉えることは難しい。その代替として、本研究では、親族のみの世帯全体に対する核家族世帯割合を、親世帯との同居の状況を表す変数とみなし、親世帯との同居と少子化との関連を観察する。また、親世帯からの経済的支援が少子化に与える影響を捉えるために、世帯主の年齢が60歳以上世帯の平均年収・Theil指数を説明変数として加える。これまでに述べた変数以外に、人口・産業別従事者といった変数もまた、地域要因として欠かすことができない。そこで、今回の分析では、総人口（対数）・15歳以上40歳未満人口割合・第1-3次産業従事者割合を出生率の説明変数とする。

以上の結果から、本研究では表1の各要因が出生率に影響を与えると仮定する。

後述のモデル推定のために、出生率、および、上記の変数を経済圏ごとに集計する必要がある。経済圏別の出生率については、各経済圏内の市区町村ごとに、出生率に対して女性人口をウエイトとする加重和を年齢階層別に求め、その総和を経済圏別の出生率とした。各市区町村の年齢階層別出生率は厚生労働省「平成20年～平成24年人口動態保健所・市区町村別統計」から、各市区町村の年齢階層別女性人口は総務省統計局「平成21年住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」から、それぞれ求めた。

若年・高齢世帯の平均年収・Theil指数、および、世帯主年齢が40歳未満かつ年収300万円未満世帯の割合は、世帯主年齢と世帯年収分布間の同時分布推定を通じて計算する。「平成21年全国消費実態調査」では、経済圏別のこれらのデータは公表されていない。本研究では、「平成21年全国消費実態調査」における197経済圏を対象に、世帯主年齢と世帯年間収入の各度数分布表からそれらの同時分布を推定し、世帯主が40歳未満の世帯について年間収入分布を導出する。その後、この年間収入分布から、平均年収・Theil指数、および、世帯主年齢が40歳未満かつ年収300万円未満世帯の割合を求める。また、世帯主年齢が60歳以上世帯についても年間収入分布を同様に導出し、平均年収・Theil指数を計算する。

福井(2015)では、「全国消費実態調査」で公表される世帯主年齢と世帯年間収入（いずれも二人以上世帯）のそれぞれの度数分布表をもとに、世帯主年齢と世帯年間収入との同時分布についてGMM推定を行う方法を示した。以下では、その推定の流れを簡潔に示す。

世帯主年齢(x)と世帯年間収入(y)の同時密度 $f(x, y; \theta)$ のモデル化により、度数分布表の相対度数・階層平均・他の変数の条件付き平均についてモーメント式を構築する。ただし、これらのモーメント式は確率測度が互いに異なるため、それらの共分散行列が得られずGMM推定を行うことができない。これらの確率測度は確率測度 $P(x, y; \theta)$ に対して絶対連続であることから^{*4}、Radon-Nikodymの定理により、各モーメント式の確率測度をすべて $P(x, y; \theta)$ に変換することができる^{*5}。したがって、

^{*4} 確率空間 (Ω, \mathcal{F}) 上の確率測度 P と Q について、任意の集合 $A \in \mathcal{F}$ に対して $P(A) = 0$ ならば $Q(A) = 0$ であるとき、 Q は P に対して絶対連続であるという。

^{*5} 確率空間 (Ω, \mathcal{F}) 上の確率測度 P と Q について、確率測度 Q が確率測度 P に対して絶対連続であるとき、 $Q(A) = \int_A h dP$ を満たす非負かつ \mathcal{F} -可測な関数 h がただ一つ存在する。これをRadon-Nikodymの定理という。

Radon-Nikodymの定理により、 P に対して積分可能である任意の関数 g 、および、 $A \in \mathcal{F}$ に対して、 $\int_A g dQ = \int_A g h dP$ が

表 1: 出生率の説明変数

記号	変数名	出所
x_{Aa}, x_{Ab}	平均年収（万円）（世帯主年齢が ^a 40歳未満， 世帯主年齢が ^a 60歳以上）	総務省統計局「平成21年全国消費実態調査」 より推定.
x_{Ba}, x_{Bb}	年収の Theil 指数（世帯主年齢が ^a 40歳未満， 世帯主年齢が ^a 60歳以上）	
x_C	世帯主年齢が ^a 40歳未満世帯に おける年収300万円未満世帯の割合	
x_D	人口総数（対数）	総務省統計局「平成22年国勢調査」より算出.
x_E	15歳以上40歳未満人口割合	
x_{Fm}, x_{Ff}	未婚率（男，女）	内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局 「地域少子化・働き方指標（第3版）」より 算出.
x_{Gm}, x_{Gf}	平均初婚年齢（男，女）	
x_{H1}, x_{H2}, x_{H3}	産業別従事者割合 （第1次産業，第2次産業，第3次産業）	総務省統計局「平成21年経済センサス（基礎調 査）」より算出.
x_{Im}, x_{If}	完全失業率（男，女）	総務省統計局「平成22年国勢調査」より算出.
x_J	最寄りの保育所までの距離が ^a 1km以上の住宅割合	総務省統計局「平成20年住宅・土地統計調査」 より算出.
x_{Km}, x_{Kf}	通勤時間中位数（分）（男，女）	
x_L	1000世帯当たり大型商業施設数	総務省統計局「平成21年経済センサス（基礎調 査）」に基づいて算出.
x_M	1000人当たり病院数	厚生労働省「平成21年医療施設調査」に基づい て算出.
x_N	1000人当たり刑法犯認知件数	警察庁「平成20年犯罪統計」に基づいて算 出.
x_{Om}, x_{Of}	大学進学率（男，女）	文部科学省「平成22年度学校基本調査」より 算出.
x_P	卒業者総数に対する 短大・大学等卒業者割合	総務省統計局「平成22年国勢調査」より算出.
x_Q	0~6歳人口1000人当たり保育所・幼稚園数	厚生労働省「平成22年社会福祉施設等調査」， 文部科学省「平成22年度学校基本調査」， および，総務省統計局「平成22年国勢調査」 に基づいて算出.
x_R	親族のみの世帯全体に対する核家族世帯割合	総務省統計局「平成22年国勢調査」より算出.
x_S	夫が就業している世帯全体に対する 夫婦とも就業世帯の割合	総務省統計局「平成22年国勢調査」より算出.

確率測度を変換したモーメント式に対して、それらの共分散行列とサンプルアナログから GMM 推定の目的関数を求めることができ、その値を最小にするパラメータ θ が GMM 推定の推定値となる。

本研究では、世帯主年齢の周辺分布と世帯年間収入の周辺分布とを正規コピュラで結合して同時分布を構築し、その同時分布の密度関数を $f(x, y; \theta)$ とする。世帯年間収入の周辺分布として第 2 種の一般化ベータ分布を仮定し、世帯主年齢の周辺分布は事前にカーネル密度推定で得た分布を用いる。この同時密度関数 $f(x, y; \theta)$ に基づいて、世帯主年齢階層別の平均年間収入、世帯年間収入階層別の相対度数・階層平均・平均世帯主年齢の四つのデータについてモーメント式を求め、上述の GMM 推定を行う⁶。

上記以外の変数については、そのベースとなる値を経済圏別に合計して求める。例えば、1000 人当たりの刑法犯認知件数は刑法犯認知件数と人口をベースとしており、地域ごとに刑法犯認知件数を人口で割って得られる。そこで、経済圏内の市区町村について、刑法犯認知件数の総和を人口の総和(1000 人単位)で割ることで、経済圏の 1000 人当たり刑法犯認知件数を求める。

3 実証分析

3.1 重回帰分析

以上の説明変数に基づき、出生率の地域要因について、クロスセクションデータによる重回帰分析を行う。分析対象は「平成 21 年全国消費実態調査」における 197 経済圏である。ただし、静岡県経済圏 C・島根県経済圏 C・山口県経済圏 H を分析対象から除外し、実際の対象を 194 経済圏とする。静岡県経済圏 C は、最寄りの保育所までの距離が 1km 以上の住宅割合について、ベースとなるデータが存在しないため除外した。また、島根県経済圏 C と山口県経済圏 H については、世帯主年齢が 40 歳未満である世帯の年間収入分布が推定できなかつたため除外した。これらの経済圏は標本が小さく、世帯主の年齢分布・世帯年間収入分布が特殊な形状をしているため、正しく推定できなかつたと考えられる。

表 2 は出生率および各説明変数について、経済圏別のデータから計算した各種基本統計量である。表 3 の 2-4 列目に、表 1 の各変数を説明変数、出生率を被説明変数として重回帰分析を行った結果を示している。

ただし、完全多重共線性を防ぐために、第 2 次産業従事者割合を説明変数から除いた。ある説明変数の線形結合とそれとは別の変数の線形結合との相関係数が 1 または -1 であることを、完全多重共線性という。完全多重共線性が発生する場合、重回帰分析によりパラメータの推定値を得ることができない。第 1 次・第 2 次・第 3 次産業従事者割合の和は、その定義より必ず 1 となる。したがって、こ

成り立つ。この式で、 P を $P(x, y)$ 、 Q を各モーメント式の確率測度、 g を各モーメント式における確率変数とモーメントとの差とすれば、各モーメント式の確率測度を $P(x, y; \theta)$ に変換できるのである。

⁶ 今回の分析では、世帯主年齢の周辺分布を GMM 推定に先立ってノンパラメトリック推定している。そのため、GMM 推定において、世帯主年齢の周辺分布は固定され、世帯主年齢階層別の相対度数・階層平均の値は不変である。したがって、今回の分析で、世帯主年齢階層別の相対度数・階層平均のモーメント式は GMM 推定に影響しないため、これらのモーメント式を除いて推定を行っている。

表 2: 各変数の基本統計量

	平均値	標準偏差	第 1 四分位	第 3 四分位
出生率	1.505	0.1889	1.377	1.608
x_{Aa}	568.2	83.29	513.6	615.4
x_{Ab}	533.9	74.47	486.6	577.3
x_{Ba}	0.1285	0.03103	0.1095	0.1454
x_{Bb}	0.209	0.05372	0.1726	0.2422
x_C	0.1706	0.0821	0.1184	0.2132
x_D	12.74	1.097	12.05	13.41
x_E	0.2706	0.03544	0.2503	0.2934
x_{Fm}	0.2917	0.02986	0.2730	0.3088
x_{Ff}	0.2041	0.03494	0.1803	0.2243
x_{Gm}	30.5	0.6752	30.05	30.85
x_{Gf}	28.83	0.5756	28.47	29.17
x_{H1}	0.01122	0.01015	0.00406	0.01482
x_{H2}	0.2452	0.07003	0.1915	0.2944
x_{H3}	0.7436	0.07056	0.6924	0.7937
x_{Im}	0.07891	0.01789	0.06706	0.0868
x_{If}	0.04895	0.01063	0.04174	0.05354
x_J	0.4362	0.1729	0.3127	0.5774
x_{Km}	24.68	9.979	18.50	25.38
x_{Kf}	17.52	5.776	14	18.38
x_L	0.3956	0.1024	0.3346	0.4636
x_M	0.08269	0.03608	0.05657	0.1018
x_N	0.01133	0.004519	0.008222	0.01381
x_{Om}	0.4877	0.09519	0.4221	0.5536
x_{Of}	0.5212	0.09281	0.4548	0.5861
x_P	0.2563	0.06501	0.2046	0.289
x_Q	6.278	2.682	4.513	7.429
x_R	0.8021	0.08208	0.7493	0.8722
x_S	0.61	0.04515	0.5782	0.6399

表 3: 回帰分析の結果

	すべての経済圏を含む			表 4 の経済圏を除く			VIF
	推定値	t 値	P 値	推定値	t 値	P 値	
定数項	1.346	1.722	0.08701	2.971	4.85	2.98×10^{-6}	
x_{Aa}	0.0002061	0.7183	0.4736	-0.0001255	-0.466	0.6418	10.99
x_{Ab}	-9.78×10^{-5}	-0.5537	0.5805	-0.0003005	-2.064	0.04066	2.607
x_{Ba}	-0.6788	-1.437	0.1527	0.2747	0.6279	0.531	4.22
x_{Bb}	0.1307	0.6761	0.4999	0.2155	1.39	0.1666	1.577
x_C	0.606	1.975	0.0499	-0.03271	-0.1071	0.9149	11.77
x_D	-0.02593	-1.625	0.106	-0.01307	-1.065	0.2885	4.385
x_E	4.456	4.176	4.79×10^{-5}	1.878	2.271	0.02452	20.46
x_{Fm}	-0.8983	-1.075	0.2841	-0.8615	-1.308	0.1929	8.64
x_{Ff}	-5.012	-5.412	2.15×10^{-7}	-3.876	-5.657	7.23×10^{-8}	13.57
x_{Gm}	-0.03714	-1.463	0.1454	-0.03004	-1.545	0.1243	4.042
x_{Gf}	0.01897	0.6465	0.5188	-0.008082	-0.3737	0.7091	3.808
x_{H1}	-0.0517	-0.0342	0.9728	0.092875	0.0773	0.9384	3.35
x_{H3}	0.04381	0.1955	0.8453	-0.3646	-2.161	0.03227	3.318
x_{Im}	1.2	0.7072	0.4805	-1.58	-1.136	0.2575	11.92
x_{Jf}	-1.149	-0.3709	0.7111	-0.2357	-0.0962	0.9235	13.56
x_J	-0.04889	-0.5124	0.6091	-0.03956	-0.5396	0.5903	3.936
x_{Km}	-0.002706	-0.959	0.3389	-0.001997	-0.9587	0.3392	10.83
x_{Kf}	-0.002477	-0.4888	0.6256	0.0006759	0.1823	0.8556	11.7
x_L	-0.2494	-2.14	0.03381	-0.163	-1.908	0.0582	1.931
x_M	-0.3016	-0.814	0.4168	0.5202	1.804	0.07314	2.696
x_N	4.065	1.212	0.2273	5.302	2.057	0.04138	3.504
x_{Om}	-0.5768	-2.81	0.005554	-0.4329	-2.744	0.006785	5.345
x_{Of}	-0.2484	-1.15	0.2516	-0.1115	-0.6831	0.4956	5.268
x_P	0.6792	1.627	0.1056	0.4919	1.558	0.1213	10.58
x_Q	0.001316	0.203	0.8394	-0.005745	-1.182	0.239	4.138
x_R	0.6251	2.833	0.005189	0.5489	3.391	0.0008832	4.458
x_S	1.495	3.69	0.0003043	1.129	3.66	0.0003449	4.852
R^2		0.6053			0.7328		
AIC		-801.2			-874.5		

これらの産業従事者割合をすべて回帰式に含めた場合、それらの和と定数項との相関は 1 となり完全多重共線性が発生する。そこで、以下の重回帰分析では、これらの変数のうち第 2 次産業従事者割合を除いて推定を試みている。

有意水準を 5% として、各係数の符号・大きさ・有意性を見ていこう。人口に関して、15 歳以上 40 歳未満人口割合は出生率に正の影響を及ぼすが、総人口は出生率に有意に影響しないことから、出産の当事者となる年齢層の人口が多い地域ほど出生率が高いといえる。所得分布については、若年低所得層の割合が出生率に正の影響を与えており、それ以外の変数の影響は有意ではない。女性の未婚率は出生率に対して有意に負の影響を与えているが、男性の未婚率の影響は有意でない。現状、日本では女性の結婚と出産が強く結びついていることから、この影響は自明であるといえよう。一方、初婚

表 4: スチューデント化残差の絶対値が 2 を超える経済圏

経済圏	出生率	スチューデント化残差
北海道 経済圏 A	1.275	-2.486
北海道 経済圏 D	1.423	-2.147
富山県 経済圏 C	1.474	-2.122
高知県 経済圏 A	1.360	-2.996
佐賀県 経済圏 C	1.786	2.005
長崎県 経済圏 D	2.035	4.550
沖縄県 経済圏 A	1.781	2.179
沖縄県 経済圏 B	1.882	2.342
沖縄県 経済圏 C	1.833	2.078
沖縄県 経済圏 D	2.301	2.293
沖縄県 経済圏 E	2.188	4.513

年齢については出生率に対する影響が明確ではない。それ以外の要因として、1000世帯当たり大型商業施設数・男性の大学進学率は出生率に負の影響を及ぼし、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合は出生率に正の影響を与えている。

出生率に関して、沖縄県の各経済圏などで他の経済圏よりも高い値がみられることから、それら地域の観測値は外れ値である可能性がある。そこで、スチューデント化残差を計算し外れ値の探索を試みる⁷。スチューデント化残差 $e(i)$ は、

$$e(i) = \frac{e_i}{1 - h_{ii}} \bigg/ \sqrt{\frac{e'e - e_i^2 / (1 - h_{ii})}{n - 1 - K}}$$

と計算する。ただし、 n は標本の大きさ、 K は重回帰分析における係数の数、 e は重回帰分析の結果得られる残差ベクトルで、 e_i はその i 番目の要素である。また、

$$h_{ii} = x_i' \left(X'_{(i)} X_{(i)} \right)^{-1} x_i$$

で、 x_i は i 番目の対象の説明変数（ここでは、各経済圏の説明変数）、 $X_{(i)}$ は説明変数行列 X から x_i を取り除いたものである。スチューデント化残差は、自由度 $(n - 1 - K)$ の t 分布に従う。スチューデント化残差の絶対値が著しく大きい観測値については、推定したモデルによる説明ができていないと考え、その観測値を外れ値とみなすのである。表 4 は、上記の推定結果におけるスチューデント化残差を求め、その絶対値が 2 を超える経済圏をまとめたものである。沖縄県の全経済圏の出生率について、モデルによる推定値よりも実際の値が著しく高く、北海道経済圏 A や高知県経済圏 A などでは、出生率の実測値がモデルの推定値よりも低くなっていることがわかる。

⁷ スチューデント化残差による外れ値の探索について、例えば Greene (2012) を参照せよ。

表 5: 核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合の、出生率との相関係数

	人口上位 30 経済圏		人口下位 30 経済圏	
	核家族世帯割合	夫婦とも就業世帯割合	核家族世帯割合	夫婦とも就業世帯割合
出生率	-0.405	-0.146	0.267	0.415

そこで、表 4 の経済圏の出生率を外れ値とみなし、これら経済圏のデータを除いて推定を行った結果が表 3 の 5-7 列目である。外れ値を除かない場合の推定結果と比べると、世帯主年齢が 60 歳以上世帯の平均年収・第 3 次産業従業者比率・1000 人当たり刑法犯認知件数が有意となり、若年低所得層の割合・1000 世帯当たり大型商業施設数が有意でなくなっている。一方、表 3 より、外れ値を除くことで決定係数および AIC の値が改善していることから、すべての観測値を含むモデルにおいて、表 4 の経済圏における出生率は外れ値であり、その値を正しく説明できていない可能性がある。

以上の分析で、15 歳以上 40 歳未満世帯の割合・女性の未婚率・男性の大学進学率・核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合が、外れ値の有無に関わらず有意である。これらの説明要因と出生率の関連について観察しよう。15 歳以上 40 歳未満世帯の割合が出生率に正の影響をもたらす理由の一つとして、男性と女性が出会う機会の向上がある。例えば、職場や趣味サークルなどの集団を考える。若年層の割合が高い地域ほど、その集団に含まれる若年層の割合は高くなる。その結果、これらの集団を通じた若年男女間の出会いが発生しやすくなるだろう。女性の未婚率が出生率に負の影響をもたらすことは、自明な関連であるといえる。現状、日本では女性の結婚と出産は強く結びついているため、未婚の女性が減れば出産は増加する。男性の大学進学率が出生率に影響する理由として、若年人口の減少との関連が考えられる。「平成 21 年学校基本調査」における出身高校の所在地県別入学者数（大学・大学院）によると、宮城県・埼玉県・東京都・神奈川県・愛知県・滋賀県・京都府・大阪府・福岡県など、大都市を含む、または、大都市に近い都道府県では進学による流入が流出よりも多いが、それ以外の道県では進学による流出が流入を超過している。この傾向は、平成 21 年以前でもほぼ同様にみられる。つまり、大学進学率の上昇は、多くの地域にとって若年人口の都市部への流出を意味する。さらに、先に述べたように、若年人口の減少は出生率の低下をもたらす。その結果、大学進学率が高い地域ほど、出生率が低くなるといえるのである。

核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合について、出生率に与える影響を詳しく見てみよう。分析対象とする 194 経済圏のうち、人口上位 30 経済圏と下位 30 経済圏について、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合と出生率との相関係数を計算した結果を、表 5 に示している。この結果、人口の多い地域では、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合が高い地域ほど出生率が低く、人口の少ない地域では、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合が高いほど出生率が高いことがわかる。

核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合と出生率との相関係数の符号が人口規模で異なる一つの理由として、都市部と地方での親世帯から子世帯への支援の相違がある。現在、地方から都市部への人口流入が続いており、その中には進学・就職に伴う若者の移動が含まれるため、親世帯から離れた子世帯は都市部ほど多いと考えられる。親世帯と子世帯との距離が離れているほど、出産・育児に際し

ての親世帯から子世帯への支援は難しくなることから、都市部の子世帯には親世帯からの支援を受けにくい世帯が多いといえる。一方、都市部と比べると、地方では親世帯から離れた子世帯が相対的に少ないため、親世帯と同居・近居の状態にある子世帯が都市部よりも多い。したがって、地方の子世帯の多くは、親世帯と別居していたとしても親世帯からの支援を受けやすい状況にある。内閣府「平成23年度都市と地方における子育て環境に関する調査」によると、親世帯からの子育て支援の状況は地域によって異なっており、首都圏ではその支援の程度が特に低い傾向がある。

つまり、都市部における若年世帯の核家族は、出産・育児の際に親からの支援を受けにくい状況にあるために、都市部では核家族世帯割合が高いほど出生率が低い傾向があると考えられる。一方、地方においては、若年世帯の核家族であっても、親世帯からの支援は比較的受けやすい。その結果、地方では核家族世帯割合が高くて出生率が低くなるとは限らないのである。さらに、出産・育児に対する親からの支援が十分であるほど、夫婦ともに就労しやすくなる^{*8}。したがって、夫婦とも働くことを望む世帯について、都市部ほど出産をためらう傾向が強いと考えられ、その結果が夫婦とも就業世帯割合と出生率との負の相関に表れているのである。

3.2 主成分回帰分析

表1の説明変数に対して主成分分析を行い、それらの主成分得点を新たな説明変数として、出生率について回帰分析を行う。この分析手法は主成分回帰分析と呼ばれる。主成分分析は、元となる変数群を加重和によって要約し、より少ない数の変数（主成分）で代表する手法である^{*9}。これ以降は、表4の経済圏のデータを除いて分析を進める。

今回の分析に対して主成分回帰を導入することにより、多重共線性への対処、および、地域特性と出生率との関連について別視点からの観察が可能となる。一般的に、主成分回帰は、多重共線性への対処を目的として用いる^{*10}。主成分分析の特性上、主成分得点間の相関は0となるため、主成分得点を説明変数として回帰分析を行う場合、多重共線性が発生しない。一方、主成分得点は元の変数を要約するため、各得点に対する新たな意味づけが必要となる。本研究で用いているデータは、各経済圏の人口・経済・教育・住環境などをまとめたクロスセクションデータであり、これらのデータから得られる主成分得点は、各経済圏の地域特性を表す。例えば、石塚(2002)は、鹿児島県の全市町村を対象に、人口・住宅形態・産業に関する変数をもとに主成分分析による地域特性の定量化を試みている。今回の分析では、このようにして得られた主成分得点を説明変数とする回帰分析を行うことで、どのような地域特性が出生率に関連しているかを示す。その結果、地域における出生率の決定要因について、先の重回帰分析とは異なる視点から捉えることが可能となる。

表3の8列目には、外れ値を除いて重回帰分析を行った場合のVIFを示しており、いくつかの変数

^{*8} 例えば、親が定年などで退職している場合、子世帯の夫婦が働いている間、子は親に孫の面倒を見てもらうことができる。

^{*9} 主成分分析の手法については、例えば Jolliffe (2002)、小西 (2010) 等を参照。

^{*10} 多重共線性と主成分回帰との関連については、Jolliffe (2002) や Greene (2012) を参照。

について多重共線性が発生しているといえる。k番目の説明変数 X_k に対して、その VIF は

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2}$$

と計算する。ただし、 R_k^2 は、 X_k を被説明変数とし、それ以外の説明変数について重回帰を行って得られる決定係数である^{*11}。VIF_k が大きいほど、 X_k と他の説明変数との間に強い相関が存在する。このとき、 X_k の係数の標準誤差が極めて大きくなり、係数の推定値について信頼度が低下する。多重共線性の影響があるとすると VIF の基準として、経験則に基づく値がいくつか提示されている。例えば、蓑谷 (2003) は、VIF が 10 以上のとき、その VIF に対応する係数の推定値の信頼度は小さくなるとしている。この基準に基づく場合、表 3 より、若年低所得層の割合・女性の未婚率・完全失業率（男女とも）などの変数で VIF が 10 を超えていることから、これら変数の係数について、多重共線性による推定結果への影響が考えられる。

主成分回帰の際、説明変数の選択に注意しなければならない。一般的な主成分分析では、分散の小さい主成分（すなわち固有値の小さい主成分）は元の変数に対する寄与が低いとみなし、それらを除いて分析を進める。しかし、Jolliffe (2002) が示すように、主成分回帰においては、ある主成分の分散が小さくても、被説明変数に与える影響は有意なことがある。したがって、主成分回帰を行うとき、分散の小さい主成分得点を説明変数から機械的に除くべきではない。以下の実証分析では、初めにすべての主成分得点を説明変数として回帰分析を行った後、有意でない変数を説明変数から除き、改めて回帰分析を行うこととする^{*12}。

表 6 から表 9 は、表 1 の説明変数に対して主成分分析を行って得られた主成分負荷量と主成分寄与率である。なお、各主成分における最大の主成分負荷量（絶対値）に対し、その半分以上の値である主成分負荷量（絶対値）を太字で示している。今回の主成分分析では、先の重回帰分析で除いた第 2 次産業従事者割合を含めている。第 1 次・2 次・3 次産業従事者割合については、Aitchison (1983) の変換を施している。これら産業従事者割合の和が 1 であることにより、主成分分析の結果、固有値の 1 つが 0 となるため、表 6 から表 9 で示す分析結果では固有値が 0 となる主成分を除いている。以上の主成分得点を説明変数、出生率を被説明変数として回帰分析を行った結果が表 10 である。また、表 11 は、主成分回帰で有意である主成分得点について、得点別の上位 5 経済圏・下位 5 経済圏を示している。

出生率への影響が有意である主成分について解釈を試みる。しかし、すべての主成分について解釈を与えることは難しい。特に、分散が小さい主成分は、元の変数の小さな部分のみを説明するため、その説明に意味を持たせることが困難になる傾向がある。そこで、表 6-9、表 11、および、元々のデータに基づいて、解釈が可能であると判断した主成分に限定して解釈を行う。

表 6 の主成分負荷量より、第 1 主成分に対して、若年層の人口割合・短大および大学卒業者割合・未婚率・通勤時間などが負の方向に、第 1 次産業人口割合・最寄りの保育所までの距離が 1km 以上世帯割合・児童 1000 人当たりの保育所と幼稚園数などが正の方向に作用している。また、表 11 から、第 1

^{*11} VIF の詳細については、例えば蓑谷 (2003) や Greene (2012) 等を参照。

^{*12} パラメータの有意性検定に基づく変数選択にも問題点が存在する。例えば、Mason and Gunst (1985) は、固有値が小さい主成分ほど t 検定の検出力が低くなるため、除去され易くなることを指摘している。

表 6: 主成分負荷量および主成分寄与率 (第 1-7 主成分)

	第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 4 主成分	第 5 主成分	第 6 主成分	第 7 主成分
x_{Aa}	-0.1336	-0.6498	0.155	-0.1184	0.4686	0.4955	-0.03239
x_{Ab}	-0.3494	-0.5729	-0.2057	0.3961	0.1636	0.0242	-0.07069
x_{Ba}	0.1133	0.3253	0.0997	0.6377	0.3002	0.287	-0.2663
x_{Bb}	-0.1407	0.1812	-0.07263	0.632	0.116	-0.2173	0.05089
x_C	0.1683	0.6839	-0.06068	0.4963	-0.2544	-0.2565	-0.09727
x_D	-0.7994	0.1051	-0.07291	0.006889	-0.1791	0.2545	-0.03246
x_E	-0.8961	0.03446	-0.2541	0.05099	-0.1387	0.1513	-0.0194
x_{Fm}	-0.8415	0.09644	-0.01959	0.1161	-0.004514	0.1458	0.1417
x_{Ff}	-0.8777	0.272	0.04409	-0.01473	-0.1281	0.1571	-0.04929
x_{Gm}	-0.4325	-0.2947	0.6336	0.3066	-0.03891	0.03625	0.2054
x_{Gf}	-0.5403	-0.1502	0.6312	0.2489	-0.1758	-0.003017	0.1492
x_{H1}	0.9109	-0.03857	0.05191	0.06843	-0.1966	0.0595	0.1404
x_{H2}	-0.7367	-0.1762	-0.3069	-0.01082	0.2981	-0.1528	-0.1214
x_{H3}	-0.8681	0.221	0.1859	-0.1048	0.06387	0.03628	-0.1268
x_{Im}	0.2498	0.769	0.08048	-0.04843	0.4475	-0.02432	-0.005632
x_{If}	-0.2483	0.8306	-0.07429	-0.08069	0.3128	0.1109	0.06383
x_J	0.7582	-0.2042	-0.1724	0.08933	0.0722	-0.1891	0.1416
x_{Km}	-0.8425	0.00113	0.1737	-0.01124	0.1646	-0.2007	0.1594
x_{Kf}	-0.8583	0.03867	0.2744	0.01561	0.1144	-0.05163	0.1257
x_L	-0.3608	-0.124	-0.474	0.238	-0.3287	0.2666	-0.08944
x_M	0.4886	0.3935	0.2852	-0.1265	-0.1486	0.1986	-0.4768
x_N	-0.7807	0.2015	-0.1241	-0.1132	0.04476	0.09396	-0.1283
x_{Om}	-0.7064	-0.3277	-0.07095	-0.06641	0.05456	-0.3907	-0.2234
x_{Of}	-0.7104	-0.3043	0.0224	-0.03162	0.0493	-0.3242	-0.3822
x_P	-0.8825	-0.1383	0.07548	-0.03894	-0.1334	-0.137	-0.1342
x_Q	0.7174	-0.01673	0.3771	-0.08524	0.1791	-0.2308	-0.2606
x_R	-0.5908	0.4636	0.2382	-0.276	-0.2999	-0.0329	-0.002302
x_S	0.5974	-0.4192	0.2447	0.1329	-0.1829	0.1477	-0.3515
固有値	11.85	3.789	1.827	1.622	1.301	1.168	0.9505
寄与率	0.4233	0.1353	0.06526	0.05793	0.04646	0.04172	0.03394

主成分得点は、都市化の進んだ経済圏ほどその値が小さいことがわかる。したがって、第 1 主成分は都市化の程度を表し、その得点が小さいほど都市化が進んでいるといえる。さらに、第 1 主成分得点の係数推定値は正に有意であるから、都市化が進んでいる経済圏ほど出生率が低い傾向がある。第 2 主成分について、失業率・若年低所得世帯の割合が正方向に、若年世帯の平均年収が負方向に作用していることから、各経済圏における若年層の経済状況を表し、その状況が厳しいほど得点が高い。また、主成分回帰の結果から、若年層の経済状況が厳しい地域ほど出生率は低くなっている。第 3 主成分では初婚年齢中位数が特に正方向に作用していることから、初婚年齢の高さを示すと考えられる。主成分回帰から、初婚年齢が高い地域ほど出生率が低くなる。第 5 主成分は、若年世帯の平均年収と Theil 指数、および、失業率が正に作用しており、若年低所得世帯の割合が負に作用している。一般に、高い所得を得る若年世帯が増えるほど、平均年収の上昇・所得格差の拡大・低所得層の割合の減少をもたらすため、第 5 主成分は若年中・高所得世帯の割合の高さを示しているようにみえる。また、

表 7: 主成分負荷量および主成分寄与率 (第 8-14 主成分)

	第 8 主成分	第 9 主成分	第 10 主成分	第 11 主成分	第 12 主成分	第 13 主成分	第 14 主成分
x_{Aa}	0.01614	0.03462	0.1298	-0.004449	-0.02215	-0.1302	0.03658
x_{Ab}	0.2431	-0.1766	0.2503	0.05245	0.03365	0.3004	-0.03967
x_{Ba}	-0.2502	-0.2934	0.009901	-0.01389	-0.05348	-0.2296	0.08094
x_{Bb}	0.5774	0.2996	0.05458	-0.08224	-0.02055	-0.1589	-0.01883
x_C	-0.1745	-0.1962	-0.1082	0.01364	0.01125	0.07457	0.01886
x_D	0.03086	-0.105	-0.1823	0.03925	0.1544	-0.05123	-0.3429
x_E	0.01989	0.03168	-0.02626	0.1414	0.1086	-0.0105	0.09955
x_{Fm}	0.03074	0.1922	-0.1726	0.1664	0.1823	0.04398	0.235
x_{Ff}	0.03704	0.08686	0.03495	0.1442	0.03915	0.02239	0.1511
x_{Gm}	-0.1707	0.1742	-0.09527	-0.1702	0.01068	0.11	-0.0948
x_{Gf}	-0.1151	0.136	0.06108	0.0762	-0.1717	0.03703	-0.05134
x_{H1}	-0.01296	0.05251	0.1372	0.1828	0.1018	-0.1322	-0.06157
x_{H2}	-0.03613	-0.04234	-0.2604	-0.1945	-0.004025	0.1632	0.003871
x_{H3}	0.05377	-0.05016	0.001913	-0.1329	-0.1666	0.07601	0.09948
x_{Im}	-0.1177	0.2283	0.07946	0.04431	0.05104	0.1138	-0.08337
x_{If}	-0.07324	0.1533	0.08306	0.2024	-0.03454	0.08427	-0.1044
x_J	-0.2096	0.1073	0.1256	-0.1788	0.3006	-0.0967	0.05601
x_{Km}	-0.07667	-0.146	0.1386	-0.08314	0.2015	-0.01756	-0.003807
x_{Kf}	-0.01289	-0.1694	0.01309	0.01737	0.2469	-0.0104	0.001833
x_L	-0.3702	0.3208	0.2402	-0.1767	-0.04231	0.08444	0.004166
x_M	0.1962	0.04045	0.2283	-0.1188	0.187	0.1311	-0.04331
x_N	0.02432	0.1948	-0.1879	-0.2428	0.04585	-0.1787	-0.06415
x_{Om}	-0.1623	0.1439	0.0685	0.1787	-0.04656	-0.07945	0.02843
x_{Of}	-0.08697	0.1048	0.06151	0.1457	-0.02606	-0.1471	-0.1382
x_P	-0.04054	-0.1161	0.227	0.02448	0.06456	-0.0253	-0.00901
x_Q	-0.08782	0.141	-0.06958	-0.02119	0.07966	0.06531	0.1089
x_R	0.1475	-0.08168	0.1686	-0.1715	-0.0463	-0.1197	0.1079
x_S	0.07488	0.1065	-0.2907	0.1038	0.1215	0.04643	0.03521
固有値	0.8522	0.7219	0.6299	0.4844	0.408	0.3946	0.3128
寄与率	0.03043	0.02578	0.02250	0.0173	0.01457	0.01409	0.01117

主成分回帰の結果から、若年中・高所得世帯が増えるほど出生率は負の影響を受ける。第 7 主成分は、1000 人当たり病院数・大学進学率・夫婦とも就業世帯割合・児童 1000 人当たり保育施設数などが負に作用している。そのため、第 7 主成分は病院・保育施設の整備状況を表しており、病院・保育施設が十分に整備されていない地域ほどその得点が高い。主成分回帰より、病院・保育施設が十分に整備されていない地域ほど出生率が低いといえる。第 8 主成分は、高齢世帯の Theil 指数・高齢世帯の平均年収が正に、1000 世帯当たり大型商業施設数が負に作用していることから、高齢世帯の経済状況を示すと考えられる。高齢世帯において、所得格差が大きく平均年収が高い地域ほど第 8 主成分得点が高く、出生率に対して正の影響を与える。第 13 主成分は、高齢世帯の平均年収が正に、若年世帯の Theil 指数・1000 人当たり刑法犯認知件数・高齢世帯の Theil 指数・若年世帯の平均年収などが負に働いている。つまり、高齢世帯の年収が高い方に集中し、若年世帯の年収が低い方に集中する地域ほど、第 13 主成分得点が高くなるといえる。この状況が進むと出生率に対して負の影響もたらされる。第 15

表 8: 主成分負荷量および主成分寄与率 (第 15–21 主成分)

	第 15 主成分	第 16 主成分	第 17 主成分	第 18 主成分	第 19 主成分	第 20 主成分	第 21 主成分
x_{Aa}	-0.002833	-0.01568	0.01869	0.01814	0.01008	0.02351	0.01909
x_{Ab}	-0.08002	0.224	-0.03934	-0.03064	-0.08574	-0.01592	-0.02751
x_{Ba}	-0.03203	0.01093	0.05606	0.009791	-0.01255	-0.000613	-0.0007575
x_{Bb}	0.1026	-0.08012	0.03832	0.02469	0.005923	-0.003615	0.02367
x_C	-0.027	0.04365	-0.04446	-0.01977	0.03987	0.02328	0.002846
x_D	0.08394	0.02447	0.151	-0.0296	-0.09068	-0.09209	0.07937
x_E	-0.05787	-0.06864	0.02771	-0.04144	-0.006756	-0.005052	-0.07851
x_{Fm}	-0.08105	0.04315	0.1029	-0.0005691	0.02495	0.003669	-0.0355
x_{Ff}	0.01174	-0.04689	-0.0697	-0.05615	0.005816	-0.0993	0.06041
x_{Gm}	-0.06593	0.09187	0.08781	0.09968	0.1593	-0.06877	-0.05206
x_{Gf}	-0.1437	-0.1242	-0.05666	-0.1449	-0.163	0.07756	0.04294
x_{H1}	-0.000693	0.08651	0.003763	-0.007012	0.01311	0.05224	-0.03773
x_{H2}	-0.127	-0.1625	0.09389	0.05446	-0.05596	0.08804	0.003055
x_{H3}	0.114	-0.0002463	-0.08971	-0.03666	0.02781	-0.1656	0.06035
x_{Im}	-0.01492	0.03894	-0.09077	0.1041	-0.04669	-0.0135	0.04343
x_{If}	-0.03441	0.01343	0.0115	0.04398	-0.01666	0.004954	-0.04478
x_J	-0.1903	-0.05304	-0.03556	-0.01883	-0.08433	-0.1518	0.07059
x_{Km}	0.1631	-0.0401	-0.0876	-0.0318	0.04387	0.1105	-0.01844
x_{Kf}	0.1395	-0.05185	-0.05267	0.03372	-0.03011	0.08287	0.02818
x_L	0.1985	-0.03366	0.01101	0.04272	-0.03612	0.05722	-0.007041
x_M	-0.1266	-0.109	0.07092	-0.08381	0.1169	0.06895	0.02853
x_N	-0.0908	0.2411	-0.1716	-0.1423	0.004474	0.0615	-0.04747
x_{Om}	-0.03039	0.1646	0.1112	0.003419	0.07756	0.07811	0.1786
x_{Of}	-0.06498	-0.1251	-0.04738	0.03696	-0.005111	-0.06059	-0.1361
x_P	0.002528	0.009644	-0.03343	0.07428	0.03084	-0.0934	-0.03756
x_Q	0.2211	0.09327	0.1613	-0.126	-0.131	-0.04024	-0.08094
x_R	-0.09774	0.1179	0.09946	0.1858	-0.1565	0.04252	-0.0182
x_S	0.04827	0.01154	-0.1863	0.1797	-0.0635	0.03228	0.04186
固有値	0.3032	0.2715	0.2163	0.1774	0.1542	0.1455	0.1023
寄与率	0.01083	0.009696	0.007726	0.006336	0.005509	0.005195	0.003653

主成分は、児童 1000 人当たり保育施設数・1000 世帯当たり店舗数・通勤時間中位数が正に、最寄りの保育所までの距離が 1km 以上世帯割合が負に作用している。したがって、第 15 主成分は保育施設の密度を表し、経済圏内に保育施設が密に存在するほど主成分得点が高い。ただし、第 15 主成分の係数推定値は負であるため、保育施設の密度が高い地域ほど出生率は低い。第 18 主成分は、核家族世帯割合と夫婦とも就業世帯割合が正に作用している。そのため、第 18 主成分は世帯構成の状況を表しており、核家族や夫婦とも就業世帯が多い地域ほどその得点が高く、出生率に対して正の影響を与える。第 21 主成分は、男性の大学進学率が正に、女性の大学進学率が負に働いていることから、大学進学率の男女差を示している。また、男性の進学率が女性よりも高い地域ほど、主成分得点が高くなり出生率は低くなる。第 23 主成分は、女性の未婚率が正に、男性の未婚率が負に働いており、未婚率の男女差を表すといえる。女性の未婚率が男性よりも高いほど、主成分得点は高くなり、出生率は負の影響を受ける。第 25 主成分は、男性の失業率が正、女性の失業率が負に作用している。したがって、

表 9: 主成分負荷量および主成分寄与率 (第 22-27 主成分)

	第 22 主成分	第 23 主成分	第 24 主成分	第 25 主成分	第 26 主成分	第 27 主成分
x_{Aa}	-0.03504	-0.01968	-0.06805	0.0298	-0.09703	0.003108
x_{Ab}	-0.03818	0.01671	0.01459	-0.006031	0.00856	0.00155
x_{Ba}	0.03035	0.01895	0.04231	-0.0125	0.05035	0.001071
x_{Bb}	0.02082	-0.005886	-0.01644	-0.003678	-0.006542	0.002641
x_C	-0.05833	-0.02692	-0.06954	0.03127	-0.09976	0.002853
x_D	0.002624	0.002579	0.02651	0.01312	-0.02605	-0.002174
x_E	0.06044	0.04669	-0.05133	-0.07982	-0.01712	-0.1021
x_{Fm}	-0.03002	-0.09166	0.08868	0.05782	-0.007527	0.01282
x_{Ff}	-0.02321	0.1488	-0.04187	0.0419	0.01591	0.06204
x_{Gm}	-0.01066	0.04881	-0.02321	-0.02465	0.009352	-0.003627
x_{Gf}	0.03868	-0.02861	0.008413	0.004422	-0.003896	-0.004903
x_{H1}	0.003141	0.02036	-0.007534	0.01752	0.005526	0.003342
x_{H2}	0.04141	0.02992	-0.02594	0.01949	0.003997	0.02589
x_{H3}	-0.04205	-0.06062	0.03564	-0.0466	-0.01279	-0.02859
x_{Im}	0.02428	0.03323	0.01733	0.0871	0.002851	-0.07125
x_{If}	0.01636	-0.04254	-0.02462	-0.1144	-0.009497	0.06761
x_J	-0.0185	-0.0156	-0.00181	-0.04572	-0.01175	0.01024
x_{Km}	0.04757	0.06336	0.1009	-0.03153	-0.0624	0.01425
x_{Kf}	-0.1081	-0.05871	-0.09051	-0.003192	0.07866	-0.01114
x_L	-0.02656	-0.01588	0.005255	0.006849	0.008721	0.005069
x_M	-0.01152	-0.01602	0.0133	-0.005848	0.007339	-0.001862
x_N	0.01755	-0.009514	-0.0217	0.006304	0.01566	0.009646
x_{Om}	0.00405	0.003756	-0.005373	-0.03322	0.002556	-0.01163
x_{Of}	-0.1239	0.007261	0.03472	0.01834	-0.00395	0.0001094
x_P	0.1964	-0.07538	-0.04694	0.05718	0.006567	0.02261
x_Q	0.027	0.01265	-0.03199	-0.001481	-0.008372	0.005544
x_R	-0.04107	0.02879	0.007007	-0.01117	-0.02152	-0.0006609
x_S	0.0384	-0.002528	0.01697	-0.0477	-0.01497	0.01127
固有値	0.09176	0.06065	0.05207	0.04821	0.03513	0.02701
寄与率	0.003277	0.002166	0.00186	0.001722	0.001255	0.0009647

男性の失業率が女性よりも高い地域ほどその主成分得点は高くなる。主成分回帰の結果から、そのような地域ほど出生率は低くなる。

表 12 に、主成分回帰で有意であった主成分について解釈を試みた結果をまとめた。ただし、解釈を保留した主成分については、主な説明要因を記している。

各主成分の分散に基づいて、出生率に対する各主成分の寄与度を求めよう。主成分回帰の式

$$y_i = \alpha + \beta_1 a_{1,i} + \beta_2 a_{2,i} + \dots + \beta_K a_{K,i}$$

を考える。ここで、 y_i は出生率、 $a_{j,i}$ は i 番目の経済圏における第 j 主成分得点、 $(\alpha, \beta_1, \dots, \beta_K)$ はパラメータである。この式より、出生率および各主成分得点の分散について以下の式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_i) &= \beta_1^2 \text{Var}(a_{1,i}) + \dots + \beta_K^2 \text{Var}(a_{K,i}) \\ &= \beta_1^2 \lambda_1 + \dots + \beta_K^2 \lambda_K \end{aligned}$$

表 10: 主成分得点による回帰分析の結果

	すべての主成分得点			有意な主成分得点のみ		
	推定値	t 値	P 値	推定値	t 値	P 値
定数項	1.49	236	$< 2.2 \times 10^{-16}$	1.49	234.4	$< 2.2 \times 10^{-16}$
第 1 主成分得点	0.03329	18.1	$< 2.2 \times 10^{-16}$	0.03329	17.98	$< 2.2 \times 10^{-16}$
第 2 主成分得点	-0.006886	-2.117	0.03585	-0.006886	-2.103	0.03702
第 3 主成分得点	-0.01164	-2.484	0.01404	-0.01164	-2.467	0.01463
第 4 主成分得点	-0.006841	-1.376	0.1707			
第 5 主成分得点	-0.02612	-4.705	0.00000559	-0.02612	-4.673	0.00000615
第 6 主成分得点	0.002552	0.4357	0.6637			
第 7 主成分得点	-0.02266	-3.489	0.000632	-0.02266	-3.465	0.0006762
第 8 主成分得点	0.03305	4.819	0.00000342	0.03305	4.786	0.00000377
第 9 主成分得点	-0.03152	-4.23	0.0000398	-0.03152	-4.201	0.0000434
第 10 主成分得点	-0.02942	-3.688	0.0003119	-0.02942	-3.663	0.0003354
第 11 主成分得点	-0.0425	-4.673	0.00000641	-0.0425	-4.641	0.00000705
第 12 主成分得点	0.00681	0.6871	0.4931			
第 13 主成分得点	-0.02757	-2.736	0.006949	-0.02757	-2.717	0.007289
第 14 主成分得点	-0.0148	-1.308	0.1929			
第 15 主成分得点	-0.03372	-2.933	0.003869	-0.03372	-2.913	0.00408
第 16 主成分得点	-0.01543	-1.27	0.2062			
第 17 主成分得点	-0.000311	-0.0228	0.9818			
第 18 主成分得点	0.05159	3.432	0.0007674	0.05159	3.409	0.0008199
第 19 主成分得点	-0.02862	-1.775	0.07783			
第 20 主成分得点	0.05493	3.309	0.001163	0.05493	3.287	0.001239
第 21 主成分得点	-0.05587	-2.822	0.005396	-0.05587	-2.803	0.005673
第 22 主成分得点	0.05665	2.71	0.00748	0.05665	2.692	0.00784
第 23 主成分得点	-0.07202	-2.802	0.005735	-0.07202	-2.782	0.006026
第 24 主成分得点	-0.01709	-0.616	0.5388			
第 25 主成分得点	-0.05922	-2.054	0.04167	-0.05922	-2.04	0.04297
第 26 主成分得点	-0.008117	-0.2403	0.8104			
第 27 主成分得点	-0.06464	-1.678	0.09535			
R^2		0.7334			0.7297	
AIC		-874.8			-880.9	

ただし、 λ_j は第 j 主成分の固有値である。この式で、 $\beta_j^2 \lambda_j / \sum_k \beta_k^2 \lambda_k$ として、 $(\beta_1, \dots, \beta_K)$ に表 10 の推定値を与えれば、第 j 主成分が出生率の変動にどの程度寄与しているかを推測することができる。

表 13 は、主成分回帰で有意であった主成分得点を対象に、出生率の変動に対する各主成分の寄与度を示している。表 13 より、出生率の変動の 63.5% を第 1 主成分、すなわち、都市化の程度が説明していることが分かる。回帰係数の推定値としては、第 22 主成分や第 23 主成分による影響の方が第 1 主成分よりも大きい。主成分得点の分散については、第 1 主成分が最も大きい。表 13 で計算している値は、各主成分が出生率に与える影響について、回帰係数の推定値と主成分得点の分散とを合わせて考慮しているため、出生率を最も強く説明している主成分は第 1 主成分であるといえる。

地域特性と出生率との関連について、以上の分析で明らかとなった事柄をまとめよう。各地域の少

出生率の地域差に関するクロスセクション分析

表 11: 主成分得点別の順位（上位 5・下位 5 経済圏）

	第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 5 主成分	第 7 主成分
1 位	石川県 経済圏 D	福岡県 経済圏 C	東京都 経済圏 C	山形県 経済圏 B	青森県 経済圏 D
2 位	徳島県 経済圏 C	鹿児島県 経済圏 C	三重県 経済圏 E	福岡県 経済圏 C	奈良県 経済圏 C
3 位	熊本県 経済圏 D	宮城県 経済圏 A	東京都 経済圏 D	奈良県 経済圏 D	岩手県 経済圏 C
4 位	新潟県 経済圏 D	青森県 経済圏 A	高知県 経済圏 D	奈良県 経済圏 C	千葉県 経済圏 C
5 位	大分県 経済圏 B	大阪府 経済圏 A	徳島県 経済圏 C	徳島県 経済圏 B	茨城県 経済圏 C
179 位	神奈川県 経済圏 A	石川県 経済圏 D	福島県 経済圏 A	山口県 経済圏 D	福井県 経済圏 B
180 位	東京都 経済圏 F	新潟県 経済圏 D	兵庫県 経済圏 D	鹿児島県 経済圏 C	福井県 経済圏 A
181 位	東京都 経済圏 D	広島県 経済圏 C	滋賀県 経済圏 C	長野県 経済圏 A	東京都 経済圏 A
182 位	東京都 経済圏 C	福井県 経済圏 C	茨城県 経済圏 C	鹿児島県 経済圏 A	富山県 経済圏 D
183 位	東京都 経済圏 A	富山県 経済圏 D	愛知県 経済圏 B	北海道 経済圏 E	徳島県 経済圏 C
	第 8 主成分	第 9 主成分	第 10 主成分	第 11 主成分	第 13 主成分
1 位	富山県 経済圏 A	高知県 経済圏 C	奈良県 経済圏 C	山梨県 経済圏 C	高知県 経済圏 D
2 位	東京都 経済圏 G	東京都 経済圏 A	山口県 経済圏 G	青森県 経済圏 C	富山県 経済圏 A
3 位	福井県 経済圏 D	高知県 経済圏 D	奈良県 経済圏 A	奈良県 経済圏 D	佐賀県 経済圏 D
4 位	熊本県 経済圏 D	京都府 経済圏 D	神奈川県 経済圏 B	東京都 経済圏 C	神奈川県 経済圏 D
5 位	山口県 経済圏 F	和歌山県 経済圏 D	愛媛県 経済圏 C	東京都 経済圏 D	和歌山県 経済圏 B
179 位	長野県 経済圏 B	千葉県 経済圏 D	和歌山県 経済圏 D	高知県 経済圏 D	宮崎県 経済圏 A
180 位	山梨県 経済圏 B	滋賀県 経済圏 A	大阪府 経済圏 C	大阪府 経済圏 E	徳島県 経済圏 B
181 位	茨城県 経済圏 D	東京都 経済圏 G	新潟県 経済圏 D	和歌山県 経済圏 B	愛媛県 経済圏 D
182 位	三重県 経済圏 C	山口県 経済圏 C	東京都 経済圏 B	山口県 経済圏 C	奈良県 経済圏 D
183 位	奈良県 経済圏 B	山形県 経済圏 B	大阪府 経済圏 A	山口県 経済圏 B	広島県 経済圏 C
	第 15 主成分	第 18 主成分	第 20 主成分	第 21 主成分	第 22 主成分
1 位	和歌山県 経済圏 B	和歌山県 経済圏 D	福井県 経済圏 C	山梨県 経済圏 D	熊本県 経済圏 B
2 位	徳島県 経済圏 C	鹿児島県 経済圏 D	北海道 経済圏 E	山口県 経済圏 G	鹿児島県 経済圏 E
3 位	秋田県 経済圏 C	岩手県 経済圏 D	宮崎県 経済圏 B	岐阜県 経済圏 E	奈良県 経済圏 C
4 位	石川県 経済圏 D	鹿児島県 経済圏 E	宮崎県 経済圏 C	長崎県 経済圏 A	岩手県 経済圏 B
5 位	福井県 経済圏 A	鹿児島県 経済圏 B	富山県 経済圏 B	奈良県 経済圏 C	富山県 経済圏 B
179 位	高知県 経済圏 B	宮城県 経済圏 D	千葉県 経済圏 C	愛知県 経済圏 C	茨城県 経済圏 B
180 位	長野県 経済圏 B	青森県 経済圏 D	宮城県 経済圏 B	青森県 経済圏 D	岡山県 経済圏 C
181 位	滋賀県 経済圏 E	佐賀県 経済圏 D	青森県 経済圏 A	富山県 経済圏 D	三重県 経済圏 B
182 位	福岡県 経済圏 C	島根県 経済圏 A	奈良県 経済圏 A	山形県 経済圏 B	東京都 経済圏 A
183 位	青森県 経済圏 D	徳島県 経済圏 C	兵庫県 経済圏 E	徳島県 経済圏 B	和歌山県 経済圏 E
	第 23 主成分	第 25 主成分			
1 位	愛知県 経済圏 C	岩手県 経済圏 C			
2 位	鹿児島県 経済圏 A	神奈川県 経済圏 D			
3 位	岐阜県 経済圏 C	岩手県 経済圏 D			
4 位	宮崎県 経済圏 A	京都府 経済圏 D			
5 位	山梨県 経済圏 D	福岡県 経済圏 D			
179 位	神奈川県 経済圏 A	北海道 経済圏 C			
180 位	京都府 経済圏 B	青森県 経済圏 D			
181 位	山梨県 経済圏 A	宮城県 経済圏 B			
182 位	青森県 経済圏 D	青森県 経済圏 A			
183 位	新潟県 経済圏 D	東京都 経済圏 B			

表 12: 主成分の解釈および出生率への影響

主成分	解釈または主な説明要因	出生率への影響
第1主成分	都市化の程度 (都市化が進んでいない地域ほど得点が高い)	+
第2主成分	若年層の経済状況 (若年層の経済状況が厳しいほど得点が高い)	-
第3主成分	初婚年齢の高さ (初婚年齢が高いほど得点が高い)	-
第5主成分	若年中・高所得世帯の割合 (若年世帯で中・高所得層が多いほど得点が高い)	-
第7主成分	病院・保育施設の整備状況 (病院・保育施設の整備が進んでいないほど得点が高い)	-
第8主成分	高齢世帯の経済状況 (高齢層の所得格差が大きく平均年収が高いほど得点が高い)	+
第9主成分	1000世帯当たり店舗数・高齢世帯の Theil 指数が正, 若年世帯の Theil 指数が負に作用	-
第10主成分	高齢世帯の平均年収・1000世帯当たり店舗数が正, 夫婦とも就業世帯割合・第2次産業従事者割合が負に作用	-
第11主成分	女性の完全失業率が正, 1000人当たり刑法犯認知件数が負に作用	-
第13主成分	若年・高齢世帯の年収の集中度合い (高齢層の年収が高い方に, 若年層の年収が低い方に集中するほど得点が高い)	-
第15主成分	保育施設の密度 (保育施設の密度が高いほど得点が高い)	-
第18主成分	世帯構成の状況 (核家族世帯・夫婦とも就業世帯の割合が高い地域ほど得点が高い)	+
第20主成分	第3次産業従事者割合・ 最寄りの保育所までの距離が1km以上の世帯割合が負に作用	+
第21主成分	大学進学率の男女差 (男性の大学進学率が高いほど得点が高い)	-
第22主成分	短大・大学卒業者割合が正に, 女性の大学進学率が負に作用	+
第23主成分	未婚率の男女差 (女性の未婚率が高いほど得点が高い)	-
第25主成分	失業率の男女差 (男性の失業率が高いほど得点が高い)	-

表 13: 出生率の変動に対する各主成分の寄与度

第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分	第 5 主成分	第 7 主成分
0.6358	0.008696	0.01198	0.04295	0.02361
第 8 主成分	第 9 主成分	第 10 主成分	第 11 主成分	第 13 主成分
0.04505	0.03472	0.02639	0.04236	0.01452
第 15 主成分	第 18 主成分	第 20 主成分	第 21 主成分	第 22 主成分
0.01669	0.02286	0.02125	0.01545	0.01425
第 23 主成分	第 25 主成分			
0.01522	0.008185			

子化に対しては、都市化の進展が特に強く影響している。説明変数ごとに見た場合、若年人口の割合・女性の未婚率・男性の大学進学率・核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合といった変数が出生率に影響を与えている。総人口に対して若年人口の占める割合が大きく、女性の未婚率が低い地域ほど出生率が高い。また、男性の大学進学率が高い地域ほど出生率が低い。さらに、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合は、いずれも出生率に対して正の影響を及ぼしている。ただし先に述べた通り、都市部に限定した場合、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合の上昇は出生率に負の影響をもたらす可能性がある。

3.3 むすびにかえて—分析の政策的含意と今後の展開

以上のクロスセクション分析より、特に都市部における出生率の低下が大きいことが分かった。しかしながら、出生率の向上を目的に都市化を止めるという施策は、言うまでもなく現実的ではない。したがって、個別的要因と出生率との関連に基づいて、都市部において出生率の改善に寄与しうる対策について考察しよう。

第一に、結婚の増加に寄与する対策は、都市部と地方の双方で出生率を向上させるだろう。説明変数別に見た場合、女性の未婚率は出生率に対して有意に負の影響を与えているため、結婚の増加を通じて女性の未婚率を低下することで、出生率を向上させることができる。そのため、出生率の向上を目指すならば、結婚の要因分析や政策評価が必要となる。北村・宮崎(2009)は、地域的な要因と結婚との関連、および、過疎地域における結婚促進策の有効性についてクロスセクション分析を行っている。その結果、結婚と人口密度との間に逆U字型の関連があること、男性の就業率が高い地域ほど男女の結婚経験率が高くなること、過疎地域における結婚促進策は特定年齢層の男性に対して効果があることなどを示している。国内の出生率の向上に有効な政策を提示するために、これらの先行研究をもとに、結婚の促進が出生率の向上に与える影響を分析する必要がある。

一方、外れ値を除いた場合の重回帰分析に基づくならば、女性の未婚率を10%低下させたとして

も、出生率の上昇は0.3ポイント程度に過ぎない。したがって、結婚の増加のみで出生率を望ましい水準にコントロールすることは困難といえる。

第二に、核家族世帯割合・夫婦とも就業世帯割合に関する考察でも述べたように、出産・育児に関する若者への支援もまた、出生率の向上に有効である。現状、核家族世帯や夫婦とも就業世帯の増加は、都市部において出生率に負の効果をもたらしている可能性があり、出産・育児に関わる若年世帯への支援が十分でないことがその一因と考えられることから、これらの支援は、都市部において特に効果的であろう。現在、厚生労働省は育児に関する相談・情報提供を目的とした地域子育て支援拠点事業を展開している^{*13}。都市部におけるこのような支援事業の周知・充実は、都市部の出生率向上に寄与すると期待される。

第三に、若年人口の割合の増加もまた出生率の上昇に有効であるが、それが他地域の人口減少につながることを留意しなければならない。若年人口を増やす方法として、出産による自然増と他地域からの流入による社会増の二つがある。自然増による若年人口の増加には長い期間が必要であるが、社会増による若年人口の増加はより短い期間で実現することができる。ただし、社会増による若年人口の増加は、他地域における若年人口の減少をもたらさう。若年人口が都市部へ集中している現状において、地方の経済圏が都市部からの若者の流入を促すことは、出生の増加のみならず経済活動の活性化という観点からもある程度は正当化されよう。しかし、都市部における若年人口の社会増の促進は、地方からの若者の流入を加速させ、都市部への若年人口のさらなる集中および都市部と地方間の経済格差の拡大をもたらす結果になりうる。また、若年人口の社会増が出生率にもたらす影響は一つの地域では有効であっても、国全体としてみた場合にも有効であるとは限らない。

本研究で提示した主成分回帰モデルを用いることにより、出生率の要因についての精度の高い分析が可能となる。冒頭で述べたように、出生率には数多くの要因が影響しうが、これらの要因間で強い相関が生じる場合がある。本研究でも、若年低所得層の割合・女性の未婚率などについて、他の変数との間に強い相関があることを示した。したがって、出生率の要因を正しく捉えるべく多くの要因を説明変数に含めて重回帰分析を行った場合、多重共線性を回避することが難しくなり、推定の精度が大きく低下する。本研究で用いた主成分回帰モデルは、本来の説明変数を主成分得点へと変換することで、多重共線性を回避することができる。つまり、説明変数間の相関関係に縛られることなく、説明変数をモデルに含めることが可能となる^{*14}。新たな説明変数となる主成分得点に対し解釈を与える難しさはあるものの、多重共線性を回避できる点で、主成分回帰モデルは重回帰モデルに比べて大きな利点を持つといえる。

また、主成分回帰モデルにより、出生率に影響する複合的な要因を数値化し、その影響を定量的に示すことができる。その結果、出生率の改善について、複合的な視点からの政策提言が可能となる。第1節において、出生率には地域差があり都市部ほど出生率が低い傾向があることを示した。本研究

^{*13} 地域子育て支援拠点事業の詳細については、例えば厚生労働省(2018)等を参照。

^{*14} ただし、主成分回帰分析は内生性に対処するものではない。内生性への対処については、操作変数法や二段階最小二乗法の導入を試みるか、あるいは含めるべき説明変数が被説明変数からの逆因果を持たないことを検討する必要がある。

では、主成分回帰モデルを用いることで、この地域差についてさらに詳細な分析を試みた。その結果、各経済圏について都市化の程度を主成分得点として数値化し、それが出生率に与える影響の大きさを定量化した。さらに、都市化以外の要因についても数値的に表し、それらの出生率への影響は都市化と比較して小さいことも判明した。つまり、以上の主成分回帰モデルの結果から、都市化は出生率の低下に極めて強く作用し、都市部における少子化対策が喫緊の課題であることが定量的に結論付けられるのである。

一方、今回の分析に関してさらなる改善・考察が必要である。

出生率の要因分析をさらに正確に行うならば、家賃や住宅の広さなどの居住状況に関する説明変数をモデルに加えるべきである。今回の研究では、内生性の問題により、家賃や畳数などの居住状況を説明変数から除外している。しかし、これらの要因が出生率と一定の関連を持つことは、先行研究からも明らかである。出生率に対する重回帰分析・主成分回帰分析について、より現実に即した結果を導き出したいのであれば、居住状況を表す説明変数をモデルに含めるべきであろう。そのためには、内生性の下でも正しい結果が得られるような対処が必要がある。例えば、操作変数法や二段階最小二乗法の導入により、推定方法を改善できる可能性がある。あるいは、樋口他(2007)のように、パネルデータによる分析を行うという対処もあるが、その場合、若年層・高齢層の世帯年間収入に関わる変数を説明変数とする分析が困難となる。本研究で用いた世帯年間収入に関するデータは、「全国消費実態調査」の経済圏別データから推定している。「全国消費実態調査」はすべての市区町村について継続的に調査していないため、経済圏に含まれる市区町村は調査年によって必ずしも同一ではない。したがって、各経済圏の年齢層別世帯年間収入についてパネルデータを得ることが非常に難しい。

本研究の重回帰分析では、世帯の経済的豊かさを表す変数として所得を用いた。経済的豊かさを正しく測るためには、各地域における物価もまた分析に取り入れるべきであろう。表3からは、若年世帯・高齢世帯の所得が出生率に与える影響を明確に捉えることができなかった。しかし、今回の分析では地域間の物価の相違を考慮していないために、各世帯の豊かさと出生率との関連について正しく把握できなかった可能性がある。ただし、現時点で、市区町村・経済圏別の物価指数は公開されていないため、物価を考慮して分析を行うことが難しい状況にある。

保育施設の状況と出生率との関連については、改めて考察を行う必要がある。本研究では、保育施設の充実度を表す変数として、児童1000人当たりの保育所・幼稚園数、および、最寄りの保育所までの距離が1km以上の住宅割合を用いた。重回帰分析の結果、これらの変数が出生率に与える影響は有意ではなく、主成分回帰の結果、保育施設の密度が出生率に対して有意に負の影響をもたらすことが明らかとなった。一般的には、保育施設が充実している地域ほど出生率が高いと予想される。しかし、本研究の結果では、保育施設の数・保育施設までの距離・保育施設の密度のいずれも、出生率に対して有意に正に作用しておらず、予想と乖離している。したがって、保育施設の状況と出生率の関連について、さらに詳しい分析が必要であろう。例えば、保育施設の充実度についてよりの確な代理変数を導入して分析を行うことで、保育施設の充実度と出生率との関連を正しく捉えられるかもしれない。

これらの改善・考察については、今後の課題としたい。

参考文献

- Adserà, A. (2004) "Changing Fertility Rates in Developed Countries: The Impact of Labor Market Institutions," *Journal of Population Economics*, Vol. 17, pp. 17-43.
- Aitchison, J. (1983) "Principal Component Analysis of Compositional Data," *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 57-65.
- Becker, G. S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," in Roberts, G. B. ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*: Columbia University Press, pp. 209-240.
- Greene, W. H. (2012) *Econometric Analysis*: Pearson Education, 7th edition.
- Jolliffe, I. T. (2002) *Principal Component Analysis*: Springer-Verlag, 2nd edition.
- Mason, R. L. and R. F. Gunst (1985) "Selecting Principal Components in Regression," *Statistics and Probability Letters*, Vol. 3, pp. 299-301.
- 浅見泰司・石坂公一・大江守之・小山泰代・瀬川祥子・松本真澄(2000)「少子化現象と住宅事情」,『人口問題研究』,第56巻,第1号,8-37頁.
- 石塚孔信(2002)「鹿児島県における地域特性分析:主成分分析法を用いて」,『鹿児島大学経済学論集』,第58巻,115-128頁.
- 北村行伸・宮崎毅(2009)「結婚の地域格差と結婚促進策」,『日本経済研究』,第60巻,79-102頁.
- 厚生労働省(2018)「地域子育て支援拠点事業の実施について(実施要綱)」,URL:<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000103063.pdf> (アクセス日:2018年7月2日).
- 小西貞則(2010)『多変量解析入門-線形から非線形へ-』,岩波書店.
- 伊達雄高・清水谷諭(2004)「日本の出生率低下の要因分析:実証研究のサーベイと政策的含意の検討」,『ESRI Discussion Paper Series』,第94号.
- 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-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』.
- 廣嶋清志・三田房美(1995)「近年における都道府県別出生率較差の分析」,『人口問題研究』,第50巻,第4号,1-30頁.
- 福井昭吾(2015)「分割表が利用できない状況における世帯主の所得と年齢の同時分布のGMM推定」,『応用経済学研究』,第8巻,42-68頁.
- (2016)「鹿児島県の各経済圏を対象とする年齢層別の所得分布に関する定量分析」,『地域総合研究』,第44巻,第1号,1-23頁.
- 蓑谷千鳳彦(2003)『計量経済学』,多賀出版,第2版.
- 八重樫牧子・江草安彦・李永喜・小河孝則・渡邊貴子(2003)「祖父母の子育て参加が母親の子育てに与える影響」,『川崎医療福祉学会誌』,第13巻,第2号,233-245頁.

〔山口大学経済学部 准教授〕