

階層ベイズモデルによる出生率の推定と自治体規模との関係

Relationship between municipal population size and fertility rate estimation using a hierarchical Bayesian model

2024年9月20日

富沢日出夫 Hideo Tomizawa

階層ベイズモデルによる出生率の推定と自治体規模との関係

Relationship between municipal population size and fertility rate estimation using a hierarchical Bayesian model

富沢日出夫

Hideo Tomizawa

Abstract

The total fertility rate is easily affected by population movement, which may change when local governments, such as cities, wards, towns, and villages, formulate policies related to demographic trends. Therefore, we constructed a hierarchical Bayesian model based on a simple fertility rate, which is less affected by population migration, and proposed a fertility index as a new indicator of the birth rate. It is commonly thought that the birth rate declines in metropolitan areas, but such a phenomenon was not observed in this study, according to the new fertility index. In addition, large changes in the spread of the difference between the fertility index and the simple birth rate were observed after the municipal population reached approximately 20,000 people. These results suggest the target population size for local governments to achieve a stable birth rate is approximately 20,000 people.

1. はじめに

出生数の減少が社会全体で大きな関心となっている。日本経済新聞（2024）によると、2023年の我が国における合計特殊出生率が1.20となり過去最低となった。同時に出生数も約72万人と過去最低であり、17年連続で死亡数を下回った。死亡数との差である自然減は約85万人であり、人口減少のペースが加速しているとしている。まさに、少子化に歯止めがかからない現状と言ってもよいだろう。そもそも、我が国では1989年に1.57を記録し、1.6を下回った時点から出生率の低下に大きな注目が集まり、それを契機に国としても様々な場面で出産や子育てに効果的と考えられる施策が模索されていた。しかし、出生率改善の決定打とはなっていないのが現状である（足立ら、2017）。

子どもを産み育てるといふ、社会生活上基本的な営みに影響を与える要因は地域によって異なると推測できることから、出生率の効果的な改善のためには、基礎自治体毎の実情に応

じた細かな施策の実行が有効であろう。しかし、そのような施策を自治体自ら講じようとしても、自分の住む自治体の出生率に関して正確な現状を評価できないと適切な施策を講じることはできない。

出生率の評価で最も活用されているのが合計特殊出生率（Total fertility rate 以下 TFR）である。しかし、特に若い女性の移動が激しい場合には、TFR は必ずしも正しく現状を表していないとする意見がある。例えば、東京都における 2023 年の TFR は 0.99 と全国最低であるが、既婚者のみに絞ると全国平均を上回るとされている。これは若い女性の流入が極端に大きく、TFR を押し下げてしまっているのが原因であると考えられている（東京新聞、2024）。天野（2020）は、国家単位での TFR の評価のように人口移動が無視できる規模であれば意味のある数値となるが、人口移動の激しい基礎自治体における TFR の算出およびその自治体間での比較評価には意味がないとしている。しかし、前述のとおり、自らの自治体における出生に関するポテンシャルの把握は、人口動態を改善するための施策を企画立案する上で極めて重要であり、人口移動の影響が少ない、TFR に代わる新たな指標の開発が必要と考えられる。

また、人口規模の大きな大都市であるほど、TFR は低くなる傾向にあるとの報告がある（山本、2024）。2024 年の地域別の TFR をみても、東京都が 0.99 と全国最低であった（日本経済新聞、2024）。市区町村などの小地域の TFR を推定する際には、人口規模の影響を回避するために、当該地域を含むより広範囲な大地域でデータを加味したベイズ推定などを取り入れ、自治体規模に起因する不安定さを解消しようとしている（厚生労働省、2023）。しかし、そのような処理をおこなってもなお、大規模自治体の TFR は低くなる傾向にある。厚生労働省発表の資料によると（2023）、例えば、平成 30 年～令和 4 年度のベイズ推計による北海道内市町村の TFR を見ると、最大の都市である札幌市の TFR は 1.09 とワースト 3 である。また、東京都（島しょを除く）に目を向けると最小が豊島区で 0.89、最大が武蔵村山市の 1.39、平均 1.16 と極めて低い値であった。いずれにしても TFR は都市部では低くなる傾向にあり、このことから人口移動の影響は極めて大きいものと推察できる。そもそも、人口移動の影響を完全に切り除いた指標の提案は難しいと考えられるが、できるだけその影響を低減させる指標の探索は可能ではないかと考えた。そこで、本研究では単純出生率（出生数を出産可能年齢女性数で除した値）に注目した。

本論文では、単純出生率が TFR と比べ人口移動の影響を受けにくいことを明示したうえで、単純出生率に基礎を置く新たな指標の提案を行いたい。そして、その指標の人口規模との関係から、地方自治体を区分する一つの考え方を提案したい。

なお、本研究の一部は日本創造学会第 45 回研究大会（2023 年於：産業能率大学）で口頭発表している。

2. 合計特殊出生率に与える人口移動の影響

まず、TFR に与える人口移動の影響について簡単に整理してみたい。そもそも TFR は出産可能とされる年齢（15 歳以上 50 歳未満）の女性について、年齢階毎に女性一人当たりの出生数を求め、全ての階級について総和したものである（図 1）。

年齢階	女性数	出生数	出生数/女性数
15	n_{15}	b_{15}	$\frac{b_{15}}{n_{15}}$
16	n_{16}	b_{16}	$\frac{b_{16}}{n_{16}}$
...
48	n_{48}	b_{48}	$\frac{b_{48}}{n_{48}}$
49	n_{49}	b_{49}	$\frac{b_{49}}{n_{49}}$
			$\sum_{i=15}^{49} \frac{b_i}{n_i}$

← 合計特殊出生率

図 1 合計特殊出生率の計算

具体例を簡単に説明するために、20 代の女性のみで考えてみる。つまり、20 歳代のみで構成されている町を仮定してみる。そして、そこでの 20-29 歳までの各年齢階級の女性数がそれぞれ 10 人だったとする。さらに、年齢階級毎の当該年の出生数が全て 1 だったとする。合計特殊出生率は、各年齢階級における出生数 / 女性数を計算し、その総和をとったものである。この例では合計特殊出生率は 1 ということになる（表 1(1)）。

表 1 20 歳代女性のみで試算した合計特殊出生率

(1) 移動の無い場合

年齢	女性数	出生数	出生数/女性数
20	10	1	0.1
21	10	1	0.1
22	10	1	0.1
23	10	1	0.1
24	10	1	0.1
25	10	1	0.1
26	10	1	0.1
27	10	1	0.1
28	10	1	0.1
29	10	1	0.1
合計	100	10	1

(2) 転入があった場合

年齢	女性数	出生数	出生数/女性数
20	10	1	0.1
21	10	1	0.1
22	10	1	0.1
23	10	1	0.1
24	10	1	0.1
25	11	1	0.090909091
26	10	1	0.1
27	10	1	0.1
28	10	1	0.1
29	10	1	0.1
	101	10	0.990909091

では、仮に 25 歳の出産していない女性が他の自治体から転入したとしよう。その時の TFR は表 1(2) の通りとなり、出生数が変化していないにも係らず 0.01 ほど減少している。このように、出生数が変化していても、出産していない女性の移動により TFR は変動している。

変動の影響を確かめるため、25 歳女性数を 1～19 まで（すなわち、転出 9 名～転入 9 名）変化させ、TFR と単純出生率がどのように変化するかシミュレーションしてみた（図 2）。TFR の結果についてみると、9 人転出の場合は 1.9 となり、9 人転入の場合は約 0.95 と概ね半減した。一方、単純出生率は 9 人転出の場合は約 0.11、9 人転入の場合は約 0.09 であり、概ね 17% 減程度であった。また、図からもわかる通り、移動人口に対する値の変動は指数的である一方、単純出生率は直線的であった。これらのことから、TFR、単純出生率いずれも人口移動の影響は受けるが、単純出生率の方がその影響度合いは限定的であることがうかがわれる。

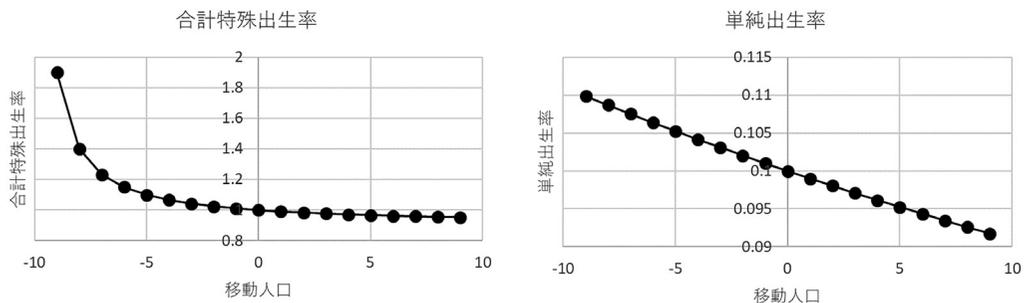


図 2 移動人口と合計特殊出生率及び単純出生率の関係

3. モデルの構築

前節での議論を踏まえ、単純出生率を基盤としたモデルの構築により、人口移動に関する影響を最小限にとどめることができるのではないかと考えた。さらに、ここでは階層ベイズモデルの導入により、人口規模の影響も排除した自治体毎の出生のポテンシャルを表現できる評価指標を提案したい。モデルの構築にあたっては J. アルバート（2012）に従い以下の考え方でおこなった。

3.1 出生数をあらかずモデルを構築

本研究では総務省統計局が公表するオープンデータを用いてモデル構築を行った。ここでは、住民基本台帳にもとづく人口、人口動態及び世帯数調査（総務省統計局，2024）の「【総計】市区町村別人口、人口動態及び世帯数」から市区町村毎の出生数、総人口を、そして「【総計】市区町村別年齢階級別人口」を用いて出産可能年齢女性数を算出しモデル構築、分析に

供するデータセットとした。

まずは、出生数のモデル化を試みた。出生数は上限が未定の離散変数である。したがって、ポアソン分布に従うと考えるのが妥当だろう。そこで、自治体 i における出生数が以下のポアソン分布に従うと仮定した。

$$f(y_i|m_i) = \frac{m_i^{y_i} \exp(-m_i)}{y_i!} \dots \textcircled{1}$$

y_i : 自治体 i の当該年における出生数

m_i : 自治体 i の平均出生数 (出生数の期待値)

3.2 出生率指数の仮定

このポアソンモデルのパラメーター m_i は自治体 i における平均出生数であり、自治体毎に定まる値である。この値は出産可能年齢女性数 (ここでは n_i とする) に比例した値となることは容易に推測できよう。その比例定数を λ_i とすると、 m_i は

$$m_i = n_i \lambda_i$$

と書き換えられる。 n_i は既知の出産可能年齢女性数であるため、出生数を規定するパラメーターは λ_i である。したがって①のモデルは以下のように書き換えられる。

$$f(y_i|\lambda_i) = \frac{n_i \lambda_i^{y_i} \exp(-n_i \lambda_i)}{y_i!} \dots \textcircled{2}$$

その大きさにより出生数が変化すると推測できることから、 λ_i はその自治体の出生数を決める指標であると考えてもよいだろう。そこで、ここでは λ_i を出生率指数と仮に呼びたい。出産可能年齢女性一人当たりの出生数の期待値と読み替えてもよいだろう。出生率指数の推測で自治体毎の出生現象の評価が可能ではないかと考えた。

3.3 階層ベイズモデルの導入

出生率指数の近似値としては、当該年の出生数を出産可能年齢女性数で割った単純出生率ということになるが、人口規模の小さな自治体では、1人の変動が出生率に及ぼす影響が大きくなり値が不安定になる。また、一般的には最尤推定法を用いた推定が素直な考え方であるが、対象としている各市区町村の当該年度のデータは1セットしか存在しえない。したがって、自治体毎に別々のモデルを仮定した最尤推定による出生率指数の推定は不可能である。そこで、ベイズの方法を導入し、階層ベイズモデルの構築によって λ を推定しようと考えた。

3.4 ガンマ事前分布の導入

そもそも、②における λ_i は出産可能年齢女性一人当たりの出生数の期待値とも考えられ、多少の個人差はあったとしても、本質的な違いは無い唯一な値とも考えられよう。つまり、自治体毎の出生率指数は、すべての自治体に共通な本質的な出生率指数 λ を母数とする独立同分布からランダム抽出されたデータであると仮定できる。

そこで、ここでは J. アルバート (2012) に従い、以下のガンマ事前分布を導入した。つまり、市区町村毎の n_i と y_i が得られた時、 λ_i は真の λ 値をもつ次のガンマ分布からのランダムサンプルであると考えてみる。

$$g(\lambda|\alpha, \mu) = \frac{\left(\frac{\alpha}{\mu}\right)^\alpha \lambda^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\alpha}{\mu}\lambda\right)}{\Gamma(\alpha)} \dots \textcircled{3}$$

α 、 μ は超パラメーターである。また、 μ は λ の期待値と考えることができる。

3.5 ガンマ結合事後分布

②と③の結合分布をとることで、以下の通り自治体 i の y_i 、 n_i 、そして超パラメーターである α 、 μ を条件とする λ_i の分布を得ることができる。

$$f(\lambda_i|y_i, n_i, \alpha, \mu) \propto \lambda^{y_i+\alpha-1} \exp\left(-\left(n_i + \frac{\alpha}{\mu}\right)\lambda\right) \dots \textcircled{4}$$

ここから、自治体毎の出生率指数 λ_i はガンマ分布 $\text{gamma}(y_i+\alpha, n_i+\alpha/\mu)$ からのランダムサンプリングであることがわかる。したがって、 α 、 μ の推定により、自治体 i における出生率指数が推定できると考えられる。

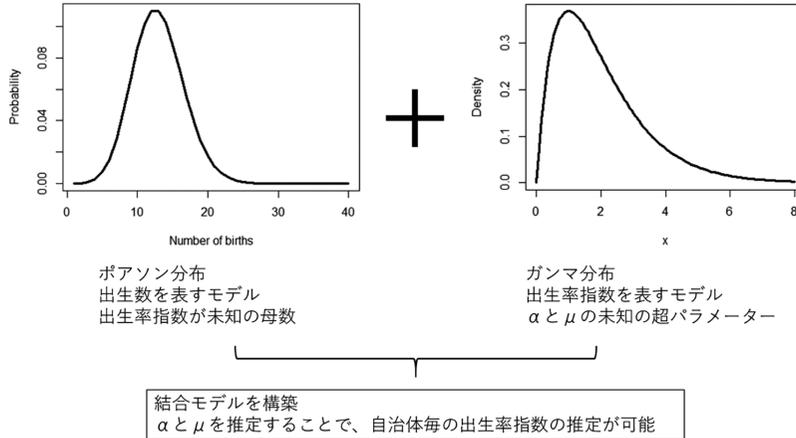


図3 階層モデル構築のイメージ

この結合モデルをつくることで、 λ_i の事後期待値は

$$E(\lambda_i | y_i, \alpha, \mu) = \frac{y_i + \alpha}{n_i + \frac{\alpha}{\mu}} = \left(1 - \frac{\alpha}{\alpha + n_i \mu}\right) \frac{y_i}{n_i} + \frac{\alpha}{\alpha + n_i \mu} \mu$$

と表すことができる。すなわち、 μ を λ_i の真値であるとする、単純出生率を表す y_i/n_i を $\alpha/\alpha + n_i \mu$ で補正していることになる。

3.6 超パラメーターの推定

次に、 α 、 μ の周辺事後密度を求めるため、④から λ_i を積分消去し、J. アルバート (2012) に従い α と μ に以下の曖昧事前分布を割り当ててみた。

$$g(\mu) \propto \frac{1}{\mu}$$

$$g(\alpha) \propto \frac{z_0}{(\alpha - z_0)^2}$$

最終的には (α, μ) の周辺事後密度は、以下の通りとなると考えられる。

$$p(\alpha, \mu | data) = K \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \prod_i^n \left[\frac{\left(\frac{\alpha}{\mu}\right)^\alpha \Gamma(\alpha + y_i)}{\left(\frac{\alpha}{\mu} + n_i\right)^{\alpha + y_i}} \right] \frac{1}{(\alpha + z_0)^2} \frac{1}{\mu} \dots \textcircled{5}$$

⑤を用いて、MCMC法（ギブスサンプリング）により a 、 μ を推定した。分析には統計解析ツール R を用い、次の手順で (a, μ) を 10000 組サンプリングしてみた。

分析の手順

- 1) 出生数、出産可能年齢女性数、総人口を要素とするデータセットを作成
- 2) 上記⑤のモデルを R スクリプトで定義
- 3) R パッケージ LearnBayes に組み込まれている `gibbs()` 関数を用いて、10000 組のサンプリングを実行
- 4) 上記④に従い、R におけるガンマ乱数関数 `rgamma()` を用いて、自治体毎に λ_i を 10000 個発生させ、平均値、95% 信頼区間をそれぞれ計算

なお、本研究では北海道内の自治体を対象とした。北海道は札幌市という大都市を抱え、道内各地に地域の中核となるやや規模の大きな自治体が存在している。いわば、札幌市が東京都、各地に点在する中核となる自治体が都道府県庁所在地などの中核都市に該当すると考えられ、札幌一極集中と、その他の小規模自治体の極端な過疎化など、日本全体の人口動態の縮図であるとも考えられ（五十嵐，2014）、シミュレーションを行うには最適であると考えた。以下で、北海道内の自治体に関して、出生率指数の推定、及びその特徴について論じていきたい。

4. 北海道における出生率指数の推定とその性質

4.1 超パラメーターの推定結果

図 4 に、北海道内の自治体のデータを用いてシミュレーションし得られた a 、 μ の分布を示す。

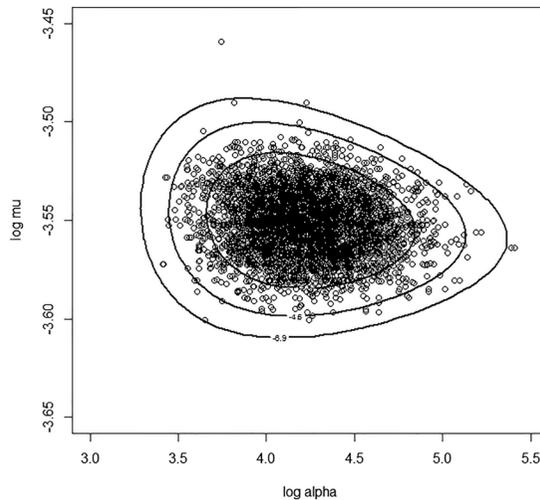


図4 推定した超パラメーターの対数値の分布

この結果によると、 a の対数の平均はおよそ 4.22、すなわち $a \approx 68.04$ ということになる。また、 μ の対数の平均は -3.55、すなわち $\mu \approx 0.029$ ということが解る。 μ は λ_i の期待値と等価なので、北海道における出産可能年齢女性一人当たりの出生数の期待値は 0.029 ということになる。

4.2 北海道内自治体の出生率指数の推定

ここまで得られた超パラメーターを用いて、実際に北海道内の各市町村の出生率指数を推定してみた。

推定した出生率指数、単純出生率の基本統計量を表-2に示す。出生率指数の平均は約0.029、単純出生率も約0.029と概ね等しい値だった。一方、標準偏差を見ると出生率指数は約0.002であるのに対し、単純出生率では0.007と3倍以上の開きがあった。単純出生率は大きくバラついていることが解る。

表2 出生率指数と単純出生率の平均と標準偏差

	平均	標準偏差
出生率指数	0.028761703	0.001994794
単純出生率	0.029287312	0.007331224

階層ベイズモデルによる出生率の推定と自治体規模との関係

また、市町村毎の値を見る。表 3(1) に出生率指数上位 10 市町村、表 3(2) に単純出生率上位 10 市町村を示す。最も値が高かった自治体は、出生率指数では上士幌町の約 0.035 であったのに対し、単純出生率では滝上町で 0.053 であった。上士幌町は単純出生率では 2 番目であったが、滝上町は出生率指数では 13 番目であった。

表 3 出生率指数と単純出生率の上位 10 市町村

(1) 出生率指数

(2) 単純出生率

自治体名	出生率指数	単純出生率	自治体名	出生率指数	単純出生率
河東郡上士幌町	0.034516464	0.04964539	紋別郡滝上町	0.031769001	0.053191489
岩内郡共和町	0.034245699	0.049469965	河東郡上士幌町	0.034516464	0.04964539
千歳市	0.032903653	0.033348133	岩内郡共和町	0.034245699	0.049469965
紋別郡遠軽町	0.032682378	0.035838553	河西郡更別村	0.032587586	0.048327138
斜里郡斜里町	0.032597304	0.037414966	天塩郡豊富町	0.032466985	0.047706422
河西郡更別村	0.032587586	0.048327138	雨竜郡秩父別町	0.031137375	0.046153846
名寄市	0.032549012	0.0344901	空知郡上砂川町	0.030878654	0.045317221
天塩郡豊富町	0.032466985	0.047706422	中川郡豊頃町	0.031051055	0.043583535
二世郡八雲町	0.032260758	0.035774411	古宇郡神恵内村	0.02937378	0.043478261
日高郡新ひだか町	0.032091456	0.034258712	天塩郡幌延町	0.030485518	0.042372881

逆に出生率指数の下位 10 市町村を表 4(1) に、単純出生率の下位 10 市町村を表 4(2) に示す。最も値が低かった自治体は、出生率指数は白老町の約 0.023 であったのに対し、単純出生率では古平町の約 0.010 であった。白老町は単純出生率ではワースト 6、古平町は出生率指数ではワースト 15 であった。

表 4 出生率指数と単純出生率の下位 10 市町村

(1) 出生率指数

(2) 単純出生率

自治体名	出生率指数	単純出生率	自治体名	出生率指数	単純出生率
白老郡白老町	0.022860437	0.016098485	古平郡古平町	0.026193734	0.009771987
茅部郡森町	0.022910466	0.016993464	上川郡上川町	0.026136206	0.011764706
岩見沢市	0.023547095	0.022664456	歌志内市	0.026993223	0.013422819
小樽市	0.023938183	0.023335499	上川郡下川町	0.026600369	0.015317287
北斗市	0.024423735	0.023225345	雨竜郡沼田町	0.026886653	0.015424165
北広島市	0.024575069	0.023658681	白老郡白老町	0.022860437	0.016098485
上川郡東川町	0.025109019	0.019903498	雨竜郡幌加内町	0.028079193	0.016216216
釧路市	0.025326576	0.025041325	茅部郡森町	0.022910466	0.016993464
美唄市	0.025454859	0.022424933	檜山郡上ノ国町	0.026444999	0.017452007
士別市	0.025588867	0.022875817	奥尻郡奥尻町	0.027568311	0.017985612

本研究による推定では上士幌町は北海道内では出生力の高い自治体に位置づけられると考えられよう。一方、北海道庁が公開しているホームページ（2024）によると、北海道内で合計特殊出生率が高い市町村として、根室市、別海町、共和町、えりも町、幌延町を紹介している。また、厚生労働省（2023）が発表する平成30年～令和4年人口動態保健所・市区町村別統計の概況の人口動態特殊報告によると、平成30年～令和4年の5年間のTFRの平均値が最も高かったのは共和町で1.70であった。同報告によると上士幌町は17位であり、TFRは1.49であり、道内では悪くはないが、突出してよい値というわけではなかった。そこで、共和町と上士幌町の実際の出生数の変化を検討した。ここでは2018年から2022年までの5年間の推移を図5に示した。

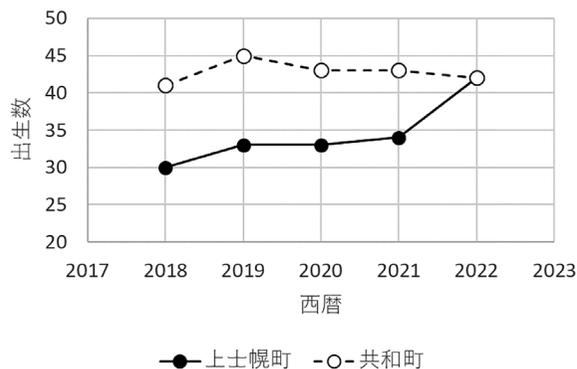


図5 上士幌町と共和町の出生数の年次推移

両町とも出生数は35～45人で変動していたが、共和町は2019年の45人をピークに若干の減少傾向であるが、上士幌町は一貫して上昇傾向であった。上士幌町は、TFRでは共和町に大きく差をつけられているが、実際の出生数の変動等を見ると、出生のポテンシャルは共和町に劣らず高いものがあると推察できる。ここから、出生率指数は自治体における出生のポテンシャルをある程度正確に表現できているのではないかと推察できる。しかし、この点に関しては人口移動の影響がどの程度なのか、合計特殊出生率で示すことができない出生のポテンシャルを本当に表すことができているのかなどに関しては、今後さらに検討が必要であろう。

4.3 人口規模と出生率指数の関係

先述の通り、一般的にTFRで評価すると、人口規模が大きな都市部は人口移動の影響を受け小さくなる傾向にある。ここでは、出生率指数と人口規模の関係を検討してみたい。北海

道内の自治体について推定した出生率指数と人口の関係を図6に示す。これを見ると、人口規模が大きな都市部であったとしても、必ずしも出生率指数が低いわけではないことが見て取れる。北海道内で最も人口規模が大きな都市は札幌市であるが、合計特殊出生率は前出のとおり1.09でありワースト3位であるが、出生率指数に関してみると、約0.028であり、ワースト43位であった。出生率指数に関してみると、高い値というわけではないが、決して低い値ということでもないことが解る。出生率指数は人口移動の影響を受けにくい指標であることが改めて示されていると考えられる。

しかし、人口規模が小さいと、出生率指数が大きく変動していることがわかる。

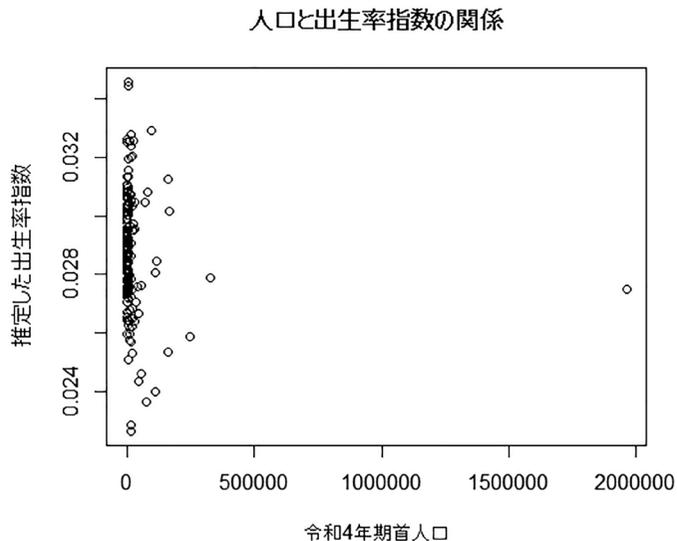


図6 人口と出生率指数との関係

自治体毎の出生に関するポテンシャルを推定する上で、値が不安定になることは大きなデメリットである。一方、単純出生率を基礎としているが、出生率指数はベイズ推定を行っているため、バラつきが小さく抑えられていると考えられる。単純出生率と比べ、具体的にどの程度、バラつきが抑えられているかを検討するために、ガンマ分布 $\text{gamma}(y_i+a, n_i+a/\mu)$ に実データを当てはめ、出生率指数 λ_i の標本を10000回サンプリングし、95%信頼区間を計算した。その上で、実際の単純出生率（出生数 / 出産可能年齢女性人口）と比較してみた（図7）。

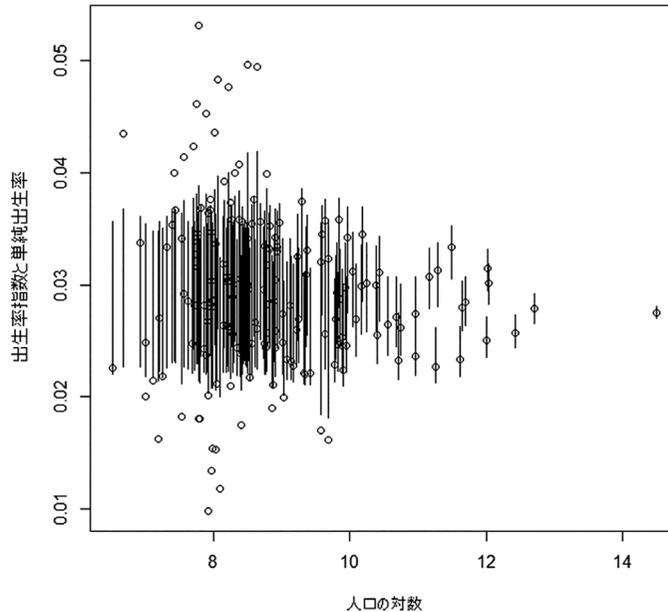


図7 人口と出生率指数及び単純出生率の関係
(縦棒は自治体毎の出生率指数 95% 信頼区間を示す)

この結果からわかる通り、自治体の人口規模が小さくなると、単純出生率は大きくバラつき、シミュレーションによりサンプリングした値の 95% 区間を大きく逸脱していることがわかる。推定した λ_i (出生率指数) はベイズ的に推測した値であり、過学習をある程度回避できていると考えられる。すなわち、出生率指数が出産可能年齢女性一人当たりの期待出生数の真値と仮定すると、逸脱した大きさが人口規模の影響を表していると見る考え方もできよう。

そこで、サンプリングした値の平均値と、実際の単純出生率の差をとり、人口規模との関係を調べてみた。結果を図8に示す。

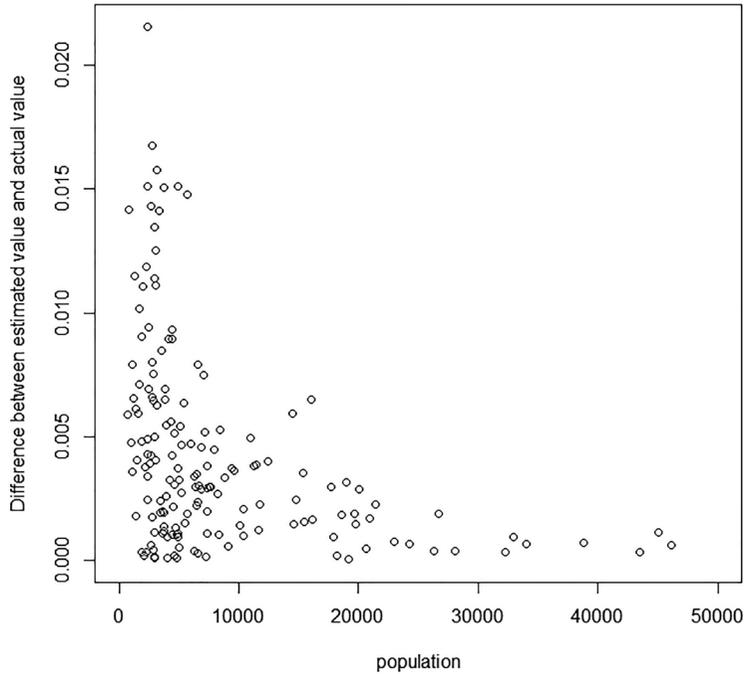


図 8 出生率指数と単純出生率の差と人口との関係

概ね 2 万人以上の都市ではモデルによる出生率指数と単純出生率の差は比較的小さく、出生率指数が女性一人当たりの出生数の期待値を上手に予測できているように見える。逆に、人口 2 万人を下回ると、その差が大きくバラつくようになった。特に人口 1 万人を下回るとその傾向は顕著となり大きくバラつき、出生率指数が女性一人当たりの出生数の期待値を上手く予測できていないことがわかる。

5. 考察

5.1 モデルの妥当性

本研究のようにベイズ理論を出生率算出に組み込む発想は比較的古くから存在しており、例えば佐伯ら（1999）は、TFR がベータ分布に従うと仮定し、より広範囲の複数の自治体を含む二次医療圏での出産可能年齢女性人口と出生数から得たベータ分布を事前確率として構築したベイズモデルにより、本研究と同様に北海道の市町村を題材に試算を行っている。そして、ベイズ理論の適用により人口規模の影響をある程度低減できているとしている。しかし、佐伯らのベイズの適用方法は TFR の算出プロセスと同じであり、人口移動の影響を減じよう

とするものではない。本研究の目的はあくまでも人口移動の影響が少ないと思われる単純出生率を基盤とするモデル構築であり、構築したモデルの精度の検討である。本研究では「3. モデルの構築」で示したとおり、ポアソンモデルを構築しているが、ここで仮定している出生率指数 λ_i は出生数 $m_i=n_i\lambda_i$ からもわかる通り、単純出生率の真値とも考えられる。すなわち、出生率指数は人口移動の影響を受けにくいものと期待できる。また、「3.5 ガンマ分布」の項や図7で示したとおり、本研究で示した出生率指数は人口規模の小さな自治体でも数値のバラつきが小さくなる傾向が示されていることから、人口規模の影響もある程度回避できていると考えられよう。さらに、「4.2 北海道内自治体の出生率指数の推定」で示した通り、出生率指数は地方自治体の出生数の状況を的確に表していると考えられ、TFRと比べる程度の有効性が示されたものと考えられよう。

5.2 人口規模の影響

佐伯らも同様のことを指摘しているが、本研究では、出生率指数と単純出生率の差が2万人程度の人口規模を下回ると急激に大きくなる傾向にあった。これは人口規模が小さな自治体ほど、出生率指数は人口規模の影響によるバラつきが少ないという証左であるとも考えられよう。逆に人口規模が大きな自治体は出生率指数と単純出生率がほぼ同値であることを示していよう。このことは、人口2万人を下回ると、単純出生率が偶発的事象に影響を受けやすくなり、不安定な値となりやすいともいえる。

いわゆる「小規模自治体」の定義は明確なものは存在しないが、例えば、小泉（2019）は4000人、中川（2023）は3000-5000人、総務省（2009）は1万人未満を概ね小規模自治体と定義している。また、村、町、市の人口要件に関して都道府県条例により定められているが、その多くが町の人口要件が5000人、市の人口要件が50000人となっている。しかし、いずれの定義も数理モデルを基礎としたものではなく、議論を進めるうえでの便宜的な定義として定めた値である。

今回の研究や佐伯らの報告に従うと、2万人は一つのベンチマークとして考えてもよいかもしれない。2万人を下回ると出生率（ひいては出生数）が偶発的な事象により大きく変動する可能性があるということは、安定的な出生率を見積もることができないということにもつながる。出生率を安定的に見積もることができないのであれば、地方自治体の職員が人口動態に関わる効果的な政策立案を行う際に大きなデメリットともなり得よう。人口動態、特に出生率に関する政策立案を行う場合は、概ね2万人程度の人口規模を基準に考えと効果的であると考えられる。

6. 今後に向けて

今回の研究では、合計特殊出生率のデメリットである人口移動の影響を減じる新たな指標である出生率指数を提案した。さらに、人口規模の小さな自治体でもある程度安定した値を示すことが確認できた。しかし、概ね2万人を下回ると、単純出生率と出生率指数の差が広がり、偶発的事象により単純出生率が大きくバラついている可能性について言及した。しかし、この2万人はあくまでもデータ分布からの概算であり、解析的に求めたものではない。単純出生率のバラつきが大きくなる変位点に関して、分析の対象を全国に広げ、その挙動を検討すると同時に、解析的な分析も試みる必要がある。

また、今回の研究はあくまでも出生率に関してベイズ統計学的に解析したのみである。人口動態を規定する死亡、転入、転出といった要素に関する検討はもちろん、それらに影響を及ぼす要因に関しては、様々な議論がある。しかし、現状では効果的な施策に結びつく議論は見当たらない。今後は、このような人口動態に影響を及ぼす様々な因子を洗い出し、機械学習的な手法などを用いながら因果推論的な分析検証も必要であろう。

引用文献

- アルバート, J. 著 石田基広・石田和枝訳: Rで学ぶベイズ統計入門、丸善出版、2012
- 天野馨南子: 合計特殊出生率誤用による少子化の加速に歯止めを一自治体間高低評価はなぜ禁忌か、ニッセイ基礎研究レポート、2020-09-28、2020、pp.1-10
- 足立泰美・中里透: 出生率の決定要因～都道府県別データによる分析、日本経済研究、75、2017、pp.63-91
- 北海道: 合計特殊出生率の高い市町村及び人口が増加している市町村の取り組みについて、北海道庁ホームページ、2024、
<https://www.pref.hokkaido.lg.jp/hf/kms/st/75876.html> (2024年9月15日閲覧)
- 小泉和重: 平成合併後の小規模自治体の人口変化と財政、自治総研、485、2019、pp.1-21
- 厚生労働省: 平成30年～令和4年人口動態保健所・市区町村別統計の概況の人口動態特殊報告、厚生労働省ホームページ、2023、
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/other/hoken24/index.html> (2024年9月19日閲覧)
- 厚生労働省: 1. 人口動態保健所・市区町村別統計について、厚生労働省ホームページ、2004、
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/tokusyuu/hoken04/1.html> (2024年11月24日閲覧)
- 内閣府 (2015) 選択する未来 - 人口推計から見えてくる未来像 -、「選択する未来」委員会報告 解説・資料集、厚生労働省ホームページ、2015、

- <https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/sentaku/index.html> (2024年9月5日閲覧)
- 中川彩葉：人口規模を安定的に維持してきた日本の小規模自治体に関する実証研究—日本における地方自治体の持続的発展の在り方に関する考察—、RESEARCH BUREAU 論究、20、2023、pp.154-179
- 日本経済新聞社：2023年の出生率1.20、過去最低を更新 東京都は0.99、日本経済新聞社ホームページ、2024、
<https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA03CEI0T00C24A6000000/> (2024年9月19日閲覧)
- 佐伯則英・平子哲夫・中田 正：人口動態市区町村別統計へのベイズ統計の応用について、(2) 合計特殊出生率への応用、厚生学の指標、第46巻第11号、1999、pp.3-10
- 総務省：小規模自治体の現状－団体数、人口、年齢構成、財政状況など－、第29次地方制度調査会第23回専門小委員会資料4、2009、
https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/singi/chihou_seido/singi/12640_2.html (2024年9月20日閲覧)
- 総務省統計局：住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数調査、政府の統計窓口、2023、
https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&year=20230&month=0&tclass1=000001039601&result_back=1&tclass2val=0 (2024年9月5日閲覧)
- 社会保険研究所：合計特殊出生率は1.26で過去最低～令和4年人口動態統計、社会保険研究所ホームページ、
2023、<https://media.shaho.co.jp/n/nef6c44cef2b1> (2024年5月16日閲覧)
- 東京新聞社：東京の出生率が低いのはワケがある - 専門家が説く「0.99」のカタクリ・3選の小池百合子氏に求められる対策とは、東京新聞社ホームページ、2024、
<https://www.tokyo-np.co.jp/article/338781> (2024年9月5日閲覧)
- 山本和博：大都市圏への集積と少子化の進展、大阪大学共創機構研究シーズ集、大阪大学ホームページ、2024、
https://www.ccb.osaka-u.ac.jp/wpccb_handle/wp-content/uploads/2024/03/Socialinnovation_2024.pdf (2024年9月20日閲覧)

