

特集 I : 国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した
人口分析・将来推計とその応用に関する研究 (その 1)

市区町村別合計出生率の推定

— 全国および都道府県を標準とした間接標準化法による試み —

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平

人口の規模や年齢構造が異なる地域の出生力を比較する際には合計出生率が用いられるが、市区町村の合計出生率については、厚生労働省が5年ごとに5年分のデータを用いて公表するベイズ推定値が知られる(厚生労働省 2020)。しかし計算過程が複雑かつ速報性に欠ける点や小地域の多様性が過小評価される可能性など課題も指摘されている(小池 2021)。そこで本研究は、使用データが比較的少なく計算過程が単純ながら、指標の安定化を図る有効な方法として間接標準化法に着目し、2015年の単年データを用いて推定した市区町村別間接標準化出生率の評価を行った。

間接標準化法に必要なのは、(1)標準となる年齢別出生率と、対象市区町村の(2)年齢別女性人口および(3)総出生数である。今回は、使用する標準パターンによる推定結果への影響を評価するため、標準とする年齢別出生率については、全国値および対象となる市区町村が所属する都道府県の値を用いそれぞれ推定した。都道府県標準のほうが実績値の再現度はやや高いことが期待されるが、全国標準の結果との差は僅かであった。また、国内出生数の98.5%をしめる総人口1万人以上の自治体については、ベイズ推定合計出生率との相関が高く(相関係数0.91)、かつ自治体の多様性もある程度保持され、実用に足ると判断できる。これらの結果は、単年の総出生数には市区町村格差を計測するに足る情報が含まれており、間接標準化法がその計測に有効であることを示唆する。

【キーワード】市区町村別合計出生率、間接標準化法

I. 本研究の目的と背景

生活圏に近いと考えられる市区町村単位での出生力の把握は、日常生活や子育て環境の地域性の影響、自治体単位での取り組みの効果や、当該地域で生じた自然災害の影響などを検証する際に必要となる。その際の指標として、人口規模や性別構造を統制できる総出生率や子ども女性比¹⁾などが利用されるが、女性人口の年齢構造の違いについても統制する必要がある場合は、合計(特殊)出生率(女性の年齢別出生率を再生産年齢区間で合計したもの)を用いることが適切である。ただし、この算出には、全自治体について性・年

1) 総出生率 (general fertility rate: GFR) は再生産年齢女性人口 (15~44歳など) 千人あたりの出生数である。子ども女性比 (child-woman ratio: CWR) は人口静態統計のみから算出できる出生力に関する指標で、再生産年齢女性人口 (15~49歳など) に対する0~4歳人口の比率である。

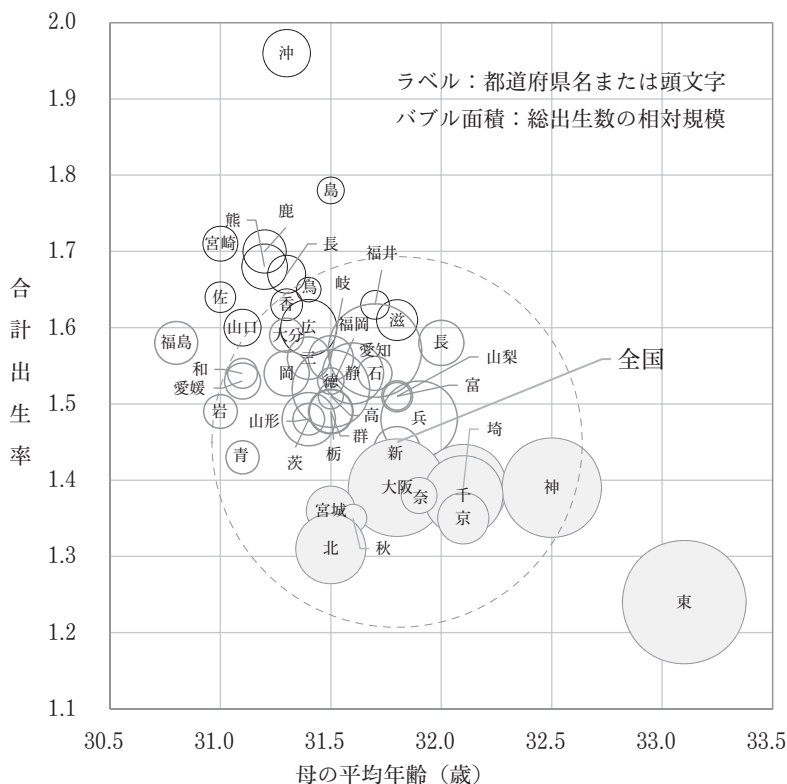
年齢別の人口に加え、母の年齢別の出生数といった詳細なデータを必要とし、市区町村のような小地域の合計出生率は、偶然変動の影響を大きく受けて不安定な挙動を示す。こうした問題に対処するため、厚生労働省はベイズ統計の手法を援用した合計出生率推定値を5年毎に公表している（厚生労働省 2020）。ベイズ推定法は、同じ都道府県に属する市区町村の出生の状況は似通っていると仮定し、同一都道府県内のほかの市区町村の出生の状況を援用して各市区町村の合計出生率が推定され、指標の安定化が図られている²⁾。しかしながら、人口規模が小さい自治体ほど（すなわち、出生に関する情報の信頼性が低い自治体ほど）、所属する都道府県の平均的水準が強く反映されるため、仮に生活環境が特異で再生産行動が特徴的であっても、人口規模が小さい場合その特徴が過小に評価されうる点に留意が必要である（小池 2021）。また、5年分の情報を使うために2015年頃の状況は、2017年のデータ公表を待たなければならない難点もある。

そこで本研究では、測定に必要な情報を節約しつつ、小地域の不安定性をある程度抑制できる方法として「間接標準化法」に着目し、市区町村別合計出生率の推定を試みた。データは2015年のみを用い、2013～2017年のデータから推定されたベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）との比較を行った。なお使用データが異なる指標の比較となるため、両指標の違いにはこうした対象期間の違いも含まれていることに留意が必要である。

間接標準化には、標準となる年齢別出生率が必要であり、どのような標準パターンを用いるかが推定値に影響する。そこで、まず合計出生率の水準と年齢パターンが直接観察可能な全国および都道府県について確認しておこう。図1は、2015年の全国および都道府県別の合計出生率、出生時の母の平均年齢、そして出生数の関係を視覚的に捉えた散布図である。横軸に母の平均年齢、縦軸には合計出生率の水準を示しており、バブルの大きさを全国および都道府県における出生数の相対規模を表している。首都圏や京阪地域は図の中心から右下に位置し、合計出生率が低い都道府県ほど晩産傾向があることが分かり、そうした都市型地域ほど出生数が多いことも分かる。このように都道府県別にみても地域間の出生パターンの異質性が大きいことに注目し、標準とする年齢別出生率については、全国値を用いる場合と、市区町村が所属する都道府県の値を用いる場合の両方について推定を行い、使用する標準パターンによる結果の違いも検証する。

2) 市区町村別合計出生率のベイズ推定値の解説および実績値との比較については小池（2021）に詳しい。

図1 都道府県の出生パターン（母の平均年齢と合計出生率）と出生数：2015年



データ：厚生労働省「人口動態調査」（上巻出生 4-21, 上巻出生 4-5, 上巻総覧 3-3-1）
 注：合計出生率が1.6以上の地域は黒線の円, 1.4以上1.6未満は灰色線の円で示し, 1.4未満は灰色着色の円となっている。全国は破線の円で示している。

II. 間接標準化による市区町村別合計出生率の推定

1. 地域出生力分析に利用される間接標準化法

間接標準化法（indirect standardization method）は地域の出生力分析にしばしば利用されてきた方法である（濱・山口 1997, 小池 2010, 山内 2009, 2014）³⁾。山内（2014）は、総出生率（GFR）や子ども女性比（CWR）などとともに間接標準化法による出生力指標の長所と短所を論じている。その中で間接標準化出生率は、算出に必要なデータ量を節約でき、年齢構造が著しく異なる場合がある地域人口において年齢構造の違いを適切に反映できるといった利点を挙げている。

3) 具体的な試みとしては、小池（2010）は全国の年齢別出生率を標準とし間接標準化出生比により戦前の市区町村別出生力を分析している。また山内（2009）は子ども女性比（Child-Woman Ratio）について、全国を標準とした間接標準化出生比を用いて市区町村別合計出生率を推計している。

2. 方法とデータ

Giannakouris (2010), 山内 (2014) の方法論に準じ, 間接標準化合計出生率の算出法を以下に示す. 標準とする地域 (全国や特定の地域など) を I , 算出対象の市区町村を i とし, 女性の年齢を x とすると, 年齢 5 歳階級別出生率の仮定値: ${}^s f_x^i$ は以下のように表せる.

$${}^s f_x^i = {}_5 f_x^I \times c^i \quad \text{ただし, } c^i = \frac{B^i}{\sum_{x=15}^{145} ({}_5 f_x^I \times {}_5 P_x^{F^i})}. \quad (1)$$

ここで c^i は市区町村 i の標準化出生比 (水準調整係数, スケーリング・ファクター), B^i は総出生数, ${}_5 P_x^{F^i}$ は年齢 5 歳階級別人口 (F は女性ラベル) となる. これを用いて対象地域 i の間接標準化合計出生率 (以下, ${}^s \text{TFR}^i$) を以下のように算出する (Giannakouris 2010, 山内 2014).

$$\begin{aligned} {}^s \text{TFR}^i &= \sum_{x=15}^{145} ({}_5 f_x^I \times c^i) \\ &= \left(\sum_{x=15}^{145} {}_5 f_x^I \right) \times c^i \\ &= \text{TFR}^I \times c^i. \end{aligned} \quad (2)$$

すなわち, まず標準となる年齢 5 歳階級別出生率を, 当該市区町村の年齢 5 歳階級別女性人口に適用し, 仮説的な出生数 (以下, 期待出生数) を求める. 次に, 期待出生数に対する当該市区町村の実際の総出生数との比を求める. これが当該市区町村の標準化出生比 (standardized fertility ratio: SFR) である. 市区町村別標準化出生比は, 当該市区町村の出生水準がどの程度標準の水準よりも高いか, 低いかを表すものとなる. これを標準地域の合計出生率に乗じることで, 市区町村別合計出生率の推定値が得られる.

間接標準化法に必要なデータは, 標準とする年齢 5 歳階級別出生率と, 当該市区町村の 15~49 歳の年齢 5 歳階級別女性人口および総出生数である. 本研究における総出生数は人口動態統計による 2015 年の「日本における日本人」である. 分母となる人口は 2015 年の国勢調査による日本人女性人口 (年齢・国籍不詳をあん分した人口)⁴⁾ である.

さて, ここで標準として用いる年齢別出生率について議論しておく. 上記で求められる期待出生数は, 対象地域の人口構造に対し, 年齢別出生パターンが重みとなって求められる. つまり, どのような年齢パターンを標準に使うかで期待出生数が変わり, 合計出生率の推定値も変わる (Coale and Treadway 1986, pp.156-157). 実態に近い推定値を得るためには, 標準パターンはできるだけ現実の地域における出生の年齢パターンと近いこと

4) 『平成27年国勢調査』「年齢・国籍不詳をあん分した人口 (参考表)」第 3 表 (総務省統計局).

が望ましい。そこで今回は、日本全体の平均的パターンと考えられる全国を標準とする場合と、対象市区町村が所属する都道府県を標準とする場合の2つの推定を行い比較する。なお、 ${}^s\text{TFR}^i$ の算出において標準年齢パターンを全国から都道府県単位に変更することの影響とともに、都道府県別出生率の年齢パターンの違いが ${}^s\text{TFR}^i$ に及ぼす影響について定量的な示唆を得るため、文末に補遺（標準に用いる年齢パターンの違いが間接標準化合計出生率に及ぼす影響）を記した。具体的には、パターンが特徴的な福島県、神奈川県、新潟県の年齢別出生率を標準に用いて都道府県別 ${}^s\text{TFR}^i$ を推定し、結果の違いを考察した。

分析の対象とする市区町村は、福島県以外は「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2018）と同じ2018年3月1日時点の1,798市区町村（東京23区（特別区）および12政令市の128区と、この他の766市、713町、168村）とし、福島県の59市町村とあわせ、合計1,857市区町村とする。ベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）も基本的には同じ境域で作成されている。ただし、東日本大震災による福島第一原子力発電所の事故に伴う避難指示区域などの被災地域における一部の人口過小地域は除外されているため、本研究では両者に共通する1,846の市区町村について分析を行った⁵⁾。

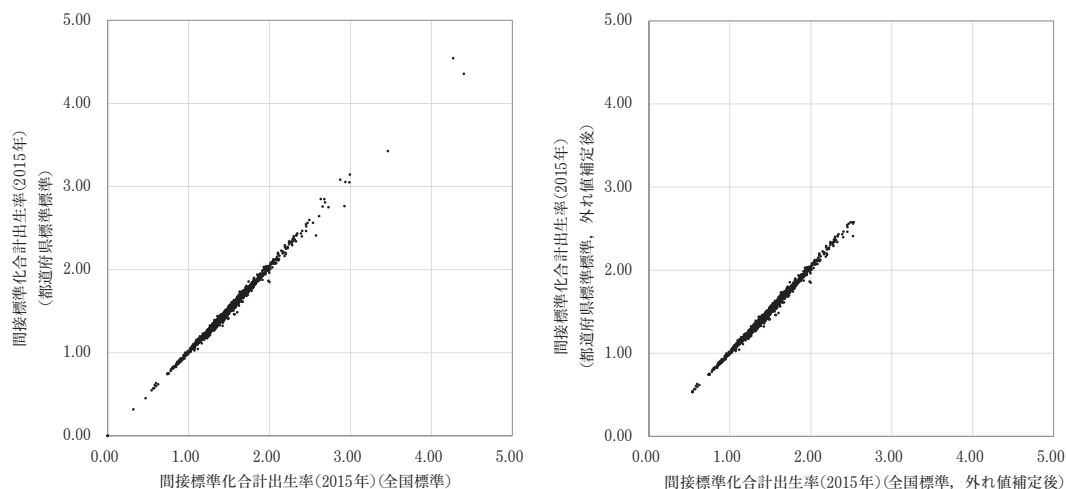
Ⅲ. 市区町村別間接標準化合計出生率の推定

1. 市区町村別間接標準化合計出生率（ ${}^s\text{TFR}^i$ ）の推定

全国を標準とした ${}^s\text{TFR}^i$ （以下、全国標準）と、都道府県を標準とした ${}^s\text{TFR}^i$ （以下、都道府県標準）について、図2の左図に散布図を示した。相関係数は0.997と極めて高い。また、全国標準に比べて都道府県標準のほうが、とりうる範囲がやや大きいことがわかる。そのほかこの図をみると、0や3を大きく超える値など、現代日本で想定される合計出生率の範囲と照らして疑わしい値が散見される。そこで、次節では分布のスケール（分散）から見て発生頻度が極めて低いと考えられる値（外れ値）の発生状況を確認し、補定方法を示す。

5) 分析から除外されたのは以下の11町村：宮城県女川町、福島県南相馬市、福島県広野町、福島県楢葉町、福島県富岡町、福島県川内村、福島県大熊町、福島県双葉町、福島県浪江町、福島県葛尾村、福島県飯館村。

図2 全国および都道府県を標準とした間接標準化合計出生率の散布図：
外れ値の補定前（左）と補定後（右）



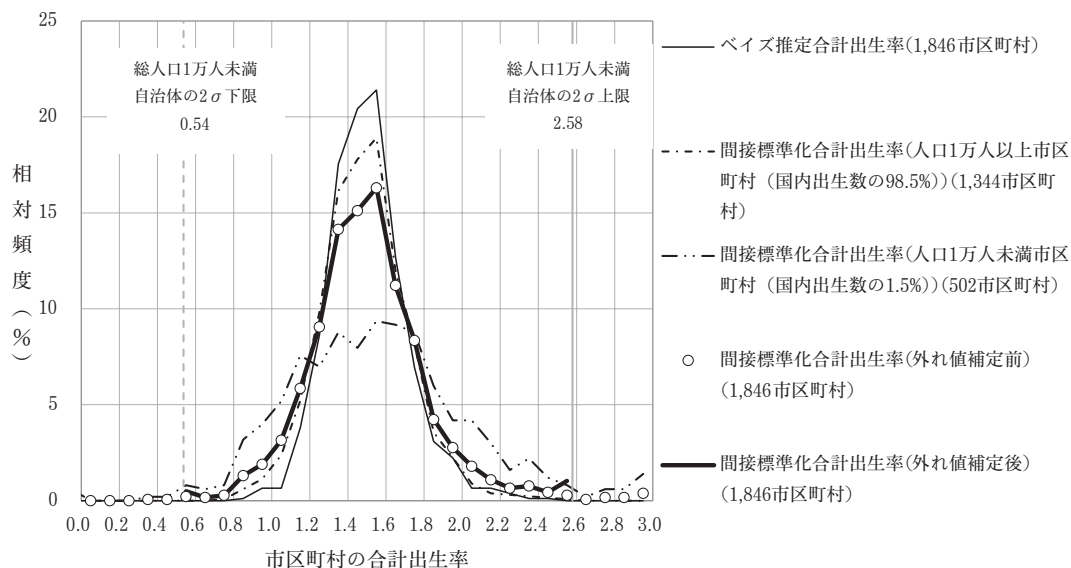
2. 間接標準化合計出生率の分布による外れ値の補定

推定された合計出生率の分布を改めて確認してみよう。ここでは、ベイズ推定合計出生率（2013～2017年の情報に基づく（厚労省 2020））と比較する。図3には、ベイズ推定出生率の分布（相対頻度）とともに都道府県を標準とした間接標準化合計出生率（ ${}^sTFR^i$ ）の分布をヒストグラムで示した。○のマークで示したものが、全自治体についての ${}^sTFR^i$ の分布である。細い実線で示したベイズ推定合計出生率の分布と比べると分散が大きく、0.5を下回る値や2.5を上回る値など発生頻度が極めて稀と考えられる値、いわゆる外れ値を含んでいる。同図には、市区町村を総人口1万人以上（1,344市区町村）と1万人未満（502市町村）で分けた場合の分布も示した。総人口1万人以上では、ベイズ推定値の分布と大きくは違わない。しかし、総人口1万人未満のような小規模自治体では、 ${}^sTFR^i$ は分散が大きく、外れ値が含まれることがわかる。こうした外れ値の出現を回避する方法としては、上述のベイズ推定のほか、空間的に近傍する地点で平滑した値を用いたり、複数年次の情報を合わせて用いるといった方法が考えられるが、今回はこの総人口1万人未満の自治体についてのみを対象に、推定された ${}^sTFR^i$ の平均値と標準偏差の情報を利用して外れ値を識別し、補定（imputation）を行う。

具体的には以下のように補定を行った。まず、総人口1万人未満の自治体に限定し分布を確認したところ、 ± 2 標準偏差（ 2σ ）を閾値にできると判断した。全国標準 ${}^sTFR^i$ と都道府県標準 ${}^sTFR^i$ の平均値から $\pm 2\sigma$ の値をそれぞれ求め、これらを上限と下限として、その範囲を超える ${}^sTFR^i$ は置き換えた⁶⁾。

6) この方法は、市区町村別合計出生率のレンジを制限することを意味するため、合計出生率の地域間格差を把握する目的においては必ずしも適切な手法とは言えない。しかしながら、2変量以上の要約統計量の比較や関係性の分析にあっては、いわゆる外れ値は平均値に強い影響を及ぼすため、極めて小数の市区町村の値が全般的な傾向について誤った解釈を導きかねないため対処が必要である。

図3 市区町村別合計出生率の分布（相対頻度）：ベイズ推定合計出生率と都道府県標準の間接標準化合計出生率（TFR）（全体，総人口1万人以上，総人口1万人未満の自治体）



注：ベイズ推定合計出生率は2013～2017年の情報に基づく（厚労省 2020）。間接標準化合計出生率は2015年の「人口動態統計」（厚労省）に基づく推定値（本研究）。図中の上限と下限は都道府県標準のもの。

全国の年齢別出生率を標準とした場合は，総人口1万人未満の市区町村の合計出生率の平均は1.530，標準偏差は0.496であり，下限は0.538，上限は2.522とする。一方，都道府県の年齢別出生率を標準とした場合は，平均1.558，標準偏差は0.510であり，下限は0.537，上限は2.578とする。補定の対象となった市区町村数は，全国標準の場合には21（分析対象1,846の1.13%），都道府県標準の場合には20（同1.08%）であった⁷⁾。図3には，総人口1万人未満の自治体について都道府県を標準として推定された合計出生率の平均±2σの下限と上限を示している。総人口1万人未満の自治体について，外れ値を補定したあとの全市区町村の分布を太い実線で示しているが，平均±2σを上限・下限とした範囲内に収まっている。このように外れ値をトップ・ボトムコーディングしたあとの合計出生率について，全国を標準とした推定値と都道府県を標準とした推定値の散布図を図2の右に示した（相関係数は0.997）。

7) 全国標準の推定値が補定されたのは以下の21市町村：東京都奥多摩町，東京都利島村，東京都神津島村，新潟県粟島浦村，岐阜県白川村，奈良県黒滝村，奈良県上北山村，奈良県川上村，和歌山県北山村，高知県馬路村，高知県大川村，熊本県産山村，熊本県水上村，大分県姫島村，宮崎県諸塚村，宮崎県椎葉村，鹿児島県和泊町，沖縄県粟国村，沖縄県渡名喜村，沖縄県南大東村，沖縄県北大東村。都道府県標準では東京都神津島村を除く20町村が補定された。

3. 推定手法の違いによる結果の評価

間接標準化法は仮定する標準パターンによって推定値が影響を受けるという方法的限界がある。そこで標準に用いた年齢別出生率によって、各市区町村の年齢別出生率および合計出生率の推定結果がどの程度異なるかを、具体的な自治体の結果で確認してみたい。ここでは総人口5万人前後の自治体のうち、合計出生率の水準が高めと低めの自治体、年齢パターンが若年で高い自治体と高齢で高い自治体として長崎県南島原市、北海道石狩市、福島県喜多方市、東京都千代田区の4市区に着目した⁸⁾。

図4の上段には、標準に用いた全国および北海道、福島県、東京都、長崎県の4都道県の年齢別出生率を示した。図の中段は、左記4都道県に属する北海道石狩市、福島県喜多方市、東京都千代田区、長崎県南島原市で仮定される年齢別出生率を示しているが、左が全国を標準とした場合の仮定、右が所属する都道府県を標準とした場合の仮定となる。全国値を標準とした場合は、年齢別出生率のパターンは4市区で共通する。一方右図の場合は、所属する都道県の年齢パターンを反映し4市区でパターンが異なる。そして下段には、実際の2015年の母の年齢別出生数と年齢別女性人口から求めた実績値を示した。

異なる標準パターンを用いることによって、 ${}^s\text{TFR}^i$ はどの程度変化するのだろうか。図5には全国および上記4都市について、実績値および推定方法別に合計出生率を示した。合計出生率が長崎県南島原市、福島県喜多方市、東京都千代田区、北海道石狩市の順で高い傾向は推定方法によらず共通する。実績値の再現性という意味では都道府県標準のほうが全国標準に比べわずかに有利となっているが、標準パターンによる結果の違いはそれほど大きくないと言える。

8) 分析対象1,846市区町村のうち、総人口が4～6万人の市区町は福井県を除く46都道府県に185ある。各市区の総人口(2015年)は北海道石狩市57,436、福島県喜多方市49,377、東京都千代田区58,406、長崎県南島原市46,535である。

図4 標準に用いた年齢別出生率（上段），各市区の年齢別出生率の仮定値（中段）および実績値（下段）：北海道，福島県，東京都，長崎県の4市区の例（2015年）

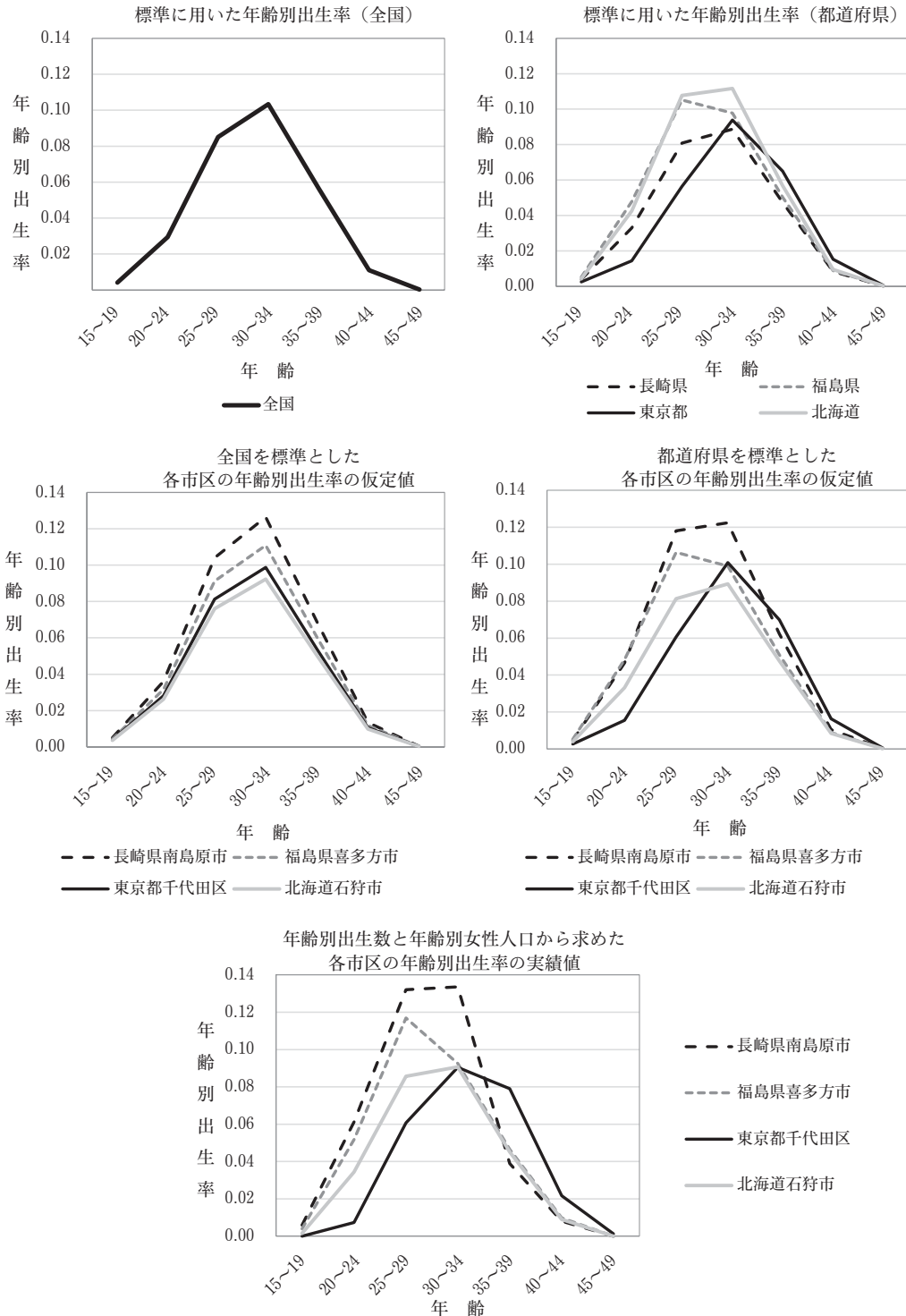
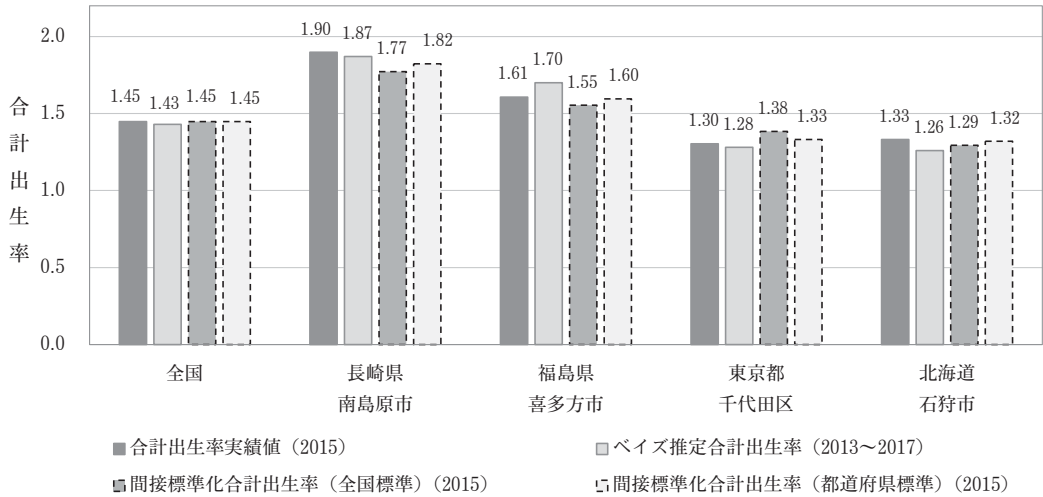


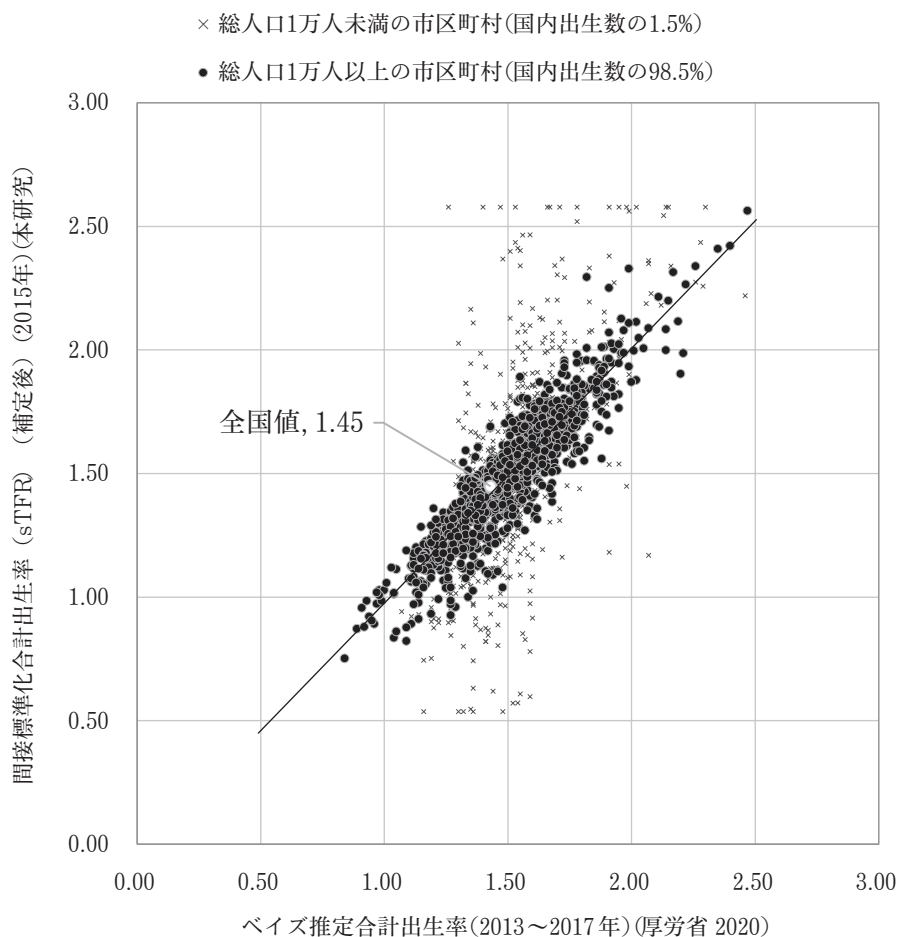
図5 合計出生率の実績値および推定方法別合計出生率：全国および長崎県南島原市、福島県喜多方市、東京都千代田区、北海道石狩市



続いてベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）との比較を行う。全国標準の ${}^sTFR^i$ と都道府県標準の ${}^sTFR^i$ について、外れ値補定前後の結果とベイズ推定出生率との相関を調べた。まず、全国標準の ${}^sTFR^i$ については外れ値を補定する前が0.696、補定後が0.734だった。一方、都道府県標準の ${}^sTFR^i$ との相関係数は、外れ値補定前は0.713、補定後は0.750となる。厚労省のベイズ推定は当該市区町村の人口規模に応じて所属都道府県内の他の市区町村の年齢パターンが反映されるので、都道府県の情報を用いた推定との相関がより高くなっているとみられる。

図6はベイズ推定合計出生率と都道府県を標準とした間接標準化合計出生率（ ${}^sTFR^i$ ）（外れ値補定後）との関係を、市区町村の総人口規模別に散布図でみたものである。総人口が1万人以上の自治体を黒丸、1万人未満の自治体を×で示している。国内出生の98.5%を占める総人口1万人以上の市区町村では、ベイズ推定合計出生率と間接標準化合計出生率との一致度は高い（1,344市区町村、相関係数は0.912）。一方、総人口1万人未満の自治体（502市町村、国内出生の1.5%を占める）では、全国平均に近傍するベイズ推定出生率に対応する間接標準化合計出生率の分散がかなり大きい（相関係数は0.615）。小規模自治体では偶然変動が間接標準化合計出生率を大きく左右することがわかる。

図6 ベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）と都道府県を標準とした間接標準化合計出生率（^sTFR）（本研究）の散布図



注：総人口が1万人以上の市区町村数は1,344（全自治体の73.0%）、1万人未満の市町村数は502（同27.0%）である。また総人口1万人以上、1万人未満地域における国内出生数の比率は前者が98.5%、後者が1.5%である。実線は総人口が1万人以上の市区町村を対象とした線形近似直線である。

表1 ベイズ推定合計出生率（厚労省 2020）と間接標準化合計出生率（ ${}^sTFR^i$ ）（本研究）の要約統計量

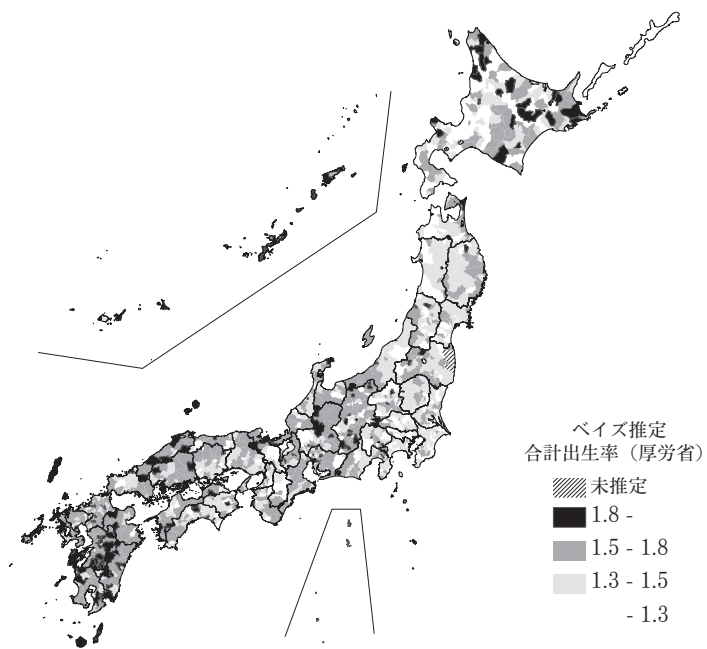
指標	ベイズ推定合計出生率 (厚労省 2020)			間接標準化合計出生率（ ${}^sTFR^i$ ）（本研究）					
				全国標準			都道府県標準		
				外れ値 補定前	外れ値 補定後	外れ値 補定前	外れ値 補定後		
使用データ範囲	2013～2017年			2015年					
境域	2018年3月1日時点								
対象自治体	全市区町村	総人口 1万人以上	総人口 1万人未満	全市区町村				総人口 1万人以上	総人口 1万人未満
合計出生率 算出自治体数	1,846	1,344	502	1,846				1,344	502
総出生数	-			1,005,668				990,520	15,148
全国値	1.430	-		1.448				-	
市区町村平均値	1.507	1.496	1.536	1.489	1.486	1.506	1.503	1.487	1.546
最小値	0.840	0.840	1.070	0.000	0.538	0.000	0.537	0.751	0.537
中央値	1.500	1.480	1.520	1.478	1.478	1.487	1.487	1.480	1.534
最大値	2.470	2.470	2.460	4.400	2.522	4.543	2.578	2.563	2.578
合計出生率分布(%)									
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1.8-<	7.9	7.1	10.0	11.3	11.3	12.7	12.7	7.8	25.9
1.5-<1.8	42.6	41.1	46.6	34.9	34.9	35.9	35.9	39.1	27.3
1.3-<1.5	36.7	37.6	34.3	30.6	30.6	29.3	29.3	33.9	16.7
<1.3	12.8	14.2	9.2	23.1	23.1	22.2	22.2	19.2	30.1
ベイズ推定合計出生率との相関係数	-			0.696	0.734	0.713	0.750	0.912	0.615

表1にはベイズ推定合計出生率と本研究における間接標準化出生率（ ${}^sTFR^i$ ）（全国を標準，都道府県標準，外れ値の補定前と補定後，および都道府県標準補定後の総人口の規模別）の結果をまとめた。2013～2017年の情報を用いているベイズ推定合計出生率の平均値は1.51，最小値は0.84，最大値は2.47であった。そして合計出生率の水準別市区町村構成は1.8以上の自治体が7.9%，1.3未満の自治体が12.8%であった。これに対し，都道府県標準 ${}^sTFR^i$ （補定後）では，平均値は1.50であり，1.8以上，1.3未満の自治体はそれぞれ12.7%，22.2%であった。ベイズ推定合計出生率と平均値は変わらないが，低出生力地域が相対的に多い。なお，総人口が1万人以上の自治体に対象を限定した場合の結果も同表に示した。この場合は水準別カテゴリーの分布が両者で近くなっていることがわかる。

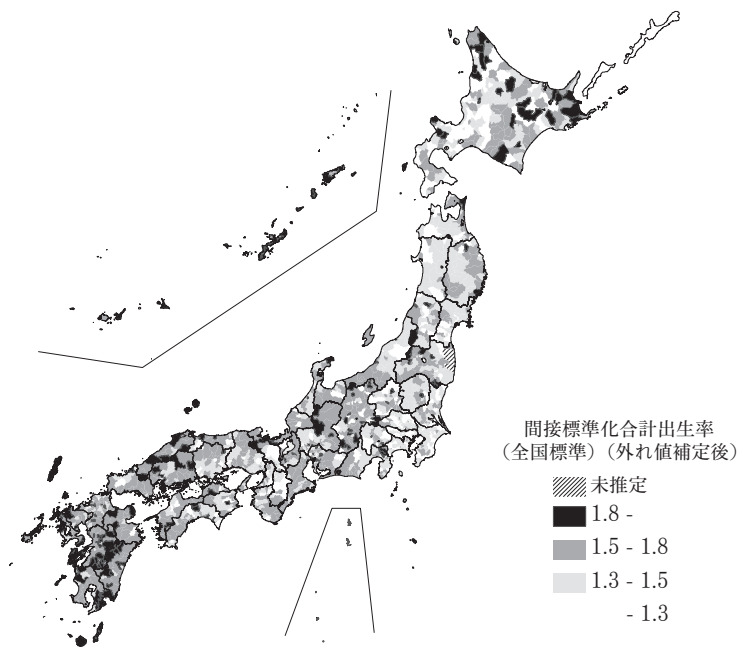
最後に図7に(1)ベイズ推定合計出生率，本研究における(2)全国標準および(3)都道府県標準の ${}^sTFR^i$ （外れ値補定後）の水準別空間分布を示した。推定された合計出生率が西日本で高い傾向は三図に共通するが， ${}^sTFR^i$ は近隣の自治体でも水準に差が出ているところが目立つ。

図7 ベイズ推定合計出生率（厚労省），全国および都道府県を標準とした間接標準化合計出生率（外れ値補定後）（本研究）の水準別空間分布

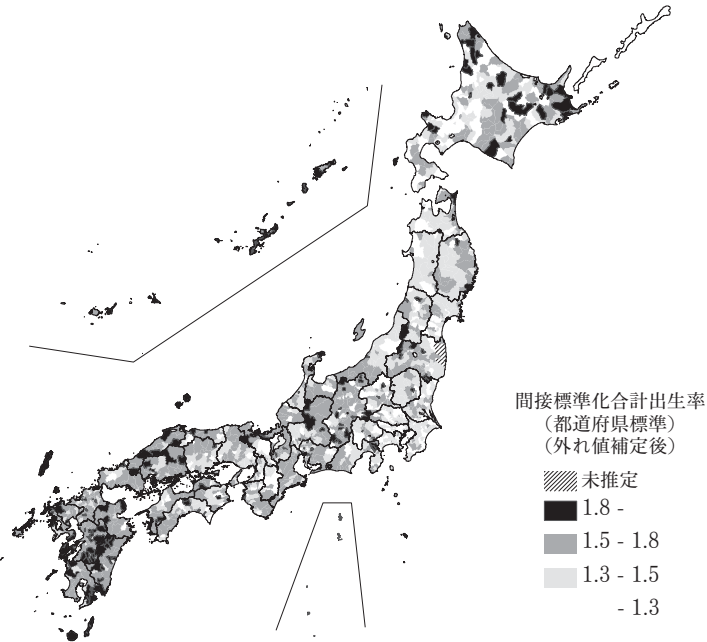
(1) ベイズ推定合計出生率



(2) 間接標準化合計出生率（全国標準）



(3)間接標準化合計出生率（都道府県標準）



IV. 結論と課題

本研究では、厚労省が5年おきに、5年分の情報を用いて公表している市区町村別ベイズ推定合計出生率に代わるものとして、間接標準化法の利用を検討した。この方法のアドバンテージは、合計出生率の実績値の算出と比べて必要な情報が節約できると同時に、小規模自治体における偶然変動をある程度抑制できると期待できること、そして、総出生率や子ども女性比と比べて人口の年齢構造による影響を受けにくいことである。他方、間接標準化は、使用する標準パターンにより推定結果が影響を受けるという方法論的限界を有する。そこで、標準に用いる年齢別出生率について、全国のパターンを用いる場合と、対象市区町村が所属する都道府県のパターンを用いる場合の2つの方法で推定し、どの程度結果が異なるかを検証した。

2015年の1年分のデータを用いた検証の結果、全国標準および都道府県標準のいずれの間接標準化合計出生率もベイズ推定値（2013～2017年）と実用に足る水準の相関があった。詳細に検討すると、都道府県別年齢別出生率を標準とするほうが、ベイズ推定値との相関が高く、実績値の再現性も高いことが期待されるが、その差は総じて僅かであると言える。

また、市区町村の人口規模別にベイズ推定値と比較したところ、国内出生数の98.5%を占める総人口が1万人以上の自治体については相関は一層高く（0.91）、合計出生率の水準別分布も極めて近いことがわかった一方で、総人口が1万人未満の自治体（国内出生数

の1.5%をしめる)では、ベイズ推定値との乖離が大きく、間接標準化出生率に対する偶然変動の影響が大きいことが示唆された。総人口1万人未満の自治体の指標がどの程度信頼できるかについては、時系列に安定性を確認し、場合によっては複数年次の情報を利用して安定化を図るなどの検討が必要である。

総じてこれらの結果は、単年の総出生数には、出生力の市区町村格差を計測するに足る情報が含まれていると同時に、間接標準化という手法が市区町村レベルの出生力格差の分析に有効であることを示唆する。これは、毎年市区町村別年齢別女性人口について実用的な推計値等が得られるか、出生のリスク人口として住民基本台帳の人口を用いることを許容するならば、各年の合計出生率変動の観察に基づく市区町村分析が可能になることを意味する。特定年次に開始された施策の影響評価といった5年ごとの観察では困難であった検証が可能になるなど、地域出生力分析の新たな方向性を開くことが期待できる。

謝辞

本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「国際的・地域の視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究(研究代表者石井太,小池司朗,課題番号(H29-政策-指定-003))」(2017~2019)、「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」(研究代表者小池司朗,課題番号20AA2007)(2020~2022)による助成を受けた。

参考文献

- 濱彦彦・山口喜一(編著)(1997)『地域人口分析の基礎』古今書院。
- 小池司朗(2010)「GISを利用した戦前市区町村別出生力」『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp.169-192。
- 小池司朗(2021)「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較『厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究(課題番号20AA2007)令和2年度総括研究報告書(研究代表者小池司朗)』, pp.51-66。
- 厚生労働省(政策統括官付参事官付人口動態・保健社会統計室)(2020)「平成25年~平成29年人口動態保健所・市区町村別統計」(2020.7.31)。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2018)『日本の地域別将来推計人口(平成30年推計)』。
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」,
<http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>。
- 山内昌和(2009)「Child-Woman Ratioを利用したTFRの新たな推定モデル」『人口学研究』第45号, pp.35-44。
- 山内昌和(2014)「地域人口の将来推計における出生指標選択の影響:都道府県別の分析」『人口問題研究』70-2, pp.120-136。
- Coale, A. J. and R. Treadway (1986) "A summary of the changing distribution of overall fertility, marital fertility, and the proportion married in the provinces of Europe", pp. 31-181 in Coale, A. J. and S. C. Watkins(eds.), *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- Giannakouris, Konstantinos (2010) "Regional population projections EUROPOP2008: Most EU regions face older population profile in 2030", *eurostat Statistics in focus*, 1/2010.

補遺 標準に用いる年齢パターンの違いが間接標準化合計出生率に及ぼす影響

間接標準化合計出生率： ${}^s\text{TFR}^i$ の計算には本文(1)式の関係性を仮定する。そのため、都道府県 I に対し全国の年齢別出生率を標準として算出した ${}^0\text{TFR}^I$ の実績に対する比： ${}^0R^I$ ((3)式) と、市区町村 i に対する全国標準 ${}^0\text{TFR}^i$ (の実績に対する比： ${}^0R^i$) と都道府県標準 ${}^I\text{TFR}^i$ (の実績に対する比： ${}^IR^i$) の比 (${}^0\text{TFR}^i$ の ${}^I\text{TFR}^i$ に対する比に等しい) ((4)式) には密接な関係がある (ここでは、各記号の左肩に標準地域を示し、 $s=0$ は全国、 $s=I$ は都道府県とする)。

$$\begin{aligned} {}^0R^I &= (\text{TFR}^0 \times {}^0c^I) / \text{TFR}^I \\ &= \text{TFR}^0 \frac{B^I}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^0 \times {}_5P_x^{F^I})} \frac{1}{\text{TFR}^I} \\ &= \frac{\text{TFR}^0}{\text{TFR}^I} \frac{\sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^I \times {}_5P_x^{F^I})}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^0 \times {}_5P_x^{F^I})} \quad \text{ただし, } \sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^I \times {}_5P_x^{F^I}) = B^I, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{{}^0R^i}{{}^IR^i} &= \frac{(\text{TFR}^0 \times {}^0c^i) / \text{TFR}^i}{(\text{TFR}^I \times {}^Ic^i) / \text{TFR}^i} \\ &= \frac{\text{TFR}^0}{\text{TFR}^I} \frac{(B^i / \sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^0 \times {}_5P_x^{F^i})) (1/\text{TFR}^i)}{(B^i / \sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^I \times {}_5P_x^{F^i})) (1/\text{TFR}^i)} \\ &= \frac{\text{TFR}^0}{\text{TFR}^I} \frac{\sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^I \times {}_5P_x^{F^i})}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5f_x^0 \times {}_5P_x^{F^i})}. \end{aligned} \quad (4)$$

${}^sR^i$ と ${}^sc^i$ はそれぞれ、地域 s の年齢別出生率を標準とした場合の市区町村 i の「 ${}^s\text{TFR}^i$ 推定値の実績に対する比」と「標準化出生比」である。女性人口の年齢構造を所与としたとき、出生率の年齢パターンの全国と比べた都道府県間の違いが ${}^s\text{TFR}^i$ に及ぼす影響についての示唆は、(3)式の都道府県別合計出生率の検証によって得ることができる。また、(3)～(4)式の関係は都道府県 J を標準とする ${}^J\text{TFR}^i$ と都道府県 I を標準とする ${}^I\text{TFR}^i$ の間にもあてはまる。仮に、年齢別出生率パターンと女性人口の年齢構造が同一の市区町村 i が別の都道府県に所属しており、これらに異なった都道府県の年齢別出生率の標準パターンを用いることの(4)式のような影響は、(3)式と同様に、都道府県 J を標準とする都道府県 I の間接標準化合計出生率 ${}^J\text{TFR}^I$ を算出し実績 TFR^I と比較することから示唆を得ることができる。

そこで、標準に用いる出生率の都道府県別年齢パターンの違いが合計出生率推定値にどの程度の影響を及ぼすのか、都道府県別合計出生率を対象として検証を行う。2015年の都道府県別合計出生率（日本における日本人の出生、国勢調査による日本人女性人口に基づ

く) について、本文(2)式の間接標準化法によって推定する。その際、標準には、新潟県、神奈川県、福島県の年齢5歳階級別出生率を用いて結果を比較する。新潟県は全国平均の年齢パターンに比較的近く、神奈川県は高齢で高い(晩産)パターンを示し、福島県は若年で高い(早産)パターンを示す。

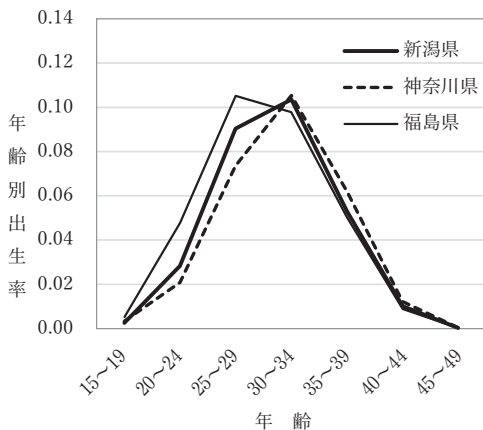
補遺・図1には新潟県、神奈川県、福島県の年齢別出生率を示した。期待出生数は、このパターンに都道府県別の女性の年齢別人口を適用して求める。そこで補遺・図2に2015年の都道府県別、女性人口の年齢分布を示した。全体的に20代前半が少なく、40代前半が多い構造となっているが、都道府県により水準やパターンに違いがある。標準の年齢別出生率は年齢別人口から発生する出生数のウェイトとなるため、パターンが変われば期待出生数が変わり、標準化出生比も影響を受ける。

補遺・図3には、標準パターン別の都道府県別間接標準化合計出生率(棒グラフ)と実績値(線グラフ)を示した。全体的に神奈川県標準は実績値より低めの推定値(実績からの差は-0.08~0.02の範囲、実績に対する差率は-4.9~1.6%)、福島県標準では高めの推定値(実績からの差は0.00~0.07の範囲、実績に対する差率は0.0~5.3%)が得られている。新潟県標準の実績からの差は-0.04~0.04の範囲、実績に対する差率は-2.6~3.1%であった。

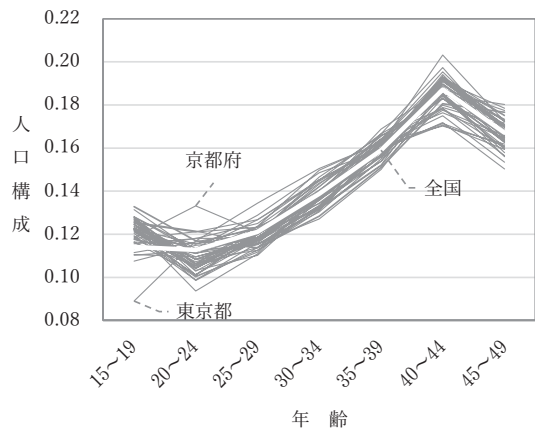
補遺・図4は横軸に合計出生率実績値、縦軸には推定値の水準を示しているが、標準パターンにより記号を変えて散布図を示している。合計出生率の平均的水準付近では実績値に近いのは新潟県標準の推定値である。しかし高位水準では福島県標準の推定値が、低位水準では神奈川県標準の推定値が実績値に近い場合も見られる。標準パターンが実績の年齢パターンに近いほど実績の再現には有利であることを示している。

なお、市区町村*i*の ${}^sTFR^i$ 推定においては、標準として用いる年齢パターンとともに、当該地域の女性人口の年齢構造も影響を及ぼすことになるが、本文の分析結果は女性の年齢構造の市区町村格差が(標準とする年齢パターンの違いを重みとして) ${}^sTFR^i$ 推定に及ぼす影響は限定的であることを示している。

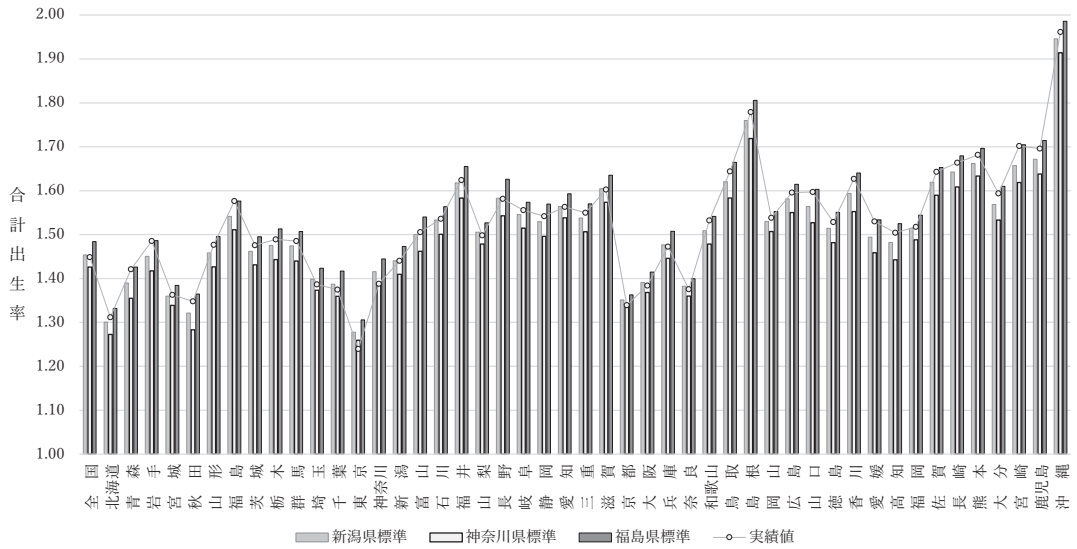
補遺・図1 標準に用いた年齢別出生率



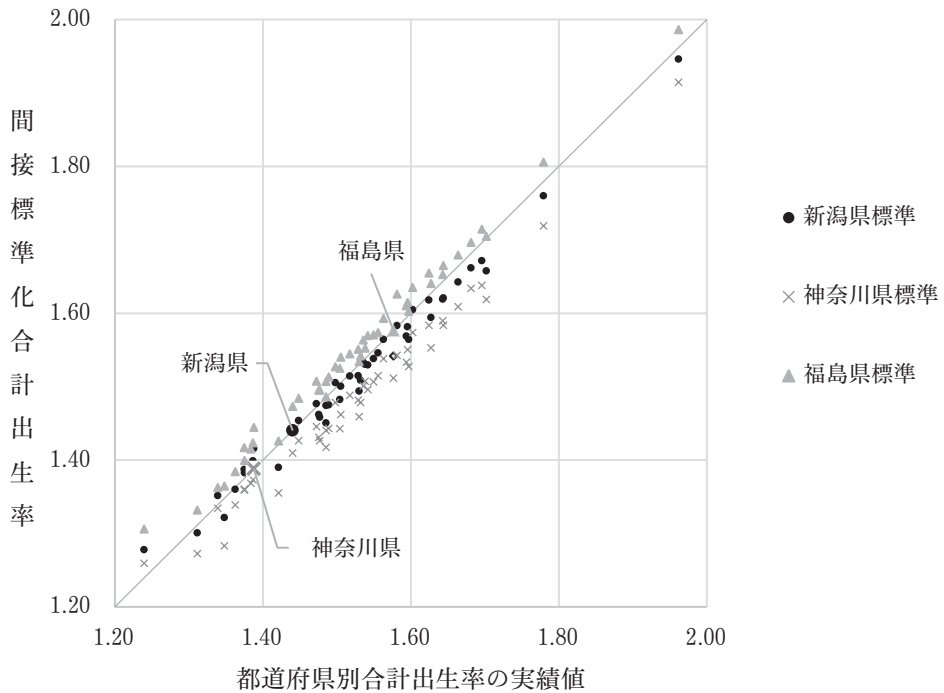
補遺・図2 15~49歳女性人口の年齢分布 (全国および47都道府県)



補遺・図3 標準パターン別間接標準化合計出生率と実績値：全国および都道府県



補遺・図4 都道府県別合計出生率の実績値と間接標準化による推定値との散布図



Municipality-Level Estimates of Total Fertility Rate using Indirect Standardization

IWASAWA Miho, SUGA Keita, KAMATA Kenji and YODA Shohei

Bayesian estimates have been widely used to describe the differences in fertility rates of Japanese municipalities (MHLW 2020). While the Bayesian approach is sophisticated and reliable, it requires age-specific birth rates for the calculations, which show instability in small populations, and therefore, it forces them to accumulate five-year births data, delaying the release of the official estimates. Furthermore, Bayesian estimates tend to underestimate the regional variation of fertility rates (Koike 2021). To address these issues inherent in the Bayesian approach, we propose an alternative method based on indirect standardization, which allows us to estimate municipal total fertility rates only with total births and female population by age.

Our model requires three simple inputs: (1) age-specific fertility rates (ASFR) used as a standard schedule, (2) the numbers of women by age corresponding to ASFR in a municipality, and (3) the number of total births in the same municipality. Our results show that indirect standardization produced similar estimates for large-population municipalities (e.g., ones with a total population of 10,000 or more; 98.5% of births among all Japan). On the other hand, comparison of the indirect standardized estimates with the Bayesian counterparts revealed that the latter underestimated regional differences in fertility rates for small-population municipalities (e.g., ones with a total population of less than 10,000; 1.5% of births among all Japan). Conversely, our model might have yielded an unreasonably large variance, which suggests that further studies improve the proposed method.

Keywords: total fertility rate, indirect standardization