

## 特集 I : 地域別将来人口推計・世帯数の将来推計

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

山内昌和

本研究では、1980～2010年の日本の都道府県別人口を用いて、出生指標の選択が地域人口の将来推計の結果に与える影響を検討した。本稿で取り上げた出生指標は年齢別出生率 (Age Specific Birth Rate : ASBR)、子ども女性比 (Child Woman Ratio : CWR)、総出生率 (General Fertility Rate : GFR)、標準化出生率 (Standardized Birth Rate : SBR (EU の地域人口推計で採用された出生指標の仮定設定方法)) の4指標である。

検討の結果、推計人口と実績人口の乖離が少ない出生指標は、都道府県別にみれば様々であったが、乖離の程度が相対的に小さいのはSBRを用いたケースで、それ以外の3つの指標を用いたケースでは乖離は同程度であった。その要因は、SBRが年齢構造の影響を受けない指標であって、基準期間(年)における全国と都道府県との出生指標の値の比が推計期間中に安定的であったためと考えられる。ただし、SBRの場合に全国と都道府県との出生指標の値の比が安定的であったのは、1つには1980～2010年の都道府県別人口を対象としたためであると考えられた。したがって、SBRを用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さくなりやすいという本稿の結果は、どのような人口集団にも当てはまるものとはいえない。したがって、本稿の結果が示すのは、出生指標の選択自体が、直ちに推計人口と実際の人口との乖離の大きさを決めるものではないということである。

## I. はじめに

将来人口の推計法として広く利用されているコーホート要因法は、出生、死亡、人口移動の3要因と基準時点での人口構造を利用して人口変化を記述する理論的に優れた方法である。

コーホート要因法を用いて将来人口を推計する場合、出生、死亡、人口移動の各要素の仮定が必要である。これら3要素の仮定に関する既存研究のうち、地域人口の将来推計に関しては、人口移動の仮定が重視され、日本でも一定の研究蓄積がある(川嶋他 1982, 稲葉 1988, 南條他 1993, 小池 2008a,b)。

それに対して、出生や死亡の仮定は、地域人口の将来推計との関連では積極的に検討されていない。例えば、地域人口の将来推計の方法論について多面的に論じた Smith, Tayman and Swanson (2001) のなかで出生や死亡の仮定についての記述は推計に必要な最低限の内容であり、数少ない日本語のテキストの1つである山口(1990)も同様である。

本稿が対象とする出生仮定について、地域人口の将来推計に関連した既存研究が少ない

要因として次の3点を挙げることができる。第1に、地域の人口変動にとって人口移動の影響が大きいことである（河邊 1982）。この点は、アメリカの州別人口の増加率に対して出生や死亡よりも人口移動の影響が大きいことを指摘した Smith and Bashir (1990)、日本の都道府県別人口の増加率が純移動率と強い相関関係にあることを明らかにした大友 (1996) 等が示すとおりである。

第2に、一般的なコーホート要因法の推計モデルでは、出生数（或いは子ども数）の推計に人口移動の仮定が無視しえない影響を及ぼすためである（小池他 2007）。出生数（或いは子ども数）の推計値は、通常、推計された再生産年齢の女性人口と仮定された出生指標の値から算出する。このうち、前者の推計された再生産年齢の女性人口は、人口移動の発生しやすい年齢層でもあるため、人口移動の仮定の影響を強く受ける。

第3に、地域人口の出生率を高い精度で計測することが難しいためである。出生率は、理論上は出生リスクに曝された人口とそれに対応した出生数に関する統計データから算出するが、通常、地域別の人口や出生数の統計データには人口移動の影響が含まれるため、算出された地域別の出生率は理論的厳密さを欠くものとならざるを得ない。

地域人口の将来推計において出生仮定に関する議論が少ないものの、出生仮定が無視しえない影響力をもつこともまた事実である。とくに推計期間が長い場合には、出生仮定が推計結果に累積的に影響する。例えば、通常のコホート要因法で35年後の人口を推計する場合、推計人口のうち35歳未満の人口はいずれも出生仮定の影響下にある。さらに、このうちの15歳未満の人口はその親世代にも出生仮定の影響を受けた年齢層が含まれることから、2重に出生仮定の影響を受ける。したがって、地域人口の将来推計の方法を議論する上で、出生仮定についても検討し、その成果を蓄積しておくことは重要である。

地域人口の将来推計に関連した出生仮定の研究は2つに大別できる。そのうちの1つが仮定値の作成法に関するものである。例えば、もっとも新しい成果の1つである Norman, Philip and Wohland (2014) は、イギリスの小地域別国籍別将来人口推計を実施する為に必要な出生率の仮定値を作成する方法を論じた。一般に、国籍別に出生率を計測することは統計資料の制約があるため容易ではない。同研究が対象とするイギリスでは人口動態統計で国籍別に出生数を得ることができない。そのため、同研究では、人口動態統計に加えてセンサスと労働力調査 (Labor Force Survey) の個票データ<sup>1)</sup>を用いて、最初に、推計の基準期間である1991年と2001年の地域別、国籍別の年齢別出生率を作成した。具体的には、まず、国籍全体での年齢別出生率と国籍別の子ども女性比を用いてイギリス全体での国籍別の年齢別出生率を推定し、続いて、地域別に得られる年齢別出生率と合計出生率、国籍別の子ども女性比といった指標を利用して、地域別に国籍別の年齢別出生率を推定した<sup>2)</sup>。その後、イギリス全体での1991年以降2009年までの各年別の国籍別年齢別出生率を推定し、それをロジスティック曲線に回帰させて補外することでイギリス全体で

---

1) 労働力調査の個票データに含まれる世帯員に関する情報を利用して国籍別の子ども女性比が得られる。  
2) イギリス全体での国籍別の年齢別出生率と地域別の全国籍の年齢別出生率を利用して地域別の国籍別年齢別出生率の初期値を作成し、国籍別年齢別出生率と国籍別年齢別女性人口の積和が地域別の出生数と整合的になるように繰り返し計算によって最終的な地域別国籍別年齢別出生率を求めた。

の将来値を定め、全国と地域の相対格差を一定として地域別国籍別年齢別出生率の将来値を作成した。このように、同研究は、十分な統計データが得られない、或いは対象とする人口集団の規模が小さいために出生率が不安定になりやすいという制約の下で、如何にして適切な出生率を推定するかという研究（例えば Bogue, Arriaga and Anderton 1993, 山内 2006, 2009）の延長線上にあるとみなせる。

出生仮定に関する研究のもう1つのタイプが、出生指標の選択に関する研究である。一般に、地域別の将来人口推計に利用する上で望ましい出生指標は年齢別出生率とされるが (Smith, Tayman and Swanson 2001), 出生指標の選択が将来人口の推計結果に与える影響を実証的に示したのが Smith and Tayman (2003) である。同研究の直接の目的は、3つの将来推計人口と実際の人口とを比較し、推計方法の違いが推計結果に与えた影響を論じることであった。3つの将来推計人口とは、アメリカセンサス局が作成したアメリカの州別将来推計人口、フロリダ大学の BEBR (Bureau of Economic and Business Research) が作成したフロリダ州のカウンティ別将来推計人口、同研究の執筆者が独自に作成したアメリカの州別ならびにフロリダ州のカウンティ別の将来推計人口であり、このうち前2者は出生仮定に年齢別出生率を用いたコーホート要因法、後者は出生仮定に子ども女性比を用いたコーホート変化率法で作成された。同研究によれば、州およびカウンティ別の将来人口推計の結果に関して、年齢別にみても推計手法の違いの影響はほとんど観察されなかった。これは、出生仮定に年齢別出生率と子ども女性比のいずれの指標を使用しても推計結果への影響が小さいことを示唆するものである。

本稿の問題関心は、上記2つのタイプの研究のうち後者にある。したがって、本稿にとって Smith and Tayman (2003) の研究は参考になる点が多い。しかしながら、同研究は、出生指標の選択が将来人口の推計結果に与える影響を十分に検討できていない。なぜなら、同研究では0-4歳の推計人口を比較して推計方法の違いを論じており、その場合には出生指標の違いのみならず母親世代の推計人口や出生→0-4歳人口の人口移動と死亡の仮定の影響も含まれてしまっているからである。したがって、出生指標の違いが推計結果に与える影響を明らかにするためには、母親世代の推計人口や出生→0-4歳人口の人口移動と死亡の仮定の影響を除いて論じる必要がある。

以上を踏まえて、本研究では、1980~2010年の日本の都道府県別人口を例に、出生指標の選択が地域人口の将来推計の結果に及ぼす影響を明らかにする。本研究で1980~2010年の日本の都道府県別人口を対象としたのは、時系列で利用可能なデータが整備されており、Smith and Tayman (2003) とは異なる人口集団を対象とすることで、かれらの研究成果を相対化することに寄与するからである。

## II. 利用可能な出生指標と各指標の特性

地域人口の将来推計では、一般に、利用可能な統計データの制約が大きい。具体的には、地域別に整理・表章される統計データが少ない、地域の境界がしばしば変更されるので時系

列で統計データを得ることが容易でない、将来人口推計に必要な統計指標の値が不安定になりやすいといったことであり、これらの制約は対象地域の人口規模が小さいほど顕著である。

このような制約を鑑みると、地域別の将来人口推計に利用する出生指標として年齢別出生率（Age Specific Birth Rate；以下 ASBR とする）の他に、子ども女性比（Child Woman Ratio；以下 CWR とする）や総出生率（General Fertility Rate；以下 GFR とする）も選択肢となる。これら指標の定義は以下のとおりである。

$$ASBR_x = \frac{B_x}{P_x^f} \quad CWR = \frac{P_{0-4}}{\sum_{x=15}^{49} P_x^f} \quad GFR = \frac{\sum_{x=15}^{49} B_x}{\sum_{x=15}^{49} P_x^f}$$

$P_x$ ： $x$ 歳の人口， $B_x$ ：母の年齢 $x$ 歳の出生数， $f$ ：女性

これらの指標を将来人口推計への適用という観点で4項目に分けて特徴を整理したのが表1である。1点目の「指標の算出に必要な統計データ」は、統計データの利用可能性と関わる。CWRは男女別年齢別人口のみで算出できるため、必要な統計データは最も少ない。それに対し、GFRは出生数が、ASBRを算出するためには母の年齢別出生数がさらに必要となる。

2点目の「年齢構造の影響」については、よく知られているように、ASBRが年齢構造の影響を受けないのに対しGFRやCWRは受ける。このため、ASBRを一定と仮定した将来人口推計では将来の出生水準が現在と同じことを仮定するのに対し、CWRやGFRを一定と仮定した将来人口推計では、一般に将来人口の年齢構造は現在人口とは異なるため、将来の出生の水準が現在とは異なることを仮定することになる。

表1 4つの出生指標とその特徴

指標	指標の算出に必要な統計データ	年齢構造の影響	推計モデルの複雑さ	小人口集団における指標の安定性
年齢別出生率 Age Specific Birth Rate ASBR	多	少	複雑	低
子ども女性比 Child Woman Ratio CWR	少	多	単純	高
総出生率 General Fertility Rate GFR	中	多	複雑	高
標準化出生率 Standardized Birth Rate SBR	中	少	複雑	中

3点目の「推計モデルの複雑さ」については、各指標を使って推計するものが出生数か0-4歳人口かの違いを反映している。出生数を推計するASBRやGFRでは、出生数から人口を推計するために出生→0-4歳人口の純移動率と生残率の仮定が別途必要になる。これに対し、CWRは直接0-4歳人口を推計するため、出生→0-4歳人口の純移動率と生残率の仮定は不要となる。したがって推計モデルとしては、CWRよりもASBRやGFRの方が複雑である。

4点目の「小人口集団における指標の安定性」はあくまで相対的なものであり、いずれの指標であっても人口規模の小さい集団ではその値が不安定なものになりやすい。しかしながら、仮に同じ人口規模の集団を対象とした場合、より細かい年齢区分を必要とするASBRの方がGFRやCWRに比べて不安定になりやすい<sup>3)</sup>。

以上、3つの指標とその特徴を整理したが、その他に標準化出生率（Standardized Birth Rate：以下、SBRとする）も将来人口推計に利用することが可能である。標準化出生率は標準人口の出生率を用いて対象となる人口集団の出生率を算出するもので、将来人口推計への具体的な適用の仕方は多様である。ここではEUの地域人口の将来推計（Regional population projections EUROPOP2008）で採用された方法を参考にしたい。その理由は、公的な性格の推計で用いられた簡便な方法だからである。EUの地域人口推計における出生仮定の考え方は、いわゆる間接標準化法に準ずるもので、具体的には下記のように算出する（Giannakouris 2010）。

$$ASBR_x^i = c^i \times ASBR_x^I \quad \text{ただし、} c^i = \frac{B^i}{\sum_{x=15}^{49} (ASBR_x^I \times P_x^{i,f})}$$

$i$ ：地域  $i$ ,  $I$ ：標準となる人口集団

この指標を地域人口の将来推計に利用する場合には、標準となる人口集団の将来のASBRを別途仮定することが必要となる。しかしながら、標準人口を適切に設定できるのであれば、指標の算出に必要な統計データは地域別にASBRを直接作成する場合よりも少ない上に、年齢構造の影響を受けにくく、小人口集団における指標の安定性も相対的に高い（表1）。また、対象地域の合計出生率（Total Fertility Rate：以下TFRとする）は  $c^i \times TFR^I$  として表すことができる。

以上を踏まえ、本稿では、ASBR、CWR、GFR、SBR（EUの地域人口推計で採用された出生指標の仮定設定方法）の4つの出生指標を取り上げる。

3) 出生指標の不安定性を避けるために、バイズ統計の考え方を利用して出生指標を推定する場合もある。しかし、補正した出生指標の利用に関する議論は本稿では対象としない。



### Ⅲ. 方法

#### 1. モデル推計とその方法

上述した4つの出生指標を地域人口の将来推計に適用した場合の影響を評価するために、本稿では1980～2010年の都道府県別人口のデータを利用して男女別年齢5歳階級別にコーホート要因法によるモデル推計を実施する。

モデル推計は、基準年を1985年、1990年、1995年としてそれぞれ15年後の男女別年齢5歳階級別人口を算出するものである。モデル推計に必要な仮定については、出生仮定以外、すなわち、人口移動、死亡、出生性比（CWRを使う場合は0～4歳性比）の仮定は実績値を利用する<sup>4)</sup>。したがって、出生仮定と関係のないコーホートの推計値と実績値は等しくなる。例えば1985年を基準年とした場合のモデル推計であれば、2000年の15歳以上人口の推計値と実績値は同じである。

出生仮定については、いずれの出生指標についても、基準年（期間）における全国と都道府県との比を一定として推計期間中の出生指標の値を定める。4つの出生指標のうち、ASBR、GFR、SBRの3つと、CWRでは若干推計方法が異なるので、それぞれ順に説明する。

ASBR、GFR、SBRは同じ考え方であるので、ASBRを用いて1985年を基準年とするモデル推計を例に説明する。最初に、基準期間である1980～1985年のASBRを算出する。これは、人口動態統計の個票を使って1年単位の母の年齢5歳階級別出生数を足し上げたものと、1980年と1985年の女性の年齢5歳階級別人口の平均値を用いて算出する<sup>5)</sup>。この指標を全国と全都道府県について算出し、全国と各都道府県のASBRの比をとる。1985～1990年、1990～1995年、1995～2000年に仮定される都道府県のASBRは、当該年の全国の実績値と、先に算出した全国と都道府県のASBRの比を利用する。推計された出生数から男女別0-4歳人口を算出するためには、出生性比、出生→0-4歳の生残率と純移動率が必要となり、これについてはいずれも実績値を用いる。

CWRの場合は、1985年を基準年とするモデル推計を例として説明する。まず、1985年における全国と都道府県のCWRの比をとる。1990年、1995年、2000年の都道府県のCWRは、当該年の全国のCWRの実績値ならびに先に算出した全国と都道府県のCWRの比を用いて仮定する。0-4歳人口の算出は、期末時点の人口と仮定されたCWRを用い

4) 実際の計算過程で人口移動と死亡の要素を分ける必要はないので、5歳以上人口の人口移動と死亡に関する動態率としてコーホート変化率を用いた。また、出生→0-4歳人口の人口移動と死亡に関する動態率としては出生数と0-4歳人口の比の実績値を用いた。

5) 具体的には次のようになる。 $ASBR_{x,t-t+5} = \sum_t^{t+5} B_{x,t} / \frac{1}{2}(P_{x,t}^f + P_{x,t+5}^f)$

なお、本研究は国立社会保障・人口問題研究所「将来人口推計に関する調査研究ならびにシステム開発事業 地域別将来人口推計」の成果の一部であり、人口動態統計に関するデータには統計法第32条に基づき調査票情報を二次利用したものが含まれる。

る。また、0-4歳人口を男女に分けるために0-4歳人口性比の実績値を利用する。

## 2. 推計結果の比較の方法

本稿では、モデル推計による15年後の0-14歳人口（男女計）の値と国勢調査の値（実績値）とを比較する。比較の方法は、小池（2008b）と同様に、実数ではなく全国人口に占めるシェアを利用した。これは、都道府県別の推計結果の合計と全国値との間に生じる乖離の影響を除くためである。

シェアの比較に際しては、都道府県ごとに基準年別、出生指標別のALPE（Algebraic Percent Error）とAPE（Absolute Percent Error）を算出し、その平均や分布を検討する。ALPEは実績値と推計値の乖離を符号付き、APEを実績値と推計値の乖離を絶対値で表すもので、Smith（1987）やSmith and Shincich（1988）をはじめとする推計精度に関する研究で利用されてきた。ALPEとAPEの定義は下記のとおりである。

$$ALPE = \left( \frac{eP_{0-14}^i}{eP_{0-14}^j} - \frac{aP_{0-14}^i}{aP_{0-14}^j} \right) / \frac{aP_{0-14}^i}{aP_{0-14}^j} \times 100 \quad APE = \left| \frac{eP_{0-14}^i}{eP_{0-14}^j} - \frac{aP_{0-14}^i}{aP_{0-14}^j} \right| / \frac{aP_{0-14}^i}{aP_{0-14}^j} \times 100$$

$e$ ：推計値， $a$ ：実績値

## IV. 結果

### 1. ALPEとAPEの都道府県の平均

基準年および推計指標別にALPEとAPEの都道府県の平均を整理したのが表2である。ALPEの平均値についてみると、0からの乖離は、基準年が1985年の場合、GFRを用いたケースが最小でASBRを用いたケースが最大、基準年が1990年の場合、SBRを用いたケースが最小でCWRを用いたケースが最大、基準年が1995年の場合、SBRを用いたケースが最少でCWRを用いたケースが最大であった。ASBRを用いたケースではALPEの平均値が負、すなわち推計値が実績値より小さい過少推計になりやすいのに対し、GFRやCWRを用いたケースではALPEの平均値が正、すなわち推計値が実績値より大きい過大推計になりやすい傾向がみられる。このように基準年や出生指標の違いにより若干の傾向の違いはみられた。ただし、ALPEの平均値はいずれも±3パーセントの

表2 基準年別、出生指標別にみた推計値と実績値のシェアの差率（ALPE）  
ならびに差率の絶対値（APE）の都道府県平均

基準年	1985年				1990年				1995年			
	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR
ALPEの平均	-2.5	0.5	0.0	-1.7	-2.2	2.2	1.9	-1.3	-1.0	1.5	1.5	0.3
APEの平均	4.4	2.7	2.5	2.9	3.8	4.9	4.4	2.3	3.0	3.7	3.9	1.8

範囲内であった。

APEの平均値についてみると、基準年が1985年の場合、GFRを用いたケースが最小でASBRを用いたケースが最大、基準年が1990年の場合、SBRを用いたケースが最小でCWRを用いたケースが最大、基準年が1995年の場合、SBRを用いたケースが最小でGFRを用いたケースが最大であった。SBRを用いたケースのAPEの平均値がいずれの基準年であっても3%未満に対し、その他の3つの出生指標を用いたケースのAPEの平均値は5%未満であった。

## 2. ALPEとAPEの都道府県の分布

基準年および推計指標別にALPEとAPEの都道府県の値の分布を整理したのが図1と2である。ALPEについて示した図1によれば、基準年が1985年の場合、CWRとGFRを用いたケースでALPEの分布が0を中心として正負両方向に比較的均等に分布するのに対し、ASBRやSBRを用いたケースでALPEの分布が負（推計値が実績値よりも小さい過少推計）に偏る傾向がみられた。最大値と最小値の差であるレンジが最も小さいのはSBRを用いたケース、もっとも大きいのはASBRを用いたケースであり、第3四分位と第1四分位の差である四分位範囲が最も小さいのはGFRを用いたケース、最も大きいのはASBRを用いたケースであった。

基準年が1990年の場合、CWRとGFRを用いたケースでALPEの分布が正（推計値が実績値よりも大きい過大推計）に偏る傾向がみられ、これら2つのケースでレンジと四分位範囲が最大であった。それに対し、ASBRやSBRを用いたケースでALPEの分布が負に偏る傾向がみられた。SBRを用いたケースではレンジと四分位範囲が最も小さかった。

基準年が1995年の場合、SBRを用いたケースでALPEの分布が0を中心として正負両方向に比較的均等に分布し、レンジと四分位範囲のいずれも最小であった。CWRとGFRを用いたケースでは、基準年が1990年の場合と同様、ALPEの分布が正に偏る傾向がみられ、これら2つのケースでレンジと四分位範囲が最大であった。ASBRを用いたケースについては、中央値はほぼ0であるものの、ALPEが負となる場合に値が大きくなりやすく、レンジも大きい傾向がみられた。

APEについて示した図2によれば、SBRを用いたケースで、基準年にかかわらず第3四分位値と最大値が最も小さく、中央値も比較的0に近い傾向がみられた。他の3つの出生指標であるASBR、CWR、GFRを用いたケースについては、基準年によって若干の違いはみられるものの、SBRに比べれば、第3四分位値と最大値は大きく、中央値も0からの乖離は大きい、3つの指標相互の差は明確ではなかった。

このように、ALPEとAPEの分布からは、SBRを用いたケースで推計値と実績値との乖離が小さく、もっとも優れていた。それに対し、残る3つの出生指標を用いたケースについては、CWRとGFRを用いたケースで類似した分布傾向を示すものの、乖離の程度については甲乙つけ難かった。



図1 出生指標別、基準人口別の推計値と実績値のシェアの差率 (ALPE) の都道府県別にみた分布

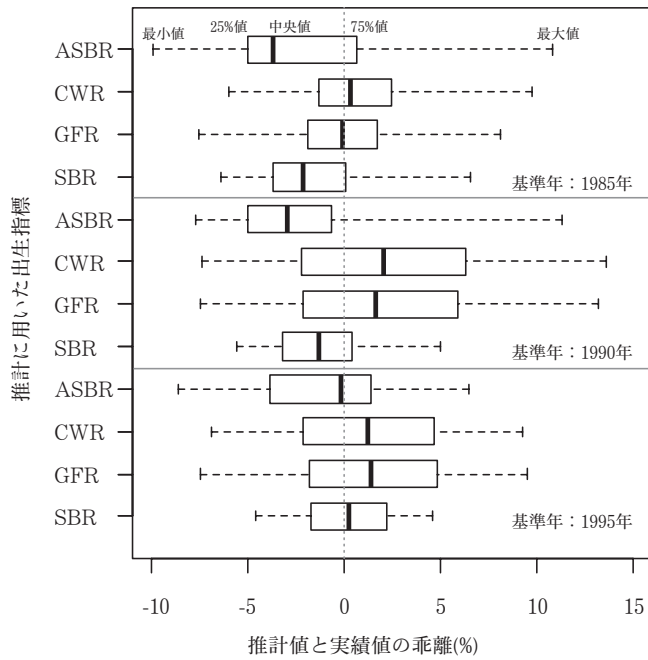


図2 出生指標別、基準人口別の推計値と実績値のシェアの差率の絶対値 (APE) の都道府県別にみた分布

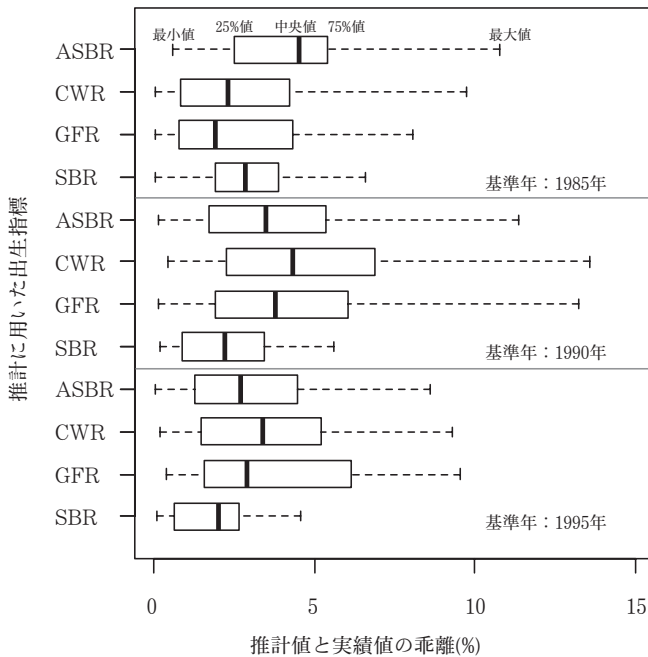


表3 基準年別、使用した出生指標別、都道府県別にみた推計値と実績値のシェアの差率（ALPE）

(%)

基準年 出生指標	1985年				1990年				1995年			
	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR
北海道	1.1	4.3	5.0	0.7	0.8	5.2	5.2	0.8	2.7	4.5	4.8	3.2
青森県	-4.7	1.5	1.4	-2.9	-5.5	5.0	4.8	-4.2	1.5	8.9	8.7	3.1
岩手県	-3.7	-0.1	-0.7	-2.7	-3.9	5.7	4.5	-3.3	2.9	9.3	8.9	4.0
宮城県	2.6	9.7	8.1	3.3	1.7	11.5	10.0	2.2	2.5	4.9	6.2	3.3
秋田県	-8.9	1.7	0.3	-4.6	-7.7	8.0	6.8	-4.9	0.4	8.0	8.8	2.9
山形県	-9.5	-1.3	-3.0	-6.4	-6.0	9.4	7.6	-3.6	-0.2	8.0	8.4	2.1
福島県	-5.5	2.4	0.4	-3.9	-4.1	9.9	8.2	-2.9	1.3	9.0	9.5	3.0
茨城県	-0.6	5.0	5.3	0.0	-1.3	3.0	2.5	-0.5	0.5	1.2	1.6	2.4
栃木県	-1.9	5.9	5.1	-1.0	-0.1	6.3	6.0	0.9	-0.9	0.2	1.3	1.1
群馬県	-3.5	-0.8	-1.1	-3.5	-3.6	-3.3	-3.1	-3.2	-0.1	-0.6	-0.5	1.1
埼玉県	2.6	-1.6	-0.3	2.2	1.0	-6.1	-7.4	0.5	4.6	0.3	-0.6	3.5
千葉県	7.0	4.3	5.8	6.6	2.8	-2.8	-3.2	2.4	1.4	-3.4	-3.4	0.2
東京都	10.8	-0.3	0.0	5.9	11.3	-0.7	1.4	5.0	6.5	-1.4	-1.0	-2.1
神奈川県	4.8	-2.3	-2.1	3.5	3.8	-5.1	-4.8	1.9	3.0	-2.2	-1.5	-0.5
新潟県	-5.4	0.5	-0.3	-3.9	-1.7	6.2	5.3	-0.4	2.8	5.5	6.1	4.6
富山県	-7.5	-3.2	-3.4	-4.4	-6.8	-7.1	-6.1	-3.6	-7.2	-6.8	-7.1	-2.5
石川県	-5.0	-0.7	-0.1	-2.1	-5.9	-3.6	-2.8	-2.7	-6.0	-4.5	-4.4	-1.9
福井県	-10.0	-3.8	-5.1	-6.1	-6.8	2.3	1.6	-2.9	-5.1	2.3	1.9	-0.5
山梨県	-4.5	-6.1	-7.6	-5.6	-3.0	0.5	-1.3	-3.5	3.7	8.6	8.7	3.4
長野県	-4.4	-5.7	-6.9	-5.4	-2.8	-2.6	-2.9	-3.1	1.3	1.5	0.7	0.2
岐阜県	-4.7	-3.1	-2.6	-2.1	-6.1	-3.6	-3.8	-3.2	-6.0	-2.4	-2.9	-2.2
静岡県	-2.5	-0.9	-0.6	-1.1	-1.7	-0.4	0.1	-0.3	-4.3	-2.3	-2.4	-2.5
愛知県	-3.2	-5.5	-4.8	-1.8	-3.3	-6.5	-5.7	-1.2	-6.0	-3.9	-4.3	-2.7
三重県	-6.3	-5.0	-5.4	-3.4	-5.2	-0.9	-2.1	-1.8	-6.8	-0.2	-1.3	-1.9
滋賀県	-1.8	1.3	1.5	-0.2	-1.4	3.4	1.8	0.8	-3.1	-0.5	-0.7	-0.2
京都府	3.4	1.5	2.2	2.7	5.3	-1.2	0.9	4.8	1.9	-3.8	-2.6	0.5
大阪府	0.7	-5.4	-4.7	0.2	1.4	-7.4	-5.9	1.4	-2.1	-3.0	-4.1	-1.6
兵庫県	0.6	-1.4	-0.8	0.7	-1.2	-2.2	-2.8	-0.5	-1.2	-1.5	-1.0	-0.1
奈良県	1.4	0.7	2.7	2.3	0.5	-1.0	-0.9	1.5	0.4	0.4	0.7	1.7
和歌山県	-3.7	-4.2	-3.0	-1.6	-4.5	0.8	-0.6	-1.6	-5.3	4.0	1.8	-0.8
鳥取県	-5.2	3.2	1.6	-2.9	-3.2	9.1	7.7	-1.3	0.0	4.8	4.8	2.3
島根県	-5.5	0.2	-1.9	-4.0	-2.1	6.2	6.0	-0.5	0.0	3.6	2.9	2.0
岡山県	-4.8	-0.7	-2.0	-2.7	-3.5	-1.2	-1.3	-1.2	-3.9	-2.3	-2.9	-0.5
広島県	-2.9	-0.8	-0.3	-1.5	-1.5	-1.4	-0.9	0.3	-2.8	-2.1	-2.1	0.4
山口県	-4.4	0.3	0.1	-2.8	-4.3	-3.0	-1.6	-2.8	-4.8	-4.0	-5.0	-2.0
徳島県	-5.0	3.8	1.8	-2.0	-2.9	6.8	5.8	-0.5	-2.4	2.5	2.4	1.3
香川県	-6.6	0.0	-1.3	-4.3	-6.3	-2.3	-2.1	-3.8	-8.6	-6.9	-7.5	-4.6
愛媛県	-4.9	0.4	-0.4	-3.1	-4.0	3.0	2.6	-2.1	-2.1	1.4	1.9	0.9
高知県	-2.1	2.4	1.4	-2.1	-3.0	1.9	1.9	-2.7	1.4	1.9	2.2	2.6
福岡県	1.9	5.4	4.7	1.0	0.6	4.3	3.4	0.2	0.4	-0.4	-0.4	0.1
佐賀県	-4.2	1.8	0.8	-3.9	-5.2	6.0	5.8	-4.5	-2.4	3.5	3.9	-1.5
長崎県	-2.2	2.5	1.5	-3.6	-2.1	8.6	7.8	-2.5	0.7	6.1	6.5	0.7
熊本県	-4.9	1.7	0.0	-3.5	-4.9	8.1	6.6	-3.9	-4.2	3.4	3.5	-2.8
大分県	-6.5	0.1	-1.0	-4.7	-6.4	2.0	1.2	-4.9	-3.8	-0.4	-1.0	-2.0
宮崎県	-5.1	4.1	3.5	-3.4	-6.8	6.9	6.0	-5.6	-3.4	2.3	2.6	-2.1
鹿児島県	0.7	6.0	3.9	0.2	-1.6	13.3	12.3	-1.3	-0.7	7.4	7.5	-0.5
沖縄県	6.5	3.6	2.4	-2.1	7.6	13.6	13.2	0.7	5.9	8.3	9.1	0.4

### 3. 都道府県別にみた ALPE

上述のように、ALPE と APE の平均値や分布の状況からは、相対的に SBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さい傾向がみられた。しかし、都道府県別にみると、実績値と推計値との乖離が小さくなる出生指標は異なっていた。

表 3 は都道府県別に基準年別出生指標別の ALPE を整理したものである。同表によれば、①宮城県や鹿児島県のように、CWR や GFR を用いたケースで推計値と実績値との乖離が大きく、ASBR や SBR を用いたケースで乖離が小さい、②福井県や香川県のように、ASBR を用いたケースで推計値と実績値との乖離が大きく、CWR や GFR、SBR を用いたケースで乖離が小さい、③東京都や大分県のように、ASBR や SBR を用いたケースで乖離が大きく、CWR や GFR を用いたケースは推計値と実績値との乖離が非常に小さい、④奈良県や兵庫県のように、4つの出生指標のいずれのケースでも推計値と実績値との乖離が小さい、といったように推計値と実績値の乖離の大小と出生指標との関係は都道府県によって異なっていた。

ただし、繰り返しになるが、SBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さくなりやすい。先述の ALPE と APE の平均値や分布とは異なった形でそのことを示したのが表 4 である。同表は、都道府県ごとに基準年別に実績値と推計値との乖離が小さいものから大きいものまで出生指標を順位づけし、その順位別の都道府県数を整理したものである。基準年による違いはみられるが、総じて、SBR を用いたケースで 1 位の割合が高い。残りの 3 つの指標では 1 位となる都道府県の数と同程度であり、相互の差はあまりはつきりしないが、敢えて特徴を述べるならば、ASBR は 4 位、GFR は 3 位となる都道府県の数が多い傾向がみられる。

表 4 基準年別、出生指標別にみた推計値と実績値の乖離の順位別の都道府県数

基準年	1985年				1990年				1995年			
	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR	ASBR	CWR	GFR	SBR
1位	4	13	17	13	6	6	8	27	14	5	1	27
2位	9	15	16	7	19	7	11	10	10	14	13	10
3位	3	10	9	25	5	10	25	7	3	20	18	6
4位	31	9	5	2	17	24	3	3	20	8	15	4

## V. 考察

### 1. 実績値と推計値との乖離の背景

これまでみてきたように 4 つの出生指標を比較すると、都道府県別に多様な状況がみられたなかで、SBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さくなりやすく、他の 3 つの出生指標を用いたケースには明瞭な差が見られなかった。

実績値と推計値の乖離の程度は、全国と都道府県との出生指標の比の安定性に左右される。今回の推計モデルでは、基準期間（年）における全国と都道府県との出生指標の比を

一定としているが、SBR の場合、他の 3 つの出生指標に比べて、対象とした推計期間中、全国の値と都道府県の値との比が相対的に安定していたと解釈できる。

その要因は、SBR が年齢構造の影響を受けにくい要約的な指標だからであろう。年齢構造の影響については、都道府県別に再生産年齢の女性人口の年齢構造は異なることから、それらの影響を受ける CWR や GFR の方が全国と都道府県の比はより不安定になりやすいと考えられる。一方、要約的な指標という点に関しては、全国と都道府県の比を算出する場合に年齢別よりも再生産年齢全体の出生の水準の方が安定しやすいということである。このことは、ASBR を用いたケースに比べ、CWR や GFR を用いたケースで実績値と推計値の乖離が大きいわけではないことの一因にもなっていると考えられる。

要約的な指標の方が全国の値と都道府県の値との比が相対的に安定していた背景には、算出された出生指標の値そのものの安定性に加え、本稿が対象とした人口集団の影響もあると考えられる。このうち出生指標の値の安定性については、人口規模の影響で地域別の ASBR は相対的に不安定になりやすい、ということである。もう 1 つの分析対象となった人口集団の影響とは、本稿が対象とした 1980～2010 年の都道府県人口の場合、出生率の年齢パターンにみられる地域差が小さいことや再生産年齢全体でみた出生の水準の地域差が比較的安定していたことの影響である。したがって、人口集団によっては、要約的な指標の方が全国の値と都道府県の値との比が相対的に不安定になることもあり得るだろう。

以上を踏まえるならば、4 つの出生指標の中では SBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さくなりやすいという本稿の結果は、どのような人口集団にも当てはまるものとはいえないと考えられる。ただし、ASBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が必ずしも小さくならないことや、CWR や GFR のような出生指標を用いることが実績値と推計値との乖離を特に大きくするわけではないことは本稿の結果からも明らかで、Smith and Tayman (2003) の結果とも整合的であった。したがって、本稿の結果が示すのは、出生指標の選択自体が、直ちに推計人口と実際の人口との乖離の大きさを決めるものではないということである。

## 2. 地域別の将来人口推計において望ましい出生指標をどのように考えるのか

地域別の将来人口推計を実施する目的が様々であり、利用可能な統計データにも多様な状況が存在する限り、出生指標の選択のあり方には多様な基準が存在するはずである。推計された人口と実際の人口との乖離が少ないことを推計の評価基準とする場合、これまでみてきたように、どの出生指標が望ましいかを特定することはできない。このことは、出生指標の如何に係わらず、将来の出生指標がどのような値となるかを事前に完璧な形で予測することが不可能であることを考えれば、当然の結果であろう。

そうした中で、ASBR が地域別の将来人口推計に用いる上で望ましい出生指標 (Smith, Tayman and Swanson 2001) とされているのは、ASBR が確率的な指標であるが故に、例えば、国立社会保障・人口問題研究所の全国人口の将来推計 (国立社会保障・人口問題研究所 2012) で作成された出生仮定にみられるように、将来の出生変動を具体

的な数値として合理的に定めやすいからである。したがって、ASBR を用いた望ましい仮定設定のあり方というのは、本稿のように基準期間（年）における全国と都道府県とのASBR の比を一定とするのではなく、地域ごとに独立に出生変動を踏まえて将来のASBR の値を設定することである。

しかしながら、地域人口の将来推計においてこうした仮定設定を実施することが常に望ましいと言えるのかは議論の余地がある。とりわけ、多数の地域を対象として将来人口推計を実施する場合には、地域ごとに複雑な仮定設定の作業が必要となる。このことは、推計された人口と実際の人口との乖離が少なくなるとは必ずしも言えないにもかかわらず、仮定設定のためのモデル構築をはじめとする作業に多くの時間や費用を要し、一貫性に欠ける複雑で理解しにくい仮定設定となりやすく、結果として利用者が活用しにくいものになりかねない。また、将来推計の対象となる地域によっては、利用可能な統計データの制約が大きい場合もある。例えば、2010年の総人口が少ない5市町村の年齢別女性人口と年齢別出生数、年齢別出生率を示した表5にみられるように、人口規模が小さい場合、年齢別出生率の値が不安定になりやすく、なかには値を算出できない年齢階級も存在する。こ

表5 2010年時点の人口規模が最も小さい5村の2010年における年齢別女性人口、年齢別出生数、年齢別出生率

女性人口							
市町村	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
東京都青ヶ島村	1	3	7	3	10	8	6
東京都利島村	1	2	1	17	11	8	8
東京都御蔵島村	1	10	26	18	12	9	8
新潟県粟島浦村	0	5	4	4	1	3	9
高知県大川村	4	6	7	8	3	12	10

年齢別出生数							
市町村	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
東京都青ヶ島村	0	0	1	0	0	0	0
東京都利島村	0	0	0	3	0	0	0
東京都御蔵島村	0	1	4	2	0	1	0
新潟県粟島浦村	0	0	0	2	0	0	0
高知県大川村	0	0	1	1	0	0	0

年齢別出生率							
市町村	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
東京都青ヶ島村	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00
東京都利島村	0.00	0.00	0.00	0.18	0.00	0.00	0.00
東京都御蔵島村	0.00	0.10	0.15	0.11	0.00	0.11	0.00
新潟県粟島浦村	-	0.00	0.00	0.50	0.00	0.00	0.00
高知県大川村	0.00	0.00	0.14	0.13	0.00	0.00	0.00

注1) - は算出不能を表す。

注2) 各村の総人口は青ヶ島村が201、利島村が341、御蔵島村が348、粟島浦村が366、大川村が411である。

資料：国勢調査、人口動態調査



のように、そもそも ASBR を将来人口推計のための出生指標として用いることの有効性が疑わしい状況も現実には存在する<sup>6)</sup>。

地域人口の将来推計において望ましい出生指標は前提無しに定められるものではない。地域人口の将来推計を実施する場合には、利用可能な統計データや指標の安定性、将来推計に期待される条件などを総合的に勘案して定めることが必要になる。本稿でみたように、ASBR ではなく CWR や GFR を利用することが推計人口と実際の人口との乖離を拡大させるものではないことを理解しておくことは、将来人口推計を実施する者と利用する者のいずれにとっても重要である。

## VI. おわりに

本研究は、出生指標の違いが地域人口の将来推計に如何なる影響を及ぼすのかについて、1980～2010年の日本の都道府県別人口を例として明らかにしたものである。検討の対象とした出生指標は年齢別出生率（Age Specific Birth Rate：ASBR）、子ども女性比（Child Woman Ratio：CWR）、総出生率（General Fertility Rate：GFR）、標準化出生率（Standardized Birth Rate：SBR（EU の地域人口推計で採用された出生指標の仮定設定方法））の4指標である。

具体的な検討方法は次のとおりである。コーホート要因法の考え方をを用いて1985年、1990年、1995年を基準年として15年後の男女別年齢5歳階級別人口を算出する推計モデルを作成する。このモデル推計に必要な仮定については、出生仮定以外は実績値を利用し、出生についてのみ上記4指標を用いて仮定設定を行って推計人口を算出し、実績人口と比較する。出生仮定は、いずれの出生指標についても、基準期間（年）における全国と都道府県の比を一定とし、全国の実績値を用いて作成した。作成した推計人口のうち15歳以上人口は実績値と等しくなることから、0-14歳人口（男女計）の推計値と実績値を比較した。

その結果、推計人口と実績人口の乖離が少ない出生指標は、都道府県別にみれば様々なパターンがみられたが、乖離の程度が相対的に小さいのは SBR を用いたケースで、それ以外の3つの指標を用いたケースでは乖離は同程度であった。その要因は、SBR が年齢構造の影響を受けない指標であって、基準期間（年）における全国と都道府県との出生指標の値の比が推計期間中に安定的であったためと考えられる。ただし、SBR の場合に全国と都道府県との出生指標の値の比が安定的であったのは、1つには1980～2010年の都道府県別人口を対象としたためであると考えられた。したがって、SBR を用いたケースで実績値と推計値との乖離が小さくなりやすいという本稿の結果は、どのような人口集団にも当てはまるものとはいえない。したがって、本稿の結果が示すのは、出生指標の選択自体が、直ちに推計人口と実際の人口との乖離の大きさを決めるものではないということである。

---

6) 国立社会保障・人口問題研究所（2004，2009，2013）で出生指標に CWR を利用してきたのは人口規模の小さい市区町村が推計対象に含まれることが大きな理由である。

今後の課題は次の2点である。第1に、市区町村別のデータを用いた検証である。とりわけ人口規模が小さい自治体を対象として本稿と同様の検討をすることである。第2に、ベイズ統計の考え方を用いて地域別の出生率が推定されることがあるが（例えば厚生労働省大臣官房統計情報部 2009）、そのような出生率を地域人口の将来推計に用いた場合に及ぼす影響を検証することである。いずれも今後の課題としたい。

(2014年3月22日査読終了)

## 文献

- 稲葉寿（1988）「多地域人口成長モデルにおけるパラメータ推定問題について」『人口問題研究』187号，pp.29-45.
- 大友篤（1996）『日本の人口移動』大蔵省印刷局
- 川嶋辰彦・大鹿隆・大平純彦・木村文勝（1982）「わが国の地域別年齢階級別将来人口像—ロジャース-ウィルキンソンモデル（IIASA）の応用—」『学習院大学経済論集』第18巻2号，pp.3-69.
- 河邊宏（1982）「地域人口推計をめぐる若干の問題」、『人口問題研究』164号，pp.37-40.
- 小池司朗（2008a）「地域別将来人口推計における純移動率モデルの改良について」『人口問題研究』第64巻1号，pp.21-38.
- 小池司朗（2008b）「地域別将来人口推計における人口移動モデルの比較研究」『人口問題研究』第64巻3号，pp.87-111.
- 小池司朗・西岡八郎・山内昌和・菅桂太（2007）「将来の地域別人口動態に関する考察—「日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）」より—」『人口問題研究』第63巻4号，pp.40-55.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部（2009）『平成15年～平成19年 人口動態保健所・市区町村別統計 人口動態統計特殊報告』
- 国立社会保障・人口問題研究所（2004）『日本の市区町村別将来推計人口—平成12（2000）～42（2030）年—平成15年12月推計』人口問題研究資料第310号
- 国立社会保障・人口問題研究所（2009）『日本の市区町村別将来推計人口—平成17（2005）～47（2035）年—平成20年12月推計』人口問題研究資料第321号
- 国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口—平成23（2011）～72（2060）年—附：参考推計平成73（2061）～122（2110）年 平成24年1月推計』人口問題研究資料第326号
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の地域別将来推計人口—平成22（2010）～52（2040）年—平成25年3月推計』人口問題研究資料第330号
- 南條善治・重松峻夫・吉永一彦（1993）「多地域レスリー行列を用いた47都道府県別将来推計人口の試み」『人口学研究』第16号，pp.35-39.
- 山口喜一編（1990）『人口推計入門』古今書院
- 山内昌和（2006）「Child-Woman Ratio を応用した地域出生力指標の検討—夫婦出生力指標を中心に—」『人口学研究』第38号，pp.99-110.
- 山内昌和（2009）「Child-Woman Ratio を応用した TFR の新たな推定モデル」『人口学研究』第45号，pp.35-44.
- Bogue, D. J., Arriaga, E. E., and Anderton, D. L. eds. (1991) *Readings in Population Research Methodology, Volume3: Fertility Research*, Chicago, Published for the United Nations Population Fund by Social Development Center
- Giannakouris, K. (2010) "Regional population projections EUROPOP2008: Most EU Regions Face Older Population Profile in 2030", *Statistics in Focus* 1/2010 ([http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-SF-10-001/EN/KS-SF-10-001-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-SF-10-001/EN/KS-SF-10-001-EN.PDF))
- Norman, P., Rees, P., and Wohland, P. (2014) "The Use of a New Indirect Method to Estimate Ethnic-group Fertility Rates for Subnational Projections for England", *Population Studies*, vol.68, pp.43-64.

- Smith, S. K. (1987) "Tests of Forecast Accuracy and Bias for County Population Projections", *Journal of American Statistical Association*, vol.82, pp.991-1003.
- Smith, S. K., and Bashir, A. (1990) "A Demographic Analysis of the Population Growth of States, 1950-1980", *Journal of Regional Science*, vol.30, pp.209-227.
- Smith, S. K., and Sincich, T. (1988) "Stability over Time in the Distribution of Population Forecast Errors", *Demography*, vol.25, pp.461-474.
- Smith, S. K., and Tayman, J. (2003) "An Evaluation of Population Projections by Age", *Demography*, vol.40, pp.741-757.
- Smith, S. K., Tayman, J., and Swanson, D. A. (2001) *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, New York, Kluwer Academic.

# An Empirical Analysis of the Effect of Fertility Measurement Choice on Subnational Population Projections: A Case Study of 47 Prefectures in Japan

Masakazu YAMAUCHI

The cohort component method is the most widely used method for making subnational population projections. Under this approach, three components of population change are included: births, deaths, and migration. Of these three components of subnational population projection, many researchers have been concerned with migration projections and their impacts on outcomes, but few studies have considered the fertility and mortality components. The significance of the fertility component regarding subnational population change has increased recently in Japan, because the population in most regions is declining, mainly due to a decrease in birth rates.

Some fertility measurements can be taken when projecting cohort component projection models. In this study, we consider four kinds of fertility measurements—age specific birth rate (ASBR), child woman ratio (CWR), general fertility rate (GFR), and standardized birth rate (SBR)—and investigate how the choice of fertility measurement affects the outcomes of subnational population projections.

We develop four different models of cohort component projections. These models are identical except for the fertility measurement. Actual survival and net-migration rates are used to provide projections of the population aged five years and older. The population below five years is projected by using actual survival and net-migration rates and assumed fertility measurement values. For each fertility measurement, we assume that regional variations from the respective national figure in the base period are stable over the projection period. Using data from the periods 1980–85, 1985–90, and 1990–95, we used these models to produce 15-year population projections in five-year age groups for 2000, 2005, and 2010 for each of 47 prefectures in Japan.

The 0–14 age group population from these projections is compared with the census counts for 2000, 2005, and 2010. The smallest difference emerged from the model using the standardized birth rate and census count. Among the other three models, the identified differences were similar to each other. The standardized birth rate model performed strongly because the regional variation in fertility measured by the standardized birth rate was the most stable from the base period to the projection period. On theoretical grounds, we cannot specify which measurement provides the most stable trends for future regional variation in fertility. Accordingly, if regional fertility patterns and trends were considerably different to those of the population that we used in this study, the performance of the model using the standardized birth rate could have been worse than it would have been had we used another fertility measurement. Instead, this study shows that the choice of fertility measurement did not directly affect the outcome of subnational population projections.