

## 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 —

小池司朗・西岡八郎・山内昌和・菅桂太

### 1. はじめに

都道府県別の将来推計人口は、地域計画の施策立案や地域の行政需要を見通すための基礎となる資料のひとつである。特に近年においては全国レベルでの人口減少時代の到来、および急速な少子高齢化の進展などにより、地域別の将来推計人口に対する注目度は高まっている。

平成19（2007）年5月、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）は、平成17（2005）年の国勢調査人口を基準とした「日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）」（以下、本推計）を公表した。本推計の利用用途は様々に考えられるが、都道府県別の少子高齢化が将来どの程度まで進行するのか、という点は現時点における最大の関心事であろう。推計結果の分析からは、一層の少子高齢化は各地域に共通する現象であるものの、その程度は都道府県によって異なることが明らかになった。むしろ推計結果を年次別に観察するだけでも多くの知見が得られるが、推計結果を正確に解釈するには、推計期間中の人口動態（出生・死亡・移動）に注目する必要がある。推計値は将来の人口動態によって変化するが、本推計においてこれらの人口動態は、後述する都道府県別の基準人口（または推計人口）と仮定値（人口動態率）から求められる。基準人口は過去の人口動態の蓄積によって形成されており、都道府県によって多様な人口構造がみられる。一方、人口動態率はそれぞれ年齢別に特徴的なパターンを持つ。出生は20～30歳代の女性から多く発生し、死亡は高年齢ほどリスクが高く、移動は10歳代後半～30歳代前半に多く集中するといった具合である。したがって人口動態は、都道府県別の人口構造と人口動態率の男女年齢プロファイルの組み合わせによって変化していくと考えることができ、都道府県によって様々な動態的变化が観察される。

本稿ではこうした人口構造と人口動態との関係に着目し、主に本推計の推計結果を利用した2つの分析を行う。第一に、老年人口（65歳以上人口）変化の人口学的メカニズムについて論じる。いわゆる「団塊の世代」が2010年代前半に老年人口に加わることになるが、その都道府県別の分布が今後の高齢化にどのような影響を及ぼすか、死亡数はどのように変化するか、さらに人口移動はどの程度老年人口を変化させるか、などといった点を明らかにする。第二に、人口移動が出生数の分布に与える影響について考察する。若年層の人口移動は次世代以降の出生数の分布を変化させるという意味で将来人口には多重の影響力を持つが、参考推計（封鎖人口を仮定した将来推計人口）等も利用してその程度を定量的

に明らかにする。以上の分析により、地域別の少子高齢化の人口学的要因をより多角的に捉えることができるようになるであろう。

具体的な分析手順等に入る前に、以下ではまず本推計の推計手法の概要について簡単に述べることにする。

## 2. 社人研推計の手法の概要

本推計においては、従来の都道府県別推計と同様、コーホート要因法を用いている。この方法は、ある年次の男女年齢別人口を基準とし、そこに推計期間中の出生率や生残率、純移動率などといった人口動態率に関する仮定値を設定することによって、将来人口を推計する手法である。コーホート要因法の応用例は多いが、いずれも人口変化を出生・死亡・移動に分解して推計を行う点に特徴があり、人口学的に明快であるという性格から、世界的にも最もポピュラーな推計手法といえる。本推計では、平成17年国勢調査による都道府県別、男女5歳階級別人口（年齢不詳按分済）を基準人口とし、(1)将来の女子年齢別出生率、(2)将来の男女年齢別生残率、(3)将来の男女年齢別純移動率、(4)将来の出生性比、という4種類の仮定値を利用して推計を行った。なお、各都道府県別に将来人口の推計値を求めた後、男女・年齢別推計人口の全都道府県の合計が、「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」（以下、全国推計）の値と合致するよう一律補正を行い、これを最終の推計結果とした。

各仮定値の設定方法の概要は次の通りである。まず出生率については平成12（2000）年～平成17（2005）年において全国と各都道府県との間で相対的較差（比）をとり、15～34歳については相対的較差を一定としたが、35～49歳では相対的較差が直線的に縮小すると仮定した。出生率の仮定値は、仮定された相対的較差に、全国推計で設定されている出生率の仮定値を乗じることによって求められる。生残率については出生率と同様に全国と各都道府県との間で平成12（2000）年～平成17（2005）年の相対的較差をとったうえで、すべての年齢階級において相対的較差は直線的に縮小すると仮定した。生残率の仮定値は、仮定された相対的較差に、全国推計で設定されている生残率の仮定値を乗じることによって求められる。純移動率については近年の人口移動の縮小傾向が当面は継続すると判断し、平成12（2000）年～平成17（2005）年の純移動率を $x$ とした場合、平成22（2010）年～平成27（2015）年の純移動率を $0.7x$ と縮小させ、この間の純移動率は直線的に変化すると仮定した。一方平成27（2015）年～平成32（2020）年以降については人口移動の見通しが困難であるため、平成22（2010）年～平成27（2015）年の純移動率 $0.7x$ が一定のまま変化しないと仮定した。出生性比については、全国推計と同じ値（105.4）を全都道府県に適用した。

なお都道府県別推計では、参考推計として封鎖人口を仮定した将来推計人口も公表している。これは、4種類の仮定値のうち出生率・生残率・出生性比については上記で設定された値を用いるが、純移動率のみすべて0とした場合の推計値である。推計プロセスは本推計と全く同様であり、全国推計の値と合致するよう一律補正を行った値を最終的な推計

結果としている<sup>1)</sup>。

推計結果については紙面の都合上割愛する。詳しくは国立社会保障・人口問題研究所(2007)および社人研のホームページ等を参照されたい。

### 3. 老年人口変化の人口学的メカニズム

地域別の高齢化問題を取り扱った研究は多岐にわたるが、地域横断的な観点から詳細な分析が行われた事例はきわめて少ない。都道府県別の老年人口割合の変化について人口学的要因の観点からとらえた研究では石川(2002)が注目されるが、将来の推計人口データに適用した分析は見当たらない。

本節では、都道府県別将来推計人口の結果を利用して、今後30年間の老年人口変化の人口学的メカニズムについて明らかにする。以下ではまず、老年人口を変化させる要因について触れた後、分析結果について述べる。

#### 3-1. 老年人口変化の要因分解

期間中の老年人口を変化させる要因を大別すると、次の3つを考えることができる。

第一に、老年人口は期間中に65歳を迎えた人口の分だけ増加する。人口移動がないと仮定した場合(封鎖人口の場合)、基準時点(2005年)において35~64歳である人は65歳までに死亡しない限り、推計期間中(2035年まで)に必ず現住都道府県の老年人口となる。たとえば、2005年において45~49歳である人は65歳までに死亡しない限り、2020~2025年の期間中に必ず65歳以上を迎えることとなる。その意味で、基準時点における都道府県別35~64歳の人口構造は、当該都道府県の老年人口の動きを相当程度規定していると考えられる。そこで、任意の期間について参考推計における期末65~69歳の人口を、人口構造的な老年人口増加要因(以下、「構造」とした)。

第二に、人口移動による要因が考えられる。第一の「構造」要因による老年人口変化は、都道府県間の人口移動によって影響を受ける。上記のように本推計では、人口移動の仮定は純移動率の仮定値によって設定されており、(都道府県別の基準時点での人口構造にもよるが)35歳以上男女における純移動率にプラスの傾向が強ければ「構造」要因以上に老年人口は増加し、逆にマイナスの傾向が強ければ「構造」要因による老年人口増加は抑制されることになる。具体的には、本推計における期首老年人口から期末老年人口への変化量と、参考推計における期首老年人口から期末老年人口への変化量との差を人口移動による要因(以下、「移動」とした)。

第三に、老年人口は期間中の死亡数の分だけ減少する。一般に、人口が高齢化するほど死亡のリスクは高くなり、死亡数は増加する。ここでは、本推計における期間中の老年人口全体の変化量から、第一の「構造」要因と第二の「移動」要因を差し引いた値を死亡による減少分(以下、「死亡」とした)。

---

1) 全国推計との整合性を保つ一律補正により、国際人口移動の影響を受けることになるため、本来の封鎖人口とは若干異なる点に注意が必要である。

本推計と参考推計の結果を利用して、都道府県別・推計期間別に老年人口を変化させる上記3要因の数量を算出し、分析を行った。

### 3-2. 結果と考察

まず、平成17(2005)年～平成22(2010)年について、期首(2005年)の老年人口に対する上記3要因の増減数の割合を算出した(図1)。当期間では全都道府県において老年人口の増加がみられるが、その要因は、期間中に65歳に達する人口(「構造」)が期間中の死亡数(「死亡」)を上回るためである。人口移動による影響(「移動」)は小さく、プラスの最大は千葉県の+1.2%、マイナスの最大は福井県の-0.8%であった。大都市圏においては「構造」の割合が高い反面、「死亡」の割合は低いため、老年人口増加率は高い。一方、非大都市圏においてはこれと逆の傾向が認められる。都道府県別にみれば、最高の埼玉県(+26.6%)から最低の鹿児島県(+3.0%)まで、差は大きく開いている。

続いて、推計最終期間である平成42(2030)年～平成47(2035)年について、期首(2030年)の老年人口に対する要因別増減数の割合を図2に示した。各県とも老年人口増加率は大幅に低下し、29道県では減少に転じている。これは、「死亡」が増加基調である反面、「構造」が多くの県において減少傾向となるためである。「移動」による影響は依然として小さいが、プラスの最大である東京都では平成17(2005)年～平成22(2010)年の+0.5%から+1.2%へと増大している。平成42(2030)年～平成47(2035)年にかけては基準時点において35～39歳の人口が65歳に達するが、30～40歳代における転入超過率の高さが老年人口の増加に多少寄与する形となっている。一方マイナスの最大は大阪府(-1.0%)であった。大阪府では東京都とは逆に30～40歳代における転出超過率の高さが老年人口の増加をわずかながら抑制している。全体の増減率では最高が東京都(+8.0%)、最低が秋田県(-5.4%)となっており、平成17(2005)年～平成22(2010)年と比較すると、レンジは狭くなっている。

次に、平成42(2030)年～平成47(2035)年における増減率が最大の東京都と秋田県を例に、期間別老年人口変化を詳細にみてみよう。平成17(2005)年と平成47(2035)年の老年人口割合を比較すると、東京都がそれぞれ20.6%と33.9%(+13.3%)、秋田県がそれぞれ26.9%と41.0%(+14.1%)となっており、割合の変化に大きな差はないが、実数の変化の内訳は大きく異なる。まず、東京都における期間別変化を図3-1に示した。本図によると「死亡」は単調増加するのに対し、「構造」は増減を繰り返しているが、これはそれぞれの期間に老年人口となる世代の規模が反映された結果である。東京都では特に「団塊の世代」以降の人口シェアが増大しており、死亡数が大幅に増加する一方で、推計期間においては常に「構造」が「死亡」を上回る状況となっているため、老年人口は増加を続ける。これに対し秋田県では(図3-2)、「団塊の世代」が含まれる世代が老年人口となる平成22(2010)年～平成27(2015)年にかけて老年人口は増加するが、その後増加幅は縮小し、平成32(2020)年～平成37(2025)年に減少に転じた後は減少幅が拡大する。「団塊の世代」より若い世代の人口規模は一貫して縮小するため、平成32(2020)年～平



図1 老年人口変化要因の期首老年人口に対する割合（2005年→2010年）

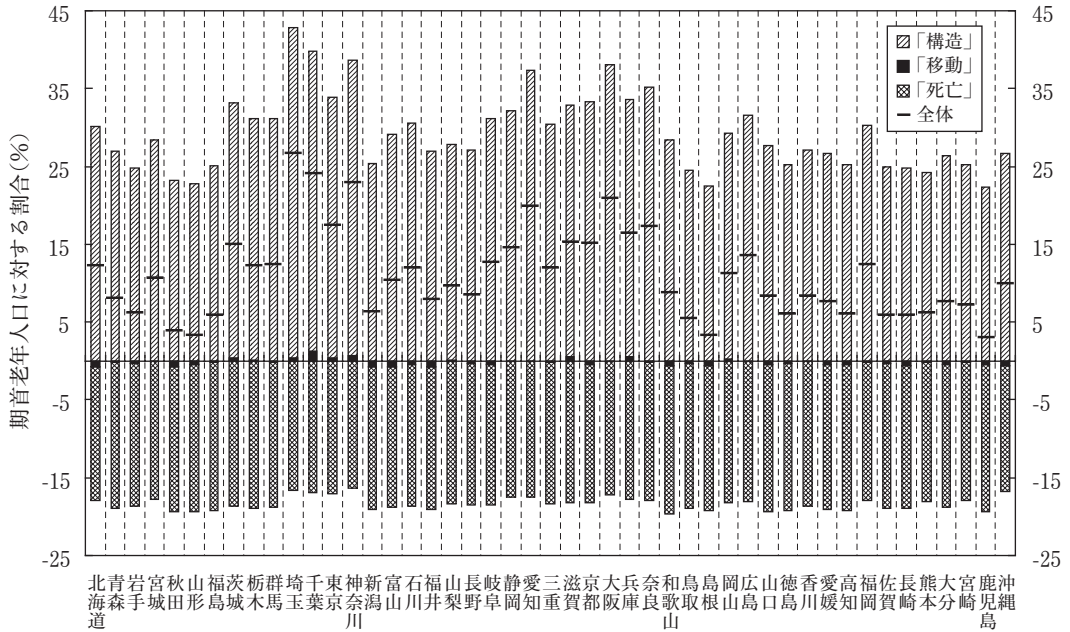


図2 老年人口変化要因の期首老年人口に対する割合（2030年→2035年）

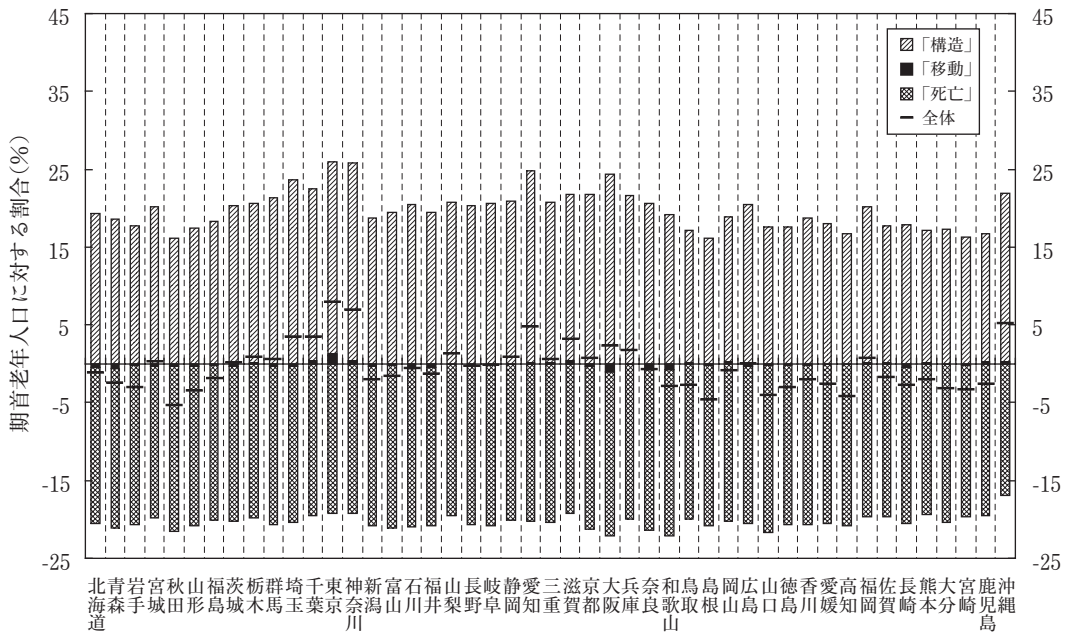


図3-1 推計期間別、要因別老年人口の変化量（東京都）

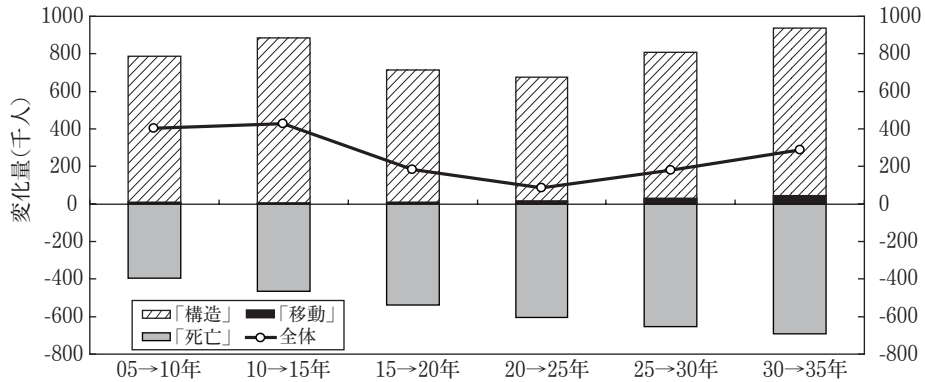
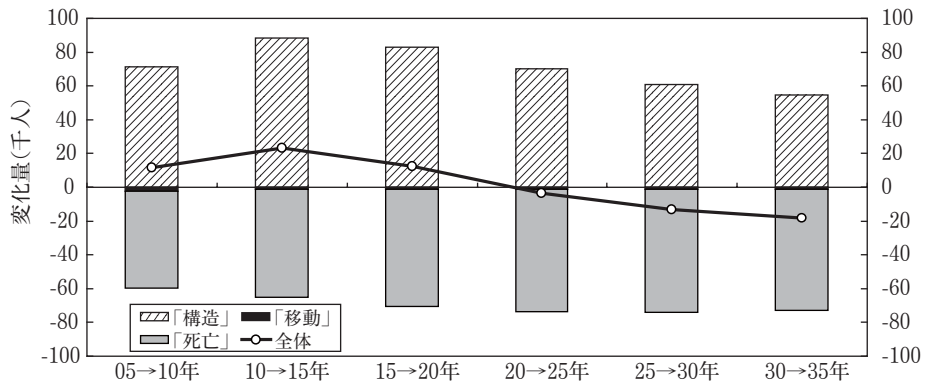


図3-2 推計期間別、要因別老年人口の変化量（秋田県）



成37（2025）年以降は、「構造」が「死亡」を下回る結果となる。東京都とは対照的に死亡数の増加も限定的であり、平成37（2025）年～平成42（2030）年以後は減少に転じる。「移動」による減少はわずかで、老年人口変化の全体的な趨勢に及ぼす影響は小さい。

推計結果における老年人口割合の変化からは、各都道府県でほぼ一様に高齢化が進行するように見えるが、人口動態的な観点から分析すると、高齢化のパターンは地域別に大きく異なるのである。

#### 4. 人口移動による出生数分布の変化

人口減少時代の到来を受けて、全国的には出生率の動向が大きな注目を集めているが、地域別にみれば人口変化の主たる要因は人口移動である。特に若年層の人口移動は、非常に大きな影響力を持つ。すなわち若年層が転出した地域では、転出人口による減少のみならず、転出者から出生する次世代の人口も失うことになる。逆に若年層が転入する地域では、転入人口による増加のみならず、転入者から出生する次世代の人口も得ることになる。転入者が子が当該地域に住み続ければ、転入者の孫世代も当該地域の人口となる可能性が

高い。こうして若年層の人口移動は、地域別の将来人口に多重の影響力を持つに至る。このような人口移動と出生との関係の重要性については以前より指摘されてきたが（たとえば、上田 1964）、実際に人口移動によってどの程度出生数の分布が変化するかに関する定量的分析は、管見の限りこれまで行われていない。以下では本推計や参考推計のデータ等を利用し、人口移動が出生数分布の変化に及ぼす影響について定量的に検証する<sup>2)</sup>。

#### 4-1. 本推計における出生数の算出

具体的な分析に入る前に、本推計での出生数の算出方法について述べる。本推計では、推計期間中（ $t \sim t+5$ 年）の5年間出生数を次式により算出している。

$$B_i^t = \sum_{x=15}^{45} \left( \frac{P(x)_i^t + P(x)_i^{t+5}}{2} \right) \times f(x)_i^t \times 5 \quad \dots\dots\dots (1)$$

ここに、 $B_i^t$ ：都道府県*i*の $t \sim t+5$ 年期間出生数、 $f(x)_i^t$ ：都道府県*i*の $x \sim x+4$ 歳女子の $t \sim t+5$ 年出生率仮定値、 $P(x)_i^t$ ：都道府県*i*の $t$ 年 $x \sim x+4$ 歳女子人口（期首人口）、 $P(x)_i^{t+5}$ ：都道府県*i*の $t+5$ 年 $x \sim x+4$ 歳女子人口（期末人口）である。

期間を代表する女子年齢別人口として求められる期首人口と期末人口の平均値に期間出生率の仮定値を乗じて当該年齢階級の女子人口からの1年間出生数を求め、それを5倍して5年間の出生数とする。この値を15～19歳から45～49歳まで足し上げた値が期間中の出生数となる。

#### 4-2. 人口移動が出生数に及ぼす影響（短期的な影響と長期的な影響）

人口移動が出生数に及ぼす影響には、期間中の出生数分布を変化させる短期的な影響のほか、人口移動によってもたらされる人口構造の変化を通して後年の出生数分布を変化させる長期的な影響が含まれる。以下、これらについて図を交えて説明する。

まず短期的な影響について示したのが図4である。ある時点 $t$ 年の $x \sim x+4$ 歳女子人口を基準人口とし、5年後 $t+5$ 年にかけて封鎖人口を仮定した場合（①）と人口移動を仮定した場合（②）で、 $x \sim x+4$ 歳女子人口からの出生数を考える。 $t$ 年の基準人口は同じであるが、人口移動の有無によって $t+5$ 年の $x \sim x+4$ 歳女子人口（期末人口）は①と②の間で異なり、したがって(1)式から算出される期間出生数も異なる。当該地域における期末 $x \sim x+4$ 歳女子人口が転入超過の場合、転入超過人口からの出生数の分だけ封鎖人口を仮定した場合よりも $x \sim x+4$ 歳女子人口からの出生数は多くなる。転出超過の場合は、逆に転出超過人口からの出生数の分だけ封鎖人口を仮定した場合よりも出生数は少なくなる。これらは、5年間の人口移動がすかさず同じ期間中の出生数分布を変化させるという意味で、短期的な影響ととらえることができる。

2) 本節での都道府県別出生数の算出には、すべて本推計において設定されている都道府県別・女子年齢別の出生率仮定値を利用する。すなわち小池（2006）で論じているような、同一地域内における移動者（Migrants）と滞留者（Stayers）の出生率の違いや人口移動がもたらす出生率の変化は考慮していない。

一方、長期的な影響について示したのが図5である。同じくt年のx～x+4歳女子人口を基準人口とし、10年後のt+10年まで封鎖人口を仮定した場合(①)とt～t+5年は人口移動を仮定するがt+5～t+10年は封鎖人口を仮定した場合(②)のx～x+4歳女子人口からの出生数を考える。まずt～t+5年における両者の出生数の差は、前述の短期的な影響によるものである。一方t+5～t+10年は両者とも封鎖人口を仮定しているが、t～t+5年からの出生数の変化はそれぞれ異なる。これは、t～t+5年の5年間で人口移動を仮定した場合と封鎖人口を仮定した場合でt+5年の人口構造が異なるためであり、t+5年以降ともに封鎖人口を仮定しても、t～t+5年の5年間の人口移動の有無によって引き起こされる人口構造の違いは、t+5年以降の出生数変化に継続的な差をもたらすことになる。この差は、ある期間の人口移動がその後の期間の出生数分布を変化させるという意味で、長期的な影響ととらえることができる。

こうした考え方を本推計の推計期間である平成17(2005)年～平成47(2035)年に適用

図4 短期的な影響

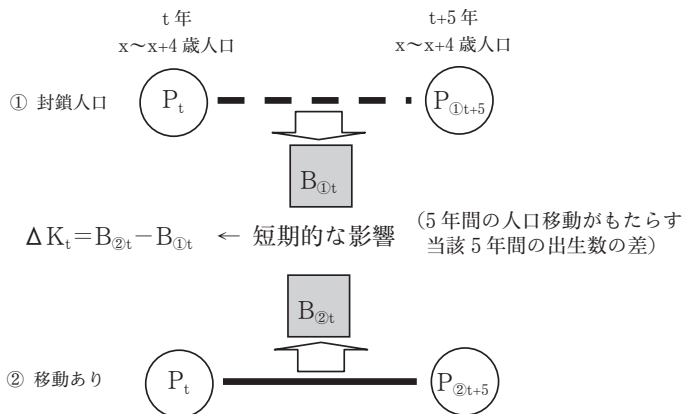


図5 長期的な影響

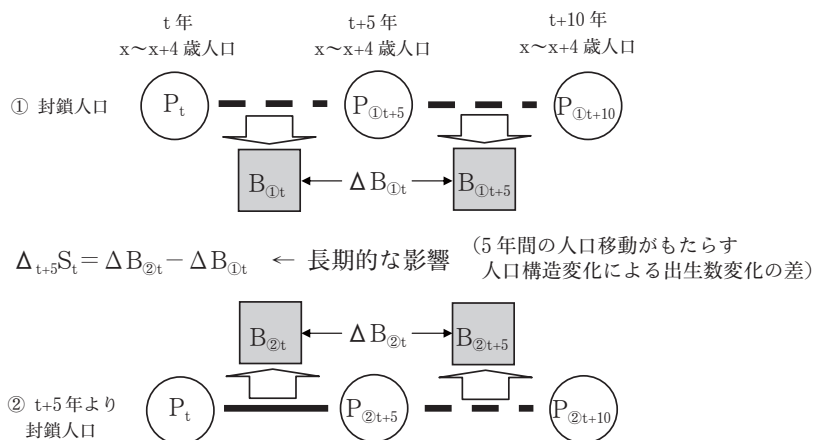




図6 人口移動による出生数変化の要因分解

推計パターン	05～10年 出生数	10～15年 出生数	15～20年 出生数	20～25年 出生数	25～30年 出生数	30～35年 出生数
① 参考推計	$B_{①05}$	$B_{①10}$	$B_{①15}$	$B_{①20}$	$B_{①25}$	$B_{①30}$
05～10年移動 による影響	$\Delta K_{05}$	$\Delta_{05}S_{10}$	$\Delta_{05}S_{15}$	$\Delta_{05}S_{20}$	$\Delta_{05}S_{25}$	$\Delta_{05}S_{30}$
② 10年より封鎖	$B_{②05}$	$B_{②10}$	$B_{②15}$	$B_{②20}$	$B_{②25}$	$B_{②30}$
10～15年移動 による影響		$\Delta K_{10}$	$\Delta_{10}S_{15}$	$\Delta_{10}S_{20}$	$\Delta_{10}S_{25}$	$\Delta_{10}S_{30}$
③ 15年より封鎖	$B_{③05}$	$B_{③10}$	$B_{③15}$	$B_{③20}$	$B_{③25}$	$B_{③30}$
15～20年移動 による影響			$\Delta K_{15}$	$\Delta_{15}S_{20}$	$\Delta_{15}S_{25}$	$\Delta_{15}S_{30}$
④ 20年より封鎖	$B_{④05}$	$B_{④10}$	$B_{④15}$	$B_{④20}$	$B_{④25}$	$B_{④30}$
20～25年移動 による影響				$\Delta K_{20}$	$\Delta_{20}S_{25}$	$\Delta_{20}S_{30}$
⑤ 25年より封鎖	$B_{⑤05}$	$B_{⑤10}$	$B_{⑤15}$	$B_{⑤20}$	$B_{⑤25}$	$B_{⑤30}$
25～30年移動 による影響					$\Delta K_{25}$	$\Delta_{25}S_{30}$
⑥ 30年より封鎖	$B_{⑥05}$	$B_{⑥10}$	$B_{⑥15}$	$B_{⑥20}$	$B_{⑥25}$	$B_{⑥30}$
30～35年移動 による影響						$\Delta K_{30}$
⑦ 本推計	$B_{⑦05}$	$B_{⑦10}$	$B_{⑦15}$	$B_{⑦20}$	$B_{⑦25}$	$B_{⑦30}$

$$B_{⑦30} - B_{①30} = \frac{\sum \Delta K_t}{\text{短期的影響の合計}} + \frac{\sum \Delta_{t1}S_{t2}}{\text{長期的影響の合計}}$$

すると、図6のようになる。本推計（⑦）と参考推計（封鎖人口：①）のほか、推計途中年次から封鎖人口を仮定した推計（②～⑥）を行い、15～49歳のすべての年齢について出生数の差を上述の短期的な影響と長期的な影響に分解して求める。最終期間となる平成42（2030）年～平成47（2035）年における本推計の出生数を $B_{⑦30}$ 、同じ期間の封鎖人口の出生数を $B_{①30}$ とすれば、両者の差（ $B_{⑦30} - B_{①30}$ ）は、すべての期間における短期的な影響（ $\sum \Delta K_t$ ）と長期的な影響（ $\sum \Delta_{t1}S_{t2}$ ）の和によって算出される<sup>3)</sup>。

### 4-3. 分析結果

まず、本推計と参考推計との間で平成42（2030）年～平成47（2035）年の出生数を比較し、参考推計の出生数を100.0とした場合の本推計の出生数（指数）を算出した結果が図7である。全体として大都市圏における指数が高く、非大都市圏では低い。最も指数が高いのは東京都（144.7）であり、実数の差では約10万7千人にのぼる。一方最も指数が低いのは秋田県（75.7）であった。このように、人口移動が出生数の分布に大きな影響を及ぼすことは定量的にも明らかである。

続いて、本推計と参考推計における平成42（2030）年～平成47（2035）年の出生数の差を4-2で求めた短期的な影響と長期的な影響に要因分解した結果が図8である。本図に

3) 2節で述べたように、本推計では純移動率を途中期間まで縮小し、以後一定とする仮定を置いていることから、短期的な影響は推計期間中ほぼ直線的に増加または減少する。また長期的な影響は本来すべての期間に存在するが、ここでは平成17（2005）年以降において人口移動の有無を仮定しているため、平成17（2005）年～平成22（2010）年では短期的な影響のみとなる。

図7 本推計の出生数指数（2030～2035年：封鎖人口出生数=100.0）

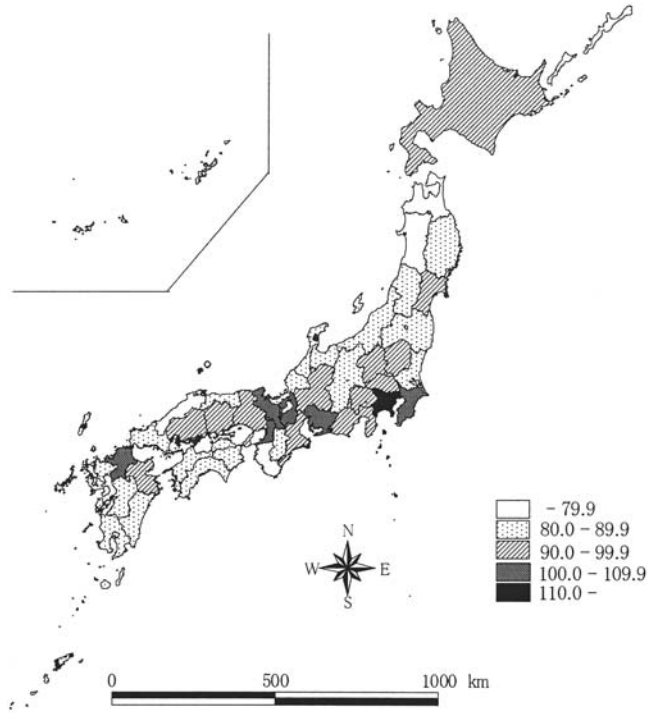
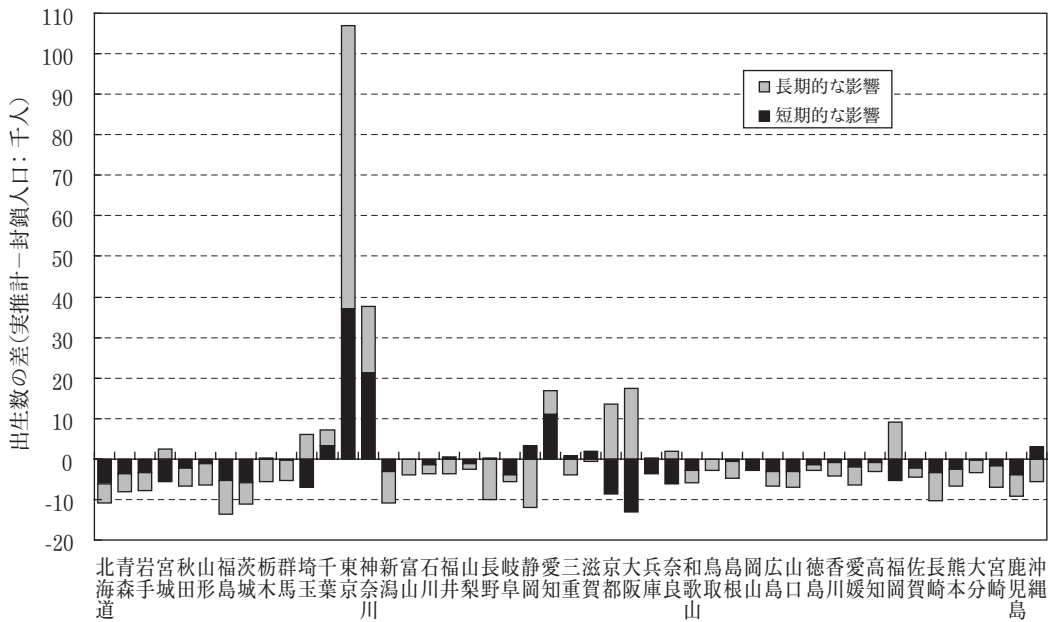


図8 要因別出生数の差（2030～2035年：本推計－参考推計）



よれば、人口移動が出生数変化に及ぼす短期的な影響と長期的な影響の符号は必ずしも一致せず、都道府県ごとに様々な傾向が認められる。

双方の影響がプラスなのは、東京都・千葉県・神奈川県・愛知県のいずれも大都市圏に属する4都県である。これらの都県においては若年層で軒並み転入超過になっており、他地域と比較して常に出生に有利な人口構造を持つことになる。したがって出生率は相対的に低くとも全体として少子化進行のペースは比較的緩やかである。短期的な影響がマイナス・長期的な影響がプラスとなっているのは、宮城県・京都府・大阪府・福岡県など7府県である。これらの府県では概ね20歳代後半～30歳代にかけての年齢層では転出超過である反面、10歳代～20歳代前半にかけては逆に転入超過となっている。すなわち、最も出生率が高い年齢層では転出超過であるため短期的な影響はマイナスとなるが、それよりも若い世代で転入超過であることが後年の出生数確保につながり、長期的な影響はプラスとなる。高校・大学の多い地域や地方中核都市を持つ地域などが本類型に当てはまる。逆に短期的な影響がプラス・長期的な影響がマイナスとなっているのは、長野県・静岡県・滋賀県・沖縄県など8県である。これらは、20歳代後半～30歳代にかけての年齢層では概ね転入超過である反面、10歳代～20歳代前半にかけては逆に転出超過となっている県である。大都市圏のベッドタウンとなっている地域やU・Iターンの多い地域などが本類型に当てはまる。また双方の影響がマイナスなのは、上記以外の28道県である。これらの地域では若年層の継続的な転出超過によって出生には不利な人口構造が形成され、少子化に拍車がかかることになる。

このように人口移動による出生数の変化を要因分解することにより、地域別の人口移動と出生との関連がより鮮明になった。上記4パターンの代表例として、東京都・京都府・沖縄県・北海道について、各期間における本推計と封鎖人口の間の出生数の差を要因分解した結果を図9-1～図9-4に示す。

#### 4-4. 人口移動が出生数に及ぼす影響の出生率への換算

上記から、人口移動は短期的な影響と長期的な影響を通じて出生数の分布を大きく変化させることが示された。では、人口移動によって引き起こされる出生数の変化は、出生率の変化に換算するとどの程度になるのであろうか。この点を明らかにするために、特定のコーホートについて封鎖人口を仮定した推計を行って当該コーホートからの出生数を本推計との間で比較するとともに、封鎖人口において本推計の出生数を得るための仮想コーホート出生率を算出し、実際コーホート出生率との差を求める。ここでは平成17(2005)年時点で10～14歳のコーホートを選び、当該男女のコーホートについて平成47(2035)年まで封鎖人口を仮定した推計を行い、30年間の出生数を算出した。基準時点における10～14歳のコーホートを選定したのは、高校進学前の人口移動が少ない年齢層であり、その後の人口移動と出生数分布との関係がもっともよくとらえられると考えたためである。

上記の実際コーホート出生率は、仮定されている期間出生率のなかで、当該コーホートが通過する部分の出生率を平成47(2035)年まで足し上げ、その値を5/2倍することに

図9-1 要因分解結果：東京都

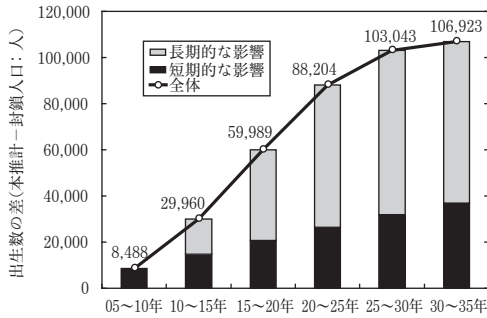


図9-2 要因分解結果：京都府

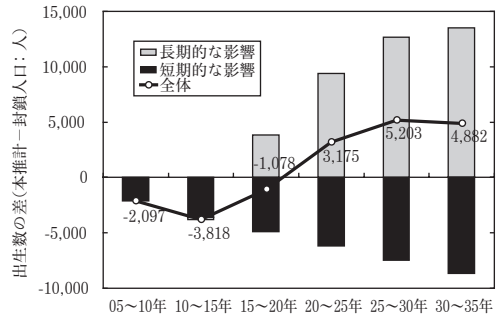


図9-3 要因分解結果：沖縄県

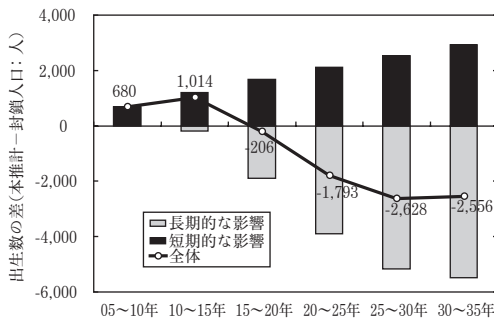
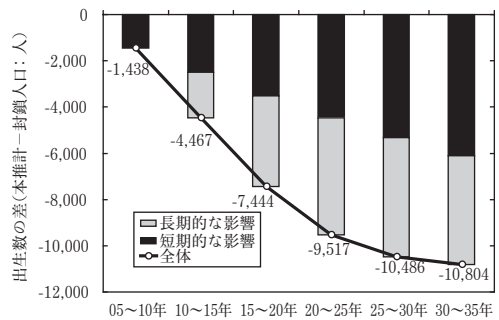


図9-4 要因分解結果：北海道



よって求められる(図10)。一方仮想コホート出生率は、当該コホートが通過する部分の期間出生率(図10のハッチ部分)を、「本推計での期間出生数×1/2÷期首または期末の封鎖女子人口」として求め、これを平成47(2035)年まで足し上げた値とする。本推計での期間出生数は、封鎖人口での出生数に人口移動による出生数の変化を加えた値であり、人口移動による出生数の変化を加えなければ上式は実際コホート出生率と同じ値になる。したがって、仮想コホート出生率と実際コホートとの差が、人口移動による出生数の変化を出生率に換算した値と考えることができる。

まず、封鎖人口からの平成47(2035)年までの30年間出生数を本推計における当該コホートからの30年間出生数と比較し、封鎖人口からの出生数を100.0とした指数で示したのが図11である。本図は図7とほぼ同様のパターンを呈し、大都市圏では本推計における出生数のほうが多く、最大の東京都では封鎖人口の出生数と比較して45%以上増加する。高校・大学進学のための転入が多いとみられる京都府も前述の長期的な影響がプラスに作用し、本推計の出生数が封鎖人口のそれを大きく上回っている。一方で非大都市圏においては封鎖人口の出生数のほうが多く、コホートでみても人口移動によって出生数を減らしている。特に、青森県・秋田県・和歌山県・島根県・長崎県では封鎖人口の出生数と比較して20%以上の減少となる。

当該コホートについて、女子5歳階級別出生率の仮定値から求めた平成47(2035)年

図10 実際コーホート出生率の算出

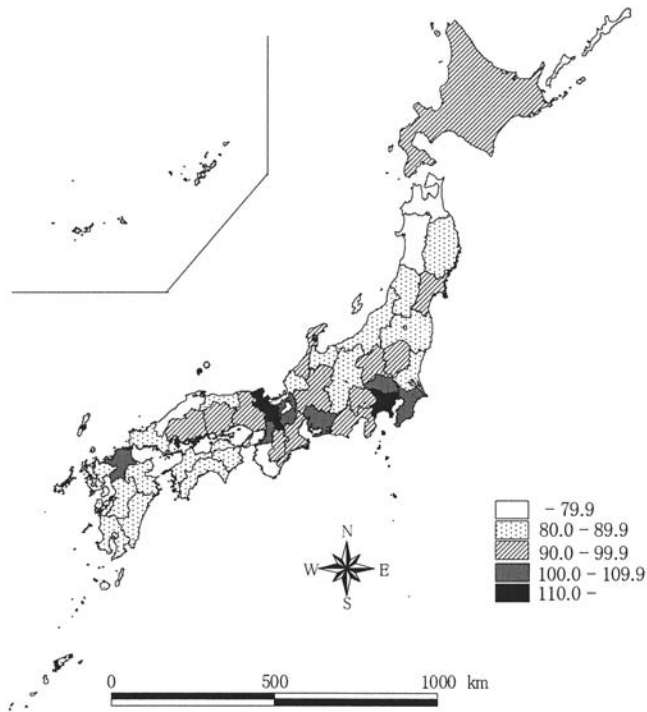
年齢	05年	05～10 出生率	10年	10～15 出生率	15年	15～20 出生率	20年	20～25 出生率	25年	25～30 出生率	30年	30～35 出生率	35年
10～14歳	8		9		10		11		12		13		14
15～19歳	7	${}_{05}f_{15}$	8	${}_{10}f_{15}$	9	${}_{15}f_{15}$	10	${}_{20}f_{15}$	11	${}_{25}f_{15}$	12	${}_{30}f_{15}$	13
20～24歳	6	${}_{05}f_{20}$	7	${}_{10}f_{20}$	8	${}_{15}f_{20}$	9	${}_{20}f_{20}$	10	${}_{25}f_{20}$	11	${}_{30}f_{20}$	12
25～29歳	5	${}_{05}f_{25}$	6	${}_{10}f_{25}$	7	${}_{15}f_{25}$	8	${}_{20}f_{25}$	9	${}_{25}f_{25}$	10	${}_{30}f_{25}$	11
30～34歳	4	${}_{05}f_{30}$	5	${}_{10}f_{30}$	6	${}_{15}f_{30}$	7	${}_{20}f_{30}$	8	${}_{25}f_{30}$	9	${}_{30}f_{30}$	10
35～39歳	3	${}_{05}f_{35}$	4	${}_{10}f_{35}$	5	${}_{15}f_{35}$	6	${}_{20}f_{35}$	7	${}_{25}f_{35}$	8	${}_{30}f_{35}$	9
40～44歳	2	${}_{05}f_{40}$	3	${}_{10}f_{40}$	4	${}_{15}f_{40}$	5	${}_{20}f_{40}$	6	${}_{25}f_{40}$	7	${}_{30}f_{40}$	8
45～49歳	1	${}_{05}f_{45}$	2	${}_{10}f_{45}$	3	${}_{15}f_{45}$	4	${}_{20}f_{45}$	5	${}_{25}f_{45}$	6	${}_{30}f_{45}$	7

注：数字はコーホートを表す（「8」のコーホートが分析対象）。

実際コーホート出生率 =

$$(\mathit{{}_{05}f_{15}} + \mathit{{}_{10}f_{15}} + \mathit{{}_{10}f_{20}} + \mathit{{}_{15}f_{20}} + \mathit{{}_{15}f_{25}} + \mathit{{}_{20}f_{25}} + \mathit{{}_{20}f_{30}} + \mathit{{}_{25}f_{30}} + \mathit{{}_{25}f_{35}} + \mathit{{}_{30}f_{35}} + \mathit{{}_{30}f_{40}}) \times 5/2$$

図11 2005年10～14歳コーホートの本推計出生数指数  
(2005～2035年：封鎖人口出生数=100.0)



までの実際コーホート出生率と、本推計と参考推計の結果を利用して求めた仮想コーホート出生率を、それぞれ図12と図13に示した。当該コーホートは平成47（2035）年には40～44歳に達しているため、これらの図の値はほぼ完結出生率となる。図14は、図13から図12を引いた値であり、上記のように人口移動による出生数変化を出生率の変化に換算した値



図12 2005年10～14歳コーホートの2035年までの実際コーホート出生率

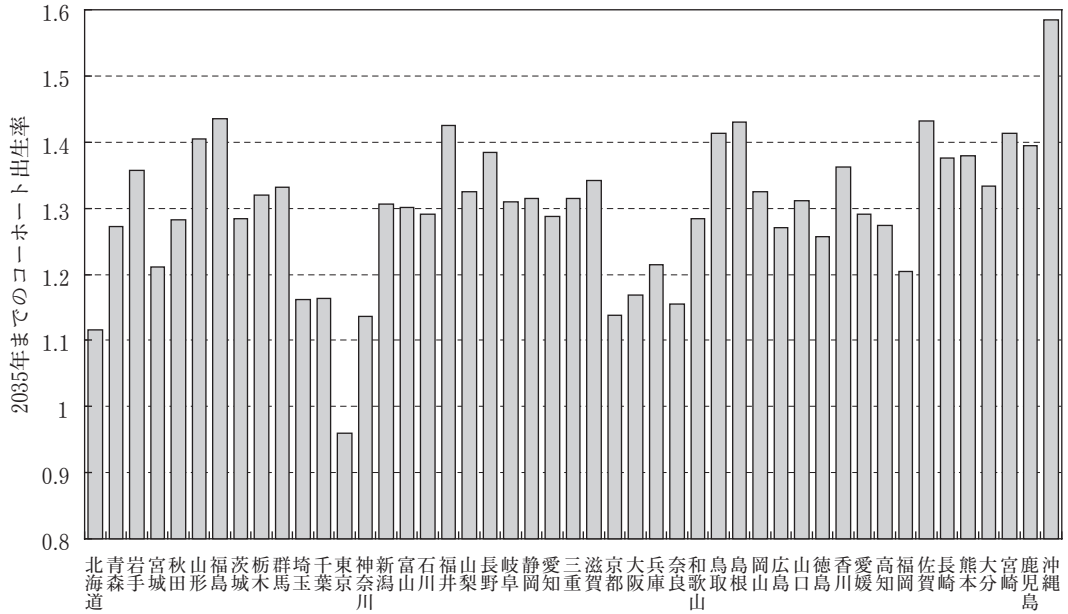


図13 2005年10～14歳コーホートの2035年までの仮想コーホート出生率

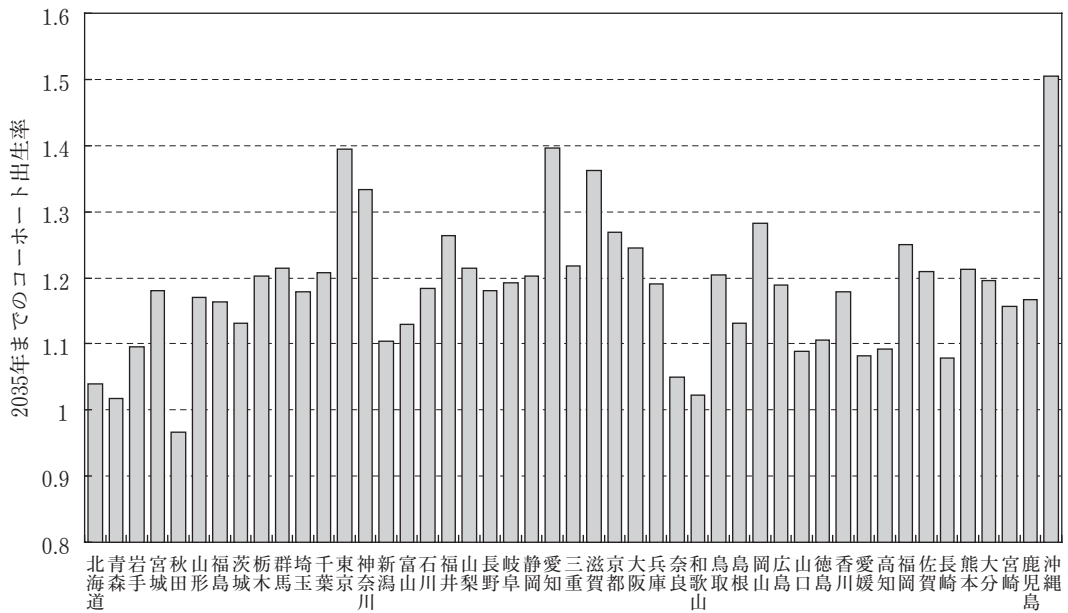
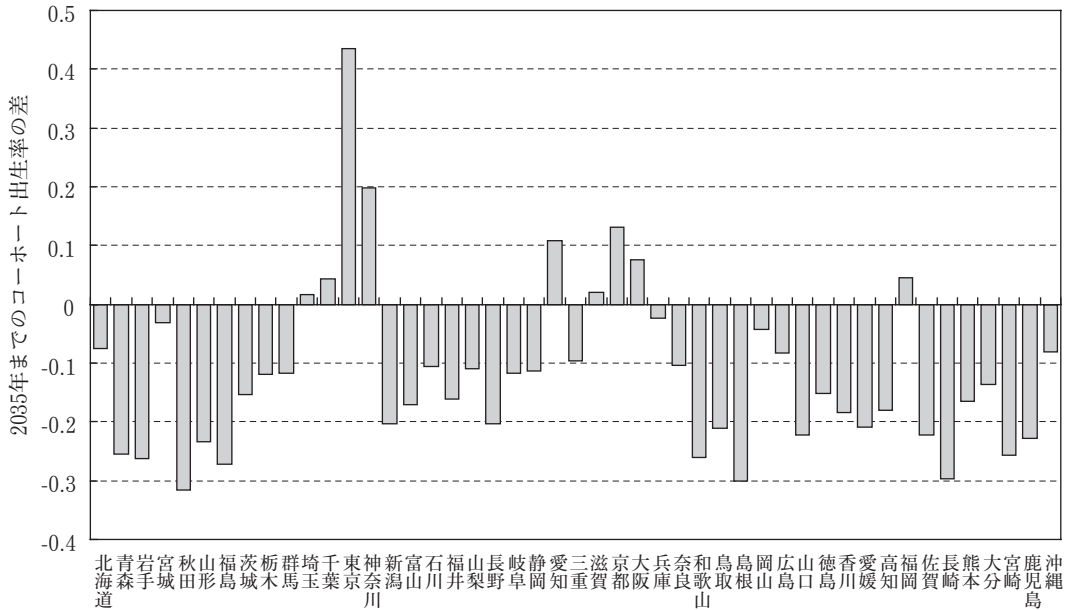


図14 仮想コーホート出生率と実際コーホート出生率の差（図13－図12）



と考えることができる。東京都では両者の乖離が最も大きく、約0.43にのぼる。換言すれば、人口移動（転入超過）がコーホート出生率を約0.43上げるだけの影響力を持っていることになる。一方、秋田県は人口移動（転出超過）がコーホート出生率を約0.32下げるだけの影響力を持っている。図12からは全体として大都市圏での出生率が低く、非大都市圏での出生率が高い傾向がみられるが、人口移動による出生数の変化を考慮した仮想コーホート出生率（図13）は全く逆の傾向となっている。東京都では、実際コーホート出生率が最下位であるのに対し、仮想コーホート出生率は沖縄県・愛知県に次ぐ3位の値である。このように人口移動は、地域別の出生率分布を根底から覆すほどの影響力を持っていることが指摘できるのである。

## 5. おわりに

本稿では特に人口構造と人口動態との関係に注目し、「日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）」のデータから、地域別の高齢化と少子化に関連する問題を取り上げて検討した。第一に、老年人口の要因別変化から将来の高齢化メカニズムは地域によって大きく異なることが示された。将来の地域別の高齢化は、基準時点における「団塊の世代」の地域分布や老年人口のなかでの年齢分布によって大きく規定される一方で、30歳代後半以上の年齢層における人口移動は比較的安定しているため、老年人口の増減に対する人口移動の影響は、少なくとも推計期間中では限定的である。このため老年人口の絶対数の動きには、基準時点での人口構造が当面の間ほぼ決定的な影響力を持つことになる。第二に、出生数の分布は若年層の人口移動によって大きく変化することが示された。ある期間にお

ける人口移動は、当該期間における出生数分布を変化させる（短期的な影響）だけでなく、人口移動による人口構造の変化を通じてその後の期間における出生数分布も変化させる（長期的な影響）。特に10歳代後半における人口移動は後々の出生数分布に大きな影響を及ぼし、長期的な影響はときに短期的な影響を凌駕することとなる。次に、特定のコーホートについて封鎖人口を仮定した推計を行い、本推計における当該コーホートからの出生数を利用して、人口移動による出生数変化をコーホート出生率の変化に換算した。その結果出生率の地域分布は大きく変化し、人口移動は地域別出生率高低のパターンを根底から覆すほどの影響力を持つことが明らかになった。こうした知見は、将来の地域人口変化に対する理解を深めるとともに、今後の地方自治体の人口に関する施策等にも示唆的な役割を果たすと考えられる。

人口構造は人口動態に大きく影響し、また人口動態は新たな人口構造を形成させる。本稿ではこのメカニズムに注目し、将来推計人口のデータを利用して分析を行った。過去の地域別人口の変動要因については、前掲石川（2002）において昭和25（1950）～平成12（2000）年にかけての都道府県別高齢化に着目した検討が行われているが、市区町村別などより小地域での分析や、これまでの人口移動が出生数分布に与えた影響に関する定量的分析などは、今後の課題である。人口構造と人口動態の関係はダイナミックに変化してきたことが想定され、その時系列的な動きの観察・分析は、次回以降の地域別将来人口推計にも大いに有用であろう。こうした点については稿を改めて論じることとしたい。

## 参考文献

- 石川晃（2002）「地域における人口高齢化の要因分析」『人口問題研究』58-4，pp.47-64.
- 小池司朗（2006）「出生行動に対する人口移動の影響について－人口移動は出生率を低下させるか？－」『人口問題研究』62-4，pp.3-19.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007）『日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）』国立社会保障・人口問題研究所（人口問題研究資料第316号）.
- 上田正夫（1964）「都道府県別出生と人口移動との関係に関する一研究」『人口問題研究』92，pp.1-22.