

---

## 研究論文

---

# 多地域モデルによる都道府県別将来人口推計の結果と考察

小池 司 朗

本稿では、地域別の将来人口推計への適用が望ましいとされる多地域モデルにより都道府県別の将来人口推計を行い、推計結果や推計過程で算出される動態数の変化などから、多地域モデルの利点や適用に際しての課題等について考察を行った。その結果、得られた知見は主に次の3点である。第一に、多地域モデルによれば人口移動に関して矛盾がなく、年齢各歳別という細かい単位でも長期間にわたって安定した推計結果が算出されるという利点がある。第二に、多地域モデルで直近の人口移動傾向を一定として推計を行うと、純移動率は概ね縮小していく傾向があり、単一地域モデルでも純移動率を縮小させることによって、多地域モデルで人口移動傾向を一定とした場合の推計値に近い推計結果が得られる可能性がある。第三に、多地域モデルで直近の人口移動傾向を一定として長期間の推計を行うと、推計期間中における転入超過数の符号の反転現象が多く生じることから、人口移動の仮定設定方法については検討の余地が大きい。本研究により、地域別の将来人口推計における多地域モデルの妥当性は改めて確認されたが、人口移動の仮定設定方針を定めるには、これまでの地域別の人口移動傾向を詳細に分析することが必要不可欠といえる。

## I. はじめに

2014年5月に日本創成会議・人口減少問題検討分科会によって公表された「ストップ少子化・地方元気戦略」における地域別将来推計人口（以下、創成会議推計）を契機として、政府は地方創生を主要政策として掲げ、同年12月には、日本の人口の現状と将来の目指すべき方向を提示する「長期ビジョン」と、今後5か年の目標や施策や基本的な方向を提示する「総合戦略」がとりまとめられた。地方自治体では、これらを勘案し、なおかつ各地域の実情を考慮した「地方人口ビジョン」および「地方版総合戦略」を平成27年度中に策定することが努力義務とされている。

このような状況を受け、地域別の将来推計人口や地域間の人口移動の動向への関心が高まっているが、その一方で、将来人口推計の手法や将来の人口移動の仮定設定に注目が集まることは少ない。とくに人口移動仮定については、仮定設定如何により推計結果に大きな幅が生じうることに加え、創成会議推計や国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域

別将来推計人口（平成25年3月推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2013a：以下，社人研地域推計）において人口移動の仮定に用いられている純移動率が人口移動傾向を将来に向けて正確に投影できないという指標上の欠陥を抱えていることに留意する必要がある（Rogers 1990, Isserman 1993, 小池 2008a）。こうした点に注意が払われないうまま，「地方人口ビジョン」において将来人口推計が行われると，地域の実情とは異なる推計結果が算出される可能性があり，ひいては「地方版総合戦略」も机上の空論に終始してしまう恐れがある。

以上のような近年の動向を念頭に置き，本稿においては，地域別将来人口推計の人口移動モデルとして適切であると考えられている多地域モデルを適用することによって都道府県別の将来人口推計を行い，その推計結果および推計過程で算出される動態数の変化や社人研地域推計の結果との比較などから，多地域モデルの利点や，将来的に多地域モデルを地域別将来人口推計に適用する際の課題等について考察する。併せて，地方自治体等が将来人口推計を行う場合を想定し，限定的なデータのなかでの望ましい仮定設定手法についても検討を加える。創成会議推計や社人研地域推計における人口移動の仮定設定に関しては，今日までに非常に多くの質問が寄せられており，本稿の一連の分析が「地方人口ビジョン」等における地域別将来人口推計の参考資料にもなればと考えている。

## II. 単一地域モデルと多地域モデル

コーホート要因法による将来人口推計では，出生・死亡・人口移動に関する仮定設定が必要となるが，その前提となる推計モデルを含め，地域別将来人口推計において最も検討すべき事項が多いのは人口移動である（Smith et al. 2013）。地域間の人口移動を推計する人口移動モデルに関しては，大別すると単一地域モデルと多地域モデルが挙げられる。各モデルの詳細については小池（2008b）を参照されたいが，以下ではその概要について簡単に触れる。

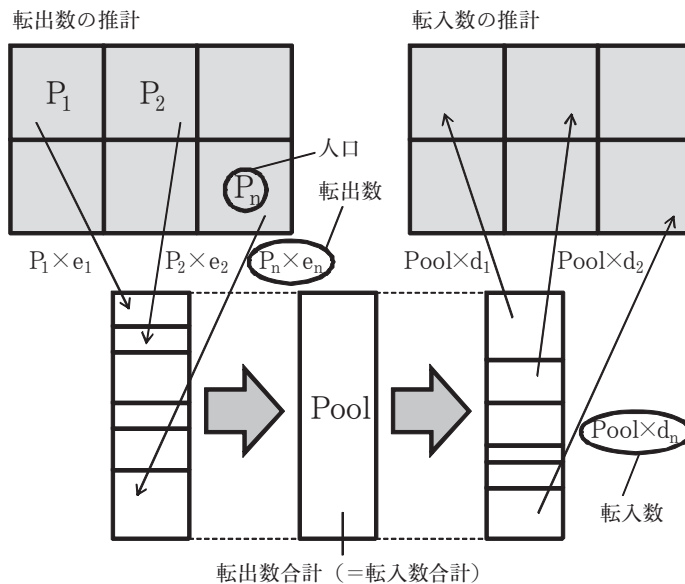
単一地域モデルは，推計対象地域についてそれぞれ独立に移動数を推計するモデルである。仮に推計対象地域が  $n$  個あるとすれば， $n$  個の地域について別々に移動数が推計される。移動数については転出数と転入数を分けて推計することも考えられるが，今日までにおいては，（男女年齢別）純移動率によって純移動数（転入超過数）を推計する方法が一般的である。また，地域間の人口移動に関して転出数の合計と転入数の合計は一致し，転入超過数の合計は必ずゼロとなるが，単一地域モデルでは，転出数と転入数を分けて推計する場合も純移動数を推計する場合も，転入超過数の合計がゼロとなることは通常約束されない。とくに純移動率を用いた推計の場合，「純移動数の創造」の問題が発生し，転入超過数の合計はプラスの方向に乖離する傾向がある（小池 2008a）。単一地域モデルは，推計対象地域の人口データのみにより推計が可能であるという利点がある反面，人口移動傾向が正確に投影されないという問題点がある。

一方，多地域モデルは移動数を地域間の移動流として推計するモデルである。仮に，推

計対象地域が特定の1地域であったとしても、当該地域への転入は他地域からの転出と連動して推計されることから、必然的に他地域の将来人口推計も行われることになる。多地域モデルの基本型はロジャース・モデル (Rogers 1995) であり、すべての地域間 OD のペアについて転出率が仮定される。ロジャース・モデルでは人口移動傾向が正確に投影されるが、地域数が多くなれば推計に必要な変数が飛躍的に増大することから、変数を減らしたモデルとして、推計対象地域以外を巨大な1地域として2地域でロジャース・モデルを適用する2地域モデルや、本稿の将来人口推計で採用するプールモデルなどが存在する。いずれの多地域モデルにおいても、各地域における転出数の合計と転入数の合計は一致することが約束されており、人口移動に関して矛盾がない推計が可能である反面、単一地域モデルと比較して推計計算は煩雑となる。

プールモデルの概念図は図1のとおりである。まず、任意の男女年齢について推計対象地域の転出率 ( $e_n$ ) を仮定し、各地域の人口と転出率を乗じて転出数を推計する。続いて、算出された転出数を全地域について足し上げてプール (Pool) とする。最後に、仮定された配分率 ( $d_n$ ) にしたがってプールを推計対象地域に転入数として配分する。このプールモデルによれば、ODは特定されないものの、転出数の合計と転入数の合計は必ず一致することが約束される。また、転出については転出率、転入については配分率をそれぞれ仮定することによって推計が可能であり、すべての地域間 OD のペアについて転出率の仮定を必要とするロジャース・モデルと比較すると、推計に要する変数は大幅に軽減される一方で、ロジャース・モデルに近い人口移動傾向の正確な投影が可能である (Wilson and Bell 2004, 小池 2008b)。

図1 プールモデルの概念図



社人研地域推計では純移動率による単一地域モデルを適用しているが、純移動数の符号によって分母人口を変化させる「場合分け純移動率モデル」を採用している（小池 2008a, 国立社会保障・人口問題研究所 2013a）。このモデルは、分子の純移動数がプラスの場合は期首年の男女年齢別の「全国人口－地域別人口」を分母、純移動数がマイナスの場合は期首年の男女年齢別の地域別人口を分母として、それぞれ純移動率を定義するものである。「場合分け純移動率モデル」は、主として上述の「純移動数の創造」の問題を軽減する目的で採用されており、通常の純移動率モデルと比較して多地域モデルに近い推計結果が得られることが明らかになっている（小池 2008b）。これは、「場合分け純移動率モデル」において最低限全国の人口変化が考慮されていることによるものであるが、単一地域モデルの枠組みを超えていない以上、人口移動に関する矛盾が解消されているわけではない。

従来、全域的な年齢別の人口移動統計が十分に得られなかったことなどから、地域別将来人口推計への多地域モデルの適用は困難であった。しかし、総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」において、2010年以降は年齢別の集計結果が公表されるようになり、また完全な形ではないものの、2012年以降の集計結果には参考表として市区町村別・男女年齢別のOD表も含まれるようになるなど、徐々にではあるが人口移動統計も拡充されてきている。こうした状況のなかで、「住民基本台帳人口移動報告」の年齢別集計結果を利用して多地域モデルにより都道府県別将来人口推計を行い、その妥当性を検証することは有意義であると考えられる。

### Ⅲ. 推計手法

#### 1. 推計の枠組み

推計の地域単位は47都道府県とし、2010年の国勢調査による都道府県別男女各歳別人口（年齢不詳按分）を基準として、2011年から2060年まで各年の人口を男女年齢各歳別に推計する。2010年の国勢調査人口を基準とした社人研地域推計では、2040年まで5年ごとの人口を男女5歳階級別に推計しているが、これを国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成24年1月推計）」（国立社会保障・人口問題研究所 2012：以下、社人研全国推計）と同じ枠組みまで拡張していることになる。ただし最高年齢階級については、社人研全国推計では「100歳以上」まで表象されているが、本推計では人口移動仮定の設定に用いる「住民基本台帳人口移動報告」の年齢別集計の表象に合わせて「90歳以上」とした。

推計はコーホート要因法によって行うため、将来の出生・死亡・人口移動に関する仮定が必要となる。以下、各仮定の設定手法について説明する。

#### 2. 推計に用いた仮定

出生については、2010年の人口動態統計による都道府県別各歳別出生数を分子、同年の

国勢調査による都道府県別女子各歳別日本人人口（年齢不詳按分）を分母として算出した出生率を2060年まで一定とした。15～49歳の女子を出生率の計算対象とし、14歳以下・50歳以上および年齢不詳からの出生数は非常に少ないため除外した。なお出生性比は社人研全国推計と同様、105.5とした。

死亡については、2010年の「都道府県別生命表」から算出される都道府県別男女各歳別生残率を基準とし、社人研全国推計で作成されている各年別将来生命表（死亡中位推計）から算出される全国の生残率上昇と連動する形で生残率が上昇すると仮定した。

人口移動については、上述のとおり多地域モデルの一種であるプールモデルを適用するため、都道府県別男女各歳別転出率と都道府県別男女各歳別配分率の仮定が必要となる。このうち転出率については、2010年の「住民基本台帳人口移動報告」による都道府県別男女各歳別転出数（都道府県間）を分子、同年の国勢調査による都道府県別男女年齢各歳別日本人人口（年齢不詳按分）を分母として算出した転出率を2060年まで一定とした。また配分率については、2010年の「住民基本台帳人口移動報告」による都道府県別男女各歳別転入数から算出される配分率を2060年まで一定とした。配分率は、全都道府県の転出数合計（＝転入数合計）に占める都道府県別の転入数の割合として算出している。

なお、本推計の対象地域は前述のとおり47都道府県であり、日本全国が推計対象地域となるが、プールモデルによって推計されるのは都道府県間人口移動であり、国際人口移動は推計されない。一般に、プールモデルでは国内人口移動が対象とされ、国際人口移動はこれとは切り離される形で別途推計されるが（Smith et al. 2013）、本推計では簡便のため国際人口移動はゼロと仮定した。

### 3. 推計計算式

推計計算式は、1歳以上人口については下式のとおりである。

$$P_{i,t+1,j,x+1} = P_{i,t,j,x} \times (s_{i,t,j,x} - e_{i,j,x+1}) + Pool_{t+1,j,x+1} \times d_{i,j,x+1}$$

$$\text{ただし、} Pool_{t+1,j,x+1} = \sum_i (P_{i,t,j,x} \times e_{i,j,x+1})$$

ここで、 $P_{i,t,j,x}$ ：都道府県  $i$ ・ $t$ 年・性  $j$ ・年齢  $x$ 歳人口、 $s_{i,t,j,x}$ ：都道府県  $i$ ・ $t \rightarrow t+1$ 年・性  $j$ ・年齢  $x \rightarrow x+1$ 歳の生残率、 $e_{i,j,x+1}$ ：都道府県  $i$ ・性  $j$ ・年齢  $x+1$ 歳の転出率、 $d_{i,j,x+1}$ ：都道府県  $i$ ・性  $j$ ・年齢  $x+1$ 歳の配分率、である。右辺第一項は生残数と転出数、第二項は転入数をそれぞれ表している。上式のとおり、 $Pool_{t+1,j,x+1}$ は都道府県別に算出された転出数を合計した値であり、仮定された配分率に基づき転入数として各都道府県に配分される。配分率の都道府県合計は1となり、転入数と転出数は一致することが約束される。

また、0歳の推計計算式は下式のとおりである。



$$P_{i,t+1,j,0} = B_{i,t,j} \times (s_{i,t,j,B} - e_{i,j,0}) + Pool_{t+1,j,0} \times d_{i,j,0}$$

$$\text{ただし, } Pool_{t+1,j,0} = \sum_i (B_{i,t,j} \times e_{i,j,0})$$

$$B_{i,t,m} = \sum_{x=15}^{49} \left( \frac{1}{2} \times (P_{i,t,f,x} + P_{i,t+1,f,x}) \right) \times b_{i,x} \times \frac{105.5}{205.5}$$

$$B_{i,t,f} = \sum_{x=15}^{49} \left( \frac{1}{2} \times (P_{i,t,f,x} + P_{i,t+1,f,x}) \right) \times b_{i,x} \times \frac{100.0}{205.5}$$

ここで、 $B_{i,t,j}$ ：都道府県*i*・*t*→*t*+1年・性*j*の出生数、 $s_{i,t,j,B}$ ：都道府県*i*・*t*→*t*+1年・性*j*・出生→0歳の生残率、 $b_{i,x}$ ：都道府県*i*・女性年齢*x*歳からの出生率であり、サフィックス中の*m*は男性、*f*は女性をそれぞれ表している。女性の年齢別出生率と年齢別人口の積和として算出された出生数は、出生性比によって男女別に振り分けられ、あとは1歳以上人口の推計計算と同様にして0歳人口が推計される。

なお、上式から推計される出生数・死亡数・転出数・転入数は、正確には*t*年10月1日から*t*+1年9月30日の間に発生するものであるが、煩雑な表現を避けるため、以下では「*t*+1年の出生数」等と記す。

#### IV. 推計結果の概要

本節では推計結果の概要について、将来推計人口と、推計過程で算出される自然動態数（出生数・死亡数）および社会動態数（転出数・転入数）に分けて述べる。

##### 1. 将来推計人口

まず、2060年の都道府県別推計総人口について、2010年を100とした指数と併せて示したのが表1である。

2060年の都道府県別総人口をすべて合計すると約8,846万人となり、社人研全国推計の出生中位・死亡中位仮定による2060年の推計総人口（約8,674万人）をわずかに上回った。日本人・外国人トータルでは若干の入国超過が仮定されている社人研全国推計とは異なり、本推計では国際人口移動はゼロと仮定しているため、この点は推計値が社人研全国推計を下回る要素となる。一方で本推計では、出生率の仮定は2010年の都道府県別値で固定しており（全国の合計特殊出生率は1.39）、社人研全国推計の出生中位仮定による長期的な合計特殊出生率の仮定（1.35）を少々上回っている。後者の影響が前者の影響よりも大きかった結果、社人研全国推計の推計値をやや上回ったものと解釈できる。都道府県別の指数をみると、指数の上位3県（沖縄県・東京都・滋賀県）と下位2県（秋田県・青森県）は、社人研地域推計の2040年時点の推計結果と同じであり、指数の水準は異なるが、両推計の間で指数の相対的な分布はきわめて近い。

表1 都道府県別総人口（2010年・2060年）と2060年の総人口指数（2010年=100）

都道府県	(千人)			都道府県	(千人)		
	2010年	2060年	指数		2010年	2060年	指数
全 国	128,057	88,462	69.1	三 重	1,855	1,205	65.0
北海道	5,506	3,230	58.7	滋 賀	1,411	1,125	79.8
青 森	1,373	713	51.9	京 都	2,636	1,802	68.4
岩 手	1,330	717	53.9	大 阪	8,865	6,131	69.2
宮 城	2,348	1,637	69.7	兵 庫	5,588	3,811	68.2
秋 田	1,086	506	46.6	奈 良	1,401	884	63.1
山 形	1,169	630	53.9	和歌山	1,002	558	55.7
福 島	2,029	1,157	57.0	鳥 取	589	352	59.9
茨 城	2,970	2,014	67.8	鳥 根	717	409	57.0
栃 木	2,008	1,314	65.4	岡 山	1,945	1,298	66.7
群 馬	2,008	1,279	63.7	広 島	2,861	1,973	69.0
埼 玉	7,195	5,469	76.0	山 口	1,451	837	57.7
千 葉	6,216	4,701	75.6	徳 島	785	448	57.1
東 京	13,159	10,706	81.4	香 川	996	625	62.7
神奈川	9,048	7,059	78.0	愛 媛	1,431	843	58.9
新 潟	2,374	1,385	58.3	高 知	764	433	56.6
富 山	1,093	665	60.8	福 岡	5,072	3,740	73.7
石 川	1,170	780	66.7	佐 賀	850	548	64.5
福 井	806	504	62.5	長 崎	1,427	817	57.2
山 梨	863	531	61.5	熊 本	1,817	1,205	66.3
長 野	2,152	1,338	62.2	大 分	1,197	743	62.1
岐 阜	2,081	1,304	62.7	宮 崎	1,135	711	62.7
静 岡	3,765	2,436	64.7	鹿 児 島	1,706	1,070	62.7
愛 知	7,411	5,594	75.5	沖 縄	1,393	1,226	88.0

注：2010年は国勢調査による実績人口。

表2 都道府県別，本推計と社人研地域推計の比較（2040年総人口）

都道府県	(千人)			都道府県	(千人)		
	本推計	社人研 地域推計	乖離率 (%)		本推計	社人研 地域推計	乖離率 (%)
全 国	108,231	107,276	0.9	三 重	1,503	1,508	-0.3
北海道	4,226	4,190	0.9	滋 賀	1,316	1,309	0.5
青 森	962	932	3.2	京 都	2,197	2,224	-1.2
岩 手	951	938	1.4	大 阪	7,469	7,454	0.2
宮 城	2,001	1,973	1.5	兵 庫	4,676	4,674	0.1
秋 田	708	700	1.1	奈 良	1,112	1,096	1.4
山 形	838	836	0.2	和歌山	731	719	1.6
福 島	1,516	1,485	2.1	鳥 取	450	441	2.1
茨 城	2,490	2,423	2.8	鳥 根	527	521	1.2
栃 木	1,647	1,643	0.2	岡 山	1,589	1,611	-1.3
群 馬	1,612	1,630	-1.1	広 島	2,404	2,391	0.5
埼 玉	6,529	6,305	3.6	山 口	1,074	1,070	0.4
千 葉	5,618	5,358	4.8	徳 島	583	571	2.0
東 京	12,484	12,308	1.4	香 川	783	773	1.2
神奈川	8,342	8,343	0.0	愛 媛	1,084	1,075	0.9
新 潟	1,798	1,791	0.4	高 知	560	537	4.4
富 山	847	841	0.6	福 岡	4,476	4,379	2.2
石 川	963	974	-1.2	佐 賀	684	680	0.5
福 井	637	633	0.6	長 崎	1,063	1,049	1.4
山 梨	677	666	1.7	熊 本	1,490	1,467	1.6
長 野	1,693	1,668	1.5	大 分	936	955	-2.1
岐 阜	1,650	1,660	-0.6	宮 崎	897	901	-0.4
静 岡	3,053	3,035	0.6	鹿 児 島	1,347	1,314	2.5
愛 知	6,643	6,856	-3.1	沖 縄	1,395	1,369	1.9

続いて、2040年時点の推計総人口を社人研地域推計による総人口、およびその乖離率と併せて示したのが表2である。社人研地域推計を基準とした場合、最もプラスの乖離率が高いのは千葉県（+4.8%）、最もマイナスの乖離率が高いのは愛知県（-3.1%）であるが、総じて乖離率は小さい水準となっている。全国推計値の乖離率（+0.9%）を主に出生率仮定の違いによる影響と考え、都道府県別乖離率から一律に0.9%を差し引いて乖離率を算出すると、乖離率が±1%未満に収まるのは28都道府県、±2%未満に収まるのは38都道府県に達する。この乖離は、人口移動モデルと仮定設定の違いによって生じたものとみなせるが、乖離が小さく収まった要因については次節で考察を加える。

また、年齢別人口割合のなかで、2040年の0～14歳人口割合を社人研地域推計と比較したのが表3である。上述の出生率仮定の違いにより、全国では本推計の方がやや0～14歳人口割合が高くなっているものの、都道府県別の乖離はやはり小さく収まっており、最もプラスの乖離が大きいのが和歌山県（+1.24%ポイント）、最もマイナスの乖離が大きいのが鳥取県（-0.16%ポイント）となっている。本推計では2010年の都道府県別年齢別出生率を一定としている一方で、社人研地域推計では2010年の子ども女性比を基準として仮定を設定している。つまり社人研地域推計では、概ね2005～2010年の平均的な出生率をベースに仮定を設定しているとみなせるため、これが2010年単年の出生率の分布と大きく異なる場合は推計値の乖離の要因となるが、実際には両者の差は小さく、結果的に都道府県別の乖離も小さく収まったものと考えられる。

表3 都道府県別、本推計と社人研地域推計の比較（2040年0～14歳人口割合）

都道府県	（%）			都道府県	（%）		
	本推計	社人研地域推計	差(%ポイント)		本推計	社人研地域推計	差(%ポイント)
全 国	10.57	10.00	0.57	三 重	11.02	10.49	0.54
北海道	8.97	8.43	0.53	滋 賀	11.93	11.65	0.28
青 森	9.39	8.59	0.80	京 都	10.31	9.68	0.63
岩 手	9.55	9.54	0.01	大 阪	10.60	9.67	0.93
宮 城	10.18	9.76	0.42	兵 庫	11.05	10.10	0.96
秋 田	8.32	8.33	-0.01	奈 良	10.30	9.75	0.55
山 形	9.81	9.90	-0.10	和歌山	10.61	9.37	1.24
福 島	10.13	9.83	0.30	鳥 取	10.31	10.47	-0.16
茨 城	10.40	10.05	0.34	鳥 根	10.69	10.53	0.16
栃 木	10.36	10.29	0.07	岡 山	11.40	10.95	0.45
群 馬	10.43	10.39	0.05	広 島	11.35	10.71	0.64
埼 玉	10.49	9.95	0.55	山 口	10.64	10.18	0.46
千 葉	10.50	9.78	0.73	徳 島	9.87	9.21	0.66
京 都	9.63	8.62	1.01	香 川	10.92	10.29	0.63
神奈川	10.43	9.80	0.63	愛 媛	10.46	9.99	0.47
新 潟	9.82	9.65	0.17	高 知	9.43	9.23	0.20
富 山	9.80	9.88	-0.07	福 岡	11.45	10.60	0.85
石 川	10.63	10.54	0.10	佐 賀	11.99	11.58	0.41
福 井	11.18	10.78	0.41	長 崎	10.95	10.40	0.55
山 梨	10.15	9.76	0.39	熊 本	11.56	11.25	0.31
長 野	10.30	10.46	-0.15	大 分	10.70	10.58	0.12
岐 阜	10.94	10.60	0.34	宮 崎	11.61	11.35	0.26
静 岡	10.81	10.47	0.34	鹿 児 島	11.42	11.16	0.26
愛 知	11.72	11.32	0.40	沖 縄	14.46	13.92	0.55



## 2. 自然動態数（出生数・死亡数）

自然動態数に関して、社人研地域推計では出生数・死亡数ともに表象していない。出生については子ども女性比の仮定値によって直接的に0～4歳人口を推計しているため、出生数の算出プロセスを経ていない。また子ども女性比によれば、出生→0～4歳の死亡数も算出されないため、死亡数も算出不可能である。しかし、社人研全国推計において自然減少が次第に拡大していくと見込まれている状況のなかで、各地域の出生数および死亡数が今後どのように推移していくかは高い関心が持たれるであろう。以下では、本推計の過程で算出された都道府県別出生数・死亡数の推移について概観する<sup>1)</sup>。

2011年の出生数と2060年の出生数、および2011年の出生数を100とした2060年の出生数の指数を表4に示す。出生数は、全都道府県において2011年から一貫して減少するが、減少のスピードは都道府県によって異なる。指数が高いのは、沖縄県（60.6）・東京都（54.9）・滋賀県（54.4）などである反面、指数が低いのは秋田県（33.2）・青森県（37.7）・岩手県（38.2）などとなっており、総人口指数ときわめて近い分布を示している。ただし、2010年の合計特殊出生率（実績値）と2060年の出生数指数との相関係数は、0.067ときわめて低く、これは主に若年層の人口移動による出生数分布の変化の影響が大きいことを示唆している。

表4 都道府県別出生数（2011年・2060年）と2060年の指数（2011年＝100）

都道府県	（人）			都道府県	（人）		
	2011年	2060年	指数		2011年	2060年	指数
全 国	1,086,669	531,222	48.9	三 重	15,665	7,436	47.5
北海道	39,974	15,563	38.9	滋 賀	13,615	7,405	54.4
青 森	9,649	3,637	37.7	京 都	21,491	10,474	48.7
岩 手	9,776	3,732	38.2	大 阪	76,060	38,184	50.2
宮 城	19,193	9,083	47.3	兵 庫	48,201	23,788	49.4
秋 田	6,663	2,215	33.2	奈 良	10,667	4,798	45.0
山 形	8,712	3,407	39.1	和歌山	7,542	3,264	43.3
福 島	16,141	6,339	39.3	鳥 取	4,842	1,964	40.6
茨 城	24,394	11,363	46.6	島 根	5,851	2,406	41.1
栃 木	16,708	7,562	45.3	岡 山	17,004	8,460	49.8
群 馬	16,386	7,287	44.5	広 島	25,837	12,967	50.2
埼 玉	60,316	31,920	52.9	山 口	11,583	5,029	43.4
千 葉	52,368	27,324	52.2	徳 島	5,962	2,429	40.7
東 京	112,049	61,477	54.9	香 川	8,428	3,900	46.3
神奈川	79,141	42,526	53.7	愛 媛	11,455	4,892	42.7
新 潟	18,115	7,330	40.5	高 知	5,488	2,145	39.1
富 山	8,306	3,455	41.6	福 岡	47,099	24,843	52.7
石 川	9,678	4,547	47.0	佐 賀	7,663	3,666	47.8
福 井	7,047	3,168	44.9	長 崎	12,016	4,935	41.1
山 梨	6,786	2,902	42.8	熊 本	16,320	7,972	48.8
長 野	17,545	7,367	42.0	大 分	10,155	4,528	44.6
岐 阜	17,562	7,734	44.0	宮 崎	10,204	4,658	45.6
静 岡	32,604	14,872	45.6	鹿 児 島	15,162	6,857	45.2
愛 知	72,117	39,023	54.1	沖 縄	17,129	10,386	60.6

1) 出生率と生残率はともに日本人に関する値を設定しており、これらに外国人を含む人口を乗じて出生数および生残数（死亡数）を算出している。したがって本推計における出生数・死亡数は、外国人について日本人と同じ出生率・生残率を仮定した場合の外国人を含んだ出生数・死亡数とみなすことができる。

2011年の死亡数と2060年の死亡数、および2011年の死亡数を100とした2060年の死亡数の指数と推計期間中に死亡数がピークとなる年次を表5に示す。死亡数は、全都道府県において当面の間は増加傾向を示すが、その後は都道府県によって動きが異なる。最も早く死亡数のピークが訪れるのは島根県（2023年）、次いで秋田県（2024年）であるが、36道府県の死亡数のピークが2040年または2041年に集中する。一方、推計最終年次の2060年に死亡数がピークとなるのは東京都・神奈川県・滋賀県・沖縄県の4都県である。全体的にみれば、2010年時点において高齢化率の高い地域で死亡数のピークが早くなる傾向があり、2040年および2041年に死亡数のピークが集中するのは、人口規模の大きい「団塊の世代」の死亡が最も多く発生することによる影響が大きい。2060年に死亡数がピークとなる4都県では2010年時点の人口構造が相対的に若いことに加え、沖縄県以外の3都県では若年層の転入超過傾向により、推計期間中に高齢者となる人口の規模が比較的維持されるため、死亡数は増加傾向を保つことになる。

表5 都道府県別死亡数（2011年・2060年）、2060年の指数（2011年=100）と推計期間中の死亡数のピーク年

都道府県	(人)				都道府県	(人)			
	2011年	2060年	指数	ピーク年		2011年	2060年	指数	ピーク年
全 国	1,240,786	1,573,129	126.8	2040年	三 重	19,297	22,626	117.2	2040年
北海道	57,331	64,881	113.2	2041年	滋 賀	12,116	18,321	151.2	2060年
青 森	16,515	15,544	94.1	2028年	京 都	24,758	31,119	125.7	2040年
岩 手	16,245	14,998	92.3	2027年	大 阪	80,350	107,685	134.0	2035年
宮 城	22,684	29,142	128.5	2041年	兵 庫	53,687	68,494	127.6	2040年
秋 田	14,788	11,778	79.6	2024年	奈 良	13,500	16,818	124.6	2040年
山 形	14,514	12,836	88.4	2041年	和歌山	12,382	11,484	92.7	2033年
福 島	23,481	23,275	99.1	2041年	鳥 取	7,131	6,875	96.4	2041年
茨 城	29,561	38,670	130.8	2040年	島 根	9,389	7,949	84.7	2023年
栃 木	20,362	25,141	123.5	2041年	岡 山	20,984	22,367	106.6	2040年
群 馬	21,038	24,858	118.2	2040年	広 島	28,593	33,920	118.6	2040年
埼 玉	57,732	96,679	167.5	2040年	山 口	18,229	16,240	89.1	2033年
千 葉	52,155	83,854	160.8	2040年	徳 島	9,585	9,054	94.5	2040年
東 京	108,906	164,864	151.4	2060年	香 川	11,422	11,568	101.3	2040年
神奈川	70,747	118,611	167.7	2060年	愛 媛	16,909	16,267	96.2	2040年
新 潟	27,476	27,129	98.7	2041年	高 知	10,051	8,762	87.2	2040年
富 山	12,307	12,878	104.6	2040年	福 岡	48,776	62,642	128.4	2041年
石 川	12,055	13,893	115.2	2040年	佐 賀	9,505	9,717	102.2	2041年
福 井	8,756	9,295	106.2	2040年	長 崎	16,816	16,211	96.4	2040年
山 梨	9,576	10,550	110.2	2040年	熊 本	19,921	21,226	106.6	2041年
長 野	23,963	26,338	109.9	2040年	大 分	13,484	13,727	101.8	2040年
岐 阜	20,944	24,570	117.3	2040年	宮 崎	12,778	13,205	103.3	2041年
静 岡	37,709	46,086	122.2	2040年	鹿 児 島	20,909	20,090	96.1	2041年
愛 知	60,887	93,230	153.1	2040年	沖 縄	10,478	17,664	168.6	2060年

### 3. 社会動態数（転出数・転入数）

社会動態数に関しては、社人研地域推計で採用している単一地域モデルで算出されるのは転入超過数（純移動数）のみであるが、本推計で採用したプールモデルによれば転出数と転入数が計算され、両者の差をとることで転入超過数も算出できる。以下では、本推計

による都道府県別転出数・転入数の推移について概観する<sup>2)</sup>。

2011年の転出数を100とした2060年の転出数の指数を表6に示す。転出数は、全都道府県において一貫して減少するが、減少のスピードは都道府県によって異なる。指数が高いのは、沖縄県(68.3)・東京都(65.2)・滋賀県(63.5)などである反面、指数が低いのは秋田県(37.3)・青森県(41.4)・岩手県(42.7)などとなっており、出生数と同様、総人口指数ときわめて近い分布を示している。総人口指数と転出数指数の都道府県分布が近いのは、一見矛盾するようであるが、沖縄県のように出生率の高い地域や東京都・滋賀県のように若年層が多く流入する地域では人口規模が比較的維持されるため、年齢別転出率を一定とすれば転出数の減少は相対的に小さく抑えられることになる。

表6 都道府県別転出数(2011年・2060年)と2060年の指数(2011年=100)

都道府県	(人)			都道府県	(人)		
	2011年	2060年	指数		2011年	2060年	指数
全 国	2,362,440	1,352,012	57.2	三 重	29,916	16,230	54.3
北海道	57,236	26,061	45.5	滋 賀	24,939	15,830	63.5
青 森	25,291	10,472	41.4	京 都	55,982	31,159	55.7
岩 手	22,437	9,585	42.7	大 阪	156,737	91,833	58.6
宮 城	47,869	25,661	53.6	兵 庫	94,102	54,273	57.7
秋 田	16,804	6,273	37.3	奈 良	28,149	15,022	53.4
山 形	17,427	7,597	43.6	和歌山	14,317	7,141	49.9
福 島	31,622	14,407	45.6	鳥 取	10,541	5,101	48.4
茨 城	49,726	26,842	54.0	島 根	12,576	6,167	49.0
栃 木	33,721	17,575	52.1	岡 山	30,437	17,094	56.2
群 馬	29,180	15,169	52.0	広 島	49,749	28,383	57.1
埼 玉	148,126	90,887	61.4	山 口	26,240	13,265	50.6
千 葉	137,944	84,266	61.1	徳 島	11,772	5,515	46.9
東 京	355,833	232,155	65.2	香 川	19,954	10,556	52.9
神奈川	202,243	125,309	62.0	愛 媛	21,570	10,882	50.4
新 潟	27,966	13,308	47.6	高 知	11,694	5,534	47.3
富 山	13,456	6,778	50.4	福 岡	96,373	57,957	60.1
石 川	17,908	9,694	54.1	佐 賀	17,679	9,656	54.6
福 井	10,699	5,617	52.5	長 崎	29,932	14,123	47.2
山 梨	14,753	7,333	49.7	熊 本	31,272	17,246	55.1
長 野	29,590	14,955	50.5	大 分	21,925	11,293	51.5
岐 阜	31,010	15,962	51.5	宮 崎	22,444	11,640	51.9
静 岡	56,965	30,437	53.4	鹿 児 島	32,900	17,022	51.7
愛 知	109,220	66,217	60.6	沖 縄	24,212	16,532	68.3

一方、転入数も全都道府県において一貫して減少するが、転出数と異なり、減少のスピードは全都道府県でほぼ同じである(表7)。上述のとおり、転入に関しては男女各歳別配分率を一定と仮定しているため、都道府県別転入数の変化をもたらすのは年齢別の転出数合計(プール)の規模と分布ということになるが、推計対象期間においては転出率の高い若年層の人口規模が各都道府県においてほぼ一様に縮小するため、転出数合計は減少する

2) 転出率は日本人に関する値を設定しており、これに外国人を含む人口を乗じて転出数を算出し、転入数は転出数合計から日本人に関する配分率により算出している。したがって本推計における転出数・転入数は、外国人について日本人と同じ転出率・配分率を仮定した場合の外国人を含んだ転出数・転入数とみなすことができる。

表7 都道府県別転入数（2011年・2060年）と2060年の指数（2011年＝100）

都道府県	(人)			都道府県	(人)		
	2011年	2060年	指数		2011年	2060年	指数
全 国	2,362,440	1,352,012	57.2	三 重	27,946	16,064	57.5
北海道	49,448	28,102	56.8	滋 賀	27,156	15,715	57.9
青 森	20,212	11,306	55.9	京 都	53,770	30,870	57.4
岩 手	18,121	10,288	56.8	大 阪	153,180	88,727	57.9
宮 城	47,990	26,954	56.2	兵 庫	91,833	53,220	58.0
秋 田	12,883	7,295	56.6	奈 良	26,047	15,658	60.1
山 形	13,689	7,766	56.7	和歌山	12,229	7,267	59.4
福 島	25,902	14,853	57.3	鳥 取	9,428	5,442	57.7
茨 城	50,736	29,772	58.7	鳥 根	10,867	6,273	57.7
栃 木	32,307	18,492	57.2	岡 山	28,364	16,177	57.0
群 馬	27,705	15,852	57.2	広 島	47,871	27,045	56.5
埼 玉	164,569	95,626	58.1	山 口	23,355	13,435	57.5
千 葉	153,384	88,953	58.0	徳 島	10,247	5,920	57.8
東 京	401,367	226,246	56.4	香 川	18,674	10,510	56.3
神奈川	218,792	125,692	57.4	愛 媛	18,973	10,903	57.5
新 潟	24,020	13,579	56.5	高 知	10,922	6,252	57.2
富 山	12,803	7,145	55.8	福 岡	99,710	56,716	56.9
石 川	17,429	9,669	55.5	佐 賀	16,094	9,180	57.0
福 井	9,160	5,201	56.8	長 崎	24,649	14,058	57.0
山 梨	13,245	7,701	58.1	熊 本	29,109	16,641	57.2
長 野	27,196	15,761	58.0	大 分	19,743	11,292	57.2
岐 阜	27,122	15,422	56.9	宮 崎	20,100	11,474	57.1
静 岡	52,773	30,338	57.5	鹿 児 島	29,535	17,102	57.9
愛 知	107,116	60,371	56.4	沖 縄	24,669	13,687	55.5

一方で転出数合計の年齢別分布には大きな変化がなく、各都道府県においてほぼ一定のスピードで転入数が減少していくものと捉えられる。

## V. 男女年齢別純移動率の推移

社人研地域推計と本推計では推計モデルが異なっていることに加え、将来仮定の設定方針も異なっている。つまり、社人研地域推計では2005→2010年の男女年齢別純移動率を基準とし、2015→2020年にかけて定率で0.5倍に縮小させ、以後の期間は縮小させた値を一定とする仮定を基本仮定としているのに対し、本推計では男女年齢別の2010年の転出率と配分率を一定としており、転出と転入に関して縮小させる仮定は置いていない。にもかかわらず、表2や表3のように両者できわめて近い推計結果が得られるのは、どのようなメカニズムによるのであろうか。この点を明らかにするために、本推計により算出された男女年齢別転出数と転入数から、5年ごと男女5歳階級別の純移動率を算出し、その推移をみることにする。

ある県における  $t \rightarrow t+5$  年の男女別  $x \sim x+4$  歳  $\rightarrow x+5 \sim x+9$  歳の純移動率は、図2の網掛けの部分の転入超過数（転入数－転出数）を足し上げ、それを当該県の  $t$  年の  $x \sim x+4$  歳人口で割ることによって求められる。なお、純移動率は通常、地域人口を分母として算出されるのに対して、本推計で転入数算出の元となっているのは各地域からの転出

図2 各歳別転入超過数を用いた5歳階級別純移動率の算出

	$t$ 年 → $t+1$ 年	$t+1$ 年 → $t+2$ 年	$t+2$ 年 → $t+3$ 年	$t+3$ 年 → $t+4$ 年	$t+4$ 年 → $t+5$ 年
$x$ 歳→ $x+1$ 歳	■				
$x+1$ 歳→ $x+2$ 歳	■	■			
$x+2$ 歳→ $x+3$ 歳	■	■	■		
$x+3$ 歳→ $x+4$ 歳	■	■	■	■	
$x+4$ 歳→ $x+5$ 歳	■	■	■	■	■
$x+5$ 歳→ $x+6$ 歳		■	■	■	■
$x+6$ 歳→ $x+7$ 歳			■	■	■
$x+7$ 歳→ $x+8$ 歳				■	■
$x+8$ 歳→ $x+9$ 歳					■

この部分の転入超過数を足し上げた値を  
 $t$ 年 $x \sim x+4$ 歳人口で割って $t$ 年 $x \sim x+4$ 歳  
 $\rightarrow t+5$ 年 $x+5 \sim x+9$ 歳の純移動率を算出.

数合計（プール）であり、全地域の人口データが関連して算出されるため、男女年齢別の転出率と配分率を一定にしたとしても純移動率は一定にはならないことに留意する必要がある。

男女別0～4歳→5～9歳から85歳以上→90歳以上の各年齢階級において、2010→2015年の純移動率がプラスの都道府県とマイナスの都道府県についてそれぞれ純移動率の平均値を算出する。続いて、同じ都道府県についてそれぞれ2035→2040年の純移動率の平均値を算出し、その変化をみると（表8）、2010→2015年の純移動率がプラスの場合、純移動率の絶対値が大きい15～19歳→20～24歳や10～14歳→15～19歳では2035→2040年にかけて純移動率のプラスが大幅に縮小している。その他では、純移動率のプラスが拡大している年齢階級も目立つが、もともとの純移動率の水準が小さく、拡大の幅も男女25～29歳→30～34歳を除いてわずかである。一方、2010→2015年の純移動率がマイナスの場合、男性の55～59歳→60～64歳および60～64歳→65～69歳を除いて2035→2040年にかけて純移動率のマイナスが縮小しており、女性の25～29歳→30～34歳および30～34歳→35～39歳では平均値でもプラスに転じている。

以上から、プールモデルによって転出率と配分率を一定と仮定して推計を行うと、推計期間中の純移動率は、プラスの場合もマイナスの場合も概ね縮小する傾向があるといえよう。その要因は次のように解釈できる。ある都道府県のある年齢階級において純移動率がプラスの場合、すなわち転入超過となっている場合は、当該都道府県における当該年齢階級人口の全国人口に占める人口シェアの増加とともに、人口と転出率の積として算出される転出数は相対的に増加するが、純移動率がマイナスの場合、すなわち転出超過となっている場合は、全国人口に占める人口シェアの減少とともに、転出数は相対的に減少することとなる。一方で、転出数プールと配分率の積として算出される転入数は、全地域の転出数合計と連動するため、各地域でほぼ同様のスピードで変化することになり、純移動率と



表8 2010→2015年の純移動率がプラスの場合とマイナスの場合の平均値  
(2010→2015年, 2035→2040年)

2010→2015年純移動率がプラスの場合				2010→2015年純移動率がマイナスの場合			
	2010→ 2015年 平均値	2035→ 2040年 平均値	変化量		2010→ 2015年 平均値	2035→ 2040年 平均値	変化量
男				男			
0～4歳→5～9歳	0.00981	0.01557	0.00576	0～4歳→5～9歳	-0.00769	-0.00294	0.00474
5～9歳→10～14歳	0.00484	0.00554	0.00071	5～9歳→10～14歳	-0.00464	-0.00071	0.00393
10～14歳→15～19歳	0.02345	0.02016	-0.00329	10～14歳→15～19歳	-0.04882	-0.04391	0.00491
15～19歳→20～24歳	0.08962	0.07188	-0.01774	15～19歳→20～24歳	-0.12763	-0.12282	0.00481
20～24歳→25～29歳	0.02225	0.02451	0.00225	20～24歳→25～29歳	-0.04263	-0.02084	0.02178
25～29歳→30～34歳	0.01491	0.03085	0.01594	25～29歳→30～34歳	-0.01103	-0.00598	0.00505
30～34歳→35～39歳	0.00975	0.01516	0.00542	30～34歳→35～39歳	-0.00854	-0.00083	0.00771
35～39歳→40～44歳	0.00692	0.00600	-0.00091	35～39歳→40～44歳	-0.00365	-0.00125	0.00240
40～44歳→45～49歳	0.00576	0.00474	-0.00102	40～44歳→45～49歳	-0.00380	-0.00144	0.00236
45～49歳→50～54歳	0.00580	0.01149	0.00570	45～49歳→50～54歳	-0.00370	-0.00189	0.00181
50～54歳→55～59歳	0.00499	0.01367	0.00869	50～54歳→55～59歳	-0.00336	-0.00207	0.00129
55～59歳→60～64歳	0.00913	0.01664	0.00751	55～59歳→60～64歳	-0.00805	-0.00830	-0.00025
60～64歳→65～69歳	0.00599	0.00939	0.00340	60～64歳→65～69歳	-0.00559	-0.00584	-0.00025
65～69歳→70～74歳	0.00413	0.00506	0.00093	65～69歳→70～74歳	-0.00334	-0.00251	0.00082
70～74歳→75～79歳	0.00226	0.00252	0.00026	70～74歳→75～79歳	-0.00149	-0.00099	0.00049
75～79歳→80～84歳	0.00293	0.00216	-0.00077	75～79歳→80～84歳	-0.00180	-0.00123	0.00057
80～84歳→85～89歳	0.00373	0.00367	-0.00007	80～84歳→85～89歳	-0.00286	-0.00209	0.00077
85歳以上→90歳以上	0.00469	0.00417	-0.00052	85歳以上→90歳以上	-0.00362	-0.00195	0.00166
女				女			
0～4歳→5～9歳	0.00835	0.01424	0.00590	0～4歳→5～9歳	-0.00689	-0.00184	0.00505
5～9歳→10～14歳	0.00510	0.00620	0.00109	5～9歳→10～14歳	-0.00498	-0.00127	0.00370
10～14歳→15～19歳	0.02076	0.01696	-0.00380	10～14歳→15～19歳	-0.03555	-0.03231	0.00324
15～19歳→20～24歳	0.09097	0.07659	-0.01437	15～19歳→20～24歳	-0.13199	-0.13074	0.00125
20～24歳→25～29歳	0.03941	0.01530	-0.02411	20～24歳→25～29歳	-0.04611	-0.01905	0.02707
25～29歳→30～34歳	0.01153	0.02610	0.01456	25～29歳→30～34歳	-0.01205	0.00532	0.01737
30～34歳→35～39歳	0.00668	0.01201	0.00533	30～34歳→35～39歳	-0.00551	0.00478	0.01029
35～39歳→40～44歳	0.00459	0.00444	-0.00015	35～39歳→40～44歳	-0.00386	-0.00025	0.00361
40～44歳→45～49歳	0.00349	0.00260	-0.00089	40～44歳→45～49歳	-0.00369	-0.00041	0.00328
45～49歳→50～54歳	0.00221	0.00524	0.00303	45～49歳→50～54歳	-0.00214	0.00139	0.00353
50～54歳→55～59歳	0.00410	0.00956	0.00545	50～54歳→55～59歳	-0.00399	-0.00267	0.00132
55～59歳→60～64歳	0.00608	0.01078	0.00470	55～59歳→60～64歳	-0.00420	-0.00313	0.00107
60～64歳→65～69歳	0.00285	0.00482	0.00197	60～64歳→65～69歳	-0.00316	-0.00273	0.00043
65～69歳→70～74歳	0.00234	0.00284	0.00050	65～69歳→70～74歳	-0.00141	-0.00055	0.00086
70～74歳→75～79歳	0.00225	0.00179	-0.00046	70～74歳→75～79歳	-0.00215	-0.00133	0.00082
75～79歳→80～84歳	0.00582	0.00428	-0.00154	75～79歳→80～84歳	-0.00369	-0.00280	0.00089
80～84歳→85～89歳	0.00790	0.00613	-0.00178	80～84歳→85～89歳	-0.00479	-0.00315	0.00164
85歳以上→90歳以上	0.00726	0.00513	-0.00213	85歳以上→90歳以上	-0.00493	-0.00262	0.00232

してみれば転入超過の場合も転出超過の場合も縮小する傾向となりやすい。社人研地域推計では、上述の仮定により都道府県別にみても大半の男女年齢階級で純移動率は縮小しており<sup>3)</sup>、結果的に両推計の推計結果に大きな差が生じなかったものと捉えることができる<sup>4)</sup>。

社人研地域推計における上述の純移動率縮小の仮定は、近年の人口移動傾向等に加え、多地域モデルにより推計を行った場合の純移動率の動きをある程度念頭に置いたものでもあったが、本推計からも、基準期間で観察された純移動率を一律に縮小させることによって、多地域モデルで人口移動傾向を一定とした場合の推計値に近い推計結果が得られる可能性が示唆された。しかし、今回のプールモデルによる推計でも明らかなように、実際の地域別転入超過数は全地域の人口分布と、各地域から発生する転出数に依存することから、純移動率の変化のパターンは男女年齢階級別に異なり、場合によって推計期間中に純移動率は拡大することや純移動率の符号が反転することもあり得る。単一地域モデルのなかにこうした複雑な変化を組み込むことは不可能であり、結局のところ多地域モデルの適用が望ましいという結論（小池 2008b）に変わりはない。

## VI. 都道府県別転入超過数の推移

では、多地域モデルの適用にあたって問題や課題は存在するのであろうか。本節では、転入数と転出数の差によって求められる転入超過数の推移から、多地域モデル適用に際しての課題等について検討する。

三大都市圏に属する都府県<sup>5)</sup>の転入数・転出数・転入超過数をすべて足し上げ、その推移を示したのが図3である。2011年段階では約7万6千人の転入超過であるが、推計期間中に転入超過数は一貫して減少して2048年には転出超過に転じ、これ以降は継続的に転出超過となる。転入数と転出数をみると、双方とも一貫して減少するが、転入数の減少スピードが転出数の減少スピードを上回るため、転入超過数の逆転が発生する。逆に非大都市圏においては、転出数の減少スピードの方が速いことにより、同じく2048年に転出超過から転入超過へと転じる。

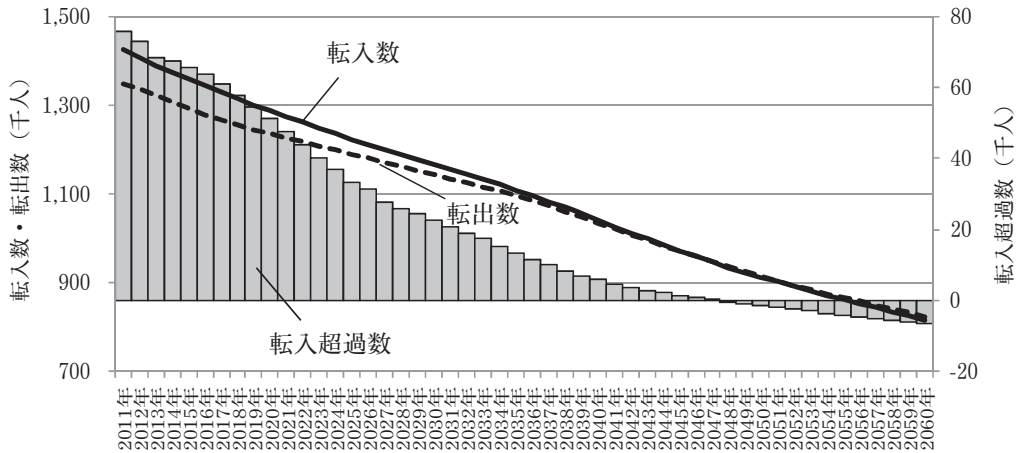
表9は、都道府県別の2011年と2060年の転入超過数を記し、その間の変化量と、転入超過数の符号の逆転の有無を併記したものである。三大都市圏のなかで2011年の転入超過数

3) 社人研地域推計では福島県を除いて市区町村別に推計を行っているが、大半の市区町村において2005→2010年に観察された男女年齢別純移動率を2015→2020年にかけて定率で0.5倍まで縮小させるという基本仮定を採用しており、都道府県内市区町村の将来推計人口の合計値から都道府県別の男女年齢別純移動率を求めると、概ねこの基本仮定に沿った動きを示す。

4) 本推計では2011年に発生した東日本大震災の影響を全く考慮していないが、社人研地域推計においては、震災の影響が2020年までに解消するという考え方で純移動率の仮定値を設定している（詳しくは、国立社会保障・人口問題研究所（2013a）を参照）。震災の影響が大きかった岩手・宮城・福島各県において社人研地域推計の結果に近い推計結果が得られているのは、この点も主な理由である。

5) 三大都市圏に属する都府県は、埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫・奈良とした。

図3 大都市圏の転入数・転出数・転入超過数の推移



注：大都市圏に属する都府県については本文脚注5を参照。

がプラスとなっているのは東京圏に属する一都三県のみであるが、これらの都県では推計期間中に転入超過数が大幅に縮小し、うち東京都は転出超過に転じている。中京圏・大阪圏に属する府県では転入超過数に大きな変化はなく、結果として三大都市圏全体では転出超過に転じている。一方、非大都市圏においては転出超過から転入超過に転じている道県が20道県にのぼる反面、転入超過から転出超過に転じているのは3県（滋賀・福岡・沖縄）のみである。2011年で転出超過となっている非大都市圏の他の県においても転出超過数は大幅に縮小しており、非大都市圏全体では転入超過に転じることになる。図4は、東京都における2011年・2036年・2060年の年齢別の転入超過数（男女計）を示したものである。年齢別の転入超過数分布には各年で大きな差はないものの、若年層の転入超過数が大幅に縮小する反面、高齢層では転出超過数が拡大することにより、全体としては2043年に転出超過へ転じる。

上述のように、プールモデルは人口移動傾向に関してロジャース・モデルに近い正確な投影が可能であることから、本推計の結果によれば、2010年の都道府県間人口移動傾向がそのまま継続した場合、東京都や三大都市圏の転入超過は40年以内に解消されることを意味するが、これは果たして現実的といえるであろうか。筆者は、少なくとも現時点ではあまり現実的ではないと考える。その第一の理由は、高度経済成長期から今日までの人口移動により、地域別の人口分布は大きく変化してきたものの、東京圏を中心とする大都市圏の転入超過傾向はほぼ一貫して継続しているということである。近年の東京圏における大都市圏の転入超過数の拡大には転出数の減少が大きく寄与しているという研究成果も得られており（清水 2010）、少なくとも転出率に関しては相当な地域間較差を伴って変化してきたものと考えられる<sup>6)</sup>。第二の理由は、東京圏を中心とする大都市圏において、今後は

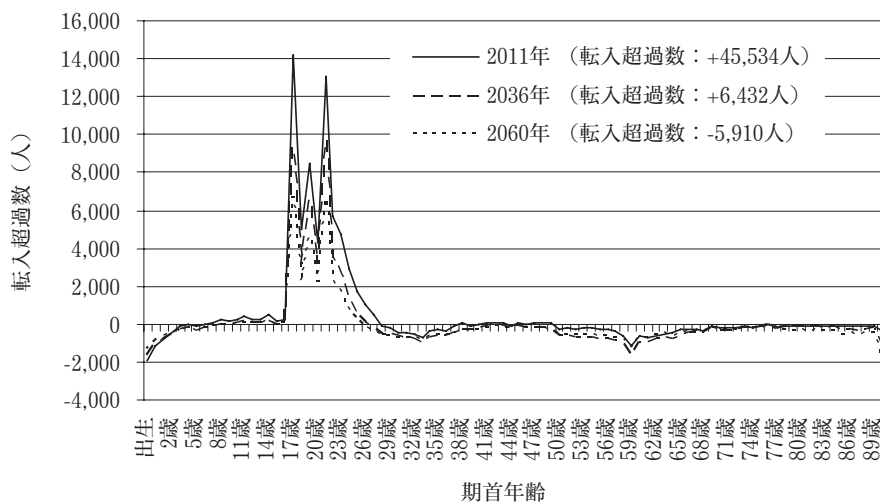
6) この点については別稿で詳しく検証したい。

表9 都道府県別転入超過数（2011年・2060年）と2011～2060年の変化量、および符号の反転の有無

	(人)				(人)				
	2011年	2060年	変化量	符号の反転	2011年	2060年	変化量	符号の反転	
北海道	-7,788	2,042	9,830	◎	滋賀	2,216	-114	-2,331	○
青森	-5,079	834	5,913	◎	京都	-2,213	-289	1,924	-
岩手	-4,316	703	5,019	◎	大阪	-3,557	-3,106	452	-
宮城	121	1,293	1,172	-	兵庫	-2,269	-1,053	1,216	-
秋田	-3,921	1,023	4,944	◎	奈良	-2,102	635	2,737	◎
山形	-3,737	169	3,907	◎	和歌山	-2,088	126	2,214	◎
福島	-5,721	446	6,167	◎	鳥取	-1,112	341	1,454	◎
茨城	1,011	2,930	1,920	-	島根	-1,709	106	1,815	◎
栃木	-1,414	917	2,331	◎	岡山	-2,073	-917	1,156	-
群馬	-1,474	684	2,158	◎	広島	-1,878	-1,338	540	-
埼玉	16,442	4,739	-11,703	-	山口	-2,885	170	3,055	◎
千葉	15,440	4,687	-10,753	-	徳島	-1,526	405	1,930	◎
東京	45,534	-5,910	-51,444	○	香川	-1,280	-46	1,235	-
神奈川	16,549	383	-16,166	-	愛媛	-2,597	20	2,618	◎
新潟	-3,946	271	4,217	◎	高知	-773	718	1,490	◎
富山	-653	368	1,020	◎	福岡	3,337	-1,241	-4,578	○
石川	-479	-25	453	-	佐賀	-1,584	-476	1,108	-
福井	-1,538	-416	1,122	-	長崎	-5,283	-65	5,218	-
山梨	-1,507	369	1,876	◎	熊本	-2,162	-605	1,557	-
長野	-2,393	806	3,200	◎	大分	-2,182	0	2,182	-
岐阜	-3,888	-540	3,348	-	宮崎	-2,344	-166	2,178	-
静岡	-4,192	-99	4,093	-	鹿児島	-3,366	80	3,446	◎
愛知	-2,104	-5,846	-3,741	-	沖縄	456	-2,846	-3,302	○
三重	-1,970	-166	1,805	-					

「符号の反転」の凡例 → 「◎」：マイナスからプラスに反転、「○」：プラスからマイナスに反転、「-」：反転なし。

図4 東京都の年齢別転入超過数（2011年・2036年・2060年）



少子化に伴って若年層の転入超過数が減少する可能性はきわめて高い反面、上記の東京都の推計で得られたように高年齢層の転出超過数が拡大する可能性は低いと考えられることである。今日における東京圏から非大都市圏への高齢者の移動には、定年退職後の地方出身県へのUターンが多く含まれているが（田原 2007）、今後高齢化を迎える世代では東京圏出身者の割合が上昇しており（国立社会保障・人口問題研究所 2013b）<sup>7)</sup>、高齢者の非大都市圏への転出率は低下していく可能性が高い。近頃、日本創成会議において東京圏高齢者の地方移住の推進を求める提言が出されたが、この提言を受ける形で様々な政策誘導が展開されれば、東京圏の高齢者の非大都市圏への転出率はむしろ上昇することも考えられる。しかし「投影」としての推計の観点からは、とくに高齢者の転出率を全地域で一定とする仮定は必ずしも適切ではない可能性がある。転入数に関する配分率も含め、何らかの形で将来の仮定を可変的に設定することが考えられるが、現段階では具体的な仮定設定に必要な人口移動統計が十分とはいえず、この点は多地域モデルを地域別将来人口推計に適用する際の課題といえよう。

上述のように、純移動率モデルはRogers（1990）によって批判されたが、その後、多地域モデルにおいて推移確率を一定とする仮定への批判も得られている（Plane 1993, Sweeny and Konty 2002）。この点は、Rogersらによってもいち早く認識されており（Ledent and Rogers 1988）、2000年代に入ると、アメリカのセンサスで尋ねている出生地データを多地域モデルに組み込む試みがみられ（Rogers and Raymer 2005）、Uターンなど二次移動の人口再分配に与える影響の大きさが指摘されている。仮に日本でも1920年・1930年・1940年・1950年の国勢調査では尋ねられていた出生地が把握できるようになるなどすれば、人口移動モデルの改良とともに、潜在的な移動可能性を考慮した仮定設定への展望が開けてくるであろう。

## VII. おわりに

本稿においては都道府県を推計単位とし、コーホート要因法における人口移動モデルとして多地域モデルの一種であるプールモデルを適用することによって、2011年から2060年までの人口を男女年齢各歳別に推計した。また、推計結果や推計過程で得られる動態数の変化や社人研地域推計結果との比較などから、多地域モデルを地域別将来人口推計に適用する際の利点や課題について考察を行った。得られた知見は、概ね下記の3点にまとめられる。

第一に、多地域モデルによれば、人口移動に関して矛盾のない推計を行うことが可能であり、年齢各歳別という細かい年齢単位で都道府県別の将来人口推計を行っても長期間にわたって安定した推計結果が得られた。多地域モデルの利点として、将来の人口変化を出

---

7) 第3回～第6回調査までは、30～40歳代においてほぼ一貫して東京圏居住者に占める東京圏出生者の割合が上昇している。第7回調査では当該年齢階級において東京圏出生者の割合は低下したが、その一因として東日本大震災による影響の可能性が指摘されている。



生・死亡・転入・転出に分けて把握できることのほか、移動をネットワークとして捉えられるという点が挙げられる。たとえば、ある地域における出生関連政策の施行は当該地域の人口動態のみならず、人口移動を通じて他地域の人口動態にも影響を及ぼすことになるが、多地域モデルによれば、個々の地域における政策的介入が当該地域を含む全域の人口動態に与える波及効果のシミュレーションを行うことも可能である。このような利点を考慮すれば、多地域モデルの地域別将来人口推計への適用が望ましいことは論を待たないであろう。

第二に、2040年時点の推計結果を社人研地域推計の結果と比較すると、人口移動モデルと仮定設定方針が異なるにもかかわらず、非常に近い結果が得られた。その要因として、多地域モデルにより基準期間における転出率等を一定として推計を行うと、基準期間で転入超過の場合も転出超過の場合も純移動率としては縮小していく傾向があることが挙げられる。これは逆に、単一地域モデルによる推計を行う場合、推計期間中に純移動率を一律に縮小させる仮定を置くことによって、多地域モデルで人口移動傾向を一定とした場合の推計値に近い推計結果が得られる可能性を示唆している。しかし、単一地域モデルでは他地域を含めた男女年齢別人口分布変化によって生じる複雑な転入超過数の変動メカニズムを捉えることはできず、単一地域モデルにはやはり限界があると指摘せざるを得ない。

第三に、男女年齢別転出率・配分率を一定として長期間の推計を行うと、推計期間中に転入超過数の符号が反転する現象が多く発生することから、多地域モデルによる人口移動の仮定設定方法については検討の余地が大きい。「投影」としての推計を念頭に置いた場合、基準期間の転出率等を一定とする仮定は必ずしも適切ではない可能性が高く、地域別将来人口推計への多地域モデルの適用にあたっては人口移動に関する仮定設定が大きな課題であるといえる。現段階では具体的な仮定設定方針を立てることが非常に困難であるが、今後人口移動統計がさらに拡充・蓄積されていけば、多地域モデルの実用化も現実的になってくると考えられる。

その他、多地域モデル適用に際しての課題としては、モデルの対象外となる国際人口移動の仮定設定や、市区町村別などより細かい地域単位での推計への適用可能性の検討などが挙げられる。地域別の国際人口移動統計はかなり限定されてしまうが、近年、「住民基本台帳人口移動報告」や総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」においては、限定的ながらも外国人の移動状況が把握できるようになっており、これらを国際人口移動や外国人の国内人口移動の仮定設定に活用できる可能性がある。一方、市区町村別推計への適用可能性については、現段階では入手可能な統計が限定されているため、慎重な検討が必要である。多くの地方自治体が今日作成中の「地方人口ビジョン」において多地域モデルを適用するにはハードルが高く、当面限定的なデータを用いて多地域モデルに近い推計結果を得るには、社人研地域推計のように「場合分け純移動率モデル」を適用することや、本稿での分析で得られたように純移動率を縮小させることなどが考えられよう。ただし、ロジャース・モデル等のより一般的な多地域モデルを適用した場合にも、今回の推計のように純移動率の縮小傾向がみられるか否かについては、まだ検討の余

地がある。

本稿において多地域モデル適用の際の課題として浮かび上がった仮定設定に関しては、過去から現在に至るまでの都道府県別の転出と転入の状況についての詳細な分析が大きな手がかりになると考えられる。「住民基本台帳人口移動報告」において年齢別の集計結果や市区町村間 OD 表等が公表されるようになったことによって、分析の可能性は大きく広がっており、都道府県別人口移動の経年変化に関しても様々な角度からの分析手法が考えられる。これらについては、稿を改めて報告することとしたい。

(2015年9月21日査読終了)

## 参考文献

- Isserman, A. M. (1993) "The Right People, the Right Rates :Making Population Estimates and Forecasts with an Interregional Cohort-Component Model", *Journal of the American Planning Association* Vol.59, pp.45-64.
- Ledent, J. and Rogers, A. (1988) "Stable growth in native-dependent multistate population dynamics", *Mathematical Population Studies*, Vol.1, No.2, pp.157-171.
- Plane, D. A. (1993) "Requiem for the Fixed-Transition-Probability Migrant", *Geographical Analysis*, Vol.25, No.3, pp.211-223.
- Rogers, A. (1990) "Requiem for the Net Migrant", *Geographical Analysis*, Vol.22, No.4, pp.283-300.
- Rogers, A. (1995) *Multiregional Demography: Principles, Methods and Extensions*, Wiley.
- Rogers, A. and Raymer, J. (2005) " Origin Dependence, Secondary Migration, and the Indirect Estimation of Migration Flows from Population Stocks", *Journal of Population Research*, Vol.22, No.1, pp.1-19.
- Smith, S. K., Tayman, J., and Swanson, D. A. (2013) *A Practitioner's Guide to State and Local Population Projections*: Springer.
- Sweeny, S. H. and Konty, K. J. (2002) "Population Forecasting with Nonstationary Multiregional Growth Matrices", *Geographical Analysis*, Vol.34, No.4, pp.289-312
- Wilson, T. and Bell, M. (2004) "Comparative Empirical Evaluations of Internal Migration Models in Subnational Population Projections", *Journal of Population Research*, Vol.21, pp.127-160
- 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巻第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巻第3号, pp.87-111.
- 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—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 (2013a) 『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.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013b) 『2011年社会保障・人口問題基礎調査 第7回人口移動調査報告書』調査研究報告資料第31号.
- 清水昌人 (2010) 「近年における大都市圏の転入超過の分析」『人口問題研究』第66巻第1号, pp.1-16.
- 田原裕子 (2007) 「引退移動の動向と展望—団塊の世代に注目して—」石川義孝編著『人口減少と地域—地理学のアプローチ—』京都大学学術出版会, pp.43-67.

## On the Results and Consideration of Prefectural Population Projections using the Multi-Regional Migration Model

Shiro KOIKE

This paper investigates the merits and drawbacks of applying the multi-regional migration model to make population projections by prefecture and to calculate the results and number changes in population dynamics. The knowledge obtained from the results can be summarized as follows. First, the multi-regional migration model can offer stable projection results for the long term, even if applied by age (in a single year), and it is suitable for regional population projection because there are no contradictions in migration. Second, the net migration rate by age tends to decrease if the future population is projected using the multi-regional migration model, assuming that recent migration trends are fixed. This suggests that we can obtain population projection results close to those of fixing migration trends in the multi-regional migration model, by decreasing the net migration rate in the uni-regional migration model. Third, when the future population is projected over the long term using the multi-regional migration model and assuming that recent migration trends are fixed, the net migration number tends to reverse, suggesting that setting the migration assumption in the multi-regional migration model requires further consideration. This paper reconfirms the usability of the multi-regional migration model for regional population projections. On the other hand, it is indispensable for conducting detailed analyses of past migration trends by region to construct a reasonable migration assumption.