

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

小池 司 朗

地域別将来人口推計を行う際の重要な検討課題として、人口移動モデルの設定が挙げられる。将来の人口移動に関して同じ仮定を立てたととしても、採用する人口移動モデルによって推計結果が異なってくるには注意が必要である。本稿ではロジャース・モデルを出発点として合計5つのモデルを用い、同じ基準人口データと同じ人口移動の仮定の下で都道府県別の推計を行い、推計結果や実績値との比較を通して各モデルの利点と問題点について考察した。その結果、「プール」と「二地域」の両モデルにおいては推計に必要な仮定値の数がロジャース・モデルと比較して大幅に少ないにもかかわらず、人口移動傾向がほぼ正確に投影可能である反面、「純移動率」と「純移動率（場合分け）」の両モデルでは、地域によっては推計値が大きく歪められることが明らかになった。ただし、「純移動率（場合分け）」による推計値は「純移動率」よりもロジャース・モデルからの乖離が小さく、純移動数の符号により分母人口を変化させることについて一定の効果も示された。

I. はじめに

今日、世界各国の将来人口推計手法として最もよく用いられているのがコーホート要因法である。本手法においてはコーホート（同一出生集団）の動きに注目しながら、人口を変動させる要因である出生・死亡・移動それぞれについて何らかの仮定を置くことによって、将来人口を推計する。将来人口変化の人口学的な要因が明快であるなど多くの利点を持つことから、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）の全国推計や都道府県別推計でも、一貫してコーホート要因法を採用している。

コーホート要因法における出生・死亡・移動に関する仮定の置き方は実に様々であるが、地域別の将来人口推計において最も仮定値設定方法の選択肢が多いのは移動であろう。出生と死亡が単一の場所で発生するのに対して、移動は転入と転出に分けられ、それぞれ二箇所の人口を変化させる。ある地域における転入と転出は、当然その地域の社会経済的、政治的、人口構造的な諸要因の影響を受けるが、同時に転入者の転出元や転出者の転入先の地域の諸要因によっても左右される。移動は直接的に他地域と関連しているという点で出生や死亡とは異質であり、それが故に将来人口移動のモデル化が非常に困難である。以下、移動に関するモデルに焦点を絞って論を進めていく。

全国単位での将来人口推計には、国際人口移動に関する仮定が必要となる。本来であれば、推計対象としている国と他の各国との間の人口移動流をそれぞれ考慮してモデル化することも考えられる。しかし、この方法が採用される例はきわめて少ない。その理由として、一般に各国との国際人口移動の動きが往々にして不安定であること、移動傾向を分析

するのに必要な統計データが不十分であること、また将来の国の移民政策等によって各国との出入国者数は大きく変化する可能性があること、などが挙げられる。したがって、入国者の出発地や出国者の到着地は明示することなく、過去のトレンド等から全体としての男女年齢別出国者数及び入国者数に関する仮定を設定するのが一般的である¹⁾。

一方、国内の地域別将来人口推計には、国際人口移動に加えて国内の地域間人口移動に関する仮定が必要となる。国内人口移動に関する仮定の置き方は実に様々であり、地域別の将来人口推計において通常最も検討すべき課題となるが、多くの場合人口移動データの整備状況に大きく制約されることになる。わが国では地域間の人口移動に関するデータが必ずしも十分ではないことから、社人研の都道府県別将来人口推計は、都道府県（男女年齢）ごとに純移動率を仮定する単一地域（純移動率）モデルを採用している。しかし単一地域モデルは理論的な矛盾を孕んでいることから（Rogers 1990）、地域間の人口移動データが十分に得られる状況下においては、適用が好ましくない可能性がある。

これに対し、多地域モデル（ロジャース・モデル）では推計対象とするすべての地域間ペアについて転出率を設定する。国内にN個の推計対象地域が存在することを仮定すると、国際人口移動を除けば、ある地域では [N-1] 個の地域から人口が転入する可能性があり、また同じ [N-1] 個の地域へ人口が転出する可能性がある。そこでロジャース・モデルでは、当該地域に残留する人口も含め、 $N \times N$ の移動マトリックスを（男女年齢別に）作成することによって国内人口移動をモデル化する。ロジャース・モデルは理論的な矛盾がなく、人口学的にも最も洗練された人口移動モデルといえるが、上述の人口移動データの制約や推計に必要な計算量などの問題から、従来さほど普及してこなかった。

しかし近年、海外の地域別推計においては次第にロジャース・モデルの利用が浸透しつつあることが報告されているほか（Wilson and Rees 2005）、複数地域の枠組みを崩さずに推計に要する変数を減少させたモデルが採用されている国も存在する。こうした動きの背景として、データ整備の拡充やパソコンのスペック向上、また地域別推計の需要増大などが挙げられるだろう。わが国における今後の地域別将来人口推計の方向性を考えるうえでも大いに注目される。

わが国でも、平成2（1990）年と平成12（2000）年の国勢調査においては人口移動集計がまとめられており、そのなかには5歳以上の人口に関して「都道府県別、男女5歳階級別、5年前の常住都道府県」の集計結果が存在する。公表時期の都合上、社人研の都道府県別将来推計人口に活用することは現在のところ不可能であるが、本データを利用すれば、ロジャース・モデルによる都道府県別推計も概ね可能となる。また現実的なデータ利用性に即して本データを故意に縮約することによって、単一地域モデルをはじめとする他の人口移動モデルの適用も可能である。

このように種々の人口移動モデルが考えられるなかで、将来の人口移動に関する仮定を

1) たとえば、社人研の全国推計「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」においては、日本人と外国人についてそれぞれ別々に、外国との男女年齢別の転入超過数または転入超過率を仮定している（国立社会保障・人口問題研究所 2007a）。

どのように置くかということと同時に、同じ仮定を採用した場合でも人口移動モデルによって推計結果が異なってくる点にも注意が必要である。本稿では、同一のデータソースと同一の仮定を用いた場合に、人口移動モデルの違いによって推計値にどの程度の差が生じるのか、ということを明らかにする。推計単位にもよるが、現段階ではわが国の地域別将来人口推計においてロジャース・モデルをそのまま適用することは、多くの場合困難である。したがって、モデルの簡略化が現実的な選択となるが、ロジャース・モデルと遜色ないほど人口移動傾向が正確に投影されるためには、どこまでモデルを簡略化することが可能なのであろうか。あるいはロジャース・モデル以外のモデルでは許容範囲内の正確な投影は不可能なのであろうか。こうした点が明確になれば、今後の地域別将来人口推計における人口移動モデルを考えるうえで重要な指針となるであろう。

II. 人口移動モデルと地域別将来人口推計との関連について

人口移動モデルについてはこれまで多くの研究蓄積がみられるが、将来人口推計に結びつけた研究は意外に少なく、大半が直近の人口移動パターンの記述などにとどまっている (Wilson and Rees 2005)。地域別将来人口推計における人口移動モデルの重要性を考えればやや意外にも捉えられるが、その理由として、主に次の要因を挙げることができる。すなわち、地域別の人口移動は一般に変化が激しいため、様々な人口移動モデルが想定されるなかでも、将来人口推計においてどのような仮定を設定するかが非常に困難な問題となる。したがって、過去の人口移動量や率のトレンドから時系列モデルを構築するか、あるいは社会経済的な変数を追加することなどによって、将来の人口移動に関する仮定を柔軟に変化させる試みがみられるが (たとえば、van der Gaag et al. 2003など)、普遍的な決定版といえる仮定は存在しない。このため、社人研による都道府県別の将来人口推計のように、仮定値を推計期間中一定とするか、あるいは直線的に変化させるという単純な仮定が諸外国の地域別推計においてもしばしば用いられる²⁾。また人口学的な変数のみを利用したモデルに限った場合でも、大量の変数を必要とするロジャース・モデルなどを将来人口推計に適用するのに必要十分なデータは、実際には得られないことが多いため、変数を縮約した形でのモデルの適用が実践的な選択となる。このように、移動モデルの理論的な精緻化が必ずしも将来人口推計の精度向上に結びつかないことが、両者の関連性を希薄にしていると考えられる。

地域別将来人口推計に適用される人口移動モデルは、利用可能なデータ上の制約やパソコンの計算能力の問題などから、1980年代頃までは単一地域モデルが主流であったが、Rogers (1990) による単一地域モデルへの痛烈な批判を契機として、次第に多地域モデ

2) ヨーロッパ各国における地域別推計では、多くの国において直近の移動率を一定とする仮定が採用されているほか (Kupiszewski and Kupiszewska 2003)、Eurostat によるNUTS-2別推計 (EUROPOP2004) やオーストラリアの州別推計 (Australian Bureau of Statistics 2005) などにおいても、設定された移動率を一定または直線的に変化させるという仮定が置かれている。

ルやその変形版が各国の地域別将来人口推計に採用されるようになってきた。こうしたなかで本研究と同様、異なるモデル間で同じ仮定を用いることを条件として、それぞれのモデルによる推計結果の違いを分析した研究は諸外国において散見される。たとえば、上記の Rogers (1990) や Plane (1993) においては、架空のデータを用いて同じ仮定の下でモデル間の推計結果の違いを分析している。また実際のデータに適用した事例としては、Smith (1986), van Imhoff et al. (1997), Wilson and Bell (2004) などを挙げる事ができる。Smith (1986) では、アメリカの州別将来人口推計において3つの人口移動モデルを設定して実際に推計を行い、モデル間の推計結果の比較分析とともに、地域の人口変化状況に応じた望ましいモデルを提示している。van Imhoff et al. (1997) では、1995年に行われた Eurostat によるヨーロッパ各国の地域 (NUTS-2) 別推計に利用された人口移動モデルについて解説している。O (出発地)・D (到着地)・A (年齢)・S (性)・T (時間) という5次元の変数をフルに活用したモデルを出発点とするが、本モデルは莫大なデータ量を必要とするうえ、データ自体が得られない国も多く存在するため、一つ以上の変数を集計したモデルとそれらを組み合わせた数多くのモデルを設定し、推計精度に大きな影響を及ぼさない程度のモデルの簡略化について考察している。また Wilson and Bell (2004) では、オーストラリアの州別推計にロジャース・モデルや上記の Eurostat モデルを含めた計10種類のモデルを設定し、概念的な透明性と実用性の双方に耐えうるモデルを提示している。また将来人口推計と直結する形ではないが、Rogers et al. (2001) や Rogers and Raymer (2002) などでは、センサスにおいて観察されたアメリカ国内4地域間の移動数に対数線型モデルとロジットモデルを適用している。このなかではO (出発地)・A (年齢)・T (時間) を主要素、およびそれらの組み合わせを相互作用要素として年齢別転出率を完全に説明する飽和モデル (Saturated Model) を構築したうえで、そこからいくつかの要素を選択して転出率の推計を行い、重要な要素の抽出を試みている。いずれの研究も大変興味深いものであるが、わが国においてこれらに類した研究は、純移動率モデルの改良を提示した小池 (2008) を除いて管見の限り存在しない。諸外国とはデータ整備状況等が異なる日本において、都道府県別の将来人口推計に適しているのはどのモデルであろうか？ 本稿では主に Wilson and Bell (2004) の観点を都道府県別の推計に導入して分析を進めていく。

以下では、平成2 (1990) 年の国勢調査による人口移動集計を利用し、5種類のモデルを都道府県別の将来人口推計に適用した推計結果を提示する。推計の基準年次は平成2 (1990) 年、また基準期間は昭和60 (1985) 年～平成2 (1990) 年である。基準年次を平成2 (1990) 年としたのは、平成17 (2005) 年までの実績値との比較も併せて行うためである。各モデル間の推計結果の比較、および各モデルと実績値との比較等を通して、わが国における地域別の将来人口推計に適したモデルを検討し、若干の考察を加えて結びとする。

Ⅲ. 用いた人口移動モデルと仮定

推計結果の提示と分析の前に、ここでは各人口移動モデルの概要、および将来人口推計に用いた仮定について説明する。本研究では、次の5つの人口移動モデルにより都道府県別の将来人口推計を行った。

- ① ロジャース・モデル
- ② プールモデル
- ③ 二地域モデル
- ④ 純移動率モデル
- ⑤ 純移動率モデル（場合分け）

以下、各モデルについて推計式を交えて解説する。なお記述する各式においては、式中の煩雑な表現を避けるため、男女別の記号を用いていないが、実際にはすべて男女別に算出する。また、各モデルによる推計に必要なとなる移動関連の仮定値等についてまとめたものを、表1に示した。

表1 各モデルに必要なとなる移動関連の仮定値

人口移動モデル	必要となる移動関連の仮定値	各年齢階級につき必要な仮定値の数 (地域数をNとした場合)
① ロジャース・モデル	転出先別転出率	N (N-1)
② プールモデル	転出率、(転入者の)配分率	2N
③ 二地域モデル	転出率、他地域の転出率	2N
④ 純移動率モデル	純移動率	N
⑤ 純移動率モデル (場合分け)	純移動率、対外純移動率	N

1. 各モデルの解説

① ロジャース・モデル

本モデルは Andrei Rogers によって提示されたモデルであり (Rogers 1966, Rogers 1975), 通常は多地域モデル (Multiregional Model) と呼ばれる。アメリカセンサス局による州別の推計 (U. S. Census Bureau 2005) をはじめ³⁾, 近年のヨーロッパ各国の地域別推計においてもロジャース・モデルの適用例が多くみられる (Kupiszewski and Kupiszewska 2003)。わが国においては現在のところほとんど普及していないが、地域ブロック別や都道府県別の試算推計に適用した例として、川嶋ほか (1982) ・Kuroda

3) ただし、州×州 (51×50: コロンビア特別区を含む) のクロスではなく、州×地域ブロック (Northeast, Midwest, South, West) の51×4のクロスを採用している。

and Nanjo (1982)・南條ほか(1993)が挙げられる。

ロジャース・モデルでは、すべての国内地域間のペアについて年齢別に地域人口を分母とする転出率を設定するため、理論的にも無矛盾のモデルである。わが国の都道府県別推計の場合、任意の年齢について当該地域への残留率を除いて47×46の転出率データが必要となる。通常の推計ではこの他に、別途国際人口移動に関する仮定を必要とするが、ここでは割愛する。②以下に述べるモデルでも同様である。

t 年における都道府県 i の年齢階級 $x \sim x+4$ 歳人口を ${}_xP(t)_i$ 、 $t \rightarrow t+5$ 年の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳における都道府県 i から都道府県 j への転出率を ${}_x o(t)_{ij}$ 、 $t \rightarrow t+5$ 年の都道府県 i の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳における生残率を ${}_x s(t)_i$ とすれば、 $t+5$ 年における都道府県 i の年齢階級 $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5}P(t+5)_i$ は、

$$\begin{pmatrix} {}_{x+5}P(t+5)_1 \\ \dots \\ {}_{x+5}P(t+5)_i \\ \dots \\ {}_{x+5}P(t+5)_{47} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} {}_x s(t)_1 - \sum_{j \neq 1} {}_x o(t)_{1j} & \dots & {}_x o(t)_{i1} & \dots & {}_x o(t)_{47,1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ {}_x o(t)_{1,i} & \dots & {}_x s(t)_i - \sum_{j \neq i} {}_x o(t)_{ij} & \dots & {}_x o(t)_{47,i} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ {}_x o(t)_{1,47} & \dots & {}_x o(t)_{i,47} & \dots & {}_x s(t)_{47} - \sum_{j \neq 47} {}_x o(t)_{47,j} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} {}_x P(t)_1 \\ \dots \\ {}_x P(t)_i \\ \dots \\ {}_x P(t)_{47} \end{pmatrix}$$

として求めることができる。なお基準期間における都道府県 i から都道府県 j への年齢別転出率 ${}_x o(1985)_{ij}$ は、次のようにして算出する。

$${}_x o(1985)_{ij} = \frac{{}_x O(1985)_{ij}}{{}_x P(1985)_i}$$

ここに、 ${}_x O(1985)_{ij}$ ：平成2（1990）年国勢調査の人口移動集計による、昭和60（1985）年 $x \sim x+4$ 歳 \rightarrow 平成2（1990）年 $x+5 \sim x+9$ 歳の都道府県 i から都道府県 j への移動数、 ${}_x P(1985)_i$ ：昭和60（1985）年国勢調査による都道府県 i の $x \sim x+4$ 歳人口、である。

なお、平成2（1990）年の国勢調査では「5年前の居住地」について尋ねている。したがって、5年前から調査時点までの間に移動してもその後死亡した人については移動者としてカウントされないため、上記の転出率は、死亡がすべて移動前に発生すると仮定した場合の値となっている。このため、より正確な移動確率（および死亡確率）にするための補正方法が既往研究により提示されている（たとえば、Rogers 1995）が、ここでは補正を行わないこととした。その理由は第一に、移動率が高い若年層では死亡率が低く（生残率が高く）、また死亡率が高い（生残率が低い）高年齢層では移動率が低いため、補正を少なくとも推計結果には大きく影響しないと判断したからである。第二に、本稿の主たる目的が同一データを用いた場合に人口移動モデルの違いから生じる推計結果の差についての比較分析であるため、補正は本質的な問題ではない。したがって、以下で述べるモデルに対しても同様に補正を行わないこととした。

② プールモデル

ロジャース・モデルは地域間の人口移動パターンをフルに考慮したモデルであるが、推計に要する仮定値の数が膨大となることが難点である。計算に必要なパソコンのスペックの問題はほぼ解消されているといえるが、実際に地域間の人口移動データが満足に得られることは少なく、これまで複数地域の枠組みを保ちながら、実存するデータに即して変数を縮約した形でのモデルが模索されてきた（たとえば Rogers 1976, Rees 1986）。プールモデルはその一つであり、海外での地域別推計において数多くの適用例がみられる。たとえば直近の Eurostat による地域（NUTS-2）別推計（EUROPOP2004）における人口移動モデルのベースはプールモデルであり（Eurostat 2007）、ヨーロッパ各国における地域別推計においてもいくつかの国でプールモデルが採用されている（Kupiszewski and Kupiszewska 2003）。

プールモデルでは、ロジャース・モデルよりも大幅に少ない仮定値での推計が可能であり、次の2段階のプロセスにより移動数を推計する。第一に、各地域における地域外への転出率を設定して地域別の転出者数を求め、得られた転出者数をすべての地域について足し上げることにより、全地域における地域外への転出者総数（プール）を求める。第二に、得られたプールを転入者として各地域に配分するが、その割合は配分率（Distribution Proportion）によって決定される。配分率は、プールがすべていずれかの地域に割り振られるために、各地域の合計が1となるように設定される。この措置により、地域間の転出者数と転入者数は一致することが約束されており、プールモデルは、ロジャース・モデルのなかで出発地と到着地の間の独立性を仮定した特殊なケースとみなすことができる（van Imhoff et al. 1997）。以下、プールモデルによる推計を式によって示す。

推計期間 $t \rightarrow t+5$ 年における、都道府県 i の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳での国内他地域への転出率を ${}_x o(t)_i$ とすれば、当該年齢階級における $t \rightarrow t+5$ 年の国内他地域への転出者数 ${}_x O(t)_i$ は、

$${}_x O(t)_i = {}_x P(t)_i \times {}_x o(t)_i$$

と算出される。なお、基準期間における国内他地域への年齢別転出率 ${}_x o(1985)_i$ は、

$${}_x o(1985)_i = \frac{\sum_{j \neq i} {}_x O(1985)_{ij}}{{}_x P(1985)_i}$$

として求められる。

また、期首 t 年に $x \sim x+4$ 歳である人口が期末 $t+5$ 年に $x+5 \sim x+9$ 歳として都道府県 i に生残する人口を ${}_x S(t)_i$ とすると、国際人口移動は考慮していないので、

$${}_x S(t)_i = {}_x P(t)_i \times ({}_x s(t)_i - {}_x o(t)_i) = {}_x P(t)_i \times {}_x s(t)_i - {}_x O(t)_i$$

となる。次に、各都道府県からの国内他地域への転出者数をすべて合計し、地域外転出者の年齢別総数（プール）を求める。その値を ${}_xPool(t)$ とすれば、

$${}_xPool(t) = \sum_i {}_xO(t)_i$$

である。

続いて、求められた ${}_xPool(t)$ は各都道府県に設定された年齢別配分率 ${}_xd(t)_i$ に基づき、転入人口 ${}_xH(t)_i$ として割り振られることになる。すなわち、

$${}_xH(t)_i = {}_xPool(t) \times {}_xd(t)_i \quad \text{ただし} \quad \sum_i {}_xd(t)_i = 1$$

となる。なお、基準期間における年齢別配分率 ${}_xd(1985)_i$ は、

$${}_xd(1985)_i = \frac{\sum_{j \neq i} {}_xO(1985)_{j,i}}{\sum_i \sum_{j \neq i} {}_xO(1985)_{j,i}}$$

として求められる。

都道府県 i の期末 $t+5$ 年における $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5}P(t+5)_i$ は、生残人口 ${}_xS(t)_i$ と転入人口 ${}_xH(t)_i$ を加えることによって、

$${}_{x+5}P(t+5)_i = {}_xS(t)_i + {}_xH(t)_i = {}_xP(t)_i \times {}_xs(t)_i - {}_xO(t)_i + {}_xPool(t) \times {}_xd(t)_i$$

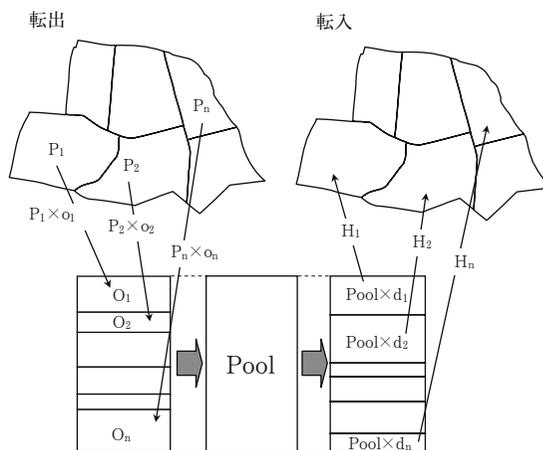
として求められる。

上記のうち転出と転入の部分を略図としてまとめると、図1のようになる。

③ 二地域モデル

ロジャース・モデルから派生した少変数のモデルとして、プールモデルのほかに二地域モデルが挙げられる。二地域モデルは、主に推計対象とする地域を一地域、その他すべての国内地域（または海外を含めた地域）を一地域とした二地域においてロジャース・モデルを適用し、これを対象地域数の分だけ繰り返して推計を行う方法である。二地域モデルはプー

図1 プールモデルの概略図



ルモデルと同様、すべての地域間における転出率データを必要とせず、ロジャース・モデルに要するコストの多くを避けながらその利点を多分に享受するモデルであるといえる (Smith et al. 2001). 二地域モデルは Rogers (1976) や Isserman (1993) などによって具体的に提示されており、仮想のデータを利用した推計も行われている. 近年では、オーストラリアのクインズランド州における将来人口の確率的な予測の試みに二地域モデルが適用されている (Wilson and Bell 2007). 二地域モデルによる推計に必要な式は以下の通りである.

t 年における都道府県 i を除いた国内他地域の年齢階級 $x \sim x+4$ 歳人口を ${}_x RP(t)_i$, $t \rightarrow t+5$ 年における国内他地域の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳生残率を ${}_x Rs(t)_i$, 国内他地域から都道府県 i への当該年齢階級における年齢別転出率を ${}_x o(t)_{R,i}$ とすれば, $t+5$ 年における都道府県 i の $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5} P(t+5)_i$ と国内他地域の $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5} RP(t+5)_i$ は, それぞれ,

$$\begin{bmatrix} {}_{x+5} P(t+5)_i \\ {}_{x+5} RP(t+5)_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {}_x s(t)_i - {}_x o(t)_i & {}_x o(t)_{R,i} \\ {}_x o(t)_i & {}_x Rs(t)_i - {}_x o(t)_{R,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} {}_x P(t)_i \\ {}_x RP(t)_i \end{bmatrix} \dots\dots\dots(1)$$

と算出される.

なお, 基準期間における国内他地域から都道府県 i への年齢別転出率 ${}_x o(1985)_{R,i}$ は,

$${}_x o(1985)_{R,i} = \frac{\sum_{j \neq i} {}_x O(1985)_{j,i}}{{}_x RP(1985)_i} = \frac{\sum_{j \neq i} {}_x O(1985)_{j,i}}{\sum_{j \neq i} {}_x P(1985)_j}$$

として求められる. また基準期間における都道府県 i から国内他地域への転出率 ${}_x o(1985)_i$ はプールモデルの ${}_x o(1985)_i$ と同じ式によって求められる.

実際の計算にあたり, (1)式の行列をすべての都道府県とそれらに対応する国内他地域に適用して推計することも考えられるが, 都道府県別に設定されている年齢別の生残率仮定値から国内他地域の年齢別生残率 ${}_x Rs(t)_i$ を導出することは煩雑である. したがってここでは, 都道府県 i についてのみ推計を行い (すなわち, (1)式左辺上段の ${}_{x+5} P(t+5)_i$ のみ算出し), これを各都道府県に対して繰り返すことによって, 都道府県別・年齢別の推計人口を求めた.

④ 純移動率モデル

プールモデルと二地域モデルは, ロジャース・モデルを簡略化しているものの, それぞれ推計対象地域における年齢別転出率をベースとした人口移動流を考慮し, 複数地域の枠組みを維持している. しかし純移動率モデルではさらにデータを縮約し, 地域ごとに年齢

別純移動数を分子とし、地域別年齢別人口を分母とした純移動率を仮定値とした推計を行う。社人研の都道府県別推計では現在までのところこのモデルを採用しており（国立社会保障・人口問題研究所 2007b）、わが国におけるコーホート要因法による地域別推計の大半は純移動率モデルによって行われている。推計式は以下の通りである。

推計期間 $t \rightarrow t+5$ 年の都道府県 i の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳における純移動率を ${}_x m(t)_i$ とすれば、 $t+5$ 年における当該都道府県の $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5} P(t+5)_i$ は、

$${}_{x+5} P(t+5)_i = {}_x P(t)_i \times ({}_x s(t)_i + {}_x m(t)_i)$$

と算出される。

基準期間における純移動率 ${}_x m(1985)_i$ は、国勢調査の人口移動集計データから、地域における年齢別転入数の合計から年齢別転出数の合計を引いて純移動数を求め、その値を昭和60（1985）年の都道府県別年齢別人口で割ることによって求められる。すなわち、

$${}_x m(1985)_i = \frac{\sum_{j \neq i} {}_x O(1985)_{j,i} - \sum_{j \neq i} {}_x O(1985)_{i,j}}{{}_x P(1985)_i}$$

となる。

⑤ 純移動率（場合分け）モデル

純移動率モデルと同様、本モデルにおいても純移動率を仮定値とするが、純移動数の符号によって分母人口を変化させた値を用いる。すなわち基準期間における純移動数がプラスの場合は、[全国－地域] の年齢別人口を、マイナスの場合は地域の年齢別人口を分母として純移動率を算出する。純移動率算出の際にすべて地域人口を分母にすると、特に純移動数がプラスの場合に非現実的な推計値が算出される可能性がある。したがって、利用可能なデータが限定されるが故に純移動率モデルによる推計の場合、小池（2008）では本モデルを推奨しており、[全国－地域] の年齢別人口を分母として算出された純移動率を対外純移動率と呼んでいる。計算式は以下の通りである。

推計期間 $t \rightarrow t+5$ 年における、都道府県 i の $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳での対外純移動率を ${}_x rm(t)_i$ とすると、都道府県 i の $x+5 \sim x+9$ 歳人口 ${}_{x+5} P(t+5)_i$ は、純移動率がプラスの場合、

$${}_{x+5} P(t+5)_i = {}_x P(t)_i \times {}_x s(t)_i + {}_x RP(t)_i \times {}_x rm(t)_i$$

一方純移動数がマイナスの場合は、純移動率モデルと同様

$${}_{x+5} P(t+5)_i = {}_x P(t)_i \times ({}_x s(t)_i + {}_x m(t)_i)$$

として算出される。

基準期間において純移動数がプラスの場合の対外純移動率 ${}_xrm(1985)_i$ は、

$${}_xrm(1985)_i = \frac{\sum_{j \neq i} {}_xO(1985)_{j,i} - \sum_{j \neq i} {}_xO(1985)_{i,j}}{{}_xRP(1985)_i}$$

として求められる。したがって、推計に必要な仮定値の数は純移動率モデルと同じであるが、本モデルでは別途全国人口データが必要となる。

2. 推計に用いた仮定

上で述べた①～⑤のモデルにおいては、転出率・純移動率ほかモデルに合わせた仮定値が必要となるが、これらは推計期間中、基準期間において求められた値をすべて一定として計算を行った。すなわち任意の t に対して、

$${}_xo(t)_i = {}_xo(1985)_i \quad {}_xd(t)_i = {}_xd(1985)_i \quad {}_xm(t)_i = {}_xm(1985)_i$$

などと置いた。他の仮定値についても同様である。

また出生→0～4歳の移動は、平成2（1990）年国勢調査の人口移動集計の対象となっていない。したがって当該年齢階級においては、「都道府県別将来推計人口（平成4年10月推計）」（厚生省人口問題研究所 1992b：以下、公式推計）で仮定されている都道府県別の純移動率を、すべてのモデルに一律に適用した。すなわち、推計期間 $t \rightarrow t+5$ 年の都道府県 i における出生数を $B(t)_i$ 、公式推計において仮定されている出生→0～4歳の生残率・純移動率をそれぞれ ${}_Bs(t)_i$ 、 ${}_Bm(t)_i$ とすれば、都道府県 i の $t+5$ 年0～4歳人口 ${}_0P(t+5)_i$ は、

$${}_0P(t+5)_i = B(t)_i \times ({}_Bs(t)_i + {}_Bm(t)_i)$$

として求めた。出生→0～4歳は人口移動がさほど盛んではないため、すべてのモデルに対し一律に上記の純移動率を適用した場合でも、モデル間の推計結果を比較する上ではほとんど問題ないと思われる。また人口移動集計は最高年齢部分が「80歳以上→85歳以上」でまとめられているため、それに合わせて各モデルによる推計も85歳以上をエンドオーバーとし、「80～84歳→85～89歳」と「85歳以上→90歳以上」で公式推計において別々に設定されている生残率は、それらの値から「80歳以上→85歳以上」の値を計算し直した。

その他の推計手法等はすべて公式推計に準ずることとした。すなわち、純移動率以外の仮定値（出生率・生残率・出生性比）については公式推計で仮定されている値をすべてのモデルで利用した。なお各年の推計値算出後は、都道府県別男女5歳階級別推計人口の合計が、全国推計（「日本の将来推計人口—平成2～37年—（平成4年9月推計）」（厚生省

人口問題研究所 1992a)) の結果に合致するように一律補正を施したため、各年で求められる年齢別推計人口の都道府県合計はすべてのモデルにおいて同じとなる。また、「⑤ 純移動率(場合分け)モデル」において必要となる全国人口データも、上記の全国推計値を利用した。

なお公式推計では「④ 純移動率モデル」に相当する手法により推計を行っているが、人口移動の仮定に利用したデータソースの違いにより、推計結果は「④ 純移動率モデル」とは異なる。すなわち、「④ 純移動率モデル」では上記のように国勢調査の人口移動集計を利用して都道府県間の転入数から転出数を差し引いて求められた純移動数を分子として純移動率を算出しているのに対して、公式推計では直近と5年前の2時点の国勢調査人口とその間の男女年齢別生残率によって推定された純移動数を分子として純移動率を算出している。前者は国際人口移動が含まれない純移動率であるが、後者では国際人口移動が含まれた純移動率となる。したがって、特に入国超過または出国超過が著しい都道府県では、両者の間で推計結果が大きく異なってくる可能性があることに注意が必要である。

IV. 推計結果

以下では、平成2(1990)年の国勢調査による都道府県別男女5歳階級別人口(年齢不詳は按分)を基準として、上記の5モデルによる推計結果を提示する。また当該年からは平成17(2005)年時点で15年が経過しており、各モデルによる推計値間の比較と同時に実績値との比較も交えて分析を行い、参考のため公式推計の結果も併せて掲載する。公式推計では、基準期間(昭和60(1985)～平成2(1990)年)において推定された純移動率を推計期間中男女別に同じ倍率で縮小させた場合を主推計とし⁴⁾、同純移動率を推計期間中一定とした場合を参考推計としている。以下の図表では、主推計を「主推」、参考推計を「参考」と表記し、これらを総称して公式推計と表現した。各モデルによる推計期間は、公式推計と同様に平成22(2010)年までの20年間とした。

1. 結果の概要

平成17(2005)年の都道府県別総人口の各モデルによる推計結果および公式推計の結果について、平成2(1990)年の値を100.0とした指数で表したのが表2である。本表から各モデル間で推計結果の比較を行うと、「ロジャース」・「プール」・「二地域」の3モデル(以下、多地域モデル群と呼ぶこととする)ではすべての都道府県においてほぼ同じ推計結果が導かれている。このことは、「プール」・「二地域」の両モデルにおいては推計に用いる仮定値の数が大幅に縮約されているにもかかわらず、すべての地域間で転出率を設定する「ロジャース」と遜色ない推計値の提供が可能であることを示唆している。

4) 基準期間における年齢別純移動率に対し、推計期間ごとに男性0.986・女性0.942の縮小係数を乗じた値を仮定値としている。ただし推計の最初の期間である平成2(1990)～平成7(1995)年については、昭和60(1985)～平成2(1990)年の各都道府県の動向を反映させる形で、上記の縮小係数を基本線として3パターンの係数を乗じている(厚生省人口問題研究所 1992b)。

表2 各モデルによる平成22（2010）年の総人口推計結果（1990年＝100.0とした場合）

	①	②	③	④	⑤	公式推計	
	ロジャース	プール	二地域	純移動率	純移動率 (場合分け)	主推	参考
全 国	105.5	105.5	105.5	105.5	105.5	105.5	105.5
北海道	96.8	96.8	97.2	95.1	95.5	94.0	92.9
青 森	87.3	87.7	87.9	84.0	84.3	85.6	84.2
岩 手	93.1	93.3	93.5	90.3	90.8	91.7	90.7
宮 城	108.4	109.2	109.2	109.7	109.9	108.0	108.1
秋 田	87.8	88.1	88.3	84.8	85.3	86.0	84.9
山 形	93.9	94.1	94.3	91.8	92.3	92.8	92.1
福 島	100.0	99.7	99.9	97.9	98.5	99.3	98.8
茨 城	114.1	113.0	112.9	113.9	114.0	114.3	114.6
栃 木	111.0	110.2	110.2	110.6	110.7	111.6	111.8
群 馬	106.7	106.1	106.2	105.5	105.9	106.9	107.0
埼 玉	128.9	129.6	128.8	141.1	135.2	138.7	141.3
千 葉	123.9	124.0	123.3	132.4	128.8	131.2	133.2
東 京	98.1	96.3	96.6	91.6	93.8	94.7	93.7
神奈川	121.2	121.9	121.3	127.6	126.4	126.1	128.6
新 潟	96.6	96.5	96.8	94.6	95.2	95.8	94.9
富 山	96.9	97.0	97.2	95.5	96.0	97.2	96.9
石 川	102.3	102.5	102.7	101.8	102.3	101.2	100.7
福 井	100.3	100.4	100.6	98.7	99.3	99.1	98.6
山 梨	108.0	107.7	107.8	106.9	107.3	106.0	106.1
長 野	102.3	102.1	102.3	100.9	101.5	101.6	101.4
岐 阜	105.6	105.2	105.4	104.4	104.8	103.8	103.6
静 岡	107.4	107.1	107.2	106.4	106.8	107.5	107.6
愛 知	111.5	111.6	111.7	111.7	112.3	110.8	110.8
三 重	108.1	107.8	107.8	107.4	107.7	106.5	106.7
滋 賀	120.2	120.5	120.4	124.0	122.9	121.5	122.6
京 都	103.3	103.2	103.2	101.9	102.6	100.2	99.6
大 阪	100.9	100.9	101.0	99.0	99.9	99.8	99.1
兵 庫	107.7	107.9	107.9	107.6	108.0	107.3	107.4
奈 良	119.1	119.5	119.0	123.3	122.1	117.7	118.9
和歌山	95.2	95.3	95.4	92.7	93.3	92.9	92.0
鳥 取	96.9	97.5	97.6	95.3	96.0	95.7	94.8
鳥 根	92.7	93.2	93.3	90.2	91.0	89.8	89.0
岡 山	100.7	101.1	101.2	100.0	100.4	99.1	98.6
広 島	102.7	103.4	103.5	102.6	103.0	102.0	101.6
山 口	92.5	92.8	92.9	89.8	90.2	89.4	88.5
徳 島	95.0	95.4	95.6	93.4	93.9	93.7	93.2
香 川	98.1	99.0	99.0	97.2	97.7	96.7	96.4
愛 媛	94.8	95.2	95.4	92.8	93.3	92.7	91.9
高 知	91.0	91.5	91.6	88.8	89.3	89.5	88.8
福 岡	103.8	104.8	104.8	104.2	104.5	103.7	103.6
佐 賀	96.0	96.7	96.8	93.9	94.4	94.9	94.1
長 崎	92.4	92.8	92.9	89.1	89.5	89.4	88.2
熊 本	97.7	98.2	98.3	95.6	96.2	95.3	94.7
大 分	94.0	94.5	94.6	91.5	92.0	91.7	90.9
宮 崎	94.7	95.4	95.5	92.4	92.9	93.4	92.5
鹿 児 島	93.9	94.2	94.3	90.8	91.4	91.0	90.1
沖 縄	108.0	108.2	108.4	107.3	107.8	110.8	110.7

注：「公式推計」は、「都道府県別将来推計人口（平成4年10月推計）」による。

一方で、「純移動率」・「純移動率（場合分け）」（以下、純移動率モデル群と呼ぶこととする）、および公式推計の推計結果は、多地域モデル群からやや乖離する傾向が認められ、特に人口増加率または減少率が高い地域においてその傾向が顕著である。人口の変化が緩やかな地域においては差が小さいが、人口増加率が高い地域では多地域モデル群よりも指数が高く、人口減少率が高い地域では逆に多地域モデル群よりも指数が低くなっている。ただし純移動率モデル群同士を比較すると、大半の都道府県において、「純移動率（場合分け）」の方が若干ながら多地域モデル群に近い推計結果となっている。表2のうち、「純移動率」と公式推計の「参考」については、設定されているモデルの構造と仮定は全く同一であるが、地域によっては両者の間で多少の指数の開きがみられる。これは前述したように、主に純移動率を求める際に用いたデータの違いから生じている。

公式推計において最も人口増加率が高い埼玉県を取り上げ、各モデルの総人口推計結果を実績値と併せてプロットしたのが図2-1である。推計期間中一貫して人口が増加するのは各モデルに共通しているが、増加のスピードは多地域モデル群と純移動率モデル群の間で相当な開きがあり、平成22（2010）年における総人口推計値は「ロジャース」と「純移動率」の間で約78万人もの差がある。また、純移動率モデル群同士を比較すると、「純移動率（場合分け）」の方がやや多地域モデル群に近い推計結果が得られている。実績値をみると、各モデルのなかでは多地域モデル群が最も近いが、それでも平成17（2005）年段階で既に推計値を大幅に下回っている。

一方、公式推計において最も人口減少率が高い青森県について、各モデルの総人口推計結果および実績値をプロットしたのが図2-2である。埼玉県と同様、多地域モデル群の推計結果はほとんど同じ値を示しているが、純移動率モデル群はそれらから乖離し、多地域モデル群よりも低い推計値となっている。ただし人口規模の差もあるが、乖離の幅は埼玉県よりも狭くなっており、平成22（2010）年における総人口推計値の差は、「ロジャース」と「純移動率」の間で約5万人である。一方、実績値は多地域モデル群をも大幅に上回る水準で推移している。

図2-1 各モデルによる総人口推計結果および実績値の推移（埼玉県）

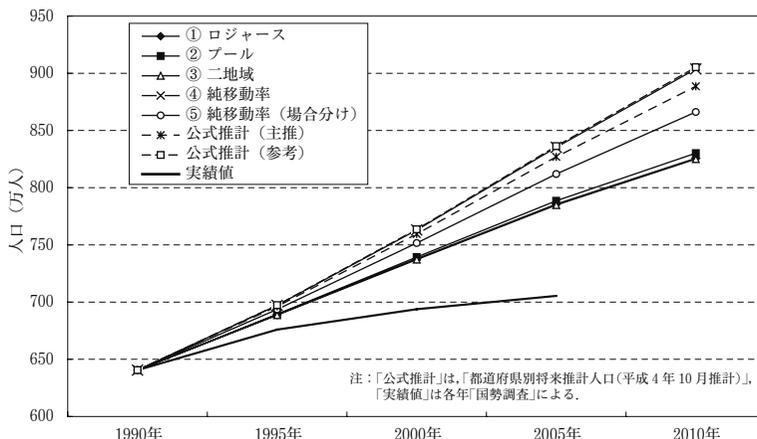
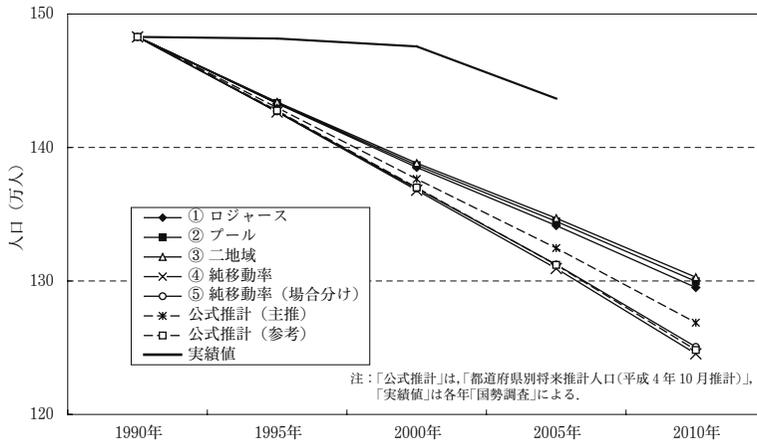


図 2-2 各モデルによる総人口推計結果および実績値の推移（青森県）



2. ロジャース・モデルからの誤差

仮定の是非はともかくとして、直近の移動率等を一定として推計を行う場合、上記のモデルのなかでは「ロジャース」のみが移動傾向を将来に向かって正確に投影することが可能であり、他のモデルはそれぞれの方法によって変数を縮約しているために、歪みを持った推計値となる。そこで、総人口および年齢別人口について「ロジャース」以外の 4 モデルの「ロジャース」からの乖離をみるために、「ロジャース」の推計結果を基準とした平均絶対誤差率 (*MAPE*: Mean Absolute Percent Error) を求める。*MAPE* は全体としての誤差を測定するのに広く用いられている指標であり (Smith et al. 2001)、要約指標としては誤差が過大に算出される傾向があるという批判もあるが (Tayman and Swanson 1999)、地域別の将来推計人口の誤差を分析するうえでも多用されている (たとえば、Smith and Tayman 2003, Smith and Shahidullah 1995 など)。一方、誤差の偏りを測定する指標として、平均誤差率 (*MALPE*: Mean Algebraic Percent Error) があるが、各モデルの都道府県合計はすべて一致するように一律補正を加えているため全国人口の誤差はゼロであり、誤差の偏りは都道府県別の人口規模の違いによってもたらされるのみである。したがって本節では *MAPE* のみを算出することとした。以下、*MAPE* の算出式を示す。

「ロジャース」の推計結果を基準としたモデル *a* の平均絶対誤差率を $MAPE[a]$ とする。 $MAPE[a]$ を求めるにはまず、都道府県別の誤差率 $pe[a]_i$ を下式により算出する。

$$pe[a]_i = \frac{(P[a]_i - P[R]_i)}{P[R]_i} \times 100$$

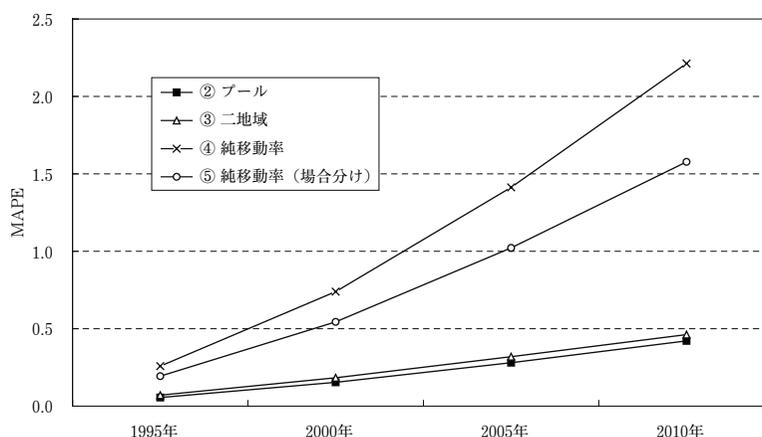
ここに、 $P[R]_i$: 「ロジャース」による都道府県 *i* の推計人口、 $P[a]_i$: モデル *a* による都道府県 *i* の推計人口、である。

続いて、 $pe[a]_i$ の絶対値を平均すると $MAPE[a]$ が求まる。すなわち、

$$MAPE[a] = \frac{\sum_i |pe[a]_i|}{47}$$

となる。 $MAPE[a]$ の値が小さいほど、全体として「ロジャース」に近い推計結果が導かれていると判断できる。図3は、総人口の推計結果について求めた各モデルの $MAPE$ の推移である。本図によると、すべてのモデルにおいて推計年次が進むにつれて値が増加しており、徐々に「ロジャース」から乖離する傾向がみられるが、「プール」・「二地域」両モデルの値は小さく、総じて「ロジャース」に近い推計結果が得られていることを示している。これに対し、「純移動率」と「純移動率（場合分け）」の両モデルでは相対的に乖離が大きく、平成12（2000）年の段階で既に平成22（2010）年の「プール」・「二地域」の $MAPE$ を上回る値となっている。ただし、「純移動率」と「純移動率（場合分け）」の比較では、「純移動率（場合分け）」の方が一貫して値が小さくなっている。

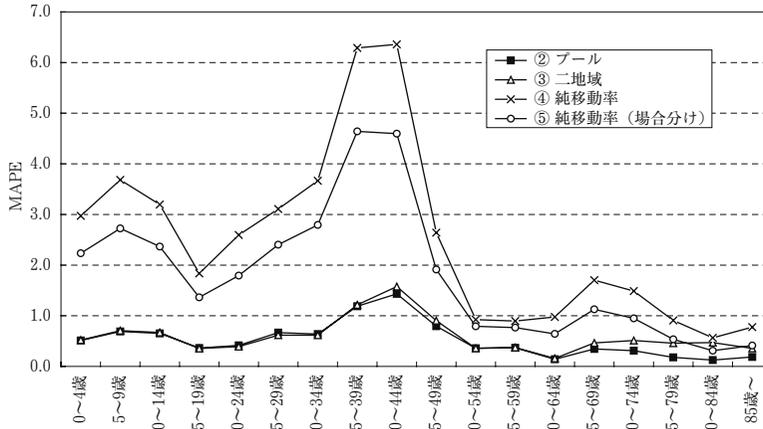
図3 ロジャース・モデルを基準とした各モデル推計総人口のMAPE



以上から、少なくとも総人口レベルでは、「プール」・「二地域」においては人口移動傾向がほぼ正確に投影可能である反面、「純移動率」・「純移動率（場合分け）」では相対的に歪みが大きいことが明らかになった。では、誤差を年齢別にみるとどのような傾向が存在するであろうか。図4は、推計最終年次の平成22（2010）年における年齢別（男女計）の $MAPE$ を算出した結果である。

本図によると、まずすべてのモデルにおいて35～39歳および40～44歳付近での $MAPE$ が最も大きいことが指摘できる。最も人口移動率が高い10歳代後半～30歳代前半より若干上の年齢層での誤差が最大となっているのは、人口移動率の高い年齢層における誤差が推計期間を重ねるにつれて増幅し、上部の年齢層に波及するためであると考えられる。しか

図4 ロジャース・モデルを基準とした各モデル推計年齢別人口の MAPE (2010年)



しその水準はモデル間で大きく異なっている。とりわけ、「プール」・「二地域」と「純移動率」・「純移動率（場合分け）」の差は顕著であるが、「純移動率」と「純移動率（場合分け）」の間でも比較的大きな差が認められる。また、純移動率モデル群では、10～14歳以下における誤差も目立っている。これらは推計期間中に出生する年齢層であり、出生率その他はすべて同じ値を仮定値としているため、「ロジャース」からの誤差の大半は親世代の推計誤差によってもたらされていると考えられる。一方、50歳以上におけるMAPEは全体として小さく、総じて純移動率モデル群において値が高い傾向はみられるものの、「プール」・「二地域」との差は若年層と比較して小さくなっている。基準期間においても40歳代以上の年齢層における人口移動率は相対的に低く、そのような場合には純移動率を仮定値として利用した場合でも、かなりの程度「ロジャース」に近い推計結果が導かれるといえよう。

3. 実績値からの誤差

続いて、各モデルによる推計結果を実績値と比較する。ここでは全国推計の誤差の影響を除くために、実数ではなく全国人口に占めるシェアによって比較を行うこととした。実績値には各モデルによる推計値とは異なり国際人口移動の影響が含まれ、またモデルでは移動率の補正を行っていないため、厳密な比較はナンセンスであるが、全体的な誤差の傾向は前述のMAPEを算出することによって把握可能である。平成7（1995）～平成17（2005）年の総人口および平成17（2005）年の年齢別（男女計）人口のそれぞれシェアについて、実績シェアを基準とした各モデルのシェアのMAPEを図5、図6に示した。

まず総人口レベル（図5）では、多地域モデル群のMAPEが純移動率モデル群のMAPEよりも小さい値となっており、全体として多地域モデル群の推計精度が相対的に高いことを示している。多地域モデル群のなかでは、「二地域」がわずかながら最も精度が高く、純移動率モデル群間を比較すると、「純移動率（場合分け）」の精度がやや上回っ

図5 実績シェアを基準とした各モデル推計総人口シェアの MAPE

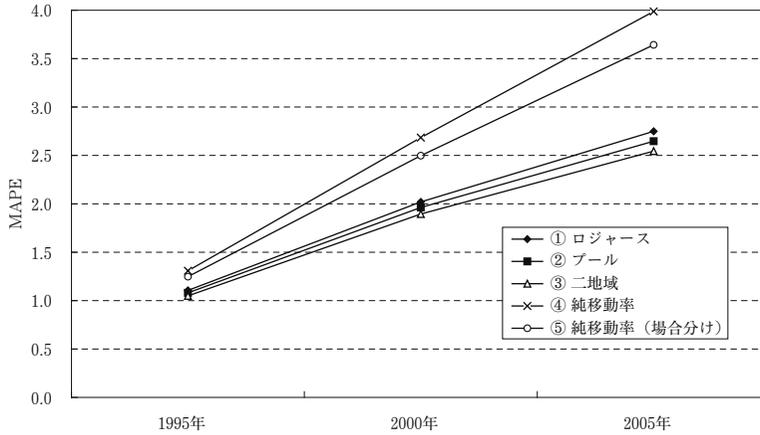
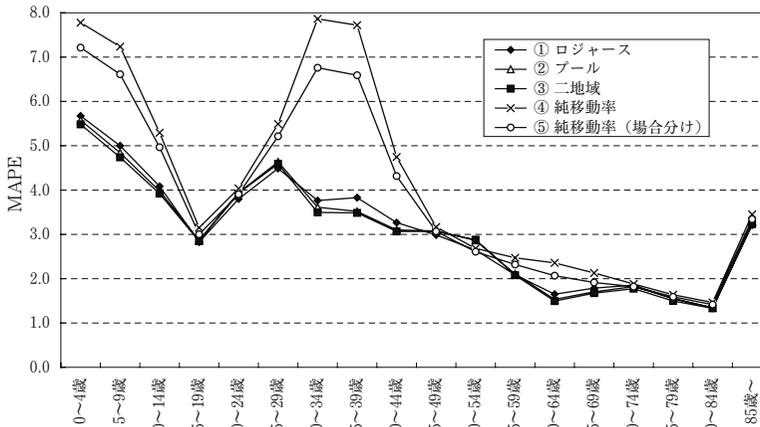


図6 実績シェアを基準とした各モデル推計年齢別人口シェアの MAPE (2005年)



ている。前述のように国際人口移動の有無により即断は難しいが、仮に各都道府県において年齢別の転出率が得られた場合を想定し、それをもとに多地域モデル群のいずれかを適用して推計を行ったとすれば、推計精度は相当程度改善されていた可能性が高い。

一方年齢別にみると（図6）、純移動率モデル群では若年層を中心として誤差が際だっているが、多地域モデル群では年齢別誤差のバラツキが比較的小さい。また「純移動率」を除いたすべてのモデルにおいて、0～4歳の誤差が最も大きくなっており、親世代の推計分布誤差が次世代の分布誤差に直結していることに加え、出生率仮定値の誤差も影響している可能性が指摘できる。他の年齢層に注目すると、多地域モデル群では25～29歳の部分で誤差が大きくなっているのに対して、純移動率モデル群では30歳代での誤差が大きい。こうした違いの原因は現段階で定かではなく、今後検証していく必要がある。一方高齢者については85歳以上を除いて誤差が小さく、モデル間の誤差の開きも小さい。とりわけ70歳以上ではすべてのモデルにおいて MAPE はほぼ同じ値を示している。

V. 推計結果から導かれる考察

以上、各モデルによって得られた推計結果および実績値との比較等から、本節では地域別の将来人口推計における適切な人口移動モデルについて考察する。

第一に、「プール」と「二地域」において「ロジャース」にきわめて近い推計結果が得られたことは注目に値する。すなわち、「プール」と「二地域」ではモデルが大幅に簡略化されているにもかかわらず、人口移動傾向がほぼ正確に投影可能であることが示された。今回の結果から、少なくとも都道府県レベルでは必ずしも「ロジャース」は必要なく、「プール」または「二地域」による推計で十分代替しうるといえよう。都道府県別推計の場合、移動パターンには 47×46 （ \times 男女 \times 年齢）の組み合わせがあるが、実際には経年的にみても都道府県間転出率がゼロに近い値で安定している組み合わせが多く存在する。逆に言えば、主となる人口移動のODはある程度限られており、仮定値を大幅に縮約したとしても推計結果に大きな差がみられないことは想像に難くない。「ロジャース」による推計では、たとえば「基準期間の都道府県間転出率を一定とした場合に、推計開始時点で北海道にいる20～24歳の人が、20年後に40～44歳として沖縄県に生存している確率」など、推計結果から興味深い推論を導き出すことが可能である。しかし、将来推計人口を算出するという目的に特化すれば、仮定値の置き方は別問題として、データの利用性や推計に要するコストも考慮すると、「プール」または「二地域」での推計が妥当であると判断されよう。両モデルとも地域数が増加するほど、推計に必要な仮定値の数が「ロジャース」と比較して相対的に少なくなることも利点に挙げられる。

第二に、純移動率モデル群では、地域によっては多地域モデル群と大きく推計結果が乖離する傾向が認められた。基準期間におけるパラメーターを一定とした場合、当該期間での人口増加率が高い地域において、その傾向が特に顕著であった。この仮定に基づく推計では、「ロジャース」が基準期間における人口移動を将来に対して正確に投影するモデルであるから、その推計結果から乖離しているということは、「純移動率」および「純移動率（場合分け）」では仮定値の過度の縮約によって、バイアスのかかった推計値となっていることを示唆している。より具体的に述べると、純移動率を使ったモデルではRogers (1990) や Isserman (1993) などによって指摘されている「純移動率は移動の確率を表す指標ではない」という構造上の問題によって、推計結果に歪みが生じているといえる。したがって、「ロジャース」から「プール」または「二地域」までモデルを簡略化しても推計結果に大きな影響はないが、純移動率モデル群まで簡略化するのは妥当性に疑問があることが示された。言い換えれば、純移動率を用いた単一地域ごとの推計ではなく、地域からの転出率をベースとした複数地域の枠組みを維持することができるか否かが、将来の人口移動をモデル化するうえで大きなカギを握っているといえる。年齢別では、とりわけ人口移動率の高い若年層において純移動率モデル群の推計結果と「ロジャース」のそれとの乖離が大きく、推計期間を重ねるごとにその乖離は上部の年齢層へと波及する。加えて

推計期間中に出生する次世代以降の人口分布にも大きく影響することから、推計期間が長期になればなるほど、純移動率モデル群の適用は危険であるといえよう。

第三に、純移動率モデル群間を比較すると、「純移動率（場合分け）」の方が「ロジャース」ほか多地域モデル群の推計結果に近づく傾向が認められた。「純移動率」と「純移動率（場合分け）」ではともに純移動率を仮定値としているが、後者においては純移動数がプラスの場合のみ〔全国－地域〕人口を分母として純移動率を算出しており、単一地域モデルのなかでも最低限全国人口の動きを考慮したモデルとなっている。これにより、一律補正以外には他地域の人口データを一切利用しない「純移動率」と比較すれば多地域モデル群との推計結果の乖離が抑制され、一定の効果が現れているといえる。年齢別転出率データが利用できないなど諸事情により単一地域モデルを採用せざるを得ない場合、特に小地域別・短期間の推計において、「純移動率（場合分け）」は「純移動率」に代わりうる有効な代替案となるであろう。

以上がモデル間の推計結果の比較から得られる主な考察であるが、平成17（2005）年における実績値との比較では、多地域モデル群がやや実績値に近いものの、各モデルとも大きく乖離する結果となっている。特に基準期間における人口変化率が大きい地域において実績値との乖離が大きく、基準期間の人口移動傾向が短～中期的にも持続しないことを表している。たとえば「純移動率」と「ロジャース」の指数の差が最も大きい埼玉県において、総人口の全国人口に占めるシェアは、「ロジャース」と「純移動率」の差異よりも実績値と「ロジャース」の差異の方が大きい。埼玉県において出生と死亡の状況が他の都道府県と比較して大きく変化したことは考えにくく、「ロジャース」と実績値との人口シェアの差異は、ほとんど人口移動パターンの変化によってもたらされていると判断するのが妥当であろう。他の都道府県についても概ね同様であると考えられ、少なくとも平成2（1990）年ベースの推計においては、モデルに内在する問題に伴うバイアスよりも、基準期間で算出された都道府県間転出率を一定とした仮定からの実際の人口移動パターンのズレが、推計誤差に大きな影響を及ぼしていることが指摘できる。

こうした結果をみると、Plane（1993）やSweeny and Konty（2002）で論じられているような推移確率行列を推計期間中一定とするマルコフ連鎖的な仮定への批判は確かに当を得ている。特に基準となる期間において大幅な転入超過または転出超過が観察された地域では、一般的にはその傾向が次第に収束していく可能性が高い。すなわち大幅な転入超過の地域においては、移動性向の高い人（migration-prone people）が集まることで、再び別の地域へ移動する可能性の高い人口が増加する反面、大幅な転出超過の地域では移動性向の高い人が減少する。したがって人口移動はそれ自体、ある地域の別の地域に対する相対的な優位性・劣位性を次第に後退させる自己平衡的なメカニズムを有しているといえる（Smith 1987）。しかしながら、そのような現象を定量的にモデル化して推計を行うことは、実際には非常に難しい。以前より指摘され、実際にも多くの試みがみられる社会経済的な変数を追加した地域別推計も、今日までのところ期待された推計結果が得られるには至っていない（Wilson and Rees 2005）。前述のように、地域間の人口移動を時空間的

に分析した研究は数多く挙げられる反面、その分析結果を将来人口推計に活用しようとする研究はごくわずかであり、このことは将来における人口移動の不確実性の高さを物語っているといえるだろう。

以上のような状況のなかではまず、本稿のような、人口移動に関して設定した仮定を正確に投影できるモデルの考察が有意義である。今回、複数地域の枠組みを維持して推計を行うことの正当性が示されたことから、今後は地域別の転出率動向（総人口レベルでの転出率の動きや、転出人口の男女年齢別分布の変化など）に関する分析が、将来人口推計を実行するうえで重要になってくるであろう。ただし、はじめにも述べたように、わが国の人口移動データは必ずしも十分ではなく、特に年齢別の転入転出状況について把握できる資料がきわめて少ない。したがって Rogers et al. (1978) に始まる一連の研究のように、限られたデータを利用して地域別・年齢別の転出モデルスケジュールを設定し、判明している総転出数を年齢別に割り振って推定することなどが考えられる。本稿で利用した国勢調査の人口移動集計によれば、都道府県別の年齢別転出率は比較的安定している。図7-1～図7-4は、平成2（1990）年と平成12（2000）年の国勢調査の人口移動集計から求めた北海道・東京都・埼玉県・沖縄県の4都道県における年齢別転出率（男女計）である。この間、各都道県とも年齢別転出率の形状は両年の間でほとんど変化がなく、概ね全体の転出率の水準に呼応した動きを示している。

図7-1 年齢別転出率（北海道）

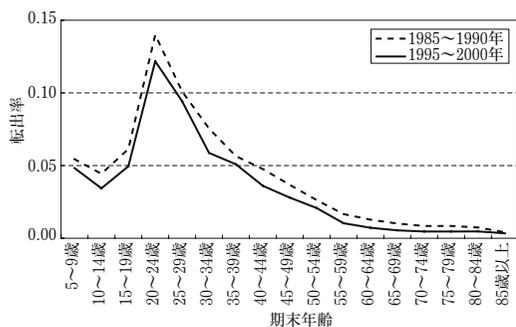


図7-2 年齢別転出率（東京都）

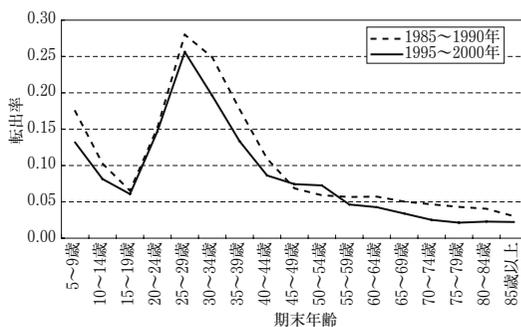


図7-3 年齢別転出率（滋賀県）

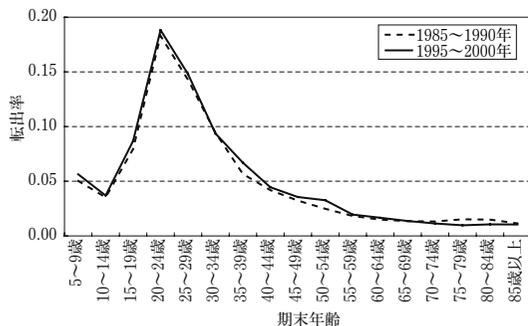
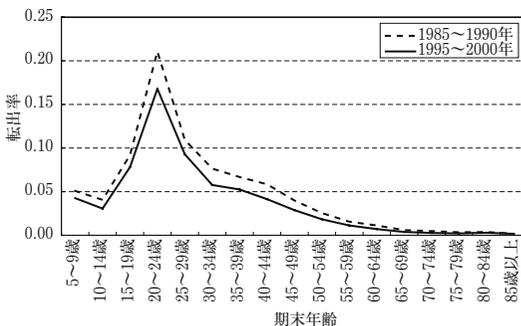


図7-4 年齢別転出率（沖縄県）



資料：平成2年・平成12年「国勢調査」

こうしたことから、総転出数など既存のデータから年齢別の転出数を何らかの形で推定したうえで仮定を立て、「プール」または「二地域」によって地域別の将来人口推計を行える可能性は十分にあるだろう。公表スケジュールとの関係などから、公式推計に活用することは現在のところ不可能であるが、既存データを利用した年齢別転出数の推定方法についてはまた稿を改めて論じることとしたい。

VI. おわりに

本稿ではロジャース・モデルを出発点として5つの人口移動モデルを設定し、都道府県別の将来人口推計において人口移動傾向の正確な投影を維持するためには、どこまで仮定値を縮約することが可能であるかについて検討した。モデルの適用にあたっては、すべて平成2（1990）年の国勢調査による人口移動集計データを利用し、基準期間において得られた人口移動に関するパラメーターを推計期間中一定として都道府県別男女年齢別の推計を行った。同一のデータソースおよび同一の仮定から得られるモデル間の推計結果の差異の分析を目的の中心に据えたが、平成17（2005）年の実績値との比較も交えて各モデルの妥当性について考察した。

その結果、「プール」と「二地域」の両モデルについては「ロジャース」と非常に近い推計値が得られ、少なくとも都道府県単位では「プール」または「二地域」によって、基準期間における人口移動傾向がほぼ正確に投影されることが明らかになった。これは、Wilson and Bell（2004）による分析結果とも符合するものである。一方で、「純移動率」と「純移動率（場合分け）」による推計値は、特に基準期間における人口変化率が高い地域において「ロジャース」ほかの多地域モデル群とは乖離する結果となった。こうしたことから、都道府県別推計にあたっては「ロジャース」からの大幅なモデルの縮約が可能ではあるが、それは複数地域の枠組みを維持した上での条件付きであり、純移動率を仮定値とする単一地域モデルまで縮約した場合、モデルに内在する問題から地域によっては推計値が大幅に歪められる可能性が示唆された。したがって、モデルの正確性とデータの利用率、推計に要するコストを考慮すれば、「プール」または「二地域」が妥当なモデルであるといえよう。これらの手法によれば、ある程度限定的なデータからでも推計が可能というメリットもある。ただしその点を考慮しても「プール」・「二地域」両モデルの適用が難しく、単一地域モデルによる推計とならざるを得ない場合、従来利用されてきた「純移動率」より「純移動率（場合分け）」の方が多地域モデル群にやや近い推計結果が得られることも明らかになった。特に小地域別・短期間の推計においては、「純移動率（場合分け）」の利用は大いに考えられるだろう。

本研究では、人口移動モデルの設定に焦点を絞って論じてきた。これまで人口移動については数多くの研究が行われてきたが、推計に直結する成果は少なく、特に人口移動モデルについては地域別の将来人口推計において最も重要な部分であるにもかかわらず、十分な検討がなされてこなかった。妥当な人口移動モデルの構築と妥当な移動仮定値の設定は

別問題であるが、移動仮定値の設定は妥当な人口移動モデルのもとでなされるべきであり、その点で本研究は大きな意義を持つであろう。地域別の将来人口推計において多地域の枠組みを維持した人口移動モデルの設定の妥当性が示されたことで、移動に関する仮定値設定のあり方も今後併せて検討していく必要がある。本稿で提示した平成17（2005）年の実績値と推計値との比較からも明らかなように、地域別の将来人口推計においては、通常は置かれた仮定と実際の人口移動パターンとのズレが推計誤差の最大要因となる。したがって「プール」または「二地域」を採用した場合、各地域からの（男女年齢別）転出率やプールされた転出者の配分率をどのように設定するかが当面の課題となる。

ただ現実には、そうしたデータはあらかじめ与えられていないケースがほとんどであるため、現存する限られたデータや過去データを用いて値を推定したうえで、時系列的な変動を分析することから作業をスタートさせる必要がある。そのなかで Rogers and Raymer（2002）等で報告されているように、わが国においても地域別・年齢別転出率のプロファイルが中長期的にも安定的に推移する傾向がみられれば、仮定の立て方も比較的容易になるであろう。今回は市区町村別のデータも交えて、地域別・年齢別の転出率とその動向に関する研究成果を中心に報告することとしたい。

文献

- Australian Bureau of Statistics(2005)*Population Projections, Australia, 2004-2101*.
- Eurostat(2007)"Long-term Population Projections at Regional Level", *Statistics in Focus, Population and Social Conditions*, Issue Number 28/2007.
- 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* 59, pp.45-64.
- 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—ロジャーズ-ウィルキンス・モデル（IIASA モデル）の応用—」『学習院大学経済論集』, 18巻 2号, pp.3-69.
- 小池司朗（2008）「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』 64巻 1号, pp.21-38.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007a）『日本の将来推計人口（平成18年12月推計）』（人口問題研究資料第315号）.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007b）『日本の都道府県別将来推計人口（平成19年 5月推計）』（人口問題研究資料第316号）.
- 厚生省人口問題研究所（1992a）『日本の将来推計人口（平成 4年 9月推計）』（研究資料第274号）.
- 厚生省人口問題研究所（1992b）『都道府県別将来推計人口（平成 4年10月推計）』（研究資料第275号）.
- Kupiszewski, M. and Kupiszewska, D.(2003)"On the Validity of MAPE as a Measure of Population Forecast Accuracy", *Population Research and Policy Review*, Vol.18, pp.299-322.
- Kuroda, T. and Nanjo, Z.(1982)*Rogers' Model on Multiregional Population Analysis and Its Application to Japanese Data*, (NUPRI Research Paper Series, No.9), Nihon University.
- 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』 16号, pp.35-39.
- Plane, D.A.(1993)"Requiem for the Fixed-Transition-Probability Migrant", *Geographical Analysis*, 25, pp.211-223.
- Rees,P.(1986)"Choices in the Construction of Regional Population Projections", In Woods and Rees(eds.)

- Population Structures and Models: Developments in Spatial Demography*, London, Allen and Unwin, pp.126-159.
- Rogers, A.(1966)"Matrix Methods of Population Analysis", *Journal of American Institute of Planners*, 32-1, pp.40-44.
- Rogers, A.(1975)*Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, New York, John Wiley.
- Rogers, A.(1976)"Shrinking Large-Scale Population Projection Models by Aggregation and Decomposition", *Environment and Planning A*, Vol.8, pp.515-541.
- Rogers, A.(1990)"Requiem for the Net Migrant", *Geographical Analysis*, 22, pp.283-300.
- Rogers, A.(1995)*Multiregional Demography: Principles, Methods and Extensions*, Chichester, UK, Wiley.
- Rogers, A., Raquillet R. and Castro R. J.(1978)"Model Migration Schedules and Their Applications", *Environment and Planning A*, Vol.10, pp.475-502.
- Rogers, A., Willekens, F. and Raymer, J.(2001)" Modeling Interregional Migration Flows: Continuity and Change", *Mathematical Population Studies*, Vol.9, pp.231-263.
- Rogers, A. and Raymer, J.(2002)"Capturing the Age and Spatial Structures of Migration", *Environment and Planning A*, Vol.34, pp.341-359.
- Smith, S. K.(1986)"Accounting for Migration in Cohort-Component Projections of State and Local Populations", *Demography*, Vol.23, pp.127-135.
- Smith, S. K.(1987)" Tests of Forecast Accuracy and Bias for County Population Projections", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.82, pp.991-1003.
- Smith, S. K. and Shahidullah, M.(1995)"An Evaluation of Population Errors for Census Tracts", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.90, pp.64-71.
- Smith, S. K. et al.(2001)*State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, New York, Kluwer Academic.
- Smith, S. K. and Tayman, J.(2003)"An Evaluation of Population Projections by Age", *Demography*, Vol.40, pp.741-757.
- Sweeny, S. H. and Konty, K. J.(2002)"Population Forecasting with Nonstationary Multiregional Growth Matrices", *Geographical Analysis*, 34, pp.289-312.
- Tayman, J. and Swanson, D. A.(1999)"On the Validity of MAPE as a Measure of Population Forecast Accuracy", *Population Research and Policy Review*, Vol.18, pp.299-322.
- U.S. Census Bureau(2005) *Interim Population Projections for States by Age and Sex: 2004 to 2030*.
- van der Gaag, N., van Wissen, L., Rees, P., Stillwell, J. and Kupiszewski, M. (2003)"Study of Past and Future Interregional Migration Trends and Patterns within European Union Countries: In Search for a Generally Applicable Explanatory Model", (Report to Eurostat), The Hague, Netherlands, Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute.
- van Imhoff, E., van der Gaag, N., van Wissen, L. and Rees, P.(1997)" The Selection of Internal Migration Models for European Regions", *International Journal of Population Geography*, Vol.3, pp.137-159.
- Wilson, T. and Bell, M.(2004)"Comparative Empirical Evaluations of Internal Migration Models in Subnational Population Projections", *Journal of Population Research*, 21, pp.127-160.
- Wilson, T. and Bell, M.(2007)"Probabilistic Regional Population Forecasts: The Example of Queensland, Australia", *Geographical Analysis*, 39, pp.1-25.
- Wilson, T. and Rees, P.(2005)" Recent Developments in Population Projection Methodology: A Review", *Population, Space and Place*, Vol.11, pp.337-360.

Comparative Research of the Migration Models in Regional Population Projections

Shiro KOIKE

It is an extremely important problem for regional population projections to set up the migration model. We should be careful that the projection results are different by migration models adopted, though the assumptions of future migration are same for all models. In this paper, population projections by prefecture were derived from five migration models using same population data and same assumptions, and I investigated the merit and demerit of those models through the projection results and comparison with actual population. As a result, migrant pool model and bi-regional model can project the migration trend fairly well, although the number of necessary variants is substantially fewer than Rogers model. On the other hand, the projection results by net migration model and alternative net migration model may be considerably biased in some regions. However, changing the denominator population by the sign of net migration number seems to be appropriate, because the difference from projection results by Rogers model is smaller for alternative net migration model than for net migration model.