
研 究 論 文

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

小 池 司 朗

本稿では地域別の将来人口推計を念頭に置き、人口移動に関する仮定値の設定方法について考察する。人口移動の仮定については、統計データの不足などから、今日まで地域人口を分母とした純移動率を利用する単一地域モデルが一般的である。また将来の人口移動を見通すことはきわめて困難であるため、仮定された純移動率を推計期間中一定とすることが多い。しかし純移動率は確率を表す指標ではないため、この値を一定とした場合、多地域モデルと異なり、直近の移動傾向が正しく将来に反映されない可能性がある。そこで利用可能な人口移動データが限られるなかで単一地域モデルの改良を検討した結果、直近に観察された純移動数の符号によって分母人口を変化させて純移動率を算出する手法を提示した。さらに平成2年国勢調査人口を基準とした試算推計に本モデルを適用し、公式推計結果および実績値との比較によってモデルの有効性を検証した。

I. はじめに

わが国は人口減少時代に突入し、将来人口推計はいっそう注目を浴びるようになってきた。全国の人口は、出生・死亡と国際人口移動によって変動する。わが国においては、死亡率は年齢別にみても概ね安定的に推移しており、また国際人口移動がさほど活発ではないため、出生率の動向が将来の人口を大きく左右することになる。

一方地域別の人口は、上記の出生・死亡・国際人口移動の3要因のほか、国内（地域間）人口移動によって変動する。都道府県別の人口は都道府県間の人口移動によって、また市区町村別の人口は市区町村間の人口移動によって影響を受ける。地域人口推計における大きな問題は、地域人口が4番目の要因である地域間人口移動に最も大きく影響されるという点であり（Wilson and Bell 2003）、また地域を細かく区切れば区切るほど人口移動の影響は出生・死亡と比較して相対的に大きくなる。しかも人口移動による地域人口変化は、単なる「移動」による増減だけではない。たとえばある若い夫婦が、国内のA地域からB地域に移動する状況を考えると、当然ながらA地域では人口が減少する一方で、B地域では人口が増加する。これに加えて、仮にその夫婦がA地域に住み続けていればA地域の人口としてカウントされたはずの夫婦の子までもが、B地域の人口となる。わが国では大半を占める国内（地域間）人口移動は、就学・就職・結婚などの理由により10~20歳代にかけて最も多く発生するが、それは当該世代の人口だけでなく、次世代以降の人口分布も変

動させる要因となる。こうして若年層の人口移動は、地域人口に対して多重の影響力を持つに至り（小池ほか 2007）、地域間の人口移動は将来の地域人口に対して決定的ともいえるほどの変動要因となる。

このような状況のなかで地域別の将来人口推計を行う際、通常最も大きなポイントとなるのが人口移動モデルの設定である。わが国では現段階において人口移動に関する統計データが十分に得られる状況になっていないこと（江崎 2006）から、直近と1時点前の年齢別人口データから推定された純移動数をベースに仮定値を立てる単一地域モデル（純移動率モデル）を適用することが一般的である。さらに、人口移動は出生や死亡よりもはるかに将来の予測が困難であること（河邊 1982, 石川 2007）などから、直近期間で推定された純移動率を推計期間中一定と置く仮定がしばしば採用される。実際に、将来の地域間人口移動流やその絶対数についてある程度の信頼性を持って予測することが不可能であるならば、直近に観察された移動率を一定とする仮定は最善という見方もある（Smith et al. 2001）。しかし純移動率はそれ自体に問題を含んだ指標であるため（Rogers 1990）、この値を推計期間中一定とした場合の意味を今一度吟味しておく必要がある。

純移動率を人口移動の仮定値とする単一地域モデルの代わりに、地域間のすべてのペアについて転出率を設定する多地域モデルを採用すれば、理論的な矛盾は回避される。しかし多地域モデルは膨大な変数を必要とするうえに、モデルを組み立てるのに必要十分なデータを地域別に得られることがきわめて少ない。地域別の将来人口推計は、特に地方自治体において諸計画を行う際の基礎データとして需要が高く、推計には可能な限り簡便性が求められるという側面もあることから、単一地域モデルの有用性は依然として高い。

本稿では、純移動率モデルの簡便性を極力生かしながら、従来とは異なった手法によって推計期間中の純移動数を算出する新たなモデルを提示する。また提示した改良モデルによって、平成2（1990）年の国勢調査を基準人口とした都道府県別の試算推計を行い、公式推計による推計値や実績値と比較しながら若干の考察を加える。人口移動は将来の不確実性が高いうえにデータ整備が不十分であることなどから、モデルと仮定の設定が地域別の将来人口推計のなかで最も難しい部分であるが、そのような条件下で最善を尽くすにはどのような手法が適しているのだろうか。本稿では都道府県よりも細かい単位での小地域推計にも適用可能であり、主として実務レベルでの推計に役立つ実践的方針を打ち出すことを主たる目的とする。一方、地域別将来人口推計手法は近年理論面でも大きく発展し、各方面における推計への適用例も次第にみられるようになってきたが、これらについては稿を改めて紹介することとしたい。

本題に入る前に、以下ではまず、社人研で行ってきた都道府県別推計における推計手法や、純移動率仮定値の設定方法の概要から述べることとする。

II. 過去の都道府県別推計の概要

激しい人口移動は地域別の人口および人口構造に大きな影響をもたらすことなどから、

地域別の将来人口推計の必要性は早い段階から認識されており、社人研（旧・厚生省人口問題研究所）では、かなり以前より研究資料の形で都道府県別の将来人口推計を行ってきた（たとえば、厚生省人口問題研究所1965）が、その後、人口学的な変数について仮定値を設定するコーホート要因法を用いた推計が本格的に検討されるようになった（伊藤1978，河邊ほか 1984）。公式推計として行われたのは、昭和60（1985）年の国勢調査を基準人口とした「都道府県別将来推計人口（昭和62年1月推計）」が最初であり、最新の「日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）」で5回目を数える。以下では過去5回の公式推計の推計手法について簡単に述べた後、純移動率の算出方法や各回の推計における仮定値の設定方法等に言及する。

1. 推計手法の概要

細かい部分を除いて、推計は過去5回ともすべて同一のコーホート要因法によって行われている。すなわち、直近に行われた国勢調査による都道府県別・男女5歳階級別人口を基準人口とし、そこに、(1)女子5歳階級別出生率、(2)男女5歳階級別生残率、(3)男女5歳階級別純移動率、(4)出生性比、の各仮定値を設定することにより、将来の都道府県別・男女5歳階級別人口を5年ごとに推計している。なお設定された仮定値をもとに推計計算を行った後、各時点での男女5歳階級別人口の都道府県合計が、先に行われている全国推計における全国の男女5歳階級別人口に合致するように一律補正を行っている点も、各回の推計にすべて共通している。

以下では本稿に直接関連する純移動率を取り上げ、その算出方法と各回での仮定値設定方法について述べる。出生率等その他の仮定値設定については割愛するが、詳細は各回の推計報告書等を参照されたい。

2. 純移動率の算出と仮定値の設定

ある地域の純移動率は通常、転入数と転出数の差として求められる純移動数（転入超過数）を分子、当該地域人口を分母として算出され、推計等においては多くの場合男女年齢別に拡張される。男女年齢別の純移動率には種々の算出方法が考えられるが、既存データからは男女年齢別の転入数および転出数を求めることが困難であるため、過去の都道府県別推計ではいずれもセンサス間生残率を用いて純移動数を推定した後、基準期間（直近期間）における純移動率を算出している。すなわち男女それぞれについて、都道府県 k における基準期間 $y \sim y+5$ 年の期首 y 年 $x \sim x+4$ 歳人口（ $x \geq 0$ ）を ${}_kP(y)_x$ 、期末 $y+5$ 年 $x+5 \sim x+9$ 歳人口を ${}_kP(y+5)_{x+5}$ 、基準期間において y 年 $x \sim x+4$ 歳人口が $y+5$ 年に $x+5 \sim x+9$ 歳人口となる生残率 ${}_k\text{sur}(y)_x$ をとすれば、 $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳の基準期間における純移動率 ${}_km(y)_x$ は、

$${}_km(y)_x = \frac{{}_kP(y+5)_{x+5} - {}_kP(y)_x \times {}_k\text{sur}(y)_x}{{}_kP(y)_x} \dots\dots\dots ①$$

として求められる。なお高齢者のエンドオーバーの部分については、期首80歳以上人口と期末85歳以上人口、または期首85歳以上人口と期末90歳以上人口として同様に純移動率を求める。また出生→0～4歳の純移動率については、期首人口を基準期間の出生数、期末人口を0～4歳として算出する。

①式中、分子第1項は基準期間の期末に実際に観察された $x+5 \sim x+9$ 歳人口であり、分子第2項は人口移動がないと仮定した場合に期待される期末 $x+5 \sim x+9$ 歳人口である。したがって分子は期間純移動数の推定値となり¹⁾、これを期首の都道府県別 $x \sim x+4$ 歳人口で割った値が純移動率となる。

社人研の都道府県別推計においては、上記のようにして算出された基準期間の純移動率を参考に仮定値を設定している。昭和62年1月推計では基準期間の純移動率を推計期間中一定、また平成9年5月推計と平成14年3月推計においても、阪神大震災による影響が甚大であった兵庫県または大阪府を除いて、基準期間の純移動率を推計期間中一定とする仮定を置いている。一方、平成4年10月推計では、基準期間の純移動率に推計期間中一貫して男女別に同じ係数を乗じることによって純移動率を少しずつ縮小させている²⁾。また平成19年5月推計では、基準期間の純移動率を途中年次まで直線的に縮小させた後、それ以降は推計最終期間まで縮小させた値を一定としている。また各回とも参考推計として封鎖人口（人口移動なし＝純移動率ゼロ）を仮定した推計を行っているが、これに加えて昭和62年1月推計では基準期間より前の昭和50（1975）～昭和55（1980）年に観察された純移動率を一定とした場合を参考推計として公表している。また平成4年10月推計では基準期間の純移動率を一定とした場合、平成14年3月推計では、純移動率を一定の倍率で拡大させた場合と縮小させた場合を、それぞれ参考推計に加えている。なお、これまでの都道府県別推計で参考推計としているのは、すべて純移動率のみを公式推計の仮定値から変化させた場合の推計であり、出生率仮定値の高低に応じて高位・中位・低位の推計を行っている全国推計とは異なる³⁾。その理由は上で述べたとおり、地域別の将来人口には出生よりも人口移動による影響の方がはるかに大きいためである。

以上、純移動率の算出方法と過去の推計における純移動率仮定値の設定手法について述べてきた。これらの点を中心とし、過去5回の推計について手法や枠組みの概要をまとめたものを表1に示す。

-
- 1) この純移動数推定値は、期末の直前に移動が発生すると考えた算出方法に基づいており、「前進法」と呼ばれる。ほかの純移動数算出方法として、期首の直後に移動が発生するという考え方に基づく「逆進法」、「前進法」と「逆進法」の平均値を取る「平均法」がある（山口 1989）。
 - 2) 最初の推計期間である平成2（1990）～平成7（1995）年においては、都道府県ごとの期間動向を反映させる形で、純移動率仮定値を3パターンに分けて設定している。
 - 3) 直近の「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」では、死亡率についても高位・中位・低位の仮定を設けている。

表 1 純移動率の設定を中心とした社人研都道府県別推計の概要

推計時期	基準人口	推計期間	純移動率 仮定値	例外	参考推計
昭和62年 1月推計	昭和60年 国勢調査	1985～2025年 (40年間)	直近一定	なし	・封鎖人口 ・昭和50～55年 純移動率一定
平成4年 10月推計	平成2年 国勢調査	1990～2010年 (20年間)	直近縮小	〃	・封鎖人口 ・直近純移動率 一定
平成9年 5月推計	平成7年 国勢調査	1995～2025年 (30年間)	直近一定	大阪府・ 兵庫県	・封鎖人口
平成14年 3月推計	平成12年 国勢調査	2000～2030年 (30年間)	〃	兵庫県	・封鎖人口 ・直近純移動率 拡大および縮小
平成19年 5月推計	平成17年 国勢調査	2005～2035年 (30年間)	直近縮小 のち一定	なし	・封鎖人口

各回の推計報告書をもとに、筆者作成。

Ⅲ. 人口移動の仮定について

コーホート要因法を用いて将来人口推計を行う場合、出生・死亡・移動に対して何らかの仮定を置くことになるが、それぞれの人口動態に関する仮定の置き方は国や地域、また推計の目的によっても実に様々である。地域別の将来人口推計では、出生と死亡については対象地域における指標の全国レベルに対する較差を仮定値に反映させる方法が有効であり⁴⁾、これにより比較的精度の高い値を得ることが可能である。一方移動については、将来の動向を見通す材料が乏しいため、特定の住宅開発などを見込んだシナリオ的な推計を除いては、社人研推計のように直近で観察された移動傾向を一定とするか、または直線的に変化させる方法が現在のところ一般的である。しかし人口移動に関して同じ仮定を置いたとしても、移動モデルの設定によって将来の推計値が変化することには注意が必要である。以下では人口移動に関する仮定に焦点を絞り、地域別推計において採用される移動モデルについて述べる。

1. 多地域モデルと単一地域モデル

地域別の将来人口推計を行ううえで人口移動に関する仮定値を設定する方法は数多く存在するが、大別すれば以下の2つである。1つは地域ごとのすべてのペアについて転出率を設定する方法であり、もう1つは単一の地域について転入率と転出率との差である純移動率を設定する方法である。前者は、いわゆる多地域モデル (Multi-regional Model) において必要であり (Rogers 1995)、通常は各男女年齢について地域数×地域数の移動マトリックスを作成することになる。わが国において多地域モデル (ロジャース・モデル)

4) 社人研の都道府県別推計や、Eurostat による最新のヨーロッパ各国の地域 (NUT2) 別推計 (EUROPOP2004) においても、出生・死亡については各指標の地域と全国との較差を仮定値の設定に利用している。

を地域別将来人口推計に適用した例としては、国勢調査の人口移動集計や住民基本台帳人口移動報告年報のデータなどを駆使して、地域ブロック別の試算推計を行った川嶋ほか(1982)・Kuroda and Nanjo (1982)や、推計単位を都道府県別にまで拡張してモデルを適用した南條ほか(1993)などが挙げられる。多地域モデルは将来の人口移動流を推計するにあたり、人口学的にもっとも緻密な方法である反面、地域数が多くなれば大量の変数を必要とすることなどから、今日のわが国においては必ずしも現実的な推計手法とはいえない。一方後者は地域間の人口移動を考慮せず、各地域においてそれぞれ仮定された純移動率を設定する方法であり、前者の多地域モデルに対して単一地域モデル(Uni-regional Model)といわれる。推計対象とする地域数にもよるが、男女年齢別に推計を行う場合でもそれほど多くの変数を必要とせず、また純移動率であれば少ないデータソースからでも何らかの形で算出が可能であるという利点がある(河邊ほか 1983)。

2. 単一地域モデルの問題点

多地域モデルと単一地域モデルの比較では、種々の理由から前者の方がすぐれているとされる(Smith et al. 2001)。すなわち、単一地域モデルの推計プロセスで算出される純移動数は、実際には存在する転入数と転出数から求められる計算結果でしかなく、転入と転出の各移動流が見落とされがちであるという点、また統計データソースによっては推定される純移動数の実際値との誤差が大きくなるという点などが挙げられる。しかし推計を行う観点から指摘できる単一地域モデルの最大の欠陥は、純移動率が移動する確率を表す指標ではないという点であろう。ある地域における国内人口移動を考えた場合、転出は当該地域から発生するが、転入は当該地域以外の国内から発生する。したがって転出率は転出数を分子・当該地域人口を分母とし、また転入率は転入数を分子・全国人口から当該地域人口を引いた値を分母とすることにより、それぞれ概ね確率に相当する指標が算出される。しかし、転入数から転出数を引いて純移動数を分子にすると、分母人口をどのようにとっても確率の形にはならない。

実際に、社人研の都道府県別推計で算出している純移動率を例に、この点について説明しよう。男女それぞれについて、都道府県 k における年齢 $x \sim x+4$ 歳 $\rightarrow x+5 \sim x+9$ 歳で推定された基準期間 $y \sim y+5$ 年の純移動数を ${}_kM(y)_x$ 、実際に存在する当該期間当該年齢階級の転入数を ${}_kI(y)_x$ 、転出数を ${}_kO(y)_x$ として純移動率を求めた①式を書き換えると、

$${}_km(y)_x = \frac{{}_kM(y)_x}{{}_kP(y)_x} = \frac{{}_kI(y)_x - {}_kO(y)_x}{{}_kP(y)_x} = \frac{{}_kI(y)_x}{{}_kP(y)_x} - \frac{{}_kO(y)_x}{{}_kP(y)_x} \dots\dots\dots ②$$

となる。②式の右辺第2項は転出数を期首の都道府県人口で割った値であり、期間中に他地域から転入した人が転出するなどのケースを除けば、転出する可能性のある人口(at risk population)を分母にしているので、ほぼ確率に相当する値である。しかし右辺第1項は転入数を都道府県人口で割った値であり、確率にはなっていない。転出と異なり、

転入は当該都道府県を除くすべての地域から発生するものであり、一般に当該都道府県の人口規模が大きくなるほど転入数も多くなる傾向があるとはいえ、転入数を当該都道府県の人口で割ることに確率的な意味は全く存在しない。

このような純移動率の指標上の問題は既往研究でも多く取り上げられており（たとえば、Rogers 1990, Isserman 1993, Plane and Rogerson 1994）、稲葉（1988）においても多地域モデルとの比較から同様の問題点が指摘されている。純移動率を用いて将来人口推計を行った場合、特に人口変動が激しい地域では非現実的な推計値が算出されることがある（Smith et al. 2001）が、以下ではその仕組みについて解説する。

3. 「純移動数の創造」

一般に、推計の基準となる期間における人口の変化率が大きいほど、将来人口の推計誤差が拡大しやすいことは多数報告されている（たとえば、Smith 1987, Tayman et al. 1998）。単一地域モデルによる推計で問題となりやすいのも、直近において急速な人口変化が起こっている地域での推計であり、特に人口増加が激しい地域では特段の注意が必要である（小池ほか 2004）。以下では基準期間における純移動数がプラスの場合を念頭に、その問題点を明らかにする。

男女それぞれについて、都道府県 k のある推計期間 $t \sim t+5$ 年の期首 t 年 $x \sim x+4$ 歳人口を ${}_kP(t)_x$ とすれば、基準期間における純移動率 ${}_km(y)_x (> 0)$ を推計期間中一定とした場合に算出される $t \sim t+5$ 年の純移動数 ${}_kM(t)_x$ は、

$${}_kM(t)_x = {}_kP(t)_x \times {}_km(y)_x = {}_kP(t)_x \times \frac{{}_kM(y)_x}{{}_kP(y)_x} \dots\dots\dots \textcircled{3}$$

となり、③式は次のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} {}_kM(t)_x &= {}_kP(t)_x \times \frac{{}_kM(y)_x}{{}_kP(y)_x} = {}_zP(t)_x \times {}_ks(t)_x \times \frac{{}_kM(y)_x}{{}_zP(y)_x \times {}_ks(y)_x} \\ &= {}_kM(y)_x \times \left(\frac{{}_zP(t)_x}{{}_zP(y)_x} \right) \times \left(\frac{{}_ks(t)_x}{{}_ks(y)_x} \right) = {}_kM(y)_x \times {}_zA(t)_x \times {}_kB(t)_x \dots\dots\dots \textcircled{4} \\ {}_zA(t)_x &= \frac{{}_zP(t)_x}{{}_zP(y)_x} \quad {}_kB(t)_x = \frac{{}_ks(t)_x}{{}_ks(y)_x} \end{aligned}$$

${}_zP(y)_x$ ：基準期間の期首 y 年における $x \sim x+4$ 歳全国人口、 ${}_zP(t)_x$ ：推計期間の期首 t 年における $x \sim x+4$ 歳全国人口、 ${}_ks(y)_x$ ：基準期間の期首 y 年における都道府県 $x \sim x+4$ 歳人口の全国 $x \sim x+4$ 歳人口に対するシェア、 ${}_ks(t)_x$ ：推計期間の期首 t 年における都道府県 $x \sim x+4$ 歳人口の全国 $x \sim x+4$ 歳人口に対するシェア。

④式のように推計期間中の純移動数 ${}_kM(t)_x$ は、基準期間に観察された純移動数 ${}_kM(y)_x$ に、 ${}_zA(t)_x$ と ${}_kB(t)_x$ を乗じた値によって表されることになる。 ${}_zA(t)_x$ は、基準期間の期首 y 年の全国 $x \sim x+4$ 歳人口に対する推計期間の期首 t 年の全国 $x \sim x+4$ 歳

人口の比を表す値である。すなわち、男女年齢別の純移動数が全国人口の規模によって変化することを意味し、これはあながち無理な仮定とはいえない。一方 ${}_k B(t)_x$ は、基準期間の期首 y 年の都道府県 $x \sim x+4$ 歳人口シェアに対する推計期間の期首 t 年の都道府県 $x \sim x+4$ 歳人口シェアの比である。年齢別の純移動率の傾向にもよるが、推計対象としている年齢階級よりも 1 つ若い年齢階級において転入超過となっていれば、 ${}_k s(t)_x > {}_k s(y)_x$ となる（つまり地域の占める年齢別人口シェアは、推計各時点において基準期間の期首時点よりも増加する）可能性が高く、実際に人口が増加している地域では連続する年齢階級で転入超過となっていることが多い。この場合には ${}_k B(t)_x > 1$ となり、純移動数は全国人口の変化に比して増加することとなる。確かにある一面では、地域人口シェアが増大すれば、当該地域に転入する人口の増加につながる要素となるが、それは絶対に無限ではあり得ない。すなわち、ある地域人口のシェアが上昇すればするほど、その他の地域では逆にシェアを低下させることになるため、人口が停滞または減少する局面では、転入する可能性のある人口は減り続ける。にもかかわらず④式の計算によれば、純移動数は一貫して増加し、地域人口は加速的に増大することとなる。国内人口移動については各地域の純移動数をすべて加えると必ずゼロになるが、④式によって推計を行う場合、人口が増加している地域で純移動数が増大する傾向があるため純移動数の和はプラス側に振れ、推計期間を重ねるごとに値が増加する。こうして「純移動数の創造（転出なき転入）」が発生し、本来は存在しない人口が当該地域に加算されることになるのである（Isserman 1993）。

社人研推計のように、全国推計結果を利用して最終的に一律補正をかければ、見かけ上は「純移動数の創造」の問題が隠される。しかし、「純移動数の創造」によって、補正前の推計人口は本来の人口移動傾向が正確に投影されない値となる。こうして求められた推計値に一律の係数をかけたとしても、補正後の推計結果は同様にゆがむことになる。

IV. 純移動数算出の代替案

以上から、地域別人口を分母として純移動率を算出し、その値がプラスのときに将来人口推計に適用した場合、条件によっては「純移動数の創造」を通して、結果として推計値が過大に算出される危険性が示された。Ⅲ－1 で述べたように、現状では多地域モデルの地域別将来人口推計への適用は難しく、純移動率を用いた単一地域モデルを設定することが実践的な選択といえるが、その枠組みのなかで「純移動数の創造」の問題をある程度回避できる方法はないだろうか。以下ではもっぱら推計に利用するという観点から、新たな純移動率の算出方法を検討する。

基準期間における純移動数がプラスのときに「純移動数の創造」が発生しやすいことから、まずこの場合から考える。純移動数がプラスということは、先に述べた転入数 ${}_k I(y)_x$ が転出数 ${}_k O(y)_x$ を上回っていることを意味する。したがって基準期間の純移動数 ${}_k M(y)_x$ は次のように書ける。

$${}_kM(y)_x = {}_kI(y)_x - {}_kO(y)_x = ({}_kO(y)_x + \Delta_k I(y)_x) - {}_kO(y)_x = \Delta_k I(y)_x \quad \Delta_k I(y)_x > 0$$

転出数に相当する転入数は相殺され、転入超過数が残る形になる。残った転入数はすべて地域外から発生するものであり、わが国のように国内人口移動が大半を占める場合には、全国人口から当該地域人口を引いた値を分母として純移動率を算出すれば、当該地域人口を分母とするよりも確率に近い値になると考えられる。したがって純移動数 ${}_kM(y)_x$ がプラスの場合、純移動率 ${}_km(y)_{x1}$ を、

$${}_km(y)_{x1} = \frac{{}_kM(y)_x}{{}_zP(y)_x - {}_kP(y)_x}$$

として求めることとする（以下、この指標を「対外純移動率」と呼ぶこととし、都道府県人口を分母とする「純移動率」と区別して表現する）。仮に対外純移動率を推計期間中一定とする場合、この値に推計各時点の男女年齢別〔全国－当該地域〕人口を乗じて推計期間中の純移動数を算出する。したがって推計期間中の純移動数 $({}_kM(t)_x)$ は、

$$\begin{aligned} {}_kM(t)_x &= ({}_zP(t)_x - {}_kP(t)_x) \times \frac{{}_kM(y)_x}{{}_zP(y)_x - {}_kP(y)_x} = {}_zP(t)_x \times {}_{z-k}s(t)_x \times \frac{{}_kM(y)_x}{{}_zP(y)_x \times {}_{z-k}s(y)_x} \\ &= {}_kM(y)_x \times \left(\frac{{}_zP(t)_x}{{}_zP(y)_x} \right) \times \left(\frac{{}_{z-k}s(t)_x}{{}_{z-k}s(y)_x} \right) = {}_kM(y)_x \times {}_zA(t)_x \times {}_{z-k}B(t)_x \cdots \cdots \textcircled{5} \\ {}_zA(t)_x &= \frac{{}_zP(t)_x}{{}_zP(y)_x} \quad {}_{z-k}B(t)_x = \frac{{}_{z-k}s(t)_x}{{}_{z-k}s(y)_x} \end{aligned}$$

として求められる。ここに、 ${}_{z-k}s(y)_x$ ：基準期間の期首 y 年における〔全国－当該地域〕 $x \sim x+4$ 歳人口の全国 $x \sim x+4$ 歳人口に対するシェア、 ${}_{z-k}s(t)_x$ ：推計期間の期首 t 年における〔全国－当該地域〕 $x \sim x+4$ 歳人口の全国 $x \sim x+4$ 歳人口に対するシェアである。⑤式を④式と比較すると ${}_kB(t)_x$ が ${}_{z-k}B(t)_x$ に入れ替わるだけであり、他には変化がない。 ${}_{z-k}B(t)_x$ は、基準期間の期首 y 年における〔全国－当該地域〕 $x \sim x+4$ 歳人口のシェアに対する、推計期間の期首 t 年の〔全国－当該地域〕 $x \sim x+4$ 歳人口のシェアの比である。年齢別の純移動数の傾向にもよるが、推計対象としている年齢階級よりも1つ若い年齢階級においても純移動数がプラスになっていれば、当該地域人口の全国に占めるシェアは増大する反面、〔全国－当該地域〕人口のシェアは低下する。このとき ${}_{z-k}B(t)_x < 1$ となり、対外純移動率は推計期間中の純移動数を基準期間よりも抑える方向に作用する。もちろん、純移動数を分子としている以上、理論的な矛盾は避けられないが、対外純移動率を用いることにより「純移動数の創造」が軽減されることは間違いない。一方純移動数がマイナスの場合、上記と同様に考えると、

$${}_kM(y)_x = {}_kI(y)_x - {}_kO(y)_x = {}_kI(y)_x - ({}_kI(y)_x + \Delta_k O(y)_x) = -\Delta_k O(y)_x \quad \Delta_k O(y)_x > 0$$

となり、転入数に相当する転出数は相殺され、転出超過数が残る形になる。転出数はもっぱら地域内から発生するため、分母人口も当該地域の人口として純移動率を算出するのが妥当であると考えられる。純移動数がプラスのときのように対外純移動率を用いて純移動数を求めた場合、転出数が非現実的に多く算出されてしまう可能性がある。したがって純移動数 ${}_kM(y)_x$ がマイナスの場合、純移動率 ${}_km(y)_{x2}$ を従来通り、

$${}_km(y)_{x2} = \frac{{}_kM(y)_x}{{}_kP(y)_x}$$

として求める。仮に純移動率を推計期間中一定とする場合、この値に推計各時点の男女年齢別当該地域人口を乗じて純移動数を算出する。

すなわち、基準期間における純移動数の符号によって純移動率を算出する際分母人口を変化させて純移動率の仮定値を算出することが、本稿での主旨である。このように純移動率の分母人口を変化させる手法の推計は、過去に検討されていないわけではない。Smith (1986) は、アメリカの州別将来人口推計において、人口移動に関して3種類の方法で仮定を設定し、それぞれ仮定を一定とした場合の将来人口推計値と算出される純移動数を比較している。第一に、転入率と転出率を別々に設定する方法で、転入率は「全国ー州別」人口を分母に、転出率は州別人口を分母として算出する。第二は第一のケースと同じデータを用いるが、転入数から転出数を差し引いて純移動数を分子として推計を行う。その際分母は州別人口とする。第三は第二と同様に純移動数を用いて推計を行うが、分母人口は州別人口ではなく全国人口とする。各モデルの転入率・転出率等はすべて年齢別に算出する。いずれの手法も出生・死亡を含めたデータソースはすべて同じであるが、移動率の設定方法だけが異なる。その結果、州によってはモデル間で推計値および推計期間中の純移動数が大きく異なることとなった。本結果の分析や理論的な背景から、将来人口推計のモデルとしてはあらゆる理由により第一のモデルがすぐれているが、転入数・転出数のデータが入手できないが故に純移動数を用いた推計の場合、人口が急速に増加している地域では第三のモデルが、また人口増加が緩やかな地域や人口が減少している地域では第二のモデルが適していると論じている。ただし、第二のモデルと第三のモデルの選択について、明確な基準には触れられていない。

本稿はSmith (1986) の論考を支持するものであり、なおかつ分母人口を変化させる基準として、純移動数の符号を用いることを提示する。すなわちある推計対象地域について、純移動数がプラスのときは「全国ー当該地域」人口を分母とした対外純移動率を、一方純移動数がマイナスのときは従来通りの純移動率を、それぞれ算出する。既に述べたように、純移動数を分子にすると分母をどの人口にとっても確率とはならないが、直近の転入と転出を比較し、優勢な方に合わせた人口を分母にとることによって矛盾は軽減されることが考えられる。Smith (1986) では第三のモデルにおいて全国人口が分母に採用されているが、通常は「全国ー当該地域」人口を分母とした場合と推計結果には大差なく、転入が当該地域以外から発生することを考えれば、「全国ー当該地域」人口を分母とするのも妥

当な選択であろう。

V. 平成2（1990）年国勢調査を基準人口とした試算推計と公式推計との比較

本節では、上で提示したモデルにより都道府県別の将来人口推計（以下、試算推計）を行う。推計にあたっては、実績値との比較も兼ねるため、平成2（1990）年を基準年次とした。前述のように、社人研（旧・厚生省人口問題研究所）では、平成2年国勢調査を基準人口として「都道府県別将来推計人口（平成4年10月推計）」を公表しており、ここでは昭和60（1985）～平成2（1990）年の基準期間において推定された男女年齢別純移動率を適用した推計を行っている。本推計ではこの純移動率を男女別に期間中一定の倍率で縮小させた値を仮定値としているが、これに合わせる形で、試算推計においても上記の手法で算出した純移動率および対外純移動率を同じ倍率で縮小させた値を仮定値として推計を行い、公式推計および実績値との比較を行った。

また試算推計では、出生率・生残率・出生性比の仮定値はすべて公式推計と同じ値を用い、全国推計結果を用いた補正を含めて推計手順も公式推計に準ずることとした。したがって両推計による推計結果の違いは、もっぱら移動率の設定方法に起因することになる。なお対外純移動率を用いて推計を行う場合、将来の期間純移動数を算出するには別途全国の将来推計人口が必要となるが、これには公式推計において一律補正にも用いている「日本の将来推計人口－平成2～37年－（平成4年9月推計）」の推計結果を利用した。

試算推計による平成17（2005）年の総人口の推計結果について、公式推計および実績値による同年の総人口と合わせて示したのが表2である。表2には、同年の各推計値及び実績値の総人口について、全国総人口に占めるシェアも示し、公式推計および試算推計のシェアのうち実績値のシェアに近い方に網掛けを加えている。実数ではなくシェアによる比較を行ったのは、全国総人口の値に推計値と実績値の間で若干の開きがあり、全国推計の誤差の影響を除いて比較することが可能なためである。

本表によれば、47都道府県中40都道府県において試算推計のシェアの方が実績値のシェアに近く、全体として推計精度は試算推計の方が上回る結果となった。試算推計と公式推計のシェアの差が大きいのは、埼玉県（-0.186ポイント）・東京都（0.145ポイント）・千葉県（-0.105ポイント）などいずれも基準期間における人口移動が盛んな地域であり、いずれも試算推計の方が実績値に近い値を示している。公式推計と比較すると、試算推計では全体的に基準期間においてシェアが増加している地域では将来人口の増加が抑制され、逆にシェアが低下している地域では将来人口の減少が緩和される傾向にある。地域間転出率を一定とした多地域モデルでは、長期的には各地域の人口シェアが一定の値に収束していくことから、試算推計は公式推計よりも多地域モデルに近い推計結果が得られている可能性が高い。

しかし、基準期間における人口変化が激しい地域では試算推計においても実績値との乖離が著しい。当該期間で最も人口増加率が高かった埼玉県では試算推計シェア（6.208%）

表2 試算推計と公式推計および実績値の比較（2005年・総人口）

	総人口（万人）				シェア（％）				2005年 試算と公式 シェアの差
	1990年	2005年			1990年	2005年			
		公式	試算	実績		公式	試算	実績	
全国	12,361.1	12,934.6	12,934.6	12,776.8	100	100	100	100	0.000
北海道	564.4	541.6	542.7	562.8	4.566	4.187	4.196	4.405	0.009
青森	148.3	132.5	132.8	143.7	1.200	1.024	1.026	1.124	0.002
岩手	141.7	133.4	134.3	138.5	1.146	1.031	1.039	1.084	0.007
宮城	224.9	239.3	239.5	236.0	1.819	1.850	1.852	1.847	0.002
秋田	122.7	110.3	111.2	114.6	0.993	0.853	0.859	0.897	0.006
山形	125.8	119.6	120.2	121.6	1.018	0.925	0.929	0.952	0.005
福島	210.4	210.1	211.5	209.1	1.702	1.624	1.635	1.637	0.011
茨城	284.5	315.8	315.4	297.5	2.302	2.441	2.439	2.329	-0.003
栃木	193.5	211.0	210.8	201.7	1.566	1.631	1.630	1.578	-0.001
群馬	196.6	207.8	208.1	202.4	1.591	1.607	1.609	1.584	0.002
埼玉	640.5	827.0	803.0	705.4	5.182	6.394	6.208	5.521	-0.186
千葉	555.5	687.4	673.8	605.6	4.494	5.315	5.209	4.740	-0.105
東京	1,185.6	1,150.0	1,168.7	1,257.7	9.591	8.891	9.035	9.843	0.145
神奈川	798.0	961.6	956.3	879.2	6.456	7.434	7.394	6.881	-0.041
新潟	247.5	240.5	241.4	243.1	2.002	1.860	1.866	1.903	0.007
富山	112.0	110.4	110.7	111.2	0.906	0.853	0.856	0.870	0.003
石川	116.5	118.2	118.4	117.4	0.942	0.913	0.915	0.919	0.002
福井	82.4	82.3	82.5	82.2	0.666	0.636	0.638	0.643	0.002
山梨	85.3	89.6	89.7	88.5	0.690	0.692	0.694	0.692	0.001
長野	215.7	219.2	219.9	219.6	1.745	1.695	1.700	1.719	0.005
岐阜	206.7	213.8	214.3	210.7	1.672	1.653	1.657	1.649	0.004
静岡	367.1	390.2	391.0	379.2	2.970	3.017	3.023	2.968	0.006
愛知	669.1	729.0	731.1	725.5	5.413	5.636	5.652	5.678	0.016
三重	179.3	189.1	189.3	186.7	1.450	1.462	1.464	1.461	0.002
滋賀	122.2	142.0	141.1	138.0	0.989	1.098	1.091	1.080	-0.007
京都	260.2	261.9	262.8	264.8	2.105	2.025	2.032	2.072	0.007
大阪	873.5	879.6	883.8	881.7	7.066	6.800	6.833	6.901	0.032
兵庫	540.5	572.9	573.9	559.1	4.373	4.430	4.437	4.376	0.007
奈良	137.5	156.2	155.5	142.1	1.113	1.208	1.203	1.112	-0.005
和歌山	107.4	102.2	102.6	103.6	0.869	0.790	0.793	0.811	0.003
鳥取	61.6	59.7	59.9	60.7	0.498	0.461	0.463	0.475	0.001
島根	78.1	72.2	72.4	74.2	0.632	0.558	0.560	0.581	0.001
岡山	192.6	192.1	192.6	195.7	1.558	1.485	1.489	1.532	0.004
広島	285.0	290.7	291.4	287.7	2.305	2.247	2.253	2.251	0.005
山口	157.3	145.2	145.5	149.3	1.272	1.123	1.125	1.168	0.003
徳島	83.2	79.5	79.8	81.0	0.673	0.615	0.617	0.634	0.002
香川	102.3	100.3	100.5	101.2	0.828	0.775	0.777	0.792	0.002
愛媛	151.5	143.7	144.2	146.8	1.226	1.111	1.115	1.149	0.004
高知	82.5	76.2	76.5	79.6	0.667	0.589	0.591	0.623	0.003
福岡	481.1	496.2	497.0	505.0	3.892	3.836	3.842	3.952	0.006
佐賀	87.8	84.5	84.7	86.6	0.710	0.653	0.655	0.678	0.002
長崎	156.3	143.9	144.4	147.9	1.264	1.112	1.116	1.157	0.004
熊本	184.0	178.2	178.7	184.2	1.489	1.378	1.382	1.442	0.004
大分	123.7	116.3	117.0	121.0	1.001	0.899	0.904	0.947	0.005
宮崎	116.9	111.1	111.7	115.3	0.946	0.859	0.864	0.902	0.005
鹿児島	179.8	167.7	168.6	175.3	1.454	1.297	1.304	1.372	0.007
沖縄	122.2	132.6	133.1	136.2	0.989	1.025	1.029	1.066	0.004

1990年と2005年の実績値は総務省統計局「国勢調査報告」、2005年の公式推計値は厚生省人口問題研究所「都道府県別将来推計人口（平成4年10月推計）」による。

に対し実績値のシェア(5.521%)、また最も人口減少率が高かった青森県では試算推計シェア(1.026%)に対し実績値のシェア(1.124%)となり、基準時点からのシェアの増減幅はいずれも実績値の方が小さくなっている。基準期間である昭和60(1985)～平成2(1990)年はバブル期に相当するため各地域とも人口移動率が比較的高いが、以後平成17(2005)年に至るまで移動率は全体として縮小傾向にあることが最大の要因に挙げられるであろう。推計値と実績値

表3 埼玉県における公式推計・試算推計および実績値の年齢5歳階級別シェア(2005年)

年齢階級	2005年シェア			試算－公式	試算－実績
	公式	試算	実績		
0～4歳	7.330	6.911	5.640	-0.419	1.272
5～9歳	7.330	6.916	5.625	-0.414	1.292
10～14歳	6.629	6.387	5.609	-0.241	0.778
15～19歳	6.076	6.005	5.572	-0.070	0.433
20～24歳	6.492	6.328	5.852	-0.164	0.476
25～29歳	7.042	6.764	5.793	-0.278	0.971
30～34歳	8.097	7.496	6.108	-0.601	1.388
35～39歳	8.198	7.508	6.111	-0.690	1.397
40～44歳	6.984	6.603	5.716	-0.382	0.886
45～49歳	6.096	5.974	5.432	-0.122	0.542
50～54歳	5.995	5.948	5.556	-0.047	0.393
55～59歳	6.187	6.127	5.797	-0.060	0.330
60～64歳	6.456	6.307	6.038	-0.149	0.269
65～69歳	5.921	5.718	5.503	-0.202	0.215
70～74歳	4.900	4.742	4.571	-0.159	0.170
75～79歳	4.116	4.041	3.934	-0.074	0.107
80～84歳	3.829	3.799	3.758	-0.031	0.041
85歳～	3.641	3.605	3.697	-0.036	-0.092

実績シェアは総務省統計局「平成17年・国勢調査報告」、公式推計シェアは厚生省人口問題研究所「都道府県別将来推計人口(平成4年10月推計)」による。

の乖離は、出生・死亡・移動に関する各仮定とそれらの実際の値との差によってもたらされる。地域別将来人口推計の場合、これらのなかで最も影響が大きいのは移動であると考えられるが、移動によってもたらされる乖離を大別すれば、人口移動傾向の変化の要素(人口移動パターンの仮定からの変化による誤差)と、モデルに内在する要素(基準期間における人口移動傾向を正しく投影できていないことによる誤差)に分解できる。この点を明らかにすることは、今後の課題の一つである。

以下、試算推計と公式推計のシェアの差および試算推計と実績値のシェアの差が最も大きかった埼玉県を取り上げ、年齢別の誤差について若干の分析を試みる。表3は、平成17(2005)年について、公式推計・試算推計および実績値の男女を合計した年齢5歳階級別のシェアを示したものである。公式推計と試算推計のうち、実績値のシェアに近い方に網掛けを加え、表の右側には、公式推計と試算推計のシェアの差および試算推計と実績値のシェアの差を記した。本表によれば、85歳以上を除く年齢階級ではすべて公式推計と試算推計のシェアが実績値のシェアを上回り、なおかつ試算推計の方が実績値のシェアに近い値を示している。さらに公式推計と試算推計のシェアの差について詳しくみると、0～14歳および25～44歳の年齢層において差が大きくなっている。この要因は、主に基準期間の年齢別純移動率の分布に求めることができる。

表4は、公式推計で算出されている埼玉県の基準期間(昭和60(1985)～平成2(1990)年)における純移動率(男女合算の値)を示したものである。移動率が小さいと考えられ、全都道府県で純移動率が0とされている85歳以上→90歳以上を除くすべての年齢において純移動率がプラスとなっているが、特に20～30歳代での純移動率が高く、公式

表 4 埼玉県における年齢 5 歳階級別の
基準期間純移動率

期首年齢→期末年齢	純移動率
出生→0～4歳	0.07079
0～4歳→5～9歳	0.06642
5～9歳→10～14歳	0.03587
10～14歳→15～19歳	0.06013
15～19歳→20～24歳	0.10827
20～24歳→25～29歳	0.09475
25～29歳→30～34歳	0.13826
30～34歳→35～39歳	0.08482
35～39歳→40～44歳	0.04474
40～44歳→45～49歳	0.03066
45～49歳→50～54歳	0.02703
50～54歳→55～59歳	0.02589
55～59歳→60～64歳	0.01859
60～64歳→65～69歳	0.02384
65～69歳→70～74歳	0.02519
70～74歳→75～79歳	0.00814
75～79歳→80～84歳	0.02609
80～84歳→85～89歳	0.01420
85歳以上→90歳以上	0.00000

厚生省人口問題研究所「都道府県別将来推計人口（平成4年10月推計）」と総務庁統計局「昭和60年・国勢調査報告」より筆者算出。85歳以上→90歳以上の純移動率は実際にはゼロでないが、公式推計で立てられている仮定に合わせてゼロと表示した。

移動数を仮定に用いている以上、モデルに内在する問題から、試算推計においても「純移動数の創造」による誤差が発生している可能性がある。ただ公式推計との推計結果の比較からは、その問題は相当程度回避されていると判断するのが妥当であろう。

移動モデルの違いによる推計結果の差は移動率の高い若年層において特に顕著であり（Isserman 1993）、なおかつ若年層の人口移動は次世代以降の人口分布にも大きく影響するため、推計にあたっては移動傾向を可能な限り忠実に反映させたモデルの構築が必須となる。

VI. おわりに

本稿では、地域別将来人口推計のなかで人口移動に関する仮定値設定に着目し、一定の制約条件のなかでどのような形で仮定値を設定するのが適切であるかについて検討した。人口移動は地域人口変化に及ぼす影響が最も大きく、かつ将来を見通すことがきわめて困難である。加えて人口移動に関する統計データ整備体系が不十分であることから、現時点では、直近2時点の男女年齢別人口データとその間の生残率データを用いて推定される純移動数をベースに人口移動の仮定を立てる方法が一般的である。純移動数を純移動率の形にするには、分母となる人口を用意する必要があるが、これまでの都道府県別推計ではいずれも各都道府県の人口を分母として純移動率としてきた。しかし純移動数は転入数と転出数の差であり、転出は当該の地域から発生するが、転入は当該の地域以外から発生するた

推計と試算推計のシェアの差が大きい年齢層とほぼ一致している。したがって公式推計では、上で述べた「純移動数の創造」により特に若年層を中心とした推計値が若干過大に算出されていた可能性がある。また0～14歳においてシェアの差が大きいのは、「純移動数の創造」により増大した若年齢層からの出生が加わるためと考えられる（推計期間中に出生した人は、平成17（2005）年で0～14歳となる）。

もっともこれらの年齢層では、試算推計においても過大推計の傾向が著しい（表3の最右列参照）。推計期間中に埼玉県の転入超過傾向が基準期間よりも弱まったことが過大推計の最大の要因と考えられるが、純

め、求められた純移動率に確率的な意味はない。こうしたことから、地域別人口を分母とした純移動率を一律に将来人口推計に適用したとき、特に地域人口の増加率が高い場合には「純移動数の創造」が発生する危険性があるが、基準期間における純移動数がプラスの場合のみ、[全国－当該地域]人口を分母人口として算出した対外純移動率を適用することによって問題は緩和され、直近の移動傾向がより適切に反映された純移動数が算出されるようになる。本モデルは人口移動データ不足のなかで純移動数を利用しながら、より多地域モデルに近い推計結果が得られる手法の一つと考えられる。当面の課題は、男女年齢別転出入データが得られる過去データを利用して、この点を検証することである。

本稿は、地域別の将来人口推計を念頭に実践的な手法の改善に重点を置いて論じてきた。純移動数の符号によって分母人口を変化させて推計を行ったとしても、多地域の枠組みを崩している以上、理論的な矛盾が解消されるわけではない。しかし、特に小地域単位での推計を念頭に置いた場合、様々な制約条件のなかで理論的な整合性を確保するのは非常に困難である。一般に、推計対象とする地域の人口規模が小さくなるほど、いかなる推計手法を用いても推計誤差は拡大する傾向にあり (Smith and Shahidullah 1995)、こうしたなかでは推計手法の理論的な精緻化よりはむしろ、既存の限られたデータを利用しながら誤差を多少とも抑えることのできる実践的な推計手法の開発が求められる。社人研では平成20年末に、平成17年国勢調査人口を基準とした市区町村別将来推計人口の公表が予定されている。詳細な推計手法は今後の主たる検討課題となるが、市区町村別の推計の場合、本稿で提示した改良モデルは都道府県を単位とする推計以上に有効な代替案になると考えられる。

地域別将来人口推計に関しては、多地域モデルを組み立てるのに必要なデータの欠如を何らかの形で克服しようとする試みがこれまで多くなされてきた。なかでも多地域モデルから派生し、地域別の転出数を積み上げた後にそれらを転入者として各地域に配分するプールモデルや、推計対象とする地域以外を一つの地域と考え当該地域と合わせた二地域で多地域モデルを適用する二地域モデルは注目すべきであろう。プールモデルと二地域モデルはともに多地域モデルと比較して推計に必要な変数は大幅に減少するが、これらのモデルを適用して推計を行った結果は、多地域モデルによる推計結果とほとんど変わらないという研究成果も得られており (Wilson and Bell 2004)、今後の人口移動データの整備状況によっては将来的にわが国の地域人口推計に適用される可能性もある。

このほか、人口移動に関するパラメータを推計期間中一定と置く仮定への批判から生じた新たなモデルの提示 (Plane 1993, Sweeny and Konty 2002) や、現在のところさほど普及はしていないが、人口学的変数に社会経済指標を加えることによって将来の人口移動予測を盛り込んだ試算的な推計 (van der Gaag et al. 2003)、さらに各仮定の設定に対するランダムな時間関数の追加などによって将来人口を確率的に予測する研究 (Wilson and Bell 2007) もみられる。こうした地域別将来人口推計の新しい動向については、別稿にて報告することとしたい。

参考文献

- 江崎雄治 (2006)『首都圏人口の将来像：都市と郊外の人口地理学』, 専修大学出版局.
- 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, pp.29-45.
- 石川義孝 (2007)「人口減少社会の課題と展望」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.1-9.
- 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.
- 伊藤達也 (1980)「地域別・男女年齢別将来人口推計の一方法：1970年国勢調査に基づく転出表とその応用」『人口問題研究』155, pp.47-70.
- 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, pp.37-40.
- 河邊宏・山本千鶴子・稲葉寿 (1983)「コーホート要因法による地域人口推計手法の検討と推計結果の分析」『人口問題研究』167, pp.32-52.
- 河邊宏・山本千鶴子・稲葉寿 (1984)「地域人口推計の仮定設定と人口増減との関係について」『人口問題研究』171, pp.1-21.
- 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』18-2, pp.3-69.
- 小池司朗・西岡八郎・山内昌和 (2004)『『日本の市区町村別将来推計人口 (平成15年12月推計)』における仮定値設定—純移動率を中心に—』『人口問題研究』60-4, pp.13-33.
- 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』63-4, pp.40-55.
- 厚生省人口問題研究所 (1965)『都道府県別将来推計人口：昭和40年～70年間 毎5年10月1日 (昭和39年10月1日推計)』(研究資料第164号).
- 厚生省人口問題研究所編 (1992)『日本の将来推計人口—平成3 (1991) 年～平成37年 (2025) 年— (平成38 (2026) ～102 (2090) 年参考推計) 平成4年9月推計』, 厚生統計協会.
- 厚生省人口問題研究所編 (1992)『都道府県別将来推計人口—平成2年～22年間毎5年—平成4年10月推計』, 厚生統計協会.
- 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, pp.35-39.
- Plane, D. A.(1993) "Requiem for the Fixed-Transition-Probability Migrant", *Geographical Analysis*, 25, pp.211-223.
- Plane, D. A. and P. A. Rogerson(1994) *The Geographical Analysis of Population with Applications to Business and Planning*, New York, Wiley.
- 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.
- Smith, S. K.(1986) "Accounting for Migration in Cohort-Component Projections of State and Local Populations", *Demography*, 23-1, pp.127-135.
- Smith, S. K.(1987) "Tests of Forecast Accuracy and Bias for County Population Projections", *Journal of the American Statistical Association*, 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*, 90, pp.64-71.
- Smith, S. K., Tayman, J. and Swanson, D. A.(2001) *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, New York, Kluwer Academic.
- Sweeny, S. H. and Konty, K. J.(2002) "Population Forecasting with Nonstationary Multiregional Growth

- Matrices", *Geographical Analysis*, 34, pp.289-312.
- Tayman, J., Schafer, E. and Carter, L.(1998) "The Role of Population Size in the Determination and Prediction of Population Forecasts Errors: An Evaluation Using Confidence Intervals for Subcounty Areas", *Population Research and Policy Review*, 17, pp.1-20.
- van der Gaag N, van Wissen L, Rees P, Stillwell J, 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, Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute. The Hague, Netherlands.
- Wilson, T. and Bell, M.(2003) "Subnational Probabilistic Population Forecasts: The Example of Australia", (Discussion paper 2003/06), School of Geography, Planning and Architecture, The University of Queensland.
- Wilson, T. and Bell, M.(2004) "Comparative Empirical Evaluations of Internal Migration Models in Subnational Population Projections", *Journal of Population Research*, 21-2, pp.127-160.
- Wilson, T. and Bell, M.(2007) "Probabilistic Regional Population Forecasts: The Example of Queensland, Australia", *Geographical Analysis*, 39, pp.1-25.
- 山口喜一編著 (1989)『人口分析入門』古今書院.

On the Improvement of Net Migration Model for Regional Population Projections

Shiro KOIKE

This paper aims to study the method of implementing assumptions relating migration, especially considering regional population projections. As for migration assumptions, it has been widely accepted to apply uni-regional model using net migration rate because of the statistical problems. Also, it is natural to remain the net migration rate constant through projection horizon. Holding the net migration rate constant, however, may lead to the wrong projection of the recent migration trends to the future since net migration rate does not denote the probability. As a result of examining improvement of the uni-regional model among the limitation of available migration data, I presented the methods of calculating alternative net migration rate by changing the denominator population according to the sign of recently observed net migration number. Further, I inspected the validity of the new model by testing this model to the projection based on the population of National Census 1990 and comparing the calculated results with those of official projections and actual data.