

特集：都道府県及び市区町村将来人口推計に関連した研究（その1）

『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—

小池司朗・西岡八郎・山内昌和

本稿では、『日本の市区町村別将来推計人口（平成15年12月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2004）に際して必要となった人口動態に関する将来仮定値の設定手法について、純移動率を中心に説明する。市区町村のような地域を考えたとき、将来人口にもっとも与える影響が大きいのは、若年層をはじめとする人口移動の動向である。しかし市区町村別の人口移動は、地域固有の事情により大きく変化するので、移動に関する仮定値（純移動率）の設定は非常に難しい。こうした状況のなかでは、過去のデータを重視せざるを得ないが、昭和55（1980）年から5年ごとの純移動率を分析すると、時間の経過とともに純移動率の値が空間的に拡散していくような動きがみられた。したがって本推計においては、地理的に隣接している市区町村の純移動率データ取り込みという形で、当該市区町村の「空間属性」を考慮して仮定値を設定した。市区町村別など小地域の将来人口推計の仮定値設定においては、出生・死亡の自然動態も含め、地域の「空間属性」を反映させることが有効である。

I. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所（社人研）は、市区町村別では初の公式将来人口推計となる『日本の市区町村別将来推計人口（平成15年12月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2004）を平成15（2003）年12月に公表した。人口は地域福祉計画上の根幹であるが、それに加えて今日、介護保険事業計画の見直しや次世代育成支援法に基づく行動計画の作成が自治体に義務づけられるなど、将来人口の把握は重要性を増している。

一般には、推計手法と比較して推計結果の方が注目され、推計値が確定値のようにとらえられ一人歩きする傾向がある。推計を行う側としては、できる限り正確な将来人口を推計すべく、綿密な分析を経て推計手法を考えるが、算出された人口はあくまでも推計値であり、実際値とはある程度異なるのが普通である。その誤差は通常、推計手法における諸仮定が実際と乖離することによって生じるものである。したがって、推計値そのものの精度を検証することも必要であるが、それ以上に、推計精度に影響を与える推計手法についての再考察が不可欠となる。例えば本推計は、後述のように基本的な部分でコーホート要因法によっているが、その場合には仮定値の設定手法が推計結果を左右する最大のポイン

トとなり、推計誤差を分析する際には仮定値の設定手法を検証する必要がある。誤差がわずかな場合でも、複数の仮定値のズレが相殺された結果として数字だけ接近した値になるケースもあるので注意を要する。

さらに、とりわけ市区町村別のような小地域の将来人口推計においては、社会増減（人口移動）をいかに見積もるかが最重要の問題となる。一般には、出生率の動向が将来人口にもっとも影響を及ぼすと考えられがちであるが、地域別にみると、人口移動（とりわけ若年層の）が将来人口を左右する決定的な要因となる。しかし人口移動は、経済的条件・雇用機会・住宅供給パターン・交通条件・周辺の特性などに影響を受けやすいため、出生・死亡以上に予測が難しい（Smith, Tayman and Swanson 2001）。人口移動に関する分析研究は、都道府県や地域ブロックを単位としたものを中心に、これまでも行われており（たとえば、河邊 1985, 大友 1996, 荒井ほか編 2002など）、都市地域間人口移動モデルも数多く考案されているが（石川 1988, 石川 2001a Yano, Nakaya and Ishikawa 2000など）、その時系列的な変化については解明が難しい。一般に、地域の単位が小さくなればなるほど、出生・死亡がもたらす自然動態よりも、転入・転出がもたらす社会動態の占めるウェイトが高くなるが、市区町村以下の小地域においては人口移動に関するデータが少ないうえ、ほんのわずかなイベントが移動率を大きく上下させる要因となりうるため、推計のなかでも最も不確定要素が高い部分である。

地域別の将来人口推計を念頭に置いた先行研究や教科書には、伊藤（1980）、山口（1990）、石川（1993）、大江（1995）、濱・山口編著（1997）、Smith, Tayman and Swanson（2001）などが挙げられるが、近年地域への関心の高まりを受けて、市区町村別の将来人口推計も各機関によって行われるようになってきている。例を挙げると、（財）統計情報研究開発センターでは全国の市区町村を対象とし、平成12（2000）年の男女5歳階級別人口をベースに、平成42（2030）年まで5年ごとの男女5歳階級別人口を推計している（（財）統計情報研究開発センター 2002）。また九州経済調査協会でも、九州・沖縄地域と山口県内の市区町村において、平成12（2000）年の男女5歳階級別人口をベースに、平成27（2015）年まで5年ごとの男女5歳階級別人口を推計している¹⁾。さらに、一律の推計値を算出することを主たる目的としている一般的な将来人口推計とは少し性格が異なるが、社人研の小地域簡易将来人口推計システムでは、全国の任意の市区町村において、ユーザが入力した推計最終年と最終年における合計出生率の値をもとに、平成12（2000）年から最終年まで5年ごとの男女5歳階級別推計人口を算出するプログラムが確立されている²⁾。これらの市区町村別将来人口推計はコーホート法によっているため、男女年齢別の推計値が算出されており、特に自治体にとって、都市・地域計画をサポートするための参考資料としての意義は非常に大きいと思われる。しかし上記の推計を含め管見の限りに

1) 九州経済調査協会：「2015年の将来推計人口データ」のご案内

URL：http://www.kerc.or.jp/html/suikai.html

2) 社人研：小地域簡易将来人口推計システム

URL：http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Shou/S_Jouken.asp

おいては、推計のなかに社会動態の変化がほとんど考慮されていないため、自治体によっては明らかに非現実的と思われる推計値が散見され、あるいは特定の年齢層の人口割合が突出するような特異な人口構造をもった推計結果が得られるというケースが存在する。

上記のような事実をふまえ、本稿では、『日本の市区町村別将来推計人口（平成15年12月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2004）における仮定値設定の考え方について、純移動率の設定手順を中心に述べる。コーホート要因法によって市区町村別の将来人口推計を行う場合、本来は流入率と流出率を別個に仮定値設定するのが望ましいが、データの制約上、純移動率を人口移動の指標として利用せざるを得ない。それだけに、純移動率の仮定値設定には慎重な検討が必要であり、本推計においても最大の注意を払った点である。純移動率設定手法の概要については既に別稿（西岡・小池・山内 2003）でも触れているが、紙面の都合上十分に示すことができなかつた仮定値設定の背景などを中心に論を進める。また、最後に今後の小地域将来人口推計の展望について述べる。

II. 推計手法の概要

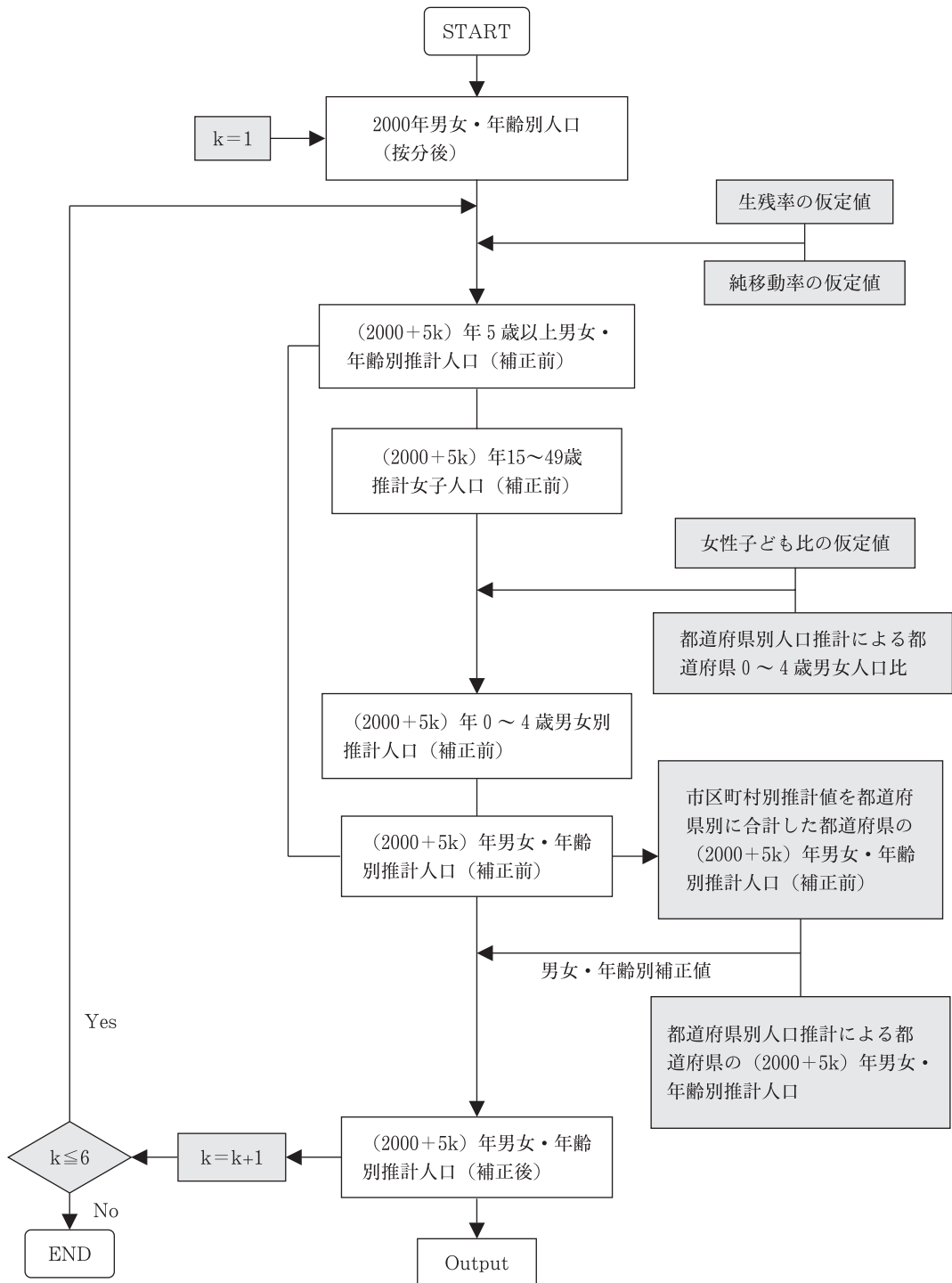
ここでは、推計手法の概要についてのみ簡単に説明する。

推計は平成12（2000）年の国勢調査をベースに、平成42（2030）年まで5年ごと、男女5歳階級別に行っている。5歳以上人口の推計は通常のコーホート要因法と同じであり、生残率と純移動率の仮定値が必要となる。一方0～4歳人口の推計は、通常のコーホート要因法では、上記の仮定値に加え女子の年齢別出生率と出生性比の仮定値が必要であるが市区町村別の女子年齢別出生率は特に人口の少ない自治体において年次による変動が激しいと思われること、さらに出生→0～4歳に至る純移動率の過去のデータが推計しづらいことなどにより、仮定値設定には問題点も多い。したがって本推計においては、出生率・生残率・純移動率の総合指標とみなすことができる女性子ども比（通常0～4歳人口の15～49歳女子人口に対する比）と、0～4歳性比の仮定値を利用することによって、男女別の0～4歳人口を推計した。全体の推計フローチャートは、図1に示すとおりである。

推計単位は、生残率の仮定値設定に利用した『平成12（2000）年 市区町村別生命表』（厚生労働省大臣官房統計情報部 2003b）が平成13（2001）年末現在の市区町村境域で公表されていることから、同様に平成13（2001）年末現在の市区町村境域としている。また、上記の方法によって求められた男女年齢別推計人口の都道府県内市区町村の合計は、『都道府県別将来推計人口（平成14年3月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2002a）（以下、都道府県別推計）による各都道府県の男女年齢別推計人口の値と一致するよう一律補正を施し最終推計結果としている。都道府県別推計による都道府県の男女年齢別推計人口の合計は、『日本の将来推計人口（平成14年1月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2002b）（以下、全国推計）の中位推計に一致するよう一律補正を加えており、本推計の結果は全国推計の中位推計の結果とも整合性を持たせている。

以上から本推計においては、①将来の純移動率、②将来の生残率、③将来の女性子ども

図1 『日本の市区町村別将来推計人口（平成15年12月推計）』推計のフローチャート



比、④将来の0～4歳性比、の4種類の仮定値が必要となる。以下では、各仮定値設定の考え方について、まず推計人口に与える影響がもっとも大きい将来の純移動率について述べ、次いでその他の仮定値についても説明する。

Ⅲ. 仮定値の設定手法

1. 純移動率の設定

はじめに、将来の社会動態の仮定値として純移動率を利用する理由について述べる。

純移動は流入と流出の差、すなわち人口移動の結果であり、人口移動そのものではない(大友 1996)ため、情報量は著しく制約される。にもかかわらず純移動率を利用せざるを得ない要因には、特に市区町村レベルにおける人口移動データの欠如が挙げられる。全国の市区町村別・男女年齢別に5年間の転出入の状況が把握できる資料は、現時点では国勢調査のなかでも大規模調査の年に限られるため、5年ごとの転出入データを時系列的に得られる体系になっていない。したがって、時系列で統一的な移動データを得るためには、各回の国勢調査における男女年齢別人口と2時点間の生命表生残率を用いて、純移動率あるいは純移動数を推計する以外に方法がない。

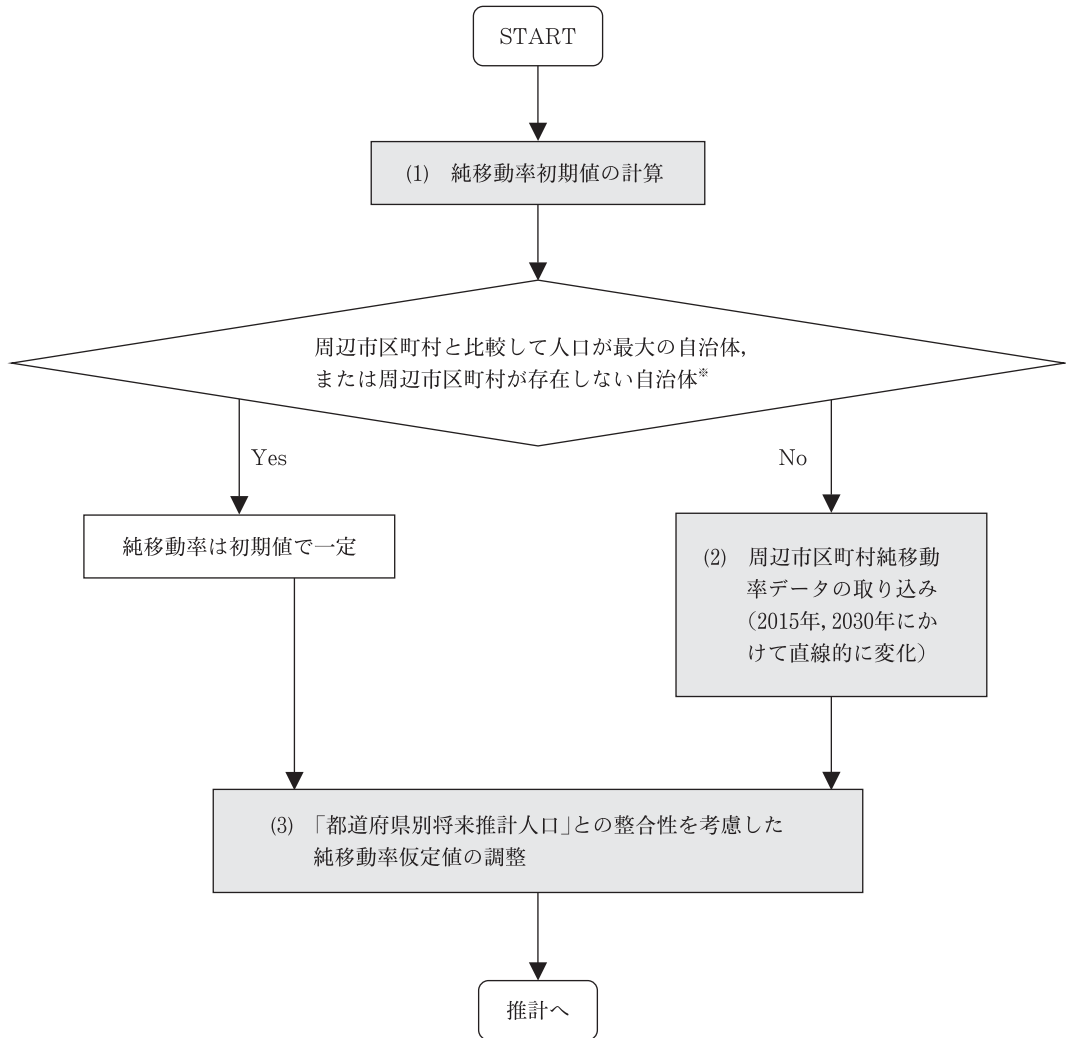
不確定要素の高い将来の純移動率仮定値を市区町村別・男女年齢別に設定するには、当然ながら過去のデータが重要な資料となる。本推計においては過去の純移動率データを分析するため、昭和55(1980)年～平成12(2000)年の5時点における国勢調査の市区町村別・男女5歳階級別人口データを利用した。この間に市町村合併も多く行われているので、データはすべて平成13(2001)年12月現在での市区町村境域への組み替えを行い、年齢不詳分は年齢別人口に応じて按分した。時点間の生残率算出には、昭和55(1980)年～平成12(2000)年の都道府県別生命表(厚生省大臣官房統計情報部 1982, 1987, 1993, 1998, 厚生労働省大臣官房統計情報部 2003a)を用い、期首と期末の生残率の単純平均値を採用した。以上により、出生→0～4歳を除く男女5歳階級別の純移動率を5年ごと4期間について推計した。

実際には非常に複雑な人口移動パターンを、純移動率という単一の仮定値によって表現することになるため、その設定にはまず過去データの慎重な検討が不可欠となる。本推計においては、(1)初期値の設定、(2)周辺市区町村データの取り込み、(3)都道府県別推計との整合性を考慮した仮定値の再調整、という3段階の手順を踏むことにより、市区町村別・男女5歳階級別の純移動率仮定値を設定した。純移動率仮定値設定のフローチャートは、図2の通りである。以下、各手順について解説する。

(1) 初期値の設定

ここで述べる「初期値」は、突発的なイベントによる人口移動の影響を極力排除した直近の純移動率ポテンシャルと定義づける。一定以上の人口を有する自治体の場合はさほど問題とはならないが、人口が少ない自治体においては、大規模な宅地開発・工場誘致・鉄

図2 純移動率設定のフローチャート



※ 政令指定都市も含む

道や道路の新規開通・福祉施設の開業や移転，さらには自然災害などといった突発的なイベントが，人口移動パターンを通常の状態から大きく変化させる要因となりうる。そこで過去のデータを利用し，統計的な処理によって直近の純移動率が異常値と認められた場合には，それを排除するのが本プロセスでの目的である。むしろ，過去データを利用した統計処理で異常値がすべて判別できるわけではなく，逆に本当は異常値でない場合でも異常値と判別されてしまうケースも想定される。しかしながら，人口移動に関する詳細なデータが継続的に入手できない以上，上記によって推計された昭和55（1980）年～平成12（2000）年における4期間純移動率が突発性を判断する唯一のデータソースとなる。

先に行われた都道府県別推計においては，阪神・淡路大震災の影響が甚大であった兵庫

県を除き、平成7（1995）年～平成12（2000）年（直近）における男女年齢別純移動率を、平成37（2025）年～平成42（2030）年まで一定として仮定値を設定している。最終的に都道府県別推計と整合性を持つように一律補正を加えることも考慮すれば、本推計においても、平成7（1995）年～平成12（2000）年の純移動率データを重視するのが自然な流れである。しかし前述のように、特に人口の少ない自治体ではそれが異常値となっている可能性もあることから、下記のプログラムにより異常値を排除した値を初期値として設定した。

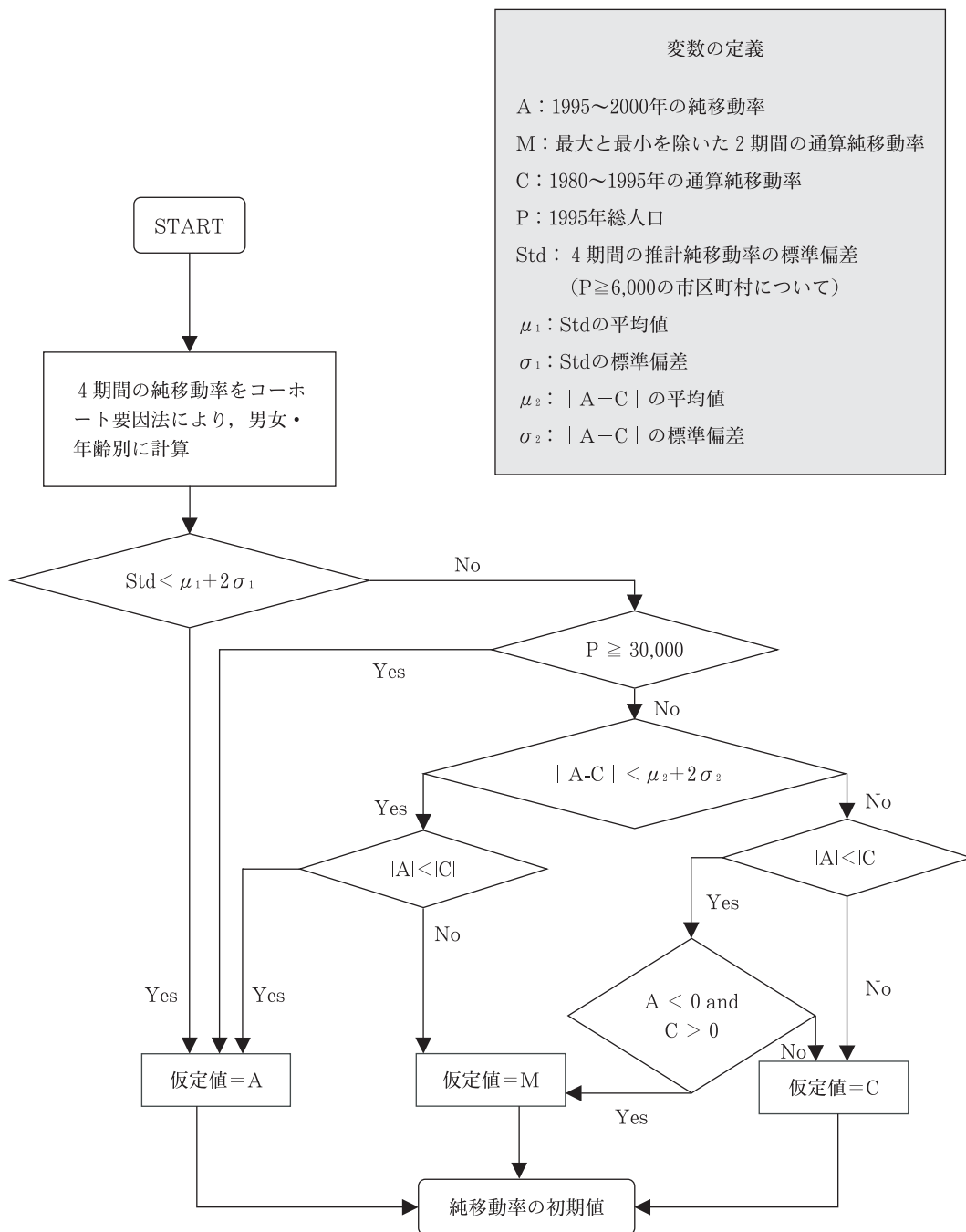
純移動率初期値設定のフローチャートを図3に示す。まず、期間別純移動率の変動状況を見るために、各市区町村において男女年齢別に4期間純移動率の標準偏差（Std）を計算したうえで、標準偏差が一定以上の値となる市区町村を抽出する。一定以上の基準には多々考えられるが、ここでは、求められた標準偏差のなかで平成7（1995）年総人口が6,000人以上の自治体を対象に、平均値（ μ_1 ）と標準偏差（ σ_1 ）を算出し、4期間純移動率の標準偏差（Std）が（ $\mu_1 + 2\sigma_1$ ）以上の自治体を、直近の純移動率に異常値の可能性がある³⁾とみなした³⁾。一方、標準偏差（Std）が（ $\mu_1 + 2\sigma_1$ ）未満の自治体においては、直近の純移動率が異常値とは認められないとし、直近の純移動率を初期値とした。ここで、平成7（1995）年における総人口30,000人を一つの基準とし、30,000人以上の総人口を有する自治体においては、標準偏差（Std）が（ $\mu_1 + 2\sigma_1$ ）以上の自治体の直近の純移動率が異常値である可能性は否定できないにしても、人口規模から一定の傾向が認められると判断し、直近の純移動率をそのまま初期値とした。一方、総人口が30,000人未満の自治体においては、先に整備した昭和55（1980）年～平成12（2000）年の4期間における純移動率を考慮した仮定値を、初期値として設定することとした。以下詳しい手順は割愛するが、基本的な考え方としては、直近の純移動率と昭和55（1980）年～平成7（1995）年における3期間の純移動率とを比較し、両者が大きく異なる場合には、直近以外の純移動率を初期値とした。ただし、直近の純移動率と昭和55（1980）年～平成7（1995）年における3期間の純移動率との差が一定以下であり、かつ直近にかけて値が収束する傾向がみられる場合は、結果的に直近の純移動率を初期値としている。

（2）周辺市区町村データの取り込み

上記プロセスにより算出された市区町村別・男女年齢別の純移動率初期値をベースに、平成12（2000）年～平成17（2005）年から平成37（2025）年～平成42（2030）年までの6期間における仮定値を設定する。仮定値の設定方法には種々考えられるが、市区町村別の将来の人口移動パターンが予測困難である以上、求められた初期値を6期間一定として設定することも考えられる。実際に都道府県別推計では、平成2（1990）年～平成7（1995）年と平成7（1995）年～平成12（2000）年の純移動率の単純平均値を仮定値とした兵庫県も含めて、純移動率を6期間にわたり一定として推計が行われている。しかし市区町村別の推計となると、事情が異なってくる。都道府県別推計では対象外であった都道府県内市区町村間の人口移動も考慮する必要があるため、推計のなかで社会動態の占める

3) 平成7（1995）年総人口が6,000人以上の自治体のみを対象とした理由は、総人口別に純移動率の標準偏差を集計すると、概ね総人口が6,000人付近で値が安定したことによる。

図3 純移動率初期値設定のフローチャート



重要性が都道府県別推計と比較しても飛躍的に高まる。こうした状況で、純移動率初期値を6期間30年にわたり一定とする仮定には、少々無理がある。実際、過去4期間の純移動率データをみても、特に人口の少ない自治体を中心に、ダイナミックに変動している。

過去4期間の純移動率データから、市区町村・男女年齢ごとの純移動率の変化に一定の法則が見いだせるわけではない。しかし、4期間の男女年齢別純移動率データを地図上に落としてみると、時間の経過とともに純移動率が拡散していくような動きがみられる。そこで様々な検討を重ねた結果、周辺市区町村純移動率データの取り込みを行うこととした。ここで述べる「周辺」とは、市区町村境界をもって地理的に隣接していることを示す⁴⁾。

5年に1度公表されている市区町村別の合計出生率や生命表においては、いわゆるベイズ推定法が採用されている。市区町村などの小地域における出生数や死亡数は年により数値が大幅に変動しうるため、実質的な出生や死亡の状況を把握することが困難である。したがってベイズ推定では、当該市区町村を含むより広い地域である二次医療圏における出生や死亡の状況を考慮し、これと当該市区町村の出生・死亡の実測値とを総合化することによって、合計出生率や生命表が推定されている。当然、社会動態と自然動態では全く性格が異なるが、人口分布の拡散はあらゆる国や地域に共通する現象であり (Smith, Tayman and Swanson 2001)、社会動態に関してもベイズ推定に類した空間的側面からの仮定値設定が可能ではないかと考えた。

人口移動が出生・死亡と異なるのは、出生・死亡に関する指標が空間的にある程度連続性を持っていると考えられるのに対して、人口移動は既存の人口分布や経済活動と密接に関連しているため、より複雑なパターンを呈するという点である。したがって、少なくとも地域中心都市とそれ以外の自治体とは、切り離して仮定値を設定するのが妥当であると考えられる。本プロセスでは、当該市区町村と周辺市区町村の平成12(2000)年における総人口を比較し、当該市区町村の総人口が最大の場合、当該市区町村を地域中心都市として扱うこととした。そのうえで、地域中心都市と政令指定都市ならびに周辺市区町村が存在しない(離島などの)自治体については、純移動率初期値を平成37(2025)年~平成42(2030)年まで一定とするが、それ以外の市区町村に対して、周辺市区町村純移動率データの取り込みを行った。以下、データ取り込みの手法を示す。

周辺市区町村数が3以上の場合、当該市区町村*i*の任意の男女別年齢階級*j*歳→*j*+5歳⁵⁾における周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値 $m_i^j(s)$ を、下記の式によって算出する。

$$m_i^j(s) = \frac{m_i^j(0) + \sum_x m_{ix}^j(0) - m_{ix}^j(0)^{\max} - m_{ix}^j(0)^{\min}}{n-1}$$

ここに、 $m_i^j(0)$: 市区町村*i*の年齢階級*j*歳→*j*+5歳における純移動率初期値、

4) ESRI ジャパン株式会社が無償配布している「全国市区町村境界データ」をもとに、隣接しているか否かの判別を行った。

5) 記述の簡略化のため、「年齢*j*~*j*+4歳」を「年齢階級*j*歳」と表すことにする。

$m_{ix}^j(0)$: 市区町村 i の周辺市区町村 ($x = 1, 2, 3 \cdots n$: 周辺市区町村数) の年齢階級 j 歳 $\rightarrow j+5$ 歳における純移動率初期値,
 $m_{ix}^j(0)^{\max}$: $m_{ix}^j(0)$ のなかの最大値,
 $m_{ix}^j(0)^{\min}$: $m_{ix}^j(0)$ のなかの最小値である.
 本式は、市区町村 i の年齢階級 j 歳 $\rightarrow j+5$ 歳における周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値 $m_i^j(s)$ が、市区町村 i と周辺市区町村のなかから純移動率初期値が最大と最小の市区町村を除外したものの単純平均値で表されることを意味する。周辺市区町村のなかで値が最大と最小の市区町村を除外した理由は、地域による特殊の事情を考慮したことによる。具体的な例を図4に示す。

図4 仮想の市区町村隣接状況
 (数字は純移動率初期値を表す)

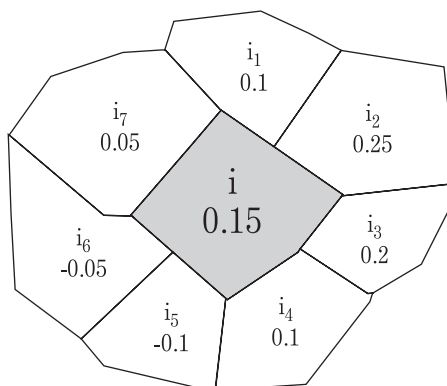


図4では、ある市区町村 i が、 $i_1 \sim i_7$ の計7市区町村と境界をもって隣接している仮想の状況を示しており、それぞれについて、年齢階級 j 歳 $\rightarrow j+5$ 歳における純移動率初期値が図4に書かれている数字のように分布していると仮定する。この場合、周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値 $m_i^j(s)$ は、周辺市区町村のなかで純移動率初期値が最大の i_2 と i_5 を除き、自市区町村を含めた単純平均値として、次のようにして算出される。

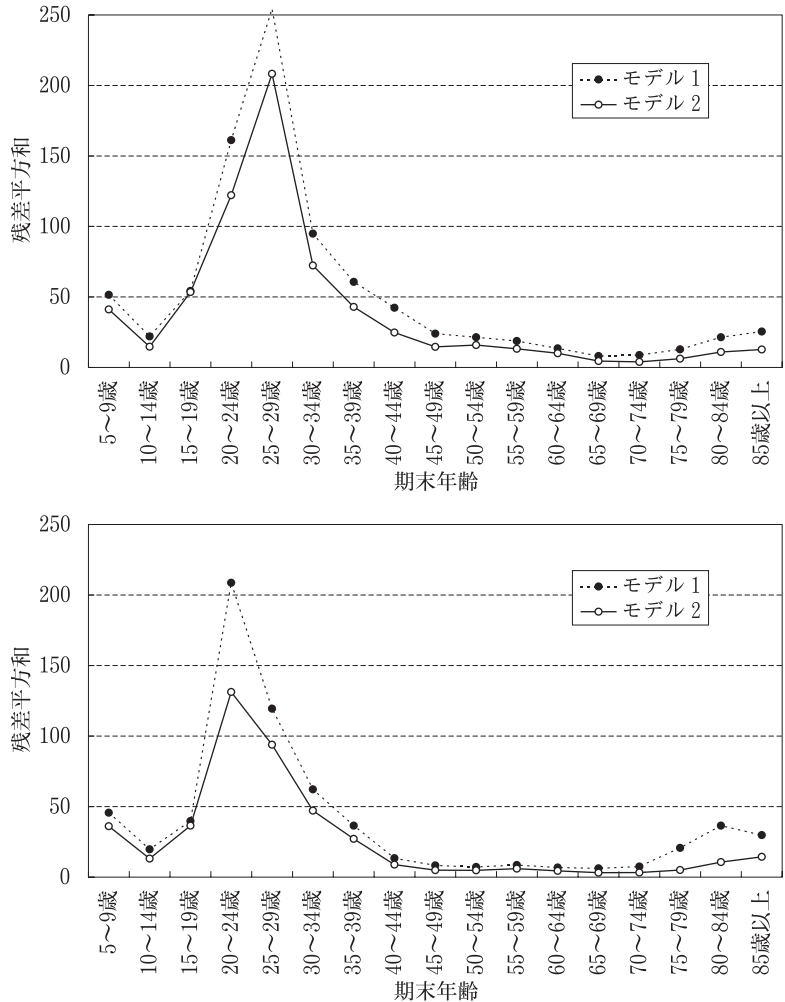
$$m_i^j(s) = \frac{0.15 + (0.1 + 0.25 + 0.2 + 0.1 - 0.1 - 0.05 + 0.05) - 0.25 - (-0.05)}{7 - 1} = 0.0917$$

一方、周辺市区町村数が3に満たない場合には、上記の式を適応できない。周辺市区町村数が2の場合に上記の式で計算を行うと、周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値 $m_i^j(s)$ が純移動率初期値と一致してしまうことになる。したがって、周辺市区町村数が2の場合は、2市区町村のうち、当該市区町村 i の年齢階級 j 歳 $\rightarrow j+5$ 歳における純移動率初期値と値に近い方の市区町村の純移動率初期値と市区町村 i の純移動率初期値との単純平均値を、 $m_i^j(s)$ とした。さらに周辺市区町村数が1の場合は、当該市区町村 i の年齢階級 j 歳 $\rightarrow j+5$ 歳における純移動率初期値と唯一の周辺市区町村の純移動率初期値との単純平均値を、 $m_i^j(s)$ とした。

以上により、データ取り込みの対象となる全市区町村において、周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値を算出した。しかし実際に過去において、周辺市区町村の純移動率に近づいていく傾向があるか否かを、過去4期間の市区町村別・男女年齢別純移動率データを用いて検証した。昭和55(1980)年～昭和60(1985)年における純移動率を初期値とし、この値を一定とした場合(モデル1)と、上記の手法により周辺市区町村純移動率データを取り込んだ場合(モデル2)で、15年後の平成7(1995)年～平成12(2000)年における純移動率との残差平方和を、男女年齢別に求めた。なお、ここでの地域中心都市は、昭和55(1980)年の総人口をベースに設定している。計算結果を図5に示す。

図5から指摘できることは、すべての男女年齢階級において、モデル2の残差平方和がモデル1の残差平方和を下回っている点である。全年齢では、モデル1の残差平方和合計に対するモデル2の残差平方和合計の比が男性0.750、女性0.666となっており、昭和55(1980)年～昭和60(1985)年における純移動率を一定とした値よりも、周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値の方が、全体として15年後の平成7(1995)年～平成12(2000)年における実際の純移動率に近いことが示唆されている。年齢別にみると、両モデルとも男女期末年齢が20歳代のところで誤

図5 モデル1・モデル2の年齢別純移動率残差平方和の比較 (上:男, 下:女)



差が最も大きくなっている。期末年齢20歳代は、全年齢を通して最も移動率が高いことを想定すれば、この結果は当然ともいえるが、モデル2では男女ともピーク値が抑えられた格好となっている。また、年齢別にモデル1の残差平方和に対するモデル2の残差平方和の比を計算すると、男女とも期末年齢15～19歳で最も値が大きくなっている（男性：0.985、女性：0.918）。これはモデル2の適合度が相対的に良くないことを示しているが、この年齢層では高校・大学の分布が人口移動パターンに影響しているとも思われ、今後さらなる検討が必要である。

いずれにしても、少なくとも過去データからは周辺市区町村純移動率データ取り込みの有用性が認められたといえる。今後の人口移動パターンは当然不透明であるが、人口移動の持つ空間的な特徴自体は大きく変化しないと思われる。したがって対象となる全市区町村のすべての男女年齢階級において、上記の計算により求めた周辺市区町村純移動率デー

タを取り込んだ値を、直近から15年後の平成22（2010）年～平成27（2015）年における純移動率仮定値とし、その間の純移動率仮定値は、初期値から直線的に変化させることによって設定した。続いて、求められた平成22（2010）年～平成27（2015）年における純移動率仮定値を今度は初期値として扱い、上記と同様の手順によって周辺市区町村純移動率データを取り込んだ値を15年後の平成37（2025）年～平成42（2030）年における純移動率仮定値とし、この間の純移動率仮定値も、直線的に変化させることによって設定した。

(3) 都道府県別推計との整合性を考慮した仮定値の再調整

(1)・(2)により、全市区町村男女年齢別の将来6期間にわたる純移動率仮定値が暫定的に設定された。市区町村別・男女年齢別期首人口に純移動率仮定値を乗じることにより、当該市区町村・当該男女年齢階級における期間ごとの純移動数を算出し、任意の都道府県内・任意の年齢階級における市区町村すべての純移動数を足上げると、当該都道府県の純移動数が得られる（都道府県内市区町村間移動数は相殺されるため）。ところが、本推計の上位推計に当たる都道府県別推計において、6期間にわたる男女年齢別の純移動率仮定値が設定されているため、都道府県別の純移動数は既に所与の形となっている。

すなわち、任意の都道府県において、推計期間の期首年次をと t し、男女別年齢階級 j 歳における都道府県の期首人口を $P^j(t)$ 、年齢階級 j 歳→ $j+5$ 歳における都道府県別推計による純移動率仮定値を $M^j(t)$ 、当該都道府県内市区町村 i の年齢階級 j 歳における期首人口を $p_i^j(t)$ 、本推計による年齢階級 j 歳→ $j+5$ 歳における純移動率仮定値を $m_i^j(t)$ ($i = 1 \sim n$: 都道府県内の市区町村数) とすると、理論的に、

$$\sum_i (p_i^j(t) \times m_i^j(t)) = P^j(t) \times M^j(t)$$

両辺を $P^j(t)$ で割り、

$$\sum_i \left(\frac{p_i^j(t)}{P^j(t)} \times m_i^j(t) \right) = M^j(t)$$

上式で、 $\frac{p_i^j(t)}{P^j(t)}$ を $q_i^j(t)$ とおくと、

$$\sum_i (q_i^j(t) \times m_i^j(t)) = M^j(t)$$

と表せる。

ここで、都道府県別推計の仮定により、都道府県の男女年齢別純移動率の仮定値 $M^j(t)$ は推計期間を通じて一定である。したがって、

$$\sum_i (q_i^j(t) \times m_i^j(t)) = M^j(t) : \text{一定}$$

すなわち、都道府県別推計との整合性を考慮すると、 $q_i^j(t)$ （都道府県に占める市区町村の人口シェア）と $m_i^j(t)$ （市区町村の純移動率仮定値）との積和は、一定とならなければならないが、実際には $q_i^j(t)$ 、 $m_i^j(t)$ とともに期間を通じて変動するため、一定の関係は保たれなくなる。プラス・マイナスいずれに振れるかは、 $m_i^j(t)$ の符号ならびに $q_i^j(t)$ 、 $m_i^j(t)$ の変化量の符号によって決まる。しかし、ある年齢階級を考えたとき、一つ階級の若いコーホートの $m_i^{j-5}(t)$ が正の場合、 $q_i^j(t)$ は5年後にかけて増大する可能性が高く、当該階級の $m_i^j(t)$ も正の場合に、相乗効果により ($q_i^j(t) \times m_i^j(t)$) が期間ごとにプラスに振れるケースが、上式を最も乖離させると考えられる。したがって、

$$q_i^j(t+5) > q_i^j(t) \text{ かつ } m_i^j(t) > 0$$

のとき、当該市区町村における ($q_i^j(t) \times m_i^j(t)$) が一定以下となるよう、5年後の純移動率仮定値 $m_i^j(t+5)$ を調整する。すなわち、5年後の純移動率仮定値の代替値 $m_i^j(t+5)_{sub}$ を、

$$q_i^j(t+5) \times m_i^j(t+5)_{sub} = q_i^j(t) \times m_i^j(t) \text{ よって } m_i^j(t+5)_{sub} = \frac{q_i^j(t) \times m_i^j(t)}{q_i^j(t+5)}$$

として計算し、(2)までの手順によって求められた $m_i^j(t+5)$ との大きさを比較し、

$$m_i^j(t+5)_{sub} < m_i^j(t+5)$$

の場合に限り、 $m_i^j(t+5)_{sub}$ を新たな仮定値として採用することとした。不等号の向きが逆の場合は、積和一定の関係を大きく崩すものではないと判断し、 $m_i^j(t+5)$ をそのまま採用した。

2. その他仮定値の設定

純移動率以外の仮定値についても、主として過去のデータを参考に設定手法を導いた。以下、生残率・女性子ども比・0～4歳性比の順に述べる。

(1) 生残率

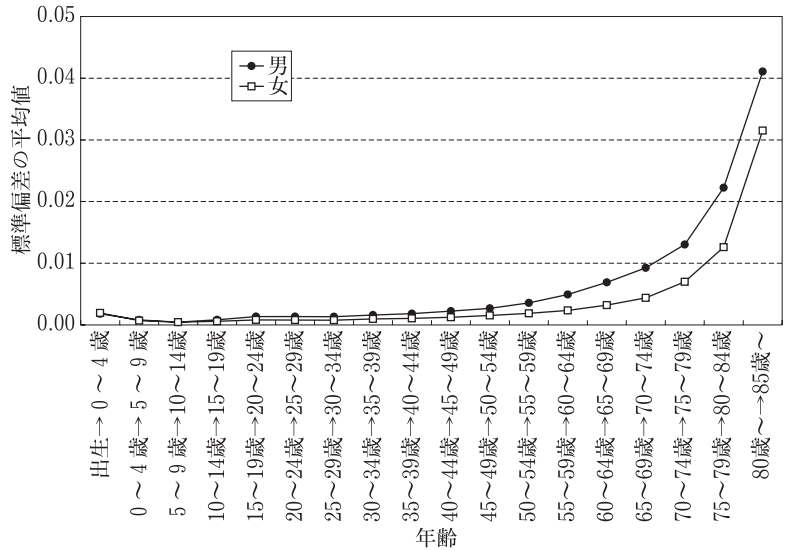
都道府県別推計では、都道府県別・男女5歳階級別生残率の仮定値が平成37（2025）年～平成42（2030）年まで設定されている。都道府県内の市区町村間の生残率に大きな差異がみられなければ、本仮定値を当該都道府県内の市区町村に一律に適応することも考えられる。

生残率の仮定値を設定するにあたり、まず都道府県と都道府県内市区町村の生残率の格差を分析する。平成12（2000）年の都道府県別生命表および市区町村別生命表から、都道府県の生残率に対する都道府県内市区町村の生残率の比を、男女5歳階級別に計算し、求められた市区町村ごとの比の標準偏差を都道府県別に算出した。その平均値を示したのが

図6である。

本図によると、若い年齢階級での標準偏差は小さく、市区町村間の生残率の格差が小さいことが認められるが、年齢階級が上がるにしたがって標準偏差は上昇し、80歳～→85歳～において最大となる。本図は、高年齢階級ほど市区町村間の生残率の格差が大きいことを示している。

図6 年齢別生残率格差の標準偏差の都道府県平均値



したがって本推計で

は、年齢階級によって2通りの生残率仮定値設定を行った。すなわち、55～59歳→60～64歳以下では市区町村間の生残率格差が推計値に大きく影響しないと判断し、都道府県別推計における生残率仮定値を、都道府県内市区町村に一律に適用することとした。一方、60～64歳→65～69歳以上では、生残率格差が推計値に与える影響が無視できないと判断し、都道府県生残率に対する当該市区町村生残率の比を平成37(2025)年～平成42(2030)年まで一定とし、これを都道府県別推計における生残率仮定値に乘じることによって、市区町村ごとに仮定値を設定した。

(2) 女性子ども比

本推計は、出生数の推計から純移動率と生残率の仮定値を用いて0～4歳人口を推計する通常のコーホート要因法とは異なり、女性子ども比の仮定値を用いて直接0～4歳人口を推計するという方法を採用している。女性子ども比は主に出生力を示す指標として捉えられるが、男女年齢別に設定される純移動率や生残率と異なり、市区町村ごとに単一の値で設定される。それだけに、仮定値設定にはやはり慎重な検討を要する。

0～4歳人口の推計にあたって女性子ども比を仮定値とした理由には、前述のように、市区町村別・女子年齢別の過去における出生率データの分析や出生→0～4歳に至る純移動率仮定値設定が困難であることのほか、都道府県別推計の存在が挙げられる。すなわち、都道府県別推計では既に男女5歳階級別に推計人口が算出されているので、その結果を利用して都道府県別の女性子ども比の推計値も計算できる。直接、市区町村別に将来の女性子ども比の仮定値を設定するよりも、都道府県別の女性子ども比との格差(比)という形で仮定値として設定した方が、容易であろうと考えた。任意の都道府県において、将来のt年における市区町村iの女性子ども比を $cw_i(t)$ 、市区町村iの属する都道府県の女性子ども比推計値を $CW(t)$ とすると、

$$cw_i(t) = CW(t) \times \frac{cw_i(t)}{CW(t)} = CW(t) \times p_i(t)$$

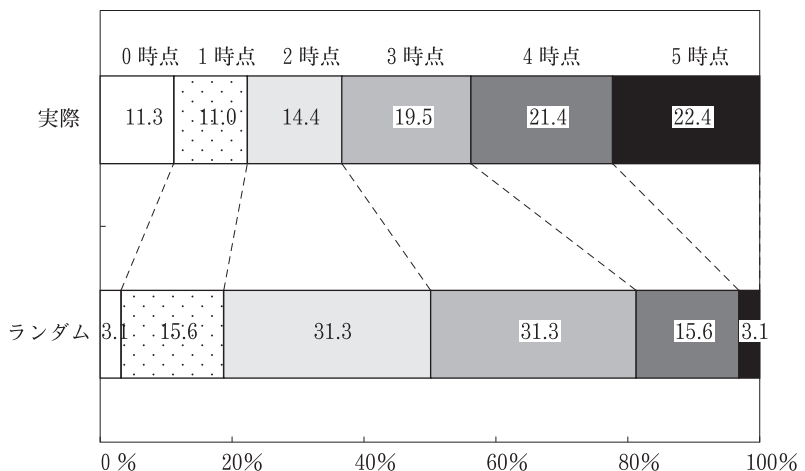
$$\text{ただし, } p_i(t) = \frac{cw_i(t)}{CW(t)}$$

として表す。ここで、将来の $CW(t)$ は都道府県別推計により所与であるので、都道府県別の女性子ども比に対する市区町村別の女性子ども比の比 $p_i(t)$ を仮定値として設定することとする。仮に、都道府県内の市区町村間に目立った格差が認められなければ、各市区町村について $p_i(t) = 1$ とし、都道府県別の女性子ども比推計値 $CW(t)$ を一律に適用することとなる。

まず、過去データを分析するために、先に整備した国勢調査データをもとに、昭和55（1980）年～平成12（2000）年における5時点の女性子ども比を、都道府県別と市区町村別に算出し、都道府県の値と都道府県内市区町村の値を比較した。その結果、5時点すべてにおいて都道府県の値を下回る市区町村の割合は11.3%、逆に5時点すべてにおいて都道府県の値を上回る市区町村の割合は22.4%であった（図7）。

5時点においてランダム分布を仮定した場合の両者の確率はともに約3.1%であるので⁶⁾、この結果は、市区町村による女性子ども比の差異を明確に表しているといえる。実際、大都市とその周辺部では低い反面、人口の少ない町村では相対的に高い傾向が全国的にみられるため、本推計においては、都道府県内市区町村一律ではなく、市区町村ごとに仮定値 $p_i(t)$ を設定することとした。5時点における市区町村別女性子ども比の都道府県に対する比をみると、一部人口の少ない自治体を除き、

図7 都道府県の女性子ども比の値を上回る市区町村の時点数の分布（昭和55（1980）年～平成12（2000）年）－ランダム分布との比較



6) 各時点において、市区町村の女性子ども比の値が都道府県の値を上回る確率が $1/2$ であると仮定すれば、5時点のうち n 時点で都道府県の値を上回る市区町村の割合 $f(n)$ は、次の計算式によって求められる。

$$f(n) = {}_5C_n \times (1/2)^5$$

比較的安定した推移を示しているため、大半の市区町村については、平成12（2000）年における格差の値 $p_i(2000)$ を、初期値として設定した。しかし、5 時点の標準偏差が一定以上かつ平成7（1995）年から平成12（2000）年にかけて格差が不安定に推移している市区町村に限り、平成2（1990）年～平成12（2000）年の格差の単純平均値を、初期値として設定した。

女性子ども比の格差は、純移動率の動きと比較すれば安定しているとはいえ、過去データからは時点間で変動している様子がうかがえる。したがって純移動率と同様、周辺市区町村の女性子ども比データの取り込みを考えた。全体的に人口の少ない自治体において値の変動が大きいため、純移動率のときと同様、周辺市区町村と比較して平成12（2000）年における総人口が最大でない市区町村において、データの取り込みを行うこととする。当該市区町村 i の都道府県に対する女性子ども比の格差初期値を $p_i(0)$ 、市区町村 i が境界をもって接している同一都道府県内の市区町村の格差初期値を $p_{ix}(0)$ ($x = 1, 2, 3 \dots n$: 同一都道府県内の周辺市区町村数) として、周辺市区町村女性子ども比データを取り込んだ $p_i(s)$ 値を、

$$p_i(s) = \frac{p_i(0) + \sum_x p_{ix}(0)}{n+1}$$

として計算する。純移動率の取り込みと異なるのは、周辺市区町村のなかでの最大値と最小値を除いていない点である。これは、主に出生力の指標と捉えられる女性子ども比の地域による特殊性は、純移動率と異なり小さいと考えたためである。また、同一都道府県内の周辺市区町村のみを対象としたのは、もともと $p_{ix}(t)$ を都道府県との格差としているためである。

ここでも、上記のようにして計算された値に近づく傾向が実際に過去に認められるかどうかを検証する。昭和55（1980）年において周辺市区町村と比較して総人口が最大でない市区町村を対象に、昭和55（1980）年における格差を一定とした場合（モデル1）と、周辺市区町村女性子ども比データを取り込んだ場合（モデル2）とで、昭和60（1985）年・平成2（1990）年・平成7（1995）年・平成12（2000）年それぞれにおける実際値との差を、残差平方和を計算することによって比較した。その結果を図8に示す。

図8によると、残差平方和は両モデルともいったん上昇した後低下しているが、モデル1に対するモデル2の残差平方和の比は継続的に低下している。このことから、周辺市区町村女性子ども比データを取り込んだモデル2の適合度が、時間の経過とともに相対的にモデル1を上回っていくことが指摘できる。本推計でもこれを考慮し、上記の式で計算された $p_i(s)$ を平成42（2030）年における格差の仮定値とし、この間の仮定値は初期値から直線的に変化させることによって設定した。

なお本推計における女性子ども比は、前述のように15～49歳の女子人口を分母としているが、分母人口としては、20～39歳などといった出生率の集中する年齢区分を採用するこ

とも当然考えられる。分母人口を20～39歳とした方が、出生率の低い年齢階級における人口構造の影響を受けにくいため、合計出生率との相関係数は高い⁷⁾。しかし、年齢階級によっては男女5歳階級別の人口が一桁となる自治体もあるような市区町村別の将来人口推計においては、15～49歳を分母人口とした方が、

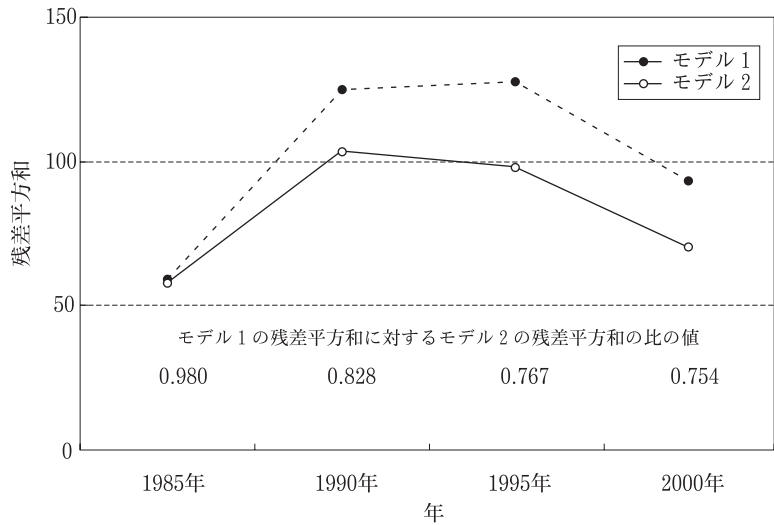
小規模自治体における女性子ども比の（格差の）仮定値ならびに0～4歳人口の推計値は安定する傾向がある。一定規模以上の個別の市区町村における将来人口推計であれば、20～39歳を分母とした方が望ましいであろうが、今回のように全国の市区町村について一度に推計を行う場合は、15～49歳を分母とした女性子ども比の方が、特に人口の少ない自治体において現実的な推計を可能にするといえよう。

(3) 0～4歳性比

最後の仮定値は、出生性比の代替的指標である0～4歳性比である。女性子ども比の過去データを分析した際と同様、男女別の0～4歳人口データから、昭和55（1980）年～平成12（2000）年までの5時点における都道府県別と市区町村別の0～4歳性比を求めた後、都道府県別の0～4歳性比に対する市区町村別の0～4歳性比の格差（比）を算出した。そのうえで女性子ども比と同様、市区町村別に5時点中何時点において都道府県別の0～4歳性比を上回るかを求めて集計し、ランダム分布を仮定した場合と比較した（図9）。

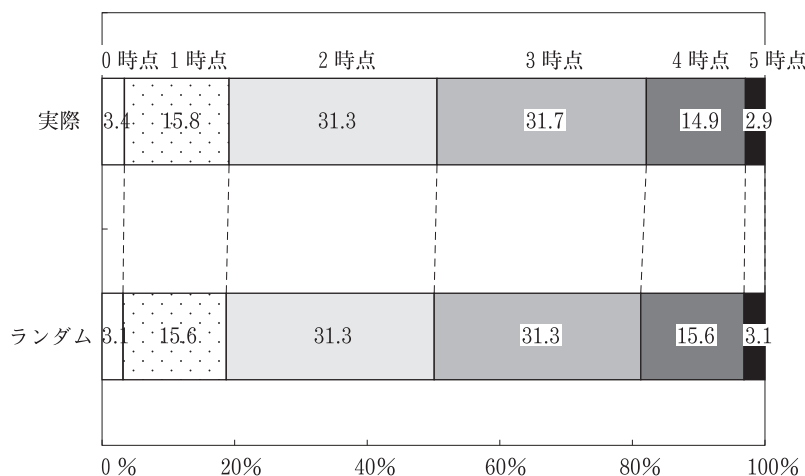
その結果、市区町村が都道府県の0～4歳性比を上回る時点数の分布は、ランダム分布を仮定した場合と酷似している。時点間での空間的分布の偏りも認められないことから、都道府県内における市区町村間の0～4歳性比には有意な差がないと判断した。したがって、都道府県別推計による平成17（2005）年～平成42（2030）年の0～4歳性比を都道府県内の市区町村に一律適応することで、女性子ども比の仮定値によって求められた0～4歳人口を男女別に振り分けた。

図8 モデル1・モデル2の女性子ども比残差平方和の比較



7) 平成12（2000）年国勢調査データから得られる女性子ども比と、厚生労働省大臣官房統計情報部（2004）『人口動態保健所・市区町村別統計の概要 平成10年～平成14年 人口動態統計特殊報告』による市区町村別合計出生率（ベイズ推定値）との相関係数は、15～49歳を分母とした場合0.635に対して、20～39歳を分母とした場合0.827であった。

図9 都道府県の0～4歳性比の値を上回る市区町村の時点数の分布
 (昭和55(1980)年～平成12(2000)年)－ランダム分布との比較



IV. おわりに

本稿では、『日本の市区町村別将来推計人口（平成15年12月推計）』（国立社会保障・人口問題研究所 2004）における仮定値設定について、純移動率の設定手法を中心に述べてきた。今後の社会経済情勢も不透明ななか、市区町村別に純移動率仮定値を設定することは困難を極めるが、上記のような周辺市区町村データを利用した仮定値の設定は、人口移動の空間的側面を利用した新しい試みといえよう。本推計においては、当該市区町村と地理的に隣接する市区町村の純移動率仮定値のなかから最大値と最小値を除く単純平均値という形でデータ取り込みを行い、その値を15年後の純移動率仮定値として設定した。この方法は、境界をもって隣接する市区町村間の人口移動には関連性があり、時間の経過とともに人口移動パターンが市区町村境界をまたいで波及するという仮説に基づいている。実際、過去データからもそのような動きが認められたわけであり、今後の小地域将来人口推計の一つの方向性を示せたといえる。しかしながら、実際には境界をもって接していても人口移動パターンに密接な関係が存在することも多く、その反対に、境界をもって接していても分水嶺がそのまま境界として設定されており双方を結ぶ交通路も存在しないような場合は、ほとんど関係ないケースも想定される。この点は行政地域を単位とした推計の限界といえるが、距離的な要素（時間距離を含む）を強く反映させたり、地形などの自然的条件を説明変数に取り入れたりするなどにより、移動に関する仮定値をさらに確度の高い形で推計できる可能性がある。また、よりベイズ推定に近い手法を都市圏とその構成市区町村に適用することも考えられる。ベイズ推定が人口移動にはそのまま適用できないにしても、まず都市圏単位で人口移動流を推計し、そこから都市圏内市区町村の人口移動流に配分していくような方法も考えられる。

もちろん、自然動態（特に出生の部分）の推計手法にも様々な方法が想定される。本推計では女性子ども比の仮定値を用いることにより、期間出生数を推計せず、直接0～4歳人口を推計した。前述のように、女子の年齢別出生率の仮定値を用いて出生数を推計したのち、出生→0～4歳に至る純移動率と生残率の仮定値を用いて0～4歳人口を推計するのが通常のコーホート要因法である。ただこの方法によれば、必要となる仮定値の数は大幅に増えてしまう。市区町村別人口動態の分析がデータ整備の困難な状況においては、不安定な女子の年齢別出生率など人口動態率の仮定値に基づく推計は危険であり、本推計のように女性子ども比の仮定値を用いる手法の方が妥当と考えられる。また、女性子ども比の過去データからも地理空間的に関連性を持った形で変化していることが明らかになったため、本推計においてもそれを反映させた形で仮定値設定を行った。実際には女性子ども比の詳細な変化パターンの把握は非常に難しい。そもそも女性子ども比が、あらゆる要素を含んだ複合的指標であるため、解釈が困難ということもあるが、たとえば女子の有配偶出生率を考えたとしても、どのような空間的パターンを描いて変化していくかは、様々な社会情勢などが絡み合うため当然一概に予測はつかない。地域別の出生率とその変動に関する分析研究を小地域の将来人口推計へ生かすとすれば、本推計のように何らかの形で空間的な要素を加味することが一つの道を切り開くといえる。

市区町村以下の単位での小地域別将来人口推計は、経済的要因・指標を考慮に入れた推計も含め、今後の発展が期待される分野である。一般に、推計単位が小さくなるほど推計精度が低下するのはやむを得ないが、地理的な観点から対象地域の「空間属性」を取り入れることにより、推計の可能性は大きく広がるものと考えられる。過去データのさらなる分析から、何らかの時空間モデルが構築され、全国的な動向と併せて人口動態率を一定の精度で推計することが可能となるかもしれない。将来的には、近年急速な普及を遂げているGIS（地理情報システム）と男女年齢別地域メッシュ人口等を組み合わせ、より小地域で推計された人口を市区町村単位の人口に積み上げていくような手法も考えられる。GISの地域人口分析研究に対する多大な可能性については既に多く指摘されており（大友 2002, 石川 2001b, Plane and Rogerson 1994, など）、実際にその試みも散見されるようになってきたが（GISプロジェクト研究会編 2002 など）、将来人口推計への応用が未だみられない要因には、主として小地域人口動態データの不足が挙げられる。「平成の大合併」が進行し、市区町村別の将来人口推計への要望も高まるなか、とりわけ小地域別人口移動に関するデータの充実を切に希望したい。

わが国はまもなく、長期的な人口減少社会を迎えるが、市町村レベルでは、すでに人口減少を経験している地域が多数ある。社会サービスの需給にも大きな影響を与える将来人口の的確な把握は、今日いっそう重要性を増している。本推計を機に、小地域別の将来人口推計に関する議論がさらに活発化することを期待する。

文 献

- 荒井良雄, 川口太郎, 井上孝編 (2002)『日本の人口移動－ライフコースと地域性－』古今書院.
- GIS プロジェクト研究会編 (2002)『小地域統計・境域データの利用に関する研究』(財)統計情報研究開発センター.
- 濱井彦彦, 山口喜一 編著 (1997)『地域人口分析の基礎』古今書院.
- 石川晃 (1993)『市町村人口推計マニュアル』古今書院.
- 石川義孝 (1988)『空間的相互作用モデル－その系譜と体系－』地人書房.
- 石川義孝 (2001a)『人口移動転換の研究』京都大学学術出版会.
- 石川義孝 (2001b)「人口地理学と GIS」高阪宏行, 村山祐司編『GIS－地理学への貢献』古今書院, pp.142-158.
- 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』第155号, pp.47-70.
- 河邊宏 (1985)「コーホートによってみた戦後日本の人口移動の特色」『人口問題研究』第175号, pp.1-15.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002a)『都道府県別将来推計人口－平成12 (2000)～42 (2030)年－平成14年3月推計』(人口問題研究資料第306号).
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002b)『日本の将来推計人口－平成13 (2001)年～平成62年 (2050)年－附: 参考推計 平成63年 (2051)年～平成112 (2100)年 平成14年1月推計』(人口問題研究資料第303号).
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2004)『日本の市区町村別将来推計人口－平成12 (2000)年～42 (2030)年－平成15年12月推計』(人口問題研究資料第310号).
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2003a)『都道府県別生命表 平成12年』.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2003b)『平成12年 市区町村別生命表』.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2004)『人口動態保健所・市区町村別統計の概要 平成10年～平成14年 人口動態統計特殊報告』.
- 厚生省大臣官房統計情報部管理課 (1982)「昭和55年地域別生命表」『厚生指針』29-6 (特別編集号), pp.1-138.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1987)『地域別生命表 昭和60年』.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1993)『都道府県別生命表 平成2年』.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1998)『都道府県別生命表 平成7年』.
- 西岡八郎, 小池司朗, 山内昌和 (2003)「日本の市区町村別将来推計人口－平成12 (2000)年～42 (2030)年－(平成15 (2003)年12月推計)」『人口問題研究』59-4, pp.52-90.
- 大江守之 (1995)「国内人口分布変動のコーホート分析－東京圏への人口集中プロセスと将来展望」『人口問題研究』51-3, pp.1-19.
- 大友篤 (1996)『日本の人口移動』大蔵省印刷局.
- 大友篤 (2002)『地域人口分析 (ジオデモグラフィックス) の方法－国勢調査データの利用の仕方』財団法人日本統計協会.
- Plane, David A. and Rogerson, Peter A. (1994) *The Geographic Analysis of Population with Applications to Planning and Business*, John Wiley & Sons Inc.
- Smith, Stanley K., Tayman Jeff and Swanson, David A. (2001) *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, Kluwer Academic.
- 山口喜一 編著 (1990)『人口推計入門』古今書院.
- (財)統計情報研究開発センター (2002)『市町村の将来人口 (2000～2030年)』(財)日本統計協会.
- Yano, K., Nakaya, T. and Ishikawa, Y. (2000) “An Analysis of Inter-Municipal Migration Flows in Japan Using GIS and Spatial Interaction Modeling,” *Geographical Review of Japan*, 73-2, pp.165-177.

On Setting Assumption Values for
“Population Projections by Municipality, December 2003” :
Centering on Net Migration Rates

Shiro KOIKE, Hachiro NISHIOKA and Masakazu YAMAUCHI

This article describes the method of setting future assumption values relating population dynamics necessary for Population Projection for Municipality 12/2003, centering on net migration rates. The most influential impact for future population change of regions as municipalities is migration trend, especially of younger age. However, it is extremely difficult to set assumption values of migration (net migration rates) since migration of municipalities is greatly sensitive to regional native circumstances. In this situation, past migration data are inevitably important source, and as a result of analysis from net migration rates of every five years since 1980, they seem to spread spatially as time passes. Therefore, assumption values of net migration rates are set by considering the spatial attribute of the municipality concerned, to take in the migration rates of municipalities geographically adjacent to the one. It will be suggestive for population projection of small area as municipalities to reflect regional spatial attribute on setting assumption values, including natural change (fertility and mortality rates).