

調 査 研 究

都道府県間人口移動の趨勢分析 1954-1993*

稲葉 寿・三田房美

I はじめに

日本の国内地域間人口移動についての全国的データの主要な源泉は、国勢調査報告と住民基本台帳人口移動報告書（総務庁統計局）である。国勢調査においては10年毎（前回は1990年）の大調査において前住地を調査している。これは年齢別に地域間人口移動をとらえている点では唯一のものであり、貴重なものであるが、10年に一度という調査間隔は移動趨勢の変化を考えると長すぎるきらいがある。また毎回質問の仕方に異同があり、時系列的な観察にはあまり向いていない。またセンサスにおける前住地調査は移動の結果としての前住地別人口を静態にとらえているのであって、移動というイベント発生数を動態的にカウントできるわけではない。個人のレベルで言えば、センサスは地域別の生残率を与えるものであって、移動発生確率を与えない。

一方、住民基本台帳人口移動報告は市区町村から都道府県を通じて、従前の住所地・男女・月別転入者数を四半期毎に収集したものを集計したもので、年齢別に集計されていないのが欠点であるが、人口移動というイベント発生数を、各年毎にOD表のかたちで得られる点が重要である。従って、日本の人口移動の趨勢変化を長期時系列的に観察するのに適している。

内野・三田（1984）はこの「住民基本台帳人口移動報告書」（総務庁統計局）の結果を1954年以来時系列的に整理して「都道府県間人口移動表—昭和29～58年—」を作製した¹⁾。

今回、この表に1993年に到る10年分のデータを加えて改訂作業を行ったのを機会に過去40年間にわたる都道府県間人口移動の動向、特性について考察をおこなった²⁾。初めに、転出・転入人口数が地域人口規模とどのように相関してきたかを考える。ついでOD表から移動趨勢に関する情報を導く手法として人口移動のマルコフモデルを適用し、戦後日本の移動趨勢の変化を観察する³⁾。特に人口分布、県民所得分布と推移確率行列の定常分布の関連を考察する。

* 本稿は日本人口学会第47回大会（福岡，1995年6月8—9日）における筆者らの報告をもとに加筆・修正したものである。

1) (内野澄子・三田房美)、「都道府県間人口移動表—昭和29～58年—」，研究資料第233号，厚生省人口問題研究所，1984年12月。

2) 以下参照，(三田房美・稲葉寿)、「都道府県間人口移動表—昭和29～平成6年—」，研究資料第285号，厚生省人口問題研究所，1995年7月。

3) 以下では我々は移動趨勢の形式的変化にもっぱら着目し，要因などの実体的な考察は所得分布との関連以外にはおこなわない。日本の人口移動の決定因に関する最近の研究としては以下がある：石川義孝，『人口移動の計量地理学』，古今書院，1994。

II 転出・転入人口の地域人口規模への依存性

以下ではもっぱら地域単位としては都道府県を考える。本節では前住地や移動先を考慮せずに、転出数ないし転入数が当該地域の人口規模と各時点においてどのような数量的関係にあったかを考察する。

2.1 クロスセクション分析

ある年において、 i 県の転出（転入）数 M_i の地域人口規模 P_i に対する弾性値 β を以下のモデルで計測する：

$$M_i = KP_i^\beta, \quad (1)$$

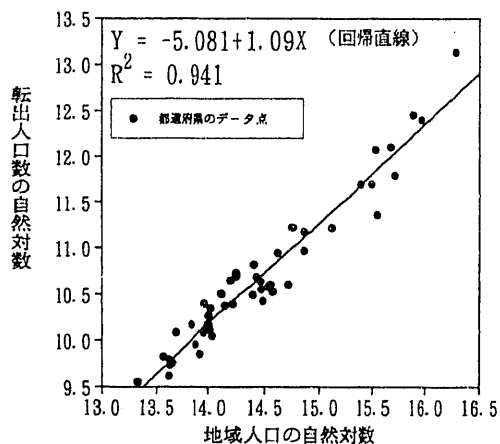
ここで β が転出（転入）人口数の弾性値であり、 K は時間的に変動するが地域に依存しない定数である。単純ではあるがモデル(1)の適合性は良好であり、1955年から5年おきに1990年まで、および最終年として1993年の転出数、転入数データに適用した結果、決定係数は常に0.8から0.9以上を示し、ことに近年に到るほど適合度は上昇した（表1、図1）。

表1 モデル(1)の共時的パラメータ

年	転 出			転 入		
	log K	β	R ²	log K	β	R ²
1955	-3.867	1.009	0.851	-9.210	1.364	0.826
1960	-3.081	0.965	0.881	-9.541	1.393	0.843
1965	-3.676	1.022	0.910	-7.504	1.275	0.848
1970	-4.267	1.067	0.914	-6.567	1.218	0.860
1975	-4.987	1.100	0.929	-5.393	1.127	0.897
1980	-5.131	1.100	0.932	-5.319	1.113	0.898
1985	-4.761	1.070	0.940	-5.615	1.125	0.917
1990	-5.080	1.090	0.941	-5.961	1.148	0.926
1993	-5.467	1.112	0.944	-5.601	1.122	0.937

主要な特徴として1955年以降、1993年に至るまで β は常に（1960年の転出入口を例外として）1より大きく、転入数の弾性値は転出数の弾性値を常に上回っていることが指摘できる。すなわちクロスセクショナルにみると転出・転入数は地域人口規模に比例的よりも早く増大しており、しかもそのテンポは転入においてより顕著である。ただし転入の弾性値は減少、転出の弾性値は増加の傾向にあって、その差は60年から75年にかけて急速に減少し、75年以降非常に接近している（図2 a）。また係数 K の値についてみると、逆に転出数の K 値は転入数の K 値を常に上回っているが、やはりその差は60年から75年にかけて縮小して、75年以降接近した値が続いている（図2 b）。したがって1960年代においては人

図1 転出入口と地域人口の散布図（1990年）



口規模の大きな地域ほど転入数が転出数を上回り、純転入が増大する人口集積効果が大きかったことが推測されるが、近年ではそうした効果は小さくなっている。このことを見るために、モデル(1)で期待される、純転入がゼロになる「臨界人口規模」を計算してみよう。臨界人口規模 P_{cr} は $K_1 P^{\beta_1} = K_2 P^{\beta_2}$ を満たす人口として以下のように計算される：

$$P_{cr} = \exp\left(-\frac{\log K_1 - \log K_2}{\beta_1 - \beta_2}\right), \quad (2)$$

ただしここで β_1 、 K_1 は転出人口に対するパラメータ値、 β_2 、 K_2 は転入人口に対するパラメータ値である。地域人口と転出入人口数の関係がモデル(1)に従う場合、人口規模が(2)で与えられる臨界値を超えれば、純転入がプラスになると期待される(図3)。図4に上式から算出された各年の臨界人口規模の全国人口に対する比率(相対臨界人口規模)を示した。1955年から1970年までの人口の大都市圏集積が進行していた時期においては相対臨界規模は3.8~3.9%であったものが、人口の地方分散化・移動者数の減少へと流れの変わった1970年代半ばからは2%代前半に急落している。すなわちこの時期には小規模県でも人口の純転入を期待できるようになったと考えられる。しかし1985年にはこれが4%以上に急上昇し、バブル経済期においては1960年代と同様に南関東などの大規模人口の地域のみが人口集積に関していわば「ひとり勝ち」する状況(一極集中現象)にあったことを示している。しかしながらバブル経済崩壊後の93年にいたるとこの事態はまったく反転し、相対臨界人口規模は戦後ほじまて以来という低い水準に落ちてきており、これまでになく多数の都道府県がプラスの純転入を期待できる状況になっている。実際、実測値において転

図2 a 転出入数の人口規模に対する弾性値 β の推移

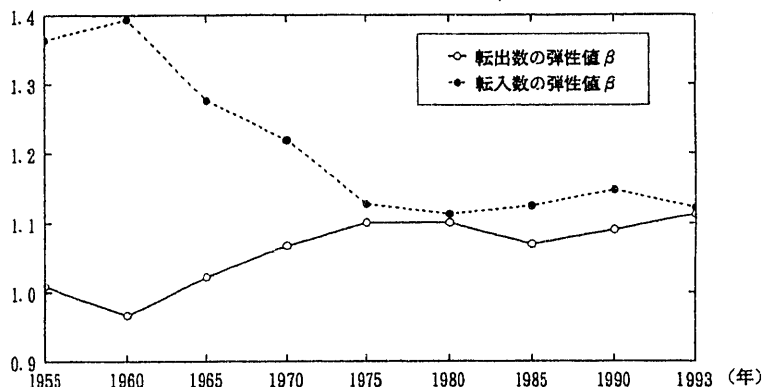


図2 b パラメータ $\log K$ の変化

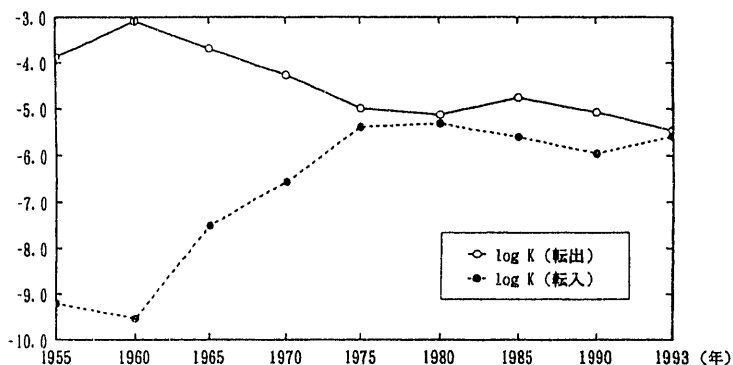
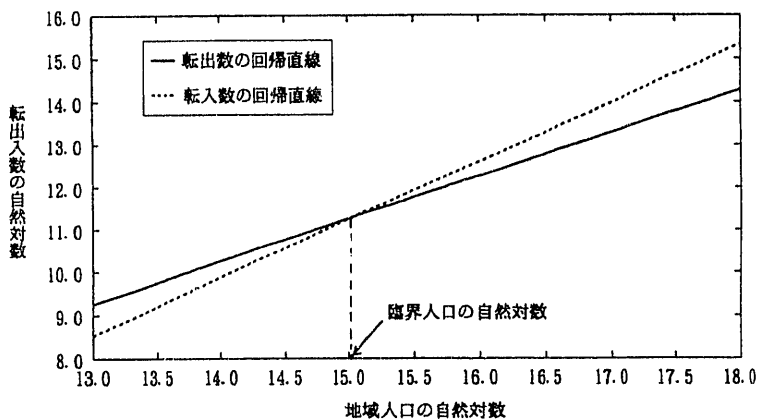
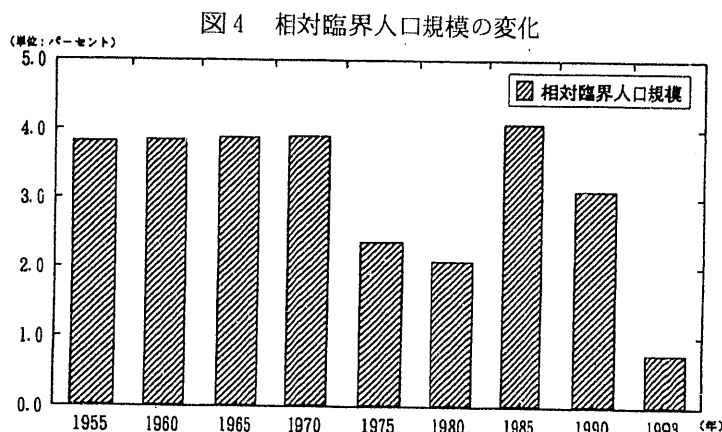


図3 臨界人口規模 (1955年)



入超過となったのは1993年において23県に上っており、転入超過の県の数としては戦後最多数といっていよい。ただし図1にみるように $|\beta_1 - \beta_2|$, $|K_1 - K_2|$ は小さくなってきているから、純転入の絶対値も近年では小規模なものでしかない。従って後にマルコフモデルに基づいて再確認するように90年代においては、再生産過程を通じての間接的効果を捨象して考えれば、人口移動の地域人口の再分布への直接的影響力はかつてないほど小さくなっていると考えられる。



2.2 時系列的観察

ひとつの地域に注目して転出数または転入数 M_i の地域人口規模への依存性を時系列 (1955-1993: ただし55年から90年まで5年間隔のデータと93年のデータによる) 的にみると、当該地域の人口のみを説明変数とする(1)のような一変数対数線形モデルの適合度は低い⁴⁾が、当該地域人口 P_i とそれ以外の地域の人口 Q_i を説明変数とした二変数のモデル

$$M_i = K_i P_i^\beta Q_i^\gamma, \quad (3)$$

においてはおおむね適合性は著しく改善される。ここで K_i は地域ごとに異なるが時間に依存しない定数である。モデル(3)は日本人口をある地域 (都道府県) とそれ以外の地域に2区分したうえで、重力モデル⁵⁾を適用したと考えられる。この場合、距離パラメータが明示されていないが、時間的に不変な要因として係数 K_i に織り込まれていると考えればよい。その際、通常の2地域間の重力モデルと異なって距離のとり方そのものが不明確であるが、他地域から当該地域への平均的なアクセス時間 (距離) であるとすれば、厳密には時間的に不変ではないであろう。ただしここでは簡単のため距離要因の時間依存性は無視しておく。

モデル(3)の適用結果をみると、三大都府県では $R^2 = 0.9$ 以上の非常によい適合度である。また三大都府県では常に $\beta > 0$, $\gamma < 0$ であるが、福岡、宮城などの地方中核都市をもつ県では、 $\beta < 0$, $\gamma > 0$, となって弾性値の特徴からすると三大都府県とは全く逆になる。また島根や秋田などの過疎県では、 $\beta < 0$, $\gamma < 0$, となっているのが特徴的である (表2)。従って大都市部では自己成長が転出入数の拡大を伴い、外部地域の成長は転出入に対して抑制的に働いたが、地方中核県はその逆に、自己成長は転出入の抑制を伴っており、外部地域の成長は転出入数に対して促進的に働いたと考えられる。また過疎県は人口の成長とともに転出入が押さえられる傾向にあったといえる。

4) ただし時期を適切に区分すれば各時期におけるの適合度は改善される。

5) 重力モデルについては以下が詳しい: 石川義孝, 『空間的相互作用モデル—その系譜と体系—』, 地人書房, 1988.

表2 モデル(3)の通時的パラメータ：1955-1993

都府県	転 出			転 入		
	β	γ	R^2	β	γ	R^2
東 京	3.667	-2.196	0.875	1.490	-2.147	0.952
大 阪	3.170	-4.521	0.937	7.187	-10.889	0.986
愛 知	7.187	-10.889	0.986	6.221	-10.994	0.838
福 岡	-5.161	3.628	0.542	-3.970	3.316	0.923
宮 城	-3.409	3.728	0.829	-5.422	7.020	0.968
秋 田	-7.913	-2.938	0.638	-10.362	-1.711	0.766
島 根	-4.483	-3.325	0.841	-4.959	-1.834	0.853
埼 玉	3.920	-10.782	0.844	3.859	-10.692	0.536

III 人口移動のマルコフモデル

以下ではOD表に含まれている移動趨勢に関する情報を導くために、マルコフモデルを移動データに適用することを考える。初めに人間個体が時間とともに居住地を変えていくプロセスをマルコフ過程として定式化する。ただし死亡によるプロセスの中断は無視しておく。また年齢の影響も考察しない⁶⁾。

3.1 基本モデル：Individual Process

地域番号の集合 $S := \{1, 2, \dots, N\}$ を状態空間とするランダム変数 $X(t)$ を考える。ここで t は離散的な時間パラメータとする。このとき $l_{ij}(t_0, t_1)$ を時刻 t_0 で地域 i にいた個体が時刻 t_1 で地域 j に見いだされる確率とする：

$$l_{ij}(t_0, t_1) = Pr\{X(t_1) = j | X(t_0) = i\}, \quad i, j \in S. \quad (4)$$

ここで $Pr\{B|A\}$ は A という条件のもとで事象 B の発生する確率である。従って確率の基本性質から

$$l_{ij}(t_0, t_1) \geq 0, \quad \sum_{j=1}^N l_{ij}(t_0, t_1) = 1. \quad (5)$$

我々は以下でこの確率過程がマルコフ的 (Markovian) であると仮定する。すなわち任意の時間系列 $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ と地域の系列 $i_1 < i_2 < \dots < i_n$ に対して以下が成り立つ：

$$Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_{n-1}) = i_{n-1}\} = Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_{n-1}) = i_{n-1}, \dots, X(t_1) = i_1\}. \quad (6)$$

6) 出生・死亡過程を考慮したマルコフ的な人口移動モデルとしては例えば以下がある：C. L. Chiang, "A general migration process", In *Population Dynamics*, T. N. E. Greville (ed.), New York, Academic Press, 1972, pp. 333-355. また Andrei Rogers の多地域生命表はマルコフ性仮定のもとでの個体の死亡・移動プロセスのモデル化と考えられる。以下参照：A. Rogers, *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, John Wiley and Sons, New York, 1975；稲葉寿, 「多地域生命表」, 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 (編著), 『生命表研究』, 古今書院, 1995, pp. 124-151. マルコフモデルの移動も含めた社会現象一般への応用についての邦語文献は以下参照：安田三郎, 『社会統計学』, 丸善, 1969；原純輔, 「マルコフ連鎖と社会移動」, 安田三郎 (編) 『社会学講座17 数理社会学』, 東京大学出版会, 1973, pp. 78-114；イアン・ブラッドリー, ロナルド・L・ミーク, 『社会のなかの数理』, 小林淳一・三隅一人 (訳), 九州大学出版会, 1992.

マルコフ性の仮定(6)は個体の過去の移動歴が地域間の推移確率に影響しないことを意味している。このとき任意の $i, j \in S, t_1 < t_2 < t_3$ について Kolmogorov-Chapman の方程式が成り立つ：

$$l_{ij}(t_1, t_3) = \sum_{k=1}^N l_{ik}(t_1, t_2) l_{kj}(t_2, t_3). \quad (7)$$

さらに時間に対する斉次性を仮定すると

$$l_{ij}(t_1, t_2) = l_{ij}(t_1 - h, t_2 - h), \quad (8)$$

が全ての i, j, t_1, t_2, h について成り立つ。このときワンステップの推移確率 $l_{ij}(t, t+1) = l_{ij}(0, 1)$ を第 (i, j) 要素とする $N \times N$ 行列を L としてこのマルコフ連鎖の推移確率行列とよぶ。 $l_{ij}(t_0, t_1)$ を (i, j) 要素とする行列を $L(t_0, t_1)$ とすれば、(7)から任意の時間間隔 n の推移確率 $l_{ij}(t_1, t_1+n) = l_{ij}(0, n)$ について

$$L(t_1, t_1+n) = L(0, n-1)L = L^n, \quad (9)$$

となることが示される。特に個体がこのプロセスに従って地域間移動をおこなっていると仮定した場合、時刻 t において地域 i に見いだされる確率を $l_i(t) = \Pr\{X(t) = i\}$ とし、 $l_i(t)$ を第 i 要素とする横ベクトルを $l(t)$ とすれば、

$$l(t+n) = l(t)L^n, \quad (10)$$

が成り立つ。

3.2 人口分布の時間的推移：Collective Process

ある年 t における i 県から j 県への人口移動発生数を $M_{ij}(t)$ 、年央人口を $P_i(t)$ としたとき移動確率 $m_{ij}(t)$ を以下で定義する：

$$m_{ij}(t) = \frac{M_{ij}(t)}{P_i(t)}, (i \neq j), \quad m_{ii}(t) = 1 - \sum_{j \neq i} m_{ij}(t), \quad (11)$$

ただし $m_{ii}(t)$ は i 県への残存確率である。 $m_{ij}(t)$ を (i, j) 要素とする行列を M_t とし、これを固定して定常的マルコフ連鎖の推移確率行列 ($L = M_t$) であると考えよう。すなわち前小節で定義した定常マルコフ過程に従う個体の集合として、 N 地域 (県) に分布した人口 P を考える。以下で離散時間過程を考えるので地域間移動は現実には年度の初めから最後まで的一年間にまたがって発生しているが、年央に集中して起こると仮定しておき、 t 年の人口も全て年央人口と考えておく。

一方、 t 年の人口の地域別分布 (横ベクトル) を $p(t)$ とすれば、

$$p(t) := (p_1(t), \dots, p_N(t)), \quad p_i(t) := \frac{P_i(t)}{\sum_{i=1}^N P_i(t)}. \quad (12)$$

個体レベルで見れば $p(t)$ は個体がどの状態にいるかを示す分布 (状態確率分布) の推定値と考えられる。すなわち $\Pr\{X(t) = i\} = p_i(t) = l_i(t)$ 。従って各個体がマルコフ連鎖(10)に従って移動している場合、 n 年後の期待される人口分布は以下によって与えられる。

$$p(t+n) = p(t)L^n. \quad (13)$$

プロセス(13)は出生、死亡要因を無視した場合の人口分布の時間的推移を記述するモデルと考えられる。

時刻 t の人口移動データから得られる推移確率行列 $L=M_t$ は通常各要素がすべて正值であるから、これを固定して用いた場合、エルゴード的（定常）マルコフ連鎖を生成する。すなわち、定常分布 $p_t(+\infty)$ が存在して

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(t)M_t^n = p_t(+\infty), \quad p_t(+\infty) = p_t(+\infty)M_t, \quad (14)$$

を満たす。ここで $p_t(+\infty)$ は推移確率行列 M_t に依存するが、初期分布 $p(t)$ には依存しない分布であり、推移確率行列 M_t の固有値 1 に属する正值固有ベクトルである⁷⁾。従ってもしある年の人口移動表から得られた移動確率が将来にわたって一定であれば、人口分布はその初期状態によらずに移動確率のみに依存した定常分布へ収束する。

3.3 時間後進過程

前小節の時間推進的なマルコフ過程とは対称的に、過去の人口分布を復元する過程を考えることができる⁸⁾。 t 時刻に移動が発生する場合、移動直前の人口 $P_i(t-)$ と直後の人口 $P_i(t+)$ の間には次の関係がある：

$$P_i(t+) = P_i(t-) - \sum_{j \neq i} M_{ij}(t) + \sum_{j \neq i} M_{ji}(t). \quad (15)$$

ただし $M_{ij}(t)$ は時刻 t での地域 i から地域 j への移動数である。そこで時間後進的なプロセスの移動確率を

$$n_{ij}(t) = \frac{M_{ij}(t)}{P_j(t+)}, \quad (i \neq j), \quad n_{jj}(t) = 1 - \sum_{i \neq j} n_{ij}(t), \quad (16)$$

によって定義すれば、

$$P_i(t-) = \left(1 - \sum_{j \neq i} n_{ji}(t) \right) P_i(t+) + \sum_{j \neq i} n_{ij}(t) P_j(t+) = \sum_{j=1}^N n_{ij}(t) P_j(t+). \quad (17)$$

総人口が不変であれば、上式で実数 P_i を分布 p_i に取り替えられるから、 $n_{ij}(t)$ を (i, j) 要素とする行列を N_t とすれば、人口分布を過去へ遡及させるプロセスを得る：

$$p(t-n)^T = N_t^n p(t)^T, \quad (18)$$

7) ここでは t は時間パラメータではなく固定されていることに注意。エルゴード性等については例えば以下を参照：森村英典・高橋幸雄、『マルコフ解析』、日科技連、1979；J. G. Kemeny and J. L. Snell, *Finite Markov Chains*, New York, Springer-Verlag, 1976.

8) このプロセスを初めて考察したのは清水（1964）であると思われる。以下参照：清水良平、「わが国における人口移動と産業の地域構造」、『農業経済研究』、36(1), 1964, pp. 1-11.

ただし γ はベクトルの転置作用を表す。 t 時刻で得られた N_t の定常分布を $p_i(-\infty)^\gamma$ とすれば、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p(t-n)^\gamma = p_i(-\infty)^\gamma, \quad p_i(-\infty)^\gamma = N_i p_i(-\infty)^\gamma, \quad (19)$$

であり、人口の過去分布に関する情報を与えらるゝ⁹⁾。

3.4 これまでの研究と評価

本節で定式化したような、年齢構造や再生産構造の入らない単純な人口移動のマルコフモデルに関しては、70年代に社会移動論においてよく用いられたが、日本の都道府県間人口移動（空間的移動）への適用は清水（1964）¹⁰⁾ などの60年代の業績以降、近年まであまり例がない¹¹⁾。その要因としてはここで導入したようなマルコフモデルに固有のいくつかの問題点が指摘できるであろう。

第1にモデル自体が単純にすぎたために分析能力に乏しいことがあげられよう。空間的人口移動のモデルとしては年齢構造が考慮されていない点は大きな制約であり、また人口成長の地域的不均等を織り込んでいないために人口分布予測への応用には適切ではない。ただし出生率、死亡率を導入して人口投影（population projection）のモデルへ拡張することは比較的容易である。また現状における年齢別人口移動データの入手の困難性、限定性を考えると、年齢構造を無視したモデルによる分析にも一定の現実的有用性を認めることはできよう。実際、最初に見たように人口数だけのマクロのレベルにおいても何らかの経験的規則性を見いだすことが可能だからである。

第2には、推移確率のマルコフ性という仮定が妥当かどうか疑問であるということであろう。より現実的にミクロにみれば、地域からの移動確率が滞在時間に依存することや、Uターンなどの出生地がその後の移動歴に及ぼす影響を考慮すると、個体レベルでの人の地域間移動はマルコフ的であるとは考えにくい。しかし非マルコフ的なモデルは未発達であり、かつデータの制約も大きいため、マルコフ性仮定は現象のモデル化のための第一次的近似としてはやむを得ないと考えるべきであろう。

第3に、仮にマルコフ性を承認するとしても「定常性」仮定の問題が残る。例えば定常的マルコフ連鎖の適用に関して、ウーズ¹²⁾ は以下のように述べている：「マルコフ連鎖モデルは本来記述的、せいぜい試行的（exploratory）なものにすぎず、その効用は現実を説明するものではなく、あらかじめ決められた線に沿って現実を変えてみせることにある。」また地理学における動態モデリングを検

9) 上記の定義からすれば、前小節で定義した前進過程では移動直前の分布が M_t によって将来に投影され、ここで定義した後進過程では移動直後の分布が N_t によって過去へ投影されることになるが、以下の実際の計算においては人口分布は年央人口で代替して用いるため、直前、直後の区別はしていないことに注意。

10) 前掲 注8

11) 清水良平は前掲以外にもマルコフモデルを労働力人口の地域移動に適用している。以下参照：清水良平、「わが国における労働力の地域間移動とその地域分布の動向」、『農業経済研究』, 37(4), 1966, pp. 160-167; 清水良平、「わが国における労働力の地域間移動とその地域分布の動向（続）」、『農業経済研究』, 38(1), 1966, pp. 9-15.

近年の研究事例については以下参照：大山達雄、『最適化モデル分析』, 日科技連, 1993。また英国などでの適用例については以下を参照：R・ウーズ, 『地域人口分析法—地理学と人口学の接点—』, 河辺宏・小笠原節男・高橋眞一（共訳）, 古今書院, 1983。年齢構造、再生産構造の入った人口移動モデルであるロジャースの多地域人口モデルは、パラメータの定常性、推移確率のマルコフ性の仮定の上に成り立っている吸収マルコフモデルの一種である多地域生命表と決定論的な再生産構造（ロトカモデル）の複合モデルと考えられ、80年代より日本人口への適用がなされてきている。例えば以下を参照：川嶋辰彦・大鹿隆・大平純彦・木村文勝, 「わが国の地域別年齢階級別将来人口像—ロジャース・ウィルキンス・モデル（I I A S A モデル）の応用—」, 『学習院大学経済論集』, 第18巻2号, 1982, pp. 3-69; 南條善治・重松峻夫・吉永一彦, 「多地域 Leslie 行列を用いた47都道府県将来人口推計の試み」, 『人口学研究』, 第16号, 1993, pp. 35-39.

12) 前掲 注11

討した石川 (1993)¹³⁾ は以下のように指摘している：「特定の時点における推移確率行列から求められる変化の傾向を無制限に、将来に補外することを意味する前述の議論は、相互作用パターンの時間的変化への関心を最初から放棄しているとも言えるのである… (中略) …マルコフ連鎖法は、空間的相互作用パターンの時間的変化に対する一つの取り組み方を提示してはいるが、定常性というかなり厳しい前提のゆえに、柔軟なモデリングには無力である。」以上のウーズ、石川らの議論は社会科学者の間でかなり代表性のある一般的見解と思われる。ウーズの論旨は「マルコフモデルは予測的価値は持たない。」ということであり、石川のそれは「マルコフモデルは相互作用パターンの時間的変化の分析に使えない。」ということに要約されよう。現実には非定常な社会過程に対して定常マルコフ過程モデルを適用したことの意義についていえば、これらの見解はもっともである。しかし、エルゴード的過程の定常状態を単に仮想的な極限值で、そこからシステムの現状および変化に関する洞察が得られない、と考えるのはいささか早計である。

一般に安定人口モデルやマルコフモデル等のようなエルゴード定理がなりたつシステムにおいては時刻 t におけるシステムの状態ベクトル $p(t)$ は時間推進演算子 T (マルコフモデルでは推移確率行列) の固有ベクトル v_i によって以下のように漸近展開される：

$$p(t) = \lambda_0^t (k_0 v_0 + \epsilon(t)), \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \epsilon(t) = 0. \quad (20)$$

ここで $Tv_0 = \lambda_0 v_0$, λ_0 は時間推進演算子 T のスペクトル半径 (マルコフモデルでは $\lambda_0 = 1$, 安定人口モデルでは安定人口成長率に他ならない), v_0 はそれに属する正值固有ベクトル, k_0 は初期状態に依存する定数である。従って定常分布 v_0 は任意の状態ベクトルの (定数倍を除く) 時間的極限值であると同時に、有限な時間間隔における状態ベクトルの変化を説明する「主要項」である。ただこの意義はモデルの対象が非定常な過程の場合には失われるが、その場合、定常分布がシステムの初期状態に独立に、演算子 T の性質のみに依存して決まっている点が重要になってくる。すなわち定常分布を見ろということ、ある時点における演算子 (オペレータ) の作用をその固有ベクトルを通じて「観測」していることに他ならない。前記した石川の観点は「演算子の時間的変化への関心」と言い替えることができるであろうが、演算子の時間的変化はその固有ベクトルの時間的変化の観測により、その意味をある程度把握することができることになる¹⁴⁾。

人口移動のマルコフモデルについて言えば、移動確率の定常性は現実的仮定ではなく、定常分布は実現性はないが、各時期における人口移動確率が内包している (初期分布に依存しない) 趨勢に関する情報 (期間的要約指標) を得るために有効な仮定であると考えられる。人口学において人口の再生産力や年齢構造変動の趨勢を安定人口モデルのエルゴード性に依拠して計算された TFR や自然成長率などの期間的諸指標によって把握しようとするものと全く同様な発想である¹⁵⁾。

13) 石川義孝, 「空間的相互作用の動態モデリング—人口移動転換との関連において—」, 『人文研究』大阪市立大学文学部紀要, 第45巻, 第6分冊, 1993, pp. 43-68.

14) これに対して石川 (前掲注13) が紹介している原因行列法はオペレータのレベルで直接的に時間的変化をみようとするものといえよう。

15) こうした考え方はマルコフモデルの社会移動論への適用において J. Matras 等によって早くから指摘されてきた。J. Matras, "Comparison of intergenerational occupational mobility patterns: An application of the formal theory of social mobility", *Population Studies* 14(2), 1960, pp. 163-169; J. Matras, "Social mobility and social structure: Some insights from the linear model", *American Sociological Review* 32(4), 1967, pp. 608-614. 日本では富永健一がこの考え方を社会移動データに適用・紹介した。以下参照: 富永健一, 「社会移動の趨勢分析 1995—1965年」, 『社会学評論』, 81号 (21巻1号), 1970, pp. 2-24.

人間の意志が介在している社会システムは時間的に不変なパラメータによって記述されることはそもそもほとんど有り得ない。ところが一般には非定常過程に関して何らかの普遍的性質を導くことは非常に困難であり¹⁶⁾、一方、パラメータの変動法則を外生的に与えた場合は、システムに固有の法則性を識別・同定することが難しくなる。従って予測という観点を離れば、ある時点で「凍結」されたパラメータをもつ定常過程の性質を調べることは対象システム的作用への洞察を得る有力な方法であると言えよう。我々が人口移動データの時系列的分析にマルコフモデルを適用したのは、この点においてその意義を認めたからに他ならない。

IV 日本の都道府県間人口移動のマルコフ分析

本節では前節において定式化した人口移動のマルコフモデルを日本の都道府県間人口移動データに適用した結果について述べる。データは全て各年の住民基本台帳人口移動報告より得た。住民基本台帳人口移動報告からは男女別のOD表が得られるが、今回は性別の分析は見送り、総人口のみを用いた。また移動確率の推定においては分母人口は都道府県別の年央人口を用い、また各年の人口分布も年央人口の分布を用いた。1955年から5年間隔で計算した前進過程推移確率行列の定常分布を表3に示した。

4.1 人口集積地域と人口供給地域の変遷

各時点 t における将来分布 $p_i(+\infty)$ におけるある県のシェアが t 時刻における現実の人口分布におけるシェアを上回っていた県は、その時点において人口移動による将来の人口集積が期待されていた地域である。図5においては

$$\frac{\text{定常分布におけるシェア}}{\text{現実人口分布におけるシェア}} \times 100, \quad (21)$$

として人口集積傾向を指数化したものを地図で示し、各年の変遷を示した。

図5から過去の動向をみると、大都市圏への人口移動が盛んであった高度経済成長期においては人口集積が期待されたのは三大都市とその近県のみであったが、1970年には太平洋ベルト地帯を中心に集積傾向地域が拡大し、人口分散化の動きが見られる。経済停滞期の1975年においては地方中核都市の成長性がたかまったが、バブル経済期(1985年)には東北、九州地域の人口吸収力は失われ、関東および中京の周辺圏域への再集中の傾向が現れた。その後90年代においては集積傾向地域の再度の拡散が観察される。このことを東京都についてしてみると1970年以来、定常分布におけるシェアは実際の人口分布における値を下回り、人口集積に歯止めがかかったことを示しているが、1985年だけはこの傾向が逆転し、一極集中が移動確率のパターン変化によって起こっていたことを示唆している(図7-B参照)。

一方、時間後進過程の定常分布(以下では過去分布と呼ぶ) $p_i(-\infty)$ が現在分布を上回る地域は人口排出地域として機能してきたと考えられよう。図6においては

$$\frac{\text{過去分布におけるシェア}}{\text{現実人口分布におけるシェア}} \times 100, \quad (22)$$

16) 人口過程における弱エルゴード定理は非定常過程に関して得られる数少ない結果の例である。

表3 定常分布の推移 1955-1993 (パーセント表示)

都道府県	1955年	1960年	1965年	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	1993年	タイプ
北海道	5.61	4.07	3.76	2.68	4.66	4.61	3.52	3.95	4.47	C
青森	1.18	0.88	0.95	0.93	1.28	1.16	0.97	0.94	1.10	C-
岩手	1.08	0.85	0.85	0.79	1.13	1.08	0.95	1.02	1.14	C-
宮城	1.62	1.17	1.51	1.63	1.99	1.91	1.78	1.99	2.09	B+
秋田	1.03	0.65	0.73	0.72	1.00	0.90	0.80	0.83	0.90	C-
山形	1.02	0.81	0.77	0.74	0.97	0.97	0.90	0.90	0.98	C-
福島	1.65	1.16	1.39	1.53	1.63	1.69	1.65	1.76	1.85	B
茨城	1.90	1.88	1.89	2.91	2.85	3.41	2.86	3.16	2.90	B+
栃木	1.23	1.20	1.46	2.04	1.65	1.76	1.89	2.05	1.86	B+
群馬	1.44	1.37	1.69	1.87	1.66	1.79	1.86	1.86	1.73	B+
埼玉	3.40	5.14	6.41	6.87	6.18	5.97	6.42	7.09	6.28	A
千葉	3.13	4.11	4.58	5.90	5.50	5.71	5.39	5.73	5.18	A
東京都	15.37	16.50	13.15	10.73	9.24	9.01	10.53	9.34	8.50	B-
神奈川県	5.54	8.07	7.68	7.56	6.32	6.52	7.64	7.66	6.60	A
新潟	2.01	1.65	1.82	1.58	1.86	1.96	1.82	1.88	2.03	C
富山	0.73	0.79	0.76	0.83	0.87	0.86	0.85	0.83	0.90	C-
石川	0.86	0.82	0.84	0.87	0.94	0.94	0.89	0.88	0.92	C-
福井	0.64	0.55	0.52	0.58	0.62	0.60	0.62	0.57	0.63	C-
山梨	0.71	0.63	0.68	0.65	0.62	0.69	0.84	0.87	0.79	B+
長野	1.67	1.55	1.60	1.68	1.64	1.73	1.99	1.85	1.83	B
岐阜	1.29	1.79	1.60	1.71	1.58	1.68	1.67	1.81	1.65	B
静岡県	3.11	3.28	3.36	3.41	2.88	2.87	3.27	3.16	2.99	B
愛知県	5.77	6.79	5.75	5.93	4.83	4.88	5.51	5.50	5.39	B
三重	1.32	1.50	1.27	1.47	1.40	1.58	1.53	1.64	1.59	B+
滋賀	0.73	0.83	0.79	1.07	1.10	1.16	1.10	1.23	1.20	B+
京都	2.27	1.95	2.16	2.19	2.06	1.98	1.91	1.76	1.85	B-
大阪	7.27	9.56	8.30	7.84	6.21	5.91	6.17	5.35	5.71	B-
兵庫県	4.82	5.42	4.87	4.71	3.91	3.76	4.01	4.40	4.46	B
奈良	0.67	0.75	1.05	1.31	1.12	1.41	1.22	1.21	1.26	B+
和歌山	1.11	1.01	1.06	0.85	0.78	0.75	0.67	0.79	0.85	C
鳥取	0.49	0.37	0.41	0.45	0.45	0.50	0.43	0.42	0.45	C-
島根	0.67	0.49	0.46	0.50	0.59	0.62	0.54	0.47	0.52	C-
岡山	1.40	1.22	1.46	1.74	1.57	1.47	1.40	1.39	1.51	C
広島	1.96	1.83	2.32	2.38	2.22	2.32	2.07	2.07	2.14	C+
山口	1.39	0.94	1.07	1.11	1.29	1.22	1.08	0.99	1.14	C-
徳島	0.59	0.47	0.55	0.57	0.59	0.61	0.55	0.54	0.61	C-
香川	0.84	0.57	0.75	0.81	0.81	0.81	0.77	0.72	0.78	C-
愛媛	1.24	0.84	1.02	1.04	1.16	1.11	1.05	0.97	1.05	C-
高知	0.85	0.47	0.57	0.57	0.68	0.65	0.56	0.49	0.58	C-
福岡	3.56	2.19	2.93	2.70	4.34	3.85	3.44	3.60	4.13	B
佐賀	0.61	0.33	0.52	0.45	0.68	0.68	0.56	0.58	0.68	C-
長崎	1.17	0.69	0.96	0.76	1.20	1.15	1.01	0.92	1.09	C-
熊本	1.58	0.78	1.13	0.89	1.48	1.52	1.31	1.27	1.48	C-
大分	0.95	0.56	0.72	0.83	1.06	0.96	0.87	0.83	0.92	C-
宮崎	0.93	0.59	0.73	0.63	0.97	0.99	0.79	0.75	0.94	C
鹿児島	1.63	0.98	1.17	0.97	1.41	1.48	1.33	1.12	1.34	C-
沖縄					1.05	0.83	1.02	0.84	1.01	B
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

図5 定常分布の人口分布に対する比率の推移

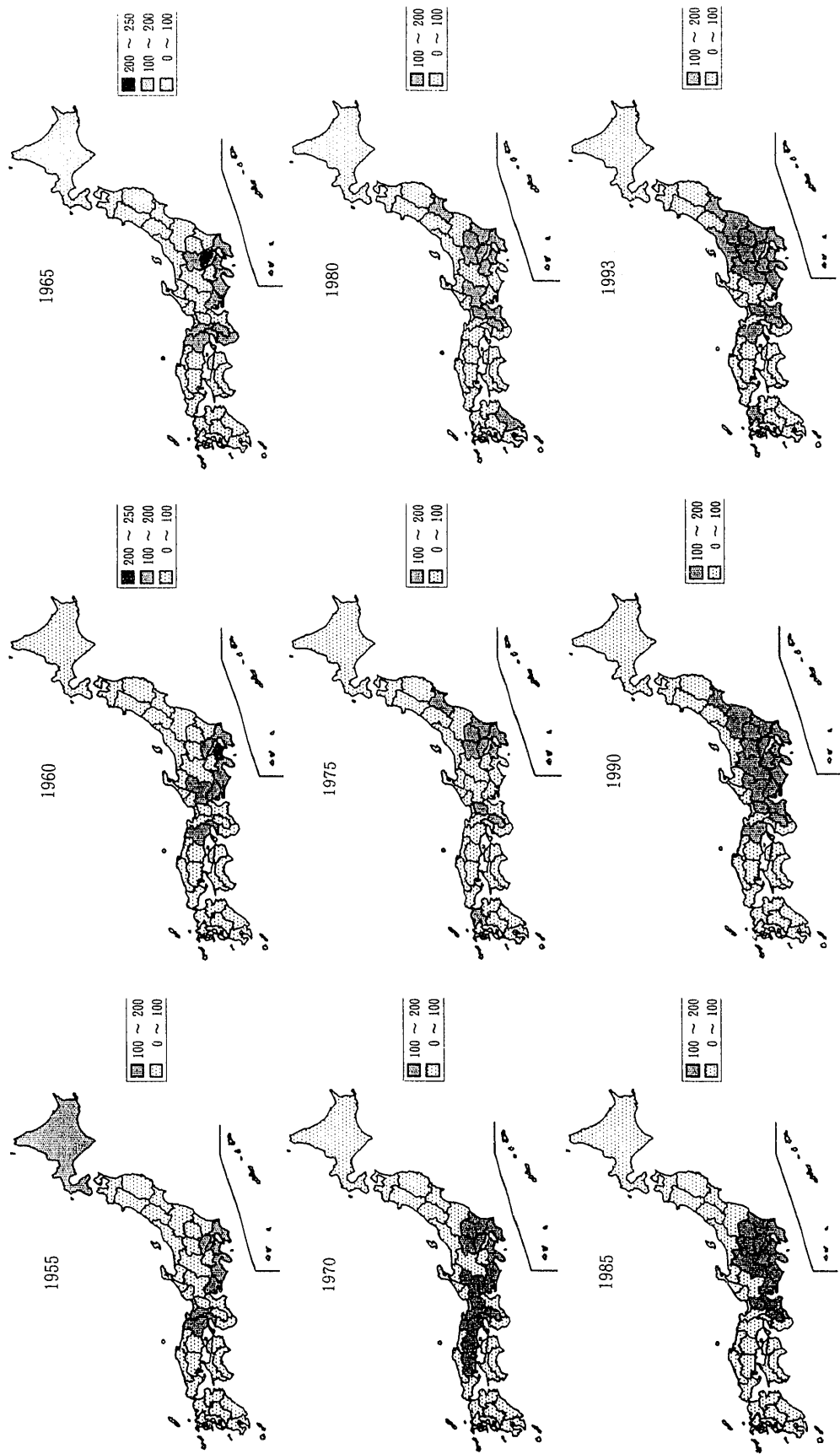
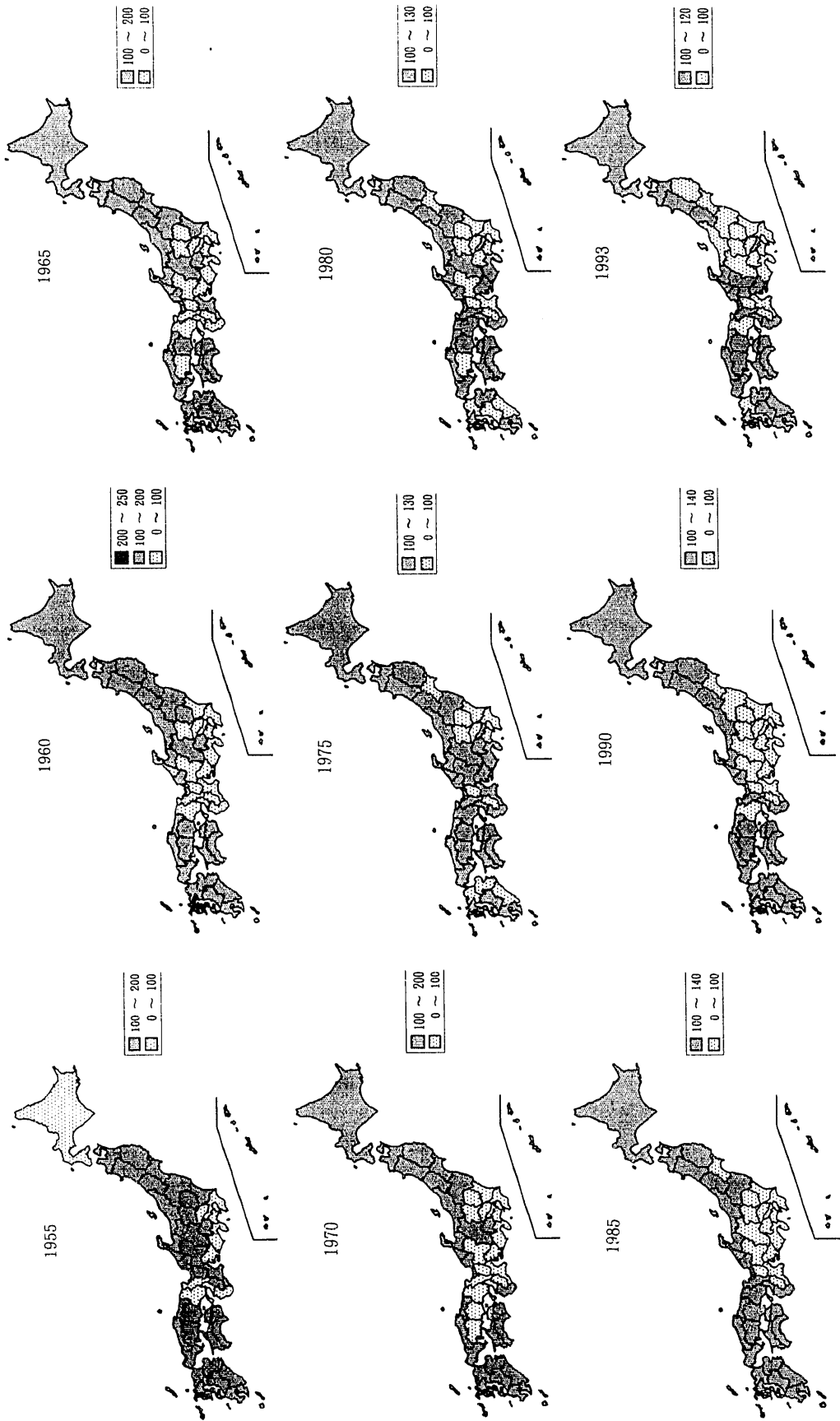


図6 過去分布の人口分布に対する比率の推移



として人口排出傾向を指数化したものを地図で示した。各年において変動はあるものの、東北、山陰、四国、九州を中心に恒常的な人口排出地帯が分布していることが確認される。また70年代以降はしばしば大阪、愛知等の大都市地域も人口供給地になっており、大都市間の移動がより比重を高めてきたことを示唆している。

時間後進過程を初めて考察した清水（1964）は、後進過程の定常分布（清水の用語では終局過去人口分布）について、「終局過去人口の地域分布は現在における農業経済（土地）指標の地域分布と一致する」という観察を述べているが、例えば第一次産業人口の地域分布と過去分布の適合度は悪く（55年で決定係数は0.3）、しかも年々相関は減少している。時系列的にみると後進過程の定常分布における人口集積地域が前進過程の定常分布のそのネガのように見えることからすれば、それを農業経済活動力の分布とみなすことには無理がある。50年代において農漁村部（第一次産業）は人口の供給地帯であったにしても、その役割は60年代以降減少しており、都市的地域相互での人口移動が大きな比重を占めるに従って上記の清水の観察の妥当性は失われてきたと考えられよう¹⁷⁾。

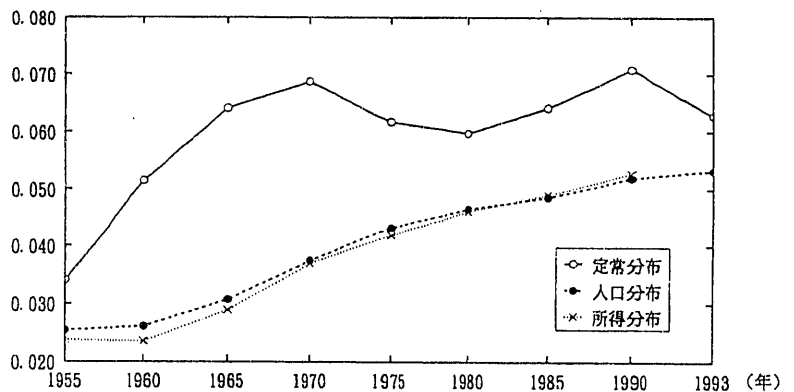
4.2 人口分布と定常分布の変動パターン

各県別に人口分布と定常分布の関係を時系列的に観測すると、人口の吸収力の高いと思われる順におよそ以下の三つのタイプに分類される：

- A) 定常分布におけるシェアが人口分布におけるシェアを常に上回っている県、
- B) 時期によって定常分布と人口分布の大小が交替する県、
- C) 定常分布におけるシェアが人口分布におけるシェアを常に下回っている県。

表3では上記のタイプの中身をさらにプラス、マイナスを付けて細分した。また図7-A～Cに各タイプの人口分布、定常分布、所得分布におけるシェアの時間的変動の代表例を示した。タイプAは神奈川、埼玉、千葉の3県のみであり、その現実の人口分布におけるシェアは定常分布に先導される形で、長期一貫しての増大傾向にある。タイプBの中はいくつかのサブタイプに分かれる。東京、大阪、京都、兵庫、愛知の5都府県は古くからの大都市地域であり、70年代以降定常分布が現実分布を下回るようになり成長の頭打ち現象がみられる。特に人口シェアの減衰傾向が見られるものについて

図7-A 埼玉県のシェアの推移（タイプA）



はマイナス符号をつけた。一方、群馬、栃木、茨城、三重、滋賀、奈良、静岡、岐阜、宮城9県の大都市近郊地域ないし地方中核都市を含む地域では早期（60年代から70年代）に定常分布が現実分布を上回るようになり、現実分布におけるシェアも下げどまるか、反転して上昇基調をしめしている。特に

17) さらにまた清水（1964）は、ある時点の人口分布は前進過程の定常分布（将来分布）と後進過程の定常分布（過去分布）の幾何平均に比例する、という観察を述べているが、これについては近年に至るほどその適合度はあがってきていることが確認された。すなわち現在人口分布を p_i 、将来分布を m_i 、過去分布を n_i として $p_i = km_i^\alpha n_i^\beta$ とおけば、 k は地域 i に依存しない定数であり、各時点で $\alpha \sim 0.5$ 、 $\beta \sim 0.5$ が成り立っている。しかし清水の指摘とは異なって、これは経験法則であって、固有分布の作り方から必然的に誘導されるものではないことが反例によって示される。

シェア増大傾向の強い地域にはプラス符号をつけた。同様な傾向が80年代に起こってきている地域として長野、山梨、福島の3県がある。タイプCが最も多く、東北、北陸、四国、九州の諸県を中心に25県におよぶ。この県の特徴は人口分布におけるシェアの長期一貫しての低落傾向である。一度も定常分布が人口分布を上回ることのなかったものはC-とした。またC+はややタイプBの特性が見られるものである。これらの結果は定常分布が人口分布の先行指標として有効であることを示しているが、長期的にみると各県ともに定常分布と人口分布の落差は縮まってきた。

4.3 所得分布と人口移動の関係について

清水(1964)¹⁸⁾は、わが国における人口移動へのマルコフモデル

の適用に関する先駆的業績であるが、その中で彼は人口移動に関しては経済学的な要因が最も重要であるという立場をとり、以下のような理論的仮説を主張した：「(前略)すなわち地域のもっている経済的活動力、総合経済力において、それぞれの地域について格差があるため、そのアンバランスを解消するように人口の地域間移動が行われ、…(中略)…終局人口分布¹⁹⁾の経済的意味は上述のように、各地域における一人あたりの経済活動力が均等になったときに示すであろう地域人口の分布ということになる。そしてこの終局人口分布は現在において、各地域の持っている経済活動力の分布と等しいと考えるのである。したがって現在における地域人口分布が現在における地域経済活動力分布に等しくないために、経済活動力の強い地域に人口が吸引されて人口移動現象が起こり、これを通じて地域人口分布の再編成が起こり、経済活動力と人口の地域分布において格差の縮小する方向に限りなく繰り返されるのである。」

すなわち各時点における推移確率行列の定常分布はその時点における人口移動パターンが実現しようとする「目標」となる人口分布を示していて、それがその時点における経済活動力分布に一致することは、とりもなおさず移動の「目標」が一人あたりの経済活動力の均等化にある、というのが清水の主張であった²⁰⁾。こうした人口移動のマルコフモデルの帰結に対する経済的説明は今日の時点にお

18) 前掲 注8参照。

19) 前進過程の定常分布のこと。

20) ただしここで注意しておくべきことは、一般に定常分布は推移確率行列と一対一対応しているわけではないから、仮に上記の解釈が妥当であるにしても定常分布という一つの目標に達するのになぜある移動パターンが選ばれ、別の(同じ定常分布を持つ)移動パターンではないのかは説明されないことである。

図7-B 東京都のシェアの推移(タイプB)

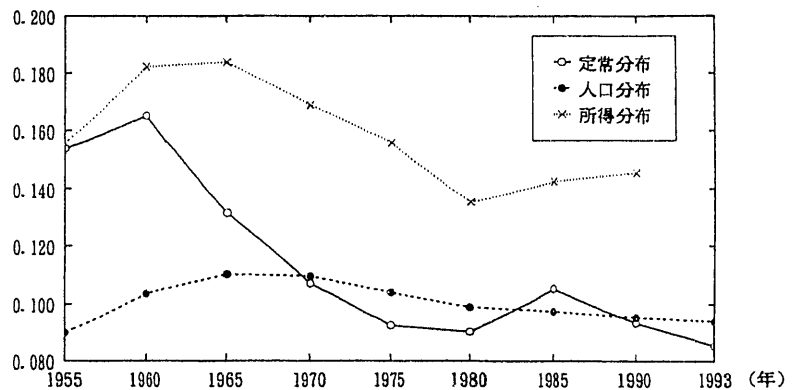
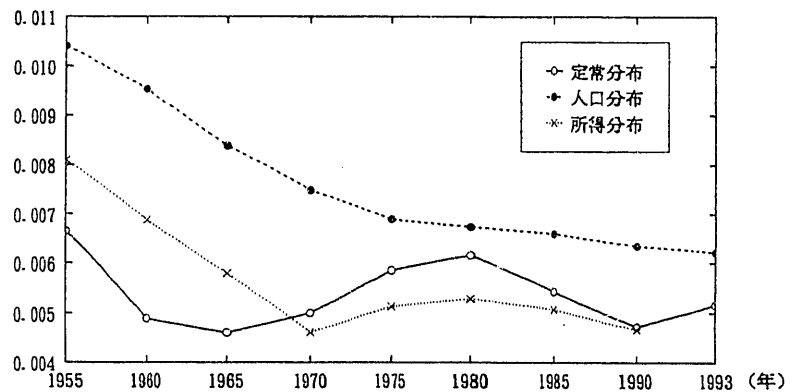


図7-C 島根県のシェアの推移(タイプC)

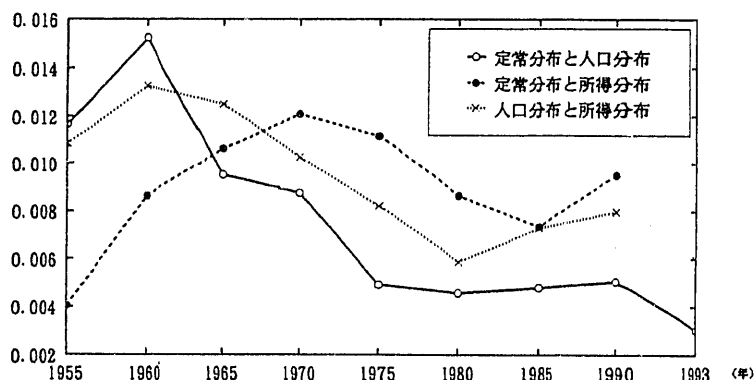


いてはどの程度の妥当性を有するかを、地域経済指標として県民所得をとって観察をおこなおう²¹⁾。以下では1955年から1990年まで5年おきに観測した分布、および1993年の分布を用いる。また各時点における分布ベクトル相互の接近度をRMS距離²²⁾によって測定する。ここでベクトル $A = (a_i)_{1 \leq i \leq N}$, $B = (b_i)_{1 \leq i \leq N}$ のRMS距離 $dis(A, B)$ は

$$dis(A, B) := \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (a_i - b_i)^2}{N}}, \quad (23)$$

によって定義される。人口分布、定常分布、県民所得分布の相互のRMS距離の変化は図8に示した。

図8 RMS距離の推移



まず所得分布 (I: income distribution) と定常分布 (S: stationary distribution) の相関であるが、1955年から1970年まで拡大した両者のRMS距離は1970年から1985年にかけて縮小、1985年から90年にかけて再度拡大した。しかしこの間、最も距離が大きくなった1970においても両者の単相関を考えると決定係数0.83以上であり、両者に深い結びつきが常に存在していることは清水の指摘の通りであると確認される。

次に人口分布 (P: population distribution) と定常分布の関係を見ると、1955年から1960年にかけて両者のRMS距離は拡大したが、1960年から1980年にかけて急速に縮小した。その後1980年代はほぼ横ばいまたは上昇ぎみとなったが、90年代に入ると再度縮小に転じた。すなわち最近においては地域人口分布は各時点における推移確率行列の定常分布に近いパターンになっており、推移確率行列に表現される近年の人口移動パターンが地域人口分布を変化させる力を失ってきていることを示唆している (RMS距離がゼロになれば地域人口分布は定常分布になってその時点の推移確率行列のもとでは変化しなくなる)。このことは第2節において見た転出・転入人口の動向とも一致しており、各地域の人口移動の収支はほぼ均衡してきていることを強く示唆している。

さらに所得分布と人口分布とのRMS距離は1955年から1960年にかけて増大したが、1960-1980年の20年間にわたり減少し、一人あたりの所得格差を縮小する方向へ向かっていた。1980年以降は両者の距離は増大し、所得格差は拡大傾向にある。この傾向は一人あたり県民所得の変動係数の測定によっ

21) 人口移動の経済的意義が一人あたりの所得の均衡化にあるという考え方は古く1950年代から館稔らによって主張されていた。例えば以下を参照。館稔・三澤緋佐子、「日本における国内人口移動の経済的ポテンシャル」、『人口問題研究』第109号、1969、pp. 1-19。また最近では渡辺真知子が所得格差と人口移動の関連性を実証している：渡辺真知子、「国内人口移動と地域経済格差」、『人口学研究』第12号、1989、pp. 11-24；渡辺真知子、『地域経済と人口』、日本評論社、1994。

22) root mean square distance

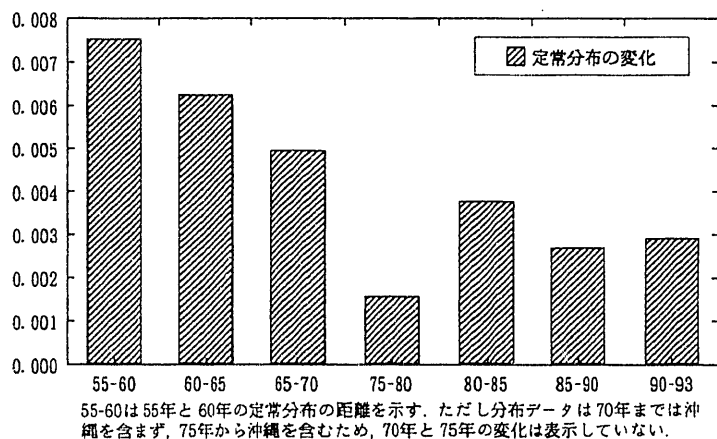
ても確認される²³⁾。

以上の観察から、定常分布が地域の経済活動力分布と深い結びつきを有すること、および現実の人口分布と定常分布が接近してくる傾向があることが結論される。しかしながら1960年以降、定常分布Sと人口分布PのRMS距離が急速に減少して、1965年以降所得分布Iと定常分布Sの距離よりも小さかったこと ($dis(S, P) < dis(S, I)$) は、県民所得を経済活動指標として取り上げる限り、清水の観察「終局将来人口の地域分布は現在の人口分布とは余り一致せず、現在における貨幣流通経済指標の地域分布とよく一致する ($dis(S, P) > dis(S, I) \approx 0$)」そのため「人口移動は地域の一人当たり経済活動力が均衡して地域間格差がなくなる方向へ発生している ($S \approx I$ かつ $P \rightarrow S$ であるから $dis(I, P) \rightarrow 0$)」という観測・解釈が1960年前後の認識としては妥当であったとしても、それ以後今日に到るまでの一貫した解釈としては必ずしも成り立たないことを示している²⁴⁾。

1975年以降においては、現実の人口分布は定常分布に非常によく一致するようになり、推移確率行列に示されている人口移動パターンは地域人口分布を変化させる力を失ってきている。より詳細にみれば、人口の東京圏への再集中が議論されていた1985年前後においては、定常分布における東京のシェアが現実の東京の人口シェアを超えて高まったが、全体としてみれば人口分布と定常分布の距離は80年代を通じてごくわずかな変化にとどまった。さらに90年代においては、人口分布と定常分布の距離はこれまでになく縮小した。また定常分布自体の時間的変化も75年以降はそれ以前に比べて小さくなっている(図9)。

80年代においては所得格差が拡大したにもかかわらず、人口分布が定常分布の近傍にとどまっていたことは、人口移動が所得格差解消の均衡化過程としての意義を喪失してきていることを意味していると考えられる。その要因に関しては本稿の考察範囲の外ではあるが、移動者の供給サイドからいえば、少産化や年齢構造変化によって潜在的な移動者が減少してきたこと²⁵⁾、生産拠点の地方立地が進み、就業機会の確保や実質的な生活水準の向上が地域において達成されてきたこと、等が考えられよう。また需要側からすれば、企業における省力化の進展、経済のサー

図9 5年間隔の定常分布相互のRMS距離



23) 前掲注21, 渡辺真知子(1994)第3章参照。渡辺は80年代における所得格差の拡大傾向の要因を東京と愛知、およびその周辺各県の所得が相対的に高まったことによるとしている。この時期、前節でみたようにこれらの関東、東海地域がもっぱら人口集積地帯になったことはマルコフモデルの定常分布の動きによって確認されるから、先に述べたように経済動向と定常分布が深く関連していることは再度確認される。一方、篠原三代平は1960年を境とする地域間所得格差の拡大から縮小への趨勢転換を「労働市場が過剰状態から不足状態へ変化したこと」および「産業の地方分散化」の為であるとしている。以下参照：篠原三代平、『産業構造論』第二版経済学全集18, 1976, 筑摩書房。

24) 清水は県別に算出した定常分布を地方ブロックにまとめたうえで彼の観察を導いているが、我々は一貫して県を単位として考察していることに注意。状態(地域)をまとめてしまうと定常分布としての意味を喪失してしまうから、清水の処方方は問題がある。

25) 移動と年齢構造の関係については以下を参照：伊藤達也、『生活の中の人口学』, 古今書院, 1994。また大林千一は移動数に対する人口の年齢構造変化の影響を除去したうえで、近年において実質的な移動率の低下があったと推定している。以下参照：大林千一, 「人口の男女, 年齢別構成と人口移動」, 『世界と人口』, No. 256, 1995, pp. 68-71。

ビス化、ソフト化が進み、雇用吸収力が第三次産業に大きく依存してきたことが考えられる。例えば80年代末の時点において渡辺真知子は以下のように展望している：「将来の人口移動は、第三次産業、特に雇用吸収力が大きいサービス業、卸売・小売業の地域的展開に依存してくるが、高度成長期に大規模な人口移動を引き起こした製造業に比べれば、その立地状況の偏りはかなり小さい。さらに、人口の年齢構造からみても、高度成長期のような大幅な労働人口・就業者数の増加は考えられない。従って、第三次産業の地域的集中が進んだとしても、1960年代のような大規模な人口移動が将来起こることは考え難い。」²⁶⁾

V おわりに：要約

本稿では日本の都道府県間人口移動のOD表の長期時系列的データにもとづいて人口移動趨勢に関する観察をおこなった。ここでは人口の性別・年齢別構造、再生産構造は考慮せずに移動数のみの観察をおこなったが、この巨視的レベルにおいても一定の法則性が確認され、1955年から1993年に到る日本の国内人口移動に関して極めて特徴的な変化があったことが確認された。

まず第1に各県の転入・転出数の対数は各時点において地域人口規模の対数に線形に依存していることが示された。この回帰直線の傾き（転出入数の地域人口規模に対する弾性値）は常に転入数のものが転出数のそれを上回っていたが、Y接片はその逆であった。しかしいずれにおいてもその差は1960年代に急激に減少し、1975年以後は非常に接近している。すなわち転出数、転入数は近年においては各県で均衡してきている。純転入がゼロとなる理論的相対臨界人口規模は1993年に最小となり、大規模県のみが社会増となる状況は終わりをつげた。また各県の転出入数の時系列は当該の県の人口とその他の地域の人口の相互作用の結果として二変数対数線形モデルによってよく説明されることが示された。

次にOD表をマルコフ行列（推移確率行列）に変換することによって、人口移動のマルコフモデルを定式化し、各時点における定常分布の計算をおこなった。各時点における地域人口分布および県民所得分布と長期時系列的に比較することによって、定常分布が県民所得の動向と深い結びつきを有すること、および地域人口分布変動の先行指標とみなされることが示された。一方、定常分布と所得分布の間に密接な関係があることから人口移動が一人あたりの所得の均衡化運動であるとする解釈は、1960年前後には妥当性があったが、それ以後は支持しがたくなった。実際、定常分布と人口分布の距離によって測られる人口移動パターンの人口分布の再配置能力の喪失は1960年から1975年まで急激に進行し、1980年代に到って、所得格差が拡大しても人口分布は定常分布の近傍に留まり続けたのである。このことは日本の経済構造、人口構造の変化にともなって60年代にみられたような大規模な人口移動、人口再配置の運動が今後は起こりにくくなっていることの反映と考えられる。

本稿ではOD表から移動趨勢の変化を読みとる手段としてマルコフモデルを用いたが、OD表からはさらに着地、発地の選好度や地域間の連結度などの情報を得ることができる。また各種の空間的相互作用モデルによる分析も有効であろう。特に長期時系列的に観察した場合にはパラメータ変化に関して非常に興味深い結果が得られると思われるが、今後の課題として指摘しておきたい。

26) 前掲注21, 1989. ただし石川(1994)は、経済のサービス化が人口移動パターンの変化に与えた影響はあまり大きいとはいえないとしている。石川義孝, 前掲注3, 第7章。

Trend Analysis for Interprefectural Migration in Japan 1954-1993

Hisashi INABA and Fusami MITA

In this paper, our main aim is to examine long-term trends of Japanese interprefectural migration after the War by using a Markov migration model. In Japan, Statistics Bureau, Management and Coordination Agency has published official statistics for internal migration by sex and month in Annual Report on the Internal Migration in Japan Derived from the Basic Resident Registers. First of all, we have made the orient-destination tables for interprefectural migration by sex and year from 1954 to 1993 based on the Annual Report.

Next we observed dependence of in- and out-migration on the size of populations by prefecture. It is observed that at each period a simple log-linear relation holds between the size of prefectural population and the size of in- or out-migration by prefecture. After 1960 parameters of the model for in-migration and out-migration have come closer and closer, so we can see that after 1970 in-migration and out-migration have tended to balance at each prefecture.

Subsequently we converted the OD tables to Markov matrices and calculated their stationary distributions. By observing the time-series of stationary distributions by year, we can see implicit trends and changes of interprefectural migration system, because the stationary distribution is determined only by migration probability independent of initial distribution and it is the ultimate distribution for the stationary Markov process generated by the Markov matrix. Although the real migration process is not a stationary stochastic process, the stationary distribution at each period can be seen as the moving target of the migration system.

Major findings based on the time-series observation of stationary distributions by year are as follows: First from 50th to 1970 migrants tended to concentrate to densely populated industrialized prefectures (Tokyo, Osaka and Aichi), but after that during 70th, populations have redistributed to provincial prefectures. Reconcentration of population to Tokyo area again occurred around mid-80th, it ceased at the beginning of 90th in accordance with economic recession. Second the root mean square (RMS) distance by year between stationary distribution and population distribution by prefecture have rapidly decreased from 1960 to 1975, hence after that real population distributions by prefecture have become very similar to stationary distributions. That is, it can be concluded that recent Japanese interprefectural migration system has lost its potential power to redistribute populations. Third the stationary distribution and the income distribution by prefecture have always had a similar pattern at each period, which suggests that income differentials could be a main reason for internal migration. However after mid-60th its RMS distance was always larger than RMS distance between the stationary distribution and the population distribution by prefecture. Hence Shimizu's hypothesis (1964) that internal migration is a movement to reduce income differentials among prefectures does not necessarily hold. In reality, the imbalance of per capita income among prefectures has extended through 80th, but it did not lead redistribution of populations, and the population distribution has stayed at the neighborhood of the stationary distribution at each period during the past two decades.