

地域間人口移動に基づく我が国の地域構造分析

Trends in the Regional Structure of Migration in Japan

阿部 宏史*

by Hirofumi Abe

The aim of this paper is to examine the postwar interregional migration pattern in Japan. Two methods, namely the Figure of Influence Relationships and the Multi-Dimensional Scaling Technique are applied using interregional migration data for 1960-1985. Main findings show while the number of interregional migrants had been reduced markedly since the First Oil Crisis in 1973, the interregional migration patterns were stable in the period 1960-1985. The regression analysis based on the logit model has identified the per capita regional income in the destination region and the distance between regions are important factors to explain the migration pattern.

1 はじめに

我が国の地域間人口移動は、高度経済成長期における地方から大都市への急激な人口流入、石油ショック後の低成長期における人口の地方定住化、そして最近の新たな経済成長のもとでの東京圏への一極集中と、経済成長の各転換局面において特徴のある変動を示してきた。

図1に示すように、我が国の地域間人口移動総数は昭和48年に 853.9万人/年のピークを記録したが、その後石油ショックによる経済成長の停滞もあって鎮静化の傾向を辿り、移動数は昭和60年に 648.2万人/年と、昭和48年の75%程度にまで低下している。

また、図2と図3は、我が国の各地域における人口移動の推移を純移動率によって示したものである。

地域区分は後述の表1に示す14地域であり、純移動率は「(転入数-転出数)/人口」によって定義される。各図のうち、図2は昭和48年の人口移動のピーク前、また図3はピーク後に対応している。これらの図より、昭和48年を境とする人口移動の鎮静化は我が国のすべての地域に共通していることがわかる。昭和45年以前には関東臨海、東海、近畿臨海の3大都市圏のすべてについて純移動率が正、すなわ

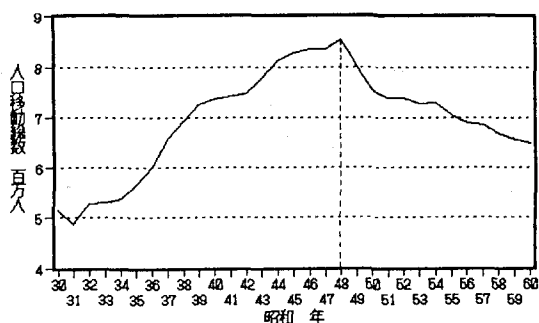


図1 我が国の人口移動総数の推移

キーワード：地域間人口移動、地域構造分析

* 正会員 工博 岡山大学工学部助教授

(〒700 岡山市津島中3-1-1)

ち社会増であったのに対して、地方部はほとんどの地域が社会減であった。しかし昭和50年以後、大都市と地方の間の純移動率の差は大幅に縮小している。

以上のように、我が国の人口移動は昭和48年を境として鎮静化の傾向を示しており、戦後の全国総合開発計画や地域計画が目標としてきた大都市圏への人口集中の抑制は、量的な面ではある程度達成されたと考えられる。しかし、地方の活性化を促進するためには、従来の大都市圏と地方の間を中心とした人口移動パターンが緩和され、地方間でも多様な交流が行われる必要がある。近年の東京への一極集中の問題は、人口移動の量的な変化にもかかわらず、大都市中心の人口移動パターンはあまり変化していないことを示しているようである。

既往研究のレビュー¹⁾²⁾に示されているように、従来の研究は人口移動量の予測や移動の要因分析を中心として行われてきたが、本研究では、上述の観点から、我が国における地域間人口移動パターンの特徴とその形成要因の分析を主要な課題とする。具体的には、以下の内容について検討する。

- (i) 我が国の人口移動は昭和48年の石油ショックを境として量的に大きく変動したが、地域間の移動パターンについても変化が生じているか。
- (ii) 人口移動パターンの形成に影響する要因は何か。また、要因は経年的に変化しているか。

2 分析の概要

(1) 使用データ

人口移動データは、住民基本台帳人口移動報告年報による都道府県間の人口移動数を用いる。この報告書には各調査年の1月1日から12月31日の1年間に都道府県の境界を越えて住所を移した人数が示されており、人口移動数を都道府県間00表の形で知ることができる。ただし、同一都道府県内々の人口移動数は不明である。分析の年次は昭和35年を

表1 14地域と46都道府県との対応

14地域	都 道 府 県
(1) 北海道	北海道
(2) 北東北	青森、岩手、秋田
(3) 南東北	宮城、山形、福島、新潟
(4) 関東内陸	茨城、栃木、群馬、山梨、長野
(5) 関東臨海	埼玉、千葉、東京、神奈川
(6) 東 海	岐阜、静岡、愛知、三重
(7) 北 陸	富山、石川、福井
(8) 近畿内陸	滋賀、京都、奈良
(9) 近畿臨海	大阪、兵庫、和歌山
(10) 山 陰	鳥取、島根
(11) 山 陽	岡山、広島、山口
(12) 四 国	徳島、香川、愛媛、高知
(13) 北九州	福岡、佐賀、長崎、大分
(14) 南九州	熊本、宮崎、鹿児島

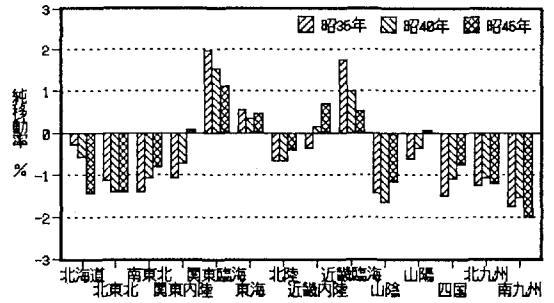


図2 14地域の純移動率の推移（昭和35年～45年）

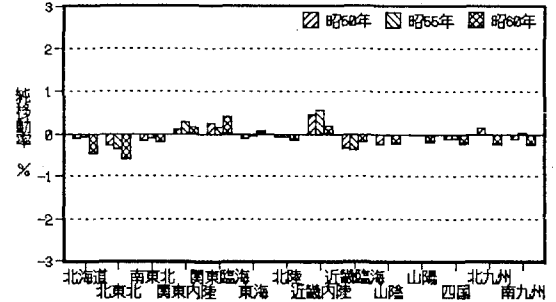


図3 14地域の純移動率の推移（昭和50年～60年）

初年次とし、昭和60年まで5年毎に6時点とした。また、人口移動の要因分析では、県民経済計算年報による県民分配所得、国勢調査による都道府県別人口、就業者などのデータも使用する。

分析の単位とする地域区分は、経済企画庁などで用いられている表1の14地域区分とし、住民基本台帳の都道府県別人口移動数を14地域に再集計した。

(2) 分析の全体構成

図4に分析の全体構成を示す。本研究では、1で述べた研究内容に従って以下の2種類の分析を行う。

(i) 人口移動に基づく地域構造の分析

(ii) 人口移動の要因分析

まず(i)では、次の2種類の分析を適用して、人口移動パターンからみた地域構造の推移を検討する。

① 影響関係図による分析

② 多次元尺度法による分析

①では、人口の転出入パターンの形成に対する各地域の影響力という観点から地域構造を分析する。分析の際には、各地域の転入人口と転出人口のそれぞれについて発地域と着地域のシェアを求め、その大きさを比較することによって、各地域の人口の転出入に対する他地域の影響力とその経年的変化を検討する。ここでは、各地域の他地域に対する影響力を視覚的に検討するために、経済企画庁の分析³⁾で

提案されている「影響関係図」を用いる。

②では、人口移動データから地域間距離を推定し、人口移動における各地域の近接性という観点から地域構造の推移を検討する。ここでは地域間人口移動がグラビティモデルで説明されると仮定し、多次元尺度法を適用して各年次ごとに地域間距離を推定する。次に、推定した地域間距離に再び多次元尺度法（上述の地域間距離推定の場合とはモデルが異なる）を適用して2次元空間における地域の布置を求め、人口移動からみた14地域の構造を検討する。

次に(ii)の人口移動の要因分析では、(i)で検討した人口移動パターンの形成に影響する要因を分析する。ここでは、人口移動要因に関する従来の数多くの実証的研究で指摘されている所得、雇用の2要因を取り上げ、人口の転入パターンとの関係を集計ロジットモデルによって検討する。

3 影響関係図による地域構造の分析

(1) 分析方法

ここでは「影響関係図」を用いて14地域における人口の転出入構造を分析する。影響関係図は地域間00表の形で与えられるデータを用いて、各地域の他地域に対する影響力の大きさと各地域間の結びつきの強さを同時に表現するものであり、地域間の人口移動パターンを視覚的に検討する際に有効である。

まず地域jへの転入人口のうち地域iからの人口が占めるシェアを SI_{ij} 、地域jから転出する人口のうち地域iに転入する人口のシェアを SO_{ij} とすれば、

$$SI_{ij} = M_{ji} / \sum M_{ji} \quad (1)$$

$$SO_{ij} = M_{ij} / \sum M_{ij} \quad (2)$$

ここに、 M_{ij} は地域iからjへの人口移動数である。 SI_{ij} は地域jへの人口の転入に対して地域iが及ぼす影響力（すなわち人口の供給側としての影響力）、また SO_{ij} は地域jからの人口の転出に対して地域iが及ぼす影響力（すなわち人口の需要側としての影響力）と解釈することができる。

いま SI_{ij} と SO_{ij} に閾値 V_I 、 V_O を設定し SI_{ij} 、 SO_{ij} が閾値以上の場合に地域iは地域jにおける人口の転入或は転出に対して影響力を持つと判定する。そして、地域iについて SI_{ij} 、 SO_{ij} が閾値以上の地域数を NI_i 、 NO_i とし、それぞれを地域iが「他地域への人口転入に対する影響力」、「他地域からの人口

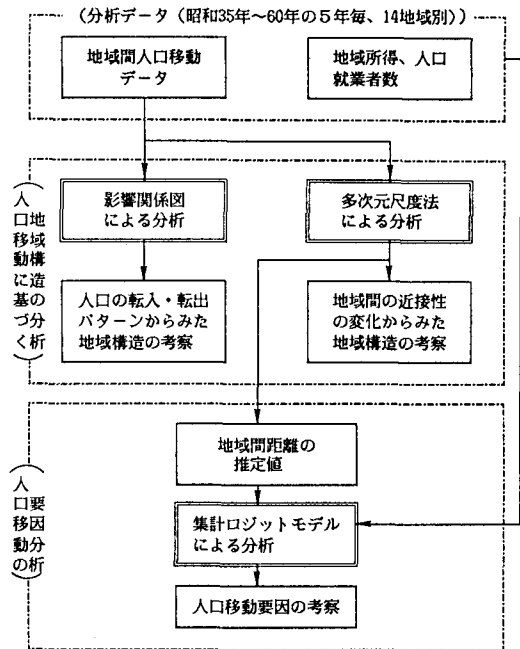


図4 分析の全体構成

転出に対する影響力」とよぶ。以上の各影響力は、次式で定義される。

$$NI_i = \sum_j \delta_{ij} \quad (3)$$

$$\text{ただし、} SI_{ij} \geq V_I \text{ ならば } \delta_{ij} = 1$$

$$SI_{ij} < V_I \text{ ならば } \delta_{ij} = 0$$

$$NO_i = \sum_j \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\text{ただし、} SO_{ij} \geq V_O \text{ ならば } \varepsilon_{ij} = 1$$

$$SO_{ij} < V_O \text{ ならば } \varepsilon_{ij} = 0$$

「影響関係図」は、以上の NI_i または NO_i を縦軸、横軸に14地域をとって、 NI_i 、 NO_i の大きさに応じて各地域の位置をプロットしたものである。従って、図の縦軸に沿って上位に位置する地域ほど、人口の転入あるいは転出に関して他地域に対する影響力が大きいことを表す。また、図中で SI_{ij} 、 SO_{ij} の大きさに基づいて地域を結べば、人口の転出入パターンも同時に検討することができる。

(2) 分析結果と考察

図5と図6は、昭和35年～60年の間について、人口の転入および転出に関する影響関係図を5年毎に描いたものである。閾値 V_I と V_O は、いずれも20%とした。また、図中では SI_{ij} 、 SO_{ij} の大きい地域間を結び、転出入パターンも合わせて表示している。

まず図5をみると、人口の転入に関しては関東臨海と近畿臨海の2地域が人口の供給側として他地域

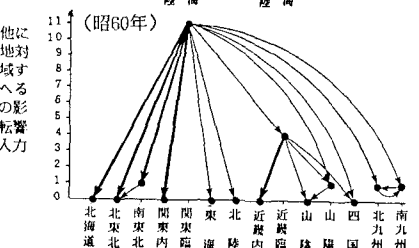
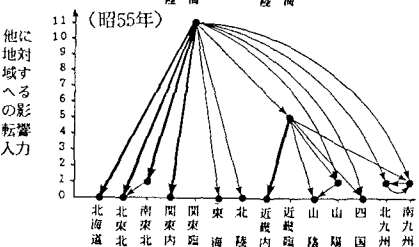
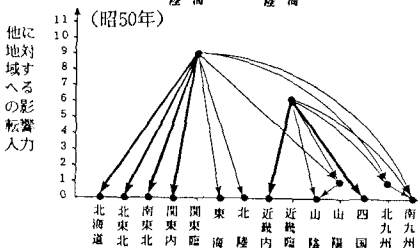
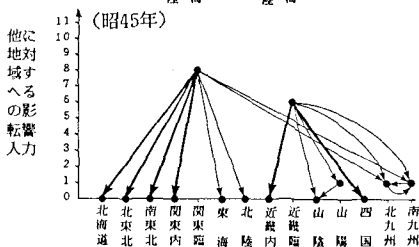
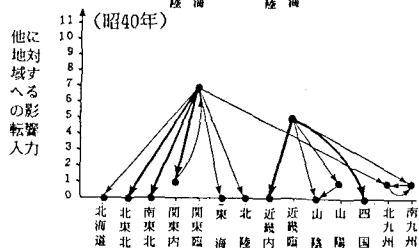
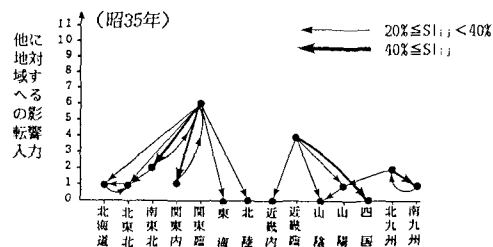


図5 人口の転入に関する影響関係図

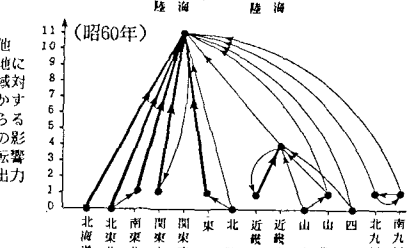
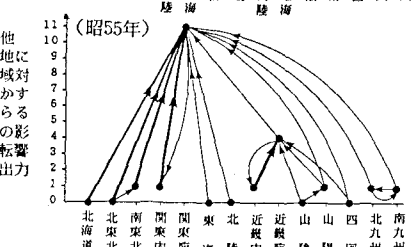
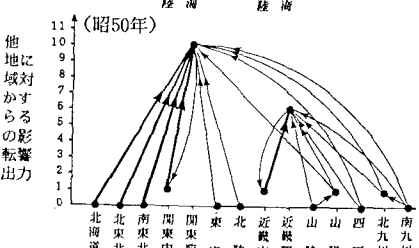
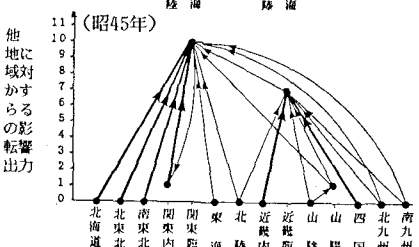
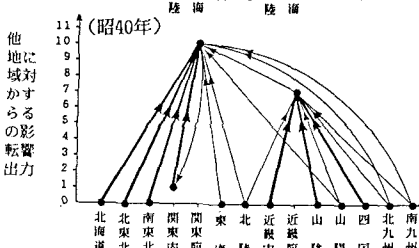
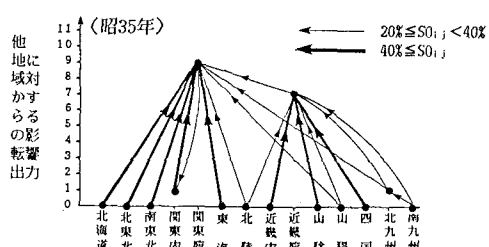


図6 人口の転出に関する影響関係図

に大きな影響力を持っており、これらの2地域を核として各地域への人口の転入構造が形成されている。しかし、昭和35年と40年の2時点では東日本と西日本の分離が顕著であるのに対して、昭和50年からは近畿臨海の影響力の低下によって関東臨海がほぼ全国に影響を及ぼすようになっている。

図6をみると、人口の転出に関しても関東臨海と近畿臨海の2大都市圏が人口の需要側として大きな影響力を持っており、これらの2地域が核となって人口の転出構造が形成されている。しかし、この図でも近畿臨海の影響力は昭和50年以後急速に低下しており、第1次石油ショック後の人口移動の鎮静化にともなって近畿臨海の人口吸引力が低下したことがわかる。一方、関東臨海は昭和35年～60年の間ほぼ同レベルの影響力を保っており、特に北海道、東北などの東日本との関係が強い。また、近畿臨海の影響力は中国、四国に限られているのに対して、関東臨海はほぼ全地域に影響を及ぼしている。

次に、図5と図6に示された転出構造の年次間での類似性を検討するために、 SI_{ij} と SO_{ij} に関する年次間の相関分析を行った。表2と表3の分析結果によれば、いずれの年次間も相関係数値が高く、特に昭和45年以後は0.95以上の値になっている。この結果より、図5と図6に示された人口の転出入パターンは経年的にほとんど変化していないと言える。

4 多次元尺度法を用いた地域構造の分析

(1) 分析方法

ここでは多次元尺度法を利用して人口移動データから地域間距離を推定し、人口移動からみた地域間の近接性という観点から地域構造の推移を検討する。

多次元尺度法は、対象間の距離（あるいは非類似性）データを用いて任意の次元数の空間における対象の座標値を決定する方法である。地域間流動への応用は中村⁴⁾による研究事

表2 SI_{ij} に関する年次間の相関分析

	昭40年	昭45年	昭50年	昭55年	昭60年
昭35年	0.963	0.936	0.913	0.925	0.922
昭40年	-	0.991	0.980	0.973	0.959
昭45年	-	-	0.993	0.984	0.973
昭50年	-	-	-	0.993	0.983
昭55年	-	-	-	-	0.994

表3 SO_{ij} に関する年次間の相関分析

	昭40年	昭45年	昭50年	昭55年	昭60年
昭35年	0.993	0.984	0.971	0.955	0.942
昭40年	-	0.996	0.985	0.966	0.954
昭45年	-	-	0.991	0.974	0.967
昭50年	-	-	-	0.993	0.987
昭55年	-	-	-	-	0.996

例があり、人口、旅客、情報などの移動パターンの類似性が検討されている。

多次元尺度法には、大別して「単純ユークリッドモデル」と「重み付きユークリッドモデル」の2つがある。前者は対象（本研究では14地域）間の距離データ D_{ij} に式(5)で定義される単純ユークリッド距離 d_{ij} を当てはめ、 D_{ij} と d_{ij} との乖離を最小とする t 次元空間における対象の座標 x_{ir} を決定する。

$$d_{ij} = \{ \sum_{r=1}^t (x_{ir} - x_{jr})^2 \} \tag{5}$$

式(5)の単純ユークリッドモデルが単一の距離行列から対象の座標を決める方法であるのに対し、重み付きユークリッドモデルでは、 D_{ijk} を要素とする複数组の距離行列（本研究では年次 k ごとの地域間距離行列）が与えられた時に、式(6)の距離 d_{ijk} を当てはめて、各次元における対象の座標値 x_{ir} と距離行列ごとの各次元に対するウェイト w_{kr} を求める。

$$d_{ijk} = \{ \sum_{r=1}^t w_{kr} (x_{ir} - x_{jr})^2 \} \tag{6}$$

図7に分析手順を示す。まず、地域間人口移動に式(7)のグラビティモデルを仮定すると、地域間距離と人口移動数の関係は 式(8)のようになる。

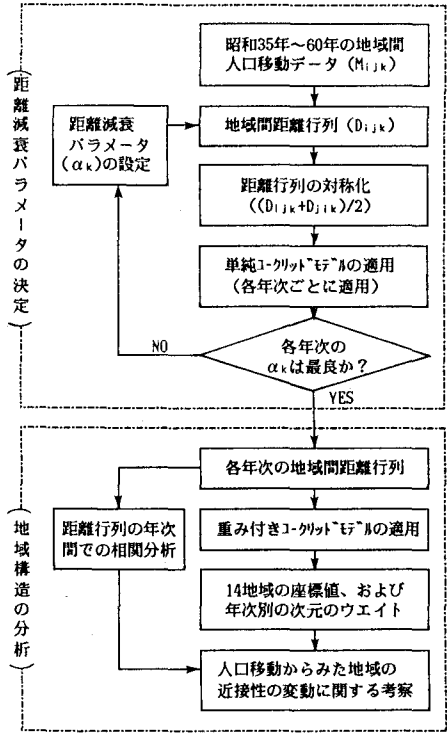


図7 多次元尺度法による地域構造の分析手順

$$M_{ijk} = (\sum_i M_{ijk}) * (\sum_j M_{ijk}) / D_{ijk}^{\alpha_k} \quad (7)$$

$$D_{ijk} = \{ (\sum_i M_{ijk}) * (\sum_j M_{ijk}) / M_{ijk} \}^{1/\alpha_k} \quad (8)$$

ここに、 M_{ijk} は年次 k における地域 i から j への人口移動数、 D_{ijk} は年次 k における地域 i と j 間の距離、 α_k は年次 k の距離減衰パラメータである。

式(8)では α_k が未知量であるため、 D_{ijk} を求めるためには何らかの方法で α_k を先決する必要がある。本研究では、各年次ごとに種々の α_k の値を仮定して単純ユークリッドモデルを適用し、 D_{ij} と d_{ij} の差の2乗和が最小(すなわち非適合度が最小)となる α_k の値を採用することとした。非適合度は、年次 k の距離データ D_{ij} の行列から求めたスカラー積行列を $\hat{P}$ 、年次 k の単純ユークリッドモデル d_{ij} に基づく距離行列から求めたスカラー積行列を P とするとき、次式(9)の ϕ として定義される。

$$\phi = \sqrt{\text{tr}(\hat{P} - P)^2 / \text{tr} \hat{P}^2} \quad (9)$$

ここに tr は正方行列の対角要素の総和を意味する。また、多次元尺度法では距離行列を対称化するため、式(8)で推定した D_{ijk} を $(D_{ijk} + D_{jik})/2$ で置き換えることによって行列を対称化する。

以上の手法によって年次 k ごとに最良の距離減衰パラメータ α_k が決まると、式(8)によって各地域間の距離が決定される。この距離は人口移動の際の距離抵抗を反映したものであり、値が小さいほど2地域が近接した関係にあることを表す。ただし、推定される距離は地域間の相対的な位置関係を表すものであり、現実の距離とは異なる。

ここでは、図7に示すように、推定した距離行列を用いて2つの分析を行う。1つは、距離行列の年次間での相関分析であり、地域間距離からみた地域構造の変化を定量的に検討する。他の1つは式(6)の重み付きユークリッドモデルによる地域構造の分

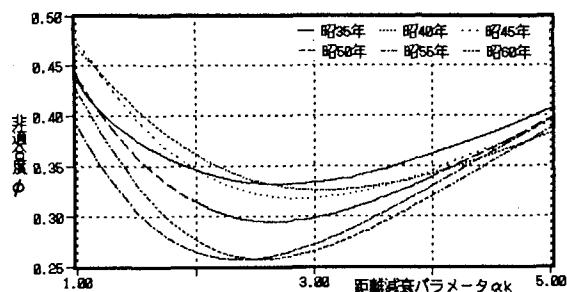


図8 距離減衰パラメータ α_k と非適合度 ϕ の関係

析である。単純ユークリッドモデルによって推定した昭和35年～60年の5年ごと6時点の地域間距離行列に重み付きユークリッドモデルを適用すると、 t 次元空間内での14地域の布置(これは各年次に共通の座標値)と年次別の各次元に対するウェイトが求められる。そして、前者より人口移動からみた地域構造、また後者より地域構造の経年的変化を検討することができる。

なお、本研究では多次元尺度法の分析プログラムとして高根⁵⁾による ADDSCAL (単純ユークリッドモデル) と SUMSCAL (重み付きユークリッドモデル) を使用した。また、次元数 t は結果の視覚的検討の容易さを考慮して2次元とした。

(2) 分析結果と考察

まず、単純ユークリッドモデルを用いて距離減衰パラメータ α_k を推定した。図8は、分析の結果得られた式(9)の非適合度 ϕ と α_k との関係である。また、表4に最終的に決定した α_k の値を示す。表5は推定した各年次の地域間距離と距離減衰パラメータを式(7)のグラビティモデルに適用して人口移動数の推計値 $\hat{M}_{ijk}$ を求め、実績値に対する適合度を相関係数と平均絶対誤差率(MAPE)によって評価した結果である。推計値の実績値に対する適合度は極めて高く、推定した地域間距離と距離減衰パラメータは良好な現況再現性を示すと言える。

表4 距離減衰パラメータの推定結果

年次(k)	非適合度	α_k
昭和35年	0.312	2.70
昭和40年	0.326	3.10
昭和45年	0.318	2.87
昭和50年	0.295	2.67
昭和55年	0.257	2.37
昭和60年	0.258	2.57

次に表4の α_k を用いて各年次ごとに距離行列を求め、年次間で地域間距離の相関分析を行った。分析結果を表6に示す。各年次間とも高い相関

表5 地域間距離推定値とパラメータ α_k の現況再現性

	実績値と推定値の関係	
	相関係数値	MAPE
昭和35年	0.986	8.47 %
昭和40年	0.991	3.68 %
昭和45年	0.994	2.05 %
昭和50年	0.999	0.34 %
昭和55年	0.999	0.33 %
昭和60年	0.998	0.43 %

表6 地域間距離に関する年次間の相関分析

	昭40年	昭45年	昭50年	昭55年	昭60年
昭35年	0.973	0.958	0.960	0.951	0.941
昭40年	-	0.992	0.989	0.979	0.973
昭45年	-	-	0.996	0.985	0.983
昭50年	-	-	-	0.993	0.990
昭55年	-	-	-	-	0.995

係数値になっており、人口移動からみた地域間の距離抵抗も経年的にはほとんど変化していない。

さらに、重み付きユークリッドモデルを適用し、2次元空間における14地域の布置と年次別の各次元に対するウェイトを求めた結果を図9と図10に示す。

図9の2次元空間における14地域の布置をみると、図中の右に東日本、左に西日本の各地域が配置されており、また縦軸の下方を地図の北、上方を南と考えると、図9の布置は各地域の地理的な位置関係とほぼ一致している。しかし、北海道、北九州、南九州の3地域は他地域との地理的關係に比べると関東臨海に近い。図5と図6の分析でも示されたように、これらの3地域は人口移動に関して関東臨海との結びつきが強く、その傾向が反映されたものであろう。

図10の各次元に対するウェイトの変化をみると、昭和35年～60年の6時点のウェイトの変動幅は第1次元 0.03、第2次元 0.05と極めて小さく、図9の地域の布置にはほとんど影響を与えない。すなわち、図9に示された14地域の位置関係は、昭和35年～60年の間ほとんど変化していないと言える。

以上のように、地域間距離からみた地域構造も経年的には極めて安定していたと言える。

5 人口移動の要因分析

(1) 分析方法

3と4の各分析によって、我が国の人口移動パターンは関東臨海を中心とする大都市圏と地方の間の移動によって形成されており、経年的にも安定した強固な地域構造が形成されていることが明らかになった。ここでは、人口移動パターンの形成に影響する要因について分析する。この際、移動パターンの指標としては、3の影響関係図による分析で用いた $S0_{ij}$ を用いる。 $S0_{ij}$ は地域 i から転出する人口のうち地域 j に転入する人口のシェアであり、地域 i から転出する人口が地域 j を選択する確率に相当する。

また、人口移動の形成要因としては、従来の実証的研究⁶⁾⁷⁾で指摘されている所得と雇用機会の2要因を取り上げ、さらに地域間距離を加えた3要因について人口移動パターンとの関連を検討する。各要因のデータは、所得に関しては県民分配所得、雇用は国勢調査による第2次、3次産業就業者数、地域間距離は4の ADDSCAL で推定した値を用いた。また、

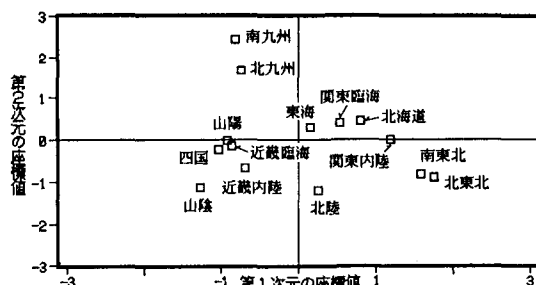


図9 重み付きユークリッドモデルによる14地域の布置

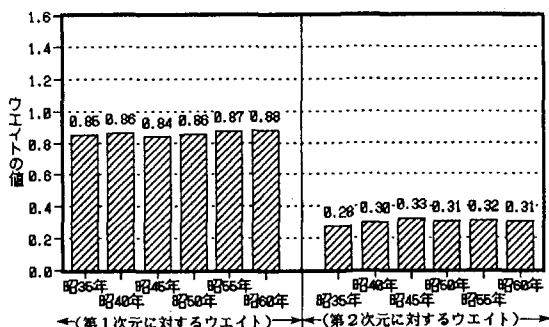


図10 各次元に対するウェイトの変化

3要因のそれぞれについて、人口移動の着地域 (D) 側の水準と移動の00間での格差、さらに地域全体の水準と人口1人当りの水準を考えると、表7に示す(1)～(9)の9要因を設定した。分析では $S0_{ij}$ が式(11)のロジットモデルで説明されると仮定して、モデル式を推定する。

$$S0_{ij} = \exp(u_{ij}) / \sum_{j=1}^{n_i} \exp(u_{ij}) \quad (11)$$

$$\text{ただし、} u_{ij} = \sum_k \theta^k x_{ij}^k \quad (12)$$

ここに、 u_{ij} は地域 i の転出者に関する地域 j の効用、 n_i は地域 i からの転出先の地域数、 θ^k は k 番目の要因 k パラメータ、 x_{ij}^k は地域 i 、 j 間の人口移動に関する k 番目の要因の値である。

(2) 分析結果と考察

まず表7に、 $S0_{ij}$ と9要因との間で、各年次毎に相関分析を行った結果を示す。表の結果によると、移動先の選択確率は就業者数よりも所得との相関が高い。また、00間の格差よりも着側の要因値との相関が高く、人口1人当りの値よりも地域全体の値の方が相関係数値が大きい。さらに、1人当り就業者数に関する要因 ((5)および(9)) 以外は、経年的に安定した相関係数値となっている。

次に、表7の各要因を説明変数として、式(11)の

集計ロジットモデルの推定を行った。この際、所得と就業者数の2要因は相関が高く同時に説明変数とすることが不可能であったために、所得、就業者数のいずれかと地域間距離の2要因を説明変数とするモデル式を推定した。パラメータ推定は、Berksonの方法^{8) 9)}に従って式(11)のモデル式を対数線型化したうえで、SPSSの重回帰分析によって行った。

表8に、最も良好な推定結果が得られた1人当たり地域所得と地域間距離を説明変数とするモデルを示す。Berksonの方法ではモデル式を対数線型化して推定するために、モデルの適合度の指標としては、決定係数値よりも各表の最下段に示した S_{0ij} の実績値と推計値の間の相関係数値の方が適当である。相関係数値は各年次ともに0.95以上と高く、良好な推定結果が得られている。このモデル以外に、着側の総所得、就業者数を説明変数としたモデルでも0.90前後の相関係数値が得られたが、残差の分布に大きな偏りがみられ良好な推定結果とは言えなかった。また、OD間の格差を説明変数としたモデルは、決定係数、相関係数ともに低い値であった。

以上の分析結果より、人口移動パターンの形成には、地域間距離と移動先の1人当たり地域所得が大きな影響を及ぼしていると言える。

6 まとめ

まず、本研究によって得られた結果を要約する。

① 我が国の人口移動パターンは関東臨海、近畿臨海などの大都市圏とそれ以外の地方部との間の移動を中心として形成されている。この構造は、昭和48年の第1次石油ショック後の人口移動量の大幅な減少にもかかわらずほとんど変化していない。

② 移動パターンの形成には、地域間距離と人口1人当たり所得が大きな影響を及ぼしている。また、所得は移動のOD間での格差よりも、移動先での所得水準の影響が大きい。

今後の課題としては、多次元尺度法によって推定された地域間距離と現実の距離との関係を検討すること、

人口移動要因として所得、雇用以外に社会資本の整備水準、生活環境などを含めた多様な要因について分析を行うことなどが考えられる。

最後に、本研究の内容のうち、多次元尺度法による分析にはJ R貨物の大石学氏の作業協力をいただいた。記して感謝の意を表します。

【参考文献】

- 1) 福地崇生編：地域経済学、第2章、1974年。
- 2) 正岡利朗：最近のわが国の人口移動研究の動向、日交研シリーズA-131-I、A-131-II、日本交通政策研究会、1989年、1990年。
- 3) 経済企画庁調査局編：景気拡大が浸透した地域経済、平成2年地域経済レポート、大蔵省印刷局、1990年。
- 4) 中村有一：地域間情報活動に関する研究、第22回日本都市計画学会論文集、pp.463-468、1987年。
- 5) 高根芳雄：多次元尺度法、東京大学出版会、1980年。
- 6) 上掲1)。
- 7) 伊東薫：地域間分配所得格差と人口移動、経済科学第37巻第4号、pp.293-318、名古屋大学経済学部、1990年。
- 8) Ben-Akiva, M and Lerman, S.R., Discrete Choice Analysis, pp.95-97, The MIT Press, 1985。
- 9) 谷口守：広域都市圏における都市核の評価と整備効果の計測に関する研究、pp.141-146、京都大学学位論文、1989年。

表7 S_{0ij} と人口移動要因との相関分析の結果

人口移動要因		年次					
		昭35年	昭40年	昭45年	昭50年	昭55年	昭60年
(1) 地域間距離		-0.485	-0.504	-0.509	-0.531	-0.543	-0.528
着側要因	(2) 地域総所得	0.723	0.740	0.762	0.750	0.747	0.769
	(3) 2,3次就業者総数	0.719	0.734	0.755	0.741	0.736	0.763
	(4) 1人当たり地域所得	0.668	0.700	0.656	0.670	0.644	0.651
	(5) 1人当たり2,3次就業者数	0.564	0.548	0.492	0.384	0.331	0.407
OD間格差	(6) 地域総所得格差	0.492	0.504	0.519	0.511	0.509	0.524
	(7) 2,3次就業者総数格差	0.490	0.500	0.515	0.505	0.502	0.520
	(8) 1人当たり地域所得格差	0.455	0.477	0.447	0.456	0.439	0.444
	(9) 1人当たり2,3次就業者数格差	0.384	0.373	0.335	0.262	0.225	0.277

表8 ロジットモデルによる推定結果

		昭35年	昭40年	昭45年	昭50年	昭55年	昭60年
説明変数	(1) 地域間距離 (t値)	-0.8621 $\times 10^{-2}$ (47.1)	-1.9128 $\times 10^{-2}$ (56.5)	-1.1361 $\times 10^{-2}$ (50.9)	-0.7589 $\times 10^{-2}$ (48.5)	-0.3549 $\times 10^{-2}$ (47.4)	-0.6487 $\times 10^{-2}$ (51.0)
	(4) 1人当たり地域所得 (100万円)	21.699 (32.5)	12.421 (35.9)	5.854 (33.1)	3.799 (29.6)	2.758 (28.2)	2.433 (34.2)
	定数項	-0.0157	-0.0520	-0.0309	-0.0144	-0.0074	-0.0227
	自由度修正済み決定係数($\bar{R}^2$)	0.823	0.863	0.849	0.826	0.816	0.847
実績値と推計値の相関係数		0.964	0.974	0.972	0.968	0.958	0.960