

因子分析による人口の 府県間移動の類型化*

椿 康 和

1. はじめに

前回の分析において著者らは、昭和30年～60年の7回の国勢調査データから導出された、5年間隔の社会増加率と自然増加率を用いて府県を類型化し、この期間における人口の社会移動と自然増加のパターンおよび、両者の関連性について考察した〔4〕。その結果、40年代後半を境とした人口移動の規模とパターンにおける大きな変化や、社会移動が自然増加のパターンに影響を及ぼしていることなどが明らかにされた。しかしながら、この分析は5年間隔のデータに基づくもので、変動パターンの転換期の特定化や変動を説明する要因の分析までには至らなかった。本稿では、住民基本台帳人口移動報告年報から得られた昭和29年～63年の35年間の年次データに基づき、沖縄県を除く46都道府県におけるこれらの現象を、因子分析を用いてさらに詳細に分析することを試みる。

2. 資料と分析方法

分析対象期間は、住民基本台帳制度に基づいた人口移動に関する統計資料が存在する、昭和29年以降昭和63年までの35年間である。住民基本台帳人口移動報告年報では、府県間の社会移動は転入者数から転出者数を引いた転入超過数として記載されている。したがって、本稿で使用する毎年の社会移動率は、この転入超過数の10月1日現在の推計人口（国勢調査年においては国勢調査人口）に対する比率として定義される。

* 本稿の作成にあたり、広島大学経済学部横山和典教授に数々の有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

$$\text{社会移動率} = \frac{\text{転入超過数}}{\text{推計人口}}$$

なお、沖縄県は全期間におけるデータが得られないため分析から除外した。

因子分析は、互いに相関する変量の、変動における共通的要因を、少数個の潜在的な因子に要約する手法である。時間×属性×地域の3次元構造を持つ地域データに適用される因子分析は、時間的要素を除いて属性×地域の2次元構造を対象とするものと、単一の属性に注目して時間×地域の2次元構造を対象とするものに大別される。今回の分析では、わが国における人口の社会移動の府県別時系列データに後者の手法を適用して、その変動パターンを導出する。

時間×地域の2次元構造に適用される因子分析は、資料行列の配置方法により2種類に分けられる¹⁾。1つはS技法とよばれ、変量に地域、観測点に時間を配置して、地域間の相関行列から少数の共通の因子を求めようとするものである。この相関行列の各要素は、2地域間の時系列的変動の類似性を示す相関係数である。したがって、行列全体の変動から抽出される共通因子は、この類似性を類型化するものである。具体的には、各地域は因子負荷量により因子と関連づけられ、類似する因子パターンをもつ地域が若干のグループに集約される。また、各因子の時系列的変動は因子得点の変化により代表されることになる。

もう1つの方法はT技法とよばれ、変量に時間、観測点に地域を配置した、時点間の相関行列を対象とするものである。この場合の相関係数は、2時点間での地域的分布パターンの類似性を示しており、抽出された共通因子はそれらを類型化する。すなわち、年次はこの類似性によって少数の年次群に集約され、年次と因子との相関係数である因子負荷量から因子の意味づけが行われる。この因子負荷量を時系列的にプロットすると、時間の経過とともに全体の変動を構成する主要な因子がどのように変化しているかを表す曲線が得られる。推定された因子得点は地域の特性を表しており、これによって地域の類型化を行うことができる。

1) Rummel [3], pp. 192-202

S技法とT技法を同一の資料に対して適用することで、それに含まれている地域間差異と時系列的変動を異なる視点から抽出し、より詳細な分析を行うことが可能となる²⁾。

3. S技法による分析

資料行列の変量に都道府県、観測点に時間を取り、主因子法による因子分析を行った結果、固有値1以上の4因子を抽出し、さらにバリマックス法による直交回転により表3-1の因子負荷量を得た³⁾。全因子で全体の変動量の92.5%が説明されている。大きな影響力をもつ第1因子と第2因子により、全変動の84%弱が説明されており、第3因子と第4因子は少数の府県の特異な変動に係わっている。共通性は、大部分の府県で80%を超えているが、京都だけは0.577の低い水準にとどまっており、独自の変動パターンを示している。

【因子パターン】

第1因子の負荷量は、大都市圏周辺とそれに隣接するかあるいは距離的に近い地域に属する府県では正、大都市圏の中心都府県では負、のそれぞれ絶対値0.7以上の高い値となって現れている。すなわち、宮城、福島、茨城、栃木、群馬、新潟、山梨、長野の各県は東京圏周辺かそれに隣接している県であり、また、富山、石川、福井、岐阜、三重、滋賀、奈良、鳥取、岡山、徳島、香川の各県も、中京圏の中心である愛知県や京阪神圏の中心府県に隣接するか、またはその近くに位置する。これに対し、負の高い値をとる府県は、東京、愛知、大阪、兵庫の大都市圏中心都府県に限られている。

大都市圏に近い地域では、程度の差こそあれ、20年代末から30年代を通

2) これらの手法は他の手法に比べて使用されることは稀であるが、経済時系列資料に適用したものとして、Casetti, et al. [1], Jeffrey, et al. [2] などがある。

3) 以下の因子分析においては、共通性の推定値として相関行列の対角要素である1を用いる。

表3-1 S技法による府県の因子負荷量（絶対値>0.3のみ）

府 県	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	共通性
北海道	-0.358	0.800			0.851
青森		0.914			0.847
岩手		0.912			0.973
宮城	0.836	0.454			0.975
秋田	0.519	0.821			0.971
山形	0.671	0.690			0.953
福島	0.765	0.601			0.954
茨城	0.923				0.932
栃木	0.992				0.997
群馬	0.958				0.978
埼玉		-0.787	0.487		0.949
千葉	0.528	-0.608	0.499		0.900
東京	-0.938				0.968
神奈川	-0.546	-0.822			0.983
新潟	0.761	0.569			0.959
富山	0.842	0.448			0.962
石川	0.885	0.301			0.889
福井	0.821	0.448			0.925
山梨	0.885				0.908
長野	0.923				0.968
岐阜	0.841				0.794
静岡	0.479	-0.664			0.765
愛知	-0.734	-0.645			0.965
三重	0.874				0.894
滋賀	0.955				0.927
京都		-0.341	0.629		0.577
大阪	-0.863	-0.473			0.993
兵庫	-0.730	-0.618			0.962
奈良	0.882		0.361		0.928
和歌山	0.372			0.775	0.740
鳥取	0.818	0.532			0.970
島根	0.560	0.775			0.961
岡山	0.815		0.421		0.887
広島	0.341	-0.557	0.656		0.859
山口	0.312	0.862			0.930
徳島	0.780	0.572			0.983
香川	0.871	0.346			0.954
愛媛	0.677	0.718			0.977
高知	0.562	0.790			0.958
福岡		0.942			0.928
佐賀	0.519	0.810			0.939
長崎		0.941			0.936
熊本	0.387	0.873			0.981
大分	0.649	0.692			0.910
宮崎	0.458	0.854			0.969
鹿児島	0.572	0.741		0.301	0.994
寄与率 (%)	47.1	36.8	5.6	3.0	

じて社会減の幅がしだいに減少し、40年代半ばから後半にかけて社会増あるいは均衡状態へと変化していった。大都市圏周辺の茨城、滋賀、奈良ではこの傾向はやや早く現れ、30年代末から40年代初めに社会増に転じている。これらの地域ではその後もこの傾向は維持され、現在に至っている。これに対し、大都市圏中心都府県では、20年代からの大規模な人口流入によって、飽和状態に達したことにより、40年代中ごろを境に社会減へと転じている。

戦後の農村部から都市部への人口移動は、高度成長期前半までは、大都市圏の隣接地域や比較的近い地域から、大都市圏の中心地域への流入を主とするものであった。また、高度成長期後半以降は、大都市圏の中心地域からその周辺や隣接地域へと社会増地域が拡散している。このことから、この傾向を説明する第1因子は、「大都市圏中心部・大都市圏縁辺地因子」といえるであろう。

第2因子の負荷量は、大都市圏から遠隔地の府県で高い正の値をとり、東京を除く大都市圏と、高度成長期に加工組立型産業を中心に活発な産業投資が行われた府県で負の値をとっている。すなわち、北海道と青森、岩手、秋田、山形の東北北部、島根、山口、愛媛、高知の中四国西部、九州の各県では+0.7以上かそれに近い水準で、第1因子の負荷量よりも高い値となっている。これに対し、埼玉、千葉、神奈川の首都圏の3県と、静岡、広島では、第2因子の負荷量が-0.8~-0.5の水準にあり、広島を除いて、他の因子に比べその絶対値は大きくなっている。東京は+0.03と第2因子の影響は皆無に等しい。

第2因子の負荷量が正の地域では、30年代半ばから40年代末にかけての高度成長期に、その前後の期間に比べると特に大きな社会減が見られる。さらに、これらの地域は、50年代末以降の新たな経済成長局面においても、社会減の幅が拡大する傾向にある。これに対し、上述の負の地域は、その前後の時期に比べ、高度成長期に社会増が際立って大きくなったか、あるいはこの時期に限って社会増を示す府県である。東京はこの時期、社会増から社会減へと単調な変化を見せている。このことから、第2因子は、「大

都市圏周辺県・遠隔地因子」と命名される。

第2因子のパターンから、社会移動に対する高度成長の影響を読み取ることができる。大都市圏から離れた地域では、以前から継続していた人口流出が一層加速される結果となった。既に飽和状態に達した東京では社会増の規模が一方向的に縮小し、社会減へ向う変動パターンを示しており、第2因子の影響力は小さい。首都圏周辺部では、遠隔地からと東京からの人口流入をともに受け、社会増の規模がこの時期に急激に拡大する結果となった。その他の大都市圏中心府県は、以前から続いてきたその隣接地域からの流入に加え、遠隔地からの流入を受け入れたことで、社会増の規模が一時的に拡大している。また静岡と広島では、雇用創出効果の大きい産業の規模拡大が人口流入を誘発している。

第3因子の影響が比較的強く現れている府県は少数で、いずれも因子負荷量の符号は正となっている。第3因子の負荷量が他の因子に比べ最大となる府県は京都(+0.629)と広島(+0.656)である。これに続く値(+0.3~+0.5)を示すのが、埼玉、千葉、奈良、岡山であるが、これらの県では第1因子と第2因子に比べると、第3因子の影響力はかなり小さなものとなっている。その他の府県では符号がまちまちで絶対値の小さい値しか示していない。

京都と広島の間の変動係数は+0.56とそれほど高くはなく、両府県の変動パターンにも、高度成長期における社会増と50年代後半以降の社会減傾向を除き、共通するものは多くない。それにもかかわらず、比較的高い負荷量となるのは、この因子によって京都の40年代初めまでの変動と広島の変動が、かなりの程度説明されているためである。したがって、この因子は「京都・広島因子」と命名される。

第4因子の負荷量は和歌山でのみ大きな値(+0.775)を示し、他の府県に対する影響は小さくなっていることから、この因子は「和歌山因子」と命名される。和歌山は、京阪神大都市圏に隣接する北部と、どちらかといえば遠隔地に分類される南部の、性格を異にする2つの地域の変動が集計されていることから、他の府県との相関の低い極めて不規則な変動パ

ターンを示すものと思われる。

S技法による因子分析は、地域特性を表す因子の抽出を目的とするものであり、その結果は、大部分の府県に対して強い影響力をもつ一般的因子である。第1、第2因子の負荷量により府県を配置した図3-1に集約される。両因子の説明力の大小と符号の正負により領域を4つに分割すると、地域の特性が明瞭に示される。第1因子が正で第2因子に優越する領域（Ⅰ）には大都市圏に隣接するかそれに近い府県が含まれ、それらと原点について対称的な、第1因子が負の領域（Ⅲ）には、大都市圏の中心都府県がすべて含まれる。第2因子が正で第1因子に優越する領域（Ⅱ）には大都市圏からは遠隔地の諸県が含まれ、逆に第2因子が負の領域（Ⅳ）には、首都圏周辺と高度成長期に社会増を見せた、静岡、京都、広島が含ま

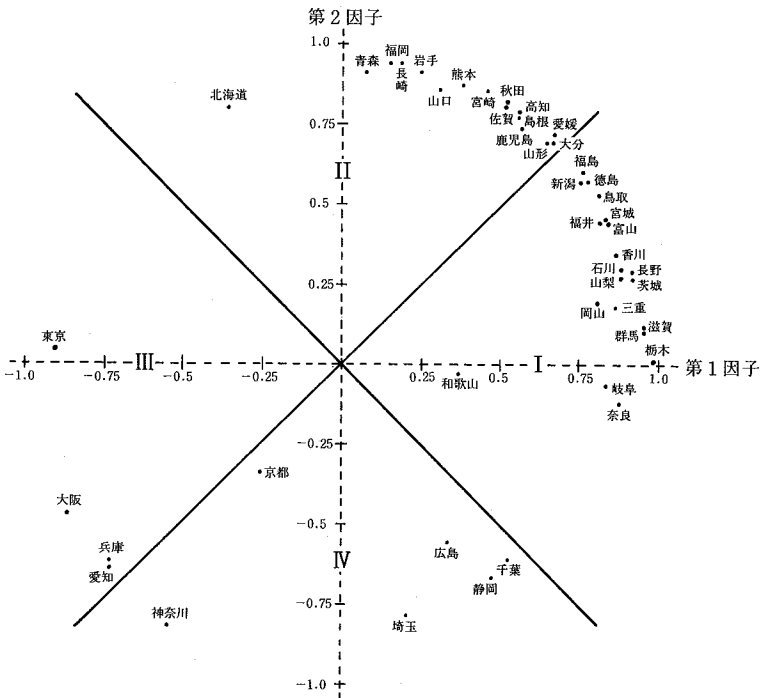


図3-1 第1因子と第2因子の負荷量による府県の配置

れている。なお、原点からの距離は、この両因子による共通性の大きさを表している。

【因子得点】

S技法による因子得点は、各因子と深い関連性をもつ府県群の時系列的変動傾向を表しているが、分析に使用した資料行列は、46変量×35観測点であり、最小2乗法による因子得点の推定結果は、算出の基礎になる相関行列の階数不足により良いものとならない。このため、相関行列が非特異になるまで、以下の方法で資料行列から一部の変量を除き、各年次に対する因子得点を推定した。

この操作の目的は、もとの資料に対するものと可能な限り類似した結果を得ることである。このため、もとの資料行列から得られた因子負荷量について、Ward法によるクラスター分析によって府県を分類し、同一群に属するグループから共通性の低い順に府県を除いて行った⁴⁾。

種々の計算を行い、最終的に33府県を対象とする因子分析から推定された因子得点を用いることとした⁵⁾。その因子負荷量(表3-2)は、府県を削除する前のものと極めて類似したパターンを示しており、これから求めた因子得点(表3-3、図3-2)は、もとの分析におけるものの代理として使用できるであろう。

第1因子の得点は、30年代から40年代前半まで-2.0以下の水準から徐々に増加し、43年には正に転じて、45年に+1.5近い最大値に達した。その後、40年代末から現在まで、+0.2~+1.1前後の範囲で比較的安定した

4) 以下に示すクラスター分析の結果はすべてWard法によるものである。

5) この場合、因子得点を推定するための適正な府県数に関する客観的基準は存在しない。したがって、府県数を観測点数と一致する35から27まで順次削減して因子分析を行い、もとの資料行列からの因子パターンの乖離状況と、因子得点の変動パターンを比較した。その結果、因子パターンは、府県数の減少に伴ってもとの結果との差が徐々に拡大して行った。一方、因子得点の推定結果は、府県数34までは、相関行列の階数の不足や計算誤差の累積などから、変動パターンが不安定で信頼性が低いものとなった。しかし、33以下では、府県数が減少しても因子得点の変動パターンには大きな変化は見られなかった。

表3-2 縮小した資料行列による府県の因子負荷量（絶対値>0.3のみ）

府 県	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	共通性
北海道	-0.396	0.799			0.857
青森		0.916			0.848
岩手		0.928			0.980
宮城	0.832	0.476			0.971
秋田	0.482	0.843			0.971
茨城	0.915				0.934
栃木	0.996				0.993
群馬	0.949				0.973
千葉	0.583	-0.597	0.426		0.885
東京	-0.954				0.970
神奈川	-0.513	-0.841			0.981
富山	0.813	0.473			0.966
石川	0.874	0.335			0.900
長野	0.895	0.326			0.957
岐阜	0.823		-0.356		0.831
静岡	0.502	-0.655			0.769
愛知	-0.711	-0.664			0.958
三重	0.834				0.876
滋賀	0.952				0.939
京都		-0.363	0.656		0.602
大阪	-0.849	-0.497			0.988
奈良	0.910				0.927
和歌山	0.340			0.832	0.809
鳥取	0.840	0.562			0.972
岡山	0.840		0.357		0.879
広島	0.406	-0.563	0.615		0.864
山口		0.860			0.907
徳島	0.745	0.599			0.980
愛媛	0.653	0.735			0.970
長崎		0.945			0.935
熊本	0.343	0.894			0.974
宮崎	0.428	0.876			0.978
鹿児島	0.525	0.769			0.984
寄与率 (%)	47.0	35.1	5.9	3.9	
削除した府県：山形、福島、埼玉、新潟、福井、山梨、兵庫、島根、香川、高知、福岡、佐賀、大分					

変動を見せている。この40年代中盤までの因子得点の増加傾向は、第1因子の負荷量が正の地域における人口流出規模の縮小や人口流入への転換と、負の地域における人口流入規模の縮小や人口流出への転換という現象

表3-3 縮小した資料行列から推定した年次の因子得点

年次	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
29	-2.088	1.474	-0.719	-0.478
30	-1.753	1.190	1.865	2.229
31	-1.434	0.959	1.379	-1.777
32	-1.553	0.328	-0.378	-2.833
33	-1.704	0.668	0.960	-0.793
34	-1.317	0.093	-2.052	-0.338
35	-1.434	-0.392	-2.169	-0.221
36	-0.824	-1.749	-1.873	-0.349
37	-0.609	-1.935	-0.149	0.411
38	-0.662	-1.736	-0.904	1.174
39	-0.454	-1.844	-0.241	2.429
40	-1.098	-0.615	1.515	1.116
41	-0.252	-0.871	2.772	1.059
42	-0.309	-0.285	2.400	0.898
43	0.254	-0.810	0.820	-0.675
44	0.297	-0.947	0.800	-1.871
45	1.496	-2.079	1.767	-1.271
46	1.351	-1.465	0.116	-1.387
47	0.964	0.351	-0.345	-1.014
48	0.789	-0.164	0.859	1.105
49	1.126	0.518	-0.271	-0.384
50	0.198	1.091	1.129	0.038
51	1.066	0.657	-0.120	0.415
52	0.625	1.116	0.358	0.244
53	0.293	1.397	-1.752	1.087
54	1.029	0.839	-0.347	-0.653
55	0.958	0.647	2.840	1.318
56	0.251	0.795	-1.521	1.341
57	1.128	-0.009	-0.889	0.791
58	0.443	1.054	-1.695	-1.071
59	0.197	1.049	-1.447	-0.212
60	0.709	0.408	0.934	-1.049
61	0.604	-0.802	-2.460	1.038
62	0.581	0.428	0.071	0.938
63	1.130	0.640	-1.252	-1.253
ウエイト	3.472	3.001	1.235	1.000

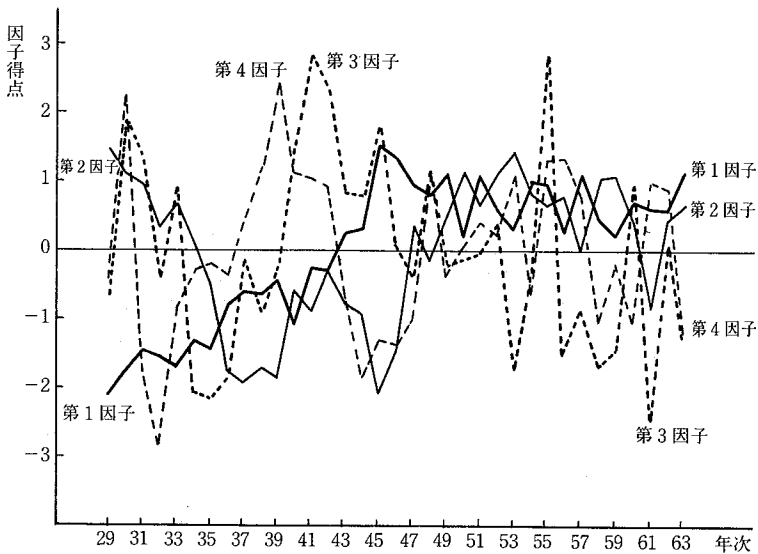


図3-2 因子得点の変化

とよく符合している。

第2因子の得点は、20年代末から30年前半にかけて、+1.5の水準から大きく減少して35年には負へ転じた。さらに、40年代前半の一時的な増加時期を挟み、36年から39年にかけてと45年には-2.0近い水準にまで減少している。この動きは、第2因子の負荷量が高い正の値をとる地域において、30年代後半と40年代中ごろに社会減の2つのピークが見られることに対応している。因子得点はその後増加に転じ、50年代以降は61年を除いて、0.0~+1.0の範囲で第1因子と対照的な変動を見せている。

第3因子の得点は第1因子、第2因子に比べて年ごとの変動幅が拡大している。全体的には、30年代の中ごろに-2.0以下にまで大きく低下した後、40年代前半に+3.0近くにまで増加、その後は、55年のピークを挟みながらしだいに低下するという変動パターンを見せている。

第4因子の得点の変動は、この因子が大きな説明力をもつ和歌山の動きを反映した、不規則なものとなっている。

また、第1因子と第2因子の因子得点の変動幅が50年代以降かなり縮小している状況は、全府県の社会移動率の変動の規模が、昭和35年から46年までの標準偏差が1.0を超える水準から、50年以降のほぼ0.5以下の水準に低下したことに符合しており、高度成長期における激しい社会移動が低成長期に入って鎮静化した状況が示されている。

推定された因子得点は各因子の動向を表しているが、これを用いて分析対象期間をいくつかに分割することができる。因子得点を各因子の寄与率の平方根で加重して、年次に対してクラスター分析を行い、情報損失量29.1%のところまで4群に分けた(表3-4)⁶⁾。その結果、61年がその前後の時期とは異なるグループに含まれることになったが、それを除けば、群分割と期間分割はよく対応している。第1因子と第2因子の値に注目して各期の特徴をみよう。第I期(29~35年)は第1因子が負、第2因子が正で、大都市圏に隣接する地域や近い地域から大都市圏への人口移動が顕著であった時期である。第II期(36~42年)に入ると第2因子も負となり、遠隔地の諸県からの流入が加わっている。第III期(43~46年)は第2因子が負で遠隔地からの流出が継続する一方、第1因子は正となり、大都市圏

表3-4 因子得点による期間区分

期	群	年次	因子得点の平均値(加重後)			
			第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
I	a	29~35	-5.596	1.851	-0.196	-0.602
II	b	36~42	-2.087	-3.445	0.621	0.963
III	c	43~46	2.951	-3.976	1.081	-1.301
IV	d	47~60	2.423	2.088	-0.200	0.140
IV	c	61	2.097	-2.407	-3.037	1.038
IV	d	62~63	2.968	1.602	-0.728	-0.158

情報損失量：29.1%

6) 因子得点は平均0、分散1に標準化されており、分類に用いるときには各因子の影響力の大きさを考慮しなければならない。ここでは、加重値として、第4因子を1とする寄与率の平方根の比を用いた。

の中心府県では流入から流出へと変化し、また、それに隣接する府県などでの人口流出が収まりつつある時期である。第Ⅳ期（47～63年）には第2因子も正になり、遠隔地からの大規模な人口流出も収まってきた時期である。61年が第Ⅲ期と同じ群に入るのは、第2因子の因子得点の50年代以降の小規模な変動の中における一時的な現象と考えられる。

4. T技法による分析

資料行列の変量に年、観測点に府県をとり、主因子法による因子分析を行った。その結果、固有値が1以上の因子は2個であったが、固有値が0.8以上の2つの因子を追加して、4個の因子まで抽出した。これにバリマックス法による直交回転を行ったものが表4-1の因子負荷量である。4因子で全体の変動量96.8%が説明されている。共通性は、ほとんどすべての年次で95%を超えている。因子の寄与率は、大きな説明力をもつ第1因子と第2因子がそれぞれ48.4%と33.0%で、第3因子と第4因子は11.5%と3.9%である。

【因子パターン】

時系列的に連続して発生する社会現象から得られたデータでは、特別の場合を除き、隣接する期間相互の相関係数は一般に高くなるが、T技法によって求められた因子負荷量も類似した値をとる。しかし、長期的にはその変化が累積され、構造的変化となって現れてくる。導出された因子パターンを時系列的にプロットした図4-1と因子負荷量に関するクラスター分析の結果から、この35年間は4つの期間に分けることができる(表4-2)。

第Ⅰ期は、29年から30年代の中ごろまでで、この期間は、第2因子だけが各年次で+0.8を超える高い水準を維持し、この期間における変動の大部分を説明している。他の因子はいずれも低い水準にあるが、第1因子と第3因子は、負荷量が負から正へ転じ、しだいに影響力を増している。第4因子はほとんど説明力をもたない。

第Ⅱ期は、30年代末から40年代末のほぼ10年間で高度成長期と重なる。

表4-1 T技法による年次の因子負荷量（絶対値>0.3のみ）

年次	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	共通性
29		0.961			0.956
30		0.972			0.964
31		0.987			0.984
32		0.978			0.967
33		0.983			0.972
34		0.975			0.984
35		0.913	0.302		0.967
36		0.862	0.363		0.963
37	0.337	0.805	0.432		0.977
38	0.383	0.731	0.516		0.972
39	0.445	0.695	0.532		0.981
40	0.474	0.693	0.513		0.978
41	0.541	0.638	0.489		0.939
42	0.582	0.577	0.548		0.974
43	0.606	0.553	0.560		0.991
44	0.654	0.490	0.532		0.966
45	0.694	0.399	0.542		0.964
46	0.743	0.375	0.499		0.963
47	0.809		0.478		0.975
48	0.876		0.434		0.980
49	0.918		0.335		0.957
50	0.937				0.950
51	0.952				0.953
52	0.979				0.972
53	0.969				0.947
54	0.975				0.962
55	0.973				0.963
56	0.965				0.970
57	0.935				0.968
58	0.873			0.357	0.970
59	0.830			0.449	0.971
60	0.769			0.526	0.985
61	0.738	0.334	0.305	0.486	0.985
62	0.828		0.352	0.313	0.963
63	0.861		0.343		0.960
寄与率 (%)	48.4	33.0	11.5	3.9	

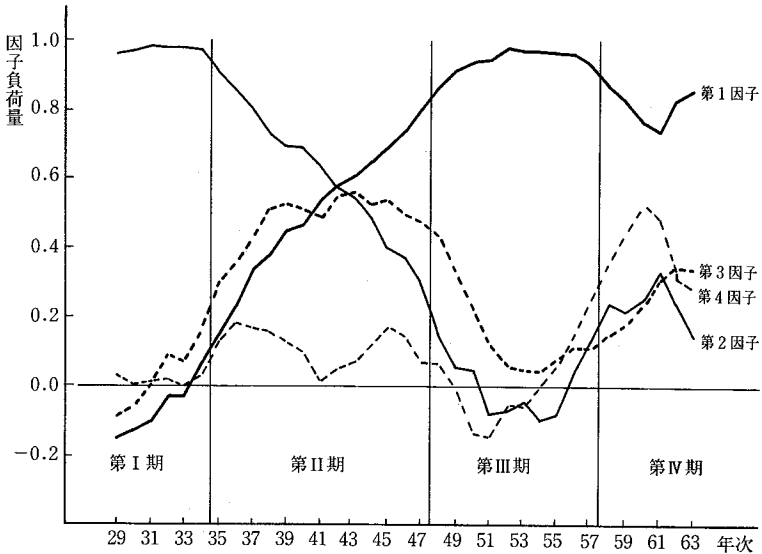


図4-1 因子負荷量の変化

表4-2 因子負荷量による期間区分

期	年次	因子負荷量の平均値			
		第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
I	29~34	-0.059	0.976	0.033	0.016
II	35~47	0.512	0.617	0.485	0.118
III	48~57	0.948	0.004	0.159	0.013
IV	58~63	0.817	0.237	0.260	0.403

情報損失量：13.5%

この期間は、第1因子と第2因子が対照的な動きを見せ、それぞれ上昇、下降を示し、これに第3因子の影響が加わった時期である。第2因子はしだいに説明力を失い、期初の+0.8前後の水準から、期末の+0.3以下まで落ち込んでいる。第1因子はこれとは逆に、+0.4以下の水準から+0.8を超えるところまで説明力が大きく増大している。第3因子は+0.5前後の水準の緩やかな山型のカーブを描き、第4因子は前期に引き続き低い水準

で推移している。

第Ⅲ期は、40年代末から50年代中盤の10年間であり、第1因子は+0.9を超える高い水準を維持して、この期間の変動の大部分を説明している。他の因子はいずれも+0.4以下の低い水準で推移しながら、谷型のカーブを描いている。

第Ⅳ期の50年代末以降は、基本的にはその前の期間の傾向を引き継いで第1因子の影響力が最大であるが、60年前後に、第1因子と第2因子は小規模な谷と山を描いている。第4因子はこの期間になって初めて+0.4を超える水準に達し、影響力が明瞭に現れてくる。

T技法によって抽出された因子は、各年次における地域間の変動パターンを代表するものであり、上記の結果から次のように命名される。第1因子と第2因子は、50年代以降と30年代前半までの地域間変動の基調をなすものであり、それぞれ、「安定成長期因子」、「復興期因子」と命名される。第3因子と第4因子は、30年代後半から40年代末にかけてと60年前後の一時期について、上記2因子の変動の説明を補足することから、それぞれ、「高度成長期因子」、「新成長期因子」と命名される。

【因子得点】

T技法で得られた因子得点(表4-3)は、地域間変動を代表する各因子と個々の府県との間の全分析対象期間にわたる関係を表しており、これにより各府県を類型化することができる。しかし、因子得点を寄与率で加重し、種々の手法でクラスター分析を行ったところ、大都市圏に含まれる府県が中心部と周辺部に分かれたが、その他の府県は、はっきりとした特徴をもつグループには分類されず、一団を成す結果となった。図4-2は、加重後の第1因子と第2因子の得点により府県を配置したものである。大都市圏の中心都府県と神奈川は、第2因子の得点が正で第1因子よりも絶対値で大きい領域に入り、その周辺県は、第1因子の得点が正で第2因子よりも絶対値で大きい領域に入る。その他の府県は、一部の例外を除き、大都市圏の府県とは原点を挟んで反対の位置に集団を形成している。

表4-3 府県の因子得点

府 県	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
北海道	-0.179	0.759	-1.122	-1.444
青森	-0.860	-0.014	0.539	-2.494
岩手	-0.917	-0.269	0.393	-1.145
宮城	0.571	-0.177	-0.190	-0.194
秋田	-0.891	-0.669	0.176	1.206
山形	-0.783	-0.776	0.380	-0.170
福島	-0.644	-0.927	0.495	0.148
茨城	1.859	-0.244	-1.632	0.664
栃木	0.098	-0.880	0.672	1.455
群馬	0.177	-0.657	0.447	0.815
埼玉	2.279	0.911	2.544	-0.604
千葉	3.057	0.595	1.132	-1.106
東京	-1.502	3.556	-2.464	2.037
神奈川	1.030	2.531	0.891	1.159
新潟	-0.858	-0.695	0.448	0.251
富山	-0.430	-0.412	0.712	0.192
石川	-0.182	-0.157	0.899	-0.358
福井	-0.461	-0.390	0.118	0.575
山梨	-0.427	-1.312	0.930	2.406
長野	-0.263	-0.650	-0.158	1.845
岐阜	0.230	0.078	-0.080	0.191
静岡	-0.415	0.094	1.278	0.781
愛知	-0.312	1.847	0.351	0.341
三重	0.177	-0.273	-0.522	1.863
滋賀	1.843	-0.304	-0.928	0.904
京都	-0.071	0.641	0.228	-0.196
大阪	-1.156	2.799	0.988	-0.703
兵庫	-0.703	1.027	1.152	0.222
奈良	2.997	-0.351	-0.428	0.110
和歌山	-0.872	-0.109	1.131	-0.879
鳥取	-0.088	-0.525	-0.422	0.225
島根	-0.240	-0.721	-0.969	0.124
岡山	-0.263	-0.314	0.695	0.189
広島	-0.396	0.184	1.583	-0.463
山口	-0.343	0.099	-0.610	-0.755
徳島	-0.524	-0.912	0.219	0.357
香川	0.070	-0.504	0.679	-0.187
愛媛	-0.389	-0.576	-0.011	-0.431
高知	0.082	-0.064	-0.834	-0.926
福岡	0.737	0.698	-1.862	-0.688
佐賀	-0.422	-0.898	-0.945	-0.141
長崎	-1.047	-0.332	-0.739	-0.838
熊本	0.118	-0.159	-1.636	0.190
大分	-0.172	-0.458	-0.607	-0.265
宮崎	0.580	-0.178	-1.785	-2.105
鹿児島	-0.094	-0.916	-1.136	0.256
ウエイト	3.506	2.894	1.174	1.000

この原因は、大都市圏の府県の変動パターンとその他の府県の変動パターンとの間の相違が、その他の府県間の相違に比べ際立っていることと、寄与率で加重したことで、期間を限定して現れている因子の府県間差異に及ぼす影響力が、一般的因子に比べ相対的に薄められたことによるものである。

そこで、図4-1に示した、因子負荷量で分割された4つの期間ごとに、平均0、分散1に標準化した社会移動率を用いて、クラスター分析により各府県をグループ化し、その結果と因子得点の関係を見ていくことにする⁷⁾。表4-4は、各期ごとに府県を5群に分類し、それに沿って、因子得点(F1~F4)と社会移動率の期間平均(AV)の群平均値を示したもので

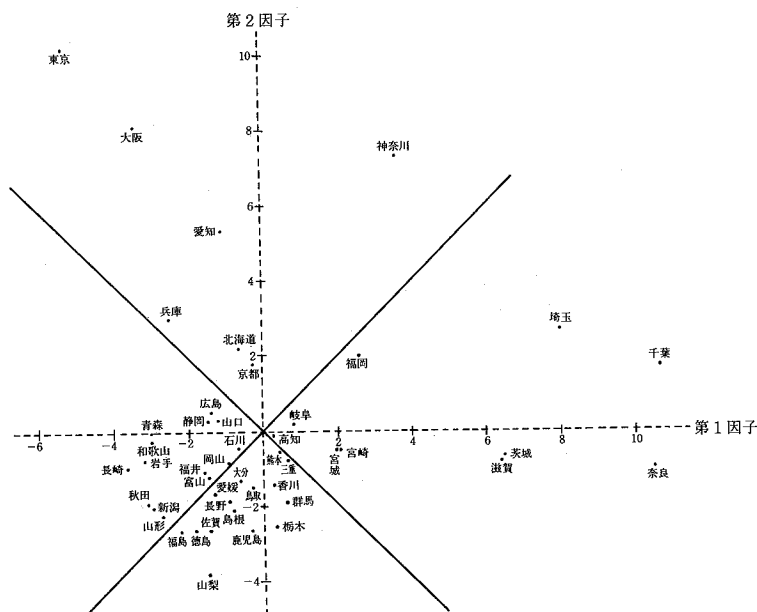


図4-2 第1因子と第2因子の得点による府県の配置

7) この期間区分は、因子負荷量を用いた年次に関する各種のクラスター分析の結果からも裏付けられる。いずれの手法によっても、4グループに分けた場合、ほぼ同様の分類結果が得られた。図4-1はWard法による結果を示している。

表4-4 期間ごとの府県のグループ化と平均因子得点

グループ	第I期 (29~34年)	第II期 (35~47年)	第III期 (48~57年)	第IV期 (58~63年)
	8.2%	12.4%	11.6%	5.7%
	N = 1	N = 3	N = 3	N = 6
1	東京 F 1 = -1.502 F 2 = 3.556 F 3 = -2.464 F 4 = 2.037 AV = 2.701	埼玉, 千葉, 神奈川 F 1 = 2.122 F 2 = 1.346 F 3 = 1.522 F 4 = -0.184 AV = 2.645	埼玉, 千葉, 奈良 F 1 = 2.778 F 2 = 0.385 F 3 = 1.083 F 4 = -0.533 AV = 1.492	茨城, 埼玉, 千葉 F 1 = 2.177 F 2 = 0.523 F 3 = 0.263 F 4 = 0.188 AV = 0.685
2	神奈川, 愛知, 大阪 F 1 = -0.146 F 2 = 2.293 F 3 = 0.743 F 4 = 0.266 AV = 1.608	東京, 愛知, 大阪 F 1 = -0.990 F 2 = 2.734 F 3 = -0.375 F 4 = 0.558 AV = 0.957	茨城, 神奈川, 滋賀 F 1 = 1.577 F 2 = 0.661 F 3 = -0.556 F 4 = 0.909 AV = 0.748	宮城, 栃木, 群馬 F 1 = -0.087 F 2 = -0.090 F 3 = 0.388 F 4 = 0.972 AV = 0.050
3	北海道, 青森, 埼玉 F 1 = 0.311 F 2 = 0.499 F 3 = 0.486 F 4 = -0.675 AV = -0.055	静岡, 京都, 兵庫 F 1 = 0.282 F 2 = 0.319 F 3 = 0.763 F 4 = 0.091 AV = 0.375	宮城, 栃木, 群馬 F 1 = 0.294 F 2 = -0.244 F 3 = -0.122 F 4 = 0.465 AV = 0.144	東京, 富山, 石川 F 1 = -0.321 F 2 = 0.540 F 3 = -0.005 F 4 = 0.053 AV = -0.150
4	岩手, 宮城, 秋田 F 1 = 0.117 F 2 = -0.323 F 3 = -0.272 F 4 = -0.150 AV = -0.838	北海道, 宮城, 茨城 F 1 = 0.194 F 2 = -0.221 F 3 = -0.071 F 4 = 0.309 AV = -0.478	北海道, 富山, 石川 F 1 = -0.235 F 2 = -0.141 F 3 = -0.051 F 4 = 0.104 AV = -0.102	北海道, 山形, 福島 F 1 = -0.330 F 2 = -0.460 F 3 = -0.384 F 4 = -0.384 AV = -0.337
5	青森, 福島, 新潟, 山梨, 徳島, 佐賀 F 1 = -0.374 F 2 = -0.862 F 3 = 0.135 F 4 = 0.722 AV = -1.290	青森, 岩手, 秋田 F 1 = -0.417 F 2 = -0.542 F 3 = -0.321 F 4 = -0.343 AV = -1.364	青森, 岩手, 秋田 F 1 = -0.905 F 2 = 0.152 F 3 = 0.037 F 4 = -0.467 AV = -0.437	青森, 岩手, 秋田 F 1 = -0.929 F 2 = -0.321 F 3 = 0.092 F 4 = -1.421 AV = -0.637

(注) 期番号の積の値は5群に分けたときの情報損失量。社会移動率の期間平均値は%。

ある。なお、各群の番号は社会移動率の平均値の高い順につけた。

第Ⅰ期は、第2因子の説明力が際立っている時期である。この時期に激しい社会増を経験した大都市圏の中心都府県（群1，群2）では第2因子が正の高い得点を取り、社会減地域（群4，群5）では負の得点となっている。得点の絶対値の大きさは、社会移動率の水準を反映したものとなっている。

第Ⅱ期は、第3因子の影響がはっきりと現れ、それと第1，第2因子の説明力がきつ抗する時期である。この時期に社会増が著しく拡大した東京周辺の3県（群1）では、この3因子の得点が正の大きい値となり、高度成長に伴うある程度の社会増のあった府県（群3）でも正の値をとっている。逆に、宮城、広島、岡山、香川、福岡の地方中枢的性格をもつ府県を除く、東北、中四国、九州の各府県（群5）では、社会減の幅が前期に比べ拡大しており、3因子の得点は全て負となっている。大都市圏中心都府県（群2）では、第1因子と第2因子がそれぞれ負、正の大きい値を取り、第3因子は負となっているが、これは、人口の流入は続くものの、しだいに収まりつつある傾向を反映したものであろう。

第Ⅲ期は、第1因子の影響力が卓越する時期であり、大都市圏周辺の府県（群1，群2）ではその得点が正の大きな値となっており、大都市圏へ隣接する府県と地方中枢県（群3）でも正となっている。その他の府県では負となり、特に、大都市圏の中心都府県と宮城を除く東北、九州の一部など（群5）では大きくなっている。

第Ⅳ期は、第4因子の影響が現れた時期であり、地域間の差異に関する第1因子の説明力を補っている。大都市圏周辺の府県（群1）では、前期に引き続き第1因子が大きな正の値を取り、他の因子の値もすべて正となっている。その他の社会増府県（群2）では、第1因子の水準は低いが、第4因子が大きな正の値をとっている。社会減地域（群3，群4，群5）では第1因子の得点は負で、社会減の幅に応じた水準となっている。第4因子は、前期に比べ社会減の幅が拡大した、東北北部と長崎（群5）で特に大きな負の値をとっている。

このように、各因子の特性を考慮した期間分割に沿って府県を分類し、因子得点の動きを見ることで、より明確に因子の性質を把握することが可能になる。

5. S技法とT技法の比較

46府県間の社会移動率の年次データについて、S技法とT技法の因子分析を行い、抽出された共通因子により府県と年次の類型化を行ってきたが、これらの結果は必ずしも同じではない。これは、両技法の特徴が類型化に反映されているためであり、本節ではそれらの原因を検討する。

府県と因子の関係はS技法の因子負荷量とT技法の因子得点で表される。表5-1は、両者の値により府県をそれぞれ8グループに分類した結果をクロスさせたものである。

S技法の因子負荷量(L1~L4)による府県の分類(S1~S4)は、時系列データ間の相関関係をかなり忠実に反映しており、変動の全体的傾向の類似した府県は同一のグループに属し、他方、どの府県とも相関が低く、特異な変動傾向を示す府県はアウトサイダーとなっている。これは、後者の場合には、一般にいずれの因子負荷量についてもその絶対値が小さくなるか、その府県だけの変動を説明する因子が抽出されるためであり、京都(S5)と和歌山(S4)がその典型である。

これに対し、T技法の因子得点(F1~F4)による府県の分類(T1~T8)は、S技法によるものとはかなり異っている。上記の京都と和歌山は、それぞれ時系列データ間の相関の低い府県と同一のグループ(T2, T1)に属する一方、東京と大阪のように相関がかなり高いにもかかわらず、別のグループ(T8, T6)に分かれる府県もある。

これは、地域的分布を表す年次変数間の相関関係を対象とするT技法で求めた因子得点で、時系列的変動の類似性ではなく、各年次における地域的分布パターンの類似性を表しているからである。T技法で対象とする府県間の分布パターンは、各年次についてそれを標準化したものである。したがって、平均値の動きとよく似た変動を示す府県では、因子得点の絶対

表5-1 S技法とT技法による府県分類の比較

因子負荷量	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T	S
L1 = -0.762								東京		S8
L2 = -0.506							神奈川			
L3 = -0.083										
L4 = -0.102										
L1 = 0.389			静岡, 広島		埼玉, 千葉					S7
L2 = -0.694										
L3 = 0.472										
L4 = 0.102										
L1 = 0.895			栃木, 群馬	茨城, 滋賀						S6
L2 = 0.179		宮城, 岐阜	石川, 山梨	奈良						
L3 = 0.054			長野, 三重							
L4 = -0.083			岡山, 香川							
L1 = -0.255		京都								S5
L2 = -0.341										
L3 = 0.629										
L4 = -0.017										
L1 = 0.372	和歌山									S4
L2 = -0.027										
L3 = -0.006										
L4 = 0.775										
L1 = 0.798			福島, 新潟							S3
L2 = 0.529			富山, 福井							
L3 = -0.137			鳥取, 徳島							
L4 = 0.097										
L1 = 0.587	秋田	高知, 熊本	山形, 鳥根							S2
L2 = 0.777		宮崎	愛媛, 佐賀							
L3 = -0.088			大分, 鹿児島							
L4 = 0.126										
L1 = 0.104	青森, 岩手	北海道, 山口								S1
L2 = 0.895		福岡								
L3 = -0.124										
L4 = -0.055										
S技法 (9.2%)	F1 = -3.217	F1 = 0.672	F1 = -1.040	F1 = 7.829	F1 = 9.355	F1 = -2.538	F1 = 3.610	F1 = -5.267	因子得点 (加値)	
T技法 (14.5%)	F2 = -0.806	F2 = 0.546	F2 = -1.667	F2 = -0.868	F2 = 2.179	F2 = 5.474	F2 = 7.326	F2 = 10.293		
	F3 = 0.351	F3 = -1.029	F3 = 0.255	F3 = -1.168	F3 = 2.157	F3 = 0.975	F3 = 1.045	F3 = -2.892		
	F4 = -1.312	F4 = -0.659	F4 = 0.430	F4 = 0.559	F4 = -0.855	F4 = -0.659	F4 = 1.159	F4 = 2.037		

(注) 因子負荷量と因子得点は各グループの平均値。()内は情報損失量。

値は総じて小さくなり、それと異なる動きを示す府県では、得点の絶対値が大きくなる。また、その符号は、平均値に対して高ければ正、低ければ負となる。さらに、各因子の寄与率で加重するために、寄与率の高い因子の負荷量が高い時期において、この類似性はさらに強調されることになる。

時系列的変動間の相関が高く (+0.83)、S技法の因子負荷量では同一グループ (S8) に属するが、T技法では別のグループ (T8, T6) となる東京と大阪を比較する。図5-1 a は時系列データとして標準化したものであり、両府県の変動パターンの類似性が読みとれる。図5-1 b は各年次ごとに府県間で標準化したものであり、変動水準の相違が示されている。この系列と因子得点の値 (東京: -1.502, 3.556, -2.464, 2.037, 大阪: -1.156, 2.799, 0.989, -0.703) を各因子の説明力の高い時期ごとに比べると、系列間の相違が得点の符号と大きさにおける相違によく対応していることが分かる。



図5-1 a 年次間の標準化 (東京, 大阪)

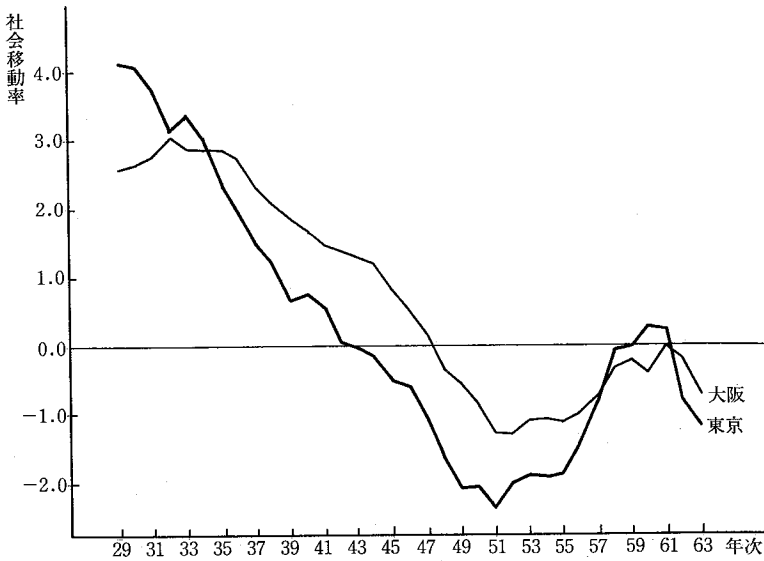


図5-1b 府県間の標準化 (東京, 大阪)

一方、相関係数が極めて小さく (+0.06)、S技法ではS1とS4に分かれる岩手と和歌山を比較すると、図5-2に示すように、年次ごとの標準値は、高度成長期を除いてはほぼ同じ水準になる。因子得点の値 (岩手: -0.917, -0.269, 0.393, -1.145, 和歌山: -0.872, -0.109, 1.131, -0.879) も、高度成長期因子である第3因子を除いて類似の水準にあり、T技法では同一のグループ (T1) に属することになる。さらに、図のスケールを見れば、変動の規模においても、両県間の相違より東京や大阪との相違の方が大きいことが明らかである。

要するに、S技法の因子負荷量による府県のカテゴリ分けは、期間全体における時系列的変動パターンの類似性という視点から行われ、T技法の因子得点による府県のカテゴリ分けは、各年次における地域的分布パターンの類似性という視点から行われているのである。

このことは、因子負荷量と因子得点で年次を類型化する場合においても、同様にあてはまる。すなわち、T技法の因子負荷量による分類は、地域間

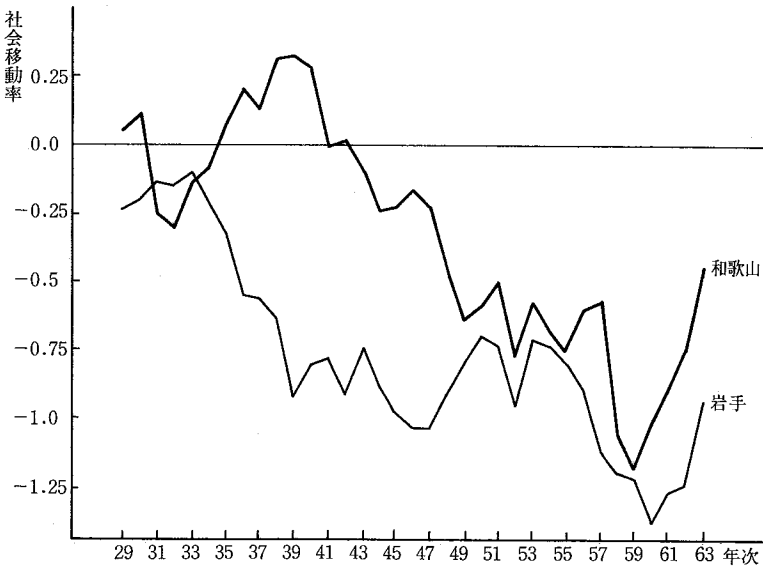


図5-2 府県間の標準化（岩手，和歌山）

分布のパターンの類似性によるものであり、S技法の因子得点による分類は、時系列的変動パターンの類似性によるものである。後者については、図3-2に示した、寄与率の高い因子である第1、第2因子の動きから明らかであり、表3-4の期間区分は、それらの変動の規模および符号の動向とほぼ一致している。

上記の結果から、対象の類型化にこれらの技法を適用する際には、複数の変量を対象とする場合とは異なり、両者を併用して、時間的変動と地域的分布の両面から分析することが不可欠であるといえよう。

6. む す び

本稿では、住民基本台帳人口移動報告に基づく、昭和29年以降35年間に於ける府県間の人口移動現象について、基本的なパターンとその変化を因子分析により導出し、次のような結果をえた。

第1に、社会移動率の時系列的変動パターンによる府県の類型化から、

地方から大都市圏へ向けた激しい人口流出という、この期間における基本的な人口移動現象の中における、地域ごとの変動パターンの相違が明らかにされた。この地域的差異は、地方から大都市圏への人口流出においては、大都市圏に隣接または近接する地域と遠隔地との間での先行—遅行関係として現れ、他方、流入側の大都市圏の内部においては、中心部と周辺部との間におけるものと同様の関係として現れている。

第2に、これらの府県間の人口移動現象の変化は、日本経済の構造変化と関連していることが示された。時系列的変動と地域的分布の両面から社会移動パターンの変化を観察した結果、この期間は4つに大別され、それぞれが日本経済の異なる成長局面に対応している。復興期においては、隣接または近接地域から大都市圏の中心部への移動が主であり、高度成長期においては、これに遠隔地からの移動が加わるとともに、大都市圏中心部から周辺部への移動が拡大の一途をたどった。また、活発な産業投資が行われた一部の地域が人口を吸収した。安定成長期以降は、人口移動の規模は全国的に縮小しているが、安定成長期には、地方中枢県への移動傾向が明瞭になるとともに、大都市圏中心部から周辺部への移動が緩和されてきた。新成長期に入っても前者の傾向はそのまま引き継がれているが、大都市圏においては、中心部からの流出が再度拡大し、その流出先は周辺部から縁辺部へと拡大している。これは東京圏において特に顕著である。

第3に、因子分析の中でも応用面においてはあまり使用されることのないS技法とT技法の特徴が、具体的な分析を通じて明らかにされた。これらの手法は、単一の変量の空間的・時間的分布を要約し、その変動パターンを把握する上で有効な手段と評価できるが、適用にあたっては、両者を併用して異なる視点から分析することが必要である。

参 考 文 献

- [1] Casetti, E., King, L. and D. Jeffrey, Structural Inbalance in the U. S. Urban-Economic System, 1960-1965, *Geographical Analysis*, 3, pp. 239-255, (1971)

- [2] Jeffrey, D., Casetti, E and L. King, Economic Fluctuations in a Multiregional Setting: A Bi-factor Analytic Approach, *Journal of Regional Science*, 9, pp. 397-404, (1969)
- [3] Rummel, R. J., *Applied Factor Analysis*, Northwestern Univ. Press, (1970)
- [4] 横山和典, 椿 康和, 「人口統計による都道府県の類型化」, 広島大学経済学部附属地域経済研究センター紀要, 『地域経済研究』, 創刊号 pp. 47-62, (1990)