

# 主成分分析による地域経済特性の計測\*

## Measuring the Regional Economic Characteristics Using Component Analysis

畑 農 鋭 矢

Toshiya Hatano

### 要 旨

本稿では、都道府県別のデータを用いて地域の経済特性を表す合成指標の計測を行った。このような合成指標の導出のために、次の2つの課題をクリアする必要がある。1つは、数多い統計データの中からの取捨選択、加えて各データに対するウエイト付けの問題である。いま1つは、全国共通要因を除去し、地域固有要因のみを抽出することである。これらの目的を達成するために、1980年から5年刻みに2000年までを対象とし、各時点におけるクロスセクション・データに対して主成分分析を適用した。分析の結果、以下の主要な結論が得られた。第1に、地域経済特性を知るためには、人口変数、財政変数、労働変数、経済成長率を見れば十分である。第2に、主成分として得られた地域経済特性の構造は時期に関わらず概ね安定している。第3に、主成分得点を用いて整理した都道府県の位置関係は時期を通じて比較的安定している。第4に、データを扱う際に、水準、長期変動、短期変動の区別が重大な影響を及ぼす可能性がある。

キーワード：主成分分析、都道府県、地域経済特性、地域固有要因、クロスセクション

### 第1節 地域経済特性の計測における課題

本稿の目的は、都道府県別のデータを用いて地域の経済特性を把握することにある。具体的には、多くのデータの持つ情報を少ない数の合成指標に集約することを試みる。このような計測を行う上で、われわれは2つの重大な困難に直面する。第1に、数多い統計データの中からの取捨選択、加えて各データに対するウエイト付けの問題である。第2に、全国共通要因を除去して地域固有要因を抽出することである。

\* 本稿は、筆者が主査を務めた『地域経済と公共部門の役割に関する調査』（独立行政法人労働政策研究・研修機構、2005年3月）所収の論文に加筆修正を加えたものである。研究会の構成メンバーであった、栗原伸一・千葉大学園芸学部助教授（現准教授）、篠崎武久・東京大学社会科学研究所助手（現早稲田大学理工学術院准教授）、霜浦森平・千葉大学園芸学部助手（現助教）、中東雅樹・千葉経済大学経済学部専任講師（現新潟大学経済学部准教授）の諸先生方から有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。むろん残された誤りは筆者に帰する。

第1の点は、地域経済に限らず、マクロ経済について考える際にも同様に課題となる。畑農(1998)によれば、単純なマクロ経済モデルに基づく、いくつかの変数のウェイト付け線形結合が景気指標として有効であるが、いわゆる景気動向指数では各データに対して同等のウェイトを与えており、マクロ経済モデルとの整合性は保持されていない。

第2の点は、地域の経済動向がマクロ経済動向に大きく左右されており、地域別データの動きのうち無視できないウェイトを地域間に共通の要因が占めていることに起因する。言い換えると、地域特性を適切に表現するためには共通要因の部分を手早く取り除かなければならない。

第1の課題について、本稿では主成分分析と呼ばれる手法を用いて代表的な統計のウェイト付けを試みる。この方法によれば、寄与率や主成分係数といった統計学的な基準を用いて地域特性を表すために有効な統計が明らかになり、加えてそのウェイトも推定することができる。地域経済特性を検討するための研究蓄積が十分ではない現状において、このような探索的分析がもたらす意義は大きいと考えられる。

第2の課題については以下のように考えた。いま、地域の経済動向を全国の平均的な経済動向(全国共通要因)と各地域に固有の状況(地域固有要因)に分けて考える。つまり、「地域経済動向=全国共通要因+地域固有要因」と表現する。このとき、全国共通要因は任意の時点において各地域に共通で固定されているから、一時点でクロスセクション方向の分析を行えば、地域固有要因のみを分析していることになる。そこで、1980年から5年刻みに2000年までを分析対象時期とし、各時点におけるクロスセクション・データを用いて主成分分析を行った。

主成分分析を利用して都道府県データの分析を試みた最近の実証研究には、峯岸(2004)、佐藤(2002)、三山(1994)などがある。いずれの研究も、かなりの情報集約が可能であることを示しており、都道府県の特徴を知るために多くの指標をすべて観察する必要がないことを示唆している。しかしながら、経済変数に注目した主成分分析の研究例は確認できなかった。したがって、ここで主成分分析によって地域経済特性の計測を試みることは十分な意義があると思われる。

以降の構成は次のとおりである。第2節では主成分分析の特徴を確認し、類似の手法である因子分析との相違について概観する。第3節では、いくつかの経済統計を用いて主成分分析で合成指標を得る。ここで、各データのウェイトが明らかとなるので、合成指標の経済学的意味付けについても考察を加える。また、得られた合成指標によって都道府県を類型化し、地域の経済特性について検討する。第4節では、水準と変化、長期変動と短期変動の区別が主成分分析の結果に大きな影響を及ぼす可能性について議論する。第5節は全体のまとめである。

## 第2節 主成分分析の特徴<sup>(1)</sup>

### 2.1 主成分分析とは

一般に、観察すべき変数が多くなると、記述統計やグラフによる分析ではデータの持つ特徴を

(1) 主成分分析についての詳細な解説については、杉原・藤田(1998)などを参照されたい。

把握することが難しくなる。このようなケースで主成分分析は力を発揮する。このアプローチの発想は単純明快であり、相関の高い変数の持つ情報を集約し、可能な限り少ない次元（変数）にまとめることが目的である。たとえば、2つの変数の相関係数が1のとき、観察者は2つの変数に注目する必要はなく、いずれか一方のみを観察すれば十分であることは容易に理解できるが、このことは次元の縮約としても表現できるのである。

いま、変数として $x$ と $y$ の2つがあるとしよう。 $x$ と $y$ の相関係数が1の状況は図1のように描くことができる。このとき、 $xy$ 平面上の各点を結ぶ直線を $z$ とすれば、各点の位置は、 $x$ と $y$ の2次元の情報を利用しなくとも、 $z$ という1つの次元で確定できる。より数学的に記述すると、適当なウエイト $a$ 、 $b$ が与えられれば、 $x$ と $y$ から新次元 $z$ は、 $z=ax+by$ のように計算できる。つまり、 $x$ と $y$ の持つ情報は $z$ という一次元の情報に集約することができるのである。このようにして合成された $z$ が主成分であり、そのために必要な $a$ や $b$ の推定を行う方法が主成分分析ということになる。

現実には変数間の相関係数が1であることはないので、情報の集約は完全に行われるわけではない。したがって、主成分は元の変数の数と同じだけ作成される。しかし、相関が高ければ、1つめの主成分に相当程度の情報を集約することが可能となる。この情報集約の程度は「寄与率」として表され、分析対象となる変数群の変動のうち、その主成分によって説明できる割合を示してくれる。一般に、分析対象として選択する主成分の寄与率の合計（累積寄与率）が8割を超えると十分であり、多くのケースでは6割程度を最低基準としているようである。

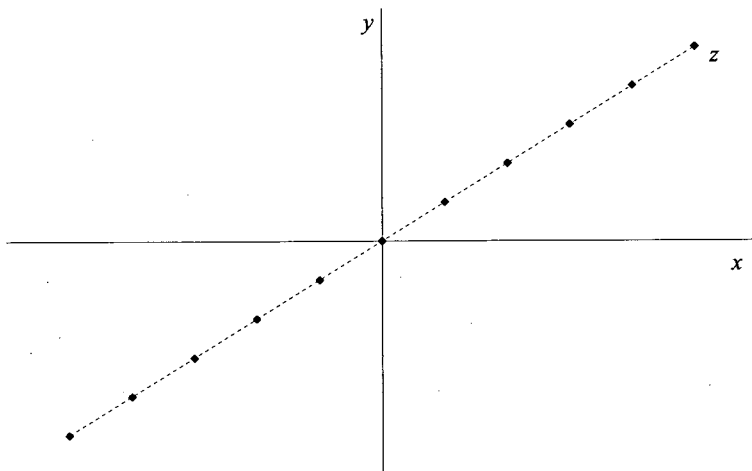


図1 主成分の直感的説明

## 2.2 因子分析との関連

主成分分析には、数学的処理や計算結果に関して多くの類似点を有する因子分析という親戚が存在する。それ故、推定を行う際には、主成分分析と因子分析のいずれを採用するのかという点

が理論上の争点となり得る。2つの方法の本質的な差異は、東ほか(1971)において林知己夫博士が指摘しているとおりである。すなわち、主成分は元データの誤差を含む形で抽出されるのに対して、因子は誤差や特殊要因を除いた上で抽出される。実際上の優位については議論が分かれており、いまだに決着を見ていないが、経済学寄りの分析では主成分分析、心理学寄りの分析では因子分析が好まれる傾向にある。

因子分析の優位を主張した代表的文献として、狩野(2002)、Widaman(1993)、Bentler and Kano(1990)、Snook and Gorsuch(1989)などが挙げられる。一方、主成分分析を擁護する立場としては、村上(2002)、小笠原(2002)、Velicer and Jackson(1990a, 1990b)、Velicer and Fava(1987)、Velicer, Peacock and Jackson(1982)、Velicer(1977)、津村(1971)などがある。大胆に要約すると、主成分分析が好まれる理由は以下の3つに集約できる。

第1に、因子分析は事前に共通因子の数を特定化する必要があるのに対して、主成分分析には主成分の数に関する事前情報が必要ない。第2に、因子分析ではデータを基準化する必要があるのに対して、主成分分析は基準化されたデータに対しても、原データに対しても適用可能である。第3に、因子分析には共通因子が不確定になるケースが存在するのに対して、主成分分析は数学的に単純な構造を有しており、このような問題が生じない。本稿では、これらの点を重視して主成分分析を採用する。

### 第3節 地域経済特性の計測

#### 3.1 主成分分析の枠組みと使用データ

この節では、都道府県別に得られる代表的な経済指標に対して主成分分析を適用し、導出される主成分の特徴について検討する。とりわけ、時期による地域特性の変化の可能性について考察するため、1980年から5年刻みに2000年までを分析対象時期とし、各時点におけるクロスセクション・データを用いて分析を行った点に特徴がある。

主成分分析の対象となる変数は表1に、これらの各変数を作成するために利用したデータの出所は表2に示した。ここでは、人口関連指標、労働市場関連指標、景気動向関連指標、財政状況を表す指標を中心に選択しており、必ずしも変数選択は網羅的ではない。ただし、ここに記されていないものについても、いくつかの変数について追加的分析を試みたが、いずれも表1に含まれる指標との相関が高く、抽出される主成分に大きな影響を及ぼすことはなかった。その意味で、表1に示された指標は地域経済特性を決定する基礎的な変数であると考えられる。また、景気動向を把握する上で、しばしば観察対象となる情報もほぼ含まれていると思われる。

なお、以下の分析では、成長率や増加率については過去6年の平均値を採用する。つまり、1980年の成長率は1975年から1980年までの幾何平均である。これは、短期的な変動の影響を除去するためであり、ここでの分析結果は中長期的な地域特性を表しているものと考えらるべきである。

表1 変数一覧

変数	内容	備考
人口成長率	総人口の成長率	過去6年
高齢化率	平均65歳以上人口/総人口	当該年
労働力率	労働力人口/15歳以上人口	当該年
失業率	完全失業者数/労働力人口	当該年
有効求人倍率	求人数/求職者数	過去6年平均
実質成長率	県内総生産(名目)成長率-消費者物価指数上昇率	過去6年平均
設備投資比率	総固定資本形成(民間・企業設備)/県内総生産	当該年
住宅投資比率	総固定資本形成(民間・住宅)/県内総生産	当該年
消費性向	民間最終消費支出/県民所得	当該年
CPI上昇率	消費者物価指数の上昇率	過去6年平均
公共投資比率	総固定資本形成(公的)/県内総生産	当該年
財政力指数	基準財政収入額/基準財政需要額	過去6年平均 <sup>(2)</sup>

表2 データ出所

データ	出所	所轄
総人口, 65歳以上人口, 15歳以上人口 労働力人口, 完全失業者数	国勢調査	総務省統計局
消費者物価指数	消費者物価指数	
財政力指数	都道府県決算状況調	総務省自治財政局
県内総生産(名目) 総固定資本形成(民間・企業設備, 民間・住宅, 公的) 民間最終消費支出, 県民所得	県民経済計算	内閣府
求人数, 求職者数	一般職業紹介状況	厚生労働省

### 3.2 固有値と寄与率による主成分分析の評価

表3は、表1の変数に対して相関係数基準により主成分分析を適用した結果である。いずれのケースでも、主成分3まで採用すると、12変数の変動のうち7割近い部分を説明できる。つまり、3割ほどの情報損失を受容すれば、12次元の情報を3次元まで減らせるわけである。

また、表の固有値は各主成分の分散を表しており、合計すると12となる。これは、基準化された12変数の分散の合計が12となることに対応している<sup>(3)</sup>。つまり、固有値が1を超えている場合、原データ1つ分以上の情報量を有していることになる。この点を重視して、固有値が1以上の主成分のみを採用する基準もしばしば使われるが、その基準によっても1995年以外は主成分3までが有効となる。

(2) 財政力指数の公表数値は3年平均である。ここでは、当該年と3年前の数値の単純平均を採用した。つまり、 $x_t$ を当該年の変数、 $A(\cdot)$ を単純平均として、ある年の公表数値を $y_t = A(x_t, x_{t-1}, x_{t-2})$ と表すと、6年間の平均は $A(y_t, y_{t-3}) = A(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, x_{t-4}, x_{t-5})$ として計算できる。

(3) 原データのままで分析を行った場合には、主成分の固有値の合計は原データの分散の合計となる。

表3 固有値と寄与率

		主成分											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1980年	固有値	3.737	2.691	1.831	0.886	0.766	0.601	0.493	0.437	0.254	0.133	0.116	0.056
	寄与率	0.311	0.224	0.153	0.074	0.064	0.050	0.041	0.036	0.021	0.011	0.010	0.005
	累積	0.311	0.536	0.688	0.762	0.826	0.876	0.917	0.953	0.975	0.986	0.995	1.000
1985年	固有値	4.041	2.921	1.567	0.992	0.708	0.471	0.404	0.327	0.236	0.136	0.103	0.093
	寄与率	0.337	0.243	0.131	0.083	0.059	0.039	0.034	0.027	0.020	0.011	0.009	0.008
	累積	0.337	0.580	0.711	0.793	0.852	0.892	0.925	0.953	0.972	0.984	0.992	1.000
1990年	固有値	4.876	2.654	1.013	0.944	0.734	0.484	0.457	0.303	0.194	0.164	0.114	0.061
	寄与率	0.406	0.221	0.084	0.079	0.061	0.040	0.038	0.025	0.016	0.014	0.009	0.005
	累積	0.406	0.628	0.712	0.791	0.852	0.892	0.930	0.956	0.972	0.985	0.995	1.000
1995年	固有値	4.030	2.719	1.467	1.099	0.759	0.573	0.428	0.386	0.257	0.153	0.084	0.046
	寄与率	0.336	0.227	0.122	0.092	0.063	0.048	0.036	0.032	0.021	0.013	0.007	0.004
	累積	0.336	0.562	0.685	0.776	0.839	0.887	0.923	0.955	0.976	0.989	0.996	1.000
2000年	固有値	3.979	2.879	1.407	0.973	0.828	0.663	0.408	0.316	0.225	0.156	0.101	0.064
	寄与率	0.332	0.240	0.117	0.081	0.069	0.055	0.034	0.026	0.019	0.013	0.008	0.005
	累積	0.332	0.572	0.689	0.770	0.839	0.894	0.928	0.954	0.973	0.986	0.995	1.000

いずれの基準によっても主成分3までを対象とすれば十分であると考えられるので、以下の分析においては主成分1~3によって地域経済特性を検討していくこととする。

### 3.3 主成分係数の解釈

表4から表6に、各主成分の主成分係数を示した。主成分係数とは、元となる変数に掛かるウェイトにあたるものである。したがって、これらの係数の符号や大きさを見ることにより、それぞれの主成分の意味や特徴が浮かび上がる。おおまかにまとめると、次の2点を指摘できる。

第1に、各主成分に対して大きく影響を及ぼす変数の符号と大きさは、時期を通じて安定しているものが多い。主成分1にとって重要なのは、人口成長率(+), 高齢化率(-), 消費性向(-), 公共投資比率(-), 財政力指数(+), など、主成分2では労働力率(+), 失業率(-), 有効求人倍率(+), 設備投資比率(+), など、主成分3では人口成長率(+), 実質成長率(+), 住宅投資比率(+), 財政力指数(-)などである。主成分係数の基本構造が時期に関わらず、驚くほど安定している点は特筆に価しよう。いくつかの変数については、変動が見られるものの、都道府県の特徴を規定する要因はあまり変化していないと考えても差し支えない。

第2に、いくつかの指標については時期によって符号が逆転したり、符号は同じでも影響の大きさが異なるケースがある。主成分1では失業率, 有効求人倍率, 実質成長率など、主成分2では住宅投資比率など、主成分3では設備投資比率, CPI上昇率, 公共投資比率などである。

以上のことを踏まえて主成分係数について検討すると、各主成分の意味を解釈することができる。まず、主成分1は都市化の指標である。つまり、この値がプラスであるほど、人口が増え、人口構造は若く、財政状況は良好である。ただし、1990年頃までは労働市場環境が良好である

ことが重要な要因であったが、近年はそうではない。次に、主成分2は労働市場環境の指標である。つまり、有効求人倍率が高く、失業率が低いほど、この主成分は大きな値をとる。最後に、主成分3の値は大都市周辺のベッドタウンで高くなると思われる。すなわち、人口が伸び、実質成長率が高い点については主成分1と同様であるが、住宅投資が多く、財政状況がよくないことで特徴付けることができる。

結局、12変数のうち人口変数と財政変数で主成分1を、労働関連変数で主成分2を、成長率と住宅投資で主成分3を把握できると考えれば、必要な変数の数は元の半分以下に過ぎないことがわかる。この点は強調してもよいだろう。地域の経済特性を探るためには、それほど多くの情報を必要としないのである。さまざまな変数を集めて観察しても、他のいずれかの指標と相関が高いため、新たな情報源としての価値は低く、データ収集コストに見合ったベネフィットは期待できない。

表4 主成分1の主成分係数

	年				
	1980	1985	1990	1995	2000
人口成長率	0.258	0.343	0.371	0.324	0.430
高齢化率	-0.361	-0.302	-0.331	-0.401	-0.466
労働力率	-0.042	0.157	0.191	0.218	0.092
失業率	-0.144	-0.275	-0.168	0.015	0.106
有効求人倍率	0.341	0.382	0.279	0.135	-0.127
実質成長率	0.270	0.333	0.339	-0.358	-0.080
設備投資比率	-0.073	0.026	0.014	-0.164	0.038
住宅投資比率	-0.004	0.121	0.235	0.080	0.250
消費性向	-0.366	-0.397	-0.351	-0.363	-0.257
CPI上昇率	-0.279	0.139	0.218	-0.102	-0.303
公共投資比率	-0.430	-0.326	-0.368	-0.420	-0.396
財政力指数	0.435	0.368	0.364	0.434	0.422

表5 主成分2の主成分係数

	年				
	1980	1985	1990	1995	2000
人口成長率	-0.272	-0.294	-0.218	-0.203	-0.051
高齢化率	0.293	0.379	0.336	0.311	0.121
労働力率	0.514	0.443	0.462	0.432	0.524
失業率	-0.440	-0.403	-0.422	-0.512	-0.489
有効求人倍率	0.324	0.269	0.418	0.540	0.496
実質成長率	-0.008	-0.062	-0.084	-0.077	0.120
設備投資比率	0.282	0.371	0.341	0.218	0.336
住宅投資比率	-0.307	-0.405	-0.330	-0.182	0.104
消費性向	-0.162	-0.092	-0.169	-0.174	-0.225
CPI上昇率	0.247	-0.103	-0.077	0.059	0.092
公共投資比率	-0.124	-0.041	-0.008	-0.021	-0.145
財政力指数	0.002	-0.117	-0.076	-0.027	0.068

表6 主成分3の主成分係数

	年				
	1980	1985	1990	1995	2000
人口成長率	0.512	0.280	0.216	0.446	0.243
高齢化率	0.035	0.177	0.138	-0.050	-0.066
労働力率	0.154	0.165	0.062	0.200	0.114
失業率	-0.263	-0.063	-0.169	-0.140	-0.042
有効求人倍率	0.134	0.043	0.178	0.156	-0.024
実質成長率	0.301	0.351	0.250	0.270	0.638
設備投資比率	0.262	0.215	-0.473	-0.041	-0.326
住宅投資比率	0.564	0.468	0.266	0.696	0.524
消費性向	0.013	-0.106	-0.153	-0.096	0.051
CPI上昇率	0.093	0.041	-0.576	-0.011	-0.023
公共投資比率	0.223	0.512	0.169	0.237	0.285
財政力指数	-0.300	-0.441	-0.360	-0.299	-0.221

### 3.4 主成分得点による都道府県の類型化

図2から図6に、各主成分の主成分得点を図示した。主成分得点とは、元となる変数とウエイトにあたる主成分係数を掛け合わせたものを合計した総合得点のようなもので、平均が0、分散が表3の固有値と等しくなるように算出される。

図は2種類あり、1つは主成分1と主成分2に関する散布図、いま1つは主成分1と主成分3に関する散布図である。これらの散布図上における位置関係から、各都道府県の経済特性を視覚化することができる。また、平面上において近接する位置関係にある都道府県は、主成分の特性から見て近縁の関係にあると考えられ、ある種の類型化を試みることもできるだろう<sup>(4)</sup>。

これらの図から判明する主要な結論として、以下の4点を指摘することができる。

第1に、やや位置の変動が激しい県も見られるものの、総じて都道府県の位置関係はきわめて安定している。都道府県の特徴構造は、それほど頻繁に変わらないと言ってよいだろう。

第2に、主成分1の位置関係を見ると、やや東高西低の傾向があるものの、平面上において近縁にある都道府県のグループが特定の地域ブロックだけで構成されているとは言えない。つまり、同一の地域ブロック内には異質の都道府県が混在しており、ブロック単位で地域の経済動向を見ることには問題が多い。

第3に、首都圏と比べて、愛知を中心とした東海地区では主成分2で表される労働環境が良好なのに対して、大阪を中心とした近畿地区の状態は総じてあまりよくない。これらのファインディングは、大阪の地盤沈下と、名古屋の隆盛という近年の感覚的理解と整合的であると言えよう。

第4に、ベッドタウン度を表す主成分3に注目すると、首都圏では千葉や埼玉に加えて、茨城、

(4) 類型化を行う方法としては、平面上の位置関係を視覚的に検討する以外に、空間距離の情報を数的に処理することによってグルーピングを行うクラスター分析がある。この手法の適用については今後の課題としたい。



栃木、群馬などに、その特徴が見られる。他方、近畿においては、京都や兵庫はベッドタウンの性格を強く持っておらず、三重、滋賀、奈良にその傾向を強く確認できる。

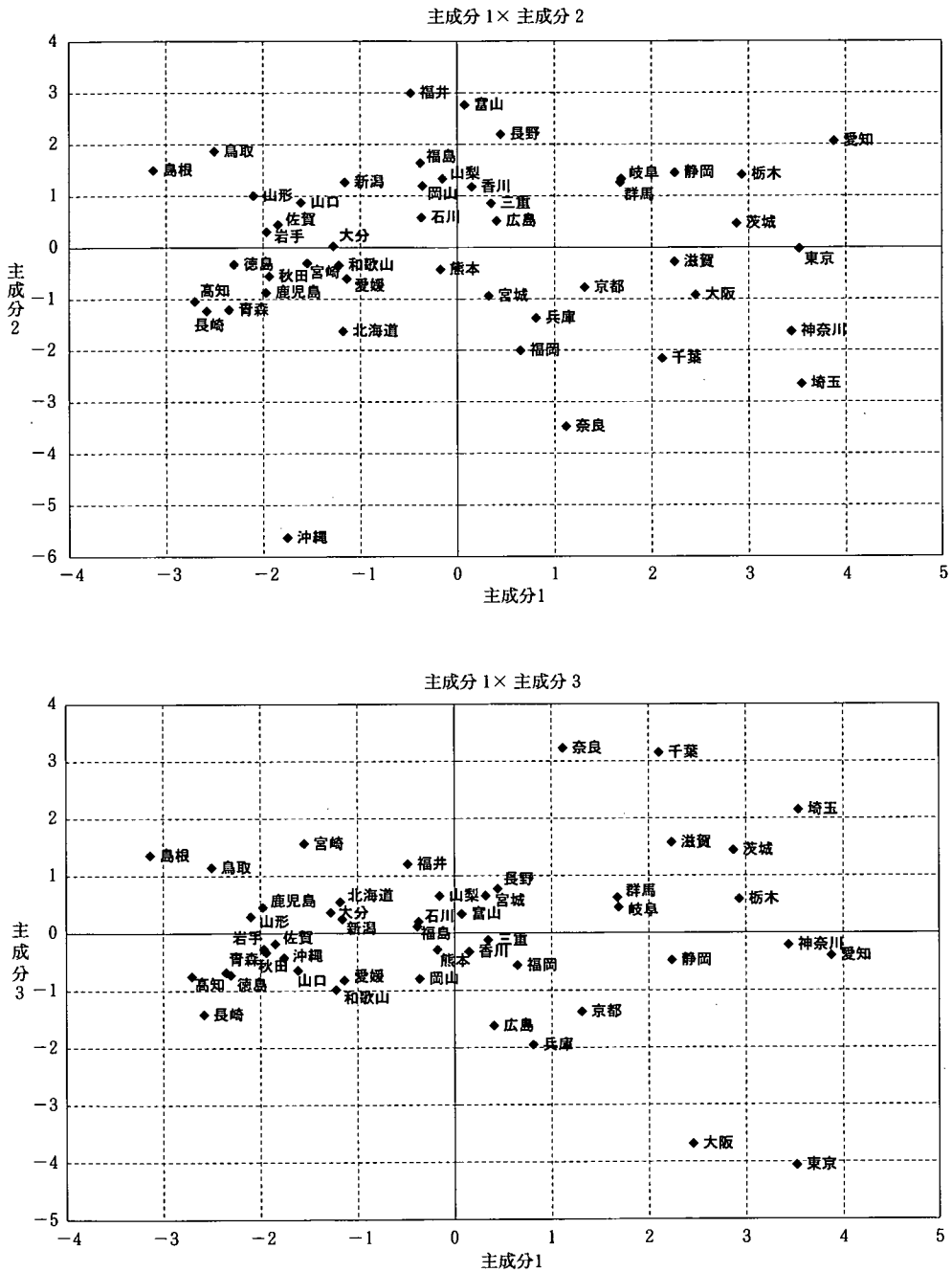


図2 1980年の主成分得点

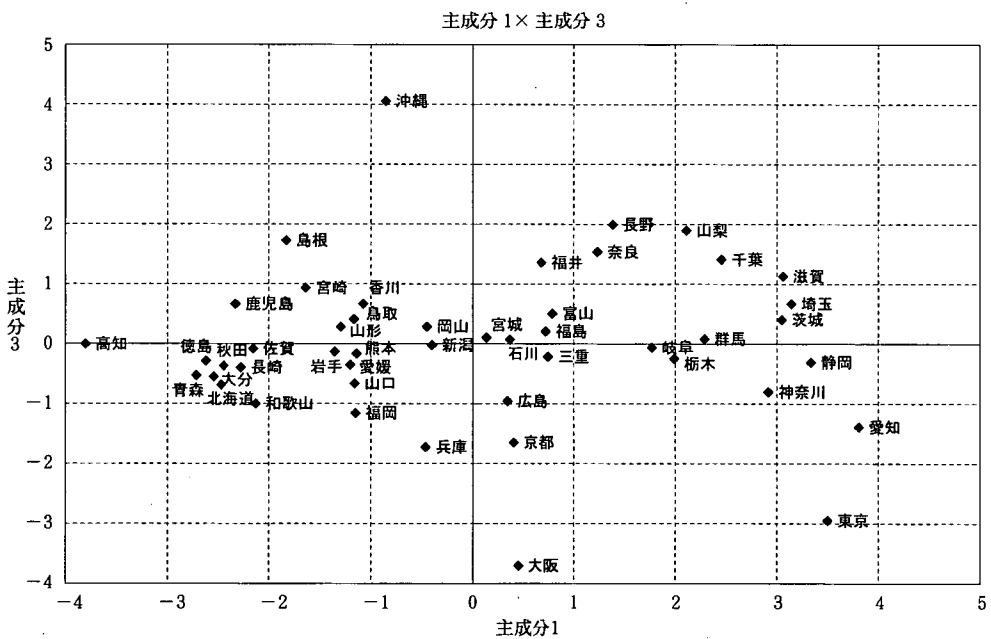
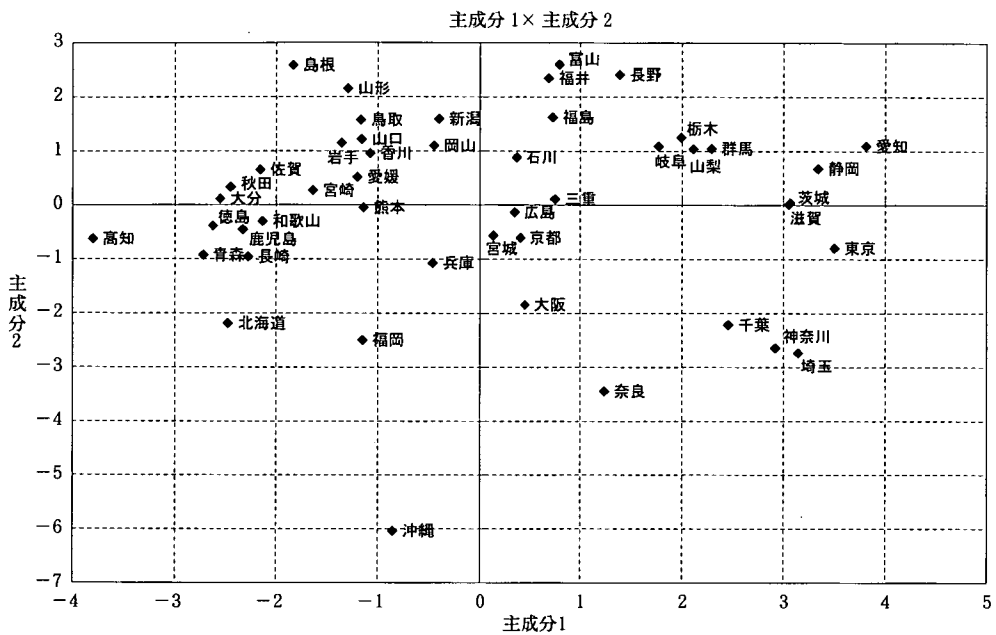


図3 1985年の主成分得点

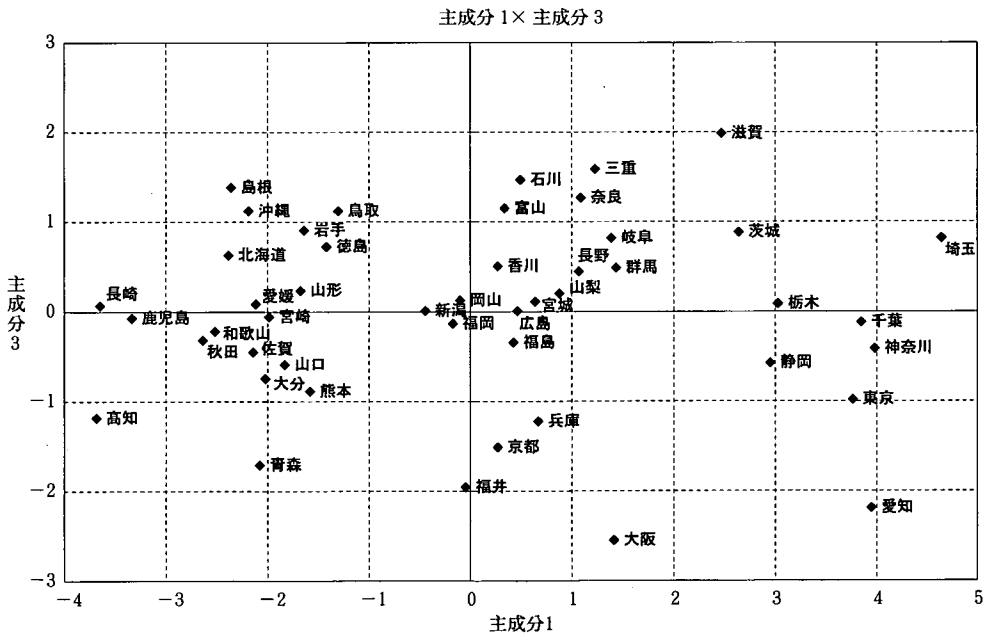
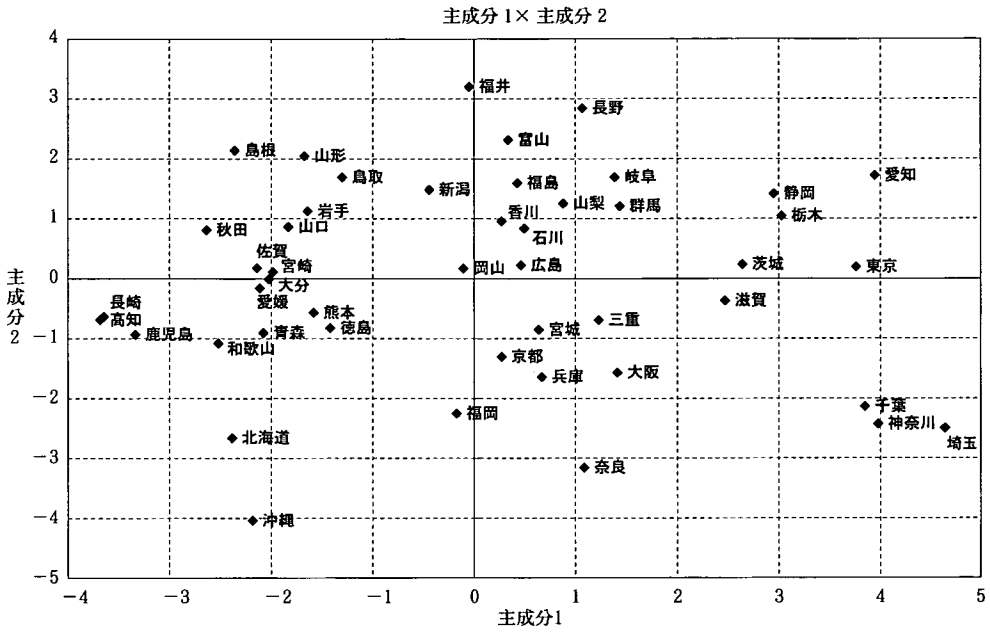


図4 1990年の主成分得点

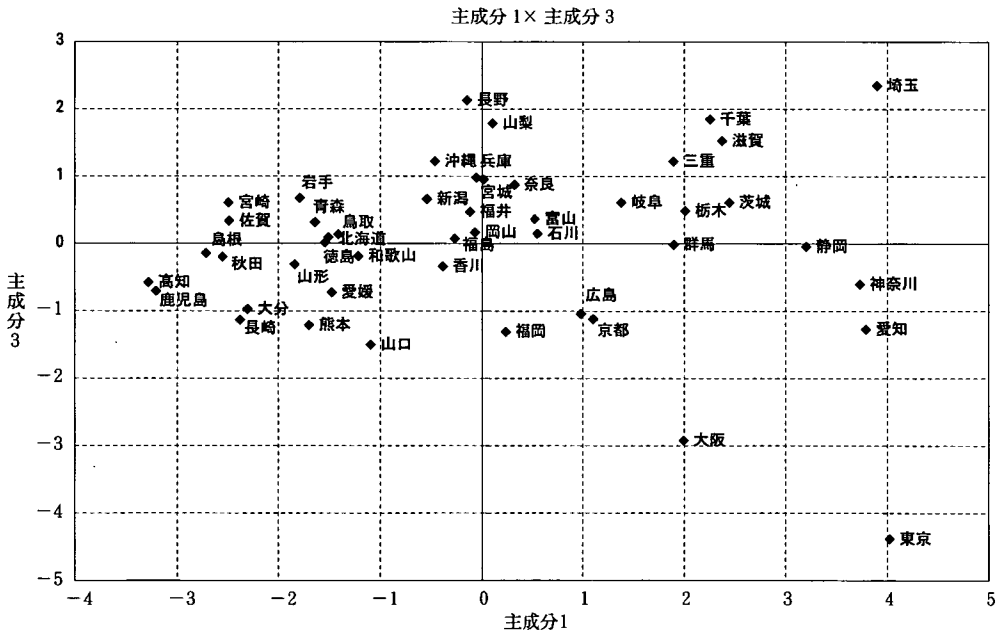
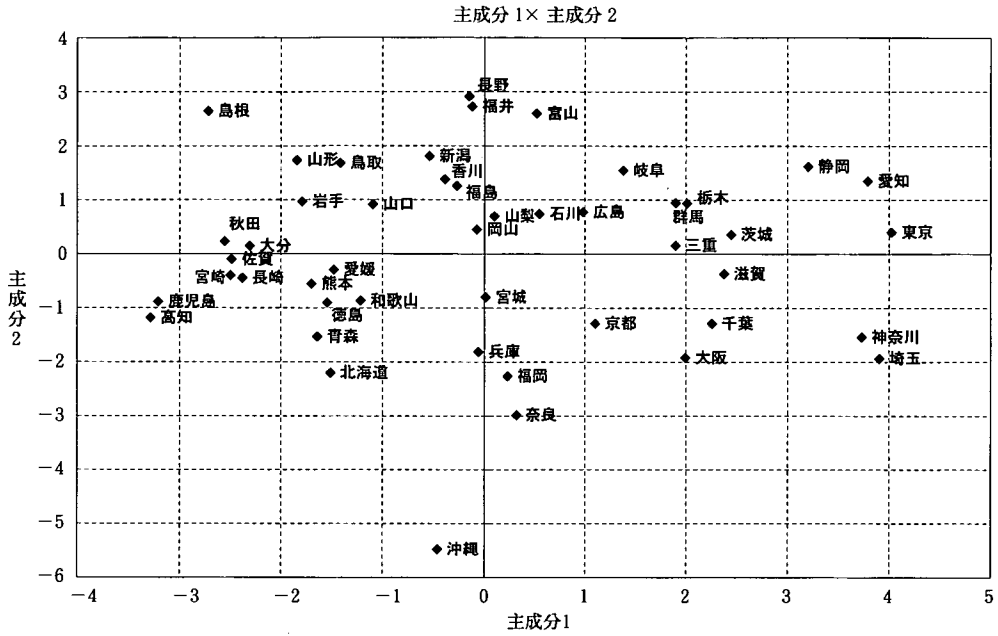


図5 1995年の主成分得点

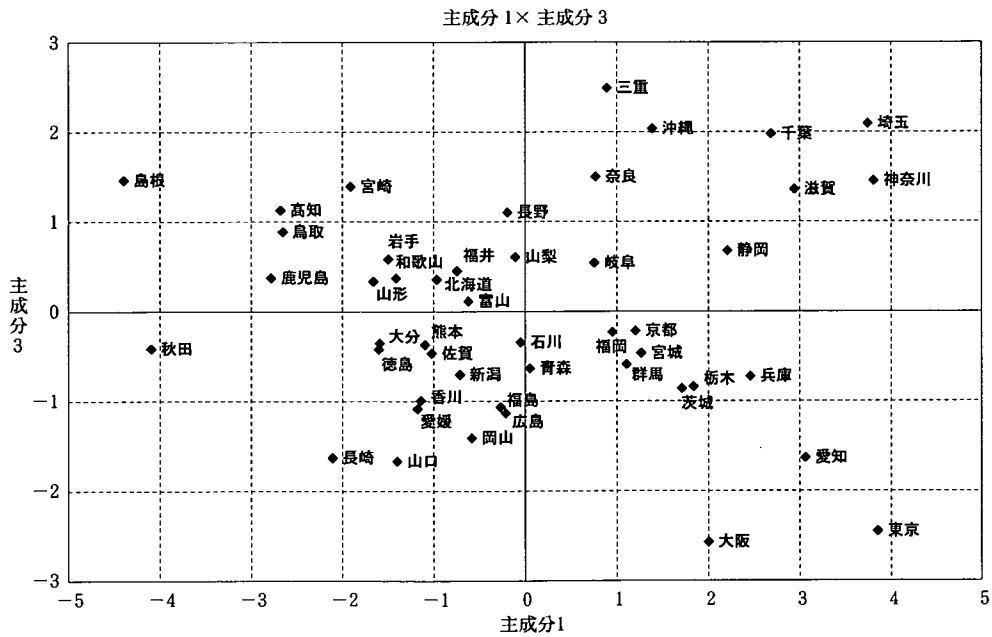
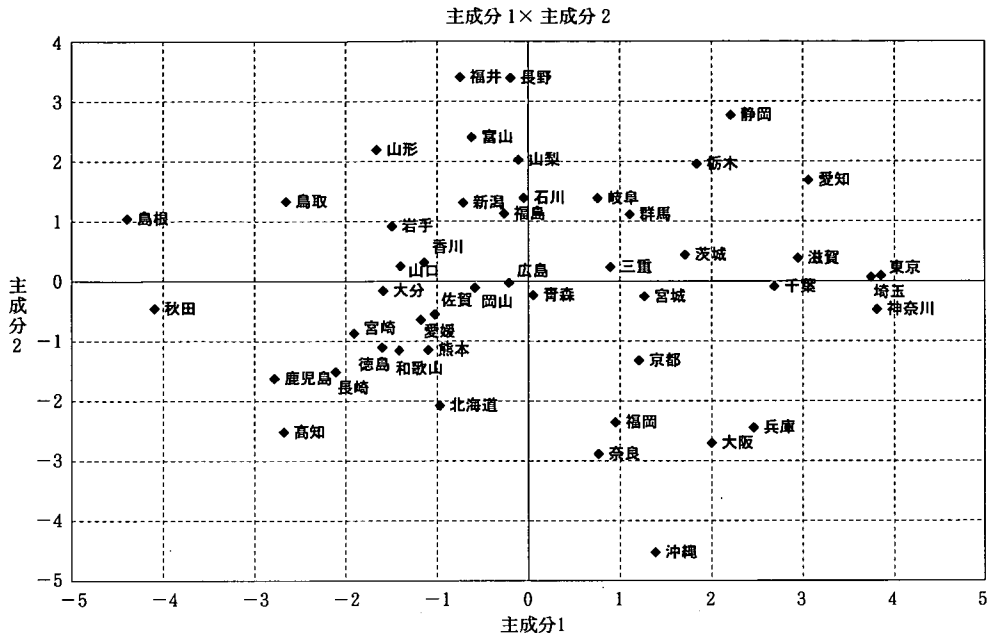


図6 2000年の主成分得点

## 第4節 データ生成方法の影響

### 4.1 水準と変化、長期変動と短期変動

前節までの議論によって、地域経済特性を検討するための基礎的な分析はなされた。しかしながら、この分析は十全なものではない。本節では、以下の2点に焦点を絞って議論を進めたい。1つは、データ的水準と変化を区別することであり、いま1つは、変化を長期変動（トレンド）と短期変動に峻別し、指標への影響の違いを明らかにすることである。

これらの点について視覚的に説明を加えておこう。いま、AとBの2地域を比較するものとする。経済状況を体現する変数が特定化されているものとし、これを「経済活動水準」と呼ぶこととしよう。初めに図7のように、A地域（線A）、B地域（線B）ともに経済活動水準に変化がなく、その水準のみに差異がある場合を想定すると、地域間の比較にとって必要な情報はデータの絶対水準だけであることが容易に理解できる。たとえば、線Aと線Bが丁度重なり合っているときには、データの絶対水準は等しく、地域差はないということになる。

次に、図8のように、線Bは水平のままであるが、線Aは右肩上がりのトレンドを有しているケースを考えよう。この図では、観察時点における線Aの水準と線Bの水準は等しいので、データの絶対水準のみを見ていると地域差を見出すことができない。このケースで強調されるべきAとBの違いは、B地域が停滞しているのに対して、A地域は上昇気流に乗っているという点にあり、このことを理解するためにはデータの変化の情報が欠かせない。仮に変化を考慮しない分析を行うと、地域差の評価に関して重大な誤りを犯す可能性がある。

別の例を示そう。再び図8に戻り、線Aを下方向へシフトさせた線A'について見ると、観察時点におけるBとの水準差は従前の図7と同じである。したがって、絶対水準のみの分析では図7と同様の結論しか導き出せない。しかしながら、線A'が線Bに近づきつつあるという点において、線A'と線Bの間の地域差は明らかに図7における線Aと線Bの間の関係とは異なる性質を持つ。このような性質を表現するためには、データの絶対水準に加えて変化も考慮する必要がある。

さらに、変化は長期と短期の2つに峻別して考えることが必要な場合もある。続いて、このことを簡潔に説明しよう。図9は、A、B両地域ともに経済活動水準にトレンドを持たず、その絶対水準のみが異なるという点で図7に準じている。図7と違うのは、A地域では直近に上方への短期変動が生じており、観察時点で一時的に経済活動水準がB地域と等しくなっていることにある。このような場合、観察時点における水準と長期変動の情報だけでは、A地域とB地域の差を明らかにすることができない。地域差を明確にするためには短期変動の情報が不可欠なのである。

最後に、以上のことをまとめておこう。図10は、図8の線A'に短期変動を加えたものである。この図における線Aと線Bを区別するためには水準と長期変動の情報が必要であることはす

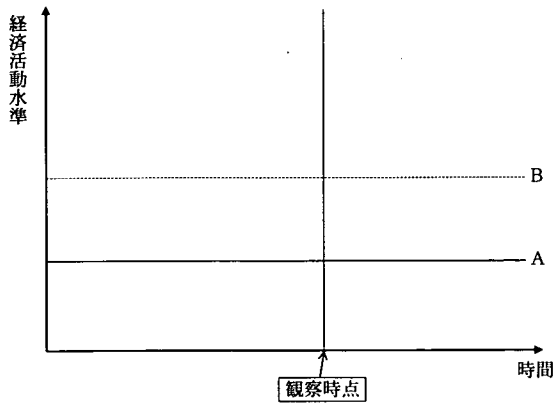


図7 水準のみが問題となるケース

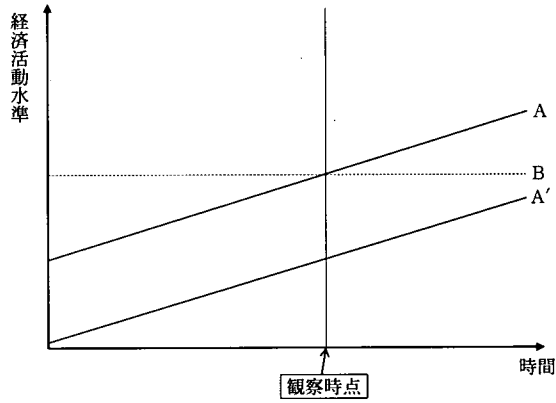


図8 水準に加えて変化が問題になるケース

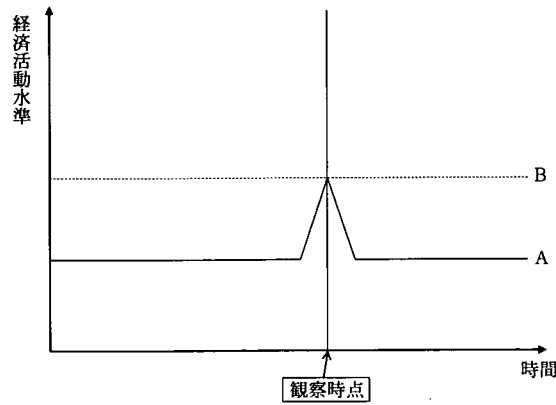


図9 短期変動が問題になるケース

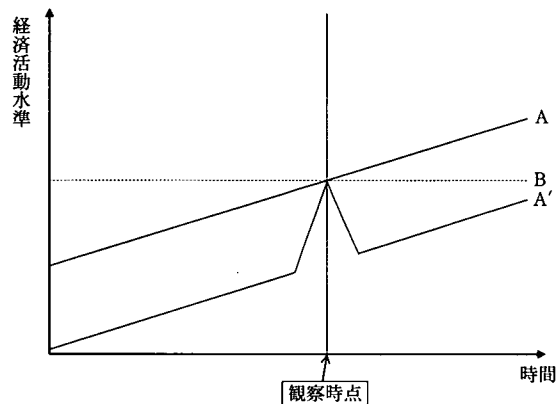


図10 水準、長期変動および短期変動

に述べた。さらに、線 A と線 A' を区別するためには、図 9 と同様の理由から、短期変動の情報が必要である。結局、B 地域と比較して、A 地域の特性を正しく表すためには、水準、長期変動に加えて短期変動の情報が必要であることになる。

#### 4.2 主成分分析

前節の成果によれば、地域経済特性を把握するためには人口変数、財政変数、労働変数、実質成長率を1つずつ見れば十分である。ここでは、これらに加えてやや趣の異なる住宅投資関連データを利用して主成分分析を行う。また、長期変動を枠組みに組み込むため、分析対象時点を2000年のみとした。

データ生成上のポイントは、変数を水準、対前年変化、長期の変化に区分していることにある。具体的には、表7のような変数を採用した。また、各変数作成に必要としたデータの出所は表8に示してある。なお、水準データは2000年時点、対前年変化は1999年から2000年にかけての変化（人口のみ1995年からの変化）、長期の変化は1975年から2000年にかけての変化である。

水準、対前年変化、長期の変化に区分して分析することの重要性を検討するために、3区分のデータの利用パターンを変えながら、主成分分析を行った。表9には、得られた固有値表を示してある。この表によると、3区分のうち1つしか利用しなかった場合、固有値が1を超えるような主成分数は2~3個、3区分のうち2つを利用した場合には3~4個、3区分のすべてを利用した場合には4個となった。また、累積寄与率が8割程度を示すという基準によっても、主成分の数に関する結論はほぼ変わらないが、3区分のすべてを利用した場合には1つ増えて5個となる。結果として、いずれかの区分を利用しないと、主成分数は減少するようである。つまり、3区分の間には（主成分の数を不変に保つだけの）十分な相関関係が成立しておらず、ある区分の追加は新たな情報をもたらすと言える。

表10から表12には、主成分1~3までについて主成分係数を掲載した。これらの結果から以



表7 変数一覧

	変数	内容
水準	人口シェア 有効求人倍率 1人あたり所得(万円) 住宅投資比率 公共投資比率	都道府県総人口/全国人口 求人数/求職者数 県民所得(名目)/総人口 総固定資本形成(民間・住宅)/県内総生産 総固定資本形成(公的)/県内総生産
変化(対前年)	人口成長率 有効求人倍率 実質成長率 住宅投資比率 公共投資比率	総人口の成長率(5年間) (水準の変化分) 県内総生産(名目)成長率-消費者物価指数上昇率 (水準の変化分) (水準の変化分)
変化(25年間)	人口成長率 有効求人倍率 実質成長率 住宅投資比率 公共投資比率	総人口の成長率(年率) (水準の変化分:1年あたり) 実質成長率(年率) (水準の変化分:1年あたり) (水準の変化分:1年あたり)

表8 データ出所

データ	出所	所轄
総人口	国勢調査	総務省統計局
消費者物価指数	消費者物価指数	
県内総生産(名目) 総固定資本形成(民間・住宅、公的) 県民所得	県民経済計算	内閣府
求人数, 求職者数	一般職業紹介状況	厚生労働省

表9 固有値と寄与率

水準	変化		統計量	主成分																				
	対前年	25年間		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15						
○	○	○	固有値 寄与率 累積	5.33 35.5 35.5	2.47 16.5 52.0	2.17 14.5 66.5	1.12 7.5 73.9	0.91 6.1 80.0	0.66 4.4 84.4	0.58 3.9 88.3	0.44 3.0 91.3	0.38 2.5 93.8	0.33 2.2 96.0	0.24 1.6 97.6	0.13 0.9 98.5	0.10 0.7 99.2	0.08 0.5 99.7	0.04 0.3 100						
○	○	×	固有値 寄与率 累積	3.89 38.9 38.9	1.68 16.8 55.8	1.33 13.3 69.1	1.02 10.2 79.3	0.80 8.0 87.3	0.42 4.2 91.4	0.35 3.5 94.9	0.26 2.6 97.5	0.15 1.5 99.1	0.09 0.9 100	/										
○	×	○	固有値 寄与率 累積	3.80 38.0 38.0	2.25 22.5 60.5	1.62 16.2 76.7	0.70 7.0 83.7	0.59 5.9 89.6	0.38 3.8 93.4	0.29 2.9 96.3	0.21 2.1 98.4	0.11 1.1 99.5	0.05 0.5 100											
×	○	○	固有値 寄与率 累積	3.67 36.7 36.7	1.66 16.6 53.3	1.49 14.9 68.2	0.95 9.5 77.8	0.86 8.6 86.4	0.47 4.7 91.0	0.41 4.1 95.1	0.25 2.5 97.6	0.14 1.4 99.1	0.09 0.9 100											
○	×	×	固有値 寄与率 累積	2.48 49.6 49.6	1.17 23.3 72.9	0.92 18.5 91.4	0.32 6.5 97.9	0.11 2.1 100	/															
×	○	×	固有値 寄与率 累積	1.93 38.6 38.6	1.06 21.2 59.8	0.90 18.1 77.9	0.73 14.6 92.6	0.37 7.4 100																
×	×	○	固有値 寄与率 累積	2.39 47.8 47.8	1.14 22.8 70.7	1.07 21.3 92.0	0.26 5.1 97.1	0.14 2.9 100																

表10 主成分係数(主成分1)

水準		○	○	○	×	○	×	×
変化	対前年	○	○	×	○	×	○	×
	25年間	○	×	○	○	×	×	○
水準	人口シェア	0.285	0.382	0.350	/	0.526	/	/
	有効求人倍率	0.049	0.085	0.039		0.087		
	1人あたり所得	0.348	0.450	0.420		0.600		
	住宅投資比率	0.250	0.241	0.287		0.211		
	公共投資比率	-0.326	-0.409	-0.405		-0.558		
変化	対前年	人口成長率	0.369	0.399	/	0.460	/	0.626
		有効求人倍率	0.259	0.320		0.295		0.493
		実質成長率	0.132	0.145		0.191		0.331
		住宅投資比率	0.185	0.241		0.159		0.277
		公共投資比率	0.236	0.281		0.268		0.422
	25年間	人口成長率	0.352	/	0.413	0.478	/	0.601
		有効求人倍率	-0.265		-0.355	-0.263		-0.298
		実質成長率	0.282		0.317	0.442		0.596
		住宅投資比率	0.023		0.021	-0.109		-0.331
		公共投資比率	-0.204		-0.238	-0.252		-0.291

表11 主成分係数(主成分2)

水準		○	○	○	×	○	×	×
変化	対前年	○	○	×	○	×	○	×
	25年間	○	×	○	○	×	×	○
水準	人口シェア	0.300	0.390	0.301	/	0.408	/	/
	有効求人倍率	0.091	-0.696	0.070		-0.887		
	1人あたり所得	0.281	-0.033	0.285		-0.104		
	住宅投資比率	-0.308	-0.095	-0.338		-0.178		
	公共投資比率	-0.252	0.014	-0.265		0.068		
変化	対前年	人口成長率	-0.146	0.107	/	-0.003	/	0.007
		有効求人倍率	0.033	-0.517		0.350		0.094
		実質成長率	-0.156	-0.109		0.029		-0.077
		住宅投資比率	0.270	0.163		0.505		0.802
		公共投資比率	-0.007	0.192		-0.160		-0.584
	25年間	人口成長率	-0.303	/	-0.337	-0.196	/	-0.176
		有効求人倍率	-0.121		-0.125	0.038		0.796
		実質成長率	-0.390		-0.434	-0.158		0.171
		住宅投資比率	0.535		0.563	0.620		-0.470
		公共投資比率	0.015		0.071	-0.382		-0.293

表 12 主成分係数 (主成分 3)

水準		○	○	○	×	○	×	×
変 化	対 前 年	○	○	×	○	×	○	×
	25 年 間	○	×	○	○	×	×	○
水 準	人 口 シ ョ ア	-0.275	-0.215	-0.271	/	-0.019	/	/
	有効求人倍率	0.569	-0.202	0.673	/	-0.172	/	/
	1人あたり所得	0.050	-0.243	0.107	/	-0.147	/	/
	住宅投資比率	0.028	0.553	0.036	/	0.961	/	/
	公共投資比率	-0.017	0.202	-0.066	/	0.161	/	/
変化	対前年	人 口 成 長 率	-0.101	0.314	/	-0.125	/	-0.138
		有効求人倍率	0.455	-0.033	/	0.255	/	-0.030
		実 質 成 長 率	0.117	0.461	/	0.258	/	0.907
		住宅投資比率	-0.008	-0.373	/	-0.217	/	-0.170
		公共投資比率	-0.222	0.236	/	-0.359	/	-0.360
25年間	人 口 成 長 率	-0.128	/	-0.127	-0.075	/	/	-0.065
	有効求人倍率	0.355	/	0.374	0.591	/	/	0.055
	実 質 成 長 率	0.136	/	0.162	0.280	/	/	0.060
	住宅投資比率	0.136	/	0.190	-0.302	/	/	0.622
	公共投資比率	-0.371	/	-0.489	-0.391	/	/	-0.776

下の点を強調できるだろう。第1に、3区分データの使用パターンによって主成分係数のパターンに差異が生じているケースが見られる。第2に、同じデータに基づく変数でも、水準、対前年変化、長期の変化で主成分係数は異なる場合がある。総合すると、水準、長期変動、短期変動の区別はきわめて重要であり、もとの変数が同じであっても、それぞれの持つ意味は大きく異なる可能性がある。

## 第5節 まとめ

本稿では、主成分分析を利用して都道府県の経済特性を表す合成指標を抽出し、都道府県の類型化を試みた。また、1980年から5年刻みに2000年までを分析対象時期としたが、全国共通要因の影響を排除するために、各時点におけるクロスセクション・データを用いて推定を行った。

得られた主要な結果は以下の4つにまとめられる。第1に、地域経済特性を知るためには、それほど多くの変数を必要としない。ここでの分析結果によると、人口変数、財政変数、労働変数、実質成長率を見れば十分である。第2に、主成分として得られた地域経済特性の構造は時期に関わらず概ね安定している。第3に、主成分得点を用いて都道府県の位置関係を整理すると、その相対的位置はやや変動するものの、本稿の対象期間である20年程度では大きな変化は生じない。第4に、データを扱う際に、水準、長期変動、短期変動の区別が重大な影響を及ぼす可能性がある。

ただし、ここでの分析は試論の域を出ていない。今後の課題として、以下の3点を指摘しておこう。第1に、対象となる変数を増やすことが必要であり、たとえば、金融関連データや地価データなどが挙げられる。第2に、既存の変数について細分化することが有効かもしれない。たとえば、公共投資を支出項目によって分割すること、労働市場関連データを年齢や性別によって細分化することなどが挙げられる。第3に、類型化をグラフ上の視覚分析に頼るのではなく、クラスター分析等の多変量解析手法によって行うことも重要である。

#### 参考文献

- 東 洋・林知己夫・吉沢 正・印東太郎 (1971)「座談会 因子分析法とは何か」『数理科学』4月号: 5-13頁。
- 小笠原春彦 (2002)「因子分析と成分分析のどちらがより安定しているか——直積構造を持つある斜交解の解析的結果——」日本行動計量学会・第30回大会。  
(<http://kokol5.hus.osaka-u.ac.jp/~kano/research/seminar/30BSJ/ogal.pdf>)
- 狩野 裕 (2002)「主成分分析は因子分析ではない！」日本行動計量学会・第30回大会。  
(<http://kokol5.hus.osaka-u.ac.jp/~kano/research/seminar/30BSJ/kano.pdf>)
- 佐藤孝則 (2002)「消費の地域特性に関する分析」『郵政研究所月報』第167号: 58-70頁。
- 杉原敏夫・藤田 渉 (1998)『多変量解析』牧野書店。
- 津村善郎 (1971)「因子分析は有用か」『科学』第41巻8号: 437-441頁。
- 畑農鋭矢 (1998)「景気循環の測定指標について」『一橋研究』第23巻1号: 45-65頁。
- 峯岸直輝 (2004)「市町村の社会・経済構造からみた都道府県の地域特性——各市町村が担う機能・役割の特性から地域社会・経済を分析——」『信金中金月報』第3巻12号: 28-54頁。
- 三山恵子 (1994)「主成分分析でみた都道府県の特徴——勤労者生活の視点から——」『労働統計調査月報』第46巻10号: 6-14頁。
- 村上 隆 (2002)「心理測定の立場から見た因子分析と主成分分析」日本行動計量学会・第30回大会。  
(<http://kokol5.hus.osaka-u.ac.jp/~kano/research/seminar/30BSJ/murakami.pdf>)
- Bentler, P. M. and Yutaka Kano (1990), "On the Equivalence of Factors and Components," *Multivariate Behavioral Research* 25: pp. 67-74.
- Snook, S. C. and R. L. Gorsuch (1989), "Component Analysis versus Common Factor Analysis: A Monte Carlo Study," *Psychological Bulletin* 106: 148-154.
- Velicer, W. F. (1977), "An Empirical Comparison of the Similarity of Principal Component, Image, and Factor Patterns," *Multivariate Behavioral Research* 12: 3-12.
- Velicer, Wayne F. and Joseph L. Fava (1987), "An Evaluation of the Effects of Variable Sampling On Component, Image, and Factor Analysis," *Multivariate Behavioral Research* 22: pp. 193-209.
- Velicer, Wayne F. and Douglas N. Jackson (1990a), "Component Analysis versus Common Factor Analysis: Some Issues in Selecting an Appropriate Procedure," *Multivariate Behavioral Research* 25: pp. 1-28.
- Velicer, Wayne F. and Douglas N. Jackson (1990b), "Component Analysis versus Common Factor Analysis: Some Further Observations," *Multivariate Behavioral Research* 25: pp. 97-114.
- Velicer, W. F., A. C. Peacock and D. N. Jackson (1982), "A Comparison Component and Factor Patterns: A Monte Carlo Approach," *Multivariate Behavioral Research* 17: 371-388.
- Widaman, K. F. (1993), "Common Factor Analysis Versus Principal Component Analysis: Differential Bias in Representing Model Parameters?" *Multivariate Behavioral Research* 28: pp. 263-311.