

IR2014-4

軌道分析と主成分分析の組み合わせによる
時系列多変量解析

板木雅彦*

2015年3月5日

Time-series multivariate analysis
by orbit analysis and principal component analysis combined

Masahiko ITAKI

5 March 2015

*立命館大学国際関係学部教授

著作権や内容・意見は執筆者に属し、国際関係学会の見解を示すものではない。尚、無断転載を禁ずる。

軌道分析と主成分分析の組み合わせによる
時系列多変量解析¹

Time-series multivariate analysis
by orbit analysis and principal component analysis combined

板木雅彦²

Masahiko ITAKI

Abstract

Either in natural science or social science, the fundamental purpose of research is to understand changes of an object over time on the basis of its structural analysis. For that purpose scientists devise diverse variables and observe their variations. However, those variables which are hypothetically chosen for the sake of measurement of variations rarely represent the actual substance of the object or forces that bring about its changes. We could expect much less to identify clear causality among those variables.

The purpose of this article is to examine the question of “What is the unit of change?” The *unit* can be understood as substance of a research object or a force that brings about changes, which we analyze on the basis of ordinary principal component analysis. It is followed by developmental principal component analysis in order to elucidate “multilayered structure of forces that bring about changes”, in which orthogonal principal components are dialectically interpreted as “multilayered structure of unified opposites”.

Conducting orbit analysis for leading-following relations among variables (Itaki (2014) on all variables and principal components, we construct a new theory of causality in which principal components are causes and variables are results. It is a replacement of so-called “Granger causality” that was rejected in principle (*ibid*).

In addition as a byproduct of using GDP as an example, a precise method of measuring the multiplier effect is proposed with the help of multiple regression analysis of principal components: i.e. an increment of GDP by means of one unit increase in fixed

¹ 本ワーキング・ペーパーは、『立命館国際研究』第28巻2号（2015年10月）に掲載される“Time-series multivariate analysis by orbit analysis and principal component analysis combined”の日本語訳である
(<http://www.ritsumei.ac.jp/acd/cg/ir/college/bulletin/index-j.htm>)。

なお、本ワーキング・ペーパー作成に当たっては、2014年6月7日に開催された日本国際経済学会春季大会（法政大学多摩キャンパス）における筆者の軌道分析に関する報告に対して、明治大学・高浜光信教授から賜った懇切丁寧なコメントが大きな励ましとなった。ここに記して御礼申し上げたい。

² 立命館大学国際関係学部教授 (itaki@ir.ritsumei.ac.jp)

capital formation, household consumption, trade balance and government consumption respectively.

キー・ワード

国内総生産、乗数効果、軌道分析、発生的主成分分析、主成分重回帰分析、変数・主成分軌道分析、因果関係

目次

はじめに

I. 軌道分析の部分的修正

II. 主成分分析の特徴

III. 日本の国内総生産分析

(1) 基本分析

(2) 軌道分析

(3) 主成分分析

1. 用語

2. 解釈

(4) 発生的主成分分析

1. 2主成分分析——基本的な対立関係の抽出

2. 3主成分分析——展開された対立関係の抽出

3. 4主成分分析——全体的な対立関係の抽出（対立関係の重層構造）

(5) 主成分分析と軌道分析の組み合わせ

1. 主成分重回帰分析

2. 主成分重回帰分析にもとづく乗数効果の計測

3. 主成分軌道分析

4. 変数・主成分軌道分析——因果関係の抽出

はじめに

自然科学においても社会科学においても、分析の基本的な課題は、分析対象の構造をおさえた上でその変化をとらえることにあるといつてよかろう。そのために科学者は、さまざまな変数を工夫してその変動を観察する。しかし、計測の便宜のために仮説的に設定されたそれら変数が、そのまま分析対象の変化をもたらす力であったり実体であったりすることは稀である。ましてや、それら変数の間に明瞭な因果関係を特定できることはほとんど期待できない。

このことは、本稿で例証として取り上げる国内総生産を構成する諸項目に関しても当てはまる。ケインズ経済学の常識から言えば意外なことかもしれないが、固定資本形

成、民間消費、貿易収支、政府消費は、国民経済を観察し計測する変数ではあっても、これらがそのままの形で国民経済の実体や、それを突き動かしている諸力であるわけではない。これを理解するために、国語、数学、理科、社会、英語の 5 教科試験を取り上げてみよう。この 5 教科は、生徒を教育しその学力を計測するための 5 つの変数ではあるが、生徒の本来的な学力は、むしろ「総合的学力」「理系的学力」「文系的学力」といった独立した合成変数によってよりよく説明することができる。これが、主成分分析における主成分の考え方である。

本稿の課題は、以上から示唆されるような「変化をとらえる単位」は何かを考察することである。この単位とは、変化をもたらす力・実体ということができる。これを通常の主成分分析に依拠しながら考察した後、「変化をもたらす諸力の重層構造」をとらえるために発生的主成分分析が提起されている。ここで、互いに直交関係にある主成分が、弁証法的な「対立物の統一の重層構造」に読み替えられることになる。

そして、変数間の先導・追従関係をとらえる軌道分析（板木（2014））を、全変数・主成分に施すことで、主成分を原因、変数を結果とする新しい因果関係論が構築される。いわゆる「グレンジャーの因果性」の成立は原理的に否定されたが（同上）、それに代わる新たな因果関係論が提起されている。

なお、国内総生産を例証として用いた副産物として、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費それぞれが 1 単位増大した場合の国内総生産の増大分——すなわち、乗数効果を主成分重回帰分析によって正確に計測する手法が示されている。

I. 軌道分析の部分的修正

板木（2014）「V. 軌道の回転方向と先導・追従の計算」で示した Excel の関数では、軌道の回転方向を決めるために必要な 3 つの座標の関係が下記の (1) (2) (3) の場合に、誤った計算結果が出たり、ケース間の取り扱いに不統一がでたりすることが判明したので、以下のように修正する。

(1) ab が水平になった場合。3 座標が、たとえば $a(1, 0)$ 、 $b(2, 0)$ 、 $c(3, 1)$ であれば、角度 bac は正しく正、したがって左回転となって x 先導 (X) が計算される。ところが、たとえば $a(1, 0)$ 、 $b(2, 0)$ 、 $c(3, -1)$ の場合には、角度 bac は正しく負、右回転と計算されるが、 y 先導 (YY) と計算されてしまう。正しくは x 先導 (-X) でなければならない。

(2) abc が一直線上に並んだ場合。計算された角度 bac が 0 、 π 、あるいは $-\pi$ のいずれの場合も本来、回転方向は不明 (“-”) とならなければならないが、 π の場合に x 先導、 $-\pi$ の場合に y 先導が計算されてしまう。

(3) その他、座標が垂直、水平になるさまざまなケースの取り扱いに不統一がみられたので、これを統一した。すなわち、3 座標 a 、 b 、 c が垂直になったとき、先導・追従が不確定となるので、#DIV/0!が表示される。また、3 座標が水平になったときも先導・

追従が不確定となるので、#ERROR が表示される（ただし、2 座標のみが垂直あるいは水平であっても、先導・追従は確定される。詳しくは、下図を参照。）。これらの場合には、順位得点 1 点を当該 2 つの変数の間で 0.5 と 0.5 に分割する処理を施すこととする。

以下、板木（2014）と同じ形式で、修正を施した関数式を示しておきたい。なお、シャド一部分³が修正箇所である⁴。なお、修正後も、板木（2014）で示した世界金利体系等の結論は変わらない。

傾き (D3) =SLOPE(C2:C3,B2:B3)、(D4) =SLOPE(C3:C4,B3:B4)

回転 (ラジアン) (E3)

=IF(AND(-PI()<=IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2)),IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2))<=PI()),IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2)),IF(PI()<=IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2)),IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2))-2*PI(),2*PI()+IF(0<=ATAN2(B4-B2,C4-C2),ATAN2(B4-B2,C4-C2),2*PI()+ATAN2(B4-B2,C4-C2))-IF(0<=ATAN2(B3-B2,C3-C2),ATAN2(B3-B2,C3-C2),2*PI()+ATAN2(B3-B2,C3-C2))))))

回転 (角度) (F3) =DEGREES(E3)

先導・追従 (G3)

=IF(AND(ISERROR(D3),F3<0,F3<>-180),"YY",IF(AND(ISERROR(D3),0<F3,180<>F3),"-YY",IF(AND(0<=D3,0<F3,180<>F3),"X",IF(AND(0<D3,F3<0,F3<>-180),"YY",IF(AND(D3<0,0<F3,180<>F3),"-YY",IF(AND(D3<=0,F3<0,F3<>-180),"-X",""))))))

回転を求める分解式

H3 =B3-B2

H4 =B4-B2

I3 =C3-C2

I4 =C4-C2

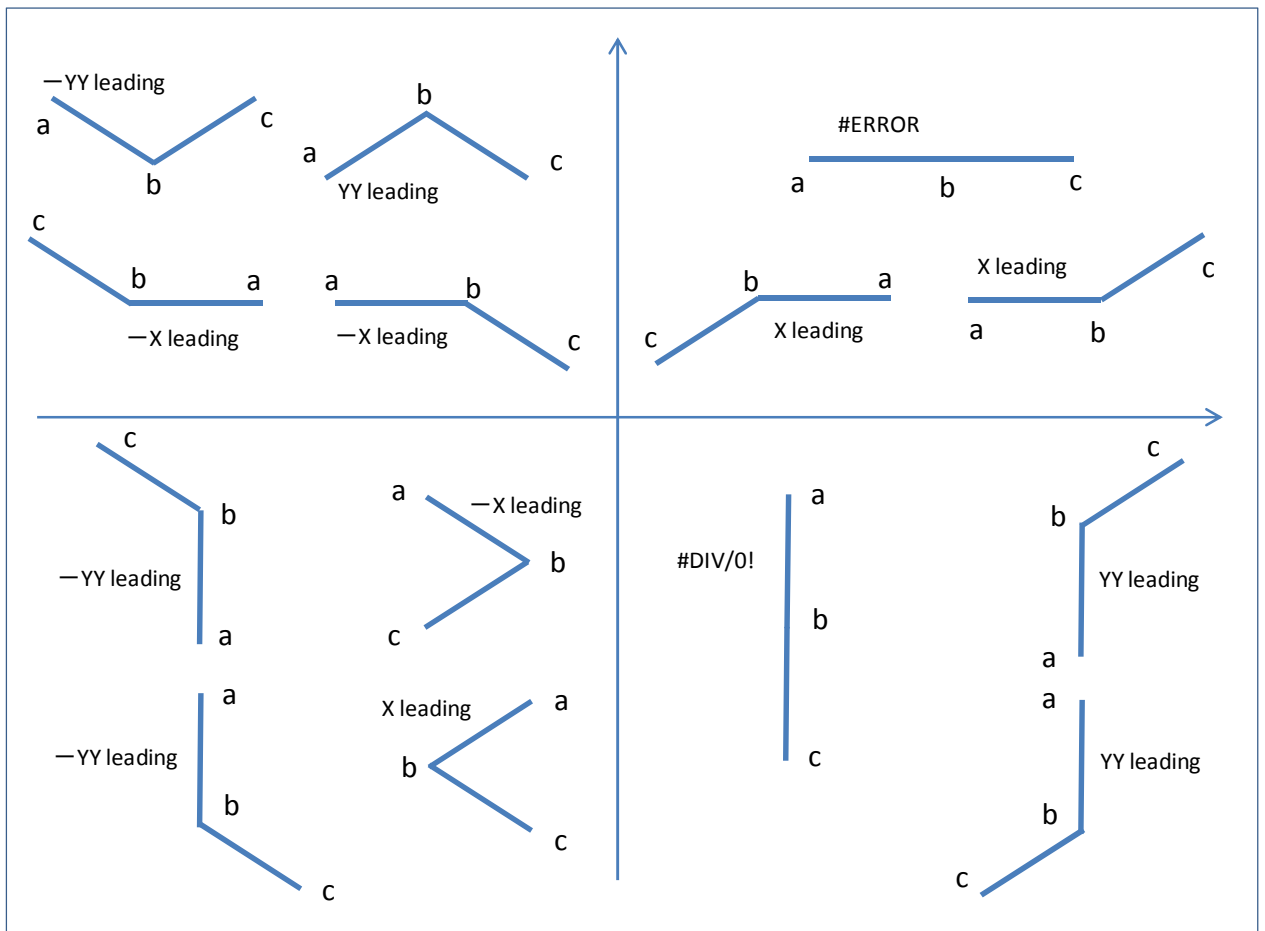
³ Excel の関数において「<>」は「≠」を表わす。

⁴ 筆者は軌道分析用の Excel テンプレートを作成している。利用ご希望の方は、itaki@ir.ritsumei.ac.jp までご連絡いただきたい。

$J3 = \text{ATAN2}(H3, I3)$
 $J4 = \text{ATAN2}(H4, I4)$
 $K3 = \text{IF}(0 \leq J3, J3, 2 * \text{PI}() + J3)$
 $K4 = \text{IF}(0 \leq J4, J4, 2 * \text{PI}() + J4)$
 $L3 = \text{IF}(\text{AND}(-\text{PI}() \leq K4 - K3, K4 - K3 \leq \text{PI}()), K4 - K3, \text{IF}(\text{PI}() \leq K4 - K3, K4 - K3 - 2 * \text{PI}(), 2 * \text{PI}() + K4 - K3))$

表 1 : EXCEL を用いた軌道の回転方向と先導・追従の計算

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
1		変数x	変数y	傾き	回転(ラジアン)	回転(角度)	先導・追従	回転を求める分解式				回転(ラジアン)
2	1989	18.63	9.21									
3	1990	20.78	5.75	-1.61	-1.28	-73.45	-X	2.15	-3.46	-1.01	5.27	-1.28
4	1991	12.39	2.18	0.43	-0.81	-46.45	YY	-6.24	-7.03	-2.30	3.99	
5	1992	16.04	7.80	1.54	1.59	90.82	X					
6	1993	4.42	7.19	0.05	-1.90	-108.97	YY					
7	1994	17.23	11.96	0.37	1.96	112.46	X					
8	1995	-1.00	13.02	-0.06	2.78	159.18	-YY					
9	1996	28.65	6.84	-0.21	0.04	2.16	-YY					
10	1997	17.53	9.88	-0.27	0.47	26.98	-YY					
11	1998	6.09	2.18	0.67	-0.45	-25.97	YY					
12	1999	11.83	9.08	1.20	-0.13	-7.41	YY					
13	2000	21.34	16.32	0.76								
14												
15	(注)	1. ラジアンおよび角度の正は左回転、負は右回転を示す。										
16		2. 先導・追従のXはX先導、YYはY先導を表わす。負は傾きが負であることを示す。										



II. 主成分分析の特徴

わたしたちの眼前で展開される諸現象はつねにきわめて複雑で、これを解き明かすためにわたしたちはいくつかの変数（あるいは指標）を考案し、これら諸変数（諸指標）の関係性として当該の現象を記述し、理解しようと努める。しかし、ここにジレンマがある。変数が少なすぎればわたしたちの理解は不十分なものとどまるだろうし、多すぎれば単純明快な理解が困難になる。ふつうはここで、適切な数の変数を確定しようとする。しかしながら、もし、多くの変数を用いた大部な情報に依拠しつつ、これを少数の代表的な合成変数（あるいは総合指標）に縮約できれば、わたしたちの現象理解は大きく前進することになるだろう。このような基本的アイデアのもとに開発された統計的手法が、主成分分析である。まずその意義を、主成分分析の創始者のひとりである H. Hotelling の言葉にしたがって明らかにしておこう（Hotelling (1933), p.1）。

「母集団の各々の要素に対する n 個の変数を考えてみよう。このような統計的変数 x_1, x_2, \dots, x_n は、たとえば学校の生徒が算数の問題を解く際の速さと技能に関するテストの点数かもしれないし、電柱のさまざまな物理的特性かもしれないし、さまざまな通

貨間の外国為替相場かもしれない。これら諸変数 x は通常、相関関係にあるだろう。このような場合、次のように問うことは、きわめて自然なことである。すなわち、何かもっと基本的な、独立した諸変数のセットが存在するのではないか、そしてたぶん、それら諸変数は x がとる値を、 x よりも少ない数で決定するのではないか。」(Hotelling (1933) p.1)

Hotelling のポイントは二つある。「もっと基本的な、独立した諸変数のセット」と「より少数の諸変数のセット」がそれである。この二つの区別は、後に通常の主成分分析から本稿における発生的主成分分析を展開する際に重要になる。この二つのポイントに関して、30年以上にわたって主成分分析に魅了されているという I. T. Jolliffe によって敷衍しておこう。

「主成分分析 (PCA) の中心的なアイデアは、相互に関連する多くの変数によって構成されているデータ・セットの次元を減らしつつ、同時に当該のデータ・セットに存在している変動をできる限り維持しようというところにある。このことは、[元の変数を] 無相関の新たな変数のセット、すなわち主成分 (PCs) に変換することによって達成される。それらは、最初のいくつかの主成分が元のすべての変数の、ほとんどの変動を維持するように順序づけられる。」(Jolliffe (2002) p.1.)⁵

主成分分析の数学的特性や主成分の導出については、Jolliffe (2002)、上田 (2003)、内田 (2013) の解説に譲るが、 n 個の変数から導出された n 個の主成分は、次のような特性を持っている。

- (1) 元の n 個の変数を線形結合して求められる n 個の主成分は、互いに無相関である。すなわち、主成分同士は、 n 次元の空間において互いに直交している。
- (2) 第 1 主成分の分散 > 第 2 主成分の分散 > ... > 第 n 主成分の分散、という大小関係が成立し、すべての主成分の分散の合計は、元の n 個の変数の分散の合計に等しい。この分散合計に対してそれぞれの主成分が占める分散の比率を、寄与度と呼ぶ。多くの場合、上位のいくつかの主成分を用いれば、少数の主成分によって変数の分散のほとんどを説明することができる。

まず、このような主成分分析の特徴を理解するために、非時系列データに対する主成分分析を例に取り上げて検討してみよう。いま、50 人の生徒に対して国語、数学、理科、社会、英語の 5 教科の試験を課したものとしよう。わたしたちは、50 人分の 5 教科の点数と合計点が記されたマトリックスを手に行っているわけである。わたしたちの分析課題は、ここから生徒たちの学力を判定することにある。

50 人の生徒の成績は、合計点の順に並べられている。各科目の点数を合計点に沿って観察すれば、いろいろな成績のパターンが存在することに気が付く。国語が飛びぬけ

⁵ 主成分分析は Pearson (1901) と Hotelling (1933) によって創始されたと言われ、「主成分 principal components」という用語を用いるようになったのは Hottelling 以降である。主成分分析の発達史については、Jolliffe (2002) pp.6-9、Leeuw (2013) を参照。

てできる子もいれば、まるで理科が苦手という子もいる。どの科目もよくできる子がいるかと思えば、残念ながらどの科目もダメという子もいる。英語とか数学とか、どれか特定の科目の上下動だけで総合点の動向を占うことはとてもできそうにないし、全教科の点数を単純に合計した総合点だけで学力が十全に測れるかどうか、これも心もとない。しかし一般的に言って、成績上位層は、概してどの科目も平均してよくできるものである。これに対して中位層になると、英語は抜群によくできるとか、数学だけはからきしダメといった個性的生徒が比較的多く観測されるようになる。そして低位層には、どの科目も概して成績が低い生徒が集中する傾向が強い。

このようなわたしたちの経験を敷衍すれば、どうやら学力というものは、一つ一つの科目によって独立に計測できるものではなくて、ある種の組み合わせによって測定されるものではないかとの推測が成り立つ。たとえば、どの科目にも共通してプラスに作用する「総合的学力」といったものが考えられるかもしれない。この「総合的学力」が向上すれば、たんに国語の成績だけが上がるのではなくて、数学や英語の成績も上がるだろう。あるいは「理系的学力」。この学力は、理科や数学と正の相関関係にあるが、英語や国語とは負の相関関係にあることが予想される。この逆は「文系的学力」である。もしかすると、「文系的学力」は「理系的学力」の正負を逆にしただけの裏返しの関係で、合わせて「理系あるいは文系的学力」ととらえるのがより正確かもしれない。あるいはまた、数学とはきわめて高い正の相関関係にあるが、他の科目とは全く関係がないといった「数学偏重的学力」といったものが存在するかもしれない。重要な点は、これら「総合的学力」「理系あるいは文系的学力」「数学偏重的学力」が互いに独立して関連性がないという点である。理系あるいは文系科目に偏っているということは、総合的に成績が良いということと次元の異なる学力である。また、数学だけに偏っている学力も、「総合的学力」や「理系あるいは文系的学力」とは次元の異なる学力である。これらさまざまに次元を異にする諸学力成分が 50 人の中に分散して存在しているというだけでなく、一人ひとりの個別学力にもまた、これら諸学力成分が多かれ少なかれ含まれていると予想することができる。これに対して、国語、数学、理科、社会、英語の 5 教科は、試験科目としてはまったく異なる独立した科目であるが、それぞれいくつかの学力成分が重なり合う結果として互いに連動し合う科目である。つまり、国語、数学、理科、社会、英語といった教科区分は、学力を測る際の項目を表わすカテゴリーではあっても、その実体を表わすカテゴリーではないわけである。

この例における科目と学力成分の関係が、変数と主成分の関係なのである。わたしたちは、主成分分析によって全科目の複雑な変動を一連の独立した学力成分に分解し、さらに主成分重回帰分析によって、これら学力成分から各科目の得点、そして総合点を再構成することが可能になる。

今度は、時系列データに対する主成分分析の特徴を理解するために、次のようなお芝居の舞台を想像してみよう。登場人物は男女入り混じった 10 名、その間でさまざまな感情が交

錯する、一種の心理劇である。

登場人物 10 名の中の 6 名は、一番規模の大きな仲良しグループに所属している。残り 4 名は、別の仲良しグループを形成しており、両グループの間には対立がある。ただし、少数派グループの中の 2 名は、多数派グループとも多少の交流がある。両グループの対立関係の原因は、双方のボスが仇同士だからである。また、多数派グループの中には分派がいくつか存在して、微妙な人間関係の綱引きを演じている。ところで、多数派グループに属する 1 女性と、少数派グループに属する 1 男性は恋人同士である。いわば、キャピュレット家のジュリエットとモンタギュー家のロミオのような関係といったらよかろう。さて、わたしと読者は、あらかじめこのような複雑な人間関係を知っているが、このお芝居の観客はこれを知らない。しかも、このお芝居は無言劇で、10 名の登場人物の舞台上の動きだけでこの入り組んだ人間関係を読み解かなければならないものとしよう。

さあ、お芝居が始まった。多数派グループのメンバーが舞台の中央に集まり始まる。しかし、その動きは一直線ではない。分派ごとに微妙な距離を取りながら中央に凝集していく。少数派グループに所属していながら、この多数派とも親交のある 2 名は、複雑な動きを見せる。舞台の端に集まる少数派に基本的に惹かれながらも、多数派の方向にも一定の秋波を送っている。さらに、特定の分派からの吸引力も働いているという三重の関係である。しかし、もっとも複雑な動きを示すのは、かのロミオとジュリエットかもしれない。ジュリエットは多数派の集まる舞台中央へ、ロミオは舞台の端へ向かっていくが、その足取りは重い。ほんとうは、誰もいない舞台の反対側で二人だけの時間を過ごしたいのである。二人はじわじわと接近するが、相手グループの仇が近づいてくると、さっと袂を分かち一時的に距離をとる。多数派と少数派の対立、分派間の小対立、そして二人の間の恋愛関係という三重の関係性が、二人の複雑な運動に反映されることになる。

このお芝居を読み解くむつかしさは、一人の登場人物が一種類の人間関係だけを担っているのではなく、いくつもの交錯する人間関係を担い、その総合的な表れとして一つ一つの舞台上の動きが決まってくるというところにある。しかし、もしこの重層する人間関係を個人から分離し、それぞれの人間関係ごとに集約することができればどうであろうか。多数派の吸引力、少数派の吸引力、分派ごとの吸引力、恋人同士の吸引力、多数派と少数派の間の反発力、そして分派間の反発力は、それぞれ完全に独立した力である。その中でも、多数派の人間関係が最大の力として作用していることだろう。そして、少数派以下の人間関係は、その吸引力の大きさにしたがって順位づけられているに違いない。もし、これらの眼に見えない、相互に独立した人間関係を舞台上の動きとして具体的に表現できたとすれば、多数派の吸引力はまっすぐ舞台の中央に向かい、少数派の吸引力はまっすぐ舞台の端へ向かい、多数派の分派の吸引力はまっすぐ舞台中央周辺へ向かい、恋人同士の吸引力はまっすぐ舞台反対側へ向かうはずである。これらは互いにまったく干渉し合わない自律

した諸力として表現されるはずである。つまり、10人の登場人物は、時系列的に変動する人間関係の担い手を表わすカテゴリーではあっても、その真の実体を表わすカテゴリーではないわけである。

このお芝居の例における、いろいろな人間関係の組み合わさった登場人物と、純化され集約された人間関係が、変数と主成分の関係なのである。後に述べるように、わたしたちは、主成分分析によって変数の複雑な時系列的変動を一連の独立した主成分に分解し、さらに主成分重回帰分析によって、これら主成分から元の変数を再構成することが可能になる。

ではこれから、日本の国内総生産を例証として用いながら、主成分分析の特徴を具体的に明らかにし、これを発生的主成分分析として展開し、さらに軌道分析と組み合わせることで時系列多変量解析の新たな地平を切り開いていくことにしよう。

III. 日本の国内総生産分析

あらかじめ、これから議論される内容に関して見取り図を与えておくことにしよう。まず、

(1) 変化額・変化率、(2) 軌道分析、では、わたしたち観察者がありのままに眼にする、いわば「眼に見える世界」が取り上げられる。変化額や変化率、それに軌道の回転方向といった統計的事象は、多少なりともわたしたちが眼を凝らしてデータを観察すれば、直接確認できる事実である。これに対して、(3) 主成分分析、(4) 発生的主成分分析、で取り上げられる統計的事象は、いわば「眼に見えない世界」である。データから抽出される主成分など、統計を横からみようと縦からみようと、けっしてわたしたち観察者の眼で直接観察できるものではない。ただ、一定の統計処理の結果として抽出される概念の世界なのである。そして最後に、(5) 主成分分析と軌道分析の組み合わせ、において、この「見える世界」と「見えない世界」が結合されることになる。観察者の眼にありのままに映ずる世界が、じつはその裏で展開される眼に見えない力によってどのように構成され、突き動かされているかが明らかにされる。

(1) 基本分析

1956年から2012年にかけて日本の国内総生産の動向をみたものが「表2：日本の国内総生産」である。同表は、国内総生産の絶対額（名目・実質）ではなく、対前年名目差額と対前年変化率を示したものである。その理由は、ここでの分析目的が、国内総生産の長期トレンドをとらえることではなく、その変化の動因をとらえることにあるためである。

「図1：日本の国内総生産（対前年差額）」が、それをグラフ化したものである。民間消費、政府消費、貿易収支、固定資本形成の主要4項目がプロットされている。インフレ、デフレといった価格変化に曝される名目値を採用した理由は、後に軌道分析を施すためである。実際の量的な牽引関係を調べるためには、是非ともその年々の名目値を用いなければならないからである。さて、経済の心棒とも言うべき民間消費をみ

れば、日本経済が大きく 3 つに時期区分されることが見て取れる。すなわち、安定的な上昇を遂げた 70 年代初頭までの時期、急膨張を遂げた 70・80 年代、そして 90 年のバブル崩壊後の収縮期がそれである。

これを対前年変化率で見たものが、「図 2、3、4：日本の国内総生産（対前年名目変化率）」である。民間消費と政府消費、固定資本形成、貿易収支を国内総生産と対比することで、それぞれの特徴があぶり出されている。ときおりの政府消費の突発的変化を除けば、国内総生産とほとんどぴったり寄り添うように変化する民間消費と政府消費。国内総生産の変化を上下に増幅するように変化する固定資本形成。そして、国内総生産と概ね逆相関的に変動する貿易収支がそれである。

このように、差額や変化率を詳細に観察することによって、わたしたちは多くの知見を得ることができる。しかし、ここに 2 つの大きな限界、あるいは新たな課題が潜んでいる。

第 1 に、民間消費、政府消費、貿易収支、固定資本形成の 4 項目はけっして独立的に、あるいは自律的に変動しているわけではない。むしろこれらは、互いに因となり果となり、いわば纏れ合うように一体となって変動している。このような複雑な纏れ合いを解きほぐし、4 項目の一体性・連動性の中に潜んでいる、先導する変数と追従する変数の区別を解き明かすことが、新しい分析課題として提起されるだろう。

第 2 に、4 項目は連動しているのだから、たとえば、民間消費の変動は政府消費・貿易収支・固定資本形成の影響下にあつて独立した変数ではなく、民間消費を単独で観測・記述したつもりでも、それは 4 項目の総合効果を、民間消費を通じて観測しているにすぎない。このことは、政府消費、貿易収支、固定資本形成のすべてに当てはまる。したがって、4 項目を別々に観察しているつもりでも、実際には同じものを 4 回繰り返し観察しているに過ぎない。この事実は、これら 4 項目が国内総生産を計測する際に必要な 4 つの項目ではあつても、国内総生産の変動を説明する 4 つの概念ではないということを示している。これら連動する 4 項目の中に潜む、より本質的で自律的な実体・力・動因を探らねばならないのである。

しかしながら、国内総生産の対前年差額・変化率という基本情報は、わたしたちの分析の出発点であると同時に終着点でもある。ここで述べた 2 つの限界を乗り越え、課題を達成した暁には、わたしたちは再びこの基本情報のもとへと帰ってくることになる。そのときこの「基本情報」は、豊かな追加情報を伴って、日本の国内総生産の構造と動態に新たな説明の光を投げかけることになる。

(2) 軌道分析

軌道分析とは、時系列データを散布図上で時間軸に沿って連結し、そこに描き出される「軌道」の傾きと回転方向から 2 つの変数間の先導・追従関係を析出する手法である。多数の変数の場合には、すべての 2 変数間の組み合わせに対してこれを計算することで、全変数間の先導・追従関係の位階制を描き出すことができる (Itaki (2014)、板木 (2014))。つま

り、諸変数の中で変化の先駆けとなる変数 **Kick-starter** と、それ以下の順位を特定することができるのが、この軌道分析の特性である。この手法を用いて同期間の国民総生産 4 項目間の先導・追従関係の位階制を示したものが、「図 5：日本の国内総生産（支出項目）9 年移動平均順位」である。年々の先導・追従順位は変動が激しいため、5 年、7 年、9 年移動平均順位を計算し、中期的変動がより適切に表れていると思われる 9 年移動平均を採用した。

なお、この計算のためのデータには対前年差額を用いた。諸変数が先導・追従関係にあるためには、それら諸変数の間に量的な牽引・被牽引関係が存在していなければならない（板木（2014）19、35—36 ページ、Itaki（2014）p.16, pp.30-31.）。民間消費、政府消費、貿易収支、固定資本形成の 4 項目は、対前年差額において明らかに量的な牽引・被牽引関係にあるが、はたして対前年変化率が明白に「量的」、すなわち比率対比率の牽引・被牽引関係にあるとはかならずしも言えないためである。100 億円の民間消費の増大は、確かに数 10 億円の貿易収支の悪化や固定資本形成の増大を牽引するであろうが、5%の民間消費の増大がある一定比率の貿易収支や固定資本形成の増減を牽引するとは、ア・プリオリに言うことはできないからである。

図によると、1958—67 年の高度成長期には固定資本形成が **Kick-starter**（第 1 先導変数）となり、1972—80 年は民間消費、1983—85 年の財政再建期は政府消費、1988—92 年のバブルとその崩壊期には再び固定資本形成、1996—2009 年の平成大不況期には貿易収支が、それぞれ **Kick-starter** の役割を果たしていることがわかる。また、1974—75 年の戦後初の世界同時不況後からプラザ合意までの 1977—84 年、および 2000 年以降の時期に、固定資本形成が他の諸項目に完全に追従する最下位の順位に甘んじていることがわかる。設備投資が国内総生産の変化を生み出す源泉では、いまやなくなってしまっているのである。さらに、1960 年代末から 70 年代初頭、そしてバブル崩壊後の 1990 年代前半に順位が錯綜し入れ替わっていることに示されるように、日本経済は 2 度大きな構造転換を経験したことがうかがえる。このように、軌道分析から得られる情報は、わたしたちがこれまで研究してきた戦後日本経済史に関する通説とほぼ照応するというにとどまらず、さらに多くの新知見を加えるものでもあるということができる。

ここで再び、「先導・追従」と「先行・遅行」という 2 つの概念の違いについて注意を喚起しておきたい⁶。わたしたちの観察と分析の単位は 1 期間である。その期首と期末の座標を観測し比較することはできるが、その最小期間中に変数間でのような作用・反作用が展開されているかは、まったくうかがい知ることができ

⁶ 板木（2014）「VII. 軌道分析のための概念装置」「VIII. 先導・追従関係とグレンジャー因果関係」、Itaki（2014）“VII. Conceptual framework of orbit analysis” and “VIII. Leading-following relations and the Granger causality”参照。

ない。したがって、そのブラック・ボックス期間中に実際どの変数が先行し、どの変数が遅行しているか、あるいは変数間でどのような逆転劇が繰り返されているかということは、原理的に知ることができないのである。わたしたちが実際に観察・計測できるのは、複雑な諸変数間の作用・反作用（ポジティブ・フィードバックとネガティブ・フィードバック）の結果として生み出された、能動的に変化を先導する変数と、受動的に追従して変化する変数の間の区別である。その区別が、あたかも時間的先行・遅行関係であるかのように観察・記録されるにすぎない。したがって、図 5 に表れた民間消費、政府消費、貿易収支、固定資本形成の 4 項目間の先導・追従関係もまた、時間的先行・遅行関係を示すものでないことにくれぐれも注意が必要である。両者の区別は後に、この 4 項目の主成分に対して軌道分析を施すときに重要になる。

このように軌道分析を活用することによって、図 1 の変化額の年々の変動の中に、図 5 のような諸項目間の先導・追従関係が潜んでいたことが明らかになった。このことは、分析対象となる事物の構造と動態を理解する上で大きな前進ではあるが、まだ事物の表面を軽くなぞっただけに過ぎない。これら先導・追従する 4 項目の中に潜む、より本質的で自律的な実体・力・動因を探るための分析手法が、次の主成分分析であり、それを展開した発生的主成分分析である。

(3) 主成分分析

1. 用語

国内総生産の 4 項目に対する主成分分析の結果が、「表 3-1：固有ベクトルと負荷量（日本の国内総生産）」と「表 4：日本の国内総生産の主成分得点」である。この 2 つの表に登場するいくつかの用語の解説を通じて、主成分分析の特徴点を明らかにしていこう。

分散にもとづく主成分分析と相関にもとづく主成分分析：主成分分析には 2 つの種類がある。元のデータの値、すなわちその分散をそのまま用いた主成分分析と、データの相関にもとづく主成分分析がそれである。後者は、元のデータを、標準偏差が 1 となるように基準化した基準化スコア（Z スコア）に変換して主成分分析を行なったものである。国内総生産の 4 項目は計測単位（円）が共通しているという理由と、絶対額を活かした軌道分析および主成分分析を行ないたいという理由から、ここでは前者を採用している。変数の計測単位が異なる場合や、計測単位が同じでも絶対量の違いが意味を持たない場合には、後者が通常用いられる。

主成分：4 つの変数からは 4 つの主成分が導出される。第 1 主成分を Z_1 とおき、民間消費を X_1 、政府消費を X_2 、貿易収支を X_3 、固定資本形成を X_4 とおくと、表の固有ベクトルから $Z_1 = 0.692 X_1 + 0.097 X_2 - 0.042 X_3 + 0.714 X_4$ となる。つまり、元の 4 つの変数から合成関数としての第 1 主成分が導かれたわけである。第 2 主成分以下も同様である。

固有ベクトル：主成分の係数から成る固有ベクトルは、次のような性質をもっている。すなわち、各要素の行毎の係数を 2 乗して合計すると 1 になる。また、各主成分の列毎の係数を 2 乗して合計しても 1 となる。たとえば、民間消費に関して言えば、 $0.692^2 + 0.508^2 + 0.476^2 + (-0.193)^2 = 1$ となり、第 1 主成分に関して言えば、 $0.692^2 + 0.097^2 + (-0.042)^2 + 0.714^2 = 1$ となる。各要素の値と符号が、主成分の意味を解釈する際に重要な手掛かりとなる。

負荷量：第 1 主成分の負荷量、すなわち民間消費 4,683,135、政府消費 65,502、貿易収支 -287,146、固定資本形成 4,833,451 をそれぞれ 2 乗して合計すると、固有値 45,805,510,321,072 になる。第 2 主成分以下も同様である。つまり、主成分ごとの固有値の構成を示すものが負荷量である。この値もまた、主成分の意味を解釈する際に、固有ベクトルと並んで重要な手掛かりとなる。

固有値と寄与率：負荷量の 2 乗の和として計算された固有値をすべての主成分に関して合計すると、元の変数の分散に一致する。これを実際に計算したものが、「表 3-2：固有ベクトルと負荷量（日本の国内総生産）」である。つまり、元の変数の全分散情報が、主成分の全分散情報として移し替えられているわけである。表 3-1 にあるように第 1 主成分の固有値が最大で、第 4 主成分が最小である。そして、全固有値の合計に対するそれぞれの主成分の固有値の割合が、寄与率である。つまり、第 1 主成分は、元の 4 変数の全分散の 71.4%を含んでいることがわかる。第 2 主成分 15.7%、第 3 主成分 8.1%、第 4 主成分 4.8%となっているように、第 2 主成分以下、寄与率が急減していることがわかる。言い換えれば、第 1 主成分と第 2 主成分だけで全データの分散の 87.1%を表わしており、この 2 つの合成変数だけで元データのほとんどの変動が説明可能になることがわかる。主成分分析における変数の縮約といわれる機能がこれである。

一般的に、元の変数の中で相関が高ければ高いほど、第 1 主成分の寄与率は大きくなり、第 2 主成分以下の寄与率はより急速に減少する。逆に相関が低い場合には、第 1 主成分の寄与率は小さくなり、第 2 主成分以下の寄与率の低下も緩やかになる。ちなみに、互いに相関ゼロの変数を用いて相関にもとづく主成分分析を行なうと、主成分の寄与率はすべて等しくなる。つまり、5 主成分だとすべて 0.2 となる。

主成分得点：固有ベクトルの係数を用いて各主成分の値を時系列に沿って計算したものが、主成分得点である（「表 4：日本の国内総生産の主成分得点」）。通常、主成分得点は、主成分ごとに平均がゼロとなるように計算されるが、表では平均をゼロとしない元の主成分得点もあわせて計算している。

変数と主成分の相関：変数と変数、変数と主成分、主成分と主成分の間の相関係数を計算したものが「表 5：相関マトリックス（日本の国内総生産）」である。すでに述べたように、各主成分は直交関係にあり、その間の相関係数はすべてゼロとなる。こ

れに対して、変数と主成分の間の相関は、相関にもとづく主成分分析の場合には固有ベクトルの大小関係に一致する。また、その場合には、負荷量と完全に一致する。分散にもとづく主成分分析の場合には、この両者が成立しないので注意が必要である。

元の4変数、民間消費 X_1 、政府消費 X_2 、貿易収支 X_3 、固定資本形成 X_4 は直交関係になく、表にあるように互いに多かれ少なかれ相関関係にある。4次元空間にこの4変数を代表する4本の軸があるとすると、これらは互いに直角に交わっておらず、一つの変数の変動が他の変数にまで影響を及ぼしているわけである。そこで、この4変数から新たに4つの合成変数 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、 Z_4 を作成し、空間上で互いに直角の位置にあるようにして、相互の相関をゼロにしたものが4主成分ということになる。

この直交関係という性質は、回帰分析にとってきわめて有用な性質である。

もし仮に、民間消費 X_1 、政府消費 X_2 、貿易収支 X_3 、固定資本形成 X_4 を説明変数に用いて何らかの被説明変数に対する重回帰分析を行なったとすると、互いの相関関係から、かならず多重共線性という深刻な問題を引き起こすことになる。重回帰分析から得られた4変数の係数が、理論的予想に反して正負逆転したり、係数の値の信頼性が著しく低下したりする現象である。残念ながら、実証分析の現場ではこの問題に十分な注意が払われていないように思われる。しかし、元の変数の代わりに主成分を用いて重回帰分析を行なえば、多重共線性の問題から完全に解放されるだけでなく、より少ない変数で高い回帰結果を得ることができる。

この直交関係・非直交関係という問題は、多変量解析に対してほとんど根源的といってもよい方法論上の問題を投げかけるものである。わたしたちの例に即して言えば、民間消費、政府消費、貿易収支、固定資本形成の4変数は、国内総生産の時系列的変動を計測する際の4つの項目を示すカテゴリーではあっても、その変動を説明するのにもっともふさわしい4つの実体を示すカテゴリーではないという問題である。

4項目は互いに多かれ少なかれ相関しているから、たとえば、民間消費の変動だけを単独に、そして独立に観察・記述することはできない。民間消費の変動は、全4項目が及ぼす総合効果として決まってくるからである。このことは、政府消費・貿易収支・固定資本形成のすべてに当てはまるから、4項目の変動を別々に観察・記述しているつもりでも、実際には同じことを4回繰り返しているに過ぎない。

これをより一般的に言えば、分析対象の諸変動を正確に計測・記述・説明するためには、どのような「諸単位」を設定すればよいかという問題に行き着く。わたしたちの例で言えば、互いに独立した4主成分が、4つの次元の「単位」を構成しているわけである。これはちょうど、ある物体の諸変動を記録する単位として、

たとえば重量、容積、温度、位置という独立した 4 つの次元の単位を採用することに似ている。こうして、「変動の単位」を正確に設定することによって初めて、分析対象の本質的で自律的な実体・力・動因を探り出すことが可能になる。

2. 解釈

国内総生産を構成する民間消費 X_1 、政府消費 X_2 、貿易収支 X_3 、固定資本形成 X_4 に関しては、すでに理論的・実証的に厳密な定義が与えられている。では、これらから導出された 4 つの主成分に関してはどうか。まず手始めに、第 1 主成分 $Z_1 = 0.692 X_1 + 0.097 X_2 - 0.042 X_3 + 0.714 X_4$ の意味をどのように理解するか。正負の符号、係数の大きさ、4 係数の比較によって解釈されなければならないのだが、はたしてそれは可能か。この点に関して、I. T. Jolliffe は次のように述べている。

「多くの場合、主成分は容易に解釈できるとはいうものの、このことがつねに当てはまるわけでは決してない、ということが強調されねばならない。元の変数（これは主成分そのものなのであるが）から数学的に導出された線形関数が単純に解釈されると先験的に言うことはできない。確かに、最初のいくつかの主成分が解釈可能なようにしばしば思われることは注目すべきことなのだが、いくつかの解釈はおそらく、分析者の創意と想像力に多く依存するものである。解釈は注意深くあらねばならないし、分析の初期段階では、変数の選択とそれを変換すべきか否かについて注意深く判断しなければならない。いくつかの状況のもとでは、分析の前に変数を変換しておくことが、単純な解釈のチャンスを高めるかもしれない。逆に、元の変数の対数や累乗や比率等を恣意的に含めると、単純な解釈の発見がむつかしくなることがある。」(Jolliffe (2002) p.64.)

第 1 主成分の特徴は、表 3-1 にあるように、固定資本形成の係数が 0.714、民間消費の係数が 0.692 と際立って大きいことである。これに対して、政府消費 0.097、貿易収支 -0.042 の値はかなり小さいので、解釈はまず、固定資本形成と民間消費が同じ程度の大きな正の係数をとっていることから出発すべきであると考えられる。

1956 年から 2012 年に及ぶ日本の国内総生産 4 項目の全変動のうち 71.4% を説明する第 1 主成分が表わしているのは、固定資本形成が増大すれば民間消費も増大する、民間消費が増大すれば固定資本形成も増大するという、あるいは一方が減少すれば他方も減少するという、もともと基本的な景気循環過程の進行であるということが出来る。そのような基本的な過程の進行には政府消費の支援もほとんど必要なく、貿易収支黒字に依存する必要もなく、むしろ貿易収支の係数は若干のマイナスさえ示している。まさに第 1 主成分は、日本経済の「正常な」循環過程を代表する指標なのである。

これを時系列を追って検討したのが「図 6：第 1 主成分の検討(1)」「図 7：第 1 主成分の検討(2)」である。これは、固定資本形成と民間消費の 2 つに限定して固有ベクトル（係数）を掛けて合計し、それを第 1 主成分（平均≠0）と比べたグラフ

である。まず、図 6 によれば、固定資本形成と民間消費の相関係数が 0.719 と高いために、両者がほぼ同じような上下動を繰り返しており、その合計はこの上下動を増幅するような軌跡を描いている。そして、図 7 によれば、この両者の合計でほぼ完全に第 1 主成分が表現されていることがわかる。

第 1 主成分を観察することで、じつに多くの知見を得ることができる。1970 年までの順調な拡大期の後、日本経済は大きな変動期に突入するが、その多くが固定資本形成の大きな上下動によってもたらされたことがわかる。それでも 70 年代は民間消費が安定的に推移することで、全体として高い水準を維持することができた。図 5 で民間消費が先導・追従の Kick-starter を務めていた背景は、このようなものであろう。

この後、日本経済は、1979 年の第 2 次オイル・ショックを経た 1980 年代前半に停滞期に入るが、87 年から 90 年にかけて未曾有のバブル期に突入する。しかし、株式投機・土地投機によって特徴づけられるバブルも、国内総生産でみれば固定資本形成と民間消費が相乗効果を示す「正常な」景気循環として現れるのである。さらに興味深いのは、バブル期の相乗効果は、まず固定資本形成が先行し、それを追いかけるようにして民間消費が急増し、最後には逆転しているということであろう。典型的な boom & burst の道行である。これもまた、第 5 図において固定資本形成がバブル期に久々の Kick-starter に返り咲いていることによく表れている。

1998 年の金融恐慌⁷以来、「正常な」景気循環過程は完全に解体し、固定資本形成の収縮とともに日本経済は奈落の底に引きずり込まれていく。これを首の皮一枚残して支えたのは民間消費であった。しかし、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズ・ショック以降 2012 年現在、日本経済は再び基本的景気循環を回復しつつある。

第 2 主成分の特徴は、表 3-1 にあるように、貿易収支の固有ベクトルが 0.725 と圧倒的に大きいことである。これに対して、民間消費が 0.508、固定資本形成が -0.459 となって、正負に分裂している。政府消費は 0.079 と小さな値なので、ひとまずこれを捨象して第 2 主成分の解釈を行なうことにしよう。

国内総生産 4 項目の全変動のうち 15.7%を説明する第 2 主成分は、貿易収支黒字が多ければ多いほど増加し、固定資本形成が少なければ少ないほど増加するという関係を表わしている。実際、両者の相関係数は -0.198 で、逆相関している。明らかにこれは、国内経済の収縮に伴う過剰資本の形成と、その対外的排出という「非正常的な」経済の収縮過程、国際過剰資本の展開過程を表わしているものと考えられる。逆に第 2 主成分の減少は、過剰資本の収縮過程を表わしている（板木（2006）第 6 章）。

次に、固定資本形成と民間消費の関係について。すでに述べたように、固定資本形

⁷ 1997 年 11 月に北海道拓殖銀行が破綻し、山一証券が廃業する。98 年 10 月には日本長期信用銀行が一時国有化され（現在の新生銀行）、12 月には日本債券信用銀行（現在のあおぞら銀行）も一時国有化されて、まさに金融恐慌前夜の状況であった。板木（2006）233 ページ参照。

成と民間消費の相関係数は 0.719 と高く、両者はほぼ同じような上下動を繰り返している。ところが、第 2 主成分の固有ベクトルは、民間消費が 0.508、固定資本形成が -0.459 となって、正負に分裂している。負荷量をみると、民間消費 1,611,578、固定資本形成 -1,458,606 となって、わずかに民間消費が上回っている。つまり、資本過剰期に固定資本形成が減少して国内総生産が全体として収縮するもとの、国内過剰資本が貿易収支黒字となって対外的に排出されることによって、民間消費が一定程度維持される関係を表わしているものと考えられる。

以上を時系列を追って検討したのが「図 8：第 2 主成分の検討(1)」「図 9：第 2 主成分の検討(2)」である。これは、正負に注意しながら固定資本形成と民間消費に固有ベクトル（係数）を掛けて合計し、この合計と固有ベクトルを掛けた貿易収支、第 2 主成分の 3 つを比較したものである。貿易収支の変動が、民間消費と固定資本形成の合計と合わさることで、基本的に貿易収支と同じ方向に強められていることがわかる。ちなみに、第 2 主成分と貿易収支の相関は、0.823 ときわめて高い。また、第 2 主成分のピークは 1975 年、83 年、92 年、98 年、02 年、10 年にきており、これは国内に過剰資本が溢れかえっていた年とぴったり一致する。中でも、75 年、83 年、92 年は、貿易収支が減少に転じているにもかかわらず、第 2 主成分がピークを迎えている。つまり、過剰資本の存在がさまざまな攪乱要因——たとえば、財政政策の発動——によって貿易収支増大として直接現れない場合にも、その存在を示唆する指標として機能していることがわかる。言い換えれば、国内総生産を構成する諸項目から過剰資本にかかわる変動を集中的に組み入れて表現しているのが第 2 主成分であると解釈できる。

第 3 主成分の特徴は、表 3-1 にあるように、民間消費の固有ベクトルが 0.476、これに対して、貿易収支が -0.685、固定資本形成が -0.525 となっていて、第 2 主成分と比較すると貿易収支の符号がマイナスに逆転している。主成分分析の解釈を行なう際に留意すべき点は、固有ベクトルに関して、民間消費 0.476、貿易収支 -0.685、固定資本形成 -0.525 という組み合わせと、すべての符号を逆転させた民間消費 -0.476、貿易収支 0.685、固定資本形成 0.525 の組み合わせは、まったく同じことを意味しているという点である。プラス方向に増大するか、マイナス方向に増大するかの違いだけである。では、固有ベクトルが 0.172 と比較的小さな政府消費をここでもひとまず捨象して、以下、第 3 主成分の解釈を行なうことにしよう。

寄与率は 8.1%と小さいものの、第 3 主成分のもつ意義は重大である。表 5 にあるように、民間消費と固定資本形成は 4 項目の間でもっとも高い正の相関関係にある。にもかかわらず、両者の符号が逆転していることをどのように解釈すべきか。また、民間消費と貿易収支も、わずかとはいえ正の相関関係にある。その両者もまた正負が逆転しているのである。さらにまた、本来逆相関している固定資本形成と貿易収支が同じマイナスの符号をとっている。つまり、第 3 主成分において

は、3つの項目が本来の相関関係と逆の関係で結合されているわけである。この解釈は、きわめてむづかしい。

第3主成分の値は、民間消費が大きければ大きいほど、大きくなる。しかし、第1主成分の場合と異なって、第3主成分では固定資本形成が小さければ小さいほど、その値が大きくなる。より正確には、民間消費と固定資本形成の間の乖離が大きければ大きいほど、この値は大きくなるのである。つまり、固定資本形成がそれほど伸びていないにもかかわらず、民間消費がいわば自律的に増大している場合に大きくなる。あるいは逆に、民間消費がそれほど減少していないにもかかわらず、固定資本形成がそれとはかかわりなく、いわば自律的に大きく減少している場合に大きくなる。これはまさに、第1主成分において民間消費と固定資本形成が一体となって上下動を繰り返していた状況と対極にある事態である。この意味において、第3主成分は第1主成分の対立的モメントであるといえることができる。

次に、民間消費と貿易収支の間の乖離が大きければ大きいほど、第3主成分の値は大きくなる。つまり、貿易収支がそれほど伸びていないにもかかわらず、民間消費がいわば自律的に増大している場合に大きくなる。あるいは逆に、民間消費がそれほど減少していないにもかかわらず、貿易収支がいわば自律的に赤字傾向を強めている場合に大きくなる。これは、第2主成分において民間消費と貿易収支が一体となって運動していたのとは対極にある事態である。この意味において、第3主成分は第2主成分の対立的モメントであるといえることができる。

このことを時系列を追って検討したのが「図10：第3主成分の検討」である。たいへん煩雑なグラフながら、目を凝らして観察すると、第3主成分のピークが1975、79、82、87、90、94、99、2001、05、08、11年にきていることがわかる。固定資本形成と貿易収支の固有ベクトルがマイナスであることに注意しながら、この両者の変動を主成分に重ね合わせてみると、次のような要因からピークが訪れたことがわかる。75年：固定資本形成急減（世界同時不況）、79年：貿易収支急減（第2次石油危機）、82年：固定資本形成・貿易収支急減（世界同時不況）、87、90年：民間消費と固定資本形成急増するも貿易収支減少（バブル経済）、94年：民間消費増大・貿易収支減少（バブル崩壊後の若干の回復期）、(98-)99年：民間消費急減・貿易収支急増するも固定資本形成崩壊（金融危機）、01年：民間消費低迷するも固定資本形成・貿易収支急減（世界的ITバブル崩壊）、05年：民間消費が若干回復・貿易収支減少（ITバブル崩壊からの回復期）、08(-09)年：民間消費崩壊・固定資本形成崩壊・貿易収支急増（リーマン・ショック）、11年：民間消費・固定資本形成停滞・貿易収支急減（東日本大震災）。これらの事実から、民間消費の自律的増大という事態は、実際には87、90年のバブル期、94年の平成バブル崩壊後の回復期、05年のITバブル崩壊後の回復期以外にはほとんど見られないということがわかる。そして、第3主成分の上昇の多くは、民間消費がそ

れほど大きく変動しない状況の下で、固定資本形成が減少したり、世界経済情勢に規定されて貿易収支が減少したりする場合に発生している。

第 3 主成分が表わしているものを、積極的な側面と消極的な側面とに分けて整理してみよう。まず、消極的な側面でいえば、バブルにかかわる民間消費の膨張、固定資本形成の思わぬ急落、世界同時不況やオイル・ショック、震災に伴う貿易収支の急減といった、いわば資本主義経済の順調な発展にとっての「異常事態」がそれである。その意味で、日本経済の基本的かつ「正常な」景気循環過程の指標である第 1 主成分の対立的モメントであり、過剰資本の貿易収支黒字への転嫁によってひとまず民間消費を維持・上昇させる第 2 主成分にとっても対立的モメントであるということができよう。次に、積極的側面でいえば、固定資本形成や貿易収支の思いがけない減少に対して、民間消費が抵抗して一定の水準を維持するという点である。確かに第 1 主成分は、日本経済の順調な展開を示すとはいえ、それはあくまで「資本主義経済」の順調な展開にすぎない。固定資本形成が低落すれば、本来維持されなくてはならない国民の民間消費まで低落する。また、第 2 主成分は、第 1 主成分が機能不全に陥った局面で、対外的に矛盾を転嫁して民間消費を維持しているにすぎない。したがって、第 3 主成分は、このような第 1、第 2 主成分が示す経済の資本主義的あり方に対して、経済そのものの本来的姿——国民の消費あってこそその経済活動——を示している、あるいは経済の特殊歴史的あり方に対する歴史貫通的あり方を示すという意味において、両主成分に対する対立的モメントなのである。

第 4 主成分の特徴は、表 3-1 にあるように、政府消費の固有ベクトルが 0.977 と飛びぬけていることである。これに対して、貿易収支、固定資本形成はほとんど無視しうる程度であり、民間消費だけが -0.193 と若干大きな係数を示している。したがって、政府消費と民間消費の関係から第 4 主成分の解釈を行なっていくことにしよう。確かに第 4 主成分の寄与率は 4.8% ときわめて小さいが、その量的小ささにもかかわらず、それが持つ概念的な意義は重要である。

表 5 にあるように、政府消費と民間消費は係数 0.345 の正の相関関係にある。その両者が、固有ベクトルで 0.977 と -0.193 というように、正負逆の係数で結合されている。この -0.193 を見くびってはならない。民間消費の変化額は絶対額において政府消費を圧倒しているから、実際にはきわめて大きな負の影響を政府消費に与えている。通常、政府消費は民間消費とともに上下運動するが、民間消費が上昇するときに、それ以上に政府消費が増大したり、逆に民間消費が減少するときに、それ以上に政府消費が減少したりする場合に、第 4 主成分は上下に変動することになる。つまり、両者の乖離分がここに表現されているわけである。

これを時系列に沿って見たものが「図 11：第 4 主成分の検討」である。1980 年の異常な政府消費の増大が眼を射るが、これを除いて考えれば、第 4 主成分はほぼ政府消費の上下動と強く相関していることがわかる。実際、第 4 主成分と政府消

費、民間消費の相関係数を計算すると、それぞれ 0.905、-0.067 となる。このグラフによれば、第 4 主成分がピークを迎えるのは、1974、80、91、95、2000、09 年である。これらは政府消費のピークとほとんど一致するから、第 4 主成分と政府消費の間に違いがないように思われるかもしれないが、そうではない。後にみるように、政府消費を決定づけているものは、第 4 主成分だけではない。景気の通常の上下動を表わす第 1 主成分によっても政府消費は大きく影響されているし、過剰資本の対外的排出を表わす第 2 主成分、種々の「異常事態」を表わす第 3 主成分によっても影響されている。

結局、第 4 主成分は、民間消費、貿易収支、固定資本形成と乖離した、政府消費が経済全体にもたらす自律的な変動分を表わしているものと理解することができる。もとより、政府消費のすべてが自律的に変動しているわけではない。第 4 主成分だけでなく、その他すべての主成分によっても政府消費の変動は規定されている。逆にまた、そのような自律的な変動の影響が政府消費だけにとどまるわけでもない。わずかとはいえ、貿易収支と固定資本形成の固有ベクトルがそれぞれ 0.067、0.059 と正の係数を示しているように、政府消費の自律的な変動は、貿易収支と固定資本の一部にもプラスの効果をもたらしている。これらをすべて総合したものが、第 4 主成分の中身なのである。

このように第 4 主成分を解釈すると、これが第 1、第 2、第 3 主成分とはまったく異なる次元に立つ主成分であることがわかる。第 1 主成分は日本経済の「正常」な景気循環過程、第 2 主成分は過剰資本が発生した「非正常」な景気循環過程、第 3 主成分は「異常事態」による景気循環の攪乱過程、あるいは経済の歴史貫通的あり方をそれぞれ表わすものとする、それらは一括して、日本経済の内的メカニズムを示していると言えるだろう。これに対して第 4 主成分は、このような内的メカニズムに対して経済外的に行使される政策的メカニズムを示すものと考えることができる。その意味で、これまでとまったく次元を異にする対立的なモメントなのである。

ただし、「政策的」とはいつても、日本経済の「正常」な景気循環過程にかかわる財政政策、「非正常」な景気循環過程にかかわる財政政策、「異常事態」にかかわる財政政策は、それぞれ第 1、第 2、第 3 主成分の中に含まれている。固有ベクトルの政府消費の行にある 0.097、0.079、0.172 がそれであり、負荷量でいえば政府消費の行にある 655,022、249,658、392,460（単位：100 万円）がそれである。第 4 主成分の負荷量が 1,712,535 であるから、政府消費の比重は、第 2 < 第 3 < 第 1 < 第 4、となる。つまり、経済メカニズムとは直接的にはかかわりのない自律的な支出が最大で、その次に経済の通常の上下動にかかわる支出がきている。ちなみに、4 つの比重を計算すると、8.30% < 13.04% < 21.76% < 56.90%、となる。

(4) 発生的主成分分析

ここまで、主成分分析を日本の国内総生産の 4 項目に適応して分析を行ってきた。その際の基本的な手法は従来の主成分分析と変わらないが、すでに 2 つの点で従来と異なる内容を含んでいる。第 1 に、多くの変数に対して主成分分析を施し、縮約した数の主成分を抽出するのが従来型である。これに対して、ここではむしろ変数の数を比較的少数に絞り、すべての主成分を用いて分析を行なっている。第 2 に、主成分の特徴である直交関係を厳密に解釈し、事物に潜んでいる対立的諸モメントの抽出を試みている。ここからは、以上 2 つの特徴点をさらに徹底することで、従来型の主成分分析を発生的主成分分析へと展開させていくことにしよう。

発生的主成分分析 (Developmental Principal Component Analysis, Developmental PCA) とは、 n 個の変数から導出された n 個の主成分を前提にしながらも、その中で最大の分散 (負荷量の 2 乗) をもつ 2 個の変数から順次 3 個、4 個…、 n 個と変数の数を増やしながら何度も主成分分析を繰り返す手法である。こうすることで、分析対象がもつもっとも基本的な対立関係から出発して、これを順次対立関係の重層構造として概念的に対象を再構築することが可能になる。この手法は、もっとも単純な形態から複雑な形態 (個別的形態→特殊の形態→一般的形態) へと一歩一歩分析の歩みを進めていく弁証法ときわめて親和性の高い方法である。

1. 2 主成分分析——基本的な対立関係の抽出

表 3-2 から 4 項目の「分散 (負荷量 2 乗)」をみると、最大値を示しているのは固定資本形成 (26,927,674,758,067)、2 番目が民間消費 (25,815,719,992,730) であることがわかる。つまり、4 項目の中でこの 2 つが最大の変動を示し、その意味で戦後日本経済展開の中軸をなしていたことがわかる。そこでまず、この 2 つの項目に限定した主成分分析を行なってみよう (「表 6: 発生的主成分分析 (日本の国内総生産)」参照)。2 つの変数から 2 つの主成分が抽出されている。

第 1 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 0.717、民間消費 0.697 で寄与率 86.0%と圧倒的である。固定資本形成と民間消費が高い正の相関関係にあり (0.719)、固有ベクトルがともに大きな正の値をとっていることから、両者が共に手を取り合って増大するときに第 1 主成分も増大し、両者がともに減少するときに第 1 主成分も減少することは明らかである。このような、資本主義一般の発展にとって基本的な、あるいは「正常」ともいえる関係が、もっとも基本的な 2 主成分分析の第 1 主成分として登場してきたことの意義は大きい。まさに、日本資本主義発展の中軸ともいべき循環がここに抽出されたわけである。

一般的に、互いに相関係数の高い諸変数を組み合わせると、第 1 主成分が構成されると、寄与率が高くなる。この対極として、もし相関ゼロの諸変数を主成分分析すると (たとえば、導出した主成分をさらに主成分分析する)、第 1 主成分の寄与率は低く表れ、第 2、第 3 等々と進んでいっても、なかなか寄与率が低下していかない。つまり、互いに相関係数の高い諸変数が組み合わせられることによって、その事物を一体となって動

かしていく合成力が第 1 主成分として現われ出てくるわけである。言い換えれば、事物を統一体としてまとめあげ、維持しようとする力、あるいはそのような力を体現した循環がここに表わされることになる。

第 2 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 -0.697 、民間消費 0.717 で寄与率 14.0% である。固有ベクトルの絶対値が両者で逆になり、固定資本形成の符号がマイナスになっている。つまり、絶対値が逆転しているという点から第 1 主成分の対立モメントであるだけでなく、民間消費が大きければ大きいほど、そして固定資本形成が小さければ小さいほど、より正確には両者の乖離が大きければ大きいほど、第 2 主成分の値が大きくなるという量的意味においても、第 1 主成分の対立的モメントなのである。主成分間の直交関係がもっとも純粋に鮮明な形で現れている。

寄与率が 14.0% にとどまっていることからわかるように、日本資本主義の戦後展開の中で、このような力が優勢に働いたのはそれほど頻繁なことではない。しかし、民間消費が増大しているのに固定資本形成が低下する、民間消費の減少がそれほどでもないのに固定資本形成が大幅に低下する、あるいは固定資本形成が増大する以上に民間消費が急増する、といった事態は、第 1 主成分が代表する正常な資本主義的循環の対極にある事態であるといつてよかろう。何らかの理由による資本蓄積意欲の衰退、異常なバブル経済の現出を背景とする第 2 主成分の上昇は、資本主義にとっての「異常事態」、それを解体に向かわせる力を代表しているという概念的意味において、第 1 主成分の対立的モメントなのである。

しかし、それだけではない。すでに通常の主成分分析の第 3 主成分の解釈で論じたように、ここには資本主義経済発展の積極的側面と消極的側面の二つがすでに明瞭に表現されている。確かに、これを資本主義経済の発展としてみれば、資本蓄積意欲の衰退、異常なバブル経済の現出は「異常事態」であり、それを解体に向かわせる力を代表しているということができる。しかし、これを資本主義経済の発展としてみれば、たとえ固定資本形成が減少しても一定の民間消費を維持しようとして働く力は、経済そのものの本来的姿を示しているということができよう。このように、第 2 主成分は、資本主義経済の歴史性に対する歴史貫通性を示すという意味においても、第 1 主成分の対立的モメントなのである。

一般的に、相関係数の高い諸変数が組み合わされて事物の中軸を示す第 1 主成分に対して、それら諸変数が正負逆転して組み合わされた第 2 主成分が登場する場合、それは事物にとっての基本的な対立的モメントを示していると解釈される。すなわち、時間の推移とともに事物を統一体としてまとめあげようとする力に対して、それを解体していこうとする力がそれである。しかし、その解体という意味は、事物をそれ自身の歴史性において解体することと、事物をその歴史貫通性において解体するという 2 つの意味を持っていると考えられ、ここでの意味は前者である。しかしながら、事物が事物として自己を維持していこうとする限り、第 2 主成分の寄与率はマイナーなものにとどまる。

2. 3 主成分分析——展開された対立関係の抽出

表 3-2 から 4 項目の「分散（負荷量 2 乗）」をみると、固定資本形成と民間消費の次に値の大きい項目は、貿易収支（7,817,923,877,106）である。そこで、次にこの貿易収支を加えて 3 変数による主成分分析を行なってみよう（表 6 参照）。日本経済の中軸に対して、対外貿易関係が付加されたことになる。

第 1 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 0.719、民間消費 0.694、貿易収支 -0.043 で、寄与率 75.0% と他を圧倒している。また、これを負荷量でみると、固定資本形成 4,842,692、民間消費 4,676,563、貿易収支 -290,575 となっている。ここからまず押さえておくべきことは、第 1 主成分の性格が、基本的に変化していないという点である。貿易収支 -0.043、-290,575 は無視しうる値であるから、ここでも第 1 主成分は、日本資本主義発展の中軸、その通常の景気循環過程を代表していると理解して問題なかろう。しかし、より詳しく見るならば、貿易収支は固定資本形成に対して負の相関（-0.198）、民間消費に対してわずかながら正の相関（0.045）であったから、その効果が若干相殺されながらこの第 1 主成分に反映されていると考えられる。第二次世界大戦後の日本経済は、貿易依存的と言われながらも、やはりその中軸は国内の固定資本形成と民間消費にあったわけである。

第 3 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 -0.529、民間消費 0.506、貿易収支 -0.682 で、寄与率 8.5%、変動を説明する主成分としては最小であるが、2 主成分分析で抽出した基本的対立モメントの特徴を引き継いだものとなっている。すなわち、民間消費と固定資本形成の逆関係である。資本蓄積意欲の衰退、異常なバブル経済といった日本資本主義にとっての「異常事態」がここに組み込まれている。しかし、それだけではない。貿易収支が付加されることで、新たな「異常事態」がここに反映されている。

貿易収支の固有ベクトルは -0.682 と、マイナスながら絶対値が最大である。あるいは、絶対値でみれば 3 項目が概ね拮抗しているといってもよかろう。このことは、固定資本形成 -1,196,902、民間消費 1,143,623、貿易収支 -1,541,779 という負荷量によっても確認できる。つまり、ここには固定資本形成と民間消費が乖離するという関係に加えて、民間消費と貿易収支が乖離するという事態が組み込まれている。すなわち、民間消費がそれほど増大していないのに貿易収支が減少する、あるいは民間消費がわずかに減少するだけなのに貿易収支が急減するといった状況の下で第 3 主成分が上昇することになる。もちろん、理論的には貿易収支が増大するもとの民間消費が急増するといった事態も考えられるが、すでに検討したように戦後の日本経済でそのような事態が生ずることはなかった。とするならば、たとえばオイル・ショックや世界同時不況、東日本大震災といった外的要因によって入超に陥ったり、輸出競争力の低下によって徐々に収支が悪化したりといった、新たな「異常事態」がここに反映されていると考えられるわけである。このような意味において、第 3 主成分は、第 1 主成分の基本的な対立的モメントなのである。

しかし、ここにもまた 2 主成分分析で論じたように、資本主義的経済発展の積極的側面と消極的側面の二つが表れている。貿易収支の減少が起こるだけでは、第 3 主成分の上昇は生じない。貿易収支の減少にもかかわらず、民間消費が一定水準に持ちこたえて初めて、第 3 主成分の上昇が生ずる。確かに、突発的入超や輸出競争力の低下という事態は、資本主義経済にとってはある種否定的な、「異常事態」かもしれない。また、このような「異常事態」が恒常化すれば、当該国の資本主義経済をいずれ解体させる力となって作用することは疑いない。しかし、これを資本主義経済の発展としてみれば、たとえ貿易収支が減少しても一定の民間消費を維持しようとして働く力は、経済そのものの本来的姿を示しているということができよう。このように、貿易収支に関して第 3 主成分は、資本主義経済の歴史性に対する歴史貫通性を示すという意味においても、第 1 主成分の基本的な対立的モメントなのである。

第 2 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 -0.451 、民間消費 0.513 、貿易収支 0.731 で、寄与率 16.6% となっている。第 3 主成分と比較すると、貿易収支の符号が逆転している点の特徴である。そして、貿易収支の負荷量を横にみても、この第 2 主成分が最大 ($2,314,391$) となっている。第 1 主成分において無視しうるほどに小さく ($-290,575$)、第 3 主成分においてマイナス ($-1,541,779$) の固有ベクトルをとっていた貿易収支が、この第 2 主成分においては主役を演じているわけである。

第 2 主成分でもっとも注目すべきは、固有ベクトルの符号が貿易収支と固定資本形成で逆転している点である。つまり、両者は負の相関関係 (-0.198) にあるから、通常貿易収支が増大すれば固定資本形成は減少する関係にある。まさにそのような状況の下で第 2 主成分の値が上昇する。つまり、国内経済が収縮して固定資本形成が落ち込み、ここで発生した過剰資本を貿易黒字として対外的に排出する状況の下で、第 2 主成分の値が上昇する。過剰資本の国内的形成と対外的排出を示す指標が、この第 2 主成分である。

しかし、それだけではない。このような対外的排出効果によって民間消費が維持・増大する効果もまた、この第 2 主成分の上昇として反映されることになる (民間消費固有ベクトル 0.513)。つまり、貿易収支がもたらす国内的総合効果を示すものが、この第 2 主成分なのである。この総合効果によって、資本主義経済の中軸をなす固定資本形成が減少する困難な状況の下でも民間消費が維持され、近隣窮乏化とはいえ一國資本主義を保っていくことが可能となる。

2 主成分分析においては、相関係数の高い中軸となる変数を組み合わせて、事物を統一体としてまとめあげようとする力を示す第 1 主成分と、これらの変数を正負逆転して組み合わせることで、事物を根底的に解体していこうとする力を示す第 2 主成分が抽出された。これに対して 3 主成分分析では、この第 2 主成分が展開・分裂して第 3 主成分に後退し、新たに、事物を解体していこうとする力と、それを維持していこうとする力を同時に表現する新たな第 2 主成分が抽出された。このような意味において、第 2 主成分は、第 1 主成分

と第 3 主成分のいずれに対しても対立的モメントなのである。なお、この抽出にあたっては、旧第 1 主成分に埋もれていた解体的力が分離されて新第 2 主成分に組み込まれ、さらに旧第 2 主成分に顕在化していた解体的力が一部分離して新第 2 主成分に組み込まれるから、新第 1 主成分と新第 3 主成分の寄与率が以前と比べていくぶん低下することになる。

ここで改めて 2 主成分分析の固有ベクトルと 3 主成分分析の固有ベクトルを比較してみよう。2 主成分分析でみられたみごとな絶対値と正負の逆転関係が、3 主成分分析においては、第 1 主成分対第 2・第 3 主成分という二重の対立的関係に転化していることがわかる。この転化・展開の結果として、2 主成分分析でみられた鮮やかな対称性が 3 主成分分析において破れることになったわけである。

一般に、主成分の解釈はむつかしく、その結果は不十分な推測の域を出ないことが多い。解釈は、おおむね 3 つの基準にもとづいて行なわれる。第一は固有ベクトルの符号、第二は固有ベクトル絶対値ないしは負荷量の大小、そして第三は固有ベクトルの組み合わせ。しかし、たとえば、なぜ第 2 主成分の固有ベクトルが固定資本形成 -0.451 、民間消費 0.513 、貿易収支 0.731 といった特定の値をとるのかという点に関しては、ほとんど答えることができない。せいぜい、民間消費よりも貿易収支との連動性が高いということが言えるだけである。これに対して、発生的主成分分析では、最初の 2 主成分分析でもっとも単純かつ鮮明な対立関係が対称的固有ベクトルとして示されるから、3 主成分分析以下では、この対称性の破れとして係数の変化を追跡することができる。

具体的には、2 主成分分析の第 2 主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 -0.697 、民間消費 0.717 、これが対立的モメントの基準値、あるいは対称性の基準値である。この固定資本形成 -0.697 が、3 主成分分析では第 2 主成分の -0.451 と第 3 主成分の -0.529 の二つに分離することで値を低下させている。民間消費 0.717 も同様で、3 主成分分析では第 2 主成分の 0.513 と第 3 主成分の 0.506 の二つに分離することで値を低下させている。つまり、この二つの主成分が二個一になって新しい第 1 主成分との対称性を維持しているわけである。このような対称性の再構成が、新たな変数、すなわち貿易収支の付加によってもたらされたことは言うまでもない。貿易収支と組み合わせられることによって、対称性を分かち合った二つの主成分に新たな意味が付与されることになる。こうして、2 主成分分析から求められた対称性の基準値からの破れとして係数の変化を追跡することで、主成分解釈は、いま一步その精緻さを向上させるものと期待される。

3. 4 主成分分析——全体的な対立関係の抽出（対立関係の重層構造）

表 3-2 から 4 項目の「負荷量 2 乗（分散）」をみると、最後に付加されるべきは、合計が $3,578,185,270,181$ の政府消費である。では、いよいよこの政府消費を加えて 4 変数すべてによる主成分分析を行なってみよう（表 6 参照）。国内外の経済メカニズムを代表する固定

資本形成、民間消費、貿易収支に対して、いわば経済外的な政策的要素が付け加えられることになる。

第1主成分の固有ベクトルは、固定資本形成 0.714、民間消費 0.692、貿易収支 -0.042、政府消費 0.097 で、寄与率 71.4%と他を圧倒している。また、これを負荷量でみると、固定資本形成 4,833,451、民間消費 4,683,135、貿易収支 -287,146、政府消費 655,022（それぞれ単位 100 万円）となっている。ここで改めて、2主成分分析、3主成分分析、4主成分分析の第1主成分を比べると、固定資本形成 0.717、民間消費 0.697 という対称性の基準値にほとんど変化がないことがわかる。このように、政府消費を変数に付加しても、日本資本主義の中軸を表わす第1主成分はほとんど変化しない。言い換えれば、政府消費が生み出す変動は、この中軸とはまったく異なる次元と傾向をもった力として日本経済に作用しているということになる。ただし、わずかとはいえ政府消費の固有ベクトルが 0.097 の値を示しているのは、この中軸の変動に促された政府消費の変動がわずかながらも組み込まれたものと理解することができる。

次に検討すべきは、第3主成分である。その固有ベクトルは、固定資本形成 -0.525、民間消費 0.476、貿易収支 -0.685、政府消費 0.172 で、寄与率 8.1%となっている。これまで検討してきたように、ここには民間消費と固定資本形成の乖離、民間消費と貿易収支の乖離という事態が組み込まれている。すなわち、資本蓄積意欲の衰退、異常なバブル経済、あるいはオイル・ショック、世界同時不況、東日本大震災、輸出競争力の低下といった日本資本主義にとっての「異常事態」がここに反映されているわけである。しかし、これまでと違って、民間消費と政府消費が増大しているのに固定資本形成と貿易収支が減少する、あるいは民間消費と政府消費がわずかに減少するだけなのに固定資本形成と貿易収支が急減するという新しい関係の中で第3主成分が上昇することになる。民間消費と政府消費が正の相関関係 0.345 にあることを思い出そう。つまり、「異常事態」に促されて政府支出が動員される効果が、この中に組み込まれていると考えられる。しかし、負荷量を比較してもわかるように、政府消費の働きは、この第3主成分の中ではあくまで脇役に過ぎない。

しかし、ここにもまた、資本主義経済発展の積極的側面と消極的側面の二つが新たな姿をとって表現されている。上記のようなさまざまな要因によって、民間消費と政府消費が増大しているのに固定資本形成と貿易収支が減少する、あるいは民間消費と政府消費がわずかに減少するだけなのに固定資本形成と貿易収支が急減するという状況は、資本主義経済にとっては由々しき「異常事態」かもしれないが、これを資本主義経済の発展としてみれば、たとえ固定資本形成と貿易収支が減少しても一定の民間消費と政府消費を維持しようとして働く力は、経済そのものの本来の姿を示しているということができよう。年々歳々人々の生活を維持し、必要な公共政策のために財政支出を行なうということは、資本主義という経済の特殊歴史的規定性を越えた、いずれの社会にとっても必要な歴史貫通的事態なのである。

では、第 2 主成分はどうか。固有ベクトルは、固定資本形成 -0.459 、民間消費 0.508 、貿易収支 0.725 、政府消費 0.079 で、寄与率 15.7% となっている。3 主成分分析と同様、貿易収支が第 2 主成分において主役を演じている点に変化はない。ここに政府消費が、わずかながら民間消費と同じく正の係数 0.079 で付加された構成となっている。すなわち、国内経済が収縮して固定資本形成が落ち込み、ここで発生した過剰資本を貿易黒字として対外的に排出する状況の下で、第 2 主成分の値が上昇する。この対外的排出によって民間消費が維持・増大する効果、そして国内経済収縮に直面して政府支出が動員される効果もまた、この第 2 主成分の上昇として反映されることになる。過剰資本の国内的形成と対外的排出の総合効果を示す指標が、この第 2 主成分である。

以上のような国内外の経済メカニズムを代表する第 1 主成分、第 2 主成分、第 3 主成分に対して、政府消費を中核とした経済外的な政策的効果を代表するものが、第 4 主成分である。固有ベクトルは、固定資本形成 0.059 、民間消費 -0.193 、貿易収支 0.067 、政府消費 0.977 で、寄与率 4.8% となっている。すでに詳しく検討したように、第 4 主成分は、民間消費、貿易収支、固定資本形成と乖離した、政府消費が経済全体にもたらす自律的な変動分を表わしているものと理解することができる。第 1、第 2、第 3 主成分とはまったく異なる次元に立つ主成分であり、景気変動に対するケインズの財政政策などとは関係のない、基礎的インフラ整備、教育・保険・福祉、年金、軍事などの支出の変動がここに反映されているものと考えられる。

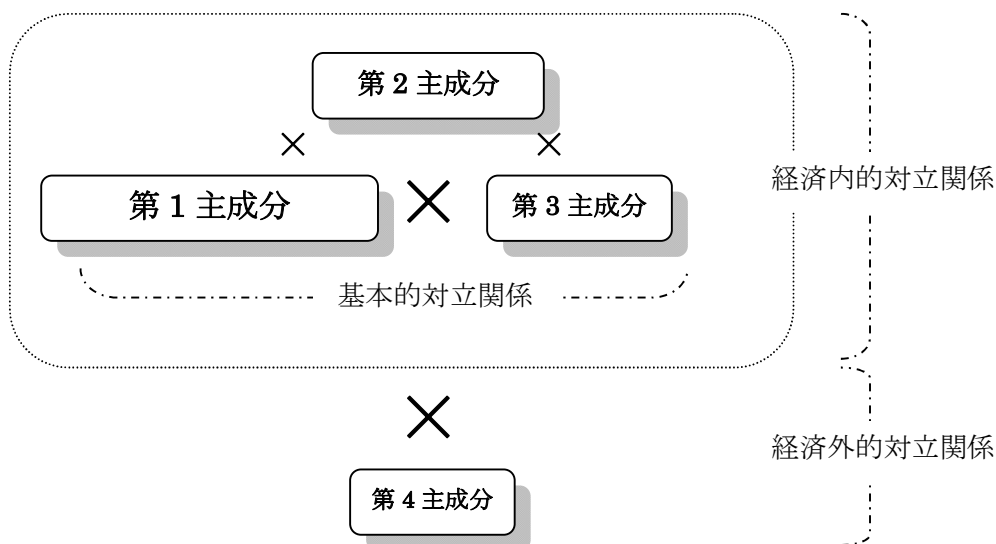
ここまで 4 つの段階を踏みながら、通常の主成分分析とは異なる発生的主成分分析の手法を説明してきた。「発生的」とは、歴史的・時間的「発生史」を意味するのではない。むしろ「概念的な発生過程」を意味している。そして、分析から析出される諸概念は互いに対立的モメントであり、発生過程は対立物の統一と否定の否定という弁証法的展開をとることが特徴である。つまり、2 主成分分析、3 主成分分析、4 主成分分析それぞれが対立物の統一であり、2 主成分分析から 3 主成分分析への展開、3 主成分分析から 4 主成分分析への展開が否定の否定の過程である⁸。まさに、発生的主成分分析は、「統計学の弁証法」あるいは「弁証法の統計学」であるということができよう。研究対象が対立的モメントの重層構造によって成り立っているということを、統計学の手法によって表現しているわけである。では改めて、発生的主成分分析の特徴を簡潔に整理しておくことにしよう。

通常的主成分分析では、すべての主成分をいっぺんに取り上げて分析・解釈しようとするから、主成分同士の複雑な関係——すなわち、対立関係の重層的構造——を明確に把握することがきわめてむつかしくなる。これに対して発生的主成分分析では、分散の和の大きさにしたがって、まず中軸となる 2 変数に限定した主成分分析が施されるから、分析対象のもっとも基本的な対立関係（対立的モメントの統一）と、その数量的表現である対称性の基準値が正確に抽出される。第 1 主成分は事物を統一体としてまとめあげ維持しようとする力を代表し、第 2 主成分は事物を根底的に解体してい

⁸ 弁証法の理解に関しては、板木（2002a, b, c）（2003a, b）を参照。

こうとする力を代表している。時系列データの場合、この諸力は諸循環という姿をとることになる。次に変数を 3 つに拡大することで、両方の主成分に対して対立的なモメントが新たな主成分として抽出される。そして、その主成分がもとの第 2 主成分から展開・分離してきたものであることも明らかになる。最後に、4 番目の変数が付加されることで、それまでの対立的関係とは異なる、第 1、第 2、第 3 主成分総体に対して対立する、次元を異にした第 4 主成分の抽出が行なわれる。この結果、4 つの主成分は、次のイラストに示すような姿で対立関係の重層構造をなしていることが把握されるのである。

しかし、くれぐれも留意すべき点は、たとえ発生的主成分分析を行なっても、いつも上記のような主成分間の関係が現出するわけではないという点である。確かに、主成分である限りすべてが対立的モメントである。しかし、すべての主成分を並べれば、第 1 主成分とある特定の主成分がかならず基本的対立関係を示すというわけではないし、ましてや第 1 主成分と第 2 主成分がかならず基本的対立関係を示すわけでは決してない。しかしまた、基本的対立関係は、いずれかの主成分（単数あるいは複数）間の関係として重層構造の中に間違いなく埋め込まれているはずである。発生的主成分分析の一般化、あるいは主成分間関係のパターン化は、多くの実証分析の先に残された課題である。



(5) 主成分分析と軌道分析の組み合わせ

1. 主成分重回帰分析

日本の国内総生産に関する発生的主成分分析の結果得られた 4 つの主成分を用いて、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費の 4 項目、そしてそれらの総計としての国内総

生産⁹を再構成する作業を行なってみよう。言い換えれば、57年間（1956—2012年）に及ぶ国内総生産の全変動を、この4主成分に分解し、日本資本主義を貫く4つの力・循環によって決定係数1.00で説明しきろうというわけである。こうすることによって、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費という「眼に見える世界」が、主成分という「眼に見えない世界」と結び付けられることになる。

通常の主成分分析の手法を用いてアメリカ国内総生産の変動を説明しようとした先駆的研究として、Stone（1947）がある。彼は、国内総生産に関係すると予想される17の変数に対して主成分分析を行ない、これを3つの主成分に縮約して経済学的解釈を施すことで、1922—38年のアメリカ国内総生産の変動の97.5%を説明することに成功した。主成分分析を特徴づける際に、その創始者のひとりであるHotellingを引用しつつ述べたように、「より少数」の諸変数のセットを抽出するという主成分分析の機能を活用したものが、これである。しかし、主成分分析にはもう一つの機能がある。すなわち、「もっと基本的」な独立した諸変数のセットを抽出するという機能がそれである。多くの変数を少数の主成分に縮約するのではなく、少数の変数から出発して、そこから抽出されるすべての主成分を分析に活用するという手法である。わたしたちがこれから試みる手法は、この後者の立場に立つものである。

重回帰分析において、説明変数を X_1 、 X_2 、 X_3 、等々とおき、被説明変数を Y とおくとき、当然のことながら、 X_1 、 X_2 、 X_3 、等々と Y とは異なるデータ・セットである。両者が異なっているからこそ、その間で重回帰分析を行なって回帰式を求め、決定係数を求めるわけである。被説明変数が X_1 、 X_2 、 X_3 、等々の説明変数の中の一つに等しいといったことはあり得ない。しかし、もし、これら説明変数が X_1 、 X_2 、 X_3 、等々から抽出された主成分 Z_1 、 Z_2 、 Z_3 、等々であればどうであろうか。これらすべての主成分を用いて X_1 、 X_2 、 X_3 、等々の重回帰分析を行なうのである。当然ながら、決定係数はかならず1となる。しかも、すべての被説明変数 X_1 、 X_2 、 X_3 、等々に対してかならず1となる。また、これらを合計した被説明変数 $X_1+X_2+X_3+\dots$ に対しても、かならず1となる。このことは、説明変数が被説明変数に等しいということとはまったく異なる次元の問題である。元の説明変数は、合成変数に組み替えられ、そこに経済的意味が付与された上で新たな説明変数として機能しているからである。わたしたちは、このような分析手法を主成分重回帰分析と呼ぶことにしよう。

「表7：日本の国内総生産の主成分重回帰(主成分の平均 $\neq 0$)」がその結果である。固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費、および国内総生産を4つの主成分で重回帰分析して得られた切片と係数の一覧である。固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費の係数が固有ベクトルに完全に一致していることがわかる（表3-1参照）。

では次に、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費、国内総生産ごとに、この

⁹ 正確には、この4項目に在庫増減が加えられることで国内総生産となる。しかし、ここでは単純化のために、これを捨象している。

係数を各年の主成分得点（平均≠0）に乗じて得られた値を計算し、グラフ化してみよう。「図 12：固定資本形成の主成分構成」「図 13：民間消費の主成分構成」「図 14：貿易収支の主成分構成」「図 15：政府消費の主成分構成」「図 16：国内総生産の主成分構成」がそれである。

各年の 4 つの主成分の合計が、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費、および国内総生産それぞれに完全に一致している¹⁰。したがって、わたしたちはここから、各年の国内総生産諸項目の対前年変化額が、基本的な景気循環、過剰資本の対外的排出、種々の異常事態、自律的財政支出それぞれによってどれだけの額引き起こされたのかを知ることができる。本稿は、これらを本格的に分析するだけの紙幅をもたないが、主成分重回帰分析の豊かな可能性を示すためにも、いくつか特徴点を指摘しておこう。

まず、国内総生産である。これまで主成分分析の変数としては取り上げてこなかったが、国内総生産＝民間消費＋固定資本形成＋貿易収支＋政府消費、が成立することから、主成分重回帰の決定係数がほぼ 1 になる。その変動は、基本的な景気循環によってほとんど説明されている。とりわけ、1970 年代初頭までの高度経済成長期はそうである。ところが、この循環過程はその後大きく揺らぎ始め、70 年代半ば、80 年代初頭、そして 90 年代初めのバブル崩壊の前後では、国内の過剰資本を貿易黒字として対外的に排出することによってからくも経済成長を維持していたことが明瞭に見て取れる。このことは、90 年に「正常な」景気循環過程が文字通り崩壊したのち、さらに顕著になっている。自律的財政政策が国内総生産に及ぼす影響は、それほど大きなものではないが、第 2 次オイル・ショック直後の 80 年には異常な伸びを示して、基本的な景気循環の急落を支えている。90 年以降は、この崩壊によってその比重を否応なく高めることになった。種々の異常事態を表わす第 3 主成分について注意すべきは、その係数が負（-0.799）になっていることである。このことは、固定資本形成の思いがけない急落や石油価格騰貴による入超、震災による入超など、実際の第 3 主成分のほとんどが国内総生産にとってマイナス要因であったことを示している。額でみれば第 2 主成分と並ぶほどの規模であり、近年、顕著な減少傾向を示す第 2 主成分を凌駕するまでになっている。なお、2012 年時点のみをみれば、基本的景気循環過程が 90 年代前半期以来の回復基調にあることも、興味深い。

この点、たいへん興味深いところでもあるので、特別に 2000-12 年に限ってグラフ化したものが「図 17：国内総生産の主成分構成（2000-12 年）」である。これによれば、2008 年秋のリーマン・ショックによって引き金をひかれた今次世界経済危機の日本の国内総生産に対する 2009 年における影響（対前年比 30 兆 706 億円減）は、固定資本形成と民間消費の同時的な落ち込みによる基本的景気循環過程の崩壊（25 兆 6956 億円減）によってほとんど説明がつく（85.5%）。その負の影響を緩和すべく、過剰資本の排出（2 兆 189 億円）、自律的財政支出（1 兆 3669

¹⁰ 在庫増減を捨象した国内総生産の場合、重決定係数 0.979 となる。

億円)が機能していたが、異常事態を表わす第3主成分の落ち込み(2兆3032億円減)によってほとんど相殺されてしまっていた。この具体的内容は、民間消費の落ち込みをさらに上回る固定資本形成の急落であった(7兆5953億円減、「図10:第3主成分の検討」より)。しかし、翌2010年には日本経済はV字回復を遂げる(11兆2457億円)。貿易収支黒字による過剰資本排出効果(4兆114億円)もあったが、何より基本的景気循環過程の回復(1兆3407億円)が大きい。ところが、2011年の東日本大震災で日本経済は再び大きく落ち込む(11兆7612億円減)。その原因は、過剰資本の収縮効果(6兆969億円減)と化石燃料の緊急輸入等に伴う第3主成分の悪化であった(5兆469億円減、そのうち貿易収支の悪化分は6兆8776億円)。しかし、ここで注目すべきは第1主成分の動向であって、V字回復した2010年からほとんど悪化していないのである(1488億円)。つまり、日本経済の中軸は、大震災によってもほとんど腰を折られることがなかったことになる。そして、2012年をみれば、過剰資本の収縮効果と化石燃料の緊急輸入等がまだ負の領域にある中、ひとり基本的景気循環過程だけが大きく改善し(10兆2818億円)、国内総生産の本格的な回復基調(5兆2447億円)を支えている。

次に、第二次世界大戦後の日本経済の屋台骨をなしていた固定資本形成について検討していこう。この主たる変動を説明するものは第1主成分である。とくに1970年までは、両者がほとんど一致していたといってもよからう。しかし、ここから両者の乖離が始まる。実際の固定資本形成の額が、日本経済の正常な進行から期待される水準をほとんどの年で下回る状況が常態化する。もちろん、この「正常な」水準そのものが1990年を境に崩壊を開始するわけであるが、それをさらに加速させるように第2、第3主成分が機能している。第2主成分の係数がマイナスであることに留意しよう。つまり、通常のエconomic循環過程から期待される固定資本形成の一部が貿易収支の黒字に置き換えられることで、現実の固定資本形成がさらに収縮している。言い換えれば、国内に形成された貯蓄が国内設備投資に向かわずに、過剰資本となって対外投資の形で排出されているわけである。これはまさに、国際的な意味で経済の空洞化が進行していることを意味し、第2主成分を固定資本形成の構成要素としてみれば経済空洞化の指標の役割を果たしていることになる。次に、第3主成分の係数もマイナスであることに留意しよう。これは、世界同時不況(1975、82年)、オイル・ショック(1979年)、ITバブル崩壊(2001年)、リーマン・ショック(2008年)、東日本大震災(2011年)といった「異常事態」のために固定資本形成が正常な進行水準からさらに引き下げられていることを表わしている。なお、自律的な政府支出の動きを表わす第4主成分に関して言えば、固定資本形成に対してほとんど影響を及ぼしていない。

では次に、民間消費を検討していこう。日本経済の中軸を占める民間消費も、その主たる変動を決めているのは第1主成分である。とくに1970年代初頭までの時期は、両者がほとんど一致している。ところがそれ以降、民間消費と第1主成分の間に大き

な間隙が生じていることが見て取れる。そして、それを埋めているのが過剰資本の排出効果による民間消費の引き上げ分であり、第 3 主成分のプラス効果である。ただし、自律的財政政策がほとんど影響を与えていない点も注目してよかろう。第 1 主成分の大きな上下動を、第 2、第 3、第 4 主成分がいくぶん緩和するような形で民間消費の全体的な変動を生み出している。なお、第 3 主成分が民間消費にプラス効果（係数プラス）として現れる理由は、これがもともと民間消費と固定資本形成・貿易収支との相対的乖離を表わす主成分であるからである。固定資本形成や貿易収支が民間消費に比べて急落するという事は、相対的には民間消費を引き上げる方向に働く。あるいは、引き上げないまでも、固定資本形成や貿易収支の急落に対して、民間消費が自律的に持ちこたえた分が、プラスとなってここに計上されることになる。また、第 4 主成分がマイナス効果（係数マイナス）として現れているのも、これが主に民間消費に対する政府消費の相対的乖離を表わす主成分だからである。これがプラスに動くことが民間消費にとってはマイナスに働く。

貿易収支の主成分構成をみると、その動向がほぼ第 2 主成分によって決定されていることがわかる。つまり、日本の貿易収支は、ほぼ国内過剰資本の動向を正確に反映して変動していると考えることができる。しかし、それだけではない。多くの年で、現実の貿易収支は第 2 主成分が求める水準を下回っているのである。これはおもに、マイナスの係数がついた第 3 主成分の影響によるものである。つまり、世界同時不況のおかげで輸出が伸び悩んで国内過剰資本を十分対外的に排出できなかつたり、バブルで民間消費が思わぬ伸びを示して輸入が増大したり、オイル・ショックで石油価格が急騰して赤字に陥つたりといった諸要因が、第 2 主成分の作用を緩和する役割を果たしている。なお、第 4 主成分はほとんど貿易収支に影響を与えないものの、第 1 主成分がわずかながらマイナス効果を及ぼしている。これは、第 1 主成分が経済循環の「正常な」進行をプラス方向で表わす指標であることから、固定資本形成や民間消費が順調に伸びる時期には貿易収支にマイナスの影響を及ぼすためである。

以上から、貿易収支の主成分構成分析がきわめて有意義な知見をもたらすものであることがわかる。板木（2006）第 6 章では、「民間貯蓄超過＝貿易収支－財政収支」という新しい概念を用いて、国内経済に潜在する過剰資本を計量することを試みた。また、民間貯蓄超過と純固定資本形成、貿易収支と純固定資本形成の 9 年移動相関分析を行なって、国内に過剰資本が発生する時期、あるいはそれと貿易収支黒字化が食い違う時期を特定することを試みた。その目的はほぼ達せられたと考えるが、ここで行なった主成分構成分析のように、貿易収支を全体として 4 つの主成分に余すところなく分解し、基本的景気循環、過剰資本、「異常事態」、自律的財政政策という 4 つの独立した概念で再構成することによって、貿易収支ひいては過剰資本のいっそう深い理解が可能になると考えられる。

政府消費に関して言えば、表 7 にあるように第 4 主成分が圧倒的な回帰係数を示して

いる。しかしながら、第1、第2、第3主成分の分散が大きいために、たとえ小さな係数でも、政府消費の説明変数としてはかなり大きな比重を占めることになる。これをみたものが、図15である。4つの主成分が満遍なく政府消費を構成していることがわかる。それぞれ、経済の通常の景気循環に伴う政府消費、過剰資本発生時の政府消費、「異常事態」に遭遇した場合の政府消費、そして独自の自律的な政府消費を示すものである。

2. 主成分重回帰分析にもとづく乗数効果の計測

主成分重回帰分析の原理を応用して、固定資本形成、民間消費、貿易収支、政府消費がそれぞれ1単位変化したときの国内総生産の変化、すなわちそれぞれの乗数効果を正確に計測する方法を考察してみよう。

主成分重回帰分析の結果を表わす「表7」と「表3-1」を比較すると、重回帰直線の係数と固有ベクトルの値が完全に一致することがわかる。したがって、固定資本形成を X_1 、民間消費を X_2 、貿易収支を X_3 、政府消費を X_4 とおき、第1主成分を Z_1 、第2主成分を Z_2 、第3主成分を Z_3 、第4主成分を Z_4 とおくと、次の二つの連立方程式の体系が成立する。

主成分に関して

$$Z_1 = 0.714 X_1 + 0.692 X_2 - 0.042 X_3 + 0.097 X_4$$

$$Z_2 = -0.459 X_1 + 0.508 X_2 + 0.725 X_3 + 0.079 X_4$$

$$Z_3 = -0.525 X_1 + 0.476 X_2 - 0.685 X_3 + 0.172 X_4$$

$$Z_4 = 0.059 X_1 - 0.193 X_2 + 0.067 X_3 + 0.977 X_4$$

変数に関して

$$X_1 = 0.714 Z_1 - 0.459 Z_2 - 0.525 Z_3 + 0.059 Z_4$$

$$X_2 = 0.692 Z_1 + 0.508 Z_2 + 0.476 Z_3 - 0.193 Z_4$$

$$X_3 = -0.042 Z_1 + 0.725 Z_2 - 0.685 Z_3 + 0.067 Z_4$$

$$X_4 = 0.097 Z_1 + 0.079 Z_2 + 0.172 Z_3 + 0.977 Z_4$$

したがって、主成分の連立方程式から、たとえば固定資本形成 X_1 に関して次のように言うことができる。もし、固定資本形成 X_1 が1単位増大したとき、 Z_1 は0.714増大し、 Z_2 は-0.459増大し、 Z_3 は-0.525増大し、 Z_4 は0.059増大する。4つの主成分は互いに独立しているから、このような増大分からさらに派生的に主成分の増大が生ずることはない。

ところで、「表7」の主成分重回帰分析の結果、国内総生産の重回帰式は、これを X_5 とおけば、 $X_5 = 1.548 Z_1 + 0.767 Z_2 - 0.799 Z_3 + 0.882 Z_4$ となる。この4主成分に対して、上記の固定資本形成 X_1 の1単位増大に伴うそれぞれの増大分を代入する。すなわち、 $X_5 = 1.548 \times 0.714 + 0.767 \times (-0.459) - 0.799 \times (-0.525) + 0.882 \times 0.059$ となる。これを計算すれば、 $X_5 = 1.125$ が得られる。これが、固定資本形成1単位増大に伴う国

内総生産の乗数効果（波及効果）である。同様の計算を、民間消費、貿易収支、政府消費に施した結果が、「表 8：日本の国内総生産に対する乗数効果」である。これによれば、それぞれ 0.910、1.096、0.934 となり、乗数効果は、民間消費<政府消費<貿易収支<固定資本形成、の順に大きくなることがわかる。

すでに述べたように、4つの主成分は互いに独立しているから、この乗数効果は、固定資本形成の場合であればその1単位増大に伴う波及効果のすべてを、そしてそれだけを含むものである。つまり、固定資本形成は本来、民間消費も貿易収支も政府消費もすべて伴って変動するが、これを固定資本形成1単位だけの変化に限定して計算された乗数効果なのである。これを確認するために、固定資本形成 X_1 が1単位増大したときの増加分、すなわち Z_1 (0.714)、 Z_2 (-0.459)、 Z_3 (-0.525)、 Z_4 (0.059) を、上記の変数に関する4つの方程式に代入してみるとよい。その結果は、 X_1 が1になる以外は、 X_2 、 X_3 、 X_4 すべて0になる。つまり、固定資本形成の1単位増大以外、民間消費にも貿易収支にも政府消費にもまったく変化がないことがわかる。

3. 主成分軌道分析

軌道分析においても、現象（変数）を概念（主成分）に結び付け、「眼に見える世界」を「眼に見えない世界」によって再構成する作業を行なってみよう。言い換えれば、諸変数間の先導・追従関係を、背後にあつてそれらを突き動かしている諸力によって説明しようというわけである。まず、「図 18：日本の国内総生産（主成分得点）9年移動平均順位」によって、主成分間の軌道分析を試みることにしよう。

主成分の軌道分析によって明らかにされる順位は、たんなる時間的な先行・遅行関係であつて、量的な牽引・被牽引関係を伴う先導・追従関係ではないことにくれぐれも注意が必要である。互いに相関係数が0であり、独立した関係にある主成分間には、量的な意味においてある主成分が他の主成分を先導したり、逆に他の主成分に追従したりといった関係が成立しない。したがって、軌道分析によって示される順位は、たんに時間的に先行して変動を開始したということを表わしているにすぎない。しかし、変数と主成分間の関係はそうではない。両者の間には相関関係があるから、たんなる時間的な先行・遅行関係を越えた先導・追従関係が成立することになる。

ここに示されているものは、国内総生産の決定にかかわって、まったく次元の異なる4つの力が独立に、そして順次行使されていく様子である。1958年から1964年にかけて第3主成分が第1先行となっているのは、高度経済成長の前半期に民間消費が貿易収支や固定資本形成から乖離しつつ大幅に増大したことが背景となっていると考えられる。このような民間消費の自律的な増大が、国内総生産にかかわるあらゆる変化に先行していたわけである。これにわずかに遅れて変化していたのが第4主成分——すなわち、政府消費の自律的な増大であった。これに主軸である第1主成分が続く。そして、過剰資本とは無縁であつ

た当時としては、第2主成分がもっとも遅行することとなる。「図18」を元の変数の先導・追従関係を示す「図5」と比較すれば、この高度経済成長の前半期に主導的地位にあった固定資本形成の背後に、自律的な民間消費の増大があったことがここからうかがわれる。第二次世界大戦の痛手からようやく回復し、1964年の東京オリンピック開催に向けて飛躍的に生活水準を向上させていった日本国民の旺盛かつ自律的な消費需要が設備投資を牽引していたわけである。

1965年から1984年までの20年間、自律的財政政策を表わす第4主成分が圧倒的なKick-starterの位置にあった。そして、この時期のもう一つの特徴は、過剰資本を表わす第2主成分の順位が向上している点である。第4主成分に関しては、その寄与率がわずか4.8%という低さから、これまで国内総生産を規定する要因としてほとんど無視しうるものとして取り扱われてきた。ところが実際には、高度経済成長後半期、1970年代、1980年代前半の財政再建期を通じて、圧倒的に他に先行していたわけである。これは、上記のような旺盛かつ自律的な民間消費の先行の後に、生活・産業基盤を充実するためのインフラ整備、教育・福祉・医療・軍事といった支出項目が軒並み増大していったことを背景としているものと考えられる。ここでも「図18」を「図5」と比較すれば、転換点の後1972-80年の時期には民間消費がKick-starter、1983-85年には政府消費がKick-starterであったことがわかる。また、転換点の後、政府消費が急速に順位を上昇させていたことがわかる。つまり、それまで固定資本形成の陰に隠れていた民間消費がここで主導的地位を確立したわけであるが、その背後には自律的財政支出の先行性があったことになる。

1986-89年には、第3主成分が再び先行する。これは、言うまでもなくバブル経済に伴う自律的民間消費の増大が原因である。「図18」を「図5」と比較すれば、この時期には固定資本形成が主導しているが、この背後にバブルに浮かされた旺盛な民間消費の拡大が潜んでいたことがわかる。

バブル崩壊後の1992年以降の展開は、きわめて興味深いものがある。1992年から96年まで過剰資本を表わす第2主成分が先行するが、これは同時期の貿易収支の先導性とびったり照応するものである。その後、第2主成分の先行性は第3主成分に取って代わられることになる。しかし、その内容はいままでとまったく異なるものであって、固定資本形成の文字通りの崩壊、そして世界経済の不況突入によって、膠着的な民間消費が相対的に押し上げられた結果であった。この状況が2005年まで続いた後、再び第2主成分の先行性に取って代わられることになる。この点は、貿易収支の先導性とびったり照応している。つまり、先導・追従分析によって明らかになった貿易収支(=貿易黒字)の先導性の背後で、過剰資本そのものの膨張と、設備投資の崩壊という2通りの力が作用していたことがここから明らかになったわけである。

以上の主成分軌道分析を通じて興味深い点は、日本資本主義の中軸的循環を示す第1主成分が、どの時期にもほとんど最下位に近い位置を占めている点である。つまり、その他のあらゆる循環に遅行して変化しているわけである。もとより、4主成分間に先

導・追従関係は存在しないから、量的牽引・被牽引関係があるわけではない。寄与率 71.4%と圧倒的比重をもつ第 1 主成分は、経済の中軸ではあっても、その変化を先行的に生み出す役割をもつものではなく、あくまでそれに遅行して変化する循環であるといえることができる。

4. 変数・主成分軌道分析——因果関係の抽出

すでに上記の主成分軌道分析においても部分的に試みたことであるが、変数と主成分を合わせて軌道分析を行ない、それぞれの変数に対して、主成分がどのような順序で影響を及ぼしているかを分析してみよう。これを、固定資本形成を中心にみたものが「図 19：日本の固定資本形成と 4 主成分の 9 年移動平均順位」、民間消費を中心にみたものが「図 20：日本の民間消費と 4 主成分の 9 年移動平均順位」、貿易収支を中心にみたものが「図 21：日本の貿易収支と 4 主成分の 9 年移動平均順位」、政府消費を中心にみたものが「図 22：日本の政府消費と 4 主成分の 9 年移動平均順位」、そして全変数と全主成分の関係をみたものが「図 23：日本の国内総生産（4 支出項目）と 4 主成分の 9 年移動平均順位」、その順位の標準偏差をみたものが「図 24：標準偏差」である。

「図 23」の全変数と「図 5」を比較すると、年によってはわずかに先導・追従関係の順位がずれることがある。たとえば、1988 年についていえば、「図 5」では固定資本形成が **Kick-starter** となっているのに対して、「図 23」では政府消費が依然として **Kick-starter** の地位を維持していることになっている。軌道分析は本来、全変数の中からその一部を取り出して分析を行なっても順位が変化しないという特性をもっているが、その結果を多年次にわたって移動平均——いまの場合、9 年移動平均——すると、その特性が時として失われてしまうことがある。その点、特定年次を分析する場合、十分な留意が必要である。

最初に、変数と主成分を総合した軌道分析の結果の読み取り方について説明しておきたい。

「表 7」の主成分重回帰の結果得られた重回帰係数マトリックスに示されているように、これを縦に列で読めば、固定資本形成以下の全変数によって第 1 主成分以下の全主成分が決定され、逆にこれを横に行で読めば、第 1 主成分以下の全主成分によって固定資本形成以下の全変数が決定されるという相互決定的な関係にあることがわかる。このことを念頭におきながら「図 19」をみれば、基本的に固定資本形成の太い折れ線の上下に 4 主成分が散らばっていることがわかる。これを、**above the line** と **below the line** というように区別することにしよう。**above the line**、すなわち固定資本形成の上にくる主成分は、固定資本形成の変動を先導する主成分である。これに対して、**below the line**、すなわち固定資本形成の下にくる主成分は、固定資本形成の変動によって先導される主成分ということになる。

ここで再び、板木（2014）「VII. 軌道分析のための概念装置」、Itaki（2014）“VII. Conceptual framework of orbit analysis”で詳しく論じた先導・追従関係と先行・遅行関係の概念的区分が問題となる。**above the line** にくる主成分は、固定資本形成の変動

を先導する主成分ではあっても、それに先行するわけではない。また、**below the line** にくる主成分は、固定資本形成の変動によって先導される主成分ではあっても、かならずしもそれに遅行する主成分ではない。このことは、主成分を構成する変数をみればわかる。**above the line** にくる主成分の中にも、**below the line** にくる主成分の中にも固定資本形成がその要素として含まれているから、この点からすれば、固定資本形成の変動がすべての主成分の変動に時間的に先行していなければならないことになる。このことは、上で述べたように、全変数と全主成分が相互決定的な関係にあるためである。したがって、これら主成分と固定資本形成の関係を時間的な先行・遅行関係とみなすと、完全な自己撞着に陥る。

わたしたちの観察と分析の単位は、1 期間である。その期首と期末の座標、そして次の期間の期首と期末の座標、すなわち 3 点の座標を観測・比較することによって 2 変数間の先導・追従関係を判定するものが軌道分析である。したがって、この 1 期間中に生じた、あるいは生じたかもしれない先行・遅行関係、あるいはその逆転、再逆転について、わたしたちはそもそも観察することができない。観察と分析の単位としての 1 期間をどれだけ短くしても、それは原理的に不可能なのである。観察可能なのは、1 期間中における 2 変数間の複雑な作用・反作用関係（ポジティブ・フィードバックとネガティブ・フィードバック）の結果が、あたかも時間的な先行・遅行関係であるかのように表れた先導・追従関係なのである。つまり、一つの変数が他の変数に先行して変動したというのではなく、二つの変数間の量的牽引・被牽引関係から、一つの変数が他を先導する変数として、もう一つは他に追従する変数として、ある必然性をもって押し出されてきたととらえるわけである。

元の変数の先導・追従関係を示した「図 5」の背後には、より本質的な実体や力を示す「図 18」の関係が潜んでいる。そして、互いに自立した主成分間の関係は、時間的な先行・遅行関係である。したがって、ここにある特定の変数——いまの場合、固定資本形成を挿入すれば、**above the line** にくる主成分は、先導・追従関係にしたがって固定資本形成の量的変動を引き起こした原因とみなすことができる。これに対して、**below the line**、すなわち固定資本形成の下にくる主成分は、先導・追従関係にしたがって固定資本形成の量的変動を一つの原因としてその変動が引き起こされたとみなすことができる。

これをより具体的にみれば、次のようになろう。「図 5」と「図 23」で、高度経済成長の真ただ中であつた 1962 年に注目すれば、固定資本形成の **above the line** にくる主成分は、第 3、4 主成分である。当時の旺盛な民間消費と政府消費の自律的増大によって、固定資本形成が促されていたことがわかる。そして、次に変動を促されたのが民間消費である。この場合の民間消費は、自律的民間消費だけでなく、固定資本形成と連動する民間消費、貿易収支と連動する民間消費、そして

政府消費と連動する民間消費といった 4 つのタイプをすべて含んだ民間消費である。そして、次に来るのが第 1 主成分である。固定資本形成と民間消費の変動に促されて、日本資本主義の中軸が動き始めたわけである。そして、主成分でいえば第 3、4、1 に促され、変数でいえば固定資本形成と民間消費に促されて、貿易収支が変動を開始し、これを第 2 主成分と政府消費が追いかける展開となる。

このように、変数・主成分軌道分析によって、全変数・全主成分間の変動の伝導メカニズムが明らかになる。主成分軌道分析は本来、たんなる時間的な先行・遅行関係であって、量的な牽引・被牽引関係ではないが、主成分間に変数を挟み込むことで、変数を媒介とする先導・追従関係に転化するわけである。これまで「図 5」をみるだけではわからなかった、そもそも何故、かくかくしかじかの先導・追従関係が変数間に生ずるのかという疑問に、この伝導メカニズムをもって答えることができる。

ところで、変数が **Kick-starter** となって、すべての主成分が **below the line** にくるケースは、どのように理解したらよいのだろうか。たとえば、「図 19」における 1986 年がそうである。説明されるべき変数が、説明変数としての全主成分の前に来てしまっている。しかし、この「難問」は、連続した時間軸の中で変数と主成分の関係をとらえることで解決される。つまり、1986 年に **Kick-starter** となった固定資本形成は、その前年 1985 年の **below the line** にきた主成分によってその変動が起動されている。実際には、何年にもわたってある変数が **Kick-starter** となるケースがありうるが、その場合にも同様の連続的メカニズムが作用していると考えることができる。まさにここに、原因が結果になり、結果が原因になる、ヘーゲルの言う交互作用 (*Wechselwirkung*) が期間を越えて展開されているわけである (ヘーゲル[1817]、154、(下) 111 ページ)。ただし、1985 年の **below the line** にきた主成分は、1986 年に **Kick-starter** となった固定資本形成に対して先導関係にあると同時に、時間的な先行関係にもあるという点に留意しなければならない。

わたしたちは、**above the line** にくる主成分を、先導・追従関係にしたがって当該変数の量的変動を引き起こした「原因」とみなした。すなわち、主成分と変数の間に「因果関係」が成立したと考えるわけである。しかし、ここで言う因果関係は、板木 (2014) 「VIII. 先導・追従関係とグレンジャー因果関係」、Itaki (2014) “VIII. Leading-following relations and the Granger causality”で論じた「グレンジャーの意味における因果関係」とは異なるものである。すなわち、グレンジャーは、

1. 原因が結果よりも先に起きること。
2. 原因は、結果に関して、他のいかなる変数の中にもないユニークな情報を含んでいること。

という二つの条件のもとに「因果関係」を定義した (Granger (2003))。第 1 の条件は、言うまでもなく時間的な先行・遅行関係であり、本来的に計測不可能な関係である。

ある年に変数 X_1 の変動が観測され、翌年に変数 X_2 の変動が観測されたとしよう。 X_1

は X_2 に先行している。しかし、もしかするとその年の 1 月には X_2 が先に変動したにもかかわらず、2 月以降に X_1 が大きく変動したために、結局年末には X_1 が先に変動したと記録されたのかもしれない。そこで、観測を精緻化するために 1 か月ごとの観測に短期化したとしよう。その年の 1 月に X_1 の変動が観測され、2 月に X_2 の変動が観測されたとしよう。 X_1 は X_2 に先行している。しかし、もしかするとその月の 1 日には X_2 が先に変動したにもかかわらず、2 日以降に X_1 が大きく変動したために、結局月末には X_1 が先に変動したと記録されたのかもしれない。そこで、今度は観測をさらに精緻化するために 1 日ごとの観測に短期化したとしよう。このように、どんどん観測の単位を短期化していくと、いつか観測の限界点、すなわちそれ以上短期化することのできない「観測の最小期間」に到達することになる。この最小の 1 単位期間においても、軌道分析を使えば見かけ上の「先行・遅行」を計算することはできる。しかしそれでもなお、もっと短い期間をとれば、もしかすると X_2 が X_1 に先行していたのではないかという疑問に答えることはできない。つまり、時間的先行・遅行関係は、厳密には計測不可能な関係なのである。

わたしたちに観測可能なのは、最小の 1 単位期間において変数 X_1 と X_2 の間の複雑な作用・反作用の結果が、あたかも時間的な先行・遅行関係であるかのように現れ、そして記録された先導・追従関係だけなのである。そして、実際の観察期間は、この 1 単位期間の倍数なのだから、その全期間中を通じて変数 X_1 と X_2 の間の複雑な作用・反作用が繰り返し広げられているはずである。つまり、原因が結果に先行するといっても、実際には原因が結果となり、結果が原因となる、ヘーゲルの言う交互作用が全期間中を通じて展開されているわけである。

したがって、ここで言う因果関係は、「グレンジャーの意味における因果関係」ではない。むしろ、ヘーゲルの交互作用をふまえた因果関係といってよかろう。すなわち、因果関係とは、変数の複雑な作用・反作用を背景とする主成分と変数の間の先導・追従関係が、あたかも時間的な先行・遅行関係であるかのように現れたものと定義することができる。この中には、仮象としての「グレンジャーの意味における因果関係」が組み込まれている。すなわち、因果関係は、時間的な観点からする「グレンジャーの意味における因果関係」では決してないのであるが、そのようなものとして現れざるを得ないわけである。そして、「グレンジャーの意味における因果関係」は変数間で考えられているが、わたしたちの因果関係は、主成分と変数の間の関係としてとらえられている。

全変数・主成分の軌道分析を用いて、変化の伝導メカニズムの総体を具体的に例証するために、期間を 1992—2011 年に限定した「図 25：9 年移動平均順位 (1992—2011 年)」を検討することにしよう。「図 24」から、日本経済の先導・追従関係の転換点が 1990 年—まさには、バブル崩壊の年に来たことがわかる。これを脱して、新たな順位関係が立ち現れた 1992 年を起点として、今後の日本経済の展開を探ろうというわけである。

1992—97 年の特徴は、過剰資本の循環を表わす第 2 主成分が全変数・主成分に対する

Kick-starter の地位にあることである。これが第 4 主成分等の主成分を経由して、まず貿易収支（黒字）の変動となって反映され、これに他の変数が追従する構造となっている。経済総体によって過剰資本の形成が促され、そしてそのような過剰資本によって貿易収支が起動され、バブル期にみられた固定資本形成の先導性が地に墜ちていくという、それまで経験したことのない時代の幕開けであった。

当該期間の中核をなす 1997－2005 年の時期の特徴は、貿易収支の圧倒的な先導性であり、第二次世界大戦後においても特異な一時期を形成している。貿易収支の後を第 2 主成分、第 3 主成分が代わる代わる追従し、その後をその他の主成分と変数が追う構造となっている。そして、この期間の最後には固定資本形成の最下位が確定し、後は文字通り坂道を転がるようにしてその順位を低下させていく。

問題は、この貿易収支の先導性をどう見るかである。主成分ではなく、変数そのものが **Kick-starter** になる可能性については、すでに論じた。当該期間ではなく、その前の期間の **below the line** にきた主成分によってその変動が起動されているわけである。このことは、1997－2005 年の 9 年間にわたって連続して貿易収支が **Kick-starter** となる場合にも妥当する。したがって、問題は、1992－97 年のように第 2 主成分によって貿易収支（黒字）が促される場合と、この 1997－2005 年のように前年のすべての主成分によって貿易収支（黒字）が促される場合の区別にある。これは、次のように理解することができる。

貿易収支は、たんに過剰資本の循環を表わす第 2 主成分によってのみ変動するわけではない。固定資本形成と民間消費が連動する日本経済の中軸的循環、第 1 主成分によっても影響され、固定資本の自律的減少や貿易収支の急減といった異常事態を表わす第 3 主成分によっても影響され、自律的財政支出を表わす第 4 主成分によっても影響される。これらの総体が、貿易収支を複雑に変動させることになる。バブル崩壊直後の 1992－97 年の貿易収支は、いまだ国内に発生した過剰資本によって促された貿易黒字にとどまっていた。ところが、まさに 1997・98 年の金融危機以降 2005 年の時期には、たんに国内過剰資本によってもたらされただけでなく、固定資本形成と民間消費の全般的停滞、IT バブルに伴う世界経済の **boom & bust** など、前年の内外経済状況の総体によって次年度の貿易収支黒字がもたらされていたと理解することができよう。このように状況が、9 年間にわたって繰り返し繰り返し貿易収支を全変数・主成分に対する **Kick-starter** に押し上げていったわけである。

2006－11 年にかけて再び、過剰資本を表わす第 2 主成分が **Kick-starter** の地位に振り返る。第 2 主成分が貿易収支を先導し、それをその他の変数・主成分が追従し、最後に固定資本形成がすべてにしたがって変動する。いわば、最初の 1992－97 年にみられた傾向があたかも純化されたかのような形でここに再現されている。しかし、それは見かけだけに過ぎない。2006 年以降、全体を牽引する過剰資本は、むしろ減衰しつつ

ある過剰資本なのである。これが即座に貿易収支を起動して黒字収縮へ向かわせ、経済全体の収縮を促し、最後に固定資本形成をも減衰させていく。そして、このような負のスパイラルを背景として、次年には過剰資本がいつそうの減衰傾向に陥っていく。

実際の変数、主成分の動きは、サブプライム・バブルとリーマン金融危機前後の boom & bust で大きく変動しているが、その裏側でこのような日本経済全体の衰微過程が進行しつつある。このことは、空洞化の新たな転換点を示すものかもしれない。すなわち、これまではフローとしての固定資本形成の収縮と主導性喪失であったものが、いまやその結果としてストックとしての固定資本を量的・質的に痩せ細らせ、過剰資本を世界市場に吐き出すことさえままならない状況に至りつつあるのではなかろうか。これが今日、貿易収支赤字化を引き起こしている本質的な原因であると考えられる。したがって、過剰資本の枯渇という点に注目すれば、日本の貿易収支赤字化は、今後長期にわたる不可逆的現象であることが予想される。

しかし他方で、2011年の東日本大震災を経て、2012年には固定資本形成が絶対額として若干の回復傾向を見せるとともに、日本経済の主軸である第1主成分も上昇に転ずる気配を見せている。1990年以来、過剰資本と貿易黒字頼みであった日本資本主義が、今後新たな展開を見せるものなのかどうか、その動向が注目される。

参考文献

- Granger, Clive W. J. (2003), “Nobel Lecture: Time series analysis, cointegration, and applications”, December 8, 2003.
- ヘーゲル (1978) [1817] 『小論理学 (上) (下)』 松村一人訳、岩波書店
- Hotelling, Harold (1933), *Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components*, 1933, Warwick & York, reprinted from “Analysis of a complex of statistical variables into principal components”, *Journal of Educational Psychology*, vol. 24 (6), September 1933, pp.417-441 and vol. 24 (7), October 1933, pp.498-520.
- 板木雅彦 (2002a) 「社会科学方法論としての弁証法の定式化——表象および存在形態と本質 (上)」 『立命館国際研究』 第14巻4号、2002年3月、1-25 ページ
- 板木雅彦 (2002b) 「社会科学方法論としての弁証法の定式化——表象および存在形態と本質 (中)」 『立命館国際研究』 第15巻1号、2002年6月、53-72 ページ
- 板木雅彦 (2002c) 「社会科学方法論としての弁証法の定式化——表象および存在形態と本質 (下)」 『立命館国際研究』 第15巻2号、2002年10月、1-17 ページ
- 板木雅彦 (2003a) 「社会科学方法論としての弁証法の定式化——空間的運動形態と機能・制限」 『立命館国際研究』 第15巻3号、2003年3月、249-268 ページ
- 板木雅彦 (2003b) 「社会科学方法論としての弁証法の定式化——時間的運動形態と機能・制限」 『立命館国際研究』 第16巻1号、2003年6月、31-47 ページ
- 板木雅彦 (2006) 『国際過剰資本の誕生』 ミネルヴァ書房

- 板木雅彦 (2014) 「多変数間の先導・追従関係に関する軌道分析について」、*Working Paper Series*, IR2014-1、1-37 ページ、立命館大学国際関係学会、2014 年 4 月
(<http://www.ritsumei.ac.jp/acd/cg/ir/college/bulletin/workingpaper/IR2014-1.pdf>)
- Itaki, Masahiko, (2014), “Orbit analysis of leading-following relations among multiple variables”, *The Ritsumeikan Journal of International Studies* (『立命館国際研究』 第 27 卷 1 号、2014 年 6 月)
(http://www.ritsumei.ac.jp/acd/cg/ir/college/bulletin/Vol.27-1/27_1_01_Itaki.pdf)
- Jolliffe, I. T. (2002), *Principal Component Analysis*, second edition, New York: Springer-Verlag.
- Leeuw, Jan De (2013), “History of nonlinear principal component analysis” (<http://escholarship.org/uc/item/1vp9f9kz#page-2>)
- Pearson, K (1901), “On lines and planes of closest fit to systems of points in space”, *Philosophical Magazine*, July-December 1901, pp.559-572.
- Stone, Richard (1947), “On the interdependence of blocks of transactions”, *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society*, vol. IX, no. 1.
- 内田治 (2013) 『主成分分析の基本と活用』 日技科連
上田尚一 (2003) 『主成分分析』 朝倉書店

表2: 日本の国内総生産

	対前年名目差額(単位:100万円)					対前年変化率(単位:%)				
	国内総生産	民間消費	政府消費	貿易収支	固定資本形成	国内総生産	民間消費	政府消費	貿易収支	固定資本形成
1956	1,052,700	559,400	28,600	-88,500	524,500	12.6	10.2	3.4	-197.1	32.3
1957	1,436,100	727,100	70,000	-182,900	647,500	15.2	12.0	8.0	419.5	30.1
1958	680,000	488,700	78,000	387,700	70,400	6.3	7.2	8.3	-171.2	2.5
1959	1,652,000	873,700	94,800	-18,000	507,900	14.3	12.0	9.3	-11.2	17.7
1960	2,819,400	1,244,600	164,800	-70,900	1,261,700	21.4	15.3	14.8	-49.5	37.4
1961	3,326,800	1,635,500	202,500	-381,000	1,529,100	20.8	17.4	15.8	-527.0	33.0
1962	2,606,200	1,622,500	262,500	344,000	898,100	13.5	14.7	17.7	-111.4	14.6
1963	3,170,500	2,119,000	323,100	-240,800	864,200	14.4	16.7	18.5	-682.2	12.2
1964	4,428,100	2,255,700	281,900	153,700	1,433,000	17.6	15.3	13.6	-74.8	18.1
1965	3,324,700	2,211,100	338,300	511,400	420,300	11.3	13.0	14.4	-987.3	4.5
1966	5,304,000	2,902,900	364,300	137,200	1,779,300	16.1	15.1	13.5	29.9	18.2
1967	6,560,500	3,263,000	355,900	-496,700	2,725,900	17.2	14.7	11.7	-83.2	23.6
1968	8,244,400	3,568,500	524,000	490,100	3,279,500	18.4	14.0	15.4	489.6	23.0
1969	9,254,000	4,326,200	624,200	401,300	3,873,600	17.5	14.9	15.9	68.0	22.1
1970	11,116,000	5,032,700	896,900	-50,700	4,602,600	17.9	15.1	19.7	-5.1	21.5
1971	7,356,400	4,897,500	966,200	1,257,200	1,594,000	10.0	12.8	17.7	133.6	6.1
1972	11,693,100	6,670,900	1,115,300	-63,700	3,886,500	14.5	15.4	17.4	-2.9	14.1
1973	20,103,700	10,406,900	1,799,600	-2,104,100	9,414,700	21.8	20.9	23.9	-98.6	29.9
1974	21,745,700	12,604,200	2,903,900	-1,029,500	5,756,400	19.3	20.9	31.1	-3,408.9	14.1
1975	14,083,300	11,850,700	2,649,900	1,061,700	1,440,900	10.5	16.3	21.6	-106.2	3.1
1976	18,246,200	11,021,100	1,527,000	1,272,700	3,809,400	12.3	13.0	10.3	2,039.6	7.9
1977	19,048,700	11,292,400	1,826,000	1,705,200	4,036,800	11.4	11.8	11.1	127.7	7.8
1978	18,782,100	10,846,900	1,509,300	514,300	6,164,800	10.1	10.1	8.3	16.9	11.0
1979	17,142,500	12,154,800	1,733,700	-5,555,900	8,024,100	8.4	10.3	8.8	-156.3	12.9
1980	21,292,100	2,168,900	12,817,300	-217,800	6,890,700	9.6	1.7	59.7	10.9	9.8
1981	18,229,500	8,451,300	2,572,900	4,138,400	3,179,000	7.5	6.4	7.5	-186.5	4.1
1982	13,018,400	10,312,600	2,281,600	-70,000	703,300	5.0	7.3	6.2	-3.6	0.9
1983	10,971,700	7,980,700	2,343,400	3,017,900	-1,392,000	4.0	5.3	6.0	163.2	-1.7
1984	17,916,600	8,163,300	1,953,500	3,168,900	3,782,500	6.3	5.1	4.7	65.1	4.8
1985	22,427,000	9,552,000	1,916,500	3,003,300	6,833,300	7.4	5.7	4.4	37.4	8.2
1986	15,157,600	7,321,500	2,096,100	2,241,500	4,055,200	4.7	4.1	4.6	20.3	4.5
1987	13,610,700	8,576,000	2,038,400	-2,719,800	6,823,500	4.0	4.7	4.3	-20.5	7.2
1988	26,572,700	10,762,800	2,201,500	-2,321,900	13,702,200	7.5	5.6	4.4	-22.0	13.6
1989	29,379,300	14,162,300	3,338,400	-2,002,100	13,624,800	7.7	7.0	6.5	-24.3	11.9
1990	32,658,800	17,174,600	3,979,200	-2,063,900	13,954,700	8.0	7.9	7.2	-33.1	10.9
1991	26,640,800	11,795,400	4,049,300	3,373,800	6,778,100	6.0	5.0	6.9	80.8	4.8
1992	11,361,000	9,476,600	3,475,500	2,850,600	-2,257,300	2.4	3.8	5.5	37.8	-1.5
1993	2,929,000	5,280,000	2,800,200	367,900	-4,806,200	0.6	2.1	4.2	3.5	-3.3
1994	12,031,600	12,738,900	3,492,000	-903,900	-2,085,700	2.5	4.9	5.0	-8.4	-1.5
1995	5,963,500	3,749,300	3,351,300	-3,061,200	-728,900	1.2	1.4	4.6	-31.0	-0.5
1996	10,227,900	6,326,800	2,820,000	-4,437,400	4,842,400	2.0	2.3	3.7	-65.3	3.5
1997	11,263,500	5,910,200	1,631,700	3,263,000	159,200	2.2	2.1	2.1	138.1	0.1
1998	-10,759,700	-2,436,100	938,200	3,936,400	-11,946,100	-2.1	-0.8	1.2	70.0	-8.3
1999	-7,535,400	1,332,100	1,543,600	-1,532,600	-3,603,700	-1.5	0.5	1.9	-16.0	-2.7
2000	4,956,800	-709,900	3,181,000	-643,400	-164,400	1.0	-0.2	3.8	-8.0	-0.1
2001	-4,316,800	1,620,700	3,346,800	-4,152,200	-5,679,400	-0.8	0.6	3.9	-56.2	-4.4
2002	-6,396,200	-749,600	1,651,500	3,463,100	-8,624,500	-1.3	-0.3	1.8	107.1	-7.0
2003	-292,200	-1,524,100	37,300	1,559,800	-1,987,700	-0.1	-0.5	0.0	23.3	-1.7
2004	4,870,500	1,085,100	565,800	1,602,300	-436,900	1.0	0.4	0.6	19.4	-0.4
2005	177,700	2,533,300	558,900	-2,765,800	787,000	0.0	0.9	0.6	-28.1	0.7
2006	2,784,000	2,300,700	-501,900	-725,900	2,322,100	0.6	0.8	-0.5	-10.2	2.1
2007	6,288,200	688,700	826,700	2,305,500	885,200	1.2	0.2	0.9	36.2	0.8
2008	-11,765,900	-2,066,600	226,500	-7,700,800	-3,319,000	-2.3	-0.7	0.2	-88.8	-2.9
2009	-30,070,600	-9,113,700	800,200	754,300	-14,471,700	-6.0	-3.1	0.9	77.6	-12.9
2010	11,245,700	2,925,400	1,309,000	4,036,600	-1,559,500	2.4	1.0	1.4	233.8	-1.6
2011	-11,761,200	-1,082,800	1,074,700	-10,046,700	441,200	-2.4	-0.4	1.1	-174.3	0.5
2012	5,244,700	5,000,800	1,438,300	-5,215,700	3,948,500	1.1	1.8	1.5	121.8	4.1

資料: IMF, International Financial Statistics.

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	
固有値	4.581E+13	1.008E+13	5.181E+12	3.072E+12	
寄与率	0.714	0.157	0.081	0.048	
固有ベクトル					
民間消費	0.692	0.508	0.476	-0.193	
政府消費	0.097	0.079	0.172	0.977	
貿易収支	-0.042	0.725	-0.685	0.067	
固定資本形成	0.714	-0.459	-0.525	0.059	
負荷量					
民間消費	4,683,135	1,611,578	1,082,588	-338,804	
政府消費	655,022	249,658	392,460	1,712,535	
貿易収支	-287,146	2,300,797	-1,558,252	116,867	
固定資本形成	4,833,451	-1,458,606	-1,194,678	103,131	
負荷量(絶対値)					合計
民間消費	4,683,135	1,611,578	1,082,588	338,804	7,716,105
政府消費	655,022	249,658	392,460	1,712,535	3,009,676
貿易収支	287,146	2,300,797	1,558,252	116,867	4,263,061
固定資本形成	4,833,451	1,458,606	1,194,678	103,131	7,589,866
負荷量(絶対値%)					合計
民間消費	60.69	20.89	14.03	4.39	100.00
政府消費	21.76	8.30	13.04	56.90	100.00
貿易収支	6.74	53.97	36.55	2.74	100.00
固定資本形成	63.68	19.22	15.74	1.36	100.00

負荷量2乗	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	合計
民間消費	21,931,753,661,120	2,597,182,065,076	1,171,995,842,755	114,788,423,779	25,815,719,992,730
政府消費	429,053,682,023	62,329,237,393	154,025,004,713	2,932,777,346,053	3,578,185,270,182
貿易収支	82,452,785,285	5,293,665,008,199	2,428,148,117,134	13,657,966,489	7,817,923,877,107
固定資本形成	23,362,250,192,644	2,127,532,328,119	1,427,256,322,341	10,635,914,964	26,927,674,758,067
合計	45,805,510,321,072	10,080,708,638,786	5,181,425,286,943	3,071,859,651,285	64,139,503,898,086

	主成分得点(平均=0)				主成分得点(平均≠0)			
	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
1956	-4,097,185	-1,763,137	-1,809,766	-841,648	768,182	-18,898	56,285	-55,230
1957	-3,885,290	-1,799,675	-1,722,804	-832,671	980,077	-55,436	143,248	-46,252
1958	-4,485,831	-1,241,443	-1,922,533	-774,680	379,536	502,796	-56,481	11,739
1959	-3,888,143	-1,539,685	-1,688,422	-833,996	977,224	204,554	177,629	-47,578
1960	-3,084,140	-1,730,550	-1,859,365	-796,469	1,781,227	13,689	6,687	-10,051
1961	-2,605,882	-1,876,732	-1,595,014	-840,140	2,259,485	-132,493	271,038	-53,721
1962	-3,090,468	-1,063,354	-1,755,986	-767,787	1,774,899	680,885	110,066	18,631
1963	-2,740,446	-1,214,780	-1,091,280	-845,541	2,124,921	529,459	774,772	-59,123
1964	-2,260,364	-1,124,064	-1,601,958	-852,448	2,605,003	620,175	264,094	-66,030
1965	-3,024,178	-417,821	-1,326,808	-824,456	1,841,189	1,326,418	539,243	-38,038
1966	-1,556,541	-960,126	-1,450,402	-877,767	3,308,826	784,113	415,650	-91,349
1967	-605,258	-1,672,236	-1,343,457	-942,153	4,260,109	72,003	522,595	-155,735
1968	-24,102	-1,043,185	-2,135,256	-738,584	4,841,265	701,054	-269,205	47,835
1969	937,943	-987,992	-2,008,639	-758,110	5,803,310	756,247	-142,588	28,308
1970	1,993,005	-1,270,391	-1,698,799	-615,470	6,858,372	473,848	167,253	170,948
1971	-297,967	996,368	-1,067,459	-611,444	4,567,400	2,740,607	798,593	174,974
1972	2,636,841	-102,141	-497,285	-761,751	7,502,208	1,642,098	1,368,766	24,667
1973	9,322,828	-2,170,264	-107,111	-626,081	14,188,195	-426,025	1,758,940	160,337
1974	8,291,916	1,491,224	2,312,702	-115,432	13,157,283	3,235,463	4,178,753	670,986
1975	4,575,243	4,586,740	2,743,934	-332,450	9,440,610	6,330,979	4,609,986	453,968
1976	5,575,067	3,142,164	768,252	-1,115,831	10,440,434	4,886,403	2,634,304	-329,413
1977	5,935,784	3,512,328	533,411	-833,903	10,801,151	5,256,567	2,399,463	-47,485
1978	7,167,136	1,420,697	-34,683	-1,011,425	12,032,503	3,164,936	1,831,369	-225,007
1979	9,679,250	-3,150,773	3,805,635	-1,340,344	14,544,617	-1,406,534	5,671,687	-553,926
1980	2,806,241	-2,958,923	-2,092,069	11,709,036	7,671,608	-1,214,684	-226,018	12,495,454
1981	3,326,313	4,286,280	-1,904,499	556,868	8,191,680	6,030,519	-38,448	1,343,286
1982	2,996,549	3,295,829	3,110,761	-513,853	7,861,916	5,040,068	4,976,812	272,565
1983	-238,440	5,317,313	998,209	79,913	4,626,927	7,061,552	2,864,260	866,332
1984	3,539,215	3,111,588	-1,801,321	-21,810	8,404,582	4,855,827	64,730	764,608
1985	6,682,352	2,292,011	-2,635,056	-157,936	11,547,719	4,036,250	-769,005	628,483
1986	3,204,628	1,898,193	-1,685,353	234,458	8,069,995	3,642,432	180,699	1,020,877
1987	6,254,617	-2,336,588	844,741	-232,349	11,119,984	-592,349	2,710,792	554,069
1988	12,679,214	-4,085,529	-1,969,704	-64,421	17,544,581	-2,341,290	-103,653	721,997
1989	15,072,702	-2,003,306	-335,199	406,065	19,938,069	-259,067	1,530,853	1,192,483
1990	17,457,321	-620,271	1,077,084	465,182	22,322,688	1,123,968	2,943,135	1,251,600
1991	8,385,960	3,892,270	-1,425,040	1,513,813	13,251,327	5,636,509	441,012	2,300,232
1992	295,354	6,441,908	2,473,513	834,848	5,160,721	8,186,147	4,339,565	1,621,266
1993	-4,388,862	3,630,554	3,398,521	670,719	476,504	5,374,793	5,264,572	1,457,137
1994	2,836,159	5,299,529	6,508,022	-19,907	7,701,526	7,043,768	8,374,074	766,511
1995	-2,337,350	-1,461,107	2,973,048	1,516,359	2,528,017	283,132	4,839,099	2,302,778
1996	3,431,958	-3,751,331	2,125,351	735,038	8,297,325	-2,007,093	3,991,403	1,521,457
1997	-642,600	3,675,393	-1,091,137	-107,627	4,222,767	5,419,632	774,915	678,791
1998	-15,158,732	5,433,614	712,179	160,758	-10,293,365	7,177,853	2,578,230	947,177
1999	-6,302,832	-401,777	1,974,151	150,086	-1,437,465	1,342,462	3,840,203	936,505
2000	-5,138,832	-2,245,161	-1,128,499	2,406,389	-273,465	-500,922	737,552	3,192,808
2001	-7,299,866	-1,058,232	5,304,992	1,559,392	-2,434,499	686,007	7,171,044	2,345,811
2002	-11,530,464	4,476,810	217,951	695,601	-6,665,097	6,221,048	2,084,003	1,482,019
2003	-7,402,089	-471,438	-2,609,034	-468,306	-2,536,722	1,272,801	-742,982	318,112
2004	-4,439,767	212,859	-2,120,002	-362,201	425,600	1,957,098	-253,951	424,218
2005	-2,378,953	-2,780,242	915,452	-868,136	2,486,414	-1,036,003	2,781,504	-81,718
2006	-1,632,801	-2,208,717	-1,580,187	-1,633,333	3,232,566	-464,478	285,864	-846,914
2007	-3,774,445	-65,627	-3,438,820	94,036	1,090,922	1,678,612	-1,572,769	880,454
2008	-8,317,030	-6,831,084	4,203,752	-874,398	-3,451,663	-5,086,845	6,069,803	-87,980
2009	-21,461,374	887,670	1,016,424	955,956	-16,596,007	2,631,909	2,882,476	1,742,374
2010	-3,999,435	3,485,158	-2,193,870	104,498	865,932	5,229,397	-327,819	890,917
2011	-4,769,261	-9,692,445	4,450,298	-170,964	96,106	-7,948,206	6,316,350	615,454
2012	1,775,331	-4,686,372	2,258,436	-463,190	6,640,698	-2,942,133	4,124,487	323,228

	民間消費	政府消費	貿易収支	固定資本形成	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
民間消費	1.000							
政府消費	0.345	1.000						
貿易収支	0.045	-0.005	1.000					
固定資本形成	0.719	0.256	-0.198	1.000				
第1主成分	0.922	0.346	-0.103	0.931	1.000			
第2主成分	0.317	0.132	0.823	-0.281	-0.000	1.000		
第3主成分	0.213	0.207	-0.557	-0.230	0.000	-0.000	1.000	
第4主成分	-0.067	0.905	0.042	0.020	-0.000	0.000	0.000	1.000

	第1主成分	第2主成分			第1主成分	第2主成分	第3主成分
固有値	4.534E+13	7.407E+12		固有値	4.541E+13	1.004E+13	5.118E+12
寄与率	0.860	0.140		寄与率	0.750	0.166	0.085
固有ベクトル				固有ベクトル			
固定資本形成	0.717	-0.697		固定資本形成	0.719	-0.451	-0.529
民間消費	0.697	0.717		民間消費	0.694	0.513	0.506
				貿易収支	-0.043	0.731	-0.682
負荷量				負荷量			
固定資本形成	4,830,409	-1,896,002		固定資本形成	4,842,692	-1,429,487	-1,196,902
民間消費	4,690,816	1,952,424		民間消費	4,676,563	1,624,071	1,143,623
				貿易収支	-290,575	2,314,391	-1,541,779
	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分			
固有値	4.581E+13	1.008E+13	5.181E+12	3.072E+12			
寄与率	0.714	0.157	0.081	0.048			
固有ベクトル							
固定資本形成	0.714	-0.459	-0.525	0.059			
民間消費	0.692	0.508	0.476	-0.193			
貿易収支	-0.042	0.725	-0.685	0.067			
政府消費	0.097	0.079	0.172	0.977			
負荷量							
固定資本形成	4,833,451	-1,458,606	-1,194,678	103,131			
民間消費	4,683,135	1,611,578	1,082,588	-338,804			
貿易収支	-287,146	2,300,797	-1,558,252	116,867			
政府消費	655,022	249,658	392,460	1,712,535			

	切片	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
固定資本形成	0.000	0.714	-0.459	-0.525	0.059
民間消費	0.000	0.692	0.508	0.476	-0.193
貿易収支	0.000	-0.042	0.725	-0.685	0.067
政府消費	0.000	0.097	0.079	0.172	0.977
国内総生産	0.000	1.548	0.767	-0.799	0.882

	第1 主成分	第2 主成分	第3 主成分	第4 主成分	合計
固定資本形成	1.106	-0.352	0.419	0.052	1.225
民間消費	1.071	0.389	-0.380	-0.171	0.910
貿易収支	-0.066	0.556	0.547	0.059	1.096
政府消費	0.150	0.060	-0.138	0.862	0.934

