

## 金融指標の主成分分析

伊藤 史朗  
広江 満郎

### は し が き

金融政策の運営においてマネー・サプライの重要性が強調されるようになってから、かなりの年月を経過した。しかしマネー・サプライを如何にコントロールするかという点についてはいまだに議論がわかれているし、マネー・サプライから最終的な政策目標への波及のメカニズムについても理論的に完全に解決がついたわけではない。さらに金融政策手段と最終目標の間の中間目標ないし運営目標の選択ということになれば、マネー・サプライを含めて金利あるいは銀行準備ないしはマネタリー・ベースなどの金融変数のうち、そのいずれが最適かということもまた残された問題である<sup>1)</sup>。

しかしながら、金融当局が現実には日々の市場調節・政策運営を行なう際には、マネー・サプライや金利だけでなく、それ以外の多くの情報を用いて金融市場の情勢を総合的に判断する必要がある。また実際そうしているであろう。もちろん金融市場の情勢を知ることは、金融当局にとって必要であるだけでなく、民間の各部門にとっても重大な関心事である。この場合も、金融市場の繁閑はマネー・サプライや金利だけでなく、その他の金融変数の動向も含めて判断しているであろう。そして金融当局はこのような金融市場の情勢を示す総合的な指標に反応して金融政策手段を発動するし、民間諸部門もそれぞれの行動計画を立てるのである。ただし、このような指標にどんな金融変数を含め、どのよ

1) この問題についてはたとえば堀内〔3〕参照。

うに綜合するかは、理論的分析にもとづくというよりも、經驗的な判断にもとづいている面が多いであろう。そこで本稿では、主成分分析を用いてこのような判断の内容を統計的に推測してみたい。

## I 主成分の計量經濟分析への応用

多変量解析法の一つとしての主成分分析の目的は、 $k$  個の変数  $x_1, x_2, \dots, x_k$  のもつ情報を、 $m$  個 ( $m \leq k$ ) の総合特性値  $z_1, z_2, \dots, z_m$  に要約することである。ただし、 $z_1, z_2, \dots, z_m$  は  $x_1, x_2, \dots, x_k$  の 1 次式であり、 $z_1$  はそれらのなかで最大の分散をもち、 $z_2$  は  $z_1$  と無相関な 1 次式のなかで最大の分散をもち、以下同様にして、 $z_m$  は  $z_1, z_2, \dots, z_{m-1}$  と無相関な 1 次式のなかで最大の分散をもつようなものである。すなわち主成分分析はたがいに相関のある多くの変数のもつ情報を、損失を最小にしながら、たがいに無相関な少数個の変数——主成分——に要約するのである。そこでたとえばジョンストンはこの方法の効果的な例として、1963年第1四半期から1969年第1四半期までのイギリスの11個の利子率の系列に主成分分析を適用した結果を示している<sup>2)</sup>。それによれば第1主成分が総変動の83%以上を説明し、第3主成分までで約97%が説明され、この場合は11個の変数のもつ情報を3個の主成分で要約できることが明らかになった。

このような主成分分析法の本来の目的そのものに則した經濟分析への応用例として、貝塚・池上〔5〕の金融指標への主成分の適用がある。これは金融の繁閑を示す指標として9個の金融変数をえらび、これに主成分分析を適用して、第1主成分から第4主成分までで総変動の87%が説明できることを明らかにした上で、第1主成分と第2主成分の動きによってわが国の金融市場の動向がある程度追跡できることを示したものである。この手法は、いくつかの經濟統計を用いて景気の現段階や転換点を示すための景氣指標を作成するのに似ているが、問題は各主成分の經濟的意味が明確であるかどうかであろう。このために

2) ジョンストン〔4〕, 376ページ。

は変数の選択やサンプル期間の選択などについていろいろ検討を加える必要があり、それによってこの場合も一層有用な指標を得ることができるであろう。

しかしながら、主成分分析の計量経済分析への応用でもっと重要と考えられるのは、回帰分析に主成分を利用することである。

いま  $\mathbf{X}$  を観測値の  $(k \times n)$  行列としよう。ただし観測値はすべて平均からの偏差で測られているものとする。

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{k1} & x_{k2} & \cdots & x_{kn} \end{pmatrix}$$

そして  $\mathbf{X}$  から抽出された  $m$  個の主成分の  $(m \times n)$  行列を  $\mathbf{Z}$  とすれば

$$\mathbf{Z} = \begin{pmatrix} z_{11} & z_{12} & \cdots & z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} & \cdots & z_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ z_{m1} & z_{m2} & \cdots & z_{mn} \end{pmatrix}$$

そうすると  $\mathbf{Z}$  は  $\mathbf{X}$  を変換行列  $\mathbf{A}$  によって直交変換したものであり

$$\mathbf{Z} = \mathbf{A}\mathbf{X}$$

である。行列  $\mathbf{A}$  の第1行を  $\mathbf{a}_1$  とすれば、 $\mathbf{Z}$  の第1行は  $\mathbf{z}_1\mathbf{a}_1 = \mathbf{X}$  であるが、 $\mathbf{a}_1$  は  $\mathbf{a}_1\mathbf{a}_1' = 1$  という条件の下に、 $\mathbf{z}_1$  の偏差平方和  $\mathbf{z}_1\mathbf{z}_1' = \mathbf{a}_1\mathbf{X}'\mathbf{X}\mathbf{a}_1'$  を最大にするようなものである。そうするとラグランジュ未定乗数法によって

$$\phi = \mathbf{a}_1\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{a}_1' - \lambda_1(\mathbf{a}_1\mathbf{a}_1' - 1)$$

として

$$\frac{\partial \phi}{\partial \mathbf{a}_1} = \mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{a}_1' - \lambda_1\mathbf{a}_1' = 0$$

をみたすような  $\mathbf{a}_1$  を求めればよいことになる。したがって  $\mathbf{X}\mathbf{X}'$  の最大固有値に対応する固有ベクトルが  $\mathbf{a}_1$  である。変換行列の第2行  $\mathbf{a}_2$  は  $\mathbf{a}_2\mathbf{a}_2' = 1$ ,  $\mathbf{a}_1\mathbf{a}_2' = 0$  という条件の下に、同様の手続きで求められ、以下同様にして  $\mathbf{a}_m$  までは

得られる。 $\mathbf{A}$  はそのようなベクトルを集めた  $(m \times k)$  直交行列である<sup>3)</sup>。

さて  $x_1, x_2, \dots, x_k$  を説明変数とする回帰モデルの推定に際して、この  $x_i$  のかわりに主成分  $z_j$  を利用することを考えよう。ここでもとのモデルを

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

とする。ただし  $\mathbf{y}$  は従属変数の観測値のベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$  は  $(k \times 1)$  係数ベクトルである。このモデルを主成分を使ってつぎのように書くことができる。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} = \mathbf{Z}'\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} = \mathbf{Z}'\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{u}$$

すなわち、 $x_i$  のかわりに  $z_j$  を使った回帰モデルの係数  $\boldsymbol{\alpha}$  は、もとのモデルの係数  $\boldsymbol{\beta}$  と

$$\boldsymbol{\beta} = \mathbf{A}'\boldsymbol{\alpha}$$

という関係にある。したがって主成分を使った回帰分析による推定結果を  $\mathbf{A}'$  で変換することにより、 $\boldsymbol{\beta}$  の推定値を得ることができる。このような主成分の回帰分析への利用方法は、説明変数の数がきわめて多くて自由度が小さくなる場合、および説明変数間に多重共線性が存在する場合などにとくに有効な方法となる<sup>4)</sup>。非常に大きなモデルを2段階最小2乗法で推定する場合の1段階目では、この方法を必要とするケースが生ずるであろう。実際、たとえばクライン〔6〕はこの方法で、クライン=ゴールドバーガー・モデルについて興味ある結果を導出している。あるいはピドット〔9〕のように、 $x_i$  のなかの1部はそのまま説明変数とし、残りの変数に対して主成分分析を適用した上でその主成分を説明変数に加える、という方法で成功している例もある。またわが国では、福地〔2〕が財政金融当局の反応方程式の推定に際して、政策目標変数に主成分分析を適用することを試みている。

以上紹介したように、主成分分析の計量経済分析への応用は貝塚・池上と福地に代表されるような方向である程度成果をあげている。そこで本稿では、以

3) 以上の主成分分析の説明については〔4〕11-1節, 〔12〕1. 9節, 〔8〕III章を参照。

4) このような利用法についてはジョンストン〔4〕第11章, 第13章参照。またとくに多重共線性との関係ではFarrar and Glauber〔1〕参照。ただし、主成分をいくつ採用するかという点に問題がある。この点についてはMcCallum〔7〕を参照。

下において主としてこの二つの例に沿いながら、変数の選択その他の面で若干の改善をはかることによって、新しい金融指標の作成とその応用を試みたい。

## II 主成分による金融指標の作成

金融変数の月次データによって、1966年1月から1981年12月までの期間について、主成分による金融指標を作成してみよう。上述のように、これは貝塚・池上が1955年から1966年について4半期データにより金融市場の繁閑を示す指標作成の試みとして行なったものを踏襲するのである。したがって分析の対象とする金融変数は、貝塚・池上と同じ（A）コール・レート（無条件物・東京平均）（B）利付電々債利回り（C）全国銀行貸出約定平均金利（D）東証株価指数（E）全国銀行預貸率（F）預金通貨回転率（G）日銀信用増減（H）公定歩合の8個とする<sup>5)</sup>。データはすべて基準化した上で主成分分析を適用する。その結果は第1-1表および第1-2表に示すとおりである。第1-1表の累積寄与率によれば、第3主成分までで全変動の90パーセント弱が説明できる。そして主成分係数行列すなわち行列Aの表と第1-2表の因子負荷量から、第1主成分はコール・レート、電々債利回り、貸出金利および公定歩合ときわめて関連の深い成分で、いわば利子成分であることが明らかである。これに対して、第2主成分は預貸率や預金通貨回転率などと関連する民間金融部門の資金回転状態を示す成分である。また、第3主成分は日銀信用増減だけと関連する特殊な成分である。以上、この分析結果は貝塚・池上の結果と似たものといえよう。すなわち1950年代後半から1960年代前半の期間について、貝塚・池上が主成分による金融指標に関して見出したのとほぼ同様のことが、その後の期間についても見出せるのである。ただし、貝塚・池上によって観察された低金利政策と結びつくと思われる利子成分の下方へのトレンドは、本稿の分析対象期間にはみられない。それにかわって、第2主成分の上方へのトレンドが後半に

5) データは日銀信用増減は『資金需給実績』より、その他は経済企画庁調査局編『経済変動観測資料年報』より収録。なお貝塚・池上に含まれている企業間信用増減は除外し、また預貸率も限界預貸率ではない。以下、変数の引用は（A）～（H）などの記号で行なう。

第1-1表 主成分系数行列

成分 \ 变数	A	B	C	D	E
1	0.488674	0.473011	0.474603	-0.038953	0.228066
2	0.097286	0.006071	0.012173	0.602922	-0.572270
3	0.035309	-0.019503	-0.077804	-0.142461	0.097979
4	-0.053307	-0.081415	-0.060887	-0.547135	0.115803
5	-0.169670	-0.685128	0.688252	0.057084	0.083604
6	-0.439181	0.319997	0.145469	0.460171	0.582347
7	0.530511	-0.441814	-0.404180	0.314417	0.493134
8	-0.494505	-0.047093	-0.326540	0.037967	0.090463

第1-2表 因子负荷量(1)

成分 \ 变数	1	2	3	4	5
A	0.95673	0.14391	0.03604	-0.03650	-0.08140
B	0.92606	0.00898	-0.01991	-0.05575	-0.32871
C	0.92918	0.01891	-0.07942	-0.04169	0.33020
D	-0.07626	0.89186	-0.14542	-0.37464	0.02739
E	0.44651	-0.84651	0.10001	0.07929	0.04011
F	0.19361	0.79597	0.19340	0.53306	0.01135
G	-0.02309	0.05963	0.98244	-0.17224	0.02154
H	0.97647	0.13368	-0.01306	-0.04698	0.05934

第2-1表 主成分系数行列

成分 \ 变数	A	B	C	D	E
1	0.511158	0.495008	0.300056	0.223353	0.004288
2	0.106996	0.079208	-0.379076	-0.571879	0.578698
3	-0.118283	-0.159637	-0.122422	0.077063	-0.435092
4	-0.134764	-0.107721	0.508616	0.217258	0.266150
5	-0.130854	-0.301213	0.632706	-0.289819	0.279904
6	0.082990	-0.145739	-0.265722	0.676158	0.558640
7	-0.281695	0.761604	0.108373	-0.053608	0.085457
8	0.769256	-0.139981	0.099602	-0.160838	-0.084977

## と 寄 与 率 (1)

F	G	H	固 有 値	累 積 寄 与 率
0.098890	-0.011795	0.498759	0.3832974D+01	0.4791217195
0.538099	0.040310	0.090371	0.2188094D+01	0.7526334906
0.189469	0.962477	-0.012797	0.1041919D+01	0.8328734122
0.778504	-0.251554	-0.068609	0.4688436D+00	0.9414788611
0.023653	0.044904	0.123679	0.2301822D+00	0.9702516418
0.224724	-0.004864	-0.286620	0.1309279D+00	0.9866176263
0.085673	-0.080764	0.063993	0.8880541D-01	0.9977183031
0.017406	-0.005617	0.797909	0.1824905D-01	0.9999994337

6	7	8
-0.15891	0.15809	-0.06680
0.11579	-0.13166	-0.00636
0.05264	-0.12045	-0.04411
0.16651	0.09370	0.00513
0.21072	0.14696	0.01222
0.08131	0.02553	0.00235
-0.00176	-0.02407	-0.00076
-0.10371	0.01907	0.10779

## と 寄 与 率 (2)

F	G	H	固 有 値	累 積 寄 与 率
0.301112	0.105393	0.501966	0.3441678D+01	0.4302097046
0.135164	0.376500	0.128919	0.1886375D+01	0.6660065512
0.633634	0.563177	-0.177862	0.9947922D+00	0.7903555761
-0.398075	0.656965	-0.058659	0.7814387D+00	0.8880354164
0.491973	-0.290471	-0.055483	0.4503022D+00	0.9443231958
0.264563	-0.110684	-0.223049	0.2821905D+00	0.9795970077
0.093212	-0.026875	-0.556124	0.1077231D+00	0.9930624002
-0.101915	0.031977	-0.578127	0.5549819D-01	0.9999996733

第2-2表 因子負荷量(2)

成分 変数	1	2	3	4	5
A	0.94829	0.14695	-0.11797	-0.11913	-0.08781
B	0.91833	0.10879	-0.15922	-0.09522	-0.20213
C	0.55666	-0.52064	-0.12210	0.44961	0.42457
D	0.41436	-0.78545	0.07686	0.19205	-0.19448
E	0.00795	0.79482	-0.43396	0.23527	0.18783
F	0.55862	0.18564	0.63198	-0.35189	0.33014
G	0.19552	0.51711	0.56171	0.58075	-0.19492
H	0.93123	0.17706	-0.17740	-0.05185	-0.03723

第3-1表 主成分係数行列

成分 変数	A	B	C	D	E
1	0.455584	0.450664	0.463452	-0.196582	0.344320
2	0.189961	0.107719	0.078015	0.575392	-0.426411
3	0.029690	-0.037521	-0.050215	-0.099296	0.104826
4	-0.198582	-0.518822	0.467115	-0.341101	0.187225
5	-0.331058	0.520235	-0.203585	0.131782	0.544405
6	-0.149152	-0.303683	0.324258	0.692156	0.438315
7	0.608000	-0.383373	-0.526949	0.045978	0.397883
8	-0.463177	-0.069804	-0.366255	-0.074222	0.082270

第3-2表 因子負荷量(3)

成分 変数	1	2	3	4	5
A	0.92533	0.28400	0.02987	-0.09944	-0.13410
B	0.91534	0.16104	-0.03776	-0.25981	0.21073
C	0.94131	0.11663	-0.05053	0.23392	-0.08246
D	-0.39928	0.86023	-0.09992	-0.17081	0.05338
E	0.69935	-0.63750	0.10548	0.09376	0.22052
F	0.01007	0.93734	0.05804	0.27974	0.15851
G	-0.04935	0.10640	0.99148	-0.03889	-0.02103
H	0.94559	0.28038	-0.01147	-0.03052	-0.13400



6	7	8
0.04409	-0.09246	0.18122
-0.07742	0.24997	-0.03298
-0.14116	0.03557	0.02346
0.35919	-0.01759	-0.03789
0.29676	0.02805	-0.02002
0.14054	0.03059	-0.02401
-0.05880	-0.00882	0.00753
-0.11849	-0.18253	-0.13620

## と 寄 与 率 (3)

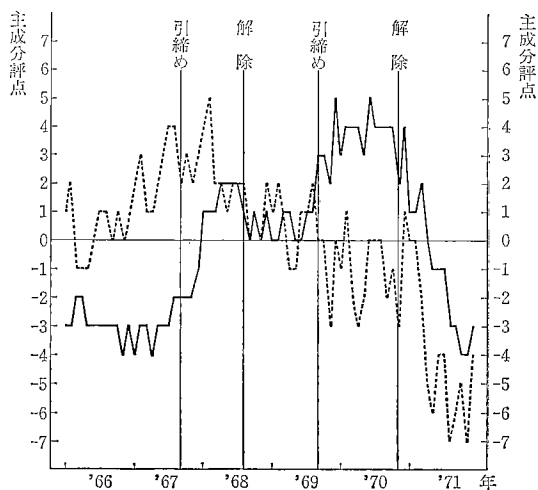
F	G	H	固 有 値	累積寄与率
0.004959	-0.024295	0.465556	0.4125345 D + 01	0.5156680631
0.626966	0.071172	0.187538	0.2235133 D + 01	0.7950596598
0.057677	0.985335	-0.011395	0.1012516 D + 01	0.9216241837
0.558608	-0.077663	-0.060954	0.2507754 D + 00	0.9529711109
0.390422	-0.051906	-0.330821	0.1649753 D + 00	0.9734805271
-0.313297	0.051970	0.091275	0.1217686 D + 00	0.9887015965
0.182421	-0.107936	0.018269	0.7889960 D - 01	0.9985640470
0.087504	-0.019570	0.791287	0.1148319 D - 01	0.9999994454

6	7	8
-0.05205	0.17078	-0.04963
-0.10597	-0.10769	-0.00748
0.11315	-0.14802	-0.03925
0.24153	0.01291	-0.00795
0.15295	0.11176	0.00882
-0.10933	0.05124	0.00938
0.01814	-0.03032	-0.00210
0.03185	0.00513	0.08479

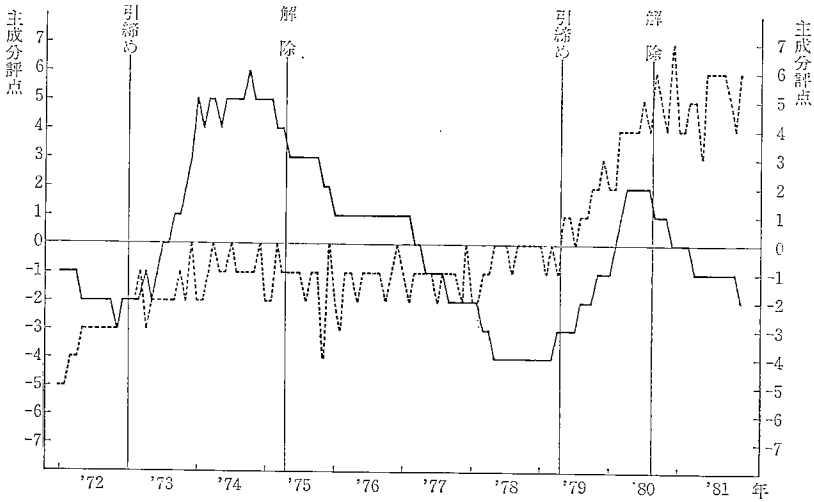
みられる。また主成分得点の推移をグラフによって検討してみると、とくに60年代について、その動きが金融市場の実勢を明確に反映していないようにみえる。

そこで分析対象期間を1966年1月から1971年12月までの前半期と、1972年1月から1981年12月までの後半期の2期間に分けて分析を行なってみた。その結果が第2-1表および第2-2表（前半期）と、第3-1表および第3-2表（後半期）である。これらの表で明らかとなり、後半期については全期間を通した場合とほぼ同様の結果が得られるが、前半期についてはかなり異なる。すなわち前半期でも第1主成分が利子成分であることにはかわりはないが、主成分係数すなわちウェイトが変化し、また第3主成分が日銀信用だけでなく預金通貨回転率とも関連する成分となる。そしてこのように期間を分割した場合、主成分の値（主成分得点）を示すグラフはかなり明瞭に金融市場の動向を追跡するようになる。これを第1図と第2図に示す。ただし、成分得点をそのままグラフにすると若干見にくいので、得点を基準化した上でそれらにつぎの表にし

第1図 金融指標の推移（前半期）



第2図 金融指標の推移（後半期）



たがって評点をあたえる．第1図と第2図はそれぞれ前半期と後半期について、第1主成分と第2主成分の評点をグラフにしたものである．（実線は第1主成分、点線が第2主成分である．）

基準化した主成分の値	～-2.45～-2.07～-1.70～-1.32～-0.94～-0.57～-0.19～0.19～0.57									
評 点	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	
基準化した主成分の値	～0.94～1.32～1.70～2.07～2.45～									
評 点	2	3	4	5	6	7				

グラフには、『戦後財政金融政策史』（大蔵省大臣官房調査企画課編）にもとづいて、金融引締めの開始期と解除期が記入してあり、これによって金融市場の繁閑状況を区分している．第1主成分と第2主成分のグラフはこのような金融市場の情勢と、景気変動の各局面における動向をよく追跡していることが確

第4-1表 主成分係数行列

成分 \ 変数	A	B	C	D	E	F
1	0.347624	0.339554	0.348717	0.389081	-0.193332	0.194033
2	0.386432	0.363924	-0.068186	-0.284958	0.395494	0.260080
3	-0.119945	-0.166853	-0.198196	-0.014703	-0.319439	0.623317
4	-0.115338	-0.096940	0.378007	0.156965	0.372404	-0.407376
5	-0.158533	-0.256597	0.792186	-0.232150	0.042917	0.365811
6	0.042550	-0.208664	-0.184560	0.159844	0.729313	0.375894
7	0.025873	-0.314191	-0.036942	0.695043	-0.048335	0.141289
8	-0.361817	0.704610	0.100584	0.283955	0.073097	0.151819
9	0.639954	-0.037042	0.132647	-0.116962	-0.147898	0.011523
10	-0.366159	0.095284	-0.029643	-0.292783	-0.046784	0.148231

第4-2表 因子負荷量(4)

変数 \ 成分	1	2	3	4	5	6
A	0.71643	0.63920	-0.12142	-0.10442	-0.10942	0.02557
B	0.69980	0.60197	-0.16890	-0.08776	-0.17711	-0.12540
C	0.71869	-0.11279	-0.20063	0.34222	0.54677	-0.11092
D	0.80187	-0.47135	-0.01488	0.14211	-0.16023	0.09606
E	-0.39845	0.65419	-0.32336	0.33715	0.02962	0.43830
F	0.39989	0.43020	0.63097	-0.36881	0.25249	0.22590
I	0.79210	-0.50567	0.00187	0.18290	-0.16001	0.16890
J	0.84238	-0.43479	0.14066	-0.03906	-0.03228	0.12617
G	-0.02796	0.45198	0.61925	0.61311	-0.13092	-0.13363
H	0.65459	0.68422	-0.18715	-0.05605	-0.00157	-0.13349

かめられる。

さて以上の分析は、金融指標の主成分分析として必ずしも十分なものではない。なぜならば、金融変数の選択が不十分であることが指摘されるからである。はじめに述べたとうり、近年、金融当局が金融指標としてこれまでの金利だけでなく、マネー・サプライなどの量的指標も考慮した金融政策運営を行なっていることを考えるとき、それに対応するいくつかの変数を追加しなければなら

## と 寄 与 率 (4)

I	J	G	H	固 有 値	累 積 寄 与 率
0.384340	0.408735	-0.013567	0.317618	0.4247487D+01	0.4247486647
-0.305707	-0.262856	0.273247	0.413652	0.2736055D+01	0.6983542033
0.001847	0.138950	0.611736	-0.184876	0.1024709D+01	0.8008250898
0.202026	-0.043140	0.677218	-0.061908	0.8196230D+00	0.8827873924
-0.231824	-0.046774	-0.189681	-0.002277	0.4763896D+00	0.9304263497
0.281046	0.209936	-0.222361	-0.222123	0.3611769D+00	0.9665440393
-0.135200	-0.554894	-0.041004	0.256901	0.1383037D+00	0.9803744076
-0.140666	-0.199971	-0.042411	-0.438063	0.1016453D+00	0.9905389353
0.258888	-0.406275	-0.008466	-0.551045	0.5007113D-01	0.9955460486
0.692957	-0.428321	-0.057715	0.281261	0.4453747D-01	0.9999997955

7	8	9	10
0.00962	-0.11535	0.14320	-0.07727
-0.11685	0.22464	-0.00829	0.02011
-0.01374	0.03207	0.02968	-0.00626
0.25848	0.09053	-0.02617	-0.06179
-0.01798	0.02330	-0.03309	-0.00987
0.05254	0.04840	0.00258	0.03128
-0.05028	-0.04485	0.05793	0.14624
-0.20636	-0.06375	-0.09091	-0.09039
-0.01525	-0.01352	-0.00189	-0.01218
0.09554	-0.13966	-0.12331	0.05936

ないであろう。そこでケース2として、量的指標である  $M_2+CD$  からなるマネー・サプライ (I) と、預金通貨銀行保有現金・日銀預け金すなわち銀行準備 (J) をふくめ、10変数を対象とした主成分分析をすすめることにする。この場合も、全期間を2つの期間に分割した方が結果を解釈しやすい。したがって以下本稿ではすべて期間を前半期、後半期に分けて分析することにする。その結果は第4-1表と第4-2表（前半期）および第5-1表と第5-2表（後半

第5-1表 主成分係数行列

成分 \ 変数	A	B	C	D	E	F
1	0.391849	0.402185	0.421189	-0.303023	0.409795	-0.117152
2	0.272356	0.212413	0.190350	0.363216	-0.208778	0.444365
3	0.043931	-0.031926	-0.045380	-0.038498	0.054592	0.126704
4	-0.150308	-0.404884	0.430473	-0.142470	0.021005	0.696504
5	-0.052302	-0.447629	0.194940	-0.452270	0.273590	-0.175465
6	-0.365019	0.410318	-0.101935	0.117119	0.666890	0.287972
7	-0.121991	-0.306877	0.410303	0.582600	0.275299	-0.371196
8	0.539046	-0.398789	-0.467204	0.256221	0.423771	0.162926
9	0.226189	-0.032565	-0.215023	-0.356280	0.033986	0.077016
10	-0.505139	-0.071969	-0.343139	-0.064797	0.094539	0.060547

第5-2表 因子負荷量(5)

成分 \ 変数	1	2	3	4	5	6
A	0.80993	0.53256	0.04444	-0.07765	-0.02282	-0.14848
B	0.83129	0.41534	-0.03230	-0.20916	-0.19528	0.16690
C	0.87057	0.37220	-0.04591	0.22238	0.08504	-0.04146
D	-0.62633	0.71022	-0.03894	-0.07360	-0.19730	0.04764
E	0.84702	-0.40824	0.05522	0.01085	0.11935	0.27127
F	-0.24215	0.86890	0.12817	0.35980	-0.07655	0.11714
I	-0.54237	0.80123	-0.07133	-0.09704	0.12269	0.07696
J	-0.10811	0.93907	-0.03013	-0.14236	0.26032	0.01055
G	-0.05503	0.02900	0.99557	-0.05415	0.01100	-0.01173
H	0.83070	0.52734	0.00424	0.00481	-0.04952	-0.13449

期) に示すとうりである。

まず説明力についていえば、後半期は第3主成分までの累積寄与率が90パーセントをこえるが、前半期では全変動の90パーセントを説明するためには第4ないし第5主成分までが必要である。つぎに主成分の性格についていえば、前半期においては第1主成分は利子成分だけでなく、量的成分も含んだ複合成分といえる。それに対して、後半期においては利子成分と量的成分が、はっきり

## と 寄 与 率 (5)

I	J	G	H	固 有 値	累積寄与率
-0.262401	-0.052303	-0.026622	0.401900	0.4272249D+01	0.4272248599
0.409760	0.480252	0.014831	0.269687	0.3823465D+01	0.8095713889
-0.070512	-0.029780	0.984174	0.004195	0.1023300D+01	0.9119014240
-0.187857	-0.275588	-0.104821	0.009317	0.2668590D+00	0.9385873275
0.281243	0.596727	0.025215	-0.113516	0.1903099D+00	0.9576183158
0.189210	0.025933	-0.028831	-0.330633	0.1654558D+00	0.9741638963
0.252875	-0.256385	0.079295	0.183386	0.1345154D+00	0.9876154357
-0.210536	0.058894	-0.106450	0.034867	0.8116485D-01	0.9957319206
0.703558	-0.499859	-0.012163	0.150066	0.3259507D-01	0.9989914276
-0.069492	0.118194	-0.015842	0.765553	0.1008526D-01	0.9999999540

7	8	9	10
-0.04474	0.15357	0.04084	-0.05073
-0.11255	-0.11361	-0.00588	-0.00723
0.15048	-0.13310	-0.03882	-0.03446
0.21368	0.07300	-0.06432	-0.00651
0.10097	0.12073	0.00614	0.00949
-0.13614	0.04642	0.01390	0.00608
0.09275	-0.05998	0.12702	-0.00697
-0.09403	0.01678	-0.09025	0.01187
0.02908	-0.03033	-0.00220	-0.00159
0.06726	0.00993	0.02709	0.07688

第1主成分と第2主成分とに分けられる。第3主成分が日銀信用増減と関連する特殊な成分であることは前のケースと同じである。この10変数にもとづく主成分得点の推移をグラフで検討すると、この場合は第1、第2主成分とも同方向に変動して、金融市場の繁閑を反映する指標となっていることがわかる。

つぎに、GおよびHは金融市場の実勢を示す指標というよりは、むしろ金融政策手段変数としての性格をもつことを考慮し、ケース3として、これら2変

第6-1表 主成分係数行列

成分 \ 変数	A	B	C	D	E
1	0.273058	0.269449	0.363439	0.448882	-0.271334
2	0.557669	0.530175	0.023005	-0.199793	0.385262
3	-0.078042	-0.131948	-0.388159	-0.115264	-0.496352
4	-0.213367	-0.333135	0.786933	-0.171508	0.147315
5	-0.071428	-0.333863	-0.309422	0.244980	0.685987
6	0.008926	-0.042173	0.025300	0.734892	-0.071697
7	0.745972	-0.632339	0.005789	-0.076618	-0.137606
8	-0.034237	0.069476	0.032174	-0.331565	-0.123406

第6-2表 因子負荷量(6)

成分 \ 変数	1	2	3	4	5
A	0.54164	0.79383	-0.07487	-0.14999	-0.04282
B	0.53448	0.75469	-0.12658	-0.23418	-0.20014
C	0.72092	0.03275	-0.37237	0.55317	-0.18549
D	0.89040	-0.28440	-0.11058	-0.12056	0.14686
E	-0.53822	0.54841	-0.47617	0.10355	0.41123
F	0.31279	0.54654	0.70089	0.27211	0.18210
I	0.89283	-0.31555	-0.12456	-0.10486	0.21515
J	0.92651	-0.21345	0.11960	-0.02246	0.11376

第7-1表 主成分係数行列

成分 \ 変数	A	B	C	D	E
1	-0.108342	-0.157252	-0.185255	0.472434	-0.448464
2	0.529797	0.497264	0.489414	0.042648	0.169693
3	-0.120405	-0.387472	0.368344	-0.149557	0.043523
4	-0.034847	-0.546627	0.253951	-0.433923	0.156901
5	-0.464137	0.080525	0.110167	0.357827	0.718150
6	0.112577	-0.253437	0.618592	0.441081	-0.271747
7	0.598907	-0.455907	-0.337851	0.365071	0.392397
8	0.324160	-0.022322	-0.130572	-0.329334	0.003459



## と 寄 与 率 (6)

F	I	J	固 有 値	累 積 寄 与 率
0.157691	0.450105	0.467087	0.3934652 D + 01	0.4918314515
0.383951	-0.221679	-0.140052	0.2026275 D + 01	0.7451158127
0.730602	-0.129842	0.124670	0.9203229 D + 00	0.8601561733
0.387097	-0.149165	-0.031945	0.4941343 D + 00	0.9219229594
0.303773	0.358894	0.189775	0.3593619 D + 00	0.9668431967
0.150937	-0.173862	-0.631890	0.1336908 D + 00	0.9835545435
-0.125005	0.015193	-0.054562	0.8350251 D - 01	0.9939923574
0.115785	0.741546	-0.551819	0.4805818 D - 01	0.999996304

6	7	8
0.00326	0.21556	-0.00751
-0.01542	-0.18273	0.01523
0.00925	0.00167	0.00705
0.26870	-0.02214	-0.07269
-0.02622	-0.03976	-0.02705
0.05519	-0.03612	0.02538
-0.06357	0.00439	0.16256
-0.23104	-0.01577	-0.12097

## と 寄 与 率 (7)

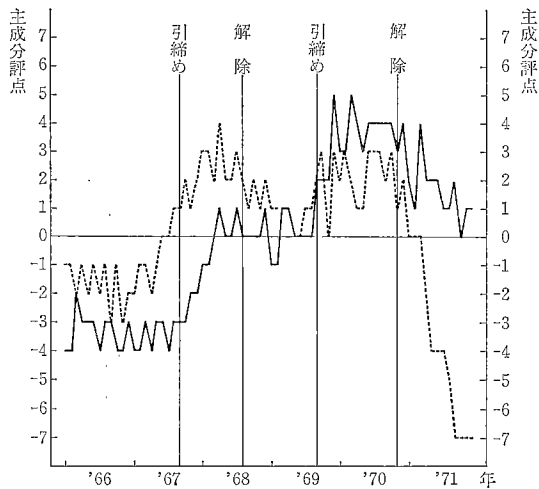
F	I	J	固 有 値	累 積 寄 与 率
0.386423	0.473027	0.363074	0.3999958 D + 01	0.4999947205
0.263411	0.116784	0.344790	0.3134654 D + 01	0.8918264483
0.743111	-0.216450	-0.276341	0.2761839 D + 00	0.9263494382
-0.233168	0.262409	0.547137	0.1897658 D + 00	0.9500701625
0.011138	0.339917	-0.080679	0.1488778 D + 00	0.9686798902
-0.413496	0.062647	-0.311669	0.1298265 D + 00	0.9849082014
0.031341	-0.175734	0.014117	0.8896141 D - 01	0.9960283777
0.051241	0.704661	-0.519352	0.3177157 D - 01	0.999998235

第7-2表 因子負荷量(7)

変数	成分	1	2	3	4	5
A		-0.21668	0.93800	-0.06328	-0.01518	-0.17909
B		-0.31450	0.88040	-0.20363	-0.23812	0.03107
C		-0.37051	0.86651	0.19358	0.11063	0.04251
D		0.94486	0.07551	-0.07860	-0.18903	0.13807
E		-0.89692	0.30044	0.02287	0.06835	0.27710
F		0.77284	0.46637	0.39053	-0.10157	0.00430
I		0.94605	0.20677	-0.11375	0.11431	0.13116
J		0.72614	0.61045	-0.14523	0.23834	-0.03113

数を除いた8変数を対象とする主成分分析を行なった。その結果は第6-1表と第6-2表(前半期)および第7-1表と第7-2表(後半期)に示すとうりである。この場合も、累積寄与率が90パーセントをこえるのは前半期では第4主成分であるのに対して、後半期は第2主成分までである。そしてこのケース3では、第1主成分は量的指標の成分で、第2主成分が金利成分となっている。

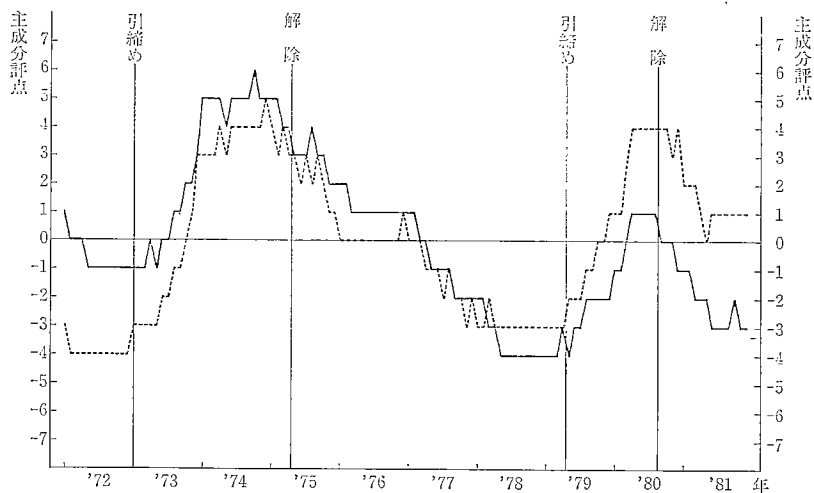
第3図 ケース2・3の金融指標の推移(前半期)



6	7	8
0.04056	0.17363	0.05778
-0.09132	-0.13598	-0.00398
0.22289	-0.10077	-0.02327
0.15893	0.10889	-0.05870
-0.09791	0.11704	0.00062
-0.14899	0.00935	0.00913
0.02257	-0.05242	0.12560
-0.11230	0.00421	-0.09257

しかしいずれにしても、この二つの主成分が金融市場の動向を反映して推移していることは、前の2つのケースと同じである。以上のことを確認するために、ケース2の第1主成分の評点とケース3の第2主成分の評点のグラフを第3図と第4図に示す。（実線はケース2の第1主成分、点線がケース3の第2主成分である。）

第4図 ケース2・3の金融指標の推移（後半期）



結局、本節における分析の結果、8ないし10個の金融変数から作成した主成分の2ないし3個によって、金融市場の動向がほぼ把握できることが確かめられた。

### III 反応関数の推定

ところで前節で作成した指標が金融当局の金融政策運営上の指標であると考えられることができるとすれば、金融当局のこれに対する反応はどんなものであろうか。本節では金融指標の主成分を使って反応関数の推定を試みる。反応関数の意味は、福地氏がセイビングにしたがって簡単に解説を加えているとおりであって、その要旨はつぎのようなものである<sup>6)</sup>。

まず金融当局はつぎのような目的関数を持つものとする。

$$G=G(x_t) \quad (1)$$

$x$  はいわゆる金融政策の最終目標変数ベクトルであって、成長率、物価、失業率など経済システム内の内生変数の1部である。さらに金融当局はつぎのような形であらわされる経済システムの構造について完全な知識を持っているものとする。

$$X_t = F(X_{t-i}, I_t, I_{t-i}, O_t, O_{t-i}) \quad (2)$$

ここで  $X$  はこの経済システム内の全内生変数ベクトル、 $O$  は外生変数ベクトルであり、 $I$  は政策手段変数のベクトルである。そして  $i=1, 2, \dots, m$  であって各変数のおくれを示す。そうすると金融当局の最適金融政策の選択は、(2)の条件の下で(1)の極大をはかることによって行なわれる。したがって金融当局の政策運営、すなわち政策手段の選択は  $X_t, X_{t-i}, I_{t-i}, O_t, O_{t-i}$  に依存することになる。

$$I_t = \theta(X_t, X_{t-i}, I_{t-i}, O_t, O_{t-i}) \quad (3)$$

これがいわゆる金融当局の反応関数といわれるものである。しかし実際問題として、金融当局が関数  $F$  および  $X$  や  $O$  の値について完全かつ正確な知識

6) 福地 [2], pp. 236-239, および Saving [11] 参照。

や情報を持つことは困難である。したがって計量経済分析としても、(1)(2)の推定にもとづいて反応関数を導出することは不可能である。そこで反応関数の計量分析では、はじめから(3)式の推定を行なうというアプローチをとるのである。

ところが金融政策の運営について分析する際には、最終目標に対して中間目標、運営目標および政策手段というプロセスを考えることが多い。しかしはじめに述べたとうり、中間目標ないし運営目標として何をえらぶのが適切かという問題について、理論上からも、実際の政策運営上からも結論がでていないし、福地氏が指摘するとうり、金融政策の効果波及過程における目的手段関係は累層的である。したがって(3)式の推定にあたって、それぞれの目標変数が累層関係のどのレベルに位置するのか、タイム・ラグの構造はどうか、何を手段変数と考えればよいのか確定しにくい。そこでルーバー (Reuber [10]) にはじまる反応関数の計量的研究では、(3)式からさらに金融政策手段と最終目標との間の長い波及過程を縮約して

$$\text{政策手段変数} = f(\text{最終目標変数})$$

という計量モデルを設定してその推定を行なってきたのである。そして政策手段変数として、むしろ運営目標と考えられる変数がえらばれることが多かった。たとえば福地〔2〕の場合には、独立変数として最終目標変数の主成分をとったことは上述のとおりであるが、従属変数としての金融政策手段変数にはマネー・サプライあるいは公定歩合をとっているのである。

これに対して、本稿ではこの政策手段と最終目標の間の長いプロセスの途中に焦点をあてた反応関数を考えてみることにする。すなわち、反応関数の独立変数として最終目標変数ではなく、金融政策の中間目標ないしは運営目標をとり、金融当局がこれに反応してどのように政策手段操作を行なうかを分析するのである。普通、金融当局の政策手段操作としては、公開市場操作、準備率変更、公定歩合変更があるが、準備率、公定歩合の変更は機動性に欠けるので、日本の場合、日常的な金融調節は貸出政策、債券・手形売買政策によって運営

されてきた。そこで本稿における反応関数の従属変数としては、日本銀行の貸出しや債券・手形売買の結果をあらわす日銀信用残高を採用する。推定モデルは具体的にはつぎのようになる。

$$y_t = \gamma + \sum_i \alpha_{1i} z_{1,t-i} + \sum_i \alpha_{2i} z_{2,t-i} + \sum_i \alpha_{3i} z_{3,t-i} + u_t$$

ここで  $y_t$  は日銀信用残高、 $z_{k,t}$  ( $k=1, 2, 3$ ) は前節で作成したケース3の第1主成分、第2主成分、第3主成分である。

推定は前節で述べたように、前半期（1966年1月—1971年12月）と後半期（1972年1月—1981年12月）に分けて行なった。まず  $i=1$  としたときの推定結果はつぎのとうりである。

〔前半期〕

$$y_t = 21,828.0 + 470.79 z_{1,t-1} - 102.18 z_{2,t-1} - 152.41 z_{3,t-1}$$

(41.68)    (21.25)            (31.06)            (43.98)

$$\bar{R}^2 = 0.8792 \quad DW = 0.3709$$

〔後半期〕

$$y_t = 26,531.0 + 794.98 z_{1,t-1} + 212.90 z_{2,t-1} - 359.84 z_{3,t-1}$$

(42.49)    (21.65)            (24.03)            (31.46)

$$\bar{R}^2 = 0.9245 \quad DW = 0.5119$$

推定方法は普通の最小2乗法であり、( )内は標準誤差を示す。この推定結果ではダービン＝ワトソン比 ( $DW$ ) から判断して系列相関の存在を否定できない。しかしコ克蘭＝オーカット法あるいはビーチ＝マッキノンの最尤法のいずれによってもこの点の改善がみられず、決定係数が極端に低下し、係数が有意でなくなるので、普通の最小2乗法による推定結果を採用した。前半期も後半期も統計的には良好な結果であり、このかぎりでは、金融政策運営が主成分でとらえられた金融指標によく反応していることがたしかめられたといつてよいであろう。

ただし、この結果だけでは金融当局の中間目標と考えられる各金融変数への反応がどのようなものであるか、その経済的意味がわかりにくい。そこで第I節で述べた方法により、主成分係数行列を使って、もとの金融変数への反応係

第8表 もとの金融変数への反応係数

変数	A	B	C	D	E	F	I	J
前半期	83.39	96.60	227.68	249.36	-91.34	-76.26	254.36	216.14
後半期	70.15	120.24	-175.37	438.36	-335.44	95.53	478.66	461.34

数  $\beta_i$  を計算してみると第8表のようになる。

すべての変数は基準化してあるから、係数の大きさによって各変数に対する反応の程度を直接比較することができる。そうするとまず、前半・後半のそれぞれの期間において最も大きな反応係数はマネー・サプライ（I）に対するものであることが注目に値する。コール・レート（A）、電々債利回り（B）の金利変数との比較でいえば、マネー・サプライに対する反応の程度は、前半期で約3倍、後半期では4倍から7倍である。これは金融政策運営において、マネー・サプライ重視の傾向が60年代後半からあり、70年代にはとくに強くなったことを示しているものとみることができる。

つぎに後半期の貸出金利（C）を除けば、金利に対しては正の反応係数もち、金融当局が金利の変動を安定化するように金融調節を行なっていることがよみとれる。これに対して預貸率（E）の負の反応係数は金融拡張期における貸出抑制的金融政策運営を示す。また（I）、（J）の正の係数は、マネー・サプライと銀行準備変数をそれぞれ民間非銀行部門と金融機関の貨幣需要とみれば、金融当局がこれに対応して同調的に反応することを示す。このように反応係数の推定結果は、金融当局の各指標に対する反応として妥当な結果を示していることが確かめられる。

以上の結果は、金融指標の推移とそれに対する反応の間の1月だけのタイム・ラグを想定するものであった。しかし実際には、ラグはもう少し長期間にわたるであろう。そこでこのラグ構造をみるために、ラグが前月から1年間にわたってひろがっているものとして（すなわち  $i=1, 2, \dots, 12$  とし）、アーモン・ラグ推定法により反応関数を推定した。ただしこの推定に際して多項式の次数は3で、末端に関する制約条件はおかなかった。この場合も普通の最

第9表 反応関数のラグ構造 (前半期)

変数 係数	第1主成分	第2主成分	第3主成分
$\alpha_1$	22.346 (6.759)	-14.235 (4.861)	-12.486 (4.547)
$\alpha_2$	18.914 (4.164)	-15.210 (2.750)	-21.487 (3.925)
$\alpha_3$	15.399 (3.762)	-16.116 (3.160)	-25.937 (4.551)
$\alpha_4$	14.282 (3.762)	-16.866 (3.430)	-26.759 (4.955)
$\alpha_5$	14.445 (3.372)	-17.370 (3.120)	-24.870 (4.936)
$\alpha_6$	15.670 (3.089)	-17.542 (2.701)	-21.193 (4.866)
$\alpha_7$	17.737 (3.378)	-17.293 (2.842)	-16.646 (4.821)
$\alpha_8$	20.427 (3.958)	-16.536 (3.547)	-12.149 (4.883)
$\alpha_9$	23.523 (4.190)	-15.182 (4.230)	-8.624 (4.869)
$\alpha_{10}$	26.804 (3.694)	-13.143 (4.513)	-6.989 (4.547)
$\alpha_{11}$	30.053 (3.289)	-10.331 (4.621)	-8.165 (3.972)
$\alpha_{12}$	33.051 (6.285)	-6.658 (5.994)	-13.072 (4.331)
ラグ係数の和	251.750 (16.997)	-176.480 (15.729)	-198.380 (41.921)
$\bar{R}^2=0.9234$		$DW=0.7771$	

( ) 内は標準誤差

小2乗法による推定では系列相関の存在が否定できなかったもので、ラグ分布のひろがりの期間をいろいろかえるとともに、コ克蘭=オーカット法とビーチ=マッキノン法の両方を試みたが、やはりダービン=ワトソン比は改善されなかった<sup>7)</sup>。しかし決定係数および係数推定値とその標準誤差などから判断して、前半期についてはコ克蘭=オーカット法による推定結果を採用し、後半

7) アーモン・ラグ推定におけるコ克蘭=オーカット法とビーチ=マッキノン法による計算はTSPを利用して行なった。



第10表 反応関数のラグ構造（後半期）

変数 係数	第1主成分	第2主成分	第3主成分
$\alpha_1$	296.770 (47.441)	-138.131 (31.161)	-21.487 (51.931)
$\alpha_2$	181.167 (21.352)	-14.155 (10.839)	-15.458 (27.931)
$\alpha_3$	95.114 (23.804)	46.430 (15.524)	-19.129 (26.798)
$\alpha_4$	35.239 (27.641)	58.945 (18.444)	-30.497 (28.332)
$\alpha_5$	-1.831 (25.867)	38.708 (15.875)	-47.562 (25.116)
$\alpha_6$	-19.471 (22.306)	1.042 (11.891)	-68.323 (21.032)
$\alpha_7$	-21.053 (22.309)	-38.734 (12.807)	-90.779 (21.484)
$\alpha_8$	-9.950 (25.886)	-65.299 (17.408)	-112.928 (26.308)
$\alpha_9$	10.464 (27.748)	-63.333 (19.471)	-132.769 (28.038)
$\alpha_{10}$	36.817 (24.321)	-17.515 (15.304)	-148.302 (23.232)
$\alpha_{11}$	65.734 (23.125)	87.476 (9.419)	-157.525 (21.498)
$\alpha_{12}$	93.843 (49.544)	266.959 (32.748)	-158.438 (52.444)
ラグ係数の和	762.840 (11.182)	162.390 (20.028)	-1003.200 (75.782)
$\bar{R}^2=0.9864$		$DW=0.3013$	

( ) 内は標準誤差

期については普通の最小2乗法による推定結果を採用した。結果は第9表と第10表に示すとうりである。これによって各主成分への反応のおくれをみると、後半期の第3主成分以外はすべて単調減衰型ではなく、また前後半期とも1年間のタイム・ラグがほとんどの場合高度に有意である。

しかしこの場合もこのままの形では反応係数の経済的意味がつかみにくいの  
で、金利とマネー・サプライへの反応係数に変換してみると第11表と第12表の  
ようになる。金利指標よりもマネー・サプライおよび準備という量的指標の重

第11表 金利とマネー・サプライに対する  
反応のラグ構造（前半期）

変数 タイム・ラグ	A	B	I	J
1	-0.87	0.12	14.84	8.78
2	-1.89	-0.37	14.28	8.00
3	-2.77	-0.98	13.88	6.37
4	-3.42	-1.57	13.65	5.86
5	-3.81	-2.04	13.59	6.25
6	-3.86	-2.28	13.70	7.30
7	-3.51	-2.20	13.98	8.79
8	-2.70	-1.67	14.68	10.58
9	-1.38	-0.58	15.08	12.19
10	0.54	1.16	15.91	13.62
11	3.08	3.68	16.87	14.56
12	6.32	7.09	18.05	14.80

第12表 金利とマネー・サプライに対する  
反応のラグ構造（後半期）

変数 タイム・ラグ	A	B	I	J
1	-102.68	-106.92	128.85	66.00
2	-25.22	-29.50	87.37	65.15
3	16.64	15.55	54.55	55.83
4	31.09	35.57	30.16	41.55
5	26.43	37.94	13.93	25.82
6	10.85	30.02	5.67	12.15
7	-7.37	19.19	5.12	4.06
8	-19.99	12.81	12.04	5.03
9	-18.77	18.26	26.22	18.59
10	4.54	42.91	47.39	48.25
11	58.16	94.12	75.35	97.52
12	150.36	179.27	109.84	169.90

視はこの結果からも明瞭によみとれる。また前半期と後半期の比較でいえば、後半期すなわち70年代の方がマネー・サプライ重視の傾向が顕著になったことも前の結果と同様である。ラグ・パターンでいえば、量的指標に対しては近い過去にやや強く反応し、数か月前に対して弱く、1年近い前に対して最も強く反応する。すなわち金融政策運営において、金融市場情勢の最近の推移も重要な判断資料であるが、約1年前からの推移を十分みきわめているということがこの結果からわかる。金利指標に対する反応についていえば、第8表の結果と完全には整合的でないが、ラグ・パターンが前半期と後半期で異なることが注目される。前半期のラグ係数はV字型の分布をしているが、後半期は一つの山と一つの谷をもつ分布になっている。すなわち、70年代は金利の推移に対して小きざみな反応を示すようになったと思われる。以上のように、分布ラグを伴う主成分による反応関数の推定結果は、60年代後半から70年代の金融政策の運営状況をかなりよく描写しているといえるであろう。

## む す び

本稿ではまず主成分分析の適用によって金融指標を作成し、それが金融市場の実勢をとらえるのに適切な指標であることを明らかにした。

つぎに金融政策の中間目標として何が適切かという問題と関連して、主成分を使った反応関数アプローチを試みた。それによって60年代後半と70年代の現実の政策運営では、中間目標とされるもののうち、とくに何に重点がおかれていたであろうかを分析した。その結果、この時期を通じてマネー・サプライ重視の傾向があったこと、とくに70年代にはそれが顕著になったことが明らかになった。

以上の分析結果から、主成分分析が金融政策の計量経済的研究に有効な手法であることが確かめられた。しかし、主成分分析の対象とした金融変数の選択および期間分割が適切であったかどうかはなお検討の余地がある。その意味で、本稿の反応関数にもとづく結論は暫定的なものである。

## 【参考文献】

- [1] Farrar, D. E., and R. R. Glauber, "Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revised," *The Review of Economics and Statistics*, XLIX, No. 1 (February 1967), pp. 92-107.
- [2] 福地崇生「財政金融政策発動の計量分析—主成分分析によるラグ分析の試み」  
貝塚啓明・兼光秀郎編『現代日本の経済政策』日本経済新聞社, 1981年, 236-262  
ページ.
- [3] 堀内昭義「内生的マネー・サプライとマネタリー・ターゲット」『季刊理論経済学』Vol. XXXI, No. 1, 1980年4月, 50-57ページ.
- [4] Johnston, J., *Econometric Methods*, 2nd edition, McGraw-Hill, 1972. (竹内啓他訳, ジョンストン『計量経済学の方法 全訂版』下, 東洋経済新聞社, 1975年).
- [5] 貝塚啓明・池上彰一「成分分析の金融指標への適用」『季刊理論経済学』Vol. XIX, No. 3, 1968年11月, 73-76ページ.
- [6] Klein, L. R., "Estimation of Interdependent System in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 37, No. 2 (April 1969), pp. 171-192.
- [7] McCallum, B. T., "Artificial Orthogonalization in Regression Analysis," *The Review of Economics and Statistics*, LII, No. 1 (February 1970), pp. 110-113.
- [8] 奥野忠一・久米均・芳賀敏郎・吉沢正『多変量解析法』, 日科技連, 1981年.
- [9] Pidot, Jr., G. B., "A Principal Component Analysis of the Determinants of Local Government Fiscal Patterns," *The Review of Economics and Statistics*, LI, No. 2 (May 1969), pp. 176-188.
- [10] Reuber, G. L., "The Objective of Canadian Monetary Policy 1949-61. Empirical Trade-off and the Reaction Function of the Authorities," *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No. 2 (April 1964), pp. 109-132.
- [11] Saving, T. R., "Monetary-Policy Targets and Indicators," *Journal of Political Economy*, Vol. 75, Supplement (August 1967), pp. 446-456.
- [12] Theil, H., *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, 1971.