網走湖の塩淡境界層水深と水文気象データの多変量解析

Multivariate analysis of boundary layer depth between saltwater and freshwater in Lake Abashiri with hydrological and meteorological data

北見工業大学大学院　○学生員　　杉山一郎（Ichiro Sugiyama）
北見工業大学工学部　　フェロー　佐渡公明（Kimiteru Sado）

１．まえがき

網走湖は，オホーツク海へ流れる１級河川網走川の最下流部に位置し，面積 32.3km^2，最大水深 16.1m の汽水湖である。近年，網走湖のアオコ，青潮の水質事故は，塩淡境界層水深（*hsf*）と密接な関係があるといわれている。*hsf* は昭和の始めに湖底にあったが，以後着実に減少し，最近は 5m を下回っており（表-1，図-2,4），風速 10m/s 以上の南風が吹けば青潮の発生が予測される非常に危険な状況にある。また，平成 14 年 7 月，網走湖を含む網走川が，緊急的に水環境を改善する必要のある河川として国土交通省より選定された。網走湖水質保全対策検討委員会は，この *hsf* が 7m 付近では青潮の発生が報告されていないこと，また，網走湖のヤマトシジミの生育には適度な塩分が必要であることも考慮して *hsf* を 6～7m に制御することが望ましいとしている。

本論文では，*hsf* とこれに影響を及ぼす水文気象データの 10 変数を時系列解析によって，それらの傾向を明らかにする。また，10 変数の内，相関があると思われるものを除いた 1～7 変数に対する総当り組合せによる重回帰分析を行ない，*hsf* に及ぼす影響の大きい因子の組合せを明らかにする。最後に，主成分分析によりこれらの変数を特性値ごとに分類する。

２．塩淡境界層水深及び水文気象データ

北海道開発局網走開発建設部により観測された網走湖の年平均塩淡境界層水深（*hsf*），本郷地点（湖上流側）の年平均水位（*Hi*），流量（*Qi*）及び年平均 *BOD*，川尻地点（湖中央部）年平均水位（*Hk*），大曲地点（湖下流側）の年平均水位（*Ho*）及び流量（*Qo*），さらに網走地方気象台で観測された年降水量（*R*），網走港年平均潮位（*H*），網走地方の夏期（4 月～11 月）平均風速（*Wv*）及び冬期（12 月～翌年 3 月）平均気温（*Ta*）のデータを使用する。図-1 に網走湖付近の模式図を示す。また，図-2 に *R*，*hsf*，15 年移動平均降水量の変動を，図-3 に *Hi*，*Hk*，*Ho*，*H*，*Qi* 及び *Qo* の年平均値の変動をそれぞれ示す。ここで，本論文では表現を簡単にするために，有機物負荷量を表す *BOD* も水文気象データに含めている。*BOD* は，淡水層の水質を悪くする効果があるが，*hsf* との直接の因果関係は現在のところ良く分かっていない。しかし，本研究でこれを採り入れることにより，データ上の新しい知見が得られるかもしれないため，水文気象データとして扱うことにする。風速 *Wv* は，風が引き起こす波により水中の内部セイシュが発生し，塩水層が攪拌され，それが流出することにより *hsf* に対して良い効果をもたらすと考える。冬期の気温 *Ta* は，湖面結氷時の氷厚に影響し，湖水位が抑制され潮位との差が満潮時に増加し，塩水遡上の流量が多くなると考える。表-1 は，各年における

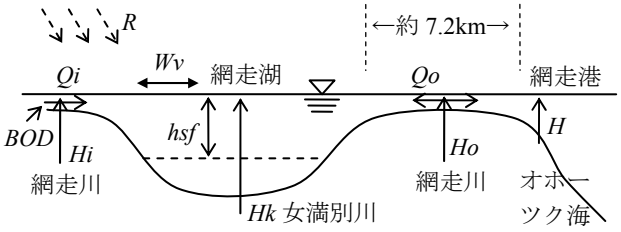

図-1　網走湖付近模式図

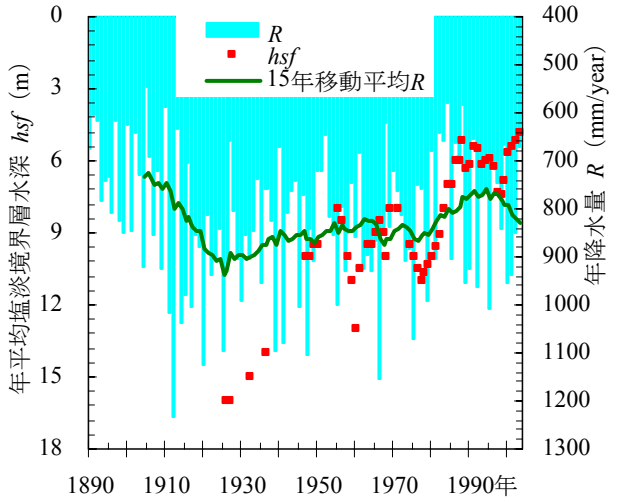

図-2　*R*，*hsf*，15 年移動平均降水量の変動

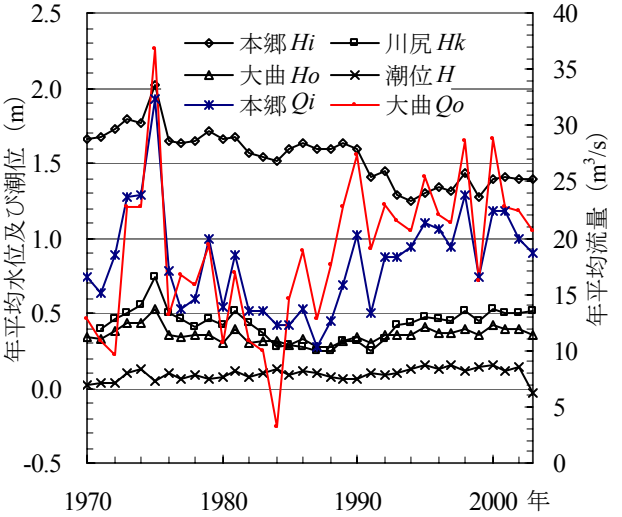

図-3　*Hi*，*Hk*，*Ho*，*H*，*Qi*，*Qo* の年平均値の変動

表-1　各年における網走湖塩淡境界層水深の平均値，標準偏差及び変動係数

年	1988	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	平均値
データ数	9	38	27	31	41	48	34	42	119	20	26	40
平均値(m)	5.13	6.02	5.91	6.25	7.33	7.40	6.83	5.63	5.39	5.19	4.75	5.98
標準偏差(m)	0.93	0.19	0.17	0.17	0.24	0.56	0.38	0.38	0.59	0.54	0.23	0.40
変動係数	0.18	0.03	0.03	0.03	0.03	0.08	0.06	0.07	0.11	0.10	0.05	0.07

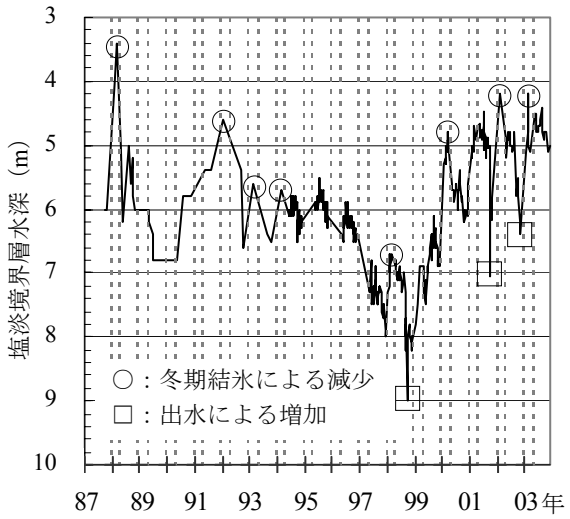

図-4　網走湖塩淡境界層水深の変動
（破線は，冬期間(12 月～翌年 3 月)を表す。）

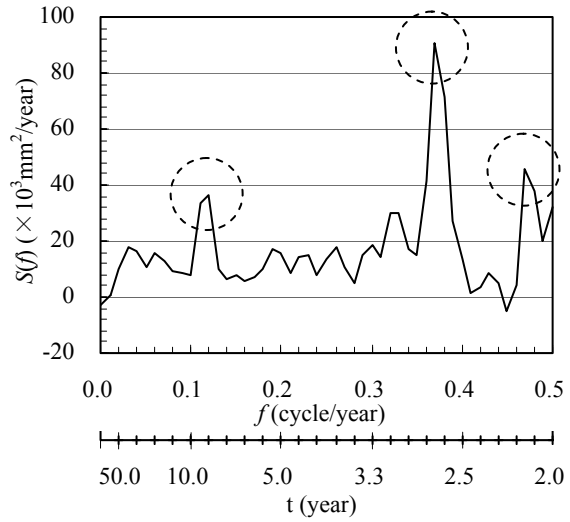

図-5　年降水量 R のパワースペクトル

hsf の変動係数を示しており，2001 年に大きく変動していることがわかる。図-4 では，冬期に *hsf* が減少傾向(上向きに負)となる場合の多いことがわかる。これは，冬期には夏期よりも淡水流入量が減少すること，かつ，湖面が結氷することによる影響(前述参照)と思われる。1998 年，2001 年及び 2002 年の秋期に *hsf* が大きく増加しているのは，秋雨前線及び台風等の豪雨による淡水流入量の増加が大きく影響しているためと思われる。

３．時系列解析

hsf 及びこれに影響を及ぼす各水文気象データの傾向成分を時系列解析により調べてみる。時系列理論[1)]では，原系列(Y(t))に対して傾向成分(T(t))，周期成分(P(t))，確率変動成分(ε(t))の三つに分解され，これらの関係を式(1)，(2)に示す。

$$Y(\mathrm{t}) = T(\mathrm{t}) + P(\mathrm{t}) + \varepsilon(\mathrm{t}) \qquad \cdots(1)$$

$$\varepsilon(\mathrm{t}) = \rho_1 \varepsilon(\mathrm{t}\text{-}1) + \eta(\mathrm{t}) \qquad \cdots(2)$$

ここで，t：年，ρ_1：遅れ 1 年の自己相関係数，η(t)：純偶発成分を表す。

まず，欠測年の無い連続したデータの中で最も多い個数の年降水量(R)(1890～2003 年：114 個)の時系列モデルを考える。ここでは，Y(t)に対する T(t)が良く表されるよう 5 次回帰曲線モデルを考え，最小 2 乗法によりこれを求める。次に，Y(t)－T(t)の系列から卓越周期を探すため，この系列のコレログラムとパワースペクトル(図-5)を求める。図-5 から，R の卓越周期を上位第 3 位まで見ると 2.7 年，2.1 年及び 8.3 年であることが分かる。パワーである全ての山(11 個)から，P(t)及び 1 次の Marcov 過程で表したε(t)が求められ，R の時系列モデル R(t)が得られる(式(3))。なお，P(t)は 11 個の sin 関数及び定数項で表されるが，式(3)では，簡単に 3 個の卓越周期の項で表している。

$$\begin{aligned} R(t) &= 606.6 + 20.86t - 0.6030t^2 + 8.564\times10^{-3}t^3 \\ &\quad - 64.33\times10^{-6}t^4 - 0.2000\times10^{-6}t^5 - 0.6213 \\ &\quad + 29.00\sin\left(\frac{2\pi}{100/12}t - 0.2787\right) + 62.07\sin\left(\frac{2\pi}{100/37}t + 2.427\right) \\ &\quad + 41.31\sin\left(\frac{2\pi}{100/47}t + 1.938\right) - 0.1173\,\varepsilon(t-1) + \eta(t) \qquad \cdots(3) \end{aligned}$$

同様にして，*hsf* 及び各水文気象データの時系列モデルが得られる。表-2 は，上記によって求められた各時系列モデルから，原系列 Y(t)の分散に対するそれぞれの成分が持つ分散の割合を示している。また，η(t)を極力少なくするよう，Marcov 過程を 10 次まで採って求めている。“Trend”の欄は，T(t)を 1 次回帰直線としたときの傾きの符号を示す。また，“効果”の欄は，そのデータが独立に Trend の符号で変化した場合，*hsf* を増加させ，網走湖の淡水層の水質を改善する効果を“○”，逆に *hsf* を減少させ，淡水層の水質を悪くする効果を“×”で示している。よって，*H* と *BOD* のみが増加すれば×，他は全て増加すれば○となる。

ここで，原系列の移動平均を取ることにより，*R* 及び *Ho* はそれぞれ 5 年，10 年の移動平均で Trend の符号は逆転した。このように移動平均の年数の取り方により結果が左右される。また，データ年数以上の周期が各データに存在するとすれば，求められた傾向成分は，その年数以上の周期変動の一部分を構成することになる。しか

表-2　*hsf* 及び各水文気象データの時系列モデルに対する各成分の分散の割合（“周期”欄：上位第 3 位まで示す）

	hsf (m)	*R* (mm)	*H* (m)	*Hk* (m)	*Hi* (m)	*Qi* (m)	*Ho* (m)	*Qo* (m)	*Wv* (m/s)	*BOD* (ppm)	*Ta* (ºC)
データ数	30	114	47	33	33	33	33	33	53	35	114
分散	3.803	20,020	0.0026	0.0115	0.0306	20.59	0.0029	44.53	0.1127	1.272	1.048
$T(t)$	96.1%	12.8%	59.6%	75.3%	77.8%	54.7%	59.3%	47.1%	75.2%	75.3%	18.8%
$P(t)$	2.3	27.6	11.7	7.4	3.1	11.1	7.0	13.6	12.3	12.2	34.2
$\varepsilon(t\text{-}1)$	0.6	9.7	8.9	8.0	19.1	18.2	25.1	24.4	8.4	5.6	4.2
$\eta(t)$	1.0	49.9	19.8	9.3	0.0	16.0	8.6	14.9	4.1	6.9	42.8
周期（年）	4, 8	2.7, 2.1, 8.3	10, 2.2, 2.7	7.5, 3.8, 2.7	10, 3	6, 2.7, 3.8	2.7, 6	3.8, 6, 10	5.6,12.5, 4.2	15, 3.3, 2.3	7.7,16.7, 11.1
Trend	－	＋	＋	－	－	＋	－	＋	－	－	＋
効果		○	×	×	×	○	×	○	×	○	○

表-3　7 変数の水文気象データの組合せの *hsf* に対する寄与率（変数 1 個の場合は単相関係数）

変数の数	組合せ通り数	最大			最小		
		重相関係数	寄与率	対象変数	重相関係数	寄与率	対象変数
1	${}_7C_1$= 7	-0.3715	13.80%	*Ta*	0.0494	0.24%	*Qi*
2	${}_7C_2$=21	0.5503	30.28%	*Ho-H*, *Qo*	0.1332	1.77%	*Qi*, *R*
3	${}_7C_3$=35	0.6250	39.06%	*Ho-H*, *Qo*, *Wv*	0.2609	6.81%	*Qi*, *R*, *BOD*
4	${}_7C_4$=35	0.6765	45.77%	*Ho-H*, *Qo*, *Wv*, *R*	0.3732	13.93%	*Qi*, *R*, *BOD*, *Ho-H*
5	${}_7C_5$=21	0.6896	47.56%	*Ho-H*, *Qo*, *Wv*, *R*, *Qi*	0.4446	19.77%	*Qi*, *R*, *BOD*, *Ho-H*, *Ta*
6	${}_7C_6$= 7	0.6967	48.55%	*Ho-H*, *Qo*, *Wv*, *R*, *Qi*, *Ta*	0.6453	41.65%	*Qi*, *R*, *BOD*, *Ho-H*, *Ta*, *Qo*
7	${}_7C_7$= 1	0.6977	48.68%	（全ての変数）			

し，5 次回帰式で表される *hsf* の T(t)の割合は 96.1%と非常に大きく，その卓越周期は 4 年であることが示された。この 1 次回帰式の Trend は負を示しており，さらに減少していくことが予測される。表-2 から，全体の *hsf* に対する“効果”の数は半々であり，各水文気象データが *hsf* に対してどの程度影響を及ぼしているのかをこの段階で判断することは困難である。よって，次章と合わせてこのことについて多変量解析していく。

４．重回帰分析

hsf を目的変数，水文気象データを説明変数とした重回帰分析 [2),3)]によって，*hsf* に対する水文気象データの寄与率を調べてみる。ここで，扱うデータの組合せに欠測年がある場合，当該年度のその他項目のデータを使用することが出来ないため，1971 年，1974～2003 年の計 31 個のデータを用いる。さらに，変数の組合せで相関の高いと思われるものを考慮し，*Hk* 及び *Hi* を省き，大曲水位と潮位の水位差(*Ho-H*)とした 7 変数により解析を行う。

7 個の説明変数から 1～7 個ずつ選択した場合のあらゆる組合せを想定すると 127 通りであり，重回帰分析により求められた重相関係数の 2 乗で表される寄与率が，最大及び最小となる組合せを表-3 に示す。この結果から，*hsf* に与える影響が大きい水文気象データは，大曲水位と潮位の水位差(*Ho-H*)，大曲流量 *Qo* 及び風速 *Wv* であり，逆に影響が小さい変数は，本郷流量 *Qi*，年降水量 *R* 及び *BOD* であることがわかる。

しかし，*Qi* 及び *R* の影響が小さいのは何故であろうか。双方，淡水流入量を示す水文量であるが，前章より *hsf* は増加傾向にあることから，*Ho-H* 等よりも単純に影響の小さいことが考えられる。また，*R* においては，無降雨連続日数が長く山間部が乾燥している場合，河川水となって湖へ流入する量に影響を及ぼしていることが推測される。さらに，年間データを扱っているため，降水による日々の小さな *hsf* への変化が顕著に現れてこないことも考えられる。

時系列解析と重回帰分析の結果から，*hsf* の減少に大きく影響を及ぼしている水文気象変数は，*Ho-H*，*Qo* 及び *Wv* であり，*hsf* が減少傾向であるということは，*Ho-H* 及び *Wv* の“効果”が大きいことを意味していると言えよう。

５．主成分分析

主成分分析 [2),3),4)] により，前章と同様に潮位と大曲水位の水位差を変数とした *hsf* に及ぼす水文気象データ(7 変数)の 1971 年及び 1974～2003 年の計 31 個のデータを用いて解析を行う。各変数を平均 0，分散 1 に基準化して得られる固有値($\lambda_1 \geqq \lambda_2 \geqq \cdots \geqq \lambda_7(\geqq 0)$)及び固有ベクトル($l_1, l_2, \cdots, l_7$)から，新しい変数 $z_k(k=1,\cdots,7)$ は次式となり，第 k 主成分が求まる。

$$z_k = l_{1k}x_1 + l_{2k}x_2 + \cdots + l_{7k}x_7 \qquad \cdots(4)$$

このように，7 個の水文気象変数 $x_i(i=1,\cdots,7)$ から求められた主成分に対する x_i の寄与率を求めることによって，これらの変数自身の分類をすることが出来る。これには，次式で表される主成分と個々の変数との相関係数（因子負荷量）r を用いる。

$$r(z_k, x_j) = \sqrt{\lambda_k} \times l_{jk} \qquad (j=1,\cdots,7) \qquad \cdots(5)$$

この 2 乗が z_k の x_i に対する寄与率となる。求められる主成分の結果の解釈を容易にするため，いずれの変数も増大すれば *hsf* が増大するよう，*BOD* を“－*BOD*”にデータ変換して行なう。

上記により求められた数値計算結果の一部を表-4，また，主成分 z_1 と z_2 の因子負荷量をそれぞれ横軸と縦軸とするグラフにしたものを図-6 に示す。各変数の点と原点との距離は当該主成分の累積寄与率の平方根となっており，半径 1 の円に近い変数ほど 2 つの主成分でよく説明される変数となる。これらより，z_1 及び z_2 の固有値及び寄与率 r^2 は，(λ_1＝3.2264，r_1^2＝0.4609)，(λ_2＝1.4876，r_2^2＝0.2125，$r_1^2+r_2^2$＝0.6734)である。z_1 において，因子負荷量 r の z_1 が 0.8 以上の大きいグループ No.1(*R*，*Ho-H*，*Qi*，*Qo*)を見ると，いずれも *hsf* を増加させるのに効果的な水文量を表す変数で正となっている。同様に z_2 が 0.7 以上の大きいグループ No.2(*Ta*，*BOD*)を見ると，双方，水文量以外の変数である。

また，表-4 の寄与率を見てみると，z_1 については，グループ No.1 の r^2 は 0.66 以上と非常に良く説明されているが，その他に至っては，0.18 以下と非常に小さい。z_2 では，*Ta* 及び *BOD* の r^2 が大きく増加し，その他はほとんど説明されていない。さらに，風速 *Wv* の r^2 は，z_2 までが 0.20，z_3 で 0.87 を超えた。これは，*Wv* が他と異なる特質を持っていることを示している。

したがって，上記をまとめると第 1 主成分は，水文量の増加（降水量の増加，大曲水位－潮位の水位差の増加，大曲及び本郷の流量増加）により，*hsf* を“直接的”に増加させる特性値と言える。第 2 主成分は，冬期平均気温の増加及び *BOD* の減少(データ変換しているため)により *hsf* を“間接的”に増加させる特性値と言える。そして第 3 主成分は，強い風速が引き起す青潮等の湖水の鉛直混合が起こり，かつ，*Ho-H* の差が正の時，湖内の塩水が河川に流出し *hsf* が増加すると考えると，*hsf* を“副次的”に増加させる特性値と言える。

６．結論

本研究で得られた結果をまとめると以下のようになる。

（1）時系列解析により，塩淡境界層水深及びそれに影響を及ぼす 10 変数の水文気象データの時系列モデルが求められ，各変数の傾向成分及び周期を明らかにした。特に，塩淡境界層水深の Trend は減少傾向であり，5 次回帰曲線で表される傾向成分は原系列の分散の 96%と大きく占めることを示した。

（2）7 変数の水文気象データのあらゆる組合せ(127 通り)を重回帰分析し，塩淡境界層水深に対する寄与率で影響度合を求めた結果，最も寄与するものが大曲水位と潮位の水位差，大曲流量及び風速であり，逆に影響が小さい変数は，本郷流量及び降水量であることを示した。

（3）時系列解析及び重回帰分析の結果から，塩淡境界層水深の減少に大きく寄与する水文気象変数は，大曲水位と潮位の水位差及び風速の効果が大きいことを示した。

（4）主成分分析により，z_1，z_2 に対する因子負荷量のグラフ及び z_1～z_3 の寄与率から，塩淡境界層水深に影響を及ぼす 7 個の水文気象変数を 3 つのグループ―直接的要素，間接的要素，副次的要素―に分類した。

ところで，塩淡境界層水深を 6～7m に制御するためには，一体どうすれば良いのだろうか。本論文の結果から，大曲地点での河川流量(水位)に関する対策が大きく効果を上げることが期待される。例えば，大曲地点での水草の栽培を行なうことで，水草の茎等による河川下層水の流速減少かつ水位上昇により，塩水遡上量も抑制され，環境上あらゆる面で効果を上げるものと思われる。

自然及び生態系を保護するため，正に緊急な対応を必要としている。

表-4　主成分 z_1，z_2，z_3 の因子負荷量と寄与率

変数	因子負荷量　r			累積寄与率　r^2		
	z_1	z_2	z_3	z_1	z_1+z_2	$z_{1,2}+z_3$
R	0.81	0.14	0.14	0.66	0.68	0.70
Ho-H	0.86	-0.29	0.03	0.74	0.82	0.82
Qi	0.93	0.11	0.07	0.86	0.88	0.88
Qo	0.87	0.31	0.07	0.76	0.86	0.86
Wv	-0.42	0.16	0.81	0.18	0.20	0.87
-BOD	-0.18	0.72	-0.54	0.03	0.55	0.85
Ta	-0.05	0.85	0.26	0.00	0.73	0.80

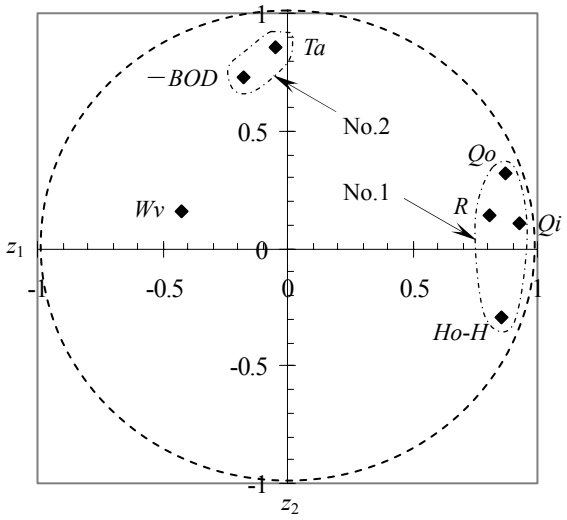

図-6　主成分 z_1，z_2 の因子負荷量

参考文献

1) 岸　力：1975 年度(第 11 回)水工学に関する夏期研修会講義集 A コース，土木学会水理委員会，水工学シリーズ 75-A-6，A-6-pp.1-27，1975.
2) 奥野忠一，久米　均，芳賀敏郎，吉澤　正：多変量解析法，日科技連，pp.25-257，1979.
3) 田中　豊，垂水共之，脇本和昌：パソコン統計解析ハンドブックⅡ多変量解析編，共立出版株式会社，pp.160-175，1984.
4) 芳賀敏郎，橋本茂司：回帰分析と主成分分析，日科技連，統計解析プログラム講座 2，pp.161-180，1980.