多変量分析による琴湖江の水質評価

朴 永 圭* 李 哲 熙*
鄭 輝 洙* 李 淳 和*

Water Quality Estimation of the Kum-Ho River by Multivariate Analysis

Yung-Kyu PARK*, Chul-Hee LEE*,
Hwi-Soo JUNG* and Shun-Hwa LEE*

* Department of Environment Engineering, Young Nam University, Dae Dong 214 Kyoung San City, Kyoung Book, 713-800 Korea

Abstract

The water quality of the Kum-Ho River was estimated by multivariate analysis. Results of the analysis were as follow as :

1. The water quality of the Kum-Ho river estimated by the factor scores were generally not different throughout the period of this research.
2. The cumulative proportion to the third principal components was 97.8%.
3. The factor loadings of 14 water quality items studied were over 0.9. The river appeared to be polluted by human activities and the waste water from nearby factories.
4. The flow of Kum-Ho river was closed related to $COD_{(Cr)}$ and the factor scores. The run-off loading rate, therefore, could be explained by $COD_{(Cr)}$ and factor scores. The run-off loading rate of the lower Kum-Ho river basin showed no significant variation, where the pollutions were mainly contributed by the point sources.

Key words : multivariate analysis, eigen values, cumulative proportion, factor loading, factor scores

1. はじめに

近年各種産業の発達と人口増加によって大都市近傍の河川の汚染は急激に進みつつあり、とくに韓国の場合水道原水の50%以上を占めている河川水の汚染はわれわれの生活を圧迫する状態になってきている。このような水質を改善するためには現在の河川の水質を正確に把握し、水質改善のための総合的な管理・対策が要求されている。

河川の水質は一般的に汚染物質の指標として BOD, DO, 栄養塩など特定汚染項目を選定して評価する場合

が多い。しかし、河川水質は汚染物質の発生源が多様であるため汚染項目相互間の相関性、河川の地理的条件、気象的特性など様々な影響因子が複合しており、評価することが非常に難しくなっている。このため、河川水質の解析に用いる多変量解析は多数の項目を総合的に取り扱うことのできる面から効果的な方法の一つであると考えられる。

河川水質を総合的に解析するため、いくつかの総合特性値（主成分）を抽出し、これらと水質特性の関係あるいは発生源の関係を判断する基準を提供するための多変量解析例はいくつか報告されている^{1)~4)}。

* 韓国嶺南大学校環境工学科 〒713-800 韓国慶北慶山市大洞214

本研究で対象とした琴湖江水系は、韓国第3の都市大邱地域の各種工業用水の供給源として重要な役割を果たしていたが、この流域の都市化によって水質汚濁はすでに深刻な問題になっている。本研究では、琴湖江流域において水質調査を6回行い、まず調査回数の妥当性を調査するため、調査回数を変数とした多変量分析を行い、各平均値を用いて調査地点別の多変量分析を総合的に評価し、さらに個々の水質特性値および汚染負荷に対する流量の関係を多変量分析による因子得点を比較した。

2. 琴湖江水系の概要

琴湖江の流路は延長が70kmであり、洛東江の第一支流として嶺南地方の中心部の3都市と5つの郡の各種用水の供給と下・廃水の放流先として重要な河川になっている。

流域面積は2,260km²、流域人口270万人であり、その源を迎日郡竹長面に発し、洛東江合流点である達城郡多斯面江倉に到るまでに約40の大小支流を持つ。

調査地点は Fig. 1 に示すような5地点である。St. 1 (永東橋) は琴湖江の上流部で永川市と2つの郡を通過した地点である。St. 2 (峨洋橋) は中流部で大都市である大邱市に流入する直前である。St. 3 (西辺橋) は大邱市民の生活下水によって汚染の進行した地点であ

り、St. 4 (八達橋) はさらに工業団地を通過しその排水の影響を受けた地点である。St. 5 (海浪橋) は下流部であり、この後洛東江に合流している。

3. 水質データ

水質解析の基本資料は上記 St. 5 (海浪橋) までの5地点で'84年10から'85年6月までの間で6回の採水を行い分析した。

多変量解析には、次の15項目の測定結果を用いた。

① pH, ② 水温(°C), ③ D(飽和 DO-DO), ④ COD_(Cr) (mg・l⁻¹), ⑤ BOD₅ (mg・l⁻¹), ⑥ SS (mg・l⁻¹), ⑦ 電気伝導度 (umho・cm⁻¹), ⑧ NH₃-N (mg・l⁻¹), ⑨ NO₃-N (mg・l⁻¹), ⑩ TKN (mg・l⁻¹), ⑪ PO₄-P (mg・l⁻¹), ⑫ VSS (mg・l⁻¹), ⑬ TOC (mg・l⁻¹), ⑭ Cl⁻ (mg・l⁻¹), ⑮ 大腸菌 (MPN・100ml⁻¹)

4. 解析方法

4.1 DO の処理

主成分分析を用いて洛東江の水質を評価した金¹⁾は、水質項目中 DO が BOD などの水質項目と逆相関関係があることに気付き、飽和度の逆数の意味で、DO⁻¹と変換して利用した。しかし、DO が非常に少ないかゼロの場合、つまり琴湖江下流の海浪橋 (St. 5) で DO⁻¹と表示する場合、他地点に比べ相対的に DO⁻¹

Fig. 1 Sampling stations at the Kum-Ho river

があまりにも高くなっていることからこの地点では DO の再変換が要求されている。

従って、本研究では DO⁻¹の代わりに、その温度における推定飽和 DO から DO を引いた値を DO 不足量、D (飽和 DO-DO) とおきこれを用いて多変量解析を試みた。

4.2 主成分分析

各項目ごとに平均値を計算した後、それぞれ正規分布様式に変換した資料を用いて各地点ごとに調査回数別の主成分分析を行い、因子得点を水質汚染物質の濃度と負荷量で示した。

5. 結果および考察

5.1 水質調査回数別因子得点

琴湖江の水質を 5 地点で分けて 1984 年 10 月～1985 年 6 月まで 6 回調査を行った結果から、もし調査期間中

に流域内の水質特性の変動あるいは特別な現象があれば地点別水質を総合的に評価するのは難しくなる。しかしながら、調査回数についての全体的傾向が一致するか否かを調べるために主成分分析を行った結果を Fig. 2, 3, 4 に示した。この結果永東橋では第 6 回目の調査結果のみ濃度が高く、その外はほとんど同じであった。そして負荷から見ると、第 1 回目調査結果のみ少し高くその外は同じであった。第 1 回と第 2 回を除いた結果を第一主成分から見ると、調査期間が異なっても全般的な傾向は上流（永東橋）での因子得点が最も低く（濃度：-3.21 -1.78, 負荷：-3.21 -2.67）、下流にいくほど因子得点が高くなり、海浪橋で最も高くなる（濃度：5.65 6.30, 負荷：5.77 6.58）水質汚染現象が明らかであり、調査回数別傾向がほとんど一致することから調査期間には特別な水質変動は表れなかった。従って、季節的に水質が同質性を示し

Fig. 2 Factor scores at each sampling station (1st principal components)

Fig. 3 Factor scores at each sampling station (2nd principal components)

Fig. 4 Factor scores at each sampling station (3rd principal components)

Table 1 Water quality of the Kum-Ho river (6times average)

	pH	WT °C	D mg·l ⁻¹	COD _{Cr} mg·l ⁻¹	BOD ₅ mg·l ⁻¹	SS mg·l ⁻¹	COND μmho·cm ⁻¹	NH ₃ -N mg·l ⁻¹	NO ₃ -N mg·l ⁻¹	TKN mg·l ⁻¹	PO ₄ -P mg·l ⁻¹	VSS mg·l ⁻¹	TOC mg·l ⁻¹	Cl ⁻ mg·l ⁻¹	E. Coli MEN/100ml ⁻¹
St.1	7.5	16.6	-1.44	24.7	4.58	16.3	1026	0.072	2.567	1.942	0.022	5	9.83	17.1	2110
St.2	8	17	0.35	17.5	8.15	27.33	1386	0.21	2.97	2.56	0.01	11	11.8	27.63	4600
St.3	7.6	15.3	0.10	24.1	11.55	28.5	1398	1.39	2.37	5.08	0.22	12.62	17.32	25.3	6600
St.4	7.5	15.8	2.76	32.9	14.88	33.97	1558	1.967	1.372	5.333	0.355	14.97	19.51	25.96	256000
St.5	7.1	16.5	6.87	201	114	92.2	2832	8.73	1.631	18.83	1.257	41.67	93.39	58.2	1890000

ていることが判断される。

5.2 平均水質の特性

6回の調査を行った水質分析結果から大きな変動が見られなかったため、調査を行ったデータ結果を平均してTable 1に示した。

本調査期間の平均水質は下流にいくほど水質が悪化し、海浜橋(St. 5)ではBOD 114mg·l⁻¹、NH₃-N 8.73 mg·l⁻¹、PO₄-P 1.257mg·l⁻¹であり、汚濁がかなり進んだことを示した。pHの変化によると上流に比べ下流の方が低くなり、琴湖江の水質が多様な汚染源によって酸性化していると考えられる。また、NO₃-Nが下流の方が低くなることは、上流では硝化作用によってNH₃-NがNO₃-Nに変換し下流にいくほどDOが低くなり嫌気状態に進みつつあり、脱窒が起こりやすくなってNO₃-Nが減少したためと思われる。

5.3 水質特性の相関性

以上の6回の平均水質特性を用いて選択された15個の水質項目間の相関係数を求めてTable 2に示した。

相関係数の解析は研究者によって差があるのでここに用いた方法はGuilfordの相関係数の解析基準によって検討した。その基準を次に示す。

$r < 0.20$: 無視できる相関

$0.20 < r < 0.40$: 低い相関

$0.40 < r < 0.70$: 比較的高い相関

$0.70 < r < 0.90$: 高い相関

$0.90 < r$: 信頼できる相関

Table 2の水質特性項目間の相関でNO₃-Nは比較的高い相関($0.4 < r < 0.7$)、pHは高い相関($0.7 < r < 0.9$)を示し、他のDO、COD、BOD、SS、電気伝導度、NH₃-N、TKN、PO₄-P、VSS、TOC、Cl⁻、大腸菌群は全体的に信頼できる相関性($r > 0.90$)を持っていた。

5.4 固有値 (Eigen Values) と累積寄与率 (Cumulative Proportion)

6回調査を行った平均水質を相関関係行列によって固有値および固有ベクトルを求めて寄与率と累積寄与率を計算した結果をTable 3に示す。

また毎調査回数別で6回の結果を計算して主成分の寄与率および累積寄与率をFig. 5に示した。平均水質で求めた第一主成分の寄与率は85.1%、第二主成分の寄与率と累積寄与率は各々10.1%、95.2%、第三主成分は各々2.6%、97.8%であった。また、固有値が1.5以上である第二主成分までの15個の水質特性値が持っている情報の平均95.2%以上が説明されているため、項目が多い場合水質様相を要約するには満足できる。

Table 2 Correlation coefficients among 15 items

	pH	WT	D	COD _(Cr)	BOD ₅	SS	COND	NH ₃ -N	NO ₃ -N	TKN	PO ₄ -P	VSS	TOC	Cl ⁻	E. Coli
pH	1														
WT	.2004	1													
D	-.6996	.0160	1												
COD _(Cr)	-.8013	.1736	.9033	1											
BOD ₅	-.7746	.1578	.9183	.9978	1										
SS	-.7332	.1065	.9581	.9803	.9903	1									
COND	-.7047	.0844	.9705	.9641	.9780	.9975	1								
NH ₃ -N	-.8128	.0290	.9495	.9845	.9892	.9916	.9850	1							
NO ₃ -N	.7419	.4290	-.7283	-.5207	-.5178	-.5639	-.5801	-.6229	1						
TKN	-.7992	.0165	.9426	.9823	.9889	.9920	.9359	.9939	-.5994	1					
PO ₄ -P	.8200	.0016	.9608	.9760	.9611	.9881	.9838	.9986	-.6625	.9960	1				
VSS	-.7334	.0773	.9606	.9755	.9868	.9994	.9984	.9921	-.5741	.9933	.9894	1			
TOC	-.7866	.1236	.9240	.9967	.9994	.9917	.9803	.9935	-.5392	.9934	.9865	.9892	1		
Cl ⁻	-.6449	.1642	.9388	.9618	.9774	.9918	.9922	.9684	-.4742	.9726	.9711	.9909	.9764	1	
E. Coli	-.7951	.1683	.9329	.9966	.9963	.9876	.9756	.9892	-.5675	.9849	.9843	.9831	.9957	.9677	1

Table 3 Eigen values of principal component analysis with 15 items.

Items	Eigen vector			
	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4
pH	-.2252	.3017	.6363	-.4138
WT	.0166	.7485	-.5060	-.3645
D	.2.83	-.0632	.1585	-.4288
COD _(Cr)	.2763	.1001	-.1371	.1506
BOD ₅	.2769	.1037	-.0360	.1087
SS	.2778	.0644	.1518	-.0087
COND	.2775	.0521	.2324	-.0522
NH ₃ -N	.2797	-.0099	.0262	.0787
NO ₃ -N	-.1763	.5303	.3039	.4581
TKN	.2789	-.0553	.0909	.1277
PO ₄ -P	.2796	-.9432	.0169	.0379
VSS	.2778	.0442	.1518	-.0087
TOC	.2769	.0730	-.0257	.1087
Cl ⁻	.2718	.1399	.2509	-.0650
E. Coil	.2769	.0829	-.1247	.0391
E. V	12.7630	1.5121	.3912	.3298
P. T. V	.8510	.1010	.0260	.0220
C. P	.8510	.9520	.9780	.1000

E.V =Eigen values

P.T.V =Proportion of total variance

C.P =Cumulative proportions

Fig. 5 Proportion for each principal components

5.5 因子負荷量 (Factor loadings) と寄与度 (Communality)

各主成分と水質特性の相関を説明する因子負荷量は固有値と固有ベクターにより求められ、特定水質特性が持っている総情報の各主成分に記憶される量を寄与度とする時、第一主成分から第四主成分までの因子負荷量と第一主成分から第三主成分までの寄与度を求めた結果を Table 4 に示した。

因子負荷量は第一主成分で水温を除いて全項目が

Table 4 Factor loading and communality of principal components analysis with 15 items.

Items	Factor loadings (r_{ki})				communality(r^2_{ki})		
	PC1	PC2	PC3	PC4	1st	1st-2nd	1st-3rd
pH	-.804	.371	.404	-.238	.6464	.7840	.9472
WT	.059	.092	-.316	-.209	.0034	.0118	.1110
D	.958	-.078	.099	-.246	.9177	.9237	.9330
COD _(cr)	.987	.123	-.066	.870	.9741	.9892	.9935
BOD ₅	.989	.128	-.023	.062	.9781	.9932	.9937
SS	.993	.079	.095	-.005	.9860	.9922	1.0000
COND	.992	.064	-.145	-.030	.9840	.9880	1.0000
NH ₃ -N	1.000	-.012	.016	.045	1.0000	1.0000	1.0000
NO ₃ -N	-.630	.252	.190	.378	.3969	.4604	.4965
TKN	.996	.007	.057	.073	.9920	.9920	.9952
PO ₄ -P	.999	-.053	.011	.022	.9980	1.0000	1.0000
VSS	.997	.034	.093	.005	.9940	.9951	1.0000
TOC	.989	.090	-.016	.062	.9781	.9862	.9864
Cl ⁻	.971	.172	.153	-.037	.9428	.9723	.9957
<i>E. Coil</i>	.990	.102	-.073	.022	.9802	.9905	.9958

Fig. 6 Factor loadings of water quality elements for the 1st principal components at the each station (Base: concentration)

0.9以上を示し、ほとんどが生活下水と工業廃水による水質汚染源であり、各水質項目の寄与度は、第一主成分に水温、pH、NO₃-N以外の項目は91.8%以上で、第二主成分では水温が84.6%、NO₃-Nが42.5%になった。

また、各主成分まで全体水質項目の累積寄与度は総変量が持っている情報の97.8% (Table 3) が第三主成分までに寄与しているし、第三主成分までを共通変量 (Common Variance) とする時、共通変量の87%が第一主成分に、10.3%が第二主成分に、2.66%が第三主成分に各々寄与している。

第一主成分の因子負荷量を各地点ごとに濃度別、負

荷別、6回平均別で濃度、負荷量を図示すると Fig. 6, 7, 8, 9 のようになる。Fig. 6 で峨洋橋の NO₃-N と D が負を示すことは峨洋橋の高い BOD に比べて DO 相関関係が高いので BOD、COD など水質汚染項目で逆相関を示すことに基づく。NO₃-N が逆相関を示すのは、上述したように下流にいくほど N₂ 循環 (有機 N > NH₃-N > NO₂-N > NO₃-N > N₂) による脱窒の影響と考えられる。

5.6 因子得点 (Factor Scores)

調査地点で主成分因子得点を求めた結果を Table 5 に示す。第一主成分の各地点別因子得点の傾向は Table 1 と Fig. 2, 3, 4 に示したように D、BOD₅、SS、

Fig. 7 Factor loadings of water quality elements for the 1st principal components at the each station (Base: pollutional load)

Fig. 8 Factor loadings of water quality elements for the 1st principal components at the each station (Base: concentration)

VSS, $\text{NH}_3\text{-N}$, TKN, TOC, *E. Coli* の各地点別水質変動が非常に類似性を持っているから琴湖江全体の

水質変化を予測することができる。第二主成分はpH, 水温の影響が大きい。第三主成分以上は上述したよう

Fig. 9 Factor loadings of water quality elements for the 1st principal components at the each station (Base: pollutional load)

Table 5 Factor scores at each sampling stations

Stations	Factor scores			
	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4
St.1	-2.4153	0.3270	-0.9256	0.3990
St.2	-2.1238	1.6377	0.4739	-0.5596
St.3	-1.3435	-1.0430	0.6728	0.6269
St.4	-0.3389	-1.3643	-0.1635	-0.7902
St.5	6.2236	0.3925	-0.0626	0.1239

に寄与率が少なくなったので略す。

因子得点は各地点の平均水質特性の相対的な様相を示し、河川水質の総合的な評価は多変量分析として解析するのが望ましく、また特定水質の指標を評価するときは因子負荷量が低い項目は除外することが良いと判断される。

また、河川水質の評価に因子得点を用いるためには上流から下流まで等区間で水質調査地点を選定しなければならない。しかし、実際に等区間で水質調査地点を選定するのは諸般の事情で難しいことが多く、水質調査地点の選定は非常に重要となる。

本調査での結果を総合的に見ると第一主成分の因子得点は永東橋 (St. 1) で-2.415であり、下流ほど得点値が高くなって八達橋 (St. 4) で-0.340とした汚染現象を示しているが地点全体因子得点の平均値以下である。しかし、海浪橋 (St. 5) では汚染がとくに激しく6.224であった。

5.7 因子得点および水質特性と流量との関係

Fig. 10 は各地点ごとの調査回数別流量と因子得点関係および COD_(cr) 負荷量との関係を示した。上流永

東橋 (St. 1) では COD_(cr) が因子得点より流量との関係が安定することが示されるが、下流では因子得点の方が優れていることが認められる。また、上流では流量の増加によって因子得点および COD_(cr) 負荷量は急に増加し、下流に行くほど流量による因子得点および COD_(cr) 負荷量の増加程度が緩慢であった。最下流の海浪橋においては一定流量以上での因子得点および COD_(cr) 負荷量はほとんど一定である。

これは公共水路に自浄作用を考慮した汚濁負荷の値を排出負荷量とすると、上流流域では点的汚染源による汚染発生量より非点的汚染源の汚染発生量の比重が大きいため、降雨による河川流量の増加によって排出負荷量が大きくなるためである。また下流にいくほど点的汚染源の比重が増加してとくに海浪橋では大邱市の点的汚染源の影響が極めて大きくなる。すなわち、点的汚染源の汚染発生量は河川流量の変動に関係なく一定であることにする。したがって、琴湖江全体流域負荷量がすべて集められる下流では安定していることがわかる。

6. ま と め

以上のように多変量分析を利用して琴湖江水質を総合的に評価するため、主成分分析を行った。

結果をまとめると次の通りである。

1. 調査期間中に琴湖江流域の水質を因子得点で評価した結果、特別な現象は見られず季節的に同質性を示した。

2. 第三主成分までの累積寄与率が97.8%の高い値を示した。

Fig. 10 Relation of water quality factor score and $COD_{(cr)}$ by times for elimination (Base: pollutional load)
 ●: $COD_{(cr)}$ ×: Factor score

3. 第一主成分には水温を除いた14項目の水質特性の因子負荷量が0.9以上の高い値を示し、生活下水と工業廃水による水質汚染項目と近い関係があることを示した。

4. 水質特性と流量との関係で、CODと総合水質特性である因子得点は流量と明らかな関係が認められた。また、点汚染源による影響を大きく受ける琴湖江の下流では河川流量変動による汚染物質の排出負荷量の変動はほとんどなかった。

(原稿受理 1990年9月12日)

引用文献

- 1) 金 仁煥 (1985) 多変量分析による洛東江水質の評価, 嶺南大学環境大学院環境工学科学学位論文集.
- 2) 吉見洋他 (1982) 相模川水系の水質分析について, 水質汚濁研究, 5, 193-200.
- 3) 呉英敏, 白成玉 (1984) 主成分分析を利用した河川水質資料の解析, *Journal of Korea Environment Engineerings* 6(1), 57.
- 4) 広崎昭太 (1985) 多変量解析法の水質評価への応用, 工業用水, 319, 3-45.
- 5) 呉澤姿 (1985) 社会科学 DATA 分析法, 図書出版ナナム, 190, 303-343.

論 文 要 旨

連続流れコロイド滴定法によるカチオン性高分子凝集剤の定量

五十嵐千秋*

* (株)荏原総合研究所

〈水質汚濁研究 Vol. 14 No. 1(1991) pp.31~37〉

コロイド滴定法を連続流れ分析化してカチオン性有機高分子凝集剤を定量するために、二波長測光セルを用いて滴定終点を設定する方法を検討した。溶存塩類および濁度等の影響を調査し、連続流れ分析計を試作して以下の知見を得た。

- 1) 各測定波長における透過光出力の差を用いてトルイジンプル指示薬の変色反応を検知し、滴定剤の添加直前の透過光出力の差を定数倍した値を滴定終点とすれば、滴定終点をあらかじめ設定することができる。
- 2) 該定数を0.8として、指示薬の変色反応が始まる領域に滴定終点を定義すると、イオン強度が約0.04以下の試料は無希釈で測定可能である。
- 3) 本法に及ぼす濁度の影響は、約150度以下の試料では無視できる。
- 4) 試作連続流れ分析計は、 $0 \sim 0.1 \text{ meq} \cdot \text{l}^{-1}$ の範囲で応答性および精度が良好である。

多変量分析による琴湖江の水質評価

朴 永圭* 李 哲熙* 鄭 輝洙* 李 淳和*

* 韓国嶺南大学環境工学科

〈水質汚濁研究 Vol. 14 No. 1(1991) pp.38~46〉

各種産業の発達と人口の都市集中化によって非常に汚染されている河川の水質を総合的に解析するため、調査回数を変数とした多変量分析と、6回の調査結果を平均した水質特性値を利用して、調査地点別の多変量分析を総合的に評価し、水質特性値および汚染負荷に対する流量との関係を多変量分析による因子得点と比較した。その結果、調査回数別の傾向がほとんど一致することから、季節的に水質が同質性を表していることが認められた。

また、第三主成分までの累積寄与率が97.8%の高い値を示し、第一主成分には水温を除外した14種の水質特性の因子負荷量が0.9以上であり、因子得点は流量と明らかな関係が認められた。しかし、点汚染源による主影響を受ける琴湖江下流では、河川流量変動による汚染物質の流達率の変動はほとんどなかった。