

地球温暖化等の気象変動が河川・湖沼水質に及ぼす 影響の統計的解析

福島武彦・尾崎則篤・河嶋克典*・原沢英夫**・小尻利治***

* 広島大学工学部

** 国立環境研究所

*** 京都大学防災研究所

要旨

河川・湖沼水質に及ぼす地球温暖化等の気象変動の影響を定量的に予測することを目的に、既往の河川・湖沼水質と気象観測データの統計解析を行った。統計的手法を用いる場合の問題点として、1) 流域特性の変化、2) 気象要素の相互作用、3) 地球温暖化により変化する気象過程、4) 気象変動の時間スケール、5) 非線形性等の影響、を取り上げ、それらの予測への影響を議論した。最後に、水質変化を予測し、地球温暖化後に水質悪化が生じることを示した。

キーワード：地球温暖化，河川・湖沼水質，統計的手法，隣接年比較

1. はじめに

近年、異常気象がかなり頻繁に生じている。また、21世紀の後半には地球温暖化の影響が明確に現れるのではないかと危惧されている。そうした気象変動は河川・湖沼水質にどのような変化をもたらすのであろうか。従来、地球温暖化影響を予測する手法として、1) 長期観測データを用いて地球温暖化の影響が現れているかを確認するもの、2) 気象、長期観測データを用いて高温、低温など気象条件の違いによりどのような影響が現れるかを統計的に調べるもの、3) 現象を再現するモデルを構築し地球温暖化後の条件を入力して影響を調べるもの、4) 実験により地球温暖化後の状態を再現して影響を調べるもの、5) 多くの気象条件の異なるフィールドでの観測結果の解析から影響を予測するもの、などが検討されてきた (McKnight, D.

et al. ed., 1996)。

それぞれが長所、短所を有するが、特に短所として、1)ではまだ影響の現れているものが少ないことが挙げられる。2)では過去の気象変動の周期が短く、今後の地球温暖化現象とは現象的に異なるものではないか、との疑問点がある。3)のモデルでは、基礎過程の再現を目指すようなタイプと入力・出力の間をブラックボックスで結ぶタイプ (ニューラルネットワークモデルなど) があるものの、各種パラメータのキャリブレーションのためには、当然のことながら長期観測データが必要である。また、地球温暖化影響を表現するパスが正しく基礎過程として盛り込まれているか、入力情報が十分であるか、等の問題点を有している。4)は実験室での実験に留まり、同じ現象がフィールドでも生じるのかに疑問が生じる。最後に 5)では地域性の評価が問題となる。また、全部の手法に共通するが、

原因と結果の関係を a)線形な, b)時間遅れの無い, c)可逆的な系, と仮定している場合も少なくないが, そうでない場合にはカタストロフィックな結果がもたらされないとも限らない。

本論文では, 長期水質モニタリングデータに対して 2)の統計的手法をあてはめて, 気象変動が生じたときの河川・湖沼の水質変化を予測した結果を紹介する。地球温暖化影響予測は, 最終的には 3)のモデル法で行うべきと考えているが, 現在のところ, 信頼できるモデルがなく, またそうしたモデルを検証するデータも少ないので, 信頼性しうる予測を行うことができない。すなわち将来的には, 本論文で得られたような変化を予測しうるモデルの構築を目指しているが, 現在はその検証のために必要となる基本変化特性を明らかにする段階と考えている。

ところで, 統計的手法を適用する場合には上述したように, 1) 長期的な流域特性変化の影響, 2) 気温と降水量など気象項目間の相互影響, 3) 過去の気象変動と地球温暖化後の気象変動の基礎過程の差, 4) 過去の気象変動と地球温暖化後の気象変動の時間スケールの差, 5) 変化の非線形性, 時間遅れ, 非可逆性, などの問題点をクリアしなければならない。本論文では, こうした問題点の内容を議論するとともに, その解決方法の検討もあわせて行った。

2. 方法

以下のような長期水質モニタリングデータとそれに対応した気温, 降水量データを用いて統計解析を行った。気象項目としては一部, 日射量を用いて解析を行った部分もあるが, 基本的には気温, 降水量との関係を調べた。霞ヶ浦の解析で, 気象項目相互の相関を調べたところ, (1) 気温, 湿度, 風速, (2) 日照時間, 降水量の 2 つのグループに分かれ, グループ間の相関は高くなかった (福島ら, 1998)。このため, (1) から気温, (2) から降水量を代表気象項目として選んで解析を行った。

a) 1979 年 4 月—1996 年 3 月の 17 年間にわたる霞ヶ浦での 19 項目 (水温, DO, pH, T-COD, 栄養塩濃度など) の水質データ (月 1 回) と館野での気象データ (日データ)。なお, 元データベースは 10 地点のデータであるが, ここでは高浜入り湾奥部 (St. 1; 水深 2.2m), 高浜入り中央 (St. 3; 水深 4.2m), 湖心 (St. 9; 水深 6.0m) の 3 地点のみを解析対象とした。また, 霞ヶ浦湖心での 1993 年 1 年間にわたる気温, 水温 1 時間間隔データもあわせて解析対象とした (福島ら, 1998; Fukushima et al., 2000)。

b) 1987 年 1 月—1995 年 12 月の 9 年間の全国主要 27 河川 (北海道, 東北, 関東, 東海, 北陸, 近畿, 中国, 四国, 九州の各地域で流域面積の大きいそれぞれ 3 河川) のそれぞれ上, 中, 下流の全 82 地点 (利根川のみ 4 地点) における 6 項目 (水温, DO, DO 飽和度, pH, BOD, SS) の水質データ (月 1 回) とアメダス気象データ (日データ)。アメダス気象観測点は全国に 1300 地点余り存在し, 地理的には概ね均一に配置されている。今回の解析対象河川地点に対しては, 上流地点で平均 5 点, 下流で平均 15 点のアメダス気象観測点が存在し, それらの平均をもって流域の気象データとした (尾崎ら, 1999)。

c) 8-19 年間にわたる全国 5 河川 (太田川, 信濃川, 多摩川, 大栗川, 星置川) での日平均水温とアメダス (日データ)。測定地点名, アメダス気象観測地点数, 流域特性等を Table 1 に示す。なお, 日データは各日のばらつきが大きいので, スペクトル解析に基づいて (短周期の変動を削除), 前後 15 日間の移動平均値をその日の値とした。

なお, 以降の統計解析で有意とは, 特に断らない限り, 有意水準 0.1 を満足するものとする。また, b) のデータセットを用いた解析では, 全 82 流域で相関の有無の検定を個々に行うことができる。しかし, ここでは全流域に対して得られた相関係数の分布を, 相関係数の期待値を 0 と仮定した場合に得られる相関係数の分布と比較して χ^2 検定を行い, 相関の有無を判

Table 1. Characteristics of river sampling stations (Data set c)

	Ota R.	Sinano R.	Tama R.	Okuri R.	Hoshioki R.
Sampling point	Koyo WPP	Toyano WPP	Hamura City	Tama City	Miyamachi WPP
Watershed (km ²)	1540	11900	505	42	6
Length to river origin (km)	64.5	364.5	57.2	13.4	5.3
Population (10 ⁴)	19.7	270.1	14.5	13.0	0.0
Number of Meteorological Stations	2	25	2	2	1
Sampling period	1989-1996	1982-1996	1978-1996	1978-1996	1980-1996

WPP: Water Purification Plant

定した。また、重相関の場合は、各独立変数に対する係数の、全流域の集計値に対して、帰無仮説を 0 とした t 検定を行い、気温、降水量の各因子に対する相関の有無を判定した。

3. 統計的手法の問題点の検討

3.1 流域特性の変化

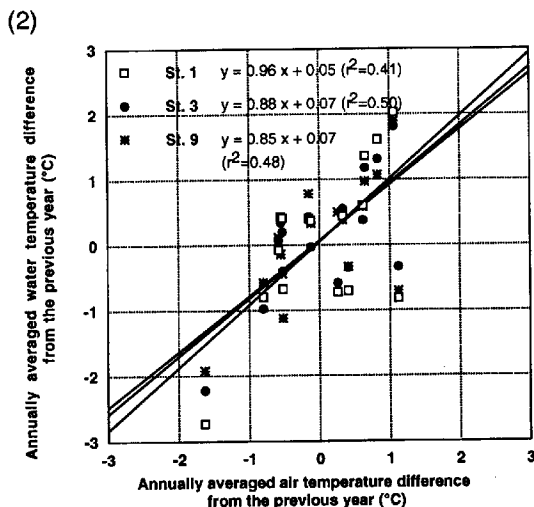
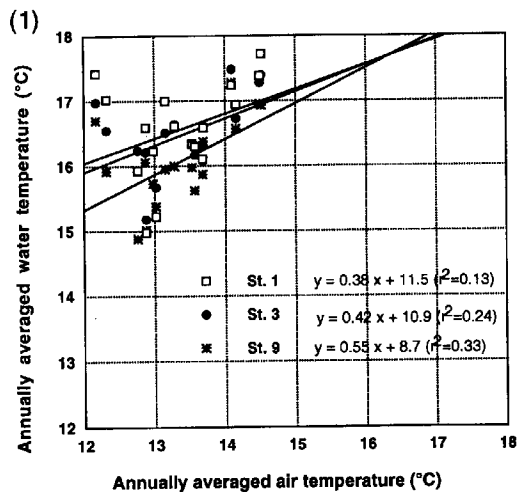


Fig. 1 Relationships between air- (x) and water-temperatures (y) in Lake Kasumigaura; (1) annually averaged air temperature vs. annually averaged water temperature; (2) annually averaged air temperature difference from the previous year vs. annually averaged water temperature difference from the previous year; r^2 : square of regression coefficient

長期水質モニタリングデータを用いて気象との統計解析を行う場合、流域での人口、土地利用など流域特性の変化があると、単純な相関解析ではその影響が現れてしまう危険性がある。Fig. 1 (1)には a)の霞ヶ浦水質モニタリングデータに対して得られた気温と水温との関係を示すが、その傾きは 1 に比べ小さく、またばらつきも大きい。これに対して、気温、水温それぞれで前年との差を求め、両者の関係を見ると(Fig. 1, (2)), 傾きはほぼ 1 となる(以降、隣接年比較法と呼ぶ)。この場合、気象データを用いた館野が、周辺の都市化によりこの 20 年の間に温暖化したことが原因であると考えられる。すなわち、流域変化の影響が懸念される場合には、隣接年比較法を用いることが有効である。

次に、c)のデータセットを用いて、年 365 日それぞれに対して、水温に対する気温、流量の重相関解析を行い(3.2 で説明)、その気温に対する偏回帰係数と重相関係数を求めた。Fig. 2, (1)と(2)には太田川を例に、それぞれの年の値をもとに計算を行った場合と隣接年差を求めてから計算を行った結果を示す。この場合には両者の差はほとんどない。他の 4 河川でも同様に差は小さく、流域変化があまり大きくない地域では、両方法の違いはほとんどないことがわかる。

3.2 気象要素の相互作用

水質に対しては、気象項目として気温と降水量両方が影響を及ぼすと考えられる。しかし、将来予想される気象変動としては、2100年に気温が1-3.5℃上がるというもので、降水量の変化は予想されるものの、地域により増加するところ、減少するところがあり、その定量的予測は現状では難しいと考えられている(西岡・原沢, 1997)。このため、地球温暖化後の水質を予測するには、気温と降水量の影響をそれぞれ独立に予測できるようにしておき、将来、各地域での気温、降水量の変化シナリオが与えられたときに、水質の変化を予測できる方式にしておくことが望ましい。ところで、水質と気温の単相関解析では、気温と降水量に相関がある場合には降水量変化の影響も入ってしまう。このため、降水量の影響を除去する必要がある。

Table 2 には、a)の霞ヶ浦水質モニタリングデータに対して、全データ、降水量の差が大きい隣接年のグループ(データセット A; 年降水量を全モニタリング 17

年間の平均と標準偏差で正規化し、隣接する年間での差が 1 以上となる組み合わせ) 降水量の差が小さい隣接年のグループ (データセット B; 全データからデータセット A を除いたもの), 降水量の差が小さく、また各年の降水量が異常でないグループ (データセット C; データセット B の中でどちらかの年の降水量正規化値が -0.5 から 0.5 となるもの) での気温に対する水温、T-COD、透明度の傾きと相関係数を示す。データセット B (データセット C との差は小さい), 全データ, データセット A の順に傾き, 相関係数が高くなる。すなわち, 降水量の差が大きい隣接年のグループを削除することで, 気温と水質との関係がより明白な形になることがわかる。

また, 降水量の影響を除く手法としてはこれ以外に, 水質変化を気温, 降水量の重相関モデルで表現し, 気温に対する偏回帰係数を求める方法がある。この方

法を適用した例を Fig. 3 に示すが, 一般的に偏回帰係数は単回帰係数より大きく, こうした解析が有効であることを示している。なお, Fig. 2 は気温と流量を用いた重相関分析の結果で, 降水量を流量に変えてもほぼ同じ解析結果が得られている。特に夏期では, 流量が少ないと水深も小さく, 河川での流下時間も長いため, 水温上昇が予測されるが, そうした傾向がはっきりと観察される。

3.3 地球温暖化後に変化する気象過程

地球温暖化現象は, 地球表面が出す長波放射を, 増大する CO₂ などの温室効果ガスが遮断し, 熱が貯まることにより生じる。太陽からの短波放射量は変化しない。これに対して, 従来の気象変化は, 日射量の変動に基づく成分も含まれているので, 統計解析法では温暖化効果以外のものも含んでいる可能性がある。

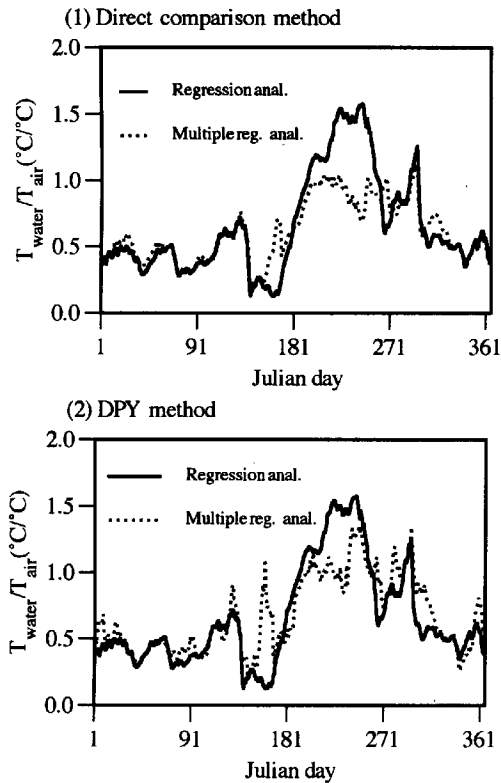


Fig. 2 Daily changes in multiple correlation coefficient and partial regression coefficient estimated by multiple regression analysis in the Ota River (dependent variable: water temperature, independent variables: air temperature and water discharge); (1) direct comparison method, (2) DPY method (difference from the previous year)

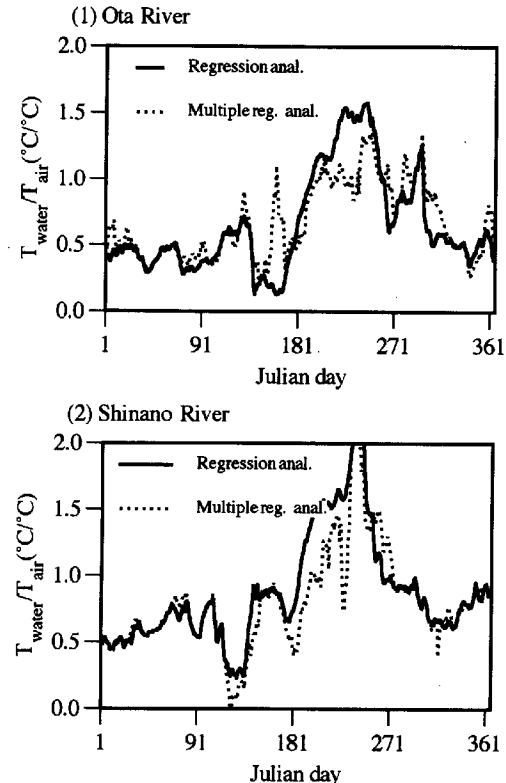


Fig. 3 Daily changes in the slopes (regression coefficient and partial regression coefficient) estimated by regression analysis (dependent variable: water temperature, independent variable: air temperature) and multiple regression analysis (dependent variable: water temperature, independent variable: air temperature and precipitation); (1) the Ota River, (2) the Shinano River

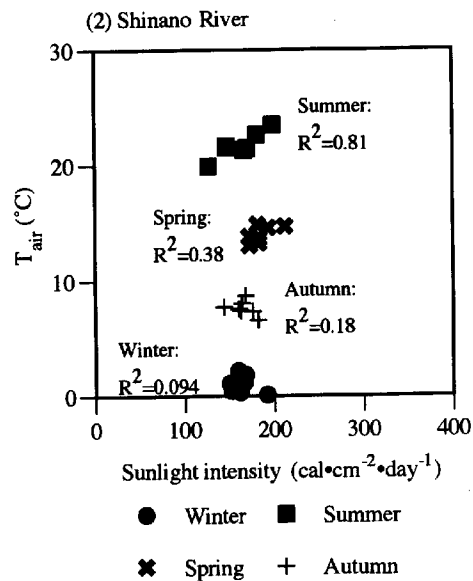
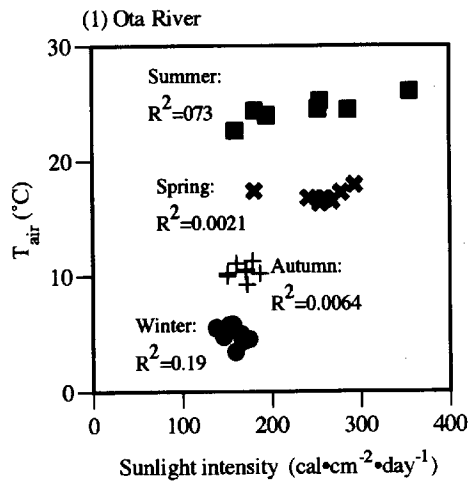


Fig. 4 Solar radiation vs. air temperature; (1) Ota River, (2) Shinano River

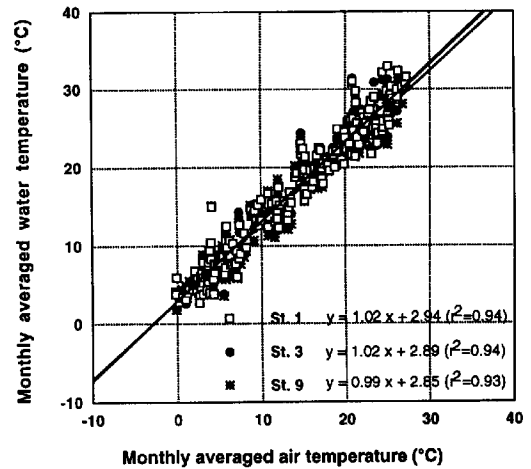


Fig. 5 Monthly averaged air temperature vs. monthly averaged water temperature in Lake Kasumigaura x, y, and r² are explained in Fig. 1

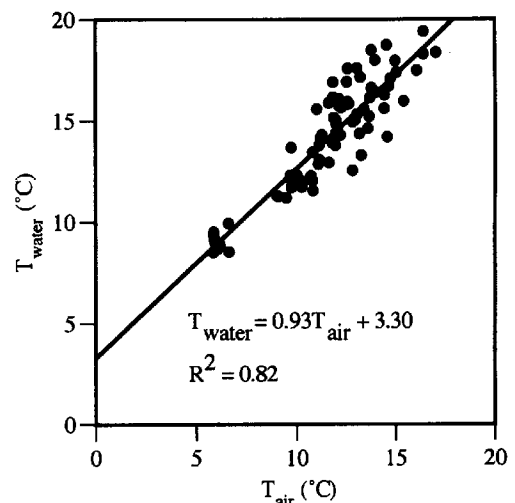


Fig. 6 Annually averaged air temperature vs. annually averaged water temperature in 82 river stations

Table 2. Slope of regression line (square of correlation coefficient)

		All data (n=16)	Data set A (n=8)	Data set B (n=8)	Data set C (n=5)
WT (°C/°C)	St. 1	0.961 (0.41**)	0.715 (0.30)	1.20 (0.64*)	1.12 (0.46)
	St. 3	0.883 (0.50**)	0.662 (0.39)	1.14 (0.68*)	1.22 (0.65)
	St. 9	0.851 (0.48**)	0.607 (0.32)	1.10 (0.91***)	1.03 (0.98**)
TCOD (mg l ⁻¹ /°C)	St. 1	1.48 (0.31*)	1.05 (0.18)	2.00 (0.55*)	1.64 (0.61)
	St. 3	0.48 (0.05)	0.24 (0.01)	0.76 (0.16)	1.11 (0.31)
	St. 9	0.96 (0.25*)	0.72 (0.12)	1.27 (0.56*)	0.92 (0.88*)
Transparency (cm/°C)	St. 1	-5.6 (0.15)	-3.5 (0.14)	-9.1 (0.21)	-22.4 (0.86*)
	St. 3	-12.7 (0.23)	-12.2 (0.25)	-15.8 (0.36)	-29.9 (0.91*)
	St. 9	-10.2 (0.10)	-7.9 (0.06)	-16.5 (0.43)	-29.0 (0.80*)

Data set A: dif-R>1 or dif-R<-1, Data set B: -1<dif-R<1, Data set C: -1<dif-R<1 and -0.5<either of R<0.5, n: number of data, R: normalized annual precipitation (see text), dif-R: difference in R from the previous year
*; p<0.05, **; p<0.01, ***; p<0.001

例えば、Fig. 2, 3 では夏期に、流量や降水量の影響を除いた気温との偏相関係数が 1 (°C/°C) より大きい場合がある。これは Fig. 4 に示すように、特に夏期には、気温と日射量の間には正の相関があるため(晴れの多い年は暑い)、日射により水温が上昇する効果が現れたのではないかと考えられる。このことは定量的に平衡水温モデルで確認している(尾崎ら, 2000)。なお、夏以外で偏相関係数が 1 (°C/°C) より小さいのは、Fig. 4 に見られるように、気温と日射量に強い相関関係がないことが原因と考えている。

このため、地球温暖化後にも日射量は変化しないことが予想されるので、地球温暖化後の水質変化は日

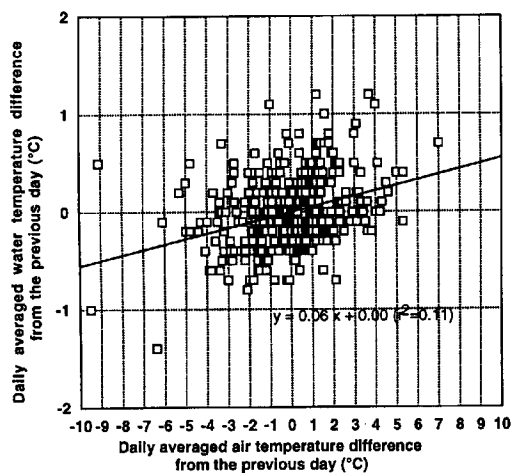


Fig. 7 Daily averaged air temperature difference from the previous day vs. daily averaged water temperature difference from the previous day at St. 9 in Lake Kasumigaura. x , y , and r^2 are explained in Fig. 1

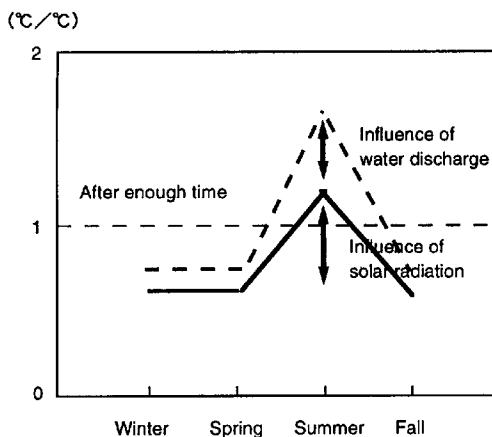


Fig. 8 Schematic view of the slopes between air temperature and water temperature

射量を入れた重回帰モデルなどを用いて予測する必要がある。あるいは、気温と日射量に相関が見られない夏期以外の予測値を用いる必要がある。また、夏期の部分が必然的に入る年単位の解析では、こうした影響が加味されていることを考慮する必要がある。

なお、Fig. 5 には霞ヶ浦における月平均気温と水温との関係を、Fig. 6 には全国河川(データセット b))における平均気温と水温との関係を示す。Fig. 5 の傾きはほぼ 1 (°C/°C)、Fig. 6 の傾きも 0.94 (°C/°C) と高いものとなっている。ともに気温変化に加えて日射量変化の影響が入っている。この影響を取り除くためには、重相関モデルの当てはめや、後者の場合、同緯度帯の地点のみでの解析等を行う必要がある。

以上、3. 2 と 3. 3 では、地球温暖化により変化する気象過程を正確に予測し、また現状の気象変動に基づく水質変化が何に起因して生じているかを明らかにする必要があることを示した。しかし、こうした予測、解析はすべての気象過程に対して行うことは不可能であり、統計解析やモデル解析法の限界を示すものといえる。

3.4 気象変動の時間スケール

統計解析では、気象が時間的に変化した場合の水質変動を解析対象としている。このため、短い時間スケールの気象変動に対しては、水質が十分に追従していない可能性がある。つまり、気温—水質システムにおける周波数応答特性の影響を受けることになり、水質変動幅を小さく予測する危険性がある。

Fig. 7 には霞ヶ浦湖心での気温、水温日データを用いて、前日との差の間の相関関係を示す。相関係数は有意水準 0.001 で有意となるものの、傾きは 0.06 (°C/°C) と小さく、気温変動が直ぐに水温変動に反映されないことを示している。

河川における気温と水温との関係では、夏期以外にはその傾きは(気温、降水量の重回帰モデルにおける気温との偏回帰係数)、太田川 0.60、信濃川 0.77、多摩川 0.60、大栗川 0.84、星置川 0.49 (°C/°C) と、1 (°C/°C) を下回っている。すなわち、気温が上昇しても、流域の地下水水温が変化していないなど、流域全体としての熱容量が影響して、水温変化が抑えられている。長い時間が経過すれば、流域の水温変化は地球温暖化後の気温変化と同じになると予想されるので、統計的な方法では将来の水質変化を過小に予測す

る可能性が高い。

以上、3. 2, 3. 3, 3. 4 で行った考察を気温—水温関係に関して模式的にまとめると Fig. 8 のようになる。

3.5 非線形性等の影響

いままでは、変数間の単回帰、重回帰モデルによる解析を中心に話を進めてきた。しかし、両者は非線形な関係、どちらかが時間遅れを有する関係、不可逆な関係である可能性もある。

Fig. 9 には T-COD (全 COD) と透明度について、気温との隣接年比較を行った結果を示すが、非線形性はあまり見られない。Table 2 のデータセット C に対

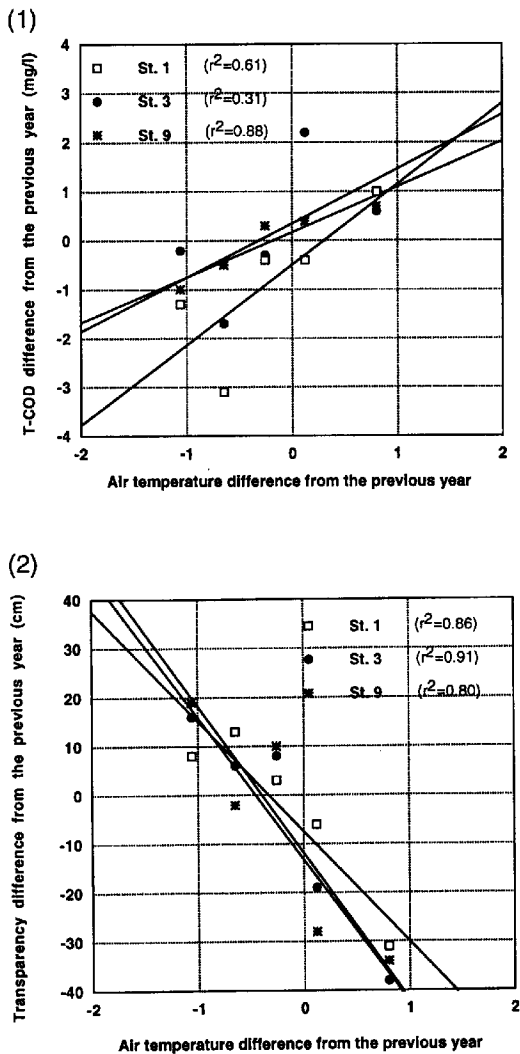


Fig. 9 Increase in; (1) T-COD; (2) Secchi depth vs. annually averaged air temperature increase (DPY method; Data set C (see Table 2))

して 2 次回帰式を当てはめ、自由度調整済みの重相関係数を計算して単相関係数と比較したところ、前者の方が高くなるケースは少なかった (水温、T-COD、透明度に関してそれぞれ St. 1, 3, 9 の計 9 ケースで前者が後者を上回ったのは 2 ケースのみ)。同様に降水量と TN (全窒素)、 $\text{NO}_3\text{-N}$ (硝酸態窒素) の関係でも、2 次回帰式を用いた自由度調整済みの重相関係数の方が単回帰係数より多くなるケースは 50% (TN、 $\text{NO}_3\text{-N}$ でそれぞれ St. 1, 3, 9 の 3 地点、計 6 ケースの内 3 ケースで増加、3 ケースで減少) となり、非線形関係と見なすメリットは少ない。すなわち、今回対象とした物質、気温変化範囲では、線形な関係と見なしておいて、特に問題はないといえる。

また、時間遅れの効果は、流入の影響を受ける水質で以下のような関係が見られた。移動平均をとる月数を変化させ、降水量の今年度値と前年度値の差の移動平均値を求め、TN のそれとの間の相関係数を求めたところ、それぞれの地点で相関が最大となる月数が存在した (Fig. 10)。この図で横軸の n はその月数で、降水量の前年度値との差の n-1 月からその月までの平均値と TN の前年度値との差の相関を意味している。St. 1 では n=2, St. 3, 9 では n=6 あたりに最大が見られ、これは各地点への流達時間と関連が深いものとなっている。すなわち、流入により水質濃度が変化する物質では、その流達時間程度の時間遅れが予想される。

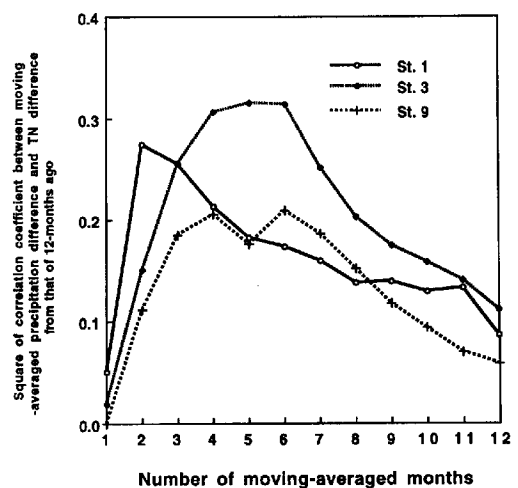


Fig. 10. Number of moving-averaged months vs. correlation coefficients between moving-averaged precipitation and TN difference from that of 12 months ago ($r^2 > 0.1$; $p < 0.001$)

これに対して、水表面からの影響が大きい水質、例えば水温では、気温の変化にほぼ時間遅れなく追従して変化し、時間遅れはほぼ無視しうることがわかった。

なお、今回の解析では、水質には有意な経年トレンドが見られる項目は少なく、気象による非可逆的な影響が生じたとは考えられない。しかし、成層化した湖沼での嫌気化、生態系の破壊などが生じると、影響は非可逆となるものと予想される。

4. 水質変化の定量的予測

4.1 湖沼

霞ヶ浦などの浅い、富栄養化した湖沼では Table 2 のデータセット B あるいは C の解析結果に見られるような水質変化が予想される。すなわち、気温の上昇に伴い、水温も上昇し、内部生産が増加して T-COD といった有機物濃度が高くなり、透明度は減少する。

Table 3 Slopes estimated by regression analysis (regression coefficient; a) and multiple regression analysis (partial regression coefficient; b)

The upper value in the column indicates the mean of all sampling stations. The lower values indicate the range from the 10th percentile to 90th percentile. The column with shadow indicates insignificant correlation with meteorological condition. The column surrounded by thick lines indicates the significantly different correlations between the 10th and 90th percentiles. The upper and lower values in the column # are the proportions (%) of the stations having significant correlation of plus and minus, respectively. As to BOD and SS, the changing ratios were obtained.

	a		b			
	average	#	average	25 th percentile	50 th percentile	75 th percentile
T _{water} /T _{air} (°C/°C)	1.1 (0.43~1.7)	79 0	1.1 (0.43~1.7)	0.73 (-0.15~1.8)	0.81 (-0.12~2.0)	1.4 (0.22~2.5)
T _{water} /Precip. (°C/(10%))	-0.18 (-0.36~0.031)	0 34	-0.13 (-0.29~0.063)	0.094 (-0.15~0.43)	-0.062 (-0.51~0.27)	-0.28 (-0.75~0.11)
BOD/T _{air} (Changing ratio/°C)	1.030 (0.90~1.18)	12 2	1.014 (0.86~1.18)	1.010 (0.85~1.17)	1.0043 (0.85~1.19)	1.018 (0.84~1.20)
BOD/Precip. (Changing ratio/(10%))	0.97 (0.92~1.017)	0 30	0.97 (0.92~1.026)	0.97 (0.92~1.028)	0.98 (0.92~1.038)	0.97 (0.91~1.030)
DO/T _{air} ((mg/l)/°C)	-0.15 (-0.40~0.16)	2 38	-0.15 (-0.41~0.18)	-0.13 (-0.47~0.30)	-0.087 (-0.50~0.29)	-0.21 (-0.61~0.20)
DO/Precip. ((mg/l)/(10%))	0.025 (-0.070~0.12)	20 7	0.019 (-0.070~0.12)	0.050 (-0.10~0.21)	0.018 (-0.087~0.14)	-0.24 (-0.16~0.099)
DO sat. ratio/T _{air} ((%)°C)	0.61 (-1.5~3.6)	10 10	0.66 (-1.5~3.8)	0.20 (-2.2~2.7)	0.29 (-1.6~2.8)	0.66 (-1.9~3.2)
DO sat. ratio/Precip. ((%)/(10%))	-0.00089 (-0.25~0.93)	13 13	0.047 (-0.34~1.0)	0.19 (-0.80~0.97)	0.12 (-0.53~0.64)	-0.27 (-1.3~0.63)
SS/T _{air} (Changing ratio/°C)	1.018 (0.78~1.28)	4 2	1.054 (0.83~1.29)	1.13 (0.94~1.38)	1.094 (0.89~1.35)	1.054 (0.84~1.26)
SS/Precip. (Changing ratio/(10%))	1.035 (0.95~1.16)	24 6	1.035 (0.95~1.15)	1.017 (0.93~1.12)	1.022 (0.93~1.14)	1.042 (0.91~1.20)
pH/T _{air} (1/°C)	0.023 (-0.080~0.13)	12 6	0.014 (-0.079~0.13)	0.012 (-0.13~0.13)	0.0098 (-0.092~0.099)	0.0091 (-0.12~0.14)
pH/Precip. (1/(10%))	-0.018 (-0.039~0.0076)	1 29	-0.017 (-0.044~0.011)	-0.0099 (-0.044~0.024)	-0.014 (-0.043~0.013)	-0.024 (-0.065~0.010)

メンドータ湖（平均水深 12.4m）では統計モデルを用いて気温 1℃の増加に対して、約 1℃の水温上昇という結果が得られているが（Robertson, D. M. & Ragotzkie, 1990）、今回の結果は大差ないものである。

また、その時、降水量が増加すれば、TN、NO₃-N は上昇し、降水量が減少すれば、それらの濃度は低下する。降水があると土壌層に蓄積された溶存窒素が河川に流出し、TN、NO₃-N の濃度上昇をもたらす。降水量の多い年には、霞ヶ浦流入河川水中で TN、NO₃-N 濃度が高いことがわかっている（福島ら、1998）。その結果、一般にこうした物質の河川中濃度

は湖沼中濃度より高いので、多降水量の年に高濃度となることが予想され、実測値の傾向を説明する。

なお、降水量と土壌層への蓄積量との関係などは、長い時間スケールで見ると、変化する可能性があるもので、今後の検討が必要である。

4.2 河川

Table 3 には全国河川データベースの解析から得られた気温、降水量と水質の関係をまとめる。降水量については 10%変化したときの水質変化を算定してある。また、BOD と SS は対数化して気象との回帰を調べ、それを真数表示して示す。

Table 4 Slopes (partial regression coefficients) for the respective seasons estimated by multiple regression analysis.

The upper value in the column indicates the mean of all sampling stations. The lower values indicate the range from the 10th percentile to 90th percentile. The column with shadow indicates insignificant correlation with meteorological condition. The column surrounded by thick lines indicates the significantly different correlations between during January to March and during July to September.

	Jan~Mar	Apr~Jun	Jul~Sep	Oct~Dec
T _{water} /T _{air} (°C/°C)	0.63 (0.012~1.4)	0.67 (-0.12~1.5)	1.37 (0.35~2.3)	0.85 (0.19~1.4)
T _{water} /Precip. (°C/(10%))	0.020 (-0.23~0.34)	-0.55 (-0.26~0.25)	-0.13 (-0.33~0.075)	-0.0035 (-0.16~0.26)
BOD/T _{air} (Changing ratio/°C)	1.024 (0.75~1.32)	0.98 (0.79~1.24)	1.10 (0.90~1.31)	1.0038 (0.84~1.19)
BOD/Precip. (Changing ratio/(10%))	0.99 (0.91~1.066)	0.99 (0.93~1.062)	0.98 (0.94~1.032)	0.98 (0.94~1.026)
DO/T _{air} (mg/l/°C)	-0.24 (-1.0~0.22)	-0.12 (-0.40~0.29)	-0.055 (-0.48~0.33)	-0.22 (-0.50~0.11)
DO/Precip. (mg/l/(10%))	-0.013 (-0.21~0.20)	0.00049 (-0.090~0.093)	0.026 (-0.057~0.13)	-0.0067 (-0.083~0.063)
DO sat. ratio/T _{air} (%/°C)	-0.67 (-8.1~3.2)	0.21 (-3.6~3.7)	2.1 (-1.5~7.3)	-0.32 (-3.0~2.0)
DO sat. ratio/Precip. (%/(10%))	0.026 (-1.4~1.7)	-0.010 (-0.85~1.1)	0.11 (-0.84~1.3)	0.011 (-1.3~0.63)
SS/T _{air} (Changing ratio/°C)	1.14 (0.76~1.69)	1.054 (0.77~1.55)	0.92 (0.62~1.30)	1.12 (0.83~1.50)
SS/Precip. (Changing ratio/(10%))	1.022 (0.89~1.16)	1.011 (0.90~1.13)	1.034 (0.93~1.14)	1.036 (0.95~1.16)
pH/T _{air} (1/°C)	0.012 (-0.21~0.11)	-0.012 (-0.18~0.13)	0.082 (-0.040~0.24)	0.00030 (-0.095~0.099)
pH/Precip. (1/(10%))	-0.022 (-0.056~0.025)	-0.019 (-0.039~0.024)	-0.013 (-0.040~0.016)	0.0028 (-0.032~0.034)

3. 2 で述べたように、単相関より重相関で影響評価が可能と考えられる。すなわち、Table 3 の気温—BOD, 気温—pH では、単相関では相関があるものの、重相関では相関が見いだされていない。これは気温と降水量とに負の相関があるため、単相関においては、降水量の変動が原因で見かけ上の相関が見いだされたものと考えられる。逆に、気温—SS の関係を見ると単相関では相関が見いだされず、重相関で相関が見いだされている。重相関を見ると、SS は気温に対しても、降水量に対しても正の相関となっている。気温—SS の単相関においては 2 つの独立変数、気温及び降水量が負の相関を持っているため、実際には存在する相関が覆い隠されたものと考えられる。

気温—DO の関係では、DO 濃度では負の、飽和度では正の相関を有している。これは水温上昇による飽和 DO 濃度の減少に伴い DO 濃度は下がるものの、気温の変化には完全には追従せず、そのため飽和度では正の相関となったものと考えられる。

一方、降水量との関係では、DO 濃度は上昇しているものの飽和度では相関が見いだされていない。降水量の増加に伴い、曝気の効果などにより DO は上昇するものの、同時に水温が低下し、その結果として飽和 DO も増加する。これらが同時に生じることで DO 飽和度は影響が相殺され、降水量による相関が生じなかったのではないかと考えられる。

SS に関しては、気温に関しても降水量に関しても正の相関を持っている。降水量による相関は、流量の増加に伴う懸濁物の流入と考えられる。気温との相関は湖沼と同じく内部生産の影響かもしれないが、詳細は不明である。

降水量—pH は負の相関を持っている。これは河川水より雨水の方が酸性であるため、降水量の増加に伴って河川水が酸性側となるためと考えられる。

次に非超過確率値との重相関関係を見ると、気温—水温, 気温—DO 濃度, 降水量—DO 飽和度のよう、非超過確率値の値の違いにより相関の有無、傾きの値が異なる場合がある。同様に、季節の違いにより相関の有無、傾きが異なることも多い (Table 4)。3. 3 で述べた気温—水温の関係のように、日射量など他の気象因子の影響があるものと考えられる (詳細の議論は尾崎ら(1999))。

特に、地球温暖化に伴い気温が上昇すると、湖沼と同じく河川でも、水温の上昇、有機汚濁の増加、DO

の減少等が生じる可能性が強く、水質悪化、河川生態系の劣化などの悪影響が予想される。

5. おわりに

統計的手法により、気象変動の河川・湖沼水質に及ぼす影響を定量的に評価した。統計的手法は、流域特性変化、気象相互の影響、地球温暖化により生じる気象変動の内容、時間スケールとの違い、非線形性等の影響、といった点で、十分に吟味しながら解析を進める必要があるものの、現実の流域で生じた現象から出発しているので、モデルでは取り込むことが難しい諸過程を反映していると考えられる。このため、モデル検証のための貴重な材料となるであろう。

また、統計的解析を通して、地球温暖化により河川・湖沼水質の悪化やその生態系の劣化が予想された。地球温暖化を防止することができないとすると、人間生活における適応、生態系破壊防止のための対策技術の開発等に関する研究を行う必要がある。

参考文献

- 尾崎則篤, 小野美由紀, 福島武彦, 原沢英夫 (1999): 気象変動の河川水質に及ぼす影響に関する統計的研究, 土木学会論文集, No. 629, pp. 97-109.
- 尾崎則篤, 福島武彦, 原沢英夫, 小尻利治 (2000): 地球温暖化等の気象変動の河川, 湖沼水質に及ぼす影響 ~気象変動が河川水温変動に及ぼす影響に関する解析を中心に~, 京都大学防災研究所水資源研究センター研究報告, 第 20 号, 印刷中.
- 西岡秀三・原沢英夫 (1997): 地球温暖化と日本, 古今書院, 256pp.
- 福島武彦・上西弘晃・松重一夫・原沢英夫 (1998): 浅い富栄養湖の水質に及ぼす気象の影響, 水環境学会誌, Vol. 21, pp. 180-187.
- Fukushima, T., Ozaki, N., Kaminishi, H., Harasawa, H. and Matsushige, K. (2000): Forecasting the changes in lake water quality in response to climate changes, using past relationships between meteorological conditions and water quality, Hydrological Processes, Vol. 14, 593-604.
- McKnight, D., Brakke, D. F. and Mulholland, P. J.

- (1996): Freshwater Ecosystems and Climate Change in North America, Limnology Oceanography, Vol. 41, pp. 815-1149.
- Robertson, D. M. and Ragotzkie, R. A. (1990): Changes in the thermal structure of moderate to large sized lakes in response to changes in air temperature, Aquatic Sciences, Vol. 52, 360-380.

Statistical Analysis on the Influences of Climate Changes on River and Lake Water Quality

Takehiko FUKUSHIMA, Noriatsu OZAKI, Katsunori KAWASHIMA*, Hideo HARASAWA**
and Toshiharu KOJIRI***

* Faculty of Engineering, Hiroshima University

** National Institute for Environmental Studies

*** Disaster Prevention Research Institute, Kyoto University

Synopsis

In order to forecast the influences of global warming on the water environment, the relationship between meteorological conditions and lake water quality was investigated statistically using long-term monitoring data on river and lake water quality. Several analytical problems i. e. 1) change in watershed characteristics, 2) influence due to the interference between air temperature and precipitation, 3) difference of the meteorological processes and time scales between before and after global changes, 4) non-linearity, delay and irreversibility of the relationship, were discussed and solved. Through the quantitative analyses, we have confirmed that an increase in air temperature possibly caused by global warming will result in the deterioration of river and lake water quality such as increase in COD, BOD, decrease in DO, transparency.

Keywords: global warming, river and lake water quality, statistical analysis, comparison method between successive 2 years