

# 異なる時間スケールの気温、降水量、及び日射量の変動が河川水温に及ぼす影響

尾崎則篤<sup>1</sup>・福島武彦<sup>2</sup>・原沢英夫<sup>3</sup>・小尻利治<sup>4</sup>・河嶋克典<sup>5</sup>

<sup>1</sup>正会員 工博 広島大学工学部助手 第四類(建設系) (〒739-8527 広島県東広島市鏡山1-4-1)

<sup>2</sup>正会員 工博 広島大学工学部教授 第四類(建設系)

<sup>3</sup>正会員 工博 国立環境研究所

<sup>4</sup>正会員 工博 京都大学防災研究所

<sup>5</sup>学生会員 広島大学大学院

気温、降水量及び日射量が河川水質に及ぼす影響を知ることが目的として、8年間の気象及び河川水温データを用いて統計解析を行った。全国82箇所の河川水温および流域の気象に関する毎月データを用いた解析と、全国の5つの河川の、同様の毎日データを用いた解析を行った。河川水温の、気温に対する日スケールの変動は0.1~0.5(°C/°C)で、流域の規模が大きな影響を与えている。年スケールの変動は0.5~1.5(°C/°C)で、夏は日射量の変動の影響で大きくなる。日射量が一定とすると変動は0.5~0.85(°C/°C)と考えられた。長期的な変動は、日射量の影響を除いた場合0.84~0.89(°C/°C)程度であると推測された。

**Key Words :** river water temperature, air temperature, precipitation, solar radiation, statistical analysis

## 1. 序論

河川水質の変動は、様々な気象要素の変動の影響を強く受けると考えられ、水質の変動を知る上で、気温や降水量などに対する依存性を知ることは重要である。特に水温は、他の水質に及ぼす影響が強いと考えられ、重要な水質項目である。また近年は温暖化等の気候変動が水環境に様々な悪影響を及ぼすことも懸念されており<sup>1)</sup>、そういった点からも様々な気象要素が、水温をはじめとする水質に及ぼす影響を知ることが重要な検討課題となりつつある<sup>2)7)</sup>。

筆者らは、これまで、大河川を中心とした全国の主要な河川を対象として、公共用水質測定結果、AMeDASデータ等、全国的に整備されているデータベースを用いて、気象の変動が河川の水質にどのような影響を及ぼしているのかを調べてきた<sup>8)</sup>。それらから、気温の上昇に伴って水質が悪化するとういう結果を得ている。また、季節毎に行った解析により、季節毎に気温上昇に対する影響の出方が異なるとういう結果を得ていて、その傾向は水温において顕著であった。一般的に、水中の物質に対しては、直接の溶媒である水の温度がまず強い影響を与えると考えてよかろうが、これら季節性の検討から得られている知見と照らしても、気温が水質に及ぼす影響につい

て考える際には、水温変動という経路で生じる寄与が重要であると考えられる。

気象と水温との関係については新井・西沢による「水温論」<sup>9)</sup>によりその検討の方法論、そして様々な検討結果が総括されて、論じられている。そこでは水面熱収支の考え方に基づく平衡論的な解析、或いは流下方向に対する水温変動特性の分析などが示されている。また、この考え方、また時系列分析的な考え方をを用いて日内変動、年内変動特性を見するという形で気温と水温との関連が論じられている。

しかし、これらの水温の研究は比較的短期的な影響を論じるものであって、主な応用は流域に人工的な改変が加えられたときの影響を論じることなどである。より長期的な変動を考える場合は、それらの研究で確立されたモデルを外挿することになるが、その外挿の適切さを論じる場合、実データとの比較が重要となってくる。そこで長期的に収集された実データを用いて長期的な変動特性の解析を行っていくことが重要になってくるわけであるが<sup>10)11)</sup>、そういう観点からの研究は必ずしも充分行われているとは言いがたい。

そこで本研究では、気温、降水量、日射量といった気象要素の、異なる時間スケールの変動に対して水温がどのような影響を受けるのかを調べることを目

**Table 1** Sampling points and characteristics of the 5 river basins

Sampling Point	Ota River Koyo WPP (Takase barrage), Hiroshima city	Shinano River Toyano WPP, Niigata	Tama River Chofu barrage, Ota district, Tokyo	Okuri River Just upstream of the junction with the Tama River, Tokyo	Hoshioki River Miyamachi WPP, Sapporo
Length from river origin (km)	64.5	364.5	122.7	13.4	5.3
Watershed (km <sup>2</sup> )	1540	11900	1053.6	41.5	6.2
Residential area (km <sup>2</sup> )	22.2	290.9	207.6	10.6	-
Area of paddy field (km <sup>2</sup> )	49.8	946.8	3.5	0.2	-
Area of farm field (km <sup>2</sup> )	6.2	280.5	15.7	1	-
Population (10 <sup>4</sup> )	19.7	270.1	242.1	13	0
Population density (km <sup>-2</sup> )	127.9	227	2297.8	3132.5	0
The percent of sewered population (%)	7.6	42.5	94.2	73.8	-
Number of meteorological stations	2	25	2	2	1
Sampling period	1989-1996	1989-1996	1989-1996	1989-1996	1988-1995

WPP: Water Purification Plant

的として解析を行った。

本研究では、変動特性をより詳細に調べることを目的として、全国のいくつかの河川(太田川, 信濃川, 多摩川, 大栗川, 星置川)について8年間の水温及び流量の毎日データを用いて解析を行った。

経年的な気象-水質のデータを用いて相関等の解析を行う場合、気象以外の経年的な影響(都市化, 下水道の普及, 等)をどのように取り除くかが重要となってくる。本研究ではその方法として、福島らによって提案されている「隣接年比較法」<sup>(12),(13)</sup>の考え方を基礎とした。この方法は隣接する年のデータの差分をその解析対象とするものである。一般的には、データを直接用いて相関を取るのではなく、その隣接したデータの差分を対象とすることによって、その周期よりも大きなタイムスケールの変動が、偏りとして表れることを避けることが出来る。本研究ではこの方法を隣接日、或いは日データを365日周期で拾い出したものに対して隣接年比較法を用いる、等の方法に拡張して解析に用いた。

また、全国32河川の82地点のデータを用いて、地点毎の流域内平均気温と平均水温との関係を調べ地点ごとの気温の寒暖と水温との関係を調べた。

これら異なる時間スケールで、気温と水温との変動特性を調べ、河川毎の長期的な変動特性を論じるための基礎的な知見を得ることが本研究の目的である。

## 2. 方法

### (1) 用いたデータセット及びパラメータの選択

#### a) 五河川のデータ

解析に用いたデータセットは、1989(88)年1月1日

~1996(95)年12月31日の8年間の気温、降水量、流量、日射量(日照時間に基づく推算値、推算方法は後述)、水温である。値はいずれも日平均値である。気温、降水量、日照時間はAMeDASデータより引用した。測定点及び流域の諸元はTable 1に示す。流量は太田川, 信濃川, 多摩川について流量年表より、水温の測定地点に最も近い地点の値(観測所番号は順に70809, 40316, 30805)を引用した。いずれの地点も水温測定地点より40km以内であり、また水温測定地点と流量観測所との間には大きな流入、流出がないことを地図によって確認した。一方、気温、降水量は、水温測定地点よりも上流の流域内の全ての測定点の平均値を用いた。なお、閏年の2/29日の値は解析の都合上省くことにした。また、気温、流量にはいくつかの欠測値が存在した。そこで欠測値はその直前直後の期間の値を用いて、線形補間により求めた。水温の総欠測日数は9日、最長の連続欠測日数は3日であった。流量の総欠測日数は5日、最長の連続欠測日数は3日であった。

パラメータの選択に際しては、平衡水温の理論<sup>9)</sup>などを参考にし、河川の水温変動に大きな影響を与えると考えられるものを採用した。上記以外の、水温変動に影響を与えうるパラメータとしては、湿度、風速、水深、流域からの流入経路、地下水量などが考えられる。これらの因子は、各年代表値毎の比較といった長期的な変動を解析対象とする場合にはそれほど主要な変動因子にならないと考え、現段階では考慮していない。

各河川の流域の特徴を述べる(Table 1)。太田川, 信濃川, 星置川は宅地面積率の低い河川であり、信濃川は規模が大きく水田面積率が高いという特徴が、星置川は規模が小さく森林被覆が高いという特徴がある。大栗川, 多摩川は宅地面積率が高く、都市化の進

行した流域を持っていることが特徴となっている。

## b) 全国河川のデータ

解析に用いたデータセットは、1987年1月～1995年12月の9年間の気象データ(AMeDAS)と河川水質データ(公共用水域測定地点水質結果)である。一級河川から34本、流域面積や地域ごとの均一性を考慮して選定し、各河川を上流より河川長を均等に分割するよう考慮しつつ原則的に3分割し、各点の上流域をその点の流域とした。流域内の全気象観測地点の平均値を気象の値とし、流域内最下流の河川水質測定地点の値を河川水質の値とした。気象データは毎日データである。河川水質データは毎月一回データの形で整理した。すなわち、月二回以上測定されている月は、その月初めの測定を以てその月の値とした。データ収集、処理方法の詳細は既報<sup>9)</sup>に詳述した。

## (2) 解析方法

### a) 各日変動

隣接したふたつの日間の差分を取った値を変数として、気温と水温との単相関を調べた。水温に対しては気温以外に、降水に伴う変動が大きな影響を及ぼすと考えられる。ここではその影響を取り除くために、測定日前五日間無降雨である期間のみを対象とした。そして対象となった期間のうち、連続している期間をひとつのまとまりと見なし各々に対して気温と水温との隣接日比較法を適用した。なお、そのひとつのまとまりが五日以上あるものを隣接日比較法の対象とした。

### b) 各年変動

各年の同日のデータを取り出し(即ち毎日データから365日おきにデータを拾い出す)、年毎の相関を調べた。その際、直接相関を取るのではなく隣接する年同士の差分を取った値に対する相関を調べた(隣接年比較法)。気温、流量(または降水量)を独立変数とし、水温を従属変数として重回帰分析を適用した。得られた毎日の係数は、季節を4分割(1～3, 4～6, 7～9, 10～12月)し、各季節内での平均値とした。また、流量の影響を検討することを目的として、気温と水温との単相関を計算し重回帰係数と比較した。

既報<sup>9)</sup>においては毎月データに対して、その各年平均値、中央値、非超過確率値等の年代表値に対して同様の解析を行い、更に一年を季節に分け季節毎の平均値に対して同様の解析を行っている。本研究では、こうした方法を更に日単位のデータに対して拡張したものであると位置づけることができる。

本研究において解析に用いたデータセットは、気温、降水量、流量、日射量(日照時間に基づく推算値、後述)、水温である。パラメータの選択に際しては、平

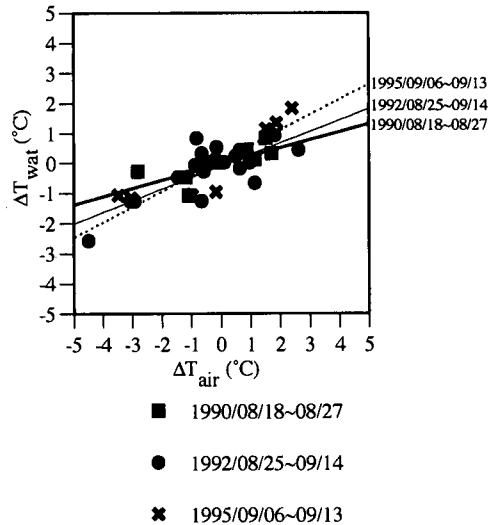


Fig. 1 Examples of relationships between  $\Delta T_{air}$  and  $\Delta T_{wat}$  with the comparison method between successive two days (Ota River; Successive days where no rainfall were observed in preceding five days were chosen)

衡水温の理論などを参考にし、河川の水温変動に大きな変動を与えると考えられるものを採用した。

### c) 全国河川を用いた比較

全国の各々の河川に対して、気温及び水温の、1987年1月～1995年12月の9年間の全期間のデータの平均値を計算し、その地点毎の全年平均値を対象とし、全地点の気温と水温との相関を調べた。

なお、以降の表示において  $T_{air}$  は気温、 $T_{wat}$  は水温を示し、 $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$  は気温が変動した際の水温の変動の比率を示す。

## 3. 結果

### (1) 各日変動

気温に対する水温の各日変動値( $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ )は  $1(^\circ\text{C}/^\circ\text{C})$  よりもかなり小さく (Fig. 1; 太田川の例)、また河川毎に大きく値が異なった (Fig. 2; 最小と最大との差は  $0.4(^\circ\text{C}/^\circ\text{C})$  程度)。これらは、各年変動の傾向とはかなり異なっている。また、前5日無降雨期間のみを用いて出した傾きと、降雨日を含む全ての日を用いて出した傾きとを比較したが、その両者には明確な傾向の違いは見られない (Fig. 2)。降雨時、無降雨時とも  $T_{wat}/T_{air}$  の値は概ね等しいと考えられた。

河川毎の違いを見ると、大栗川と多摩川の値が大きい。これらの2河川は他と比較して都市化されているという特徴がある。また値の小さい太田川と信濃

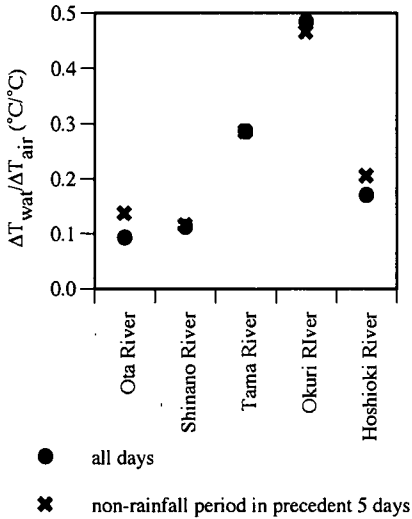


Fig. 2 Yearly averaged  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$ ; comparison of for all data to for non-rainfall period in precedent 5 days

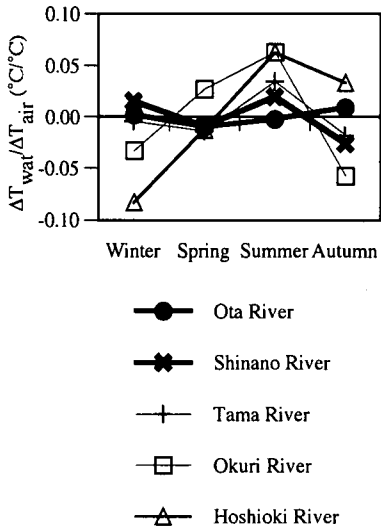


Fig. 3 Seasonal variations of  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  (Each value was subtracted by those of yearly averaged)

川は流域規模が大きいという特徴がある。星置川は大栗川、多摩川よりも値が小さい。星置川はこれらの河川と比較して流域規模は小さく、森林被覆率が高いという特徴がある。これらから流域規模が大きいほど値を小さくし、都市化が進行しているほど値を大きくする傾向があることが推察される。これらの理由については後節で考察する。

季節毎の差は0.15(°C/°C)程度であり (Fig. 3), 河川毎の違いほどは大きくない。夏は他の季節と比較して大きい傾向が見いだされる。

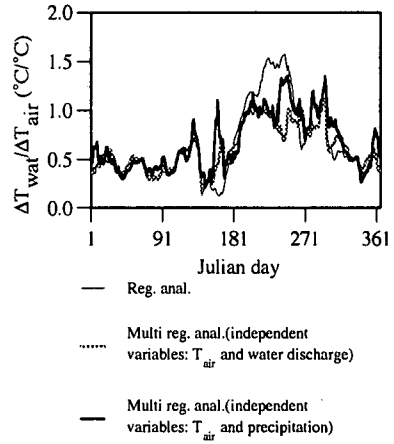
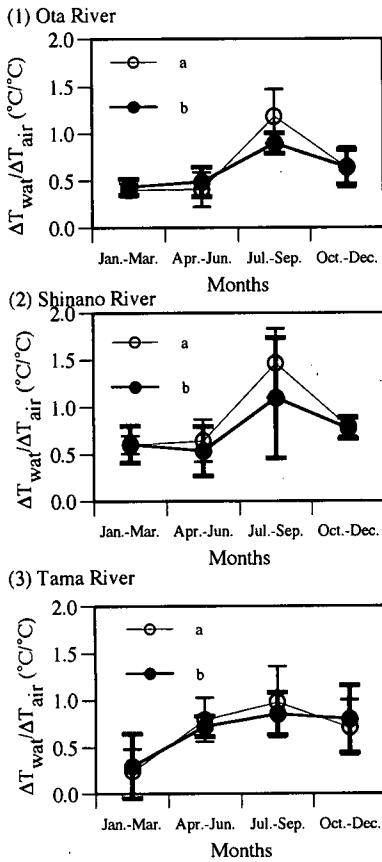


Fig. 4 Daily variations of correlation coefficient and partial regression coefficient estimated by multiple regression analysis in Ota river

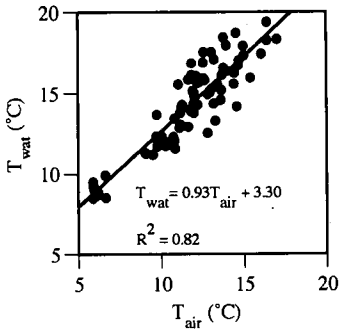
(2) 各年変動

Fig. 4に太田川を例として、日毎に隣接年比較法を適用し、気温と水温の単相関の傾きとして得られる各年変動値 ( $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$ ) と、同様に隣接年比較法を適用し、気温、流量を独立変数、水温を従属変数として重相関を適用し、その気温と水温との偏相関係数として得られる各年変動値 ( $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$ ) を併せて示す。季節毎に傾向が異なるように見える。そこで季節を4分割(1~3, 4~6, 7~9, 10~12月)し季節毎の平均値を用いて比較した。各年変動値 ( $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$ ) は0.5~1.5(°C/°C)程度の大きさを持っている (Fig. 5; 重相関は気温と流量を独立変数とし水温を従属変数とした)。また季節毎の値の違いを見ると、夏(7~9月)にその値が大きくなっていることが分かる。単相関と重相関とを比較すると、全体的にはそれほど大きな違いはないものの、夏は単相関よりも重相関の方が小さいという傾向があるようである。これらの傾向は気温と降水量を独立変数とし水温を従属変数とした場合でもほぼ共通であった (Fig. 6)。各河川で、1年を4分割し、各々の分割された時期の中で Fig. 5の単相関と重相関との差の有無を検定したところ、夏(7~9月)のみ全河川で有意差 ( $p < 0.001$ ) が見られ、いずれも重相関の値が小さかった。これは、流量の増加が河川水温の低下をもたらしたためと解釈される。

Fig. 6を対象に河川毎に夏の傾向の違いを見ると、太田川、信濃川は値の違いが大きい(両者とも、単相関と重相関との差の平均は0.19(°C/°C))、大栗川、星置川は殆ど差が見いだされなかった(大栗川の単相関と重相関との差の平均は0.05(°C/°C)、星置川は0.02(°C/°C))。



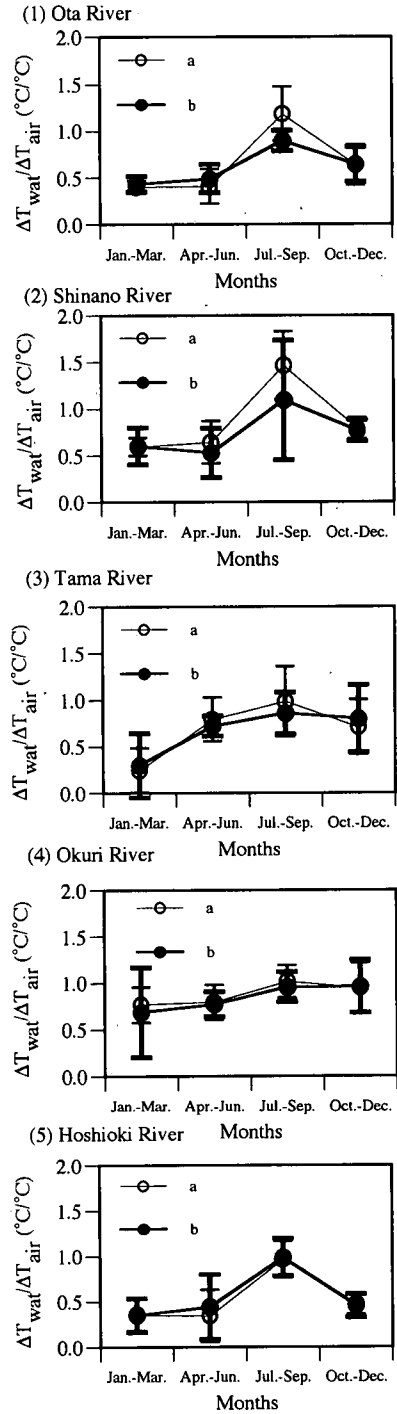
**Fig. 5** Seasonal variations of  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  (correlation coefficient(a) and partial regression coefficient(b) estimated by multiple regression analysis of the 3 rivers; error bars are the standard deviations, dependent variable:  $T_{\text{wat}}$ , independent variables:  $T_{\text{air}}$  and water discharge)



**Fig. 7** Relationship between yearly averaged  $T_{\text{air}}$  and  $T_{\text{wat}}$  at the 82 sites in the 27 rivers nationwide

### (3) 全国河川を用いた比較

全国の各河川毎の平均値を対象とし、河川毎に気温と降水量とを独立変数とし、水温を従属変数として重回帰分析をおこなったところ気温に対する偏相



**Fig. 6** Seasonal variations of  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  (correlation coefficient(a) and partial regression coefficient(b) estimated by multiple regression analysis of the 5 rivers; error bars are the standard deviations; dependent variable of multiple regression:  $T_{\text{wat}}$ , independent variables:  $T_{\text{air}}$  and precipitation)

関係数から予想される  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  は  $0.93(^{\circ}\text{C}/^{\circ}\text{C})$  であった。また降水量と水温との相関は非常に小さく、寄与

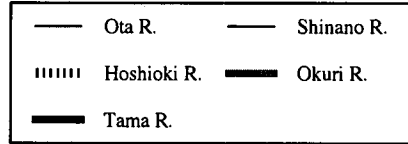
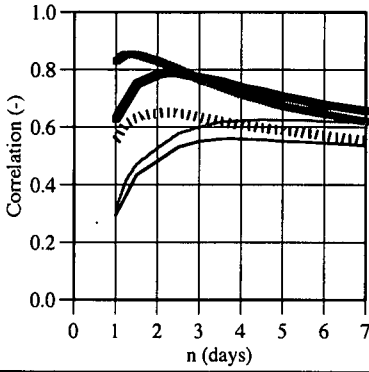


Fig. 8 n vs. correlation between  $T_{air\ eff}(n)$   $T_{wat}$

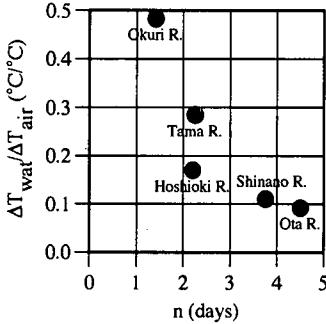


Fig. 9 n vs.  $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$

はなくそれに先立つより長い期間の平均的な気温に対する水温の影響の方が強いと考えられる。そこで、気温と水温との関係から河川毎の流達時間の大小関係を比較するために以下の指標を考えた：水温に影響を与える時間スケールの、n日間影響気温を以下のように定義する。

$$T_{air\ eff}(n) = \sum_{j=0}^{int(n)} \left(\frac{n-j}{n}\right) T_{air}(j) / \sum_{j=0}^{int(n)} \left(\frac{n-j}{n}\right) \quad (1)$$

ただし、 $T_{air}(j)$ ：対応する水温測定日のj日前の気温（隣接日との差）(°C)、 $int(n)$ ：nの整数部を返値とする関数、 $T_{air\ eff}(n)$ ：n日間影響気温(°C)である（この定義から、nは非整数でも、 $T_{air\ eff}(n)$ を定義可能である）。例えばn=4の場合  $T_{air\ eff}(4) = 0.4T_{air}(0) + 0.3T_{air}(1) + 0.2T_{air}(2) + 0.1T_{air}(3) + 0.0T_{air}(4)$ となる。

五つの河川における $T_{air\ eff}(n)$ と $T_{wat}$ との相関をFig. 8に示す。そして各々の河川の、相関の最大値を与えるnを流達時間と見なし、nと各日変動の $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ との関係をFig. 9に示す。nの増加と共に $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ が減少する傾向が見られ、流達時間が各日変動を決めているという推測を支持するものとなっている。

なお、日々の変動特性には、下水道未普及地では生活排水の流入が、下水道普及地では下水処理場の放流水の流入が水温を一定化させる働きを持つと考えられる。その点を考慮し、人口や下水道普及率を組み合わせて指標とし説明を試みたが、有意な相関は見いだせなかった。

は見いだされなかった(降水量と水温との偏回帰係数を0を帰無仮説としてt検定をしたところ $P=0.71$ )。

同様に気温と水温との単相関を計算したところ $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ は0.93(°C/°C)と重相関の場合と殆ど変わらない値を得た。Fig. 7に単相関の場合の計算結果を示す。

#### 4. 考察

##### (1) 水文学的な流域規模が日変動特性に及ぼす影響

3.(1)で、都市化によって日単位の $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ の値は大きくなり、一方流域規模が大きくなると $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ は小さくなる、また森林面積が大きくなると $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ は小さくなるのではないかと推察した。これらはいずれも測定点までの流達時間が $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ の値を決めているためではないかと考えた。そこで本節では気温、水温データに基づき流達時間を評価しうる指標を計算し、その値と $\Delta T_{wat}/\Delta T_{air}$ の値とを比較する。

流達時間が長いということは、同日の気温だけで

##### (2) 夏の変動特性

各日変動、各年変動ともに夏の変動特性が他の季節と異なるという傾向が得られた。この傾向は各年変動で特に顕著であった。そこで夏に影響が強いのは日射の影響によるものと考え、日射量の影響という観点から考察する。

###### a) 地表面における日射量の導出

AMeDASでは日射量そのものの測定は行っておらず、関連する測定は1日当たり日照時間のみであった。そこで、日照時間から日射量を推定することとした。広島大学理学部植物園内で気象観測を行っており、ここでは1日当たり日照時間、1日当たり平均日射量の両方を測定しており、その結果から日照時間と日射量との関係を推測した。日射量の推定にあたってはÅngströmの、日射量と日照時間の関係式<sup>9)</sup>(式(2)に対して $r=1$ とした式形)に基づき、若干式形を変更し(式(2))、実測に合わせてパラメータフィッティングを行った。

$$I = I_0(a + b \cdot S) \quad (2)$$

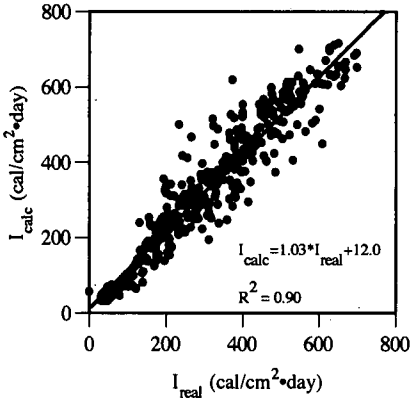


Fig. 10 Observed vs. calculated solar radiation

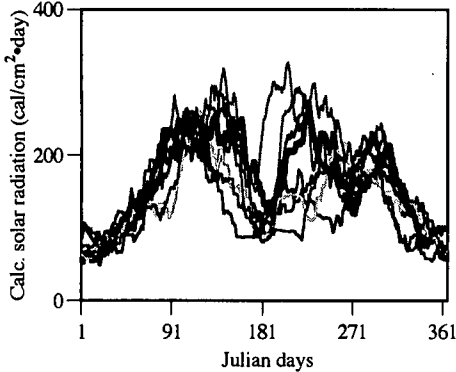


Fig. 11 Calculated solar radiation in Ota river

(data are the moving average of consecutive 31 days)

ただし,  $I$ : 日平均日射量 ( $\text{cal}/\text{cm}^2 \cdot \text{day}$ ),  $I_0$ : 地上における最大可能な日平均水平面日射量 ( $\text{cal}/\text{cm}^2 \cdot \text{day}$ ),  $S$ : 日照時間/地上における最大可能な日照時間(-),  $a, b, r$ : フィッティングパラメータ(-)である。地上における最大可能な日平均水平面日射量は文献値<sup>9)</sup>に拠った。地上における最大可能な日照時間は、地球を球面と仮定し、緯度の関数として計算した。フィッティングパラメータは、本実測値をもっともよく再現する値として定めた ( $a=0.1, b=0.9, c=3$  となった)。広島大学キャンパス内のデータを用いた推定値と、実測値の両方を Fig. 10 に示す。

### b) 日射量と水温変動との関係

河川毎に式(2)によって地表面の日射量を日照時間から推算し、日射量と気温との関係を見たところ、いずれも夏において年毎の値のばらつきが大きいという傾向が見いだされた (Fig. 11; 太田川の例)。

そこで季節を冬(1~3月), 春(4~6月), 夏(7~9月), 秋(10~12月)に4分割し季節毎の平均値を計算し、同時期の気温の平均値と合わせて8年分の計算をした (Fig. 12; 太田川の例)。夏のみ気温との相関が見いだされていることが分かる。このように日射量は夏のみ年毎のばらつきが大きく、また気温と

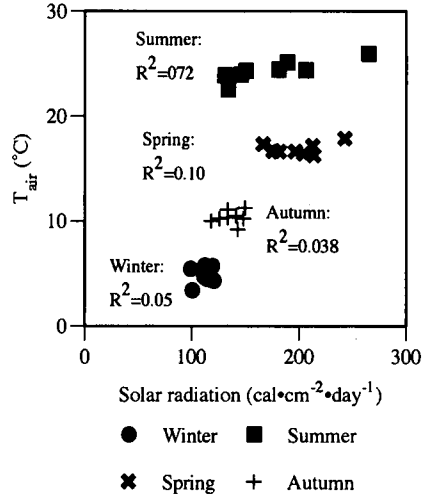


Fig. 12 Solar radiation vs. air temperature in Ota River

の相関が見いだされた。夏のみ傾向が異なるという点で水温変動が異なる時期と一致している。これらの点から、日射量が夏の変動特性を説明しようと期待できる。

そこで、日射量の検討には、前節までの解析方法と同様に、日射量を独立変数として含めた重回帰分析を行うことが方法の一貫性という点で望ましい。しかし、夏の気温-日射量の相関が高く、また、データが僅か8つであるのに対して独立変数が気温、日射量、流量と3つも存在する、ということを見ると、重回帰によって信頼できる値を得ることは困難と考えられる。

そこで、夏以外の季節で得られた  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  は、日射量の影響の少ない値であると仮定し、夏においても、日射量の影響がなければこの値になると仮定する。即ち、次式から日射量の影響を見積もり、その係数が熱収支的に妥当なものであるかどうかを調べ、日射量の影響の可能性を検討する。

(夏の水温変動 ( $^{\circ}\text{C}$ ))

$$= A \times (\text{気温変動 } (^{\circ}\text{C}))$$

$$+ B \times (\text{日射量変動 } (\text{cal}/\text{cm}^2 \cdot \text{day}))$$

(3)

ただし  $A$  の単位は ( $^{\circ}\text{C}/^{\circ}\text{C}$ ),  $B$  の単位は ( $^{\circ}\text{C}/(\text{cal}/\text{cm}^2 \cdot \text{day})$ ) である。すると上記の仮定により  $A$  は夏以外の  $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  より得られることとなる。

一方、夏における気温変動と日射量変動との相関を、夏のデータに基づき、

**Table 2** Coefficients of the equation (5)

	A (°C/°C)	B(*10 <sup>2</sup> ) (°C/(cal/cm <sup>2</sup> ·day))	C ((cal/cm <sup>2</sup> ·day)/°C)
Ota R.	0.60	1.82	38.9
Shinano R.	0.84	5.33	11.4
Tama R.	0.60	2.20	23.9
Okuri R.	0.84	1.44	25.9
Hoshioki R.	0.49	2.28	23.6

$$\begin{aligned} & (\text{日射量変動 (cal/cm}^2\cdot\text{day)}) \\ & = C \times (\text{気温変動 (}^\circ\text{C)}) \end{aligned} \quad (4)$$

の様に計算し、式(3)に代入すると、

$$\begin{aligned} & (\text{水温変動 (}^\circ\text{C)}) = A \times (\text{水温変動 (}^\circ\text{C)}) \\ & \quad + B \times (C \times (\text{気温変動 (}^\circ\text{C)})) \\ & = (A + C \times B) \times (\text{気温変動 (}^\circ\text{C)}) \end{aligned} \quad (5)$$

各河川で得られたA, B, Cの値をTable 2に示す。これらより、日射量変動が水温に及ぼす影響を表す係数であるBは本研究で調べた5つの河川においては $1.4 \times 10^2 \sim 3.1 \times 10^2$  (°C/(cal/cm<sup>2</sup>·day))程度の値になることが分かった。また、日照変動がない場合の気温の変動はAの値として推算され、その値は0.5~0.85程度であった。

### c) 平衡水温の理論に基づく水温変動の推算

気温が一定の条件下で日射量変動するとき、水温がそれに合わせてどの程度変動するのかを熱収支の考え方にに基づき推算してみる。ここでは平衡水温の考え方にに基づき推算する。ある平衡状態から、水温が一定の条件のもと、日射量のみが変化した場合、その平衡値がどのように変化するかを導出することを目的とする。もとより河川水温は、同じ気象状態にあっても静水の平衡状態とは様々な面で異なる。実際の河川水温が、静水の平衡状態から逸脱している主な原因は、水の出入りがあること、そしてその水量が常に変動している、といったことが主に考えられる。しかし水の出入りは、前節の統計的手法においては、河川水量をパラメータに含む重回帰分析を行って補正している。すなわち水量一定の条件下で得られた値であり、ここで論じる変動に対しては既にその影響を取り除いていると考えられる。

これらのことから考えると、実際の河川水温は静水の平衡水温とは異なるものの、河川水温変化を平衡水温の移動という形で評価することはある程度可能ではないかと考えられる。

自然状態のもとにおかれた地表水の、大気との平衡状態における熱収支式は、

$$(1-\alpha)I = (R_1 - R_2) + H + LE \quad (6)$$

と表される<sup>4)</sup>。ただし $\alpha$ : 反射率(-), I: 日射量,  $R_1$ : 水面よりの長波放射,  $R_2$ : 大気よりの長波放射, H: 顕熱交換, LE: 潜熱交換 (単位は、 $\alpha$ を除きいずれも(cal/cm<sup>2</sup>·day))である。

ここで各係数、項目は、以下の関係式で表されるとした<sup>4)</sup>。

$$a = 0.06 \quad (7)$$

$$\begin{aligned} R_1 & = es(T_{\text{wat}} + 273)^4 \\ (e & = 1.0, s = 8.14 \times 10^{-11} \text{ (cal/K}^4 \cdot \text{cm}^2 \cdot \text{min)}) = 1.17 \times \\ & 10^{-7} \text{ (cal/K}^4 \cdot \text{cm}^2 \cdot \text{day)} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} R_2 & = s(T_{\text{air}} + 273)^4 (a + b \cdot e_{\text{air}}^{1/2}) \\ (a & = 0.51, b = 0.062 \text{ (mb}^{-1/2})) \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} H & = h(T_{\text{wat}} - T_{\text{air}}) \\ (h & = 2.0 \times 10^{-4} \text{ (ly/sec} \cdot \text{K)}) = 1.7 \times 10^4 \text{ (ly/day} \cdot \text{K)} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} LE & = k(e_{\text{wat}} - e_{\text{air}}) \\ (k & = 1.5 \times h) \end{aligned} \quad (11)$$

ただし、 $T_{\text{wat}}$ : 水温(°C),  $T_{\text{air}}$ : 気温(°C),  $e_{\text{air}}$ : 大気中の水蒸気圧(mb),  $e_{\text{wat}}$ : 水面での水蒸気圧(mb)である。

ここで、 $T_{\text{air}} = 15 \sim 30$ (°C)の範囲で、 $\Delta T_{\text{wat}} / \Delta I$ を求める。ここで $e_{\text{air}}, e_{\text{wat}}$ は一定とする。また $(1+x)^n \approx 1 + nx$  ( $x \ll 1$ )を用いて計算すると、

$$\begin{aligned} (\Delta T_{\text{wat}} / \Delta I)_{\text{Fair=const}} & = 3.0 \sim 3.3 \times 10^{-2} \text{ (}^\circ\text{C / (cal/cm}^2\cdot\text{day)} \text{)} \\ & \quad (12) \end{aligned}$$

と計算された。

この値は気温が一定であるという条件下における日射量と水温との変動の比率を表しており、前節のBと同様の意味を持つと考えられる。両者を比較すると、オーダー的に同程度の値が得られていることがわかる。

これらをまとめると、日射量変動の影響がない場合の水温変動(A)は0.5~0.85(°C/°C)程度、そして夏は日射量変動の影響があり、その値よりも高くなるということが分かる。

### (3) 日射量を考慮した全国河川の気温-水温の関係の考察

4.(2)の考察によって水温変動特性に対して日射量の違いが影響を与えることを示した。全国河川を用いた場合の気温と水温との関係にも同様の関係が影響を与えていることが推測される。そこでAMEDasデータより日照時間を取り出し、式(2)~(5)と同様に日射量を推算し、地点毎に全データ収集期間平均値を計算し、解析を行った。

まず気温及び日射量を独立変数に、水温を従属変数として重回帰分析を行ったが、日射量に関しては



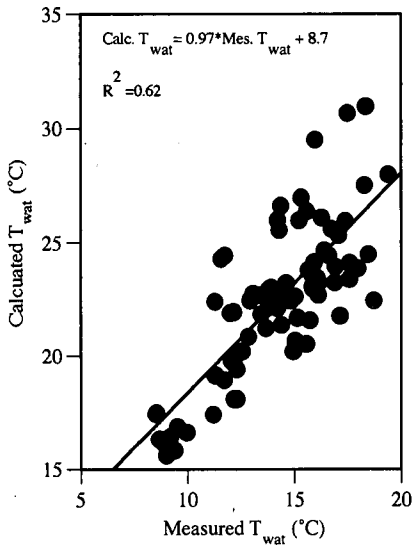


Fig. 13 Measured vs. calculated  $T_{wat}$  at the 82 sites in the 27 rivers nationwide

有意な相関が見いだされなかった(気温-水温:  $0.93 \pm 0.83$  (°C/°C),  $P < 0.001$ , 日射量 - 水温:  $(0.028 \pm 0.88) \times 10^{-2}$  (°C/(cal/cm<sup>2</sup>·day)),  $P = 0.94$ ,  $\pm$ は95%信頼区間). しかしながら, 地点毎の水温の違いは平衡水温の変動特性と近いと考えられ, そうであるとすれば, 本来は日射量の違いは水温の違いに影響を及ぼすものと考えられる. 本方法では, 独立変数同士が相関を持つこと(気温-日射量の  $R^2: 0.17$ )によって解析が不安定になったこと, 日射量が測定値ではなくやや荒い計算方法による推測値であるために不正確な値であったこと, 以上の2点が原因で, 本来あるべき相関が見いだされなかったのではないかと考えられる.

そこで以下の式において, 日射量変動に対する係数  $B$  を所与のものとして, 補正された  $A$  の値を計算した.

$$\begin{aligned} (\text{水温変動 (°C)}) &= A \times (\text{気温変動 (°C)}) \\ &+ B \times (\text{日射量変動 (cal/cm}^2 \cdot \text{day)}) \end{aligned} \quad (13)$$

$B = 2 \sim 5 \times 10^{-2}$  (°C/(cal/cm<sup>2</sup>·day))として  $A$  を計算したところ,  $A = 0.84 \sim 0.89$  (°C/°C) となった.

ここで得られた気温-水温の傾きは1(°C/°C)よりも低い. そこでこの値の熱収支的な妥当性を検討するために再び平衡水温の移動を計算し,  $(\Delta T_{wat} / \Delta T_{air})_{I=const}$  を求めた. 式(4)~(9)を用い, 日射量及び湿度が一定の条件下で  $T_{air}, T_{wat} = 10 \sim 20$  (°C)の範囲で  $(\Delta T_{wat} / \Delta T_{air})_{I=const}$  を計算すると,

$$(\Delta T_{wat} / \Delta T_{air})_{I=const} = 0.77 \sim 0.80 \text{ (°C/°C)} \quad (14)$$

となった. 値が1(°C/°C)と計算されないのは, 気温の上昇に伴い蒸発散の為のエネルギーが上昇しそれによって水温が奪われる効果による. この計算によって得られた値は, 式(13)に基づき得られた値とも比較的近いといえる.

そこで式(13)の関係の妥当性について考察することを目的として, 全国河川のデータに対して, 平衡水温の移動から推算された値に基づき,  $A = 0.8$  (°C/°C),  $B = 3 \times 10^{-2}$  (°C/(cal/cm<sup>2</sup>·day))として, 水温の実測値と式(13)から推算された推測値との関係を Fig. 13 に示した. 定数項を考慮していないために値そのものは異なっているものの, 傾きは1に近い値を得られ, 式(13)によって変動を予測することが可能であるといえる. ばらつきが大きいのは日射量の値のばらつきによると考えられる.

#### (4) 温暖化による気温の上昇が河川水温の上昇に与える影響

本研究では既存の統計データに基づき, 異なる時間スケールで気温-水温変動を調べ, その時間スケール毎の変動特性及びそれに影響を与える因子がある程度機構的に明らかにすることを目的として解析を行ってきた. 本節では将来温暖化に伴い気温が上昇した場合に時間スケールごとにどの程度河川水温が変動していくのかを考察する. まずここまで得られた結果について, 各日変動を「極短期」, 各年変動を「短期」, 河川毎の変動は, 中〜長期的にはそこに表される変動幅に落ち着くと考え「中長期」としてまとめると, 次のようになる: 極短期の変動は  $0.1 \sim 0.5$  (°C/°C) であり, 夏はやや高い, また, 河川規模によって値は大きく異なる. 中長期の変動は  $0.5 \sim 1.5$  (°C/°C), 同じく夏はやや高いがそれは日射量変動の影響によるものと考えられる. 中長期的には  $0.93$  (°C/°C) 程度と推測される.

温暖化等の気象変動を考える場合は, 短期〜中長期の変動が主要であるが, いずれも, 統計的解析では日射量変動の影響がデータに表れていたと考えられる. しかし温暖化による日射量変動は従来の気温と日射量の変動との関係とは異なると考えられ, 気温と水温との単相関から温暖化による影響を推測すると, 日射量の変動の影響が異なることによる偏りを生じさせると考えられる. 中長期の水温変動は単相関の場合は  $0.93$  (°C/°C) となり, 一方, 日射量を一定とした場合,  $0.84 \sim 0.89$  (°C/°C) 程度と推測したが, 温暖化は温室効果の強まりで生じるものと考えれば, その変動は後者に近い傾向を持つのではないかと推察される.

## (5) 本研究の今後の課題

本研究によって河川水温変動に及ぼす因子としては、気温、雨量(または流量)のみならず、日射量、蒸発散量があり、それらは気温や雨量など同程度の影響を及ぼしうる重要な因子であることを示した。これらのことは平衡水温の理論より予測しうるものであったが、その理論を中長期的な変動の解析に应用することの妥当性を示したと言える。すなわち変動幅を議論する際には「平衡水温の移動」ベースにした解析が妥当な方向性を与えるものではないだろうか。

本解析で示したような統計的なアプローチは実測に基づく、その意味で信頼しうる数値を得られる方法であり、また一方平衡水温理論といった熱収支的なアプローチとも対応を取りうるという点でも、ある程度詳細な解析にも耐えうる方法であるということを示した。しかしながら、温暖化といった従来の変動とは異なる機構を持つような変動に対してその応答特性を明らかにしようとする場合、本研究のような統計的手法のみならずメカニズム的なモデルとの対応が不可欠となってくることも同時に明らかになった。

本研究では、統計解析によって変動に対する微係数を推定したことになる。しかしながらその係数が真に長期的に適用できるかどうかは不明である。その解決方法としては、統計に限れば長期データを収集することであろうが、その場合河川流域の社会的な変化に伴う影響をどのように取り除くかが困難になる。

例えば本研究で得られた推測値である、水温変動/気温変動=0.84-0.89(°C/°C)という値について考えてみると、これは例えば気温が3°C上昇した場合水温は2.5~2.7°C上昇すると推測される。この推測値の妥当性について議論する場合、蒸発散量の変動が、最終的に生じる温度差0.5~0.3°Cをすべて吸収しうるかが重要な点のひとつになってくるであろう。こういった疑問点に答えるには統計的解析よりも、むしろ機構モデル的なアプローチの方が適切であると考えられる。

今後は本研究で見いだされた、主要な因子をベースとして、それらがどのように水温変動に影響を与えていくのかをより明らかにするために機構モデル的なアプローチが重要になってくると考えられる。

## 5. 結論

本研究では気温変動が河川水温変動に及ぼす影響

を調べることを目的とし、既往の気象データ及び河川の統計データを用いた統計的研究を行った。方法としてはまず、太田川、信濃川、多摩川、大栗川、星置川の5河川の8年間の毎日データを用い隣接日比較、隣接年比較法によって日スケール及び年スケールの変動を調べた。また、全国27河川の82地点データを用いて気温と河川水温との関係を調べた。そして全国データを用いた解析結果は長期的な気温-水温変動特性を表しているものと見なし、上記の毎日データをによる結果と合わせて各日変動、各年変動、長期変動、という一連のタイムスケールの変動特性について考察した。

各時間スケール毎に得られた結果を示す。

### (1) 各日変動

$\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  は年平均値では0.1~0.5(°C/°C)程度であり、河川毎にその値の違いが大きく、それは主に流下時間の違いによっているものと考えられた。季節毎に値を見ると、夏にやや高かった(~0.05(°C/°C))。

### (2) 各年変動

$\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  は0.5~1.5(°C/°C)程度であり、内訳を見ると夏は1.0~1.5(°C/°C)、夏以外は0.5~0.85(°C/°C)程度となり、夏にその値が大きくなる傾向があった。また、夏においては降水量または流量が $\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$ の値に影響を与え、その傾向は信濃川、太田川でより顕著であった。

### (3) 長期変動

$\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}}$  は0.93(°C/°C)であった。

また、各年変動において夏にその傾きが大きくなる理由について考察し、その理由は日照変動の影響が加算されているためであると推測した。そしてその傾きは $(\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}})_{T_{\text{a}}=\text{const}}=1.2 \times 10^{-2} \sim 3.1 \times 10^{-2}$  (°C/(cal/cm<sup>2</sup>·day))と推算された。

長期変動データに対しても同様の推算を行い、 $(\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}})_{T_{\text{a}}=\text{const}}=2 \sim 5 \times 10^{-2}$ 程度と推算された。また同時に日射量の影響を除外した際の気温-水温変動の傾きも推算し $(\Delta T_{\text{wat}}/\Delta T_{\text{air}})_{T_{\text{a}}=\text{const}}=0.84 \sim 0.89$ (°C/°C)という値を得た。これらの一連の値は平衡水温理論から導出される値とも傾向が一致し、熱収支的な観点からの妥当性を示した。

今後の課題は、本研究で重要と見なされた因子を中心として、その変動特性をモデル的に機構的により明らかにしていき、長期変動特性に関して、機構的な裏付けを得た、より信頼のおける予測を確立していくことが重要であろうと考えられる。

謝辞：水温データの入手にあたっては、国立公衆衛生院水道工学部国包章一部長、東京都環境保全局水質保全部、新潟市水道局技術部、札幌市水道局工務部、

広島市水道局配水部にご協力いただいた。記して感謝の意を表します。

#### 参考文献

- 1) 地球温暖化影響研究会編：地球温暖化による社会影響，技報堂出版，1990.
- 2) 福島武彦，村岡浩爾，天野耕二：全国河川を対象とした水質変動特性の解析，衛生工学研究論文集，Vol. 24, pp. 283-293, 1988.
- 3) 宝馨，小尻利治：地球温暖化による流域水文応答の変化に関する数値実験，土木学会論文集，No.479/II-25, pp.1~10, 1993.
- 4) 田中丸治哉，門屋睦：気温上昇が流域水文循環に与える影響(2)，京都大学防災研年報，35B-2, pp. 183-195, 1992.
- 5) 安藤義久：地球温暖化シナリオによる河川流出への影響評価に関する一考察，水利科学，38(4), pp. 34-44, 1994.
- 6) 山崎誠，小山俊，長谷川和義，平山健一：寒地河川における冬季渇水後期の流量変動予測，土木学会論文集，No. 565/II-39, pp. 11-20, 1997.
- 7) 盛谷明弘，丹羽薫：長期観測資料に基づいた温暖化の水資源の影響評価について，水工学論文集，Vol.35, pp. 647-658, 1991.
- 8) 尾崎則篤，小野美由紀，福島武彦，原沢英夫：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/VII-12, pp. 97-109, 1999.
- 9) 新井正，西沢利栄：水温論，共立出版，1974.
- 10) 新井正：地球温暖化と陸水水温，陸水学雑誌，Vol. 61, pp. 25-34, 2000.
- 11) 森和紀：地球温暖化と陸水環境の変化—とくに河川の水文特性への影響を中心に—，陸水学雑誌，Vol. 61, pp. 51-58, 2000.
- 12) 福島武彦，上西弘晃，松重一夫，原沢英夫：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, No. 3, pp. 180-187, 1998.
- 13) Fukushima, T., Ozaki, N., Kaminishi, H., Harasawa, H. and Matsushige, K.: Forecasting the changes in the lake water quality in response to climate change, using past relationships between meteorological conditions and water quality, Hydrological Processes, Vol. 14, pp. 593-604, 2000.

(2000. 7. 12 受付)

## EFFECTS OF AIR TEMPERATURE, PRECIPITATION AND SOLAR RADIATION HAVING WITH DIFFERENT TIMESCALES ON RIVER WATER TEMPERATURE

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

In order to obtain knowledge of the effects of air temperature, precipitation, and solar radiation to river water temperature of different timescales, statistical analyses were conducted using the meteorological and river water temperature data of 10 years. Two types of data set were used; one was 82 sampling points of 27 rivers where data were obtained monthly, and the other was the 5 sampling points of different rivers where data were obtained daily. The variations of the river water temperature on the variations of air temperature of daily scale were estimated to 0.1~0.5 (°C/°C) and were also influenced by the hydrological scale of river basin. The variations in yearly scale were estimated to 0.5~1.5 (°C/°C). The variations in summer were bigger than those of other seasons, suggesting the effects of solar radiation. Assuming that solar radiation was constant, the variation of yearly scale was estimated to about 0.5~0.85(°C/°C). Under similar assumption, the long term variation was estimated to about 0.84~0.89(°C/°C).