

河川水温の長期変化に関する解析

東北大学工学研究科土木工学専攻 学生会員 ○久米 祐介
東北大学工学研究科土木工学専攻 正会員 梅田 信

1. 序論

河川や湖沼など陸水域における水環境に対する気候変動の影響は、近年被害が顕在化しつつある重要な課題の一つである。そのためIPCCの第5次評価報告書や種々の研究報告において、検討された結果が示されている。本研究において対象とする、陸水域の水温について着目すると、気候変動による水温の上昇が、水質や生態系などの水環境への影響を及ぼしつつあるのではないかと考えられている。例えば、ダム湖における藻類の増殖に起因した水道水への異臭味障害が挙げられる。東北地方では、従来、気温や水温が低いため、異臭味障害は発生しにくいと考えられていたが、浅瀬石川ダム¹等での発生事例が報告されるようになった。原因藻類である藍藻類は、高水温環境で多く発生する傾向があり²、近年の温暖化によって東北地方でも発生していることが要因の一つと考えられる。また河川の生態系に対して、宮城県内の養殖場では水温上昇によるギンザケの稚魚が大量死するという事件が発生している³。したがって、安定的な水資源の確保や生態系の保全という観点から、陸水域の水温の変動を、検討することは重要である。

このような背景から、本研究では、国内の多数の河川を対象とした5-25年程度の水温変化に関する検討を行った。収集したデータは数ヶ月から数年の欠測を含む場合があるものの、一時間もしくは10分という高頻度の水温観測データを解析である。これを用いて対象河川における水温の長期・短期変化を解析し、気温との関係性について考察した。

2. 研究方法

2.1. 研究対象

序論に述べた背景に鑑み、また測定データの存在状況を考慮し、国土交通省と水資源機構が管理するダム湖の流入河川および、水文水質データベースで公開されている河川を対象とした。本研究で用いた、河川内に設置された測器による計測は、比較的近年になって導入されるようになった測定であるため、観測データの存在する期間は5-25年ほどに限られた。対象地点の分布を図-1に示す。観測地点が限られ、地域性にやや偏りがあるが、広く全国に分布している。水温と対比して解析を行う気温については、それぞれの水温観測地点に最も近い気象庁の気象観測点のデータを解析に用いた。

2.2. 解析方法

本研究では、四分位数を用いて外れ値を除外したのちに日内変動を除去するために、日平均値を算出した。気温データは、各地点の水温の測定期間に合わせて時間データを収集し、水温と同様に日平均を算出した。

この水温データには、気候変動などの影響による長期的な変化を示す成分（傾向成分）のほかに、季節変動に

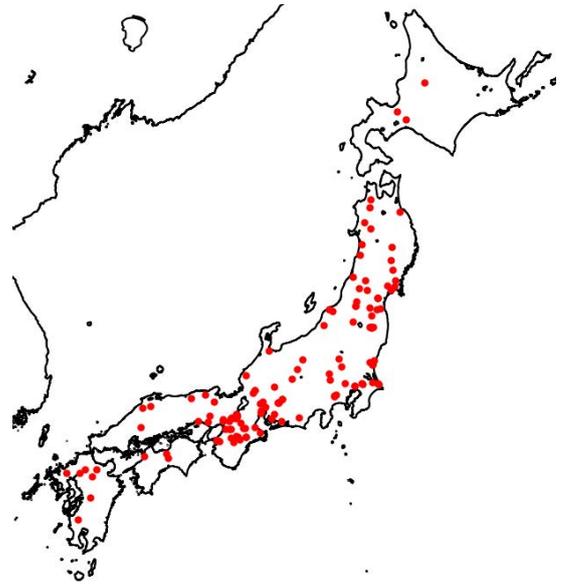


図-1 対象地点の分布

よる年周期の成分（季節成分）と、測定日の偶発的な条件から発生する変動成分（確率成分）の3成分から構成されている。そこで、まず季節成分を取り除くための処理を施した。ある観測日 t における観測値を $T_{obs}(t)$ とし、その時の季節成分水温を $T_{season}(t)$ 、季節成分からの偏差温度を $\varepsilon(t)$ とすれば、

$$T_{obs}(t) = T_{season}(t) + \varepsilon(t) \quad (1)$$

である。本研究では、 $T_{season}(t)$ を以下の式(2)、(3)に示す有限フーリエ級数による周期回帰モデルで表現した。

$$T_{season}(t) = a_0 + \sum_{k=1}^m a_k \sin(ft + b_k) \quad (2)$$

$$f = \frac{2k\pi}{365.2425} \quad (3)$$

ここで、 a_0, a_k, b_k は、地点ごとに定められる定数である。 t は1900年1月1日からの日数とした。

本研究で用いた水温データは、数ヶ月から数年の欠測を含む場合がある。そのため不等間隔なデータにも対応できる手法を適用する必要があった。式(2)における m は、1から10の間で変化させ、赤池情報量基準（AIC）が最小となる項数を最適と判断し、季節成分を示す季節変動成分として採用した。

トレンドの検定として、偏差成分 ε に対してノンパラメトリック検定である Mann-Kendall 検定でトレンドの有無を、同じくノンパラメトリック検定の Sen's slope でトレンドの大きさを調べた。なお、Sen's slope の α ($^{\circ}\text{Cyear}^{-1}$) は、任意の $\varepsilon(t_i), \varepsilon(t_j)$ ($1 \leq i < j \leq n$) のすべての組合せに対して、

$$\alpha = \text{median} \left\{ \frac{\varepsilon(t_i) - \varepsilon(t_j)}{t_i - t_j} \right\} \quad (6)$$

で定義される。中央値を用いるため、外れ値や不均一分散データ等の影響を受けにくいという特徴がある。

Keyword：気候変動，フーリエ級数，フィッティング，長期傾向

連絡先：宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉 6-6-06，環境水理学研究室，Tel 022-795-7453

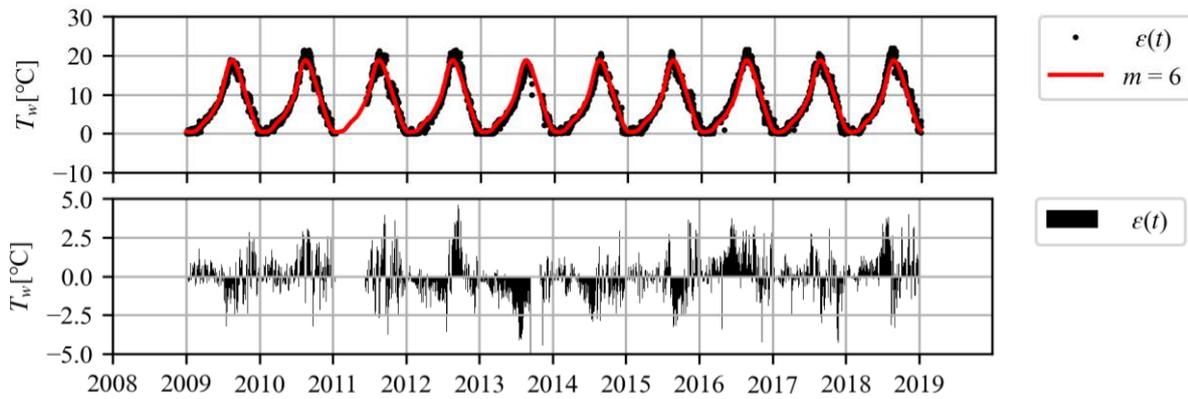


図-2 寒河江ダム流入河川の観測水温とフィッティング（上図）と偏差成分（下図）

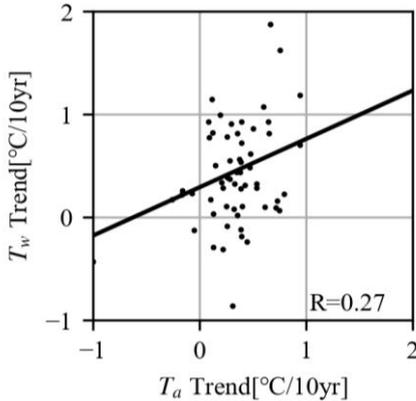


図-3 水温変化と気温変化の関係（2009-2018年）

3. 結果と考察

河川水温に対してフーリエ級数のフィッティングを行った結果の例を図-2に示す。上図は観測水温（黒点）と季節変動成分（赤線）であり、季節変動成分を表すフーリエ級数の項数は $m=6$ まで用いたときに AIC が最小となり、季節変動を示す周期成分としてふさわしいという結果になった。フーリエ級数のフィッティングの妥当性は冬期に 0°C 以下にならないことや、欠測がある場合にも対応していることが確認できる。また下図の偏差成分を確認すると同じ季節にズレが生じるといった偏りは見受けられず、季節変動を適切に除去できている。

偏差成分に対して、Sen's slope から算出した水温変化と気温変化の関係を図-3に示す。このとき、用いるデータの期間によって傾向成分が影響を受けることが予想される。そこで、データの期間を揃えて水温変化と気温変化を算出している。10年以上で、できるだけ多くの地点を用いることができるように対象期間を選び、2009-2018年を対象とすれば、61地点で80%以上の日数で水

温観測値が存在した。この10年間では、図-3 第一象限にプロットが多く存在することから水温と気温ともに上昇傾向の地点が大半を占めていることが分かる。Mann-Kendall 検定により確認した水温の有意な上昇は41地点、気温は35地点であった。また両者の相関は0.27となり、弱い正の相関があり、気温が上昇傾向にある地点では水温も上昇傾向にあることが分かる。

短期的な変化に着目し、水温と気温、それぞれの偏差成分に対して、全地点の月平均値を算出すると図-4が得られた。水温と気温の挙動は類似しているが、気温より水温の方がより僅かに振幅が小さいことが分かる。気温の変動は水温に影響を及ぼすが、熱伝達に関わる種々の過程からの影響もあるため、気温よりも減衰した水温の変動になっていると考えられる。また2016年付近では気温と水温の上昇が確認できる。このことから比較的短期的な温度変化も存在し、観測期間の選び方によって傾向に大きく違いが出る可能性があると考えられる。

謝辞

本研究は、水源地生態研究会（水源地環境センター主催）の支援を受けて実施された。記して謝意を表する。

参考文献

- 1) 佐藤輝:現場報告 浅瀬石川ダム貯水池における水質保全体策について, ダム技術, Vol. 388, pp.67-71, 2019.
- 2) 梅田信, 富岡誠司:貯水池における水質環境要素と藻類増殖の関連, 水工学論文集, Vol. 51, pp.1373-1378, 2007
- 3) 近藤純正:河川水温の日変化 (1)計算モデル-異常昇温と魚の大量死事件-, 水文・水資源学会誌第8巻2号, pp.184-196, 1995.

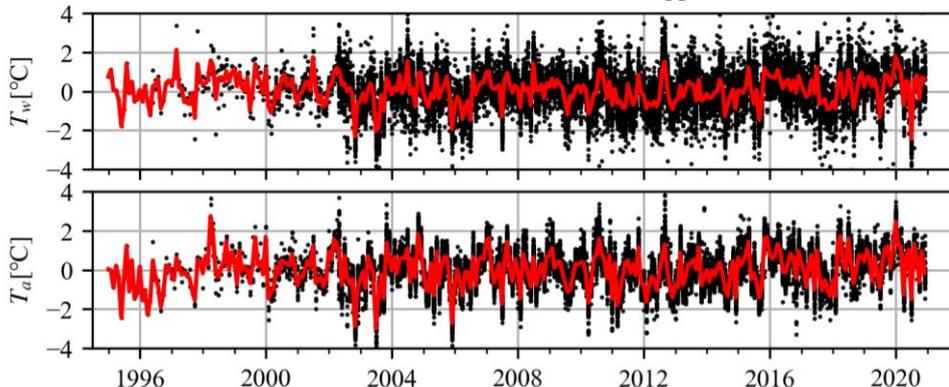


図-4 月平均した偏差成分（黒点）と全観測地点の平均（赤線）（上図：水温，下図：気温）