

神戸大学大学院 学生員 ○森本 皓一
神戸大学大学院 正会員 宮本 仁志

1. はじめに

近年、将来の気候変動予測により河川流域における水環境の変質が懸念され、それへの適応策の検討が必要とされている。この気候変動予測は AOGCMs(大気海洋結合モデル)の知見が基となるが、それらは地球規模の空間範囲を対象とするため、そのままでは河川環境整備の対象となる流域各部の地点予測には適用できない。本報では、AOGCMs の不確実性を考慮した統計的ダウンスケーリング手法を用いて、対象地点における河川水温の予測を行い、手法の有効性を検討する。

2. 対象とする水温・気温データ

図 1 に本報で対象とする水温・気温データの観測点位置を示す。図には AOGCM のグリッドサイズの一例(ccsm3 モデル)も併示している。河川水温の予測地点は、筆者ら¹⁾が河川水温解析を行う一級水系揖保川の河口距離 44.6km(一宮地点)である。気温データに関しては、観測値は周辺の高層気象観測点(米子・輪島・潮岬)の値を、AOGCMs の値は周辺グリッド中心点 4 点の解析値を、それぞれ線形内挿して一宮地点の値を得た。解析は季節ごとに行い、春(3～5 月)・夏(6～8 月)・秋(9～11 月)・冬(12～2 月)とした。モデルパラメータの同定を行うベース期間を 1988 年夏～1998 年春、モデルの検証を行う現在期間を 1998 年夏～2008 年春、そして予測を行う将来期間を 2040 年夏～2050 年春と設定した。解析において使用した気温データは、ベース期間では AOGCMs・観測値の 700hPa 気圧面高層気温、現在および将来期間では AOGCMs の地上気温である。本報の解析では、20 の AOGCMs の解析結果を使用した。

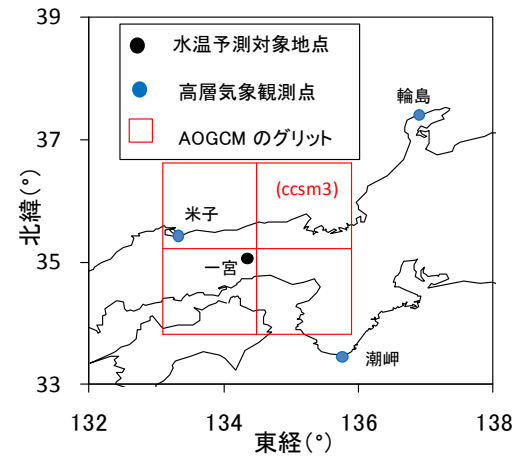


図 1 対象地点の位置図

3. 統計的ダウンスケーリング手法

河川流域の対象地点における水温 T_w は、同じ位置の地上気温 T_N の一次回帰式で次のように与えられる。

$$T_w = \alpha T_N + \beta \quad (1)$$

ここで、 α , β は回帰係数である。気温 T_N は一年前の気温 T_{N-1} に年変化量 ΔT_Y を加えることで、次式により与えられる。

$$T_N = T_{N-1} + \Delta T_Y \quad (2)$$

ここに、添字の N , $N-1$ はそれぞれ N , $N-1$ 年目の気温であることを示す。式(2)における気温の年変化量 ΔT_Y は、統計的ダウンスケーリング手法^{2,3)}を用いて、以下の式(3)～(5)から与えられる。

$$\Delta T_Y = \Delta T_N - \Delta T_{N-1}, \quad \Delta T_N = v_N - u, \quad T_1 = u + \Delta T_1, \quad (3)(4)(5)$$

ここで、 ΔT_N : N 年目の気温変化量, u : ベース期間における全 AOGCMs と観測値の高層気温の平均値, v_N : 現在期間 N 年目における全 AOGCMs の地上気温の平均値である。式(4)の ΔT_N は、全 AOGCMs を重み付け平均して求めた確率密度分布(以下、PDF と略記)の形で求められる。この ΔT_N の PDF を求めるために、マルコフ連鎖モンテカルロ法に基づくギブスサンプリング²⁾を用いる。ギブスサンプリングの k 回目の標本値, u^k , v_N^k は次式で与えられる。

$$u^k = N(\bar{u}, (\sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k + \lambda_0)^{-1}), \quad v_N^k = N(\bar{v}, (\theta \sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k)^{-1}), \quad (6)(7)$$

$$\text{ここに, } \lambda_i^k = \text{Ga}(a+1, b + \frac{1}{2}(X_i - u^{k-1})^2), \quad \theta^k = \text{Ga}(c + \frac{N}{2}, d + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k (X_i - u^k)^2), \quad (8)(9)$$

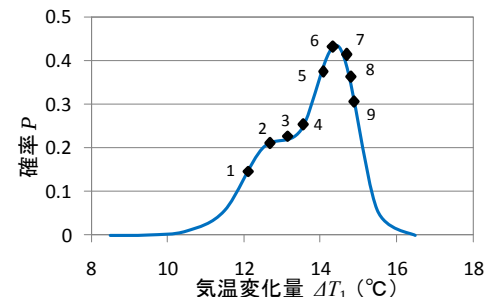


図 2 気温変化量の確率密度分布

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k X_i + \lambda_0 X_0}{\sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k + \lambda_0}, \quad \bar{v} = \frac{\theta \sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k Y_i}{\theta \sum_{i=1}^{20} \lambda_i^k}, \quad (10)(11)$$

であり、それぞれ、 λ_i : ベース期間における各 AOGCMs の気温精度($i=1\sim 20$), θ : ベース期間と現在期間の間のデータ精度パラメータ, $\bar{u}$: ベース期間の重み付き気温平均, $\bar{v}$: 将来期間の重み付き気温平均である。また、 X_i : ベース期間における各 AOGCMs の気温平均, X_0 : ベース期間の観測値平均, Y_i : 現在期間における各 AOGCMs の気温

平均, λ_0 : ベース期間の観測値精度, N : AOGCMs のモデル数, a, b, c, d : ガンマ分布の超パラメータ($=0.001$), である。式(8)の尺度母数より, u に近い値をとる AOGCMs は高精度(λ_i)と判断され, 式(10),(11)の加重平均において解析結果に反映される。サンプリングにおいては式(6)~(9)の正規分布 N およびガンマ分布 Ga に従う乱数を確率シミュレーションで算出し, 得られた標本 1000 個より ΔT_N の PDF を生成した。なお, 最終的に得られた式(3)の年変化量 ΔT_Y が過大であるものに関しては, 最近傍法³⁾を用いてベース期間の高層気温偏差により補正を行った。

4. 結果と考察

図 2 に, 夏季の気温変化量 ΔT_1 の PDF を示す。図には, 低温側から順に PDF 上の第 1~9 十分位数を示すプロットも併記した。ここで得られた PDF は非対称分布であり, 14°C 付近に気温偏差が集中することがわかる。

図 3 に, 2006 年夏~2008 年春の解析値分布と対応する観測値を示す。ここで, 気温から水温への変換式(1)の回帰係数は一宮における水温および地上気温観測値¹⁾より同定された $\alpha = 0.7$, $\beta = 3.4$ を用いた。図 3 より, 全体として解析値分布は観測値の季節変化の傾向をよく再現することがわかる。この期間において解析値分布の平均と観測値との平均誤差は 1.28°C となり, 本手法が一定の精度で対象地点の河川水温を予測できていることが確認される。しかしながら, 少し細部をみると, 春季・夏季の傾向として解析値分布は観測値より低温値をとり, 冬季では逆に高温値をとる。これはそれぞれ, AOGCMs の値が観測値よりも相対的に低温・高温に偏差していたためと考えられる。

図 4 に, 現在および将来における河川水温の推定分布を示す。現在期間と比較して将来期間では水温は平均で 0.6°C 上昇する。一方, 年格差は両期間ともに約 11°C であり, 現在から将来へかけての変化は見られなかった。これより, 本研究の現段階での解析手法からは, 河川水温は年較差を保ったまま全体的に昇温することが予測されることになる。

5. まとめ

本報では, 統計的ダウンスケーリング手法を用いて, AOGCMs の高層気温値より対象地点における河川水温の予測を行った。推定水温は観測水温を概ね再現しており, 本手法の有効性が示された。今後は, 予測結果の確率評価方法を精緻化して手法の改良を行う予定である。

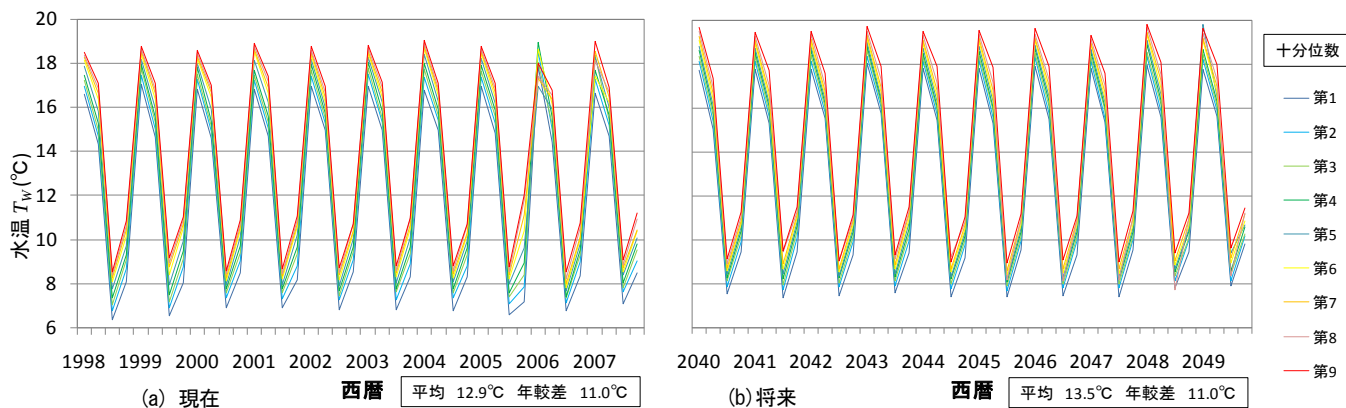


図 4 現在期間および将来期間における水温時系列の予測値

【参考文献】 1)宮本, 前羽, 中山, 道奥, 水工学論文集, 第 55 巻, 2011(印刷中). 2) Tebaldi C. et al., *Journal of Climate*, Vol.18, pp.1524-1540, 2005. 3) Groves D.G. et al., *Water Resource Research*, Vol.44, W124413, pp.1-16, 2008.