

一級水系における長期間・多地点水位観測 データ解析に基づく年最大水位の 長期変動トレンドの把握

LONG-TERM VARIATIONS AND TRENDS OF YEARLY MAXIMUM WATER LEVEL IN CLASS A RIVER SYSTEMS

片岡智哉¹・二瓶泰雄²
Tomoya KATAOKA and Yasuo NIHEI

¹正会員 博(工) 東京理科大学助教 理工学部土木工学科 (〒278-8510 千葉県野田市山崎2641)

²正会員 博(工) 東京理科大学教授 理工学部土木工学科 (同上)

Long-term trends of yearly maximum water level (YMWL) in 50 Japanese Class A river systems have been investigated by applying t test (parametric) and Mann-Kendall test (non-parametric) using hourly water level observed at 471 stations during 30 years from 1986 to 2015. No significant trend of mean YMWL in 7 regions and Japan were found with 95% confidence level, while YMWL slightly increased in most of regions and Japan. On the other hand, YMWL at 31 stations significantly increased with 95% confidence level, and that at 13 stations significantly decreased. The slope of the trend of all stations was ranged between -0.1 m/yr and 0.1 m/yr, and was shifted to positive domain. Therefore, our results indicate that the flood risk can increase during 30 years in Japan.

Key Words : Long-term trend, yearly maximum water level, t test, Mann-Kendall test, flood risk

1. はじめに

近年, 我が国の各地で河川氾濫が相次ぐことから, 気候変動による洪水リスクの増大が危惧されている. 欧米では長期間・多地点における水流量や河川流量の時系列データを用いた洪水リスクの長期変動トレンドに関する研究が盛んに行われている(例えば, 1), 2). Douglas et al.¹⁾は, Hydro-Climatic Data Network (HCDN)にある米国内1474観測所における1874年から1988年までに観測された河川流量データを用いて長期変動トレンドを調べた. 洪水流量には有意な増加トレンドが検出されなかったが, 低水流量に関しては中央アメリカで有意な増加トレンドがあることを明らかにした. また, Petrow and Merz²⁾は, ドイツ国内145観測所における1951年から2002年までの52年間の河川流量データを用いて洪水の規模, 頻度と季節性に関する8ケースの長期トレンドを調べ, 全てのケースで統計的な有意な増加トレンドが検出された.

一方, 我が国では, 降水量などの水文時系列データに基づき, 洪水リスクの長期変動トレンドは調べられてお

り(例えば, 3), 4), 全国的に年降水量が減少する傾向³⁾や短時間強雨(30mm以上の1時間降水量)の発生回数が増加する傾向⁴⁾が報告されている. 気候変動を考慮した降水量の将来予測でも年間の降水量や降水日数は減少するが, 短時間強雨の発生回数が増加することが指摘されており⁵⁾, 降水量の実観測データに基づく結果と整合的である.

このように河川流量や降水量の長期データに基づく長期変動トレンドを調べた研究事例は存在する一方で, 全国的な河川水位データに基づく長期変動トレンドの把握に関する研究事例は皆無である. 水位は避難勧告・指示の直接的な判断材料となり, その意味では流量よりも重要な指標といえる. また, 水位の計測精度は流量よりも一般的に高いことから, 河川水位の長期変動トレンドの把握は極めて有用である. そこで本研究では, 全国一級水系に整備されている水位観測所で計測された1時間毎の河川水位データを用いて1986年から2015年までの30年間にわたる全国的, 地域別, 並びに各観測所における年最大水位 (yearly maximum water level; 以下, YMWL) の長期変動トレンドを明らかにする.

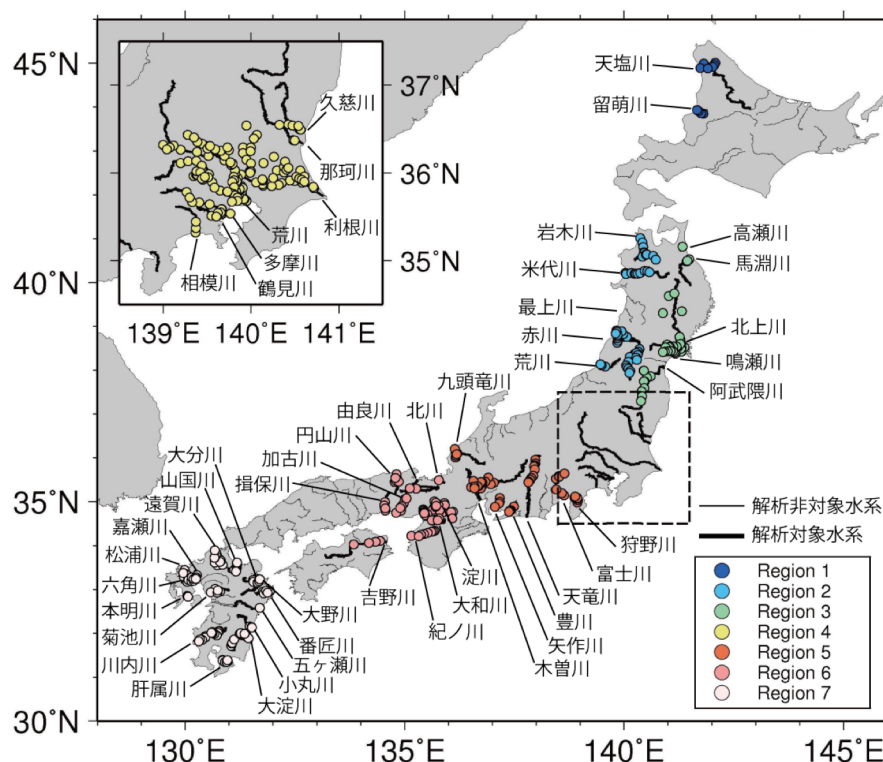


図-1 解析対象の一級水系と水位観測所の位置図。

記号は本研究で分類した地域（右下の凡例参照）を意味し、細実線及び太実線はそれぞれ解析非対象及び解析対象の水系の本川流路を示す。左上図は破線で囲まれた範囲の拡大図である。

2. 研究手法

(1) 解析対象の河川水位データ

本研究では、水文水質データベース (<http://www1.river.go.jp>) で公開されている1986年から2015年までの30年間にわたる1時間毎の河川水位データから各年のYMWLを計算し、トレンド解析に用いる。水位観測所は1930年頃から順次整備されていたため、観測所によって観測期間が異なる。そこで、解析対象期間の統一を図るため、1986年～2015年の30年間で継続して観測されている観測所を抽出した。さらに、いくつかの観測所では、30年間に観測施設の移設、零点高の変更及び観測誤差により、水位の急激な変化が見受けられた。そこで、各年のYMWLに加えて平水位（1年を通じ185日は下回らない水位）を計算し、平水位の経年変化から零点高の変更等の有無を確認した。もし平水位が急激に変化する場合、変化前のYMWLを除外することにした。これにより、一部観測所では観測年数が30年未満になるが、25年間以上のYMWLの経年変化が得られた場合、長期変動トレンドを計算することにした。以上の選定条件により、471観測所（50水系）のYMWLの経年変化を長期変動トレンド解析に用いた（図-1）。

(2) 長期変動トレンドの算定及び検定手法

YMWLの経年変化に基づき、1986年～2015年の30年間の長期変動トレンドを算定する。算定したトレンドにつ

いては、2種類の方法（パラメトリック検定及びノンパラメトリック検定）で有意性の検定を行い、統計学的な有意なトレンドを検出する。

一般に、トレンドの検定方法を大別すると、パラメトリック検定とノンパラメトリック検定の2種類がある。パラメトリック検定は、時系列の母集団がある確率分布（例えば、正規分布）に従うという仮定の下でトレンドの有意性を検定するものであるが、厳密な意味で、標本によってはその適用が妥当でない場合がある。一方、ノンパラメトリック検定は、パラメトリック検定のような分布型の仮定は設けず、データの大小の順位、すなわち順序尺度を利用するため、得られたデータ数が少なく、データが従う分布が仮定することが困難な場合に適用される。そのため、水文時系列の長期トレンド解析には、ノンパラメトリック検定が多く用いられる（例えば、1）-3）。

YMWLの長期トレンドを検定するにあたっては、分布型が正規分布かどうか特定できないが、本来パラメトリック検定を行うことができるデータに対してノンパラメトリック検定を行うと、トレンドが有意であるにも関わらず、有意でないと判断される可能性があり、検定の効率が悪くなる。そこで、本研究ではトレンドの有意性の検定にパラメトリック検定としてt検定とノンパラメトリック検定としてMann-Kendall検定を適用し、両者の検定結果が一致したものを有意なトレンドとして採用する。また、トレンドの傾きは両検定結果の平均値とした。

a) t検定（パラメトリック検定）

YMWLの時系列に線形トレンドがあるとする、次

式の線形回帰モデルで定義できる.

$$x_i = a + bt_i + e_i \quad (1)$$

ここで, x_i はYMWL (目的変数), t_i は観測年 (説明変数), a 及び b はそれぞれ切片と傾き (回帰係数) であり, e_i は観測されたYMWLとトレンドとの偏差 (誤差項) である. 各変数における添字 i は観測年に関する符号である ($i = 1, 2, \dots, N$). 線形回帰モデルでは, 誤差項 e_i が互いに独立で期待値 $E(e_i) = 0$, 分散 $V(e_i) = \sigma^2$ の正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うと仮定し, 最小二乗法で回帰係数 a 及び b を決定する. 得られた b に対して $b = 0$ の帰無仮説を立て, 有意水準 $\alpha\%$ で次式の統計量 T を検定する.

$$T = \frac{r\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (2)$$

ここで, r は t_i と x_i の相関係数であり, N は観測年数である. 統計量 T は分布に従い, 両側確率 $P(|T| > T_{1-0.005\alpha}) < 0.01\alpha$ であれば, 帰無仮説が有意水準 $\alpha\%$ で棄却され, 統計学的に有意なトレンドがあると判定される. なお, $T_{1-0.005\alpha}$ は t 分布の自由度 $N-2$ に対する両側確率 $\alpha\%$ に相当する t 値である. また, $b > 0$ の場合, YMWLの時系列は有意な増加トレンドを有し, 逆に $b < 0$ の場合, 有意な減少トレンドを有する.

b) Mann-Kendall検定 (ノンパラメトリック検定)

ノンパラメトリック検定には様々な手法があるが, ここでは水文時系列データの変動トレンドを検定するのによく利用されるMann-Kendall検定を用いる.

Mann-Kendall検定では, ランダムで独立な N 個の観測値 x_i ($i = 1, 2, \dots, N$) に対して以下の統計量 S を求める.

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (3)$$

ただし,

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1, & \theta > 0 \\ 0, & \theta = 0 \\ -1, & \theta < 0 \end{cases} \quad (4)$$

S の平均 $E(S)$ と分散 $V(S)$ は,

$$E(S) = 0 \quad (5)$$

$$V(S) = \frac{1}{18} \left[N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m y_i(y_i-1)(2y_i+5) \right] \quad (6)$$

ここに, y_i は, x_i ($i = 1, 2, \dots, N$) を降順に並べ替えたときに, 同じ値が連続して出現する個数を表し, m は同値が発生する組数である. これらから S を基準化した統計量 Z を算定する.

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{V(S)}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{V(S)}, & S < 0 \end{cases} \quad (7)$$

このとき, 統計量 Z は標準正規分布 $N(0, 1)$ に従う. 得られた Z に対して式(1)と同様に $b = 0$ の帰無仮説を立て, 有意水準 $\alpha\%$ で検定する. すなわち, 両側確率 $P(|Z| > Z_{1-0.005\alpha}) < 0.01\alpha$ であれば, 帰無仮説が有意水準 $\alpha\%$ で棄却され, 統計学的に有意なトレンドがあると判定される. なお, $Z_{1-0.005\alpha}$ は両側確率 $\alpha\%$ に相当する正規偏差である. また, 有意なトレンドが得られた時系列に対して, 次式のように全データ対 (x_i, x_j) の中央値をとることでトレンドの傾き (Kendall傾斜) を計算できる.

$$b = \text{Median} \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right), \quad 1 \leq i < j \leq N \quad (8)$$

なお, t 検定と同様に, $b > 0$ ($b < 0$) は有意な増加 (減少)トレンドを有する.

3. 結果

(1) 各地域と全国における年最大水位の長期変動トレンドの検定結果

まず広域的なYMWLの変動トレンドを把握するため, 各観測所の位置に基づき, 全国を7つの地域に分類し (図-1のRegion 1-7), 各地域と全国におけるYMWLの長期変動を調べた結果を図-2に示す. 図中の縦軸は, 各観測所の1986年のYMWLを基準とした偏差であり, 各地域に含まれる全ての観測所のYMWL偏差の全平均値 (図-2中の黒破線) 及び上位平均値 (各観測所におけるYMWLを降順で並べ, 上位1/3までの平均値, 図-2中の黒実線) の時系列データを表示している.

各地域のYMWL偏差の全及び上位平均値にわずかな増加・減少トレンドが見られた (図-2(a)-(g)). ただし, Region 1は天塩川及び留萌川水系のみを対象としたため, 地域の代表性が小さく, 対象水系の特有のトレンドが反映されていることに注意を有する. 各地域並びに全国におけるYMWL偏差の全平均値及び上位平均値に対して t 検定及びMann-Kendall検定を行った. いずれも有意水準5%では統計的に有意なトレンドは検出されなかったが, Region 2及び全国のYMWL偏差の上位平均値に有意水準10%で統計的に有意な増加トレンドが検出された. 実際, YMWL偏差の全平均値及び上位平均値ともにRegion 2で最もトレンドの傾きが大きい. 現段階で統計的な有意なトレンドではなかったが, 全平均値については, Region 2に次いでRegion 4, Region 6の順に増加トレンドの傾きが大きく, 全国のそれに比べても大きい (図-2中の赤実線). また, 上位平均値については, Region 2に

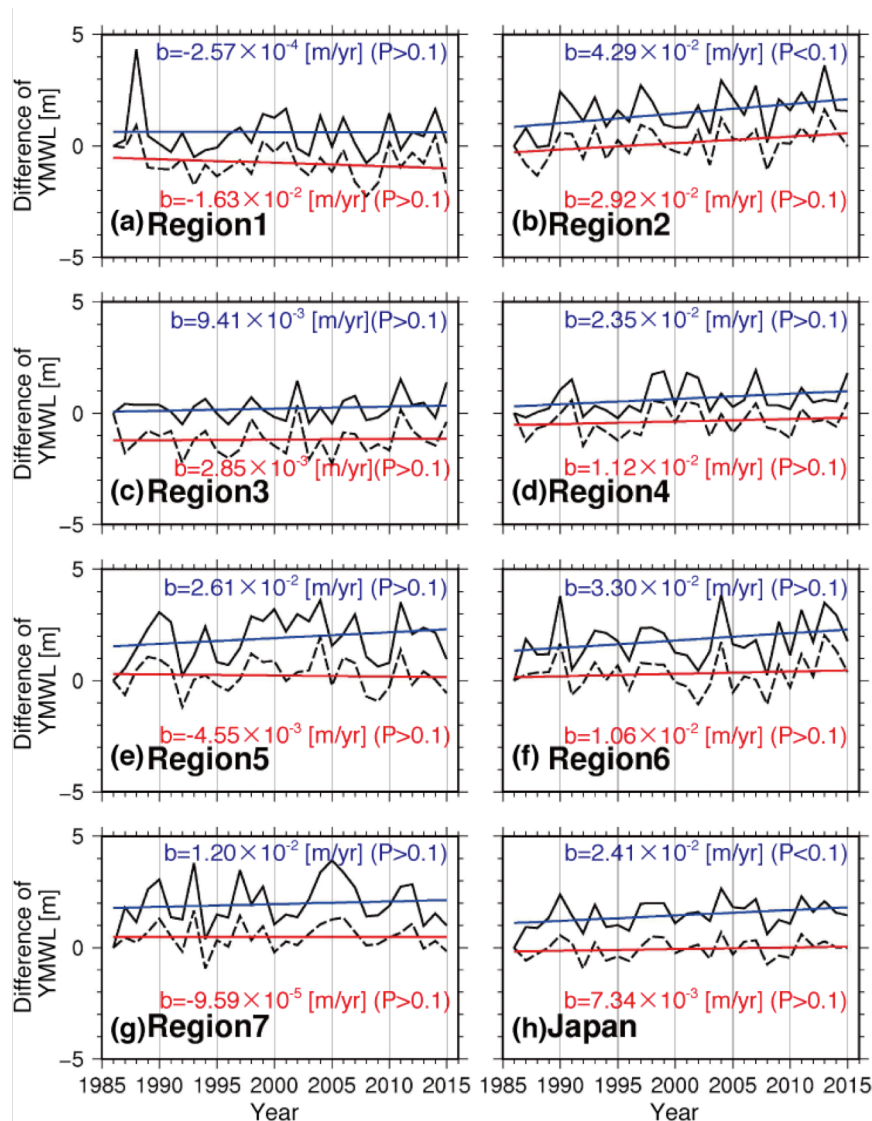


図-2 各地域(a)-(g)と全国(h)における年最大水位偏差（1986年の年最大水位を基準）の長期変動トレンド（なお、黒破線及び黒実線は、それぞれ全平均値と上位平均値の経年変化、赤・青実線は全・上位平均値の長期変動トレンドを意味する。各パネルの右上の数字はトレンドの傾きであり、括弧内はP値の範囲を意味する。）

次いでRegion 6 Region 5の順にトレンドの傾きが大きく、全国のそれに比べて大きい（図-2中の青実線）。

(2) 各観測所における年最大水位の長期変動トレンドの検定結果

各観測所におけるYMWLの経年変化を有意水準5%で検定した長期変動トレンドの空間分布を図-3に示す。YMWLに有意なトレンドが検出された観測所の数は、解析対象とした471観測所の内、44観測所（9.3%）であり、YMWLが31観測所（6.6%）で増加、13観測所（2.8%）で減少していた（表-1）。YMWLの有意トレンドを有する観測所が流域内にある水系数は、解析対象の50水系中22水系であり、YMWLの増加及び減少トレンドが確認された水系は、それぞれ16水系と10水系であった。なお、同一水系で増加と減少トレンドを示す観測所があるため、増加・減少トレンドの水系数の合計が22水系でないことに注意されたい。

各地域における長期変動トレンドの集計結果を表-1に示す。前節でYMWL偏差の上位平均値に有意な増加トレンドが検出されたRegion 2（東北地方日本海側）では、53観測所（5水系）の内、9.4%に相当する5観測所（2水系）で有意な増加トレンドが検出されたが、有意な減少トレンドは検出されなかった。解析対象とした観測所数の多いRegion 4（関東地方）では、144観測所の8.3%に相当する12観測所（5水系）で増加トレンド、1.4%に相当する2観測所（2水系）で減少トレンドが検出された。台風の通過頻度の高いRegion 7（九州地方）では、97観測所の5.2%に相当する5観測所（4水系）で増加トレンド、5.2%に相当する5観測所（3水系）で減少トレンドであり、比較的增加トレンドの割合が小さく、九州南部では減少トレンドであった。

以上から、Region 2（東北地方日本海側）及びRegion 4（関東地方）で増加トレンドを示す観測所の割合が多いことが示唆された。

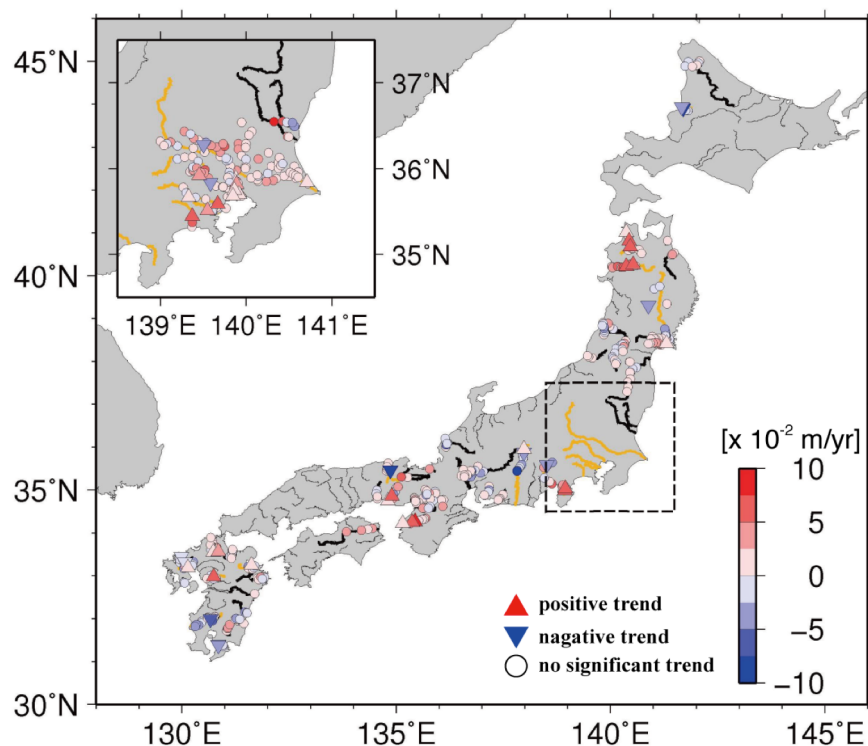


図-3 各観測所の長期変動トレンドの空間分布（左上図は破線で囲まれた範囲の拡大図である。マークはトレンドの有意性を示し、正・逆三角形は正・負の有意トレンドを意味する。記号の色は各観測所におけるトレンドの傾きである。細実線及び太実線はそれぞれ解析非対象及び解析対象の水系の本川流路を示し、有意なトレンドが検出された水系を橙色で示す）

4. 考察

1986年から2015年の30年間で全7地域及び全国においてYMWL偏差の全平均値と上位平均値のトレンドに有意水準5%で統計的な有意性はなかった（3(1)参照）。従って、現段階では全国や各地域の全域でYMWLが増加もしくは減少していると言いき難い。一方、どの地域も

全平均値のトレンドの傾きに比べ、上位平均値のトレンドの傾きが大きいことが興味深い。全平均値のトレンドは対象とする地域の全域でYMWLが増加・減少していることを示すのに対し、上位平均値は対象とする地域の一部でYMWLが増加・減少していることを意味する。特に、Region 2、5及び6におけるYMWL偏差の上位平均値のトレンドの傾きが、全国の上位平均値のトレンドの傾きよりも大きく、これらの地域で洪水リスクが高まっ

表-1 各地域で有意トレンドを有する観測所数と水系数（なお、各行の括弧内の数値は水系数を意味し、上段が有意トレンドを有する数、下段が有意でないトレンドを有する数を示す。水系名の太字は流域内の観測所に有意なトレンドがあることを意味する）

地域	対象数	増加 トレンド	減少 トレンド	対象水系名
Region 1	12 (2)	0 (0) 4 (1)	2 (1) 6 (2)	留萌川, 天塩川
Region 2	53 (5)	5 (2) 33 (5)	0 (0) 15 (2)	米代川, 赤川, 最上川, 荒川, 岩木川
Region 3	45 (5)	1 (1) 27 (5)	1 (1) 16 (2)	鳴瀬川, 北上川, 馬淵川, 高瀬川, 阿武隈川
Region 4	144 (7)	12 (5) 102 (7)	2 (2) 28 (5)	利根川, 那珂川, 鶴見川, 多摩川, 相模川, 荒川, 久慈川
Region 5	55 (7)	3 (2) 26 (6)	2 (2) 24 (5)	矢作川, 木曽川, 豊川, 富士川, 天竜川, 狩野川, 九頭竜川
Region 6	65 (9)	5 (2) 44 (9)	1 (1) 15 (5)	淀川, 由良川, 揖保川, 北川, 大和川, 吉野川, 紀の川, 加古川, 円山川
Region 7	97 (15)	5 (4) 44 (11)	5 (3) 43 (14)	六角川, 本明川, 番匠川, 大淀川, 大野川, 大分川, 川内川, 松浦川, 小丸川, 山国川, 五ヶ瀬川, 菊池川, 肝属川, 嘉瀬川, 遠賀川
全国	471 (50)	31 (16) 280 (44)	13 (10) 147 (35)	-

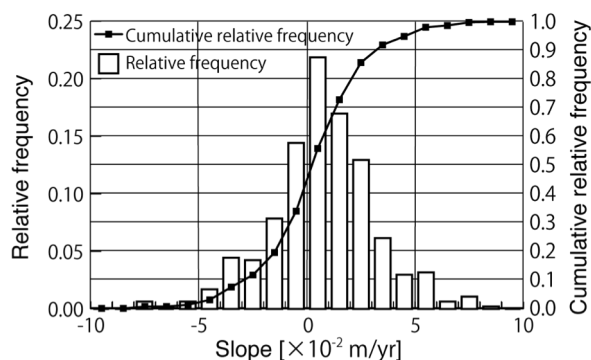


図-4 長期トレンドの傾きの相対度数と累積相対度数。

ている可能性がある(図-2)。より詳細に各観測所におけるYMWLの長期トレンドを見たところ、Region 1を除き、どの地域にも有意水準5%で有意な増加トレンドを有する観測所が多数検出された(表-1)。

そこで有意検定結果に関わらず、YMWLの長期変動トレンドの傾き(検定とMann-Kendall検定の傾きの平均値)の頻度分布を図-4に示す。長期変動トレンドの傾きの中央値が $+0.70 \times 10^{-2}$ m/yrであり、全体の66%の観測所で長期変動トレンドに正の傾き、34%の観測所で長期変動トレンドに負の傾きがあり、全体的に正方向にシフトしていた。トレンドの傾きが $+5 \times 10^{-2}$ m/yr以上の地点が全体の5%も存在しており、特定の地域で洪水リスクが増加している可能性が示唆された。

ここで示したYMWLの長期トレンドの増加・減少には、気候変動による降雨イベントの変化や河川整備による河道流況変化などの複合的な要因が考えられる。気候変動は短時間強雨や大雨の発生回数を増加させると予想されている⁵⁾。現時点で気候変動によるものか断定はされていないが、長期間の降水量データから実際に短時間強雨や大雨の発生回数が99%信頼水準で統計的に有意に増加していることが確認されている⁴⁾。これらはYMWLの長期トレンドの増加に寄与していた可能性がある。一方で、気候変動は無降水日数を増加させることも予想されていることから、今後地域によってはYMWLが減少する可能性もある。また、YMWLの増減は河川整備の進展や洪水調整機能を有するダム・調節地による影響も含有する。例えば、ダムによる洪水調整は下流域の水位を減少させる一方、堤防整備による氾濫抑制効果は水位増加を引き起こす。

従って、現時点でYMWLの増加・減少の要因が気候変動の影響を含めた降雨変動トレンドに伴うものか不明であるが、各地域や観測所の長期トレンドに上昇傾向が確認されたことから、今後はデータを蓄積してYMWLの長期トレンドに注視しながら、気候変動に適応して地域に応じた適切な治水対策を講じることが必要不可欠である。

5. 結論

日本全国における50の一級水系における471観測所で1986年から2015年の30年間で観測された1時間毎の河川水位データから年最大水位(YMWL)の経年変化を調べ、2種類のトレンド検定(t検定とMann-Kendall検定)を実施することで、全国におけるYMWLの長期変動トレンドを調べ、以下の結論を得た。

- (1) 全国及び7地域におけるYMWL偏差(1986年のYMWLに対する偏差)の全平均値と上位平均値にわずかな上昇傾向があったが、現段階で統計的に有意な長期トレンドではなかった(有意水準5%)。
- (2) 各観測所におけるYMWLの長期変動トレンドを調べたところ、22水系流域にある44観測所(9.3%)で有意な長期変動トレンド(有意水準5%)があり、16水系流域の31観測所(6.6%)でYMWLが増加、10水系流域の13観測所(2.8%)で減少していた。
- (3) 471観測所における長期変動トレンドの傾きの頻度のピークは、わずかに正方向にシフトしており、全体66%の観測所で正の傾き、34%で負の傾きを有していた。YMWLの増加減少には気候変動や河道整備による複合的な要因があり、今後データを蓄積し、YMWLの長期トレンドを注視していくことが必要である。

謝辞：本研究を用いた水位データは、水文水質データベースを運営する河川情報センターから提供を受けたものである。本研究の一部は、科学研究費補助金・基盤研究(A)(研究代表者：二瓶泰雄)によって実施された。ここに記し、謝意を表する。

参考文献

- 1) Douglas, E.M., Vogel, R.M. and Kroll, C.N.: Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation, *J. Hydro.*, Vol. 240, pp. 90-105, 2000.
- 2) Petrow, T. and Merz, B.: Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002, *J. Hydro.*, Vol. 371, pp. 129-141, 2009.
- 3) 徐 宗, 竹内 邦, 石平 博: 日本の平均気温・降水量時系列におけるジャンプ及びトレンドに関する研究, *水工学論文集*, Vol. 46, pp. 121-126, 2002.
- 4) 気象庁: 気象監視レポート2015, http://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/monitor/2015/pdf/ccmr2015_all.pdf, 2015.
- 5) 気象庁: 地球温暖化予測情報 第9巻, <http://www.data.jma.go.jp/cpdinfo/GWP/index.html>, 2017.
- 6) 気候変動に適応した治水対策検討小委員会: 水災害分野における気候変動適応策のあり方について, http://www.mlit.go.jp/river/shinngikai_blog/shaseishin/kasenbunkakai/shouuinkai/kikouhendou/pdf/1508_02_toushinhonbun.pdf, 2014.

(2017. 4. 3受付)