

ベンガル地域の気象水文量の長期変化と地球規模現象との相関・因果関係の解明

村岡 和満¹・朝位 孝二²

¹正会員 国土交通省 山口河川国道事務所 (〒747-8585 山口県防府市国衙1-10-20)

E-mail: muraoka-k87km@mlit.go.jp

²正会員 山口大学大学院教授 創成科学研究科 (〒755-8611 山口県宇部市常盤台2-16-1)

E-mail: kido@yamaguchi-u.ac.jp

水災害に対し世界で最も脆弱な国土を有しているバングラデシュと周辺のベンガル地域において、降水量、河川水位の時系列変化傾向と、エルニーニョおよびインド洋ダイポールに関する指数 SOI、DMI との相関・因果関係について、統計学的解析手法を使って分析した。1985～2016 の 32 年間の月降水量は、バングラデシュの中部～北部地域で減少傾向で、特に中部で有意であること、南部～南東部で変化無し、または上昇傾向であることがわかった。32 年間の月降水量の変化の傾きは、116 年間のそれよりも大きいこと、さらに、Cross-Wavelet コヒーレンス、VAR-LiNGAM の解析結果から、降水量は SOI よりも DMI との相関が強いこと、また、DMI、SOI から降水量に対して因果関係も存在していることが明らかになった。

Key Words : Bangladesh, hydro-meteorological data, Mann-Kendall, wavelet transform, VAR-LiNGAM

1. はじめに

近年、我が国では「これまでに経験したことのないような雨」「重大な危険が差し迫った異常な状況」などといった言葉が毎年聞かれるようになってきた。降水量や河川水位においては観測史上最大(最小)を記録するなどといった異常現象が頻発しており¹⁾、年々、土砂災害、高潮、洪水あるいは渇水といった水災害の激甚化が著しくなっている²⁾³⁾⁴⁾。このような水災害の激甚化は、地球温暖化による気候変化が影響していると指摘されており⁵⁾、我が国のみならず世界に目を向けても状況は同じである。特に大河川の下流デルタ地帯に位置し、気候変動の影響を大きく受ける開発途上国での水災害の状況は深刻であり、経済発展を妨げている最も大きな要因になっている⁴⁾⁵⁾。

本研究で対象とした南アジア・ベンガル地域のバングラデシュ人民共和国は、ガンジス川(Ganges)、ブラマプトラ川(Brahmaputra)、メグナ川(Meghna)の3つの国際河川(総流域面積:172万km²、以下GBMという)の下流デルタ地帯に位置し、周りをインド、ミャンマーに囲まれた開発途上国である。国土の約8割が洪水氾濫原であり、そのうちの約5割が標高5m以下の低平地であるため、年間降水量約2,200mmの約80%が集中する雨季(5月～10月)には、平均すると毎年国土の約2割

が浸水している⁶⁾。バングラデシュでも水災害の状況は深刻であり、1998年の大洪水では国土の68%が浸水、特に近年では東北部のフラッシュ洪水や南東部の土砂災害での被害も深刻になっている⁷⁾⁸⁾。このような気象条件、洪水に対して脆弱な地形条件、1974年比で約2倍となった人口及び経済発展による社会環境の変化などの要因により、2004年6月の洪水では、3,600万人を超える被災者が発生し、約22億ドルの多大な経済被害が生じている⁹⁾。水災害の激甚化は地球温暖化による気候変化が影響していると指摘されている²⁾ものの、開発途上国では水文観測データ収集に多くの困難が伴い、その地域の降水量や河川水位の長期的変化傾向とその要因を定量的に明らかにした研究成果は少ない。今後バングラデシュの水資源分野に対し効果的な国際協力を行うためには、水文観測データを入手し、それらの長期変化傾向と地球規模現象との相関・因果関係を明らかにしておくことが重要である。

本研究では、バングラデシュ気象局(Bangladesh Meteorological Department)、バングラデシュ水開発庁(Bangladesh Water Development Board)より提供を受けた降水量、河川水位流量等の気象水文データ¹⁰⁾¹¹⁾と、エルニーニョ/ラニーニャの指標である南方振動指数SOI¹²⁾、インド洋ダイポールモード現象の指数DMI¹³⁾等の気候変動指数を用いて、長期変化傾向と変動の特徴を分析する

とともに、降水量の変動に影響を与えている要因を定量的に明らかにすることを目的とした。具体的には、1)バングラデシュ 32 年間の月降水量の長期変化傾向、2)インドを含めた月降水量 116 年間¹⁴⁾と近年 32 年間の変化傾向の比較、3)降水量の閾値分析による極端な気象の変化傾向、4)三大河川 (GBM) 30 年間の水位の長期変化傾向、5)月降水量の長周期変動パターンと SOI・DMI との相関関係、6)月降水量と SOI・DMI の因果関係についてそれぞれ分析した。月降水量、河川水位等の季節周期性をもった時系列データを解析する際は、Loess 法¹⁵⁾を用いて周期成分を除去するとともにトレンド成分を抽出し、Mann-Kendall 検定^{16), 17), 18), 19), 20)}を用いて長期的変化傾向を、Wavelet 変換²¹⁾、Cross-Wavelet²²⁾変換を用いて気候変動のパターンと相関分析を行った。また、因果関係の分析については、ベクトル自己回帰モデル VAR を基本とした統計的因果推論手法の一つである VAR-LiNGAM²³⁾を気象水文データに適用した。

2. 既往研究

バングラデシュの水災害については、一部の河川流域で流出解析を行い国外からの流入量を推定し、洪水災害の要因を分析した先行研究²⁴⁾があるが、現地調査・水文観測・データ収集には多くの困難が伴った²⁴⁾、と述べている。中尾²⁵⁾は、バングラデシュの治水計画のあり方について、流域の開発状況と洪水の特性を FAP (Flood Action Plan)²⁶⁾と対比させ評価しているが、十分なデータが得られなかったことから洪水の定量的な解析精度を今後の課題としている。また、充実した水文データが得られれば、各水系の水文モデルもより精密になり、各種施策の評価をより確実に下せるようになると述べている。近年では、土木研究所の古谷ら²⁷⁾が、バングラデシュの水災害について被災地域の社会経済構造・被災者の避難行動・被害軽減システムを分析することにより、被災の特徴をから地域にあった被害軽減体制の強化方策を提案しているが、水文データに着目した要因分析については対象とされていない。また、Kwak²⁸⁾は、MODIS 衛星データを用いてバングラデシュ全土の浸水マップ作成手法を開発しているが、降水量や河川水位との関係までは述べられておらず、水文データを活用した浸水要因の分析までには至っていない。

一方で気候変化に関する研究では、気象水文データの長期変化傾向を分析するための手法として、移動平均法などにより時系列を平滑化し、t 検定で回帰直線の傾きの有意差を求める手法があり、メコン河中流域の水文時系列データの長期変化傾向を分析した研究例がある²⁹⁾。しかし、1.で述べたように水災害の激甚化が著しくなっ

てきていることを考慮すると、水文時系列は非定常性過程として統計解析を行うことが望ましい³⁰⁾と考えられる。最近では、非定常性の検定手法として、ノンパラメトリック法である Mann-Kendall 検定を用いることが一般的であり³¹⁾、これまで多くの研究が行われている。例えば西岡・寶³²⁾は、日雨量が 100 年間で 25%増加する系列の場合、90%の確からしさで傾向変動をもつと判断するためには、100 年間のデータが必要であることを示している。しかし、バングラデシュでの観測データの蓄積年数は高々 32 年程度である。従って、変化傾向を感度良く検出するためには、時系列の時間方向に対するフィルタリングなど、なんらかの工夫が必要である。また、水文時系列の時間一周波数特性や気候変動指数との相関関係を Wavelet 変換、Cross-Wavelet 変換を使って求める手法があり、いくつかの研究事例が報告されている^{33), 34)}が、バングラデシュ全土の観測データを解析した研究事例はない。

バングラデシュの洪水の要因分析を行った先行研究では定性的に分析しているものがほとんどであるため、統計学的に基づく定量的な研究が必要である。時系列データ同士の因果関係を求める手法として、経済学の研究で用いられているベクトル自己回帰モデル VAR を用いた Granger 因果性検定³⁵⁾、予測誤差分散分解³⁶⁾、LiNGAM (Linear non-Gaussian Acyclic Model)^{36), 37)}等があるが、バングラデシュの河川水位観測所の時系列データ同士の因果関係を分析した研究事例³⁸⁾以外では、気象水文データに適用した研究はほとんど行われていない。

ベンガル地域においては、一部の地域で気象水文観測データの変化傾向を分析した先行研究があり、例えば Lajenjam ら³⁹⁾は、インド東北部の気象観測所 30 箇所の降水量、平均気温、雨の日数等について約 30 年間の長期変化傾向を分析し、有意な変化があることを明らかにしている。バングラデシュでは、Rahman ら⁴⁰⁾が最大 69 年間の降水量のパターン変化を Wavelet 解析を用いて分析している。また Nury and Hasan⁴¹⁾は、約 30 年間の雨量指数 SPI の変化傾向と、南方振動指数 SOI の相関関係を分析している。このようにいくつかの先行研究があるが、いずれも一部の地域を対象としたものであり、ベンガル地域全体の観測データを統合的に解析した研究例はない。

バングラデシュはベンガル湾からの強い南西モンスーンの影響を直に受ける地域である。日本の梅雨前線は、ベンガル湾の暖かく湿った大気が、チベット高原の南側をまわるモンスーン気流にのって中国大陸の華中・華南を経由して日本付近に流れてくることによって形成されることを考慮すると、この地域の気候変化、すなわち長期水文観測データの傾向を分析把握することは、バングラデシュのみならず日本の気候変化を解明する上でも極めて重要である。

表-1 気象水文データセットと分析対象

データの種類	国	観測所数 (地域)	データ期間 (欠測期間含む)	観測所数 (地域)	分析対象 データ期間	Data Source
気象	Bangladesh	35	32年(1985～2016)	35	32年(1985～2016)	BMD
		268	31年(1987～2017)	※BMDデータの欠測補填に利用		BWDB
	India	1	116年(1901～2016)	1	116年(1901～2016)	IMD
		(27)	146年(1871～2016)	(7)	116年(1901～2016)	IMD
水文	Bangladesh	216	31年(1987～2017)	4	30年(1987～2016)	BWDB
気候変動	—	1	153年(1866～2018)	1	116年(1901～2016)	NOAA ESRL
	—	1	149年(1870～2018)	1	116年(1901～2016)	JAMSTEC

BMD: Bangladesh Meteorological Department, BWDB: Bangladesh Water Development Board

IMD: Indian Meteorological Department, JAMSTEC: 国立研究開発法人海洋研究開発機構, ESRL: Earth Systems Research Laboratory

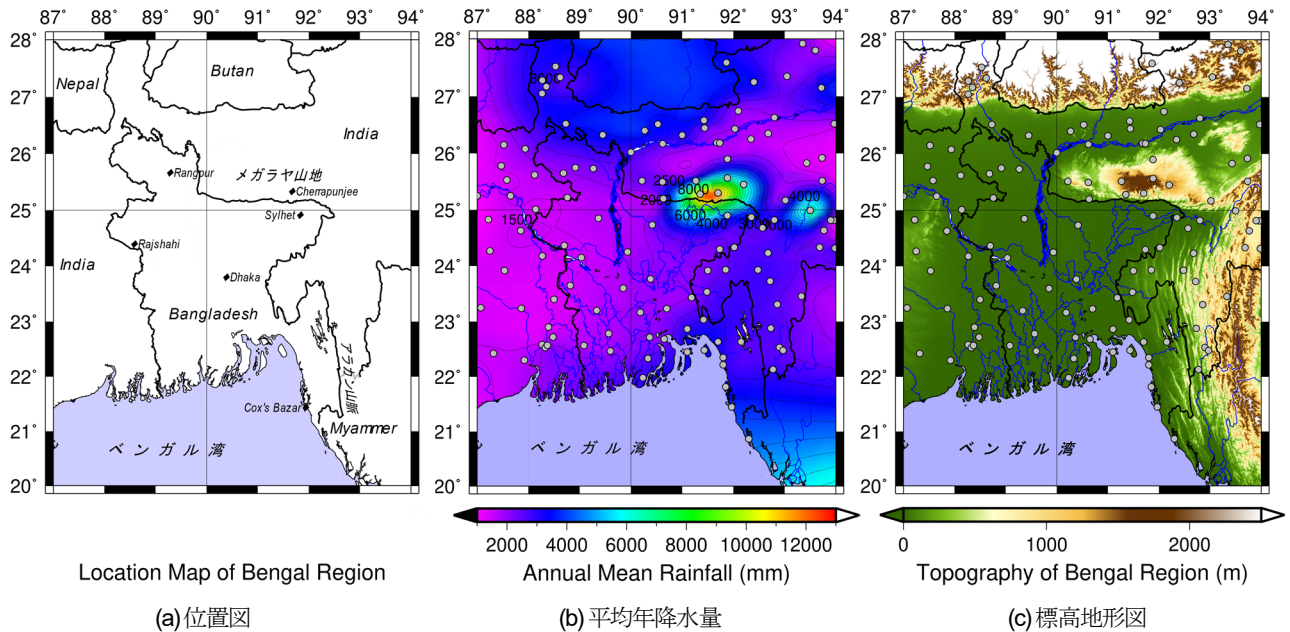


図-1 ベンガル地域の平均年降水量と標高地形図

3. ベンガル地域の気象水文データと洪水の状況

(1) 気象水文データ

バングラデシュでは様々なドナーの協力のもと、これまで蓄積されてきた観測データが電子化されたデータベースとして整備されてきている^{42) 43)}。データ入手は比較的容易になってきているものの、データ取得のためのコストが高価であるため、全てのデータを取得するのは未だ困難な状況である。一方、インドの気象水文観測の歴史は古く、データの蓄積期間は100年以上と比較的充実しており、州や管区毎の月平均や年平均など、後処理されたデータは公開されているものの、日雨量等の詳細な観測データ(生データ)の取得には高いコストや煩雑な手続きが必要となり事実上の困難を伴う。

本研究では表-1に示すとおり、バングラデシュからは観測値である生データを、インドからはインド熱帯気象研究所で公開されている観測値を統計処理した加工済みデータ¹⁴⁾を入手した。観測期間はインドでは100年以

上、バングラデシュでは約30年であり蓄積期間に差があるため、例えば、相関・因果分析等、複数のデータを比較する分析項目では、それぞれのデータの期間を統一させた。

(2) バングラデシュの降水量

ベンガル地域の各観測所において、30年間(1985～2014)の平均年降水量を算出し、コンターを描いたものを図-1(b)に示す。年間降水量の極大値を持った地域がメガラヤ山地中央部付近とマニプール州付近の2箇所に集中しており、図-1(c)の標高地形図と比較すると、南西からの夏季インドモンスーンが山地にぶつかって収束する箇所と一致している。ベンガル地域は世界最大級の豪雨地帯であり、特にメガラヤ山地の南側に位置するCherrapunjeeは、年間降水量(26,461mm, 1860年8月～1861年7月)の世界最高記録を持っている⁴⁴⁾。図-2にCherrapunjee(位置は図-1(a)を参照)の月降水量の推移を示す。雨季の月降水量は、概ね3,000～4,000mmであるが、

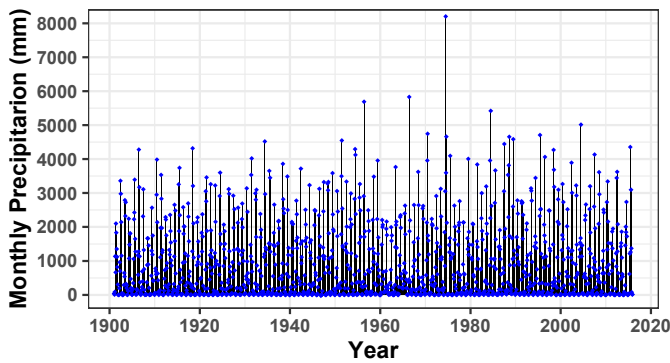


図-2 Cherrapunjee の月降水量(1901～2015)

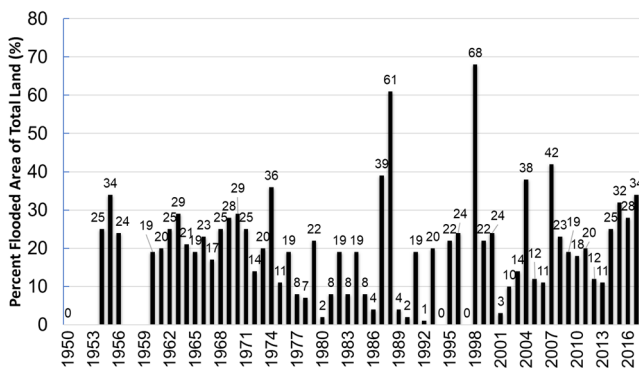


図-3 年毎の氾濫面積率 (1950～2017)

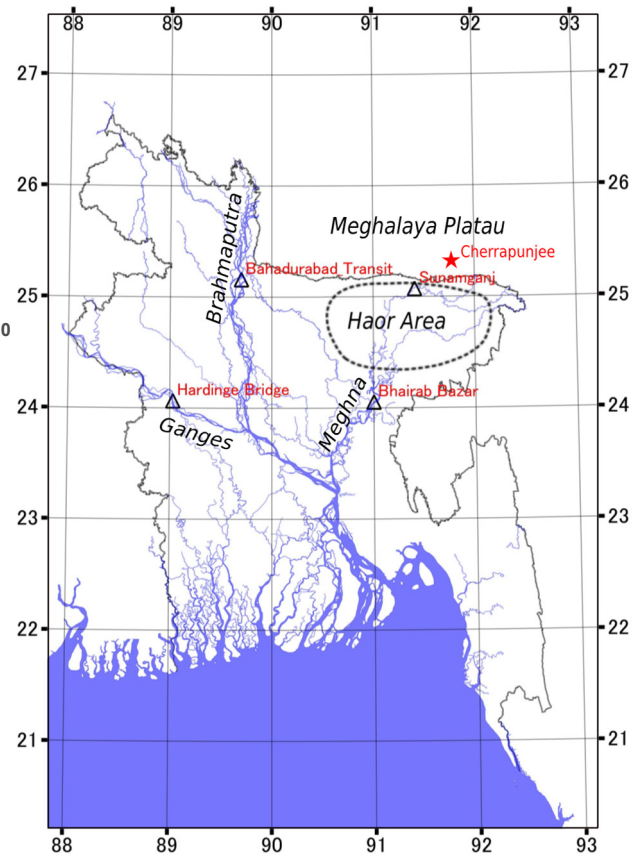


図-4 GBM 代表水位観測所とバングラデシュ雨量観測所位置図

8,000mm を超える月を記録した年も見られる。メガラヤ山地の降水量の極大域は、山地の南側で発生しており、この降水による流出水が国境を越えて直下流のバングラデシュに流れ込んで洪水が頻発する。

一方、バングラデシュの年降水量は、メガラヤ山地に近い東北部 Sylhet と、ミャンマーとの国境を形成するアラカン山脈に近い南東部 Cox's Bazar 付近で約 4,000mm であるが、首都 Dhaka や Rangpur, Rajshahi など中央から西部にかけては、1,500mm から 2,000mm と比較的少ない。

(3) バングラデシュの洪水

毎年の国土面積に対する氾濫面積率⁴⁵⁾を図-3に示す。特に、氾濫面積が国土の 30%を超えた年(1954, 1974, 1987, 1988, 1998, 2004, 2007, 2015, 2017)を大洪水の年としており、およそ 7 年程度の間隔で発生している。洪水被害は主に、(a) GBM の大規模氾濫、(b)インドとの国境から流入する支川のフラッシュ洪水による氾濫、(c) ハオールの氾濫(特殊な地域特性を有することによる被害)(d)高潮による氾濫の 4 つに分類される⁴⁶⁾。特に 1998 年には、Brahmaputra と Ganges の洪水がほぼ同時に生じ、国土の 68%が約 70 日間にもわたって浸水し「今世紀最悪の」と形容された大洪水が襲った。

メガラヤ山地の南側にあたるバングラデシュ北東部に

は、標高 3～5m のハオール (Haor) と呼ばれる広大な窪地が存在し、雨季にはインドからの流出水がこのハオールに一時的に貯留され、その湛水面積は約 8,600km²にも及んでいる⁹⁾。特に、乾季の終わりの 3 月下旬～4 月にかけて発生する季節外れの大雨によるフラッシュ洪水で、ハオールに作付けされた収穫前の米が全滅になる、といった大被害が近年しばしば報告されている⁴⁷⁾。なお、ハオールは雨季に浸水することが通常状態であるため、図-3 の氾濫面積率には含まれていない。

1988, 1998, 2007, 2017 年における GBM 代表水位観測所とハオール (Haor) の位置を図-4 に、代表地点の水位変化を比較したものを図-5 に示す。1988 年と比較すると、Ganges および Brahmaputra では、乾季の水位が低くなっている傾向が図-5(a)および(b)からみてとれる。これは気候変動により流域の降水量が減少している、あるいは、河床が低下している等、いくつかの理由が考えられる。図-5(c)の Meghna の水位観測所 SW273 地点は感潮区間に位置しており、乾季の水位はほとんど変化がないが、雨季は若干の減少傾向が見られる。一方、図-5(d)の Haor では 3 月下旬から 4 月にかけて水位が高くなる傾向がみられる。これは、Haor の直上流にあたるメガラヤ山地の南側で、気候変動の影響により、特に乾季の終わりに季節外れの大雨が増加したものと考えられる。

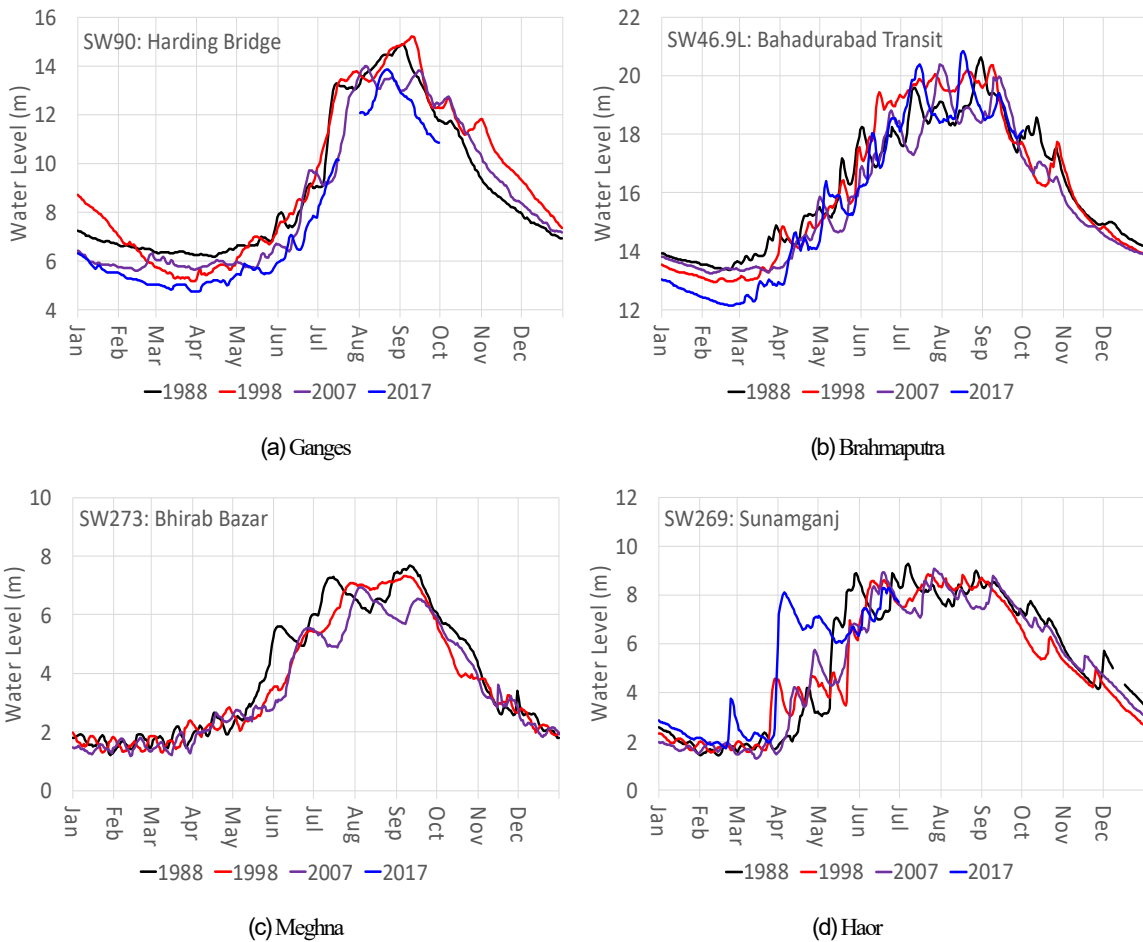


図-5 1988, 1998, 2007, 2017年における GBM 代表観測所の水位変化

4. 解析手法

(1) データの前処理

ベンガル地域は明確な雨季と乾季が存在する。このため、降水量、河川水位・流量ともに、1年(12か月)の明確な周期性をもった時系列となり、気候変動規模の傾向を把握する場合、季節性を考慮した解析手法を適用、あるいは、フィルタリング等、何らかの前処理が必要となる。

時間方向に対するフィルタリング手法としては、移動平均法が一般的である。SOI の原系列に 121 ヶ月の移動平均を施すと、トレンドを求めることができる。さらに、原系列からトレンドを取り除き、残った時系列に対して 13 ヶ月移動平均を施すと、エルニーニョに特徴的な時間スケールの時系列を求めることができる³¹⁾。しかし、今回解析対象としたデータは 32 年間(384 ヶ月)であるため、移動平均法では、前後 120 ヶ月分のデータが削除され 144 ヶ月分の時系列データとなり、解析に対して十分なデータ数を確保することができない。従って本研究では、局所的に重み付けされた散布図平滑化 (Loess) をつけたフィルタリング手法である STL (Seasonal and

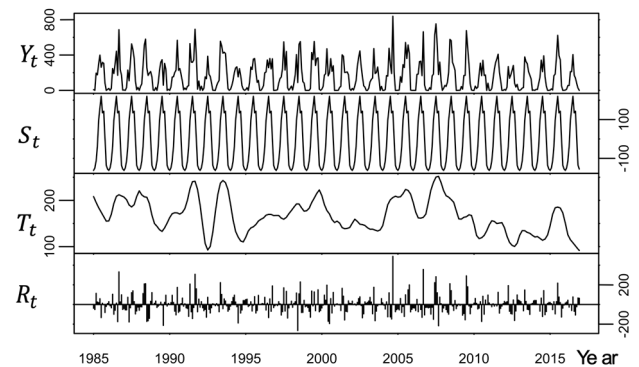


図-6 ダッカの月降水量の STL 分解

Trend decomposition using Loess)¹⁹⁾を適用することとした。原系列 Y_t は、STL を使って以下の式で説明できる。

$$Y_t = S_t + T_t + R_t$$

ここで、 S_t は季節変動成分、 T_t はトレンド成分、 R_t は残差である。一例としてダッカの月降水量を STL 分解したものを図-6 に示す。図中の最上段が原時系列 Y_t 、二段目が季節変動成分 S_t 、三段目がトレンド成分 T_t 、下段が残差成分 R_t である。

本研究では、原系列 Y_t に加えて、 S_t と R_t を除去したトレンド T_t についても解析対象とし、原系列で解析した場

合と比較した。気候変動指数との相関・因果関係を解析する際は、観測データの原系列を標準化降水指数 SPI に変換し、解析する時系列データとした。

なお、観測データの異常値および欠測については、近隣の観測所のデータで補完した。また、月単位の欠測についてはカルマン平滑化モデル⁴⁸⁾を用いて補完した。

(2) 長期変化傾向の分析

a) Mann-Kendall 検定

インドの Cherapunjee 地点およびバングラデシュの 35 地点を併せた計 36 箇所の観測所の月降水量、および 3 箇所の河川水位に対し Mann-Kendall 検定（以下 MK 検定とする）¹⁷⁾を適用した。

MK 検定は、ノンパラメトリックな手法の一つであり、トレンドが線形か非線形にかかわらずトレンドを検出できる手法で、欠測や外れ値の影響を受けにくいという特徴がある。具体的には、サンプル数 N の時系列において、 i 番目の値より大きい値が i 番目の後ろにいくつあるかを示した統計量 S を計算する。独立で同一の確率分布に従うという帰無仮説 H_0 と同一の確率分布に従わないという対立仮説 H_1 をたて、統計量 S を基準化した標準統計量 Z を計算して、帰無仮説が採択できるかを判定し、統計的有意性を検定する。このとき、トレンドの傾きを表す Sen's Slope が計算できる。

本解析では、有意水準 1%と 5%で変化傾向の有無を判定し、有意な変化傾向を示した場合に Sen's Slope を求めた。統計量 S , Sen's Slope を含め MK 検定の詳細は、付録(1)を参照されたい。

b) Seasonal Mann-Kendall 検定

Seasonal Mann-Kendall 検定（以下 SMK 検定とする）¹⁹⁾では、時系列の季節性を考慮に入れる。これは 12 ヶ月の季節性を持つ月次データについて、時系列全体で傾向があるかどうかを見つけようとするのではなく、その月毎に傾向があるかどうかを判定する手法である。

MK 検定と同様に 36 箇所の観測所の月降水量および 3 箇所の河川水位に対し SMK 検定を行い、月毎の変化傾向について有意水準 1%と 5%で判定した。さらに Seasonal Sen's Slope を計算し MK 検定の結果と比較した。

(3) 時間周波数解析と相関分析

a) Wavelet 解析

ベンガル地域の降水量の時間一周波数特性を解析するために Wavelet 変換を適用する。Wavelet 変換は、高い周波数のときは時間幅を短縮し、低い周波数のときは時間幅を広げる基底を用いるため、局所的な周波数情報が得られ効率的な時間周波数解析が可能である。

本研究では、DMI, SOI, 月降水量の原系列に対する時間一周期成分とその強度を把握することを目的に、

Wavelet パワースペクトル, Wavelet の相関と位相を求めるため、大気現象、海洋現象の解析にしばしば用いられている連続 Wavelet 変換を適用した。対応する窓関数には Morlet wavelet を用いた。

b) Cross-Wavelet コヒーレンス解析

気候変動指数の SOI および DMI がベンガル地域の降水量の変化に対し、時間一周期的にどのように影響を与えているかを把握するために、Cross-Wavelet コヒーレンス解析を解析手法として適用した。

(4) 因果関係の分析

因果関係において、降水量や変動に対して影響を与える要素を明らかにすべく、VAR (Vector Auto Regressive) モデルを基本にした VAR-LiNGAM を適用する。ここでは、DMI, SOI とそれぞれの地点の月降水量を組み合わせ、VAR-LiNGAM で因果関係の向きと強さを推定した。結果は、因果関係ダイアグラム (DAG) で表現することとした。

なお、これまでに示したデータ解析手法は、付録(1)~(6)にそれぞれ詳細を説明した。解析手法には、オープンソース・フリーソフトウェアでライブラリが充実している統計解析向けのプログラミング言語 R⁴⁹⁾を用いた。

5. 解析結果と考察

(1)トレンド解析の進め方

最初に地点毎の観測データを有しているバングラデシュとインド Cherapunjee 地点の解析を行い、変化傾向を分析する。次にインドの地域毎に統計処理されたデータを解析し、バングラデシュの結果と比較することにより、本研究の目的であるベンガル地域全体の降水量変化傾向を解明することとした。

(2) ベンガル地域の降水量変化傾向

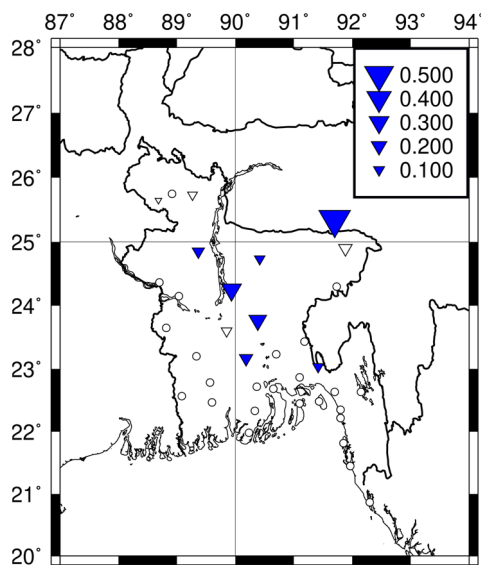
a) バングラデシュの月降水量 32 年間

図-4 に示すインドの 1 地点、バングラデシュの 35 地点における 1985 年から 2016 年の 32 年間の月降水量について MK 検定, SMK 検定, および月降水量の季節変動を除去したトレンドについて MK 検定で解析した。その結果は表-2 に示している。有意な傾向があるとはいえない地点を N, 5%水準で有意ならば*, 1%水準に対しては**と表示した。

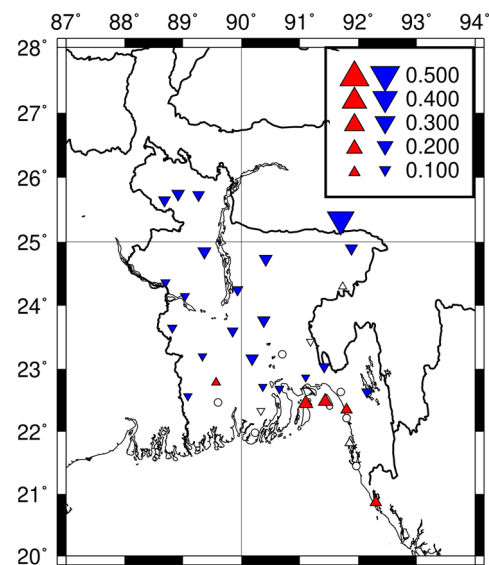
原系列, すなわち月降水量の時系列データの MK 検定結果は、すべての地点において有意な変化傾向が検出できなかった。これは、原系列が 12 か月の周期変動を含んでいるため、MK 検定では有意な変化傾向を十分に検出できないということが示唆される。ただし、統計量

表-2 バングラデシュ 35 観測所, インド 1 観測所における月降水量の変化傾向 (1985~2016)

Station	MK-Test (原系列)				SMK-Test (原系列)				MK-Test (STL)			
	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	S.Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z
1 Dhaka	N	-0.0294	-3809	-1.52	** (-)	-0.250	-705	-3.35	** (-)	-0.126	-17856	-7.10
2 Tangail	N	-0.0278	-3331	-1.46	** (-)	-0.300	-688	-3.61	** (-)	-0.0888	-15210	-6.67
3 Mymensingh	N	-0.0136	-2991	-1.19	** (-)	-0.0851	-580	-2.77	** (-)	-0.135	-18964	-7.55
4 Faridpur	N	-0.0187	-3496	-1.39	* (-)	-0.0909	-499	-2.37	** (-)	-0.0886	-19658	-7.82
5 Madaripur	N	-0.0164	-2865	-1.14	** (-)	-0.150	-599	-2.86	** (-)	-0.126	-23086	-9.19
6 Srimangal	N	0	-414	-0.165	N	0	-172	-0.814	* (+)	0.0334	5278	-0.165
7 Sylhet	N	-0.0139	-1993	-0.793	* (-)	-0.154	-518	-2.45	** (-)	-0.115	-11734	-4.67
8 Bogra	N	-0.0109	-3655	-1.46	** (-)	-0.125	-669	-3.19	** (-)	-0.142	-24014	-9.55
9 Dinajpur	N	0	-2054	-0.820	* (-)	0	-417	-2.00	** (-)	-0.111	-18984	-7.55
10 Ishwardi	N	0	-1217	-0.485	N	0	-316	-1.50	** (-)	-0.0469	-10528	-4.19
11 Rajshahi	N	0	-1837	-0.732	N	0	-321	-1.53	** (-)	-0.0519	-14554	-5.79
12 Rangpur	N	-0.00641	-2582	-1.03	* (-)	-0.0714	-520	-2.48	** (-)	-0.108	-17612	-7.01
13 Syedpur	N	0	-563	-0.247	N	0	-175	-0.917	** (-)	-0.129	-15348	-6.73
14 Chuadanga	N	0	-1231	-0.540	N	0	-293	-1.53	** (-)	-0.0569	-11170	-4.90
15 Jessore	N	0	-1570	-0.625	N	0	-267	-1.26	** (-)	-0.0362	-6622	-2.63
16 Khulna	N	0	-26	-0.00996	N	0	-87	-0.410	** (+)	0.0491	9784	3.89
17 Mongla	N	0	-126	-0.0549	N	0	-139	-0.726	N	-0.0255	-4078	-1.79
18 Satkhira	N	0	-1515	-0.604	N	0	-367	-1.75	** (-)	-0.0376	-8630	-3.43
19 Barisal	N	-0.00324	-1748	-0.696	N	0	-325	-1.55	** (-)	-0.0361	-6584	-2.62
20 Bhola	N	0	-1793	-0.714	N	0	-358	-1.70	** (-)	-0.0486	-7974	-3.17
21 Khepupara	N	0	-1051	-0.419	N	0	-209	-0.991	N	0.00346	624	0.248
22 Patuakhali	N	0	-1561	-0.622	N	0	-363	-1.72	* (-)	-0.0285	-5624	-2.24
23 Chandpur	N	0	-716	-0.285	N	0	-111	-0.526	N	0.0207	3212	1.28
24 Teknaf	N	0	-28	-0.0108	N	0	47	0.225	** (+)	0.106	14576	5.80
25 Chittagong(AP)	N	0	-1698	-0.677	N	0	-382	-1.83	N	0.0307	3522	1.40
26 Comilla	N	-0.00474	-1840	-0.733	N	0	-294	-1.40	* (-)	-0.0313	-5924	-2.36
27 Cox's Bazar	N	0	-1811	-0.722	N	0	-384	-1.83	N	0.0104	1128	0.448
28 Feni	N	-0.00840	-2543	-1.01	** (-)	-0.0909	-592	-2.83	** (-)	-0.0865	-11008	-4.38
29 Hatiya	N	0	1201	0.479	N	0	139	0.661	** (+)	0.168	21816	8.68
30 Kutubdia	N	0	-318	-0.127	N	0	1	0	* (+)	0.0524	5708	2.27
31 Maijde Court	N	0	-1018	-0.405	N	0	-275	-1.31	** (-)	-0.0285	-5464	-2.17
32 Rangamati	N	-0.00599	-1873	-0.746	N	0	-360	-1.71	** (-)	-0.0853	-9830	-3.91
33 Sandwip	N	0	77	0.0303	N	0	-25	-0.116	** (+)	0.153	16056	6.39
34 Chittagong(City)	N	0	-302	-0.132	N	0	-132	-0.690	** (+)	0.102	11178	4.90
35 Sitakunda	N	0	-1502	-0.598	N	0	-317	-1.51	N	0.0173	1812	0.721
36 Cherrapunjee	N	-0.0580	-2402	-1.00	** (-)	-0.560	-567	-2.79	** (-)	-0.452	-12638	-5.27



(a) Seasonal Sen's Slope



(b) Sen's Slope with STL

(▲:1%水準で有意な増加, △:5%水準で有意な増加, ○:有意でない, ▼:1%水準で有意な減少, ▽:5%水準で有意な減少)

図-7 有意なトレンドを有する地点と Sen's Slope の分布 (※凡例の大小は Sen's Slope の大きさを表している)

Sについてみると, Sandwipを除く全ての地点において $S < 0$ となり, 有意ではないが減少傾向という結果が得られた. 一方で SMK 検定の結果は, 36 地点中, 11 地点が有意な減少傾向となり, うち 7 地点は 1%水準で有意との結果が得られた. 有意な変化のあった地点で Sen's

Slope を計算し, 図-7(a)にシンボルの大きさで示した.

▽が有意な減少傾向, △が有意な増加傾向がみられる地点を示している. なお, ○は有意な傾向がみられず Sen's Slope の値は 0 である. Sen's Slope は, Dhaka, Madaripur, Tangail, Bogra, Sylhet 地点およびインドの

表-3 インド7地域の平均月降水量の変化傾向 (1985~2016)

State	MK-Test (原系列)				SMK-Test (原系列)				MK-Test (STL)			
	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	S.Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z
1 Assam Megaraya	N	-0.0492	-3316	-1.32	** (-)	-0.462	-673	-3.15	** (-)	-0.0927	-21558	-8.58
2 Naga Manipur Mizoram Tripura	N	-0.0431	-3699	-1.47	** (-)	-0.423	-762	-3.57	** (-)	-0.103	-23780	-9.50
3 Sikkim	N	-0.0113	-1687	-0.671	N	-0.121	-371	-1.73	** (-)	-0.0946	-23810	-9.47
4 Gangetic West Bengal	N	-0.0154	-2168	-0.862	* (-)	-0.200	-499	-2.34	** (-)	-0.0360	-11198	-4.46
5 Orissa	N	-0.00375	-950	-0.378	N	-0.0300	-183	-0.855	N	-0.00400	-1166	-0.464
6 Jharkhand	N	-0.00275	-962	-0.382	N	-0.0350	-231	-1.08	N	-0.0132	-4324	-1.72
7 Bihar	N	-0.00301	-1527	-0.607	N	-0.0575	-367	-1.72	** (-)	-0.0550	-18410	-7.33
36 Cherrapunjee	N	-0.0580	-2402	-1.00	** (-)	-0.560	-567	-2.79	** (-)	-0.452	-12638	-5.27

表-4 インド7地域と1地点の平均月降水量の変化傾向 (1901~2016)

State	MK-Test (原系列)				SMK-Test (原系列)				MK-Test (STL)			
	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	S.Sens.Slope	S	Z	有意な傾向	Sens.Slope	S	Z
1 Assam Megaraya	N	-0.00525	-17015	-0.982	** (-)	-0.0538	-3959	-2.73	** (-)	-0.0124	-153988	-8.89
2 Naga Manipur Mizoram Tripura	N	-0.00601	-24393	-1.41	** (-)	-0.0626	-5613	-3.87	** (-)	-0.0141	-184110	-10.6
3 Sikkim	N	0	535	0.0308	N	0	-202	-0.139	** (-)	-0.00975	-100798	-5.82
4 Gangetic West Bengal	N	0.000373	7198	0.416	N	0	1303	0.901	** (+)	0.00484	68718	3.97
5 Orissa	N	-0.000183	-5490	-0.317	N	0	-1248	-0.861	** (-)	-0.00414	-70080	-4.05
6 Jharkhand	N	-0.000472	-9153	-0.528	N	-0.00370	-2227	-1.54	** (-)	-0.00650	-101228	-5.84
7 Bihar	N	0	6268	0.362	N	0	1014	0.703	** (-)	-0.00412	-63880	-3.69
36 Cherrapunjee	N	0.000916	7800	0.450	N	0	1617	1.12	** (+)	0.0626	94170	5.44

Cherrapunjee 地点で、-0.1 を超える値となっておりバングラデシュ中部から北西部にかけての地域と年間降水量が 4,000mm を超える北東部のメガラヤ山地とそれに近い地域で、月降水量の顕著な減少傾向が認められる。特に、世界最大級の豪雨地帯にある Cherrapunjee 地点の Sen's Slope の値は-0.56 で他地点に比べて絶対値が大きく、豪雨地帯ほど変化が大きくなっていることが分かる。

月降水量の原系列に対する MK 検定では時系列全体での有意な変化傾向を十分に検出できなかったことから、季節変動を STL で除去し、平滑化した時系列に対し MK 検定を行うこととした。その結果を表-2 の右列に、変化傾向の分布を図-7(b)に示す。全 36 地点中 23 地点で有意な減少傾向、そのうち 21 地点が 1%水準で有意との結果が得られた。また、7 地点では有意な増加傾向となり、そのうち 5 地点が 1%水準で有意となっている。図-7(a)と(b)を比較すると、SMK 検定で有意な減少傾向があると分析された地点に加えて、STL 分解で抽出した時系列の MK 検定では、より感度良く変化傾向を検出できている。さらに SMK 検定では検出できなかった南部から南東部での増加傾向もとらえることができた。特に、バングラデシュ北西部 (Bogra, Dinajipur, Ishurudi, Rajshahi Rangpur, Syedpur) での結果は、Nury and Hasan⁴¹⁾ が実施した MK 検定、SMK 検定の解析結果とほぼ一致している。

以上の結果から、バングラデシュにおける 32 年間の月降水量は中部～北部地域で減少傾向を示し、特に中部において有意である。一方、南部～南東部では変化はあまり認められないが一部上昇傾向であることがわかった。

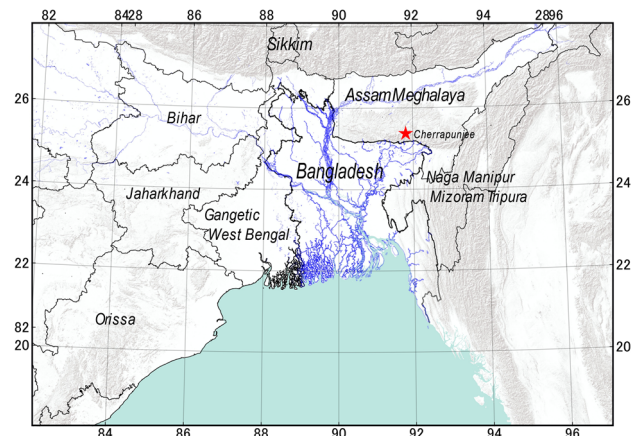


図-8 インド東北部7地域位置図

b) バングラデシュ周辺の月降水量 32 年間

この項ではバングラデシュ周辺の月降水量の変化傾向の分析結果について述べる。インドにおける観測所単位のデータは入手できなかったため、インド熱帯気象研究所 (Indian Institute of Tropical Meteorology)¹⁴⁾ が取りまとめた 27 地域の州毎の平均月降水量のうち、バングラデシュ周辺の図-8 に示す 7 地域の州を選び、同様に分析した。分析対象期間は同様に 1985 年から 2016 年の 32 年間とし、原系列に対して MK 検定、SMK 検定、STL を使って求めた時系列に対して MK 検定を行った。表-3 に示すとおり、バングラデシュの結果とほぼ同様の結果が得られた。原系列については、7 地域とも有意な変化があるとは言えないが、Sen's Slope はすべて負の値であり、減少傾向である。この結果は、Lairenjam ら³⁹⁾ が実施した MK

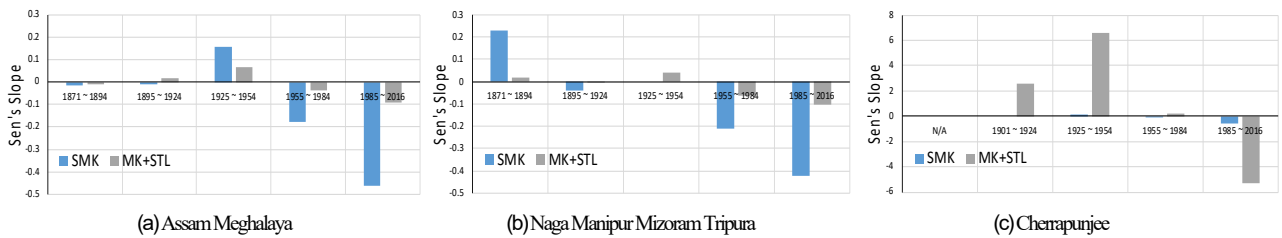


図-9 毎年に区切った場合の Sen's Slope の比較

表-5 116年間と32年間の変化傾向分析結果の地域別の比較

	Method	1901~2016 Sen's Slope	1985~2016 Sen's Slope	Ratio
Assam Meghalaya	SMK	-0.0538	-0.462	8.57
	MK+STL	-0.0124	-0.0927	7.45
Naga Manipur Mizoram Tripura	SMK	-0.0626	-0.423	6.75
	MK+STL	-0.0114	-0.103	9.06
Sikkim	SMK	N	N	N/A
	MK+STL	-0.00975	-0.0946	9.70
Gangetic West Bengal	SMK	N	-0.200	N/A
	MK+STL	0.00484	-0.0360	7.43
Bihar	SMK	N	N	N/A
	MK+STL	-0.00412	-0.0550	13.3
Jarkhand	SMK	N	N	N/A
	MK+STL	-0.00650	-0.0132	2.04
Orissa	SMK	N	N	N/A
	MK+STL	-0.00400	N	N/A
Cherapunjee	SMK	N	-0.560	N/A
	MK+STL	0.0626	-0.452	7.22

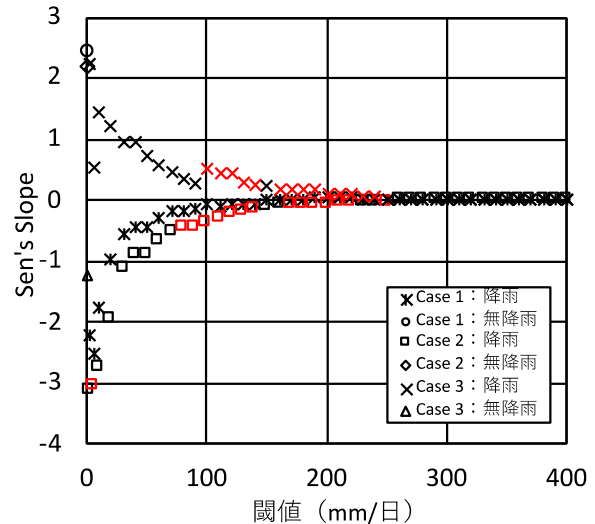


図-10 閾値と超過回数変化の傾きとの関係

検定の結果と一致している。SMK 検定については、7 地域中 3 地域が有意な減少傾向で、うち Assam Meghalaya と Naga Manipur Mizoram Tripura の 2 地域が 1%水準で有意な減少傾向となった。STL 分解で抽出した時系列の MK 検定では、5 地域が 1%水準で有意な減少傾向となった。すべての分析結果で Sen's Slope は負の値であり、バングラデシュ周辺地域の 32 年間の降水量は、南東部に国境を接するミャンマーを除いて減少傾向であることが示された。特に、3.(2)で述べた世界最大級の豪雨地帯の周辺は有意な減少傾向で、その傾きの絶対値はバングラデシュのそれよりも大きいことがわかる。

c) 月降水量 116 年間

インドの Cherapunjee 地点および 7 地域の月降水量は、バングラデシュのデータ期間 (1985~2016) に合わせて 32 年間のデータで解析を行ったが、実際は 116 年間のデータが存在しており、より長い期間での分析が可能である。116 年間の分析結果と比較することで、32 年間で有意な減少傾向という現象が、この期間に特化したものであるのか、もしくは、一連の減少傾向のうち一部の現象であるのかが推測できる。32 年間のデータと同様に分析した結果を表-4 に示す。原系列に対する MK 検定では、すべての地域で有意な変化がみられなかったが、Assam Meghalaya と Naga Manipur Mizoram Tripura の 2 地域は、原系列に対する SMK 検定と STL 分解で抽出した時

系列に対する MK 検定において、1%水準で有意な減少傾向となった。また、STL 分解で抽出した時系列に対する MK 検定では、すべての地域で有意な変化が検出された。Sen's Slope の値は、Gangetic West Bengal 地域と Cherapunjee 地点を除いて、0 か負の値を示しており、バングラデシュ周辺地域の降水量は 116 年間でも減少傾向であることを示すことができた。

d) 116 年間と 32 年間のトレンド比較

116 年間と 32 年間の変化傾向分析結果の地域別の比較を表-5 に示す。各地域の N は有意な変化無し、値があるものは有意な変化があることを示している。特にバングラデシュ北東に位置する Assam Meghalaya, Naga Manipur Mizoram Tripura 地域と Cherapunjee 地点では有意な減少傾向がみられ、近年 32 年間のほうが 116 年間よりも減少の割合が大きい。Assam Meghalaya, Naga Manipur Mizoram Tripura の 2 地域の Sen's Slope の絶対値は、116 年間 (1901~2016) に対して 32 年間 (1985~2016) で 6.75 ~9.06 倍大きい。これは、この 2 地域で近年 32 年間の月降水量の減少の割合が以前に比べて増加していることを意味する。Cherapunjee 地点については、116 年間でみると増加傾向であるものの、近年 32 年間では減少傾向に転じている。

データの存在している最大の期間 (1871~2016) を約 30 年毎に分割し、それぞれの期間で SMK 検定, STL を

つかって求めたトレンド時系列の MK 検定を行い Sen's Slope を計算したところ、図-9 に示すように、2 地域 1 地点とも 1955 年ごろまでは有意な変化がなく、一方で近年 32 年間で最も減少の割合が大きく、またその変化傾向は有意であることがわかった。

これらのことから、原系列そのものに 12 ヶ月 (1 年) 周期変動以外の時間的な変動の存在が推測される。また、この時間的な変動はエルニーニョやインド洋ダイポールモードなど、気候変動規模の現象となんらかの関係があることも考えられる。これらについては、(5)以降で述べる。

(3) 極端現象のトレンド

a) 日降水量の閾値超過回数の変化傾向

近年、水災害の激甚化、極端な気象現象の顕在化が指摘されている状況において、バングラデシュの降水量は概ね全域で減少傾向であるとの結果が得られた。ここでは、極端現象のトレンドについて定量的に把握するために、日降水量の閾値超過回数の変化傾向について分析した。極端現象のトレンド分析は、一般的に分析期間を 2 つ以上に分割し、各期間毎に閾値超過回数の平均を求め、比較する方法⁵⁰⁾がある。年間に数回発生するような現象で、数年に一度発生するような稀な現象でない場合は、MK 検定を適用することができる⁵¹⁾。本研究では、バングラデシュの全 35 地点 (Case 1)、有意な減少傾向のあった 23 地点 (Case 2)、有意な増加傾向のあった 7 地点 (Case 3) の日降水量について、それぞれ無降雨日数と、日降水量の閾値を 1mm~400mm で 10mm おきに設定したときの超過回数を 10 地点あたりに正規化し、32 年間 (1985~2016) の時系列を求めた。3 ケースの時系列について MK 検定を実施し、Sen's Slope の値をプロットした。結果を図-10 に示す。

赤色プロットは 5%水準で有意な傾向が検出された系列である。例えば、80mm/日を閾値としたときの超過回数の年変化は、月降水量が有意な減少傾向の 23 地点 (Case 2)で、有意な減少傾向を示すことを意味する。Case 1 と Case 2 では、無降雨の日数が有意とはいえないが増加傾向であり、その傾きを示す Sen's Slope も 2.4~2.5 と大きい。Case 1 では、1mm/日以上降雨日数は有意とはいえないが減少傾向であり、その傾向は閾値を 140mm/日としたあたりまで傾きが小さくなっているものの、減少傾向である。150mm/日以上を閾値とした場合は、変化は見られない。Case 2 も Case 1 と同様であるが、閾値 80mm/日から 240mm/日の間において、5%水準で有意な減少となった。これらの結果から、バングラデシュでは無降雨の日数が増加しており、日に 1mm から 80mm 程度の災害が発生しないような通常の雨の降り方が減少、特に月降水量が有意な減少となった地点では、通常の雨

表-6 GBM と Haor 代表水位観測所の水位変化 (1987~2016)

Station No.	Period	MK	SMK	MK(trend)
SW90	1987-2016	-1.752 $\times 10^{-5}$ (**)	-8.375 $\times 10^{-3}$ (**)	-3.696 $\times 10^{-5}$ (**)
		-6.190 $\times 10^{-5}$ (**)	-2.720 $\times 10^{-2}$ (**)	-7.002 $\times 10^{-5}$ (**)
SW469L	1987-2016	-2.631 $\times 10^{-5}$ (**)	-1.024 $\times 10^{-2}$ (**)	-4.324 $\times 10^{-5}$ (**)

(**) 1%水準で有意, (*) 5%水準で有意, (N) 有意とはいえない

Station No.	Period	最高	豊水	平水	低水	渇水	最低
SW90	1987-2016	N	N	N	N	N	N
SW46.9L	1987-2016	N	N	**(-)	**(-)	**(-)	**(-)
SW269	1987-2016	N	**(-)	N	N	N	N

SW90: Harding Bridge@Ganges, SW46.9: Bahadurabad Transit@Brahmaputra

SW269: Sunamganj@Meghna

**(-): 1%水準で有意な減少, *(-): 5%水準で有意な減少, (N): 有意とはいえない

**(+): 1%水準で有意な増加, *(+): 5%水準で有意な増加

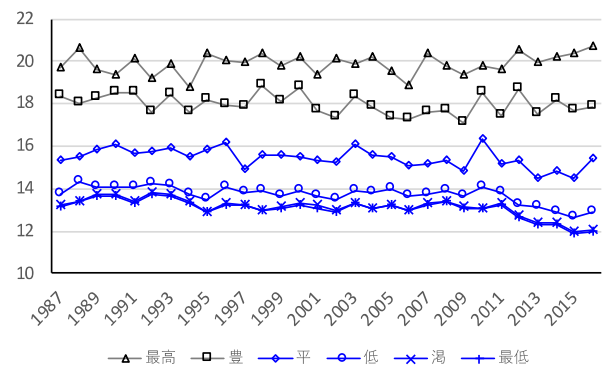


図-11 SW46.9L Bahadurabad Transit の毎年水位変化

の降り方が有意に減少していることがわかる。

一方で Case 3 は、Case 1, 2 とは逆の結果が得られた。月降水量が有意な増加となった地点では、無降雨の日数が減少しており、日に 1mm から 100mm 程度の災害が発生しないような雨の日数も増加、さらに、日に 100mm から 240mm の災害を発生させるような雨の降り方も有意に増加している。我が国等で近年しばしば「雨の降り方が変わってきた」と指摘されているが、バングラデシュの結果も同傾向である。

2014 年の IPCC(気候変動に関する政府間パネル) 第 5 次報告書(IPCC, 2014)⁵²⁾は、20 世紀の間に、降水量が増加している地域では統計的に有意な水準で激しい降水の頻度が増え、降水量が減少している地域では強い降水が減少したことを指摘している。この特徴は、アメリカ合衆国^{53), 54), 55)}や日本^{56), 57)}などの観測データで確認されていたが、バングラデシュの観測データでも同じ現象を確認できたことになる。

(4) 河川水位の変化傾向

河川流量は、基本的に降水量の変動に応答する時系列となる。入手した観測データは一日一回の観測水位と月一回の観測流量で、日流量の時系列を求めるには水位流

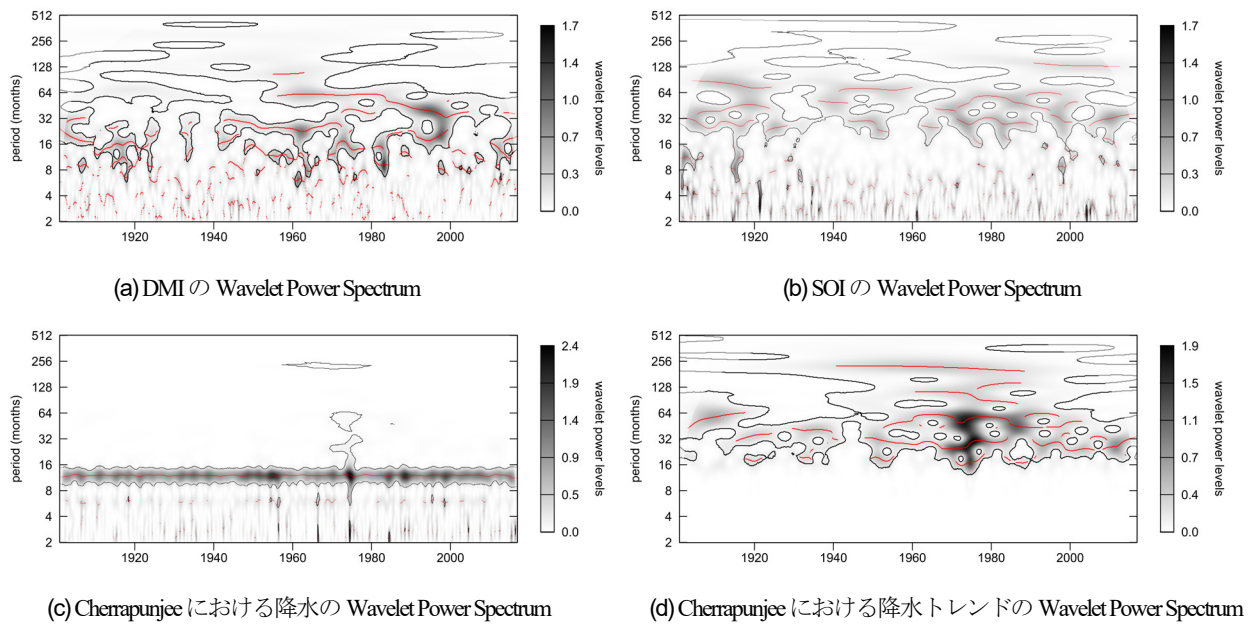


図-12 Wavelet による SOI, DMI と月降水量の解析結果

量曲線式が必要となる。しかし、公式の水位流量曲線式を入手できなかったこと、バングラデシュの洪水災害は越水、溢水、堤防決壊によるものがほとんどであることから、本研究では水位データで分析・評価することとした。日本の河川管理で用いられている流況（豊平低渇）の考え方³⁰⁾を適用し、それぞれの水位について 30 年間（1987～2016）の変化傾向を降水量と同様の手法で分析した。分析対象は、GBM と Haor それぞれの代表水位観測所（SW90, SW46.9L, SW269）の 3 地点とした。3 地点の位置は図-4 に、結果を表-6 に示す。

三大河川 GBM 代表水位観測所の水位変化傾向は、原系列、STM 分解で抽出したトレンド系列ともに 1%水準で有意な減少傾向となった。Sen's Slope の絶対値に着目すると、特に SW46.9L の Brahmaputra での減少の割合が Ganges, Meghna に比べて大きいことがわかる。Brahmaputra の中流部には世界最大級の豪雨地帯の Assam Meghalaya 地域が存在しており、5.(2) b)の降水量の分析結果と一致している。流況の変化傾向を見ても同様に、SW46.9L で最高水位、豊水位を除いて 1%水準で有意な減少傾向となった。

図-11 に SW46.9L の流況について経年変化を示す。グラフの青色ラインは 1%水準で有意な減少傾向となった系列である。最高水位は若干上昇傾向であるようにみとれるが、MK 検定の結果では Sen's Slope の値が正となったものの有意とはいえない結果となった。また、特に、2010 年以降で、洪水時と低水時、つまり雨季と乾季の水位差が大きくなってきていることがわかる。このことも 5.(3) a)の分析結果と一致している。ちなみに最新の情報では、2017 年 8 月 17 日に観測史上最高水位の 20.84m を記録している。ただし流量は観測史上最高の値

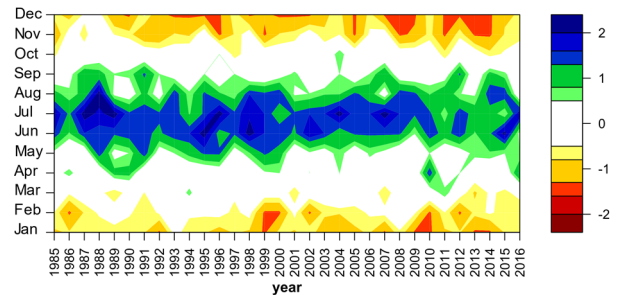


図-13 Cherapunjee の SPI の変化

ではなかった。このことは Brahmaputra の河道断面が縮小していること、あるいは河床が上昇していること等が考えられる。このような状況下で平水位以下の水位が有意に減少していることは、流量も有意に減少していると言える。

本研究では水位のみで評価したが、今後は流量での評価を行うことが求められる。

(5) 降水パターン変化と気候変動指数の相関関係

a) 月降水量の周期変動

5.(2) d)で降水量の周期変動について、気候変動規模の現象との関連性が推察されることを述べた。ここでは、ベンガル地域の 1 年周期以外の周期変動と気候変動指数との関係を明らかにするために Wavelet 変換を用いて、エルニーニョ/ラニーニャの指標 SOI とインド洋ダイポールの指標 DMI, バングラデシュの 32 地点、インドの 1 地点、および 1 地域の月降水量を分析した。結果を図-12(a)～(d)に示す。黒の実線は 5%水準で有意なパワースペクトルの範囲を、赤の実線はパワースペクトルのリッジを示している。図-12(a)と(b)を比較すると、DMI は

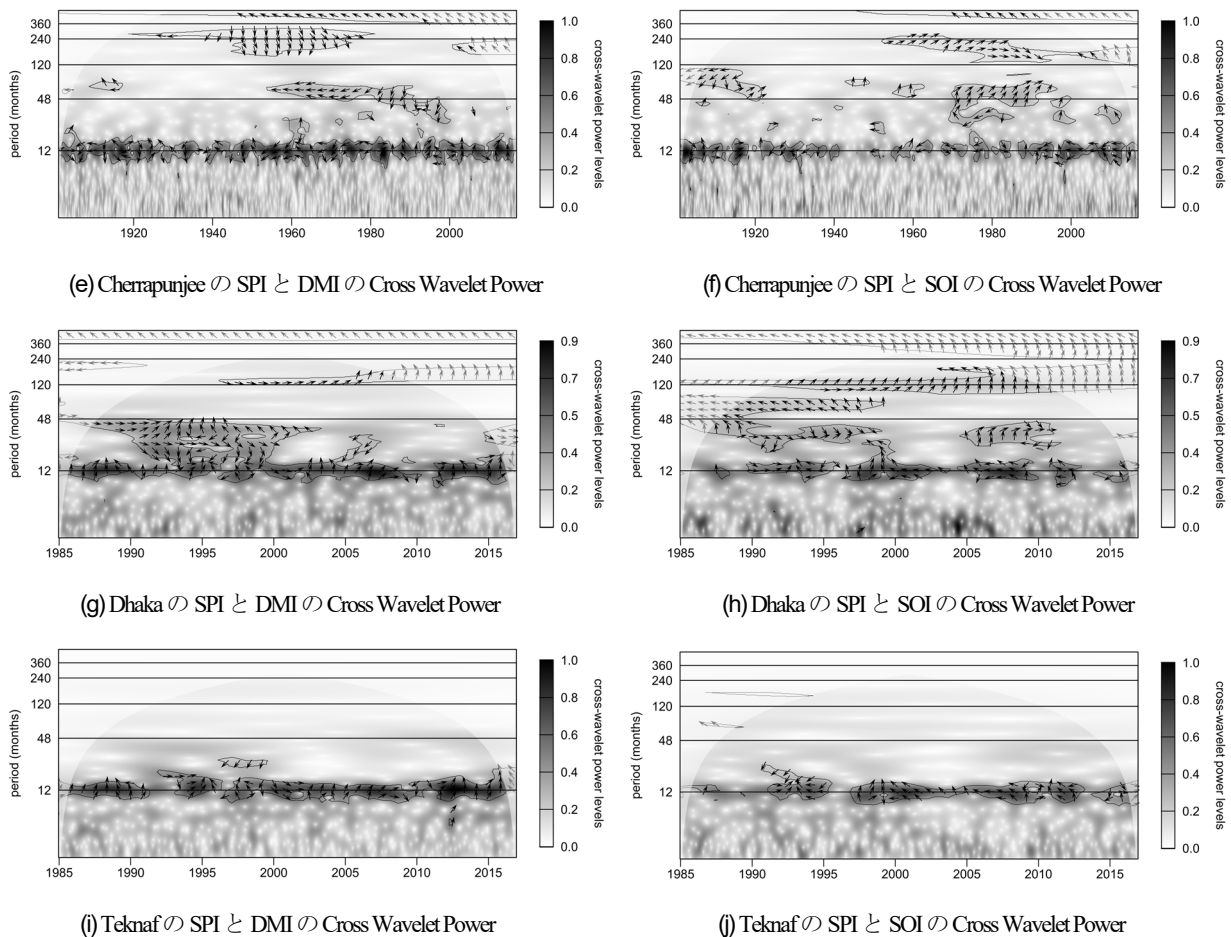


図-14 Cross-Waveletによる SOI, DMI と SPIの解析結果 (DMI と SOIの比較)

8~32 ヶ月周期の変動が卓越するのに対して、SOI は 32~64 ヶ月周期前後の変動が卓越している。また DMI は 1960~2000 年にかけて 64 ヶ月周期の変動も存在し、その周期が 1980 年を過ぎたことから徐々に短くなっている。2000 年以降は明確な連続した周期変動はみられない。

月降水量については Cherrapunjee の解析結果を示す。原系列は 12 ヶ月の明確な周期を持っていることから、図-12(c)のような結果になるのは当然であり、12 ヶ月以外の周期が不明瞭になる。そのため STL で分解したトレンド系列を解析し、その結果を図-12(d)に示す。Cherrapunjee の月降水量のトレンド系列は、16~64 周期の変動が卓越しており、特に 1960~2000 年にかけて連続しており、パワースペクトルも大きい。これは DMI の解析結果とほぼ同じであり、何らかの相関性が推察される。なお、Cherrapunjee 以外のバングラデシュ 32 地点の解析もほぼ同様の結果となった。

b) 標準化降水指数 SPI

SPI とは降水量の確率頻度を正規分布に対応させ、その標準偏差で規格化した値である。対象期間の降水量と同時期に平均的に期待される降水量との差がどの程度の頻度で起こり得るかという情報を持つ。降水量と SOI, DMI 等の気候変動指数との関係を解析する際には、同

じ意味合いのある指数で解析することが妥当と考え、月降水量から SPI を計算した。1985~2016 年の Cherrapunjee の SPI の変化を図-13 に示す。2010~2011 年と 2015~2016 年付近で、3 月から 4 月にかけて SPI が 0.5 以上になっている。これは、乾季の終わりに季節外れの大雨がメガラヤ山地に降っていることを示しており、直下流のハオールでのフラッシュ洪水被害につながっている。

c) SOI, DMI と SPI の関係

Wavelet 解析で指摘した気候変動指数との関係について周期毎の相関と相関強度を調べるために、Cross-Wavelet コヒーレンス解析を SOI, DMI と SPI の組み合わせで実施した。Cherrapunjee, Dhaka, Teknaf の SPI と SOI, DMI それぞれの解析結果を図-14(e)~(j)に示す。黒の実線は 5%水準で有意なコヒーレンスの範囲を、矢印はその周期での位相差を示している。すべてのケースにおいて、12 か月周期に有意なコヒーレンスの極大値がみられ、この周期での強い相関がみられることを意味する。Cherrapunjee の解析結果の図-14(e)と(f)を比較すると、DMI との関係では 1960~2000 年にかけて 48 ヶ月周期前後の相関もみられ、同様に SOI との関係では 1970~1990 年にかけて相関もみられる。また、それぞれの位相差は DMI と SOI の結果で逆転している。有意なコヒーレン

表-7 それぞれの時間差 (lag) における回帰係数 $\hat{\beta}$

	VAR-LiNGAM with 1 lag		VAR-LiNGAM with 2 lag		VAR-LiNGAM with 3 lag	
	SOI	DMI	SOI	DMI	SOI	DMI
SOI	0.369	0.158	0.261	-0.155	0.152	0.00499
St. error	0.0511	0.225	0.0534	0.283	0.0519	0.221
DMI	-0.0443	0.762	-0.0130	0.0412	0.0346	-0.0569
St. error	0.0116	0.0511	0.0121	0.0642	0.0118	0.0501

The coefficient in bold are significantly different from zero using a t-test at significance level 1%

スの範囲は、SOI よりも DMI のほうが明瞭である。これは、SOI よりも DMI のほうが SPI と強い相関があることを意味している。Dhaka および Teknaf の解析結果 (図-14(g) と (j)) についても、同様の結果が得られたが、一部、降水量の多い Teknaf については、48 ヶ月周期前後の有意な相関はみられなかった。

(6) 時系列データ同士の因果推論

a) SOI と DMI の因果関係

(5)では SOI, DMI と降水量指数との相関関係を明らかにしたが、本節では、その現象同士の因果関係や因果の向き、強さに着目する。まずは、SOI と DMI の因果関係について VAR-LiNGAM を用いて解析した。それぞれの時間差 (lag) における回帰係数 $\hat{\beta}$ を表-7に示す。

Bold フォントは、その回帰係数が 1%水準で有意であることを示す。表-7 から、3 期前と 1 期前の SOI が DMI に対し 1%水準で有意な影響を与えていることがわかる。また、回帰係数に着目すると、自己相関係数のほうが相互相関係数よりも約 20 倍程度大きく、SOI から DMI への影響は有意な因果関係が成立するが、その影響度は小さいということがわかる。これを因果関係ダイアグラム (DAG) として表わすと、図-15 のようになる。点線はマイナスの影響度を示す。以下、ベンガル地域の降水量に対する SOI, DMI の影響の有無を明らかにするために VAR-LiNGAM を適用し、その結果を DAG に示した。なお、相互の因果関係だけに着目するため、自己への有意な因果関係 (自己回帰係数) については因果方向の矢印と数字は表記を省略した。

b) 気候変動指数と降水量の因果関係

降水量は、MK 検定の結果バングラデシュで有意な上昇傾向があった 1 地点(Teknaf), 有意な減少傾向のあった 3 地点(Dhaka, Sylhet, Mymensingh), 有意な変化がみられなかった 1 地点(Chandpur)の計 5 地点を選び、SOI, DMI との因果関係について VAR-LiNGAM で解析した。これらの代表として、Sylhet の解析結果を図-16に示す。

Dhaka, Sylhet, Mymensingh では、降水量に対し 5~6 期前の DMI からの有意な影響が出力された。また、Sylhet では 3~4 期前の SOI から有意な影響が出力されている。Sylhet の降水量は Dhaka, Mymensingh のそれと比較すると約 2 倍で、SOI の変動からの影響も出ていると考えられる。一方、Teknaf では、DMI からの影響は出

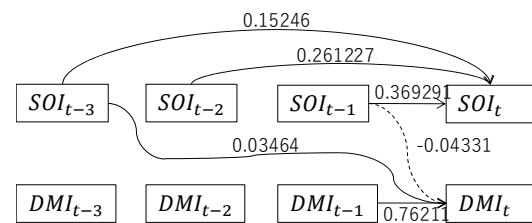


図-15 SOI と DMI の因果関係

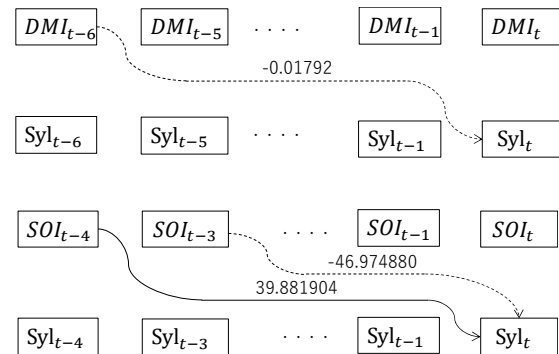


図-16 SOI, DMI と Sylhet の降水量との因果関係

力されず、5 期前の SOI からの強い影響が出力された。Teknaf の降水量も Dhaka, Mymensingh の約 2 倍で、SOI からの影響がみてとれる。Chandpur では、DMI, SOI ともに因果関係はみられなかった。

これらの結果から、降水量が多い地点では SOI からの有意な影響が、降水量に有意な減少傾向のある地点では、DMI からの有意な影響があり、降水量に有意な変化の見られない地点では、DMI, SOI ともに有意な影響は無いことが明らかになった。また、降水量に有意な変化の見られない地点では、5.(5) c)の結果も考慮すると、降水量と DMI, SOI との関係について「相関関係がある」が「因果関係はない」こともわかった。

6. おわりに

本研究は、ベンガル地域の水文データと気候変動指数を用いて、その長期間変動と相関・因果関係について MK 検定, wavelet, VAR-LiNGAM モデルで分析したものである。本研究で得られた知見を以下にまとめる。

- 1) 周期変動を有する時系列データの有意水準の判定には、STL をつかうことが有効である。
- 2) バングラデシュにおける 32 年間の月降水量は、中部~北部地域で減少傾向で、特に中部において有意である。また、南部~南東部で変化無し、または上昇傾向である。
- 3) 降水量が増加している地域では統計的に有意な水準で激しい降水の頻度が増え、降水量が減少して

いる地域では強い降水が減少していることを、バングラデシュの観測データで確認し、「雨の降り方が変わってきた」ことを定量的に明らかにすることができた。

- 4) ベンガル地域の降水量は、116 年間で有意な減少傾向であるが、近年 32 年間のほうがその変化の傾きが大きい。
- 5) 三大河川の水位は 30 年間で有意な減少傾向である。特に Brahmaputra の減少の割合が大きい。特に 2010 年以降で低水位以下の水位減少が顕著である。
- 6) ハオールの洪水被害の原因になっているメガラヤ山地の季節外れを大雨が、SPI を使って確認できた。
- 7) ベンガル地域の降水量には、SOI よりも DMI の相関が大きく、5~6 ヶ月の時間差で DMI から降水量への因果関係が存在することが明らかになった。

謝辞：バングラデシュ水開発庁とバングラデシュ気象局から貴重な水文データを提供いただきました。また、山口大学朝位研の神野真理子秘書には、その膨大なデータの編集、解析作業に多大なご協力を頂きました、ここに厚くお礼申し上げます。

この研究の一部は日本学術振興会科学研究費（基盤研究(B)（一般））、課題番号 18H01681、「120年雨量データベース構築と地理空間情報の統合化による水害常襲地のリスク評価」、代表：山本晴彦）の支援を受けました。ここに記し謝意を表します。

付録

(1) Mann-Kendall 検定

ランダムで独立な n 個の観測値が X_1, X_2, \dots, X_n であるとき、以下の統計量 S を求める。

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_j - X_k) \quad (1)$$

ここで、

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{if } x = 0 \\ -1 & \text{if } x < 0 \end{cases} \quad (2)$$

統計量 S の分散は、式(3)で求められる。

$$\sigma^2 = \frac{\{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^p t_j(t_j-1)(2t_j+5)\}}{18} \quad (3)$$

これらから、式(4)により S を基準化した標準統計量 Z を算定する。

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sigma} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

ここで、有意水準を α とした時、標準正規変量 Z が $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ (ただし、 $\Phi(Z_{\alpha/2}) = \alpha/2$, $\Phi(\cdot)$: 標準正規分布) を満たすとき、帰無仮説 H_0 は採択される。また、 $S > 0$ のとき、時系列 X_n は有意な増加傾向がある、 $S < 0$ のとき、有意な減少傾向があることを示している。またこのとき、傾向変動の傾きに相当する Sen's Slope が式(5)で計算できる。

$$\beta = \text{median} \frac{x_i - x_j}{i - j}, \quad j < i, \quad 1 < j < i < n \quad (5)$$

ここで median は中央値を算出する関数を表す。

(2) Seasonal Mann-Kendall 検定

最初に各月についてすべての S_g を式(6)で計算し、そして平均の \hat{S} を式(7)で計算する。系列が独立である（すなわち、1 月の値と 2 月の値は独立である）こと、または従属であることを仮定して、統計量の分散が計算できる。

$$S_g = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_{jg} - X_{ig}), \quad g = 1, 2, \dots, m \quad (6)$$

$$\hat{S} = \sum_{g=1}^m S_g \quad (7)$$

(3) Wavelet 解析

信号 $f(t)$ と wavelet 関数 $\varphi_{a,b}(t)$ との内積（式(8)）を連続 Wavelet 変換という。

$$W_\varphi[f](a, b) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \varphi^*\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (8)$$

ここで、wavelet 関数は、

$$\varphi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \varphi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad (9)$$

これは、基本 wavelet ; $\varphi(t)$ を時間軸方向に a 倍し、時間軸方向に b だけシフトして得られる。 $1/a$ は周波数に相当する。

Morlet wavelet は、三角関数の振幅がガウス関数の包絡線に変化するような原点から離れるにしたがって振幅が小さくなる振動関数（式(10)）で与えられる。

$$\varphi(t) = e^{-i\omega_0 t} e^{-t^2/2} \quad (10)$$

このとき、Wavelet パワースペクトルは、以下の式(11)で定義される。

$$(WPS)_\varphi(a, b) = |W_\varphi(a, b)|^2 \quad (11)$$

(4) Cross-Wavelet コヒーレンス解析

2つの時系列 $x(t)$, $y(t)$ の Cross-Wavelet 変換は, x , y の Wavelet 変換を W_x, W_y とすると次のように定義される.

$$W_{xy} = W_x W_y^* \quad (12)$$

ここで, $(*)$ は共役複素数である. Wavelet コヒーレンスは, W_{xy} を時間, スケールで平滑化した式(13)で定義される.

$$R_{xy} = \frac{|S(W_{xy})|}{\sqrt{S(|W_x|^2)S(|W_y|^2)}} \quad (13)$$

ここで S は平滑化演算子であり, これはそれぞれの時系列の同じ周波数成分同士で, どれだけ相関があるかを示し, 位相差は式(14)になる.

$$\phi_{xy} = \arctan \frac{I(S(W_{xy}))}{R(S(W_{xy}))} \quad (14)$$

ここで I は虚部, R は実部である.

(5) VAR モデル

時系列データ y_t を, 定数と自身の p 期前の過去の値に回帰したものであり, 例えば次数 p の VAR モデルは式(15)で表現できる.

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim W.N.(\Sigma) \quad (15)$$

ここで y_t は t 時刻の水文量 (n 行のベクトル), c は定数項, $\phi_1 \sim \phi_p$ は係数行列 ($n \times n$), ε_t は攪乱項である. 例えば, 次数 $p = 1$ の2変量の VAR(1)モデルは, 式(16)で示される.

$$\begin{cases} y_{t,1} = c_1 + \phi_{11}y_{t-1,1} + \phi_{12}y_{t-1,2} + \varepsilon_{t,1} \\ y_{t,2} = c_2 + \phi_{21}y_{t-1,1} + \phi_{22}y_{t-1,2} + \varepsilon_{t,2} \end{cases} \quad (16)$$

上記モデルからもわかるように, 時系列 $y_{t,1}$ と $y_{t,2}$ はお互いに影響を与え, かつ受ける構造となっている.

(6) VAR-LiNGAM (Linear Non-Gaussian Acyclic Model)

VAR-LiNGAM では, 連続観測変数 $x_{t,i}$ に与える影響の強さを示す. また, 回帰係数 $B_{t-k,ij}$ は, 行成分の変数が生成される順序に並べると, 下三角行列となる. その順序を求めるために独立成分分析 (Independent Component Analysis: ICA) ⁵⁹⁾, 下三角行列を求めるためにコレスキー分解 ⁶⁰⁾を用いる. その結果用いた行列演算によって回帰係数 $B_{t-k,ij}$ が求められる. 以下手順を説明する.

式(15)の攪乱項 ε_t の分散共分散行列 Σ は次式で表される.

$$\Sigma = \text{Var}(\varepsilon_t) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad (17)$$

ここで ρ は $\varepsilon_{t,1}$ と $\varepsilon_{t,2}$ の相関係数 $\text{Corr}(\varepsilon_{t,1}, \varepsilon_{t,2})$ である.

Σ に独立成分分析を行い, その結果に基づき変数を原因と結果の順になるように並べかえる. この操作を ICA(Σ)とし, 並べかえ後の行列を分散共分散行列 Σ_{ICA} とする.

$$\Sigma_{ICA} = ICA(\Sigma) \quad (18)$$

Σ_{ICA} をコレスキー分解し, 下三角行列 P を生成する.

$$PP^{-1} = \text{chol}(\Sigma_{ICA}) \quad (19)$$

ここで下三角行列 P は, 以下のように表される.

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \quad (20)$$

下三角行列 P と P の対角成分を抽出した対角行列 D より復元行列 W が生成される.

$$D = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 \\ 0 & P_{22} \end{pmatrix} (\text{diag}(D) = \text{diag}(P)) \quad (21)$$

$$\begin{aligned} W &= DP^{-1} \begin{pmatrix} P_{11} & 0 \\ 0 & P_{22} \end{pmatrix} \frac{1}{P_{11}P_{22}} \begin{pmatrix} P_{22} & 0 \\ -P_{21} & P_{11} \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{P_{11}P_{22}} \begin{pmatrix} P_{11}P_{22} & 0 \\ -P_{21}P_{22} & P_{11}P_{12} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{P_{21}}{P_{12}} & 1 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (22)$$

算出した復元行列 W と単位行列 I より以下の式に従って, 基準回帰係数 B_0 が生成される.

$$B_0 = (I - W) = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ \frac{P_{21}}{P_{12}} & 0 \end{pmatrix} \quad (23)$$

基準回帰係数 B_0 と VAR 係数 Φ を用いて回帰係数 \hat{B} が順次算出される.

$$\hat{B} = (I - B_0)\Phi \quad (24)$$

この回帰係数 \hat{B} が過去の各時刻から現在への影響の強さを示す. \hat{B} の値を評価することで因果関係を明らかにすることが可能となる.

参考文献

- 1) 国土交通省: 水害レポート 2018, 国土交通省水管理・国土保全局, 2018.
- 2) 気候変動による水害研究会, 日経コンストラクション編: 激甚化する水害, 日経 BP 社, 2018.
- 3) 青野正志: 水関連災害分野における地球温暖化に伴う気候変化への適応策のあり方について, 水利科学, 52巻2号, pp. 1-27, 2008.
- 4) 今村能之: 世界の洪水リスクの現状と将来見通し, Safety Eye Neo, No. 12, pp. 2-17, 損保ジャパン日本興亜リスクマネジメント, 2015.
- 5) 社会資本整備審議会: 水災害分野における気候変動適応策のあり方について (答申), 社会資本整備審議会, 2015.
- 6) 村岡和満: バングラデシュの河川と水災害対策, 雑誌河川, 2016年9月号, pp. 104-108, 2016.
- 7) Bangladesh Water Development Board: BWDB Annual Report 2015/2016, Bangladesh Water Development Board, 2016.
- 8) Baten, A., Gonzalez, P. A. and Delgado, R. C.: Natural disasters and management systems of Bangladesh from 1972 to 2017: Special focus on flood, *OmniScience: A Multi-disciplinary Journal*, Vol. 8, Issue 3, pp. 35-47, 2018.
- 9) 国際協力機構: 持続的な水関連インフラ整備に係る能力向上プロジェクト, プロジェクト事業完了報告

- 書, 2017.
- 10) Bangladesh Meteorological Department: Meteorological Observation Dataset from 1985 to 2016, Bangladesh Meteorological Department, 2016.
- 11) Bangladesh Water Development Board: Hydrometeorological Dataset from 1987 to 2017, Flood Forecasting Warning Center of BWDB, 2017.
- 12) Ropelewski, C. F. and Jones, P. D.: An extension of the Tahiti-Darwin Southern Oscillation Index, *Monthly Weather Review*, Vol. 115, pp. 2161-2165, 1987.
- 13) Iizuka, S., Matsuura, T. and Yamagata, T.: The Indian Ocean SST dipole simulated in a coupled general circulation model, *Geophysical Research Letters*, Vol. 27, No. 20, pp. 3369-3372, 2000.
- 14) Mooley, D. A., Parthasarathy, B., Rupa Kumar, K., Sontakke, N. A., Munot, A. A. and Kothawale, D. R.: IITM Indian regional/subdivisional Monthly Rainfall data set (IITM-IMR), Indian Institute of Tropical Meteorology (IITM), 2017.
- 15) Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E. and Terpenning, I.: STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess, *Journal of Official Statistics*, Vol. 19, No. 1, pp. 3-73, 1990.
- 16) Mann, H. B.: Non-parametric test against trend, *Econometrika*, Vol. 13, pp. 245-259, 1945.
- 17) Kendall, M. G.: *Rank Correlation Methods*, Charles Griffin, Page 202, 1975.
- 18) Hipel, K. W. and McLeod, A. I.: *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*, New York: Elsevier Science, 1994.
- 19) Hirsch, R., Slack, J. and Smith, R.: Techniques of trend analysis for monthly water quality data, *Water Resources Research*, Vol. 18, pp. 107-121, 1982.
- 20) Sen, P. K.: Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63, pp. 1379-1389, 1968.
- 21) Torrence, C. and Compo, G. P.: A practical guide to wavelet analysis, *Bulletin of the American Meteorological Society*, Vol. 79 (1), pp. 61-78, 1998.
- 22) Veleda, D., Montagne, R. and Araujo, M.: Cross-wavelet bias corrected by normalizing scales, *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, Vol. 29, pp. 1401-1408, 2012.
- 23) Moneta, A., Entner, D., Hoyer, P. and Coad, A.: Causal inference by independent component analysis with applications to micro- and macroeconomic data, *Jena Economic Research Papers 2010-031*, Friedrich-Schiller-University Jena, 2010.
- 24) 岡太郎: バングラデシュの洪水災害, 京都大学防災研究所年報, 第 47 号 A, pp. 59-80, 2004.
- 25) 中尾忠彦: バングラデシュの治水計画に関する研究, 東京大学学位論文, 1997.
- 26) Netherlands Development Cooperation: Flood action plan, *Bangladesh, Evaluation Report*, 1993.
- 27) 古谷純一, 竹本典道, タレク・メラブテン: バングラデシュにおける水災害に関する要因分析, 土木研究所資料, 第 4052 号, 2007.
- 28) Kwak, Y.: Nationwide flood monitoring for disaster risk reduction using multiple satellite data, *International Journal of Geo-Information*, pp. 1-12, 2017, 6, 203;doi:10.3390/ijgi6070203
- 29) 村岡和満, 朝位孝二: メコン河中流域における水文データの時系列傾向の分析, 水工学論文集, Vol. 57, pp. 430-463, 2013.
- 30) 寒川典昭, 鈴木将文: 日本列島 20 世紀の降水量時系列の経年的非定常性とその確率降水量の評価値に及ぼす影響, 自然災害科学 J. JSNDS, Vol. 26, No. 4, pp. 355-365, 2008.
- 31) 松山洋, 谷本陽一: UNIX/Windows/Macintosh を使った実践! 気候データ解析, pp. 430-463, 古今書院, 2008.
- 32) 西岡昌秋, 寶馨: Mann-Kendall 検定による水文時系列の傾向変動, 京都大学防災研究所年報, 第 46 号 B, pp. 181-192, 2003.
- 33) Hu, B. Z. and Nitta, T.: Wavelet analysis of summer rainfall over North China and India and SOI using 1891-1992 data, *Journal of the Meteorological Society of Japan*, Vol. 74, No. 6, pp. 833-844, 1996.
- 34) Santos, C. A. G., Galvão, C. O., Suzuki, K. and Trigo, R. M.: Matsuyama City rainfall data analysis using wavelet transform, *Annual Journal of Hydraulic Engineering-JSCE*, Vol. 45, pp. 211-216, 2001.
- 35) 沖本竜義: 経済・ファイナンスデータの軽量時系列分析 (統計ライブラリー), 朝倉書店, 2010.2.
- 36) Shimizu, S., Hoyer, P. O., Hayvarinen, A. and Kerminen, A.: A linear non-Gaussian acyclic model for causal discovery, *Journal of Machine Learning Research*, Vol. 7, pp. 2003-2030, 2006.
- 37) 清水昌平: 統計的因果探索, 講談社, 2017.5.
- 38) 村岡和満, 朝位孝二: グレンジャー因果性検定を用いたバングラデシュの水文時系列データ解析, 第 71 回土木学会中国支部研究発表会発表概要集, pp. 70-71, 2019.
- 39) Laurenjam, C., Hodam, S., Bandyopadhyay, A. and Bhadra, A.: Historical and temporal trends of climate parameters in North East India, *Global NEST Journal*, Vol. 19, No. 4, pp. 547-561, 2017.
- 40) Rahman, A., Anik, A. M., Farhana, Z., Devnath, S. and Ahmed, Z.: Pattern recognition of rainfall using wavelet transform in Bangladesh, *Open Journal of Statistics*, Vol. 8, pp. 134-145, 2018.
- 41) Nury, A. H. and Hasan, K.: Analysis of drought in North-western Bangladesh using standardized precipitation index and its relation to Southern oscillation index, *Environmental Engineering Research*, Vol. 21(1), pp. 58-68, 2016.
- 42) 国際協力機構: 気象用マイクロウェーブ網整備計画, バングラデシュ気象局, 1988.
- 43) World Bank: Bangladesh Weather and Climate Services Regional Project, People's Republic of Bangladesh, 2016.
- 44) 村田文絵: チェラプンジ滞在記, 天気, Vol. 53, 11 月号, pp. 61-64, 2006.
- 45) Flood Forecasting and Warning Centre: Annual Flood Report 2017, Bangladesh Water Development Board, 2017.
- 46) Muraoka, K., Asai, K., Usui, Y. and Mochizuki, T.: Study on cause and mechanism of hydraulic structures failure in Bangladesh, *Proceedings of the 21th IAHR-APD Congress*, Yogyakarta, Indonesia, 2018.
- 47) Nirapad: Bangladesh: Flash Flood Situation Update, May

- 03, 2017. <https://reliefweb.int>
- 48) Hyndman, R. J. and Khandakar, Y.: Automatic time series forecasting: the forecast package for R, *Journal of Statistical Software*, Vol. 26(3), 2008.
- 49) R Core Team, R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>, 2018.
- 50) 国土交通省：河川砂防技術基準調査偏，国土交通省水管理・国土保全局，2014.
- 51) 西澤誠也：気象観測データの長期トレンドの統計解析，応用数理，第18(3)号，pp. 201-212, 2008.
- 52) IPCC: Climate Change 2014: Synthesis Report of the IPCC Fifth Assessment Report (AR5), IPCC, Geneva, Switzerland, 151pp., 2014.
- 53) Karl, T. R. and Knight, R. W.: Secular trends of precipitation amount, frequency, and intensity in the United States, *Bulletin of the American Meteorological Society*, Vol. 79, pp. 231-241, 1998.
- 54) Trenberth, K. E.: Atmospheric moisture residence times and cycling: Implications for rainfall rates and climate change, *Climatic Change*, Vol. 39, Issue 4, pp. 667-694, 1998.
- 55) Kunkel, K. E. and Andsager, K.: Long-term trends in extreme precipitation events over the conterminous United States and Canada, *Journal of Climate*, Vol. 12, pp. 2515-2527, 1999.
- 56) Iwashima, T. and Yamamoto, R.: A statistical analysis of the extreme events : Long-term trend of heavy daily precipitation, *Journal of the Meteorological Society of Japan. Ser. II*, Vol. 71, Issue 5, pp. 637-640, 1993.
- 57) Yamamoto, R. and Sakurai, Y.: Long-term intensification of extremely heavy rainfall intensity in recent 100 years, *World Resource Rev.*, Vol. 11, pp. 271-281, 1999.
- 58) 国土交通省河川局河川環境課 監修：水文観測業務規程関係集，河川情報センター，2002.
- 59) Hyvärinen, A., Karhunen, J. and Oja, E.: *Independent Component Analysis*, John Wiley & Sons, 2001.
- 60) 木村英紀：線形代数—数理科学の基礎，東京大学出版会，2003.

(Received September 27, 2019)

(Accepted April 13, 2020)

STUDY ON LONG TERM VARIATION OF HYDROMETEOROLOGY DATA AND CORRELATION AND CAUSALITY OF GROBAL SCALE PHENOMENA IN UNITED BENGAL REGION

Kazumitsu MURAOKA and Koji ASAI

Bangladesh is one of the most disaster-prone countries in the world, with great negative consequences being associated with various natural and human-induced hazards. Therefore, the evaluation of long-term variation of recorded meteorological and hydrological time-series data is necessary for infrastructure development in the future. In this study, we collected the 32 years monthly precipitation data at 36 locations in Bangladesh, the 116 years monthly precipitation data at 7 areas in India using and 30 years data of the daily water level at 4 locations in the Ganges Brahmaputra Meghna and Haor in Bangladesh. We have conducted the trend analysis by using these data and also conducted the correlation and causality analysis in order to find the relation to global scale phenomena such as SOI and DMI. We employed Mann-Kendall test and Seasonal Mann-Kendall test for long-term trend test of precipitation and river water level, the wavelet and cross-wavelet coherence analysis for correlation and VAR-LiNGAM for causality between the precipitation and SOI, the precipitation and DMI.

From the Mann-Kendall test and Seasonal Mann-Kendall test a significant decrease trend in the central part of Bangladesh is shown. Meanwhile the decrease trend with no significant is shown in northern part and no trend is shown in the other part. It is found that the slope of trend in 32 years is bigger than that in 116 years from the data of India. The daily water level of three major rivers have significant decrease trend in recent 30 years. Especially, the slope of the trend in Brahmaputra is bigger than the others. For the relation to global scale phenomena, the cross-wavelet coherence analysis shows the correlation of DMI to monthly precipitation is stronger than that of SOI. The causality from DMI to precipitation in Bengal area with 5 to 6 months lag is found by VAR-LiNGAM analysis.