

Niño 3 海域の海面水温変動と 東京における豪雨発生

RELATIONSHIPS BETWEEN NIÑO 3 SEA SURFACE TEMPERATURE AND STATISTICAL CHARACTERISTICS OF HEAVY RAINFALLS IN TOKYO

東 博紀¹・飯塚 聡²・松浦 知徳²

Hironori HIGASHI, Satoshi IIZUKA and Tomonori MATSUURA

¹正会員 博士(工) 独立行政法人 防災科学技術研究所 (〒305-0006 茨城県つくば市天王台 3-1)

²非会員 博士(理) 独立行政法人 防災科学技術研究所 (〒305-0006 茨城県つくば市天王台 3-1)

This paper describes relationships between Niño 3 sea water temperature (SST) and statistical characteristics of daily rainfalls in Tokyo. Daily rainfall series for 1961-2002 is separated the series in the years with positive SST-anomalies from the one in the years with negative SST-anomalies. The frequency analysis based on partial duration series is carried out individually. The quantiles in the years with negative SST-anomalies are 1.68-2.35 times as large as the ones in the years with the positive SST-anomalies, indicating that the heavy rainfall events occur frequently in the years with negative SST-anomalies. Despite the condition of no artificial factor in the climate changes such as a global warming, the numerical simulation results using the ocean-atmosphere coupled general circulation model also show that the daily rainfall series in Tokyo is unstationary.

Key Words : Niño 3 SST, daily rainfalls, hydrologic frequency analysis, CGCM

1. 研究目的

近年, 地球温暖化やエルニーニョ/ラニーニャ現象などの気候変動による世界各地の異常気象およびそれらが引き起こす洪水・渇水災害が問題となっている。気候変動のメカニズムを解明するとともに, これらの将来予測を的確に行うことは効果的な水災害の対策を行ううえで必要不可欠である。

エルニーニョはガラパゴス海域からペルー沖にかけて海面水温が2~5年に一度大規模に上昇する現象であり, その反対の水温が下がる現象はラニーニャと呼ばれている。エルニーニョ/ラニーニャ現象は, 観測が進むにつれて当該地域だけの局地的なものではなく, 太平洋全域にわたり大規模な気候変動現象として認識されるようになった。現在ではテレコネクションにより地球規模での気候変動・異常気象を誘発するといわれており, 世界各地で発生している豪雨や旱魃, 高温・低温との関連が指摘されている¹⁾。

エルニーニョ/ラニーニャ現象による気象への影響はこれまでに多くの地域を対象に議論されている。日本についてもそれに関する研究が多数行われており, エルニーニョ現象が生じているときは暖冬・冷夏になりやすい, 梅雨明けが平年より遅れる, 台風の発生個数が減少するなどの傾向が認められている²⁾。しかし降雨については, 月や季節, 年単位など比較的中・長期間

の雨量とエルニーニョ/ラニーニャ現象の関係については議論されている^{3), 4)}ものの, 洪水災害を引き起こす台風や集中豪雨などの短期間雨量との関係についてはほとんど検討されていない。

本研究では, 気候変動が水文素過程に及ぼす影響を評価するための一研究として, エルニーニョ/ラニーニャ現象と東京における降雨の関係について明らかにすることを目的とする。エルニーニョ/ラニーニャ現象の指標には一般によく用いられている Niño 3 海域 (4°N ~ 4°S, 150°W ~ 90°W) の海面水温 (SST) を採用し, 東京で豪雨が発生しやすい5~10月の SST が気象庁による基準値 (1961~1990年の SST 平均値) より高い年を正偏差年, 低い年を負偏差年とした。1961~2002年の東京管区气象台における地上雨量観測データを統計資料とし, SST 正偏差年と負偏差年に分けて降雨特性を調べた。部分期間系列 (PDS, Partial Duration Series) による頻度解析手法を用いて確率降雨量を求めたところ, SST 負偏差年の確率降雨量は正偏差年より大きいことが明らかになった。観測値には地球温暖化など人為的要因による影響も含まれていることが十分考えられるため, Iizuka *et al.*⁵⁾によって開発された高解像度大気海洋結合モデル (CGCM) を用いて他の気候変動が生じない条件で数値シミュレーションを行い, 人為的な影響がない自然状態においても Niño 3 海域の SST 変動によって確率降雨量に変化するかを調べた。

2. 部分期間系列 (PDS) による日雨量の頻度解析

(1) 基礎式

本研究では、統計資料として1961～2002年の東京管区気象台(35°41.4' N, 139°45.6' E)における地上雨量観測データを用いる。日雨量(0時～翌日0時)のうち閾値を超えるものを抽出したPDSを用いて頻度解析を行う。

閾値 x_0 を超える日雨量が年に M 回生起する確率 P は、Poisson分布に従うと仮定すると、(1)式で表わされる⁶⁾。

$$P\{M=m\} = \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda} \quad (m=0,1,2,\dots) \quad (1)$$

ここに、 λ : 閾値超過の日雨量の平均年生起回数である。

日雨量を確率変数 X とし、 X が閾値 x_0 を超え、かつ $X \leq x$ となるの確率分布を $G(x) = P\{X \leq x | x \geq x_0\}$ とする。このとき、 X が x_0 を超え、かつ $X > x$ となる事象の平均年生起回数 λ_* は(2)式、年生起回数が M' となる確率 P は(3)式で表わされる。

$$\lambda_* = \lambda \{1 - G(x)\} \quad (2)$$

$$P\{M'=m\} = \frac{\lambda_*^m}{m!} e^{-\lambda_*} \quad (m=0,1,2,\dots) \quad (3)$$

毎年最大値の確率分布を $F_a(x) = P\{X \leq x\}$ とすると、これは X が1年間に x を超えない確率に等しい。したがって、 F_a は(3)式の m を0とした(4)式で表わされる。

$$F_a(x) = \exp[-\lambda \{1 - G(x)\}] \quad (4)$$

$G(x)$ には一般化パレート(GP)分布(5)式がよく適合するといわれている。

$$G(x) = 1 - \left(1 - k \frac{x - x_0}{a}\right)^{1/k} \quad (k \neq 0) \quad (5)$$

ここに、 a : 尺度母数、 k : 形状母数である。 $G(x)$ を(4)式に代入すると F_a は一般化極値(GEV)分布(6)式となる。

$$F_a = \exp \left\{ - \left(1 - k \frac{x - c}{a_*}\right)^{1/k} \right\} \quad (k \neq 0) \quad (6)$$

ここに、 a_* : 尺度母数($= a \lambda^{-k}$)、 c : 位置母数($= x_0 + a(1 - \lambda^{-k})/k$)である。また、 $G(x)$ としてGP分布(5)式で $k \rightarrow 0$ とした指数分布(7)式もよく用いられている。

$$G(x) = 1 - \exp \left(- \frac{x - x_0}{a} \right) \quad (7)$$

この場合、 F_a はGumbel分布(8)式となる。

$$F_a = \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{x - c_0}{a} \right) \right\} \quad (8)$$

ここに、 c_0 : 位置母数($= x_0 + a \ln \lambda$)である。閾値を超える事象がPoisson過程である場合、年最大水文量は $G(x)$ がGP分布に従えばGEV分布に、指数分布に従えばGumbel分布に従うことになる。

(2) 解析結果

PDSを用いて水文頻度解析を行う場合、閾値 x_0 をいかに決定するかが問題となる。星⁶⁾は44年間の石狩大橋の観測流量を用いて、毎年最大値系列(AMS)にGEV分布を当てはめた場合と閾値超過の年平均生起回数が1.87回となるPDSにGP分布を適用した場合を比較し、両手法によって算出された150年確率の流量がよく一致することを検証した。Cunnane⁷⁾は事象の平均年生起回数が1.65以上であればPDSによる解析がAMSによる解析よりも精度が高くなることを示した。

本研究では、平均年生起回数が2となる日雨量69mm/dayを x_0 とし、L積率法⁶⁾を用いて分布母数を決定した。分布関数 G については、GP分布と指数分布を適用して標準最小二乗基準(SLSC)^{8),9)}を算定したところ、GP分布の方が良い適合度を示したので、本研究ではGP分布を適用した。なお、SLSCは(9)式で算出される値が小さいほど良好な適合を示す指標であり、0.04以下であれば比較的適合度が良いとされている⁹⁾。

$$SLSC = \frac{\sqrt{\xi_{\min}^2}}{|s_{0.99} - s_{0.01}|} \quad (9)$$

ここに、 $s_{0.99}$, $s_{0.01}$: 非超過確率が0.99, 0.01に相当する標準変量、 $\xi_{\min}$: i 番目($i=1,2,\dots,N$)の順序統計量 x_i に対応するGP分布の標準変量 s_i とプロットイング・ポジション公式で与えられる確率 p_i に対応する標準変量の差の二乗平均を最小化したときの値である。プロットイング・ポジション公式には(10)式を用いた¹⁰⁾。

$$p_i = \frac{i - 0.35}{N} \quad (10)$$

表-1に得られた分布母数とSLSCを示す。また、図-1(a)、2(a)に閾値超過降雨の年生起回数の確率関数、閾値超過降雨の大きさの確率密度関数をそれぞれ示す。なお、図-2については、階級幅を20mm/dayとしたときの頻度密度を各階級の間値にプロットしてある。図-1(a)を見ると、69mm/day超過降雨の年生起回数の確率関数は同図に併示してあるPoisson分布(1)式に、降雨の大きさの確率密度関数についてはGP分布(5)式によく適合している。表-1のSLSCを見ると、その値は0.033とまずまず良好な適合度を示している。

3. Niño 3海域のSSTと東京における豪雨発生の関係

(1) 閾値超過降雨の年平均生起回数

気象庁ではNiño 3海域のSSTと基準値(1961～1990年の30年間月別平均)の差の5ヶ月移動平均値が6ヶ月以上続けて0.5Kより大きい(−0.5Kより小さい)ときをエルニーニョ(ラニーニャ)現象と定義している。

東京における69mm/day超過降雨の生起回数を月別に見たところ、梅雨期および台風がよく接近する5～10月の生起回数が全体の95%を占めていることが分かつ

表-1 分布母数と確率降雨量

PDS		Data (year)	x_0 (mm/day)	λ (time/year)	k	a	SLSC	Quantile (mm/day)		
Observed	Whole	42	69	2.0	-0.238	28.4	0.033	371	447	568
	Negative SST anomaly	21	69	1.7	-0.371	26.8	0.033	480	622	877
	Positive SST anomaly	21	69	2.3	-0.094	30.3	0.018	285	321	373
Calculated	Whole	48	80	2.0	-0.176	31.3	0.032	355	413	503
	Negative SST anomaly	27	80	2.5	-0.244	27.4	0.021	401	480	608
	Positive SST anomaly	21	80	1.4	-0.015	43.6	0.041	305	338	381

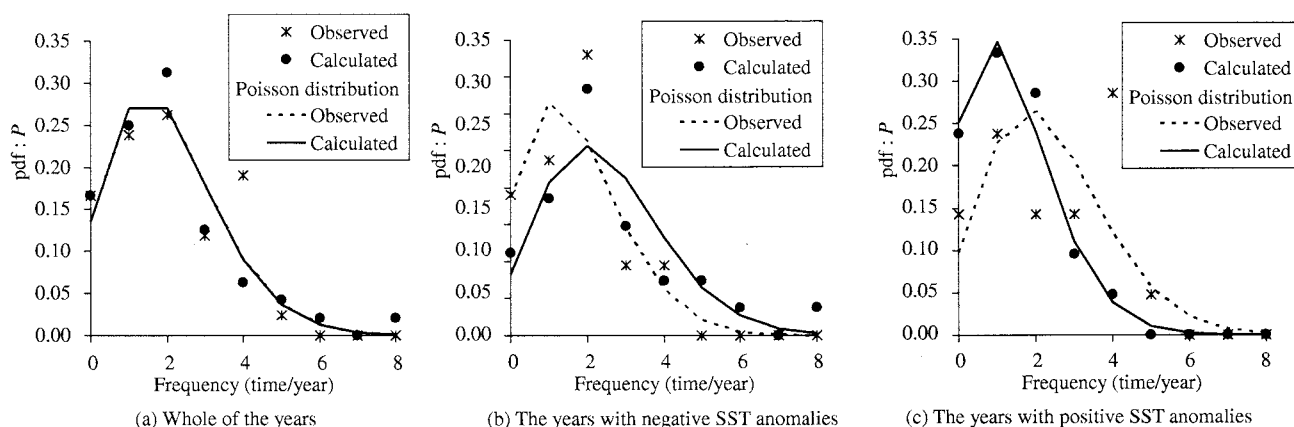


図-1 閾値 x_0 を超える降雨の年生起回数の確率関数

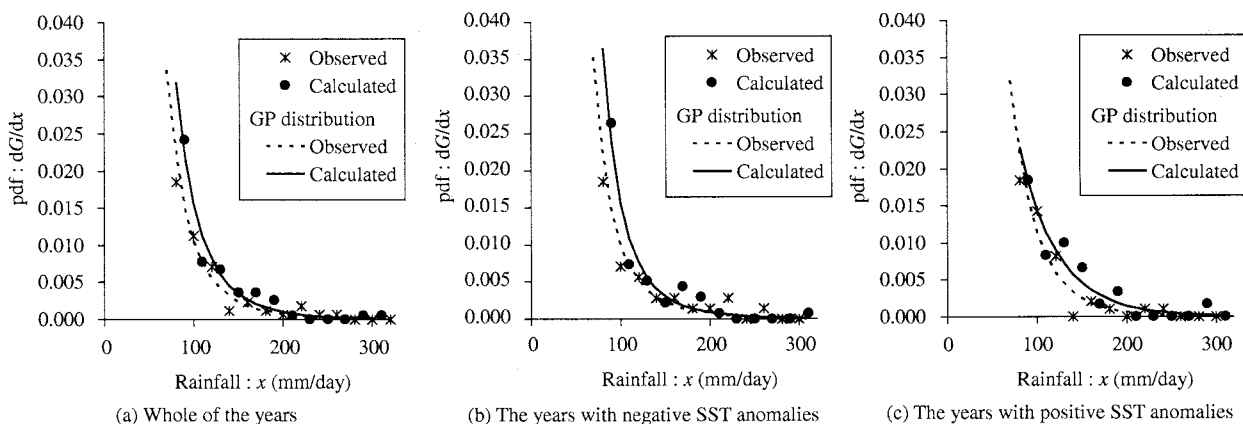


図-2 閾値 x_0 を超える降雨の大きさの確率密度関数

た. 本研究では, TAO/TRITON Array による SST 観測値²⁾(図-3)を用いて各年の5~10月のSST偏差の平均値を算出し,それが正の年を正偏差年,負の年を負偏差年と呼称する. また, SST偏差の大きさと豪雨頻度の関連についても検討するため,正偏差年系列,負偏差年系列をSST偏差の大きさによってさらにそれぞれ2つに分け, SST偏差が -0.5K より小さい年の資料をseries 1, $-0.5\sim 0.0\text{K}$ をseries 2, $0.0\sim 0.5\text{K}$ をseries 3, 0.5K より大きい年の資料をseries 4とする.

図-4にSST偏差と69mm/day超過降雨の年生起回数の関係を示す. 69mm/day超過降雨が年に4回以上生起するときのSST偏差は負のときより正のときの方が多くなっている. 表-2に各系列の資料年数, 69mm/day超過降雨の平均年生起回数を示す. 表-2を見ると, 69mm/day超過降雨の年生起回数はSSTが高くなるにつれて多くなる傾向にあり,とくにseries 2と3の間で急激に増加していることが分かる. 69mm/day超過降雨は負偏差年よりも正偏差年に発生しやすいといえる.

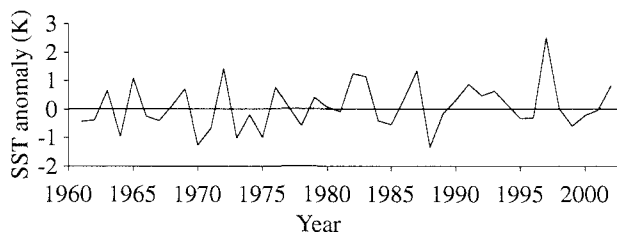


図-3 Niño 3 海域の SST 偏差 (各年 5～10 月 平均値)

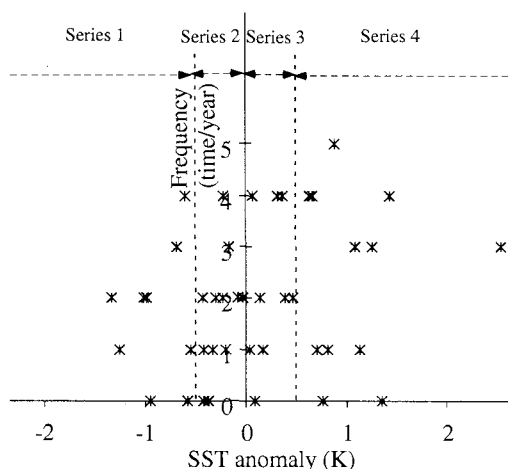


図-4 SST 偏差と 69mm/day 超過降雨の年生起回数の関係

表-2 SST 偏差と 69mm/day 超過降雨の年生起回数・降雨の大きさ

PDS		Data (year)	Frequency (time/year)	Average rainfall in PDS (mm/day)
Negative SST-anomaly	Series 1	9	1.7	99
	Series 2	12	1.7	122
Positive SST-anomaly	Series 3	9	2.2	97
	Series 4	12	2.4	106

(2) 閾値超過降雨の大きさ

図-5に SST 偏差と 69mm/day 超過降雨の大きさの関係を示す。また、表-2に 69mm/day 超過降雨の大きさの平均値を併示する。図-5を見ると、SST 偏差が -0.5K 以下および 1.0K 以上では 200mm/day を超える降雨は発生しておらず、SST 偏差の絶対値が大きいエルニーニョ/ラニーニャ現象が生じているときは雨量が大きい降雨は発生しにくい傾向にある。また、69mm/day 超過降雨を大きい順に並べたときの上位 8 位 (10%) を見ると、そのうちの 5 つは series 2 で生起していることが分かる。

表-2の 69mm/day 超過降雨の雨量平均値を見ると、series 1, 3 および 4 はそれぞれ 99, 97, 106mm/day と比較的近い値であるのに対して、series 2 は 122mm/day

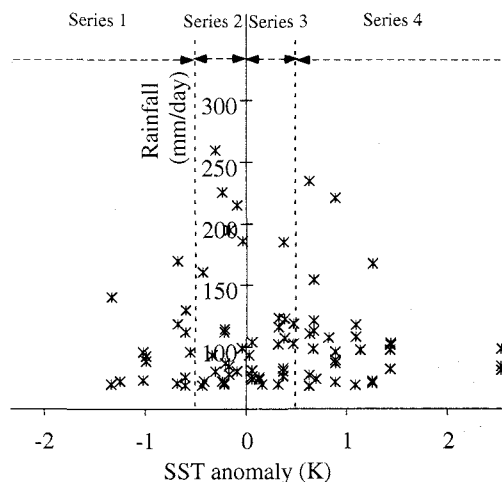


図-5 SST 偏差と 69mm/day 超過降雨の大きさの関係

表-3 関東地方における確率降雨量

PDS		Quantile (mm/day)		
		100-year	200-year	500-year
Yokohama	Whole	356	414	501
	Negative SST anomaly	371	434	529
	Positive SST anomaly	342	397	479
Chichibu	Whole	523	633	808
	Negative SST anomaly	570	721	977
	Positive SST anomaly	501	591	727
Maebashi	Whole	215	241	277
	Negative SST anomaly	214	244	288
	Positive SST anomaly	214	235	262
Utsunomiya	Whole	206	219	234
	Negative SST anomaly	207	225	247
	Positive SST anomaly	209	220	233
Choshi	Whole	324	387	489
	Negative SST anomaly	376	478	658
	Positive SST anomaly	282	321	379
Katsuura	Whole	320	352	395
	Negative SST anomaly	361	404	464
	Positive SST anomaly	291	317	351

と他より 15～25% 多いことが分かる。東京において 69mm/day 超過降雨は負偏差年より正偏差年の方が生起しやすいが、1 降雨あたりの雨量は負偏差年の方 (とくに series 2) が大きいことが明らかになる。

(3) 確率降雨量

1961～2002 年の降雨データを SST 負偏差年と正偏差年に分け、69mm/day 超過降雨を抽出したそれぞれの PDS を用いて頻度解析を行い、確率降雨量を求めた。

図-1(b)(c) および図-2(b)(c) に SST 負偏差年、正偏差年における 69mm/day 超過降雨の年生起回数の確率関数、および降雨の大きさの確率密度関数をそれぞれ示

表-4 月別・年雨量の計算値と観測値の比較

		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Annual
Calculated	Average (mm)	54	56	75	91	142	238	258	193	152	117	93	80	1548
	Max (mm)	126	133	231	196	367	408	603	608	316	342	232	200	2437
	Min (mm)	2	2	21	4	24	87	66	26	9	30	4	4	711
Observed	Average (mm)	51	56	106	121	135	181	143	149	190	169	89	44	1434
	Max (mm)	145	142	205	205	400	510	374	412	446	533	245	188	2042
	Min (mm)	0	4	10	41	49	36	30	9	5	19	8	0	880

す。SST 負偏差年および正偏差年における 69mm/day 超過降雨は、年生起回数の確率関数については図中に併示してある Poisson 分布 (1) 式に、降雨の大きさの確率密度関数については GP 分布に適合していることが分かる。

表-1 に L 積率法にて算定された分布母数および GEV 分布 (6) 式より算出した 100, 200, 500 年確率降雨量を併示する。正偏差年に対する負偏差年の 100, 200, 500 年確率の日雨量はそれぞれ 1.68, 1.93, 2.35 倍であり、SST 負偏差年の確率降雨量は正偏差年のものより大きいことが分かる。また、表-3 に関東地方における他の地上気象観測データを用いて同様の手法で求めた確率降雨量を示す。地点によって確率降雨の大きさには差があるものの、東京と同様に SST 負偏差年の確率降雨量は正偏差年より大きくなる傾向にあり、その差は降雨量が多い地域ほど顕著である。関東地方では負偏差年に豪雨が発生しやすいといえる。

4. 高解像度大気海洋結合モデル (CGCM) による数値シミュレーション

(1) CGCM の概要

Iizuka *et al.*⁵⁾ は季節変動やエルニーニョ・南方振動等の気候変動、および台風や梅雨のような中規模気象現象を同時に解析・予測するために高解像度全球水循環モデルを開発している。本研究では、この CGCM を用いて地球温暖化など長期トレンドによる変動を除いた条件で数値シミュレーションを行い、人為的影響がない、自然状態における Niño 3 海域の SST 変動と東京における豪雨発生の関係を調べた。周知のように GCM では地域レベルの気候値の再現性に限界があり、計算結果の信頼性・有用性についていまだ問題があるといわざるを得ない。しかし、近年問題となっている地球温暖化の影響の将来予測には GCM による数値シミュレーションに基づいた研究が多く、GCM の特性・性能を調べるとともに自然状態の全球水循環過程を究明することは的確な気候変動予測を行うためにも重要であると考えられる。

本研究で用いる CGCM は、大気モデルは気象庁の GSM8911¹¹⁾、海洋モデルは University of East Anglia で開発された Southampton-East Anglia (SEA) model¹²⁾、陸面モデルは SiB^{13),14)} で構成されている。ただし、大気モデルは積雲対流の表現に prognostic Arakawa-Schubert scheme¹⁵⁾ を用いて改良されており、水平解像度は大気モデル、海洋モデルともに $0.5625^\circ \times 0.5625^\circ$ 、鉛直方向についてはそれぞれ 21, 37 層と高解像度化を図っている。その結果、これまでの多くの GCM でほとんど再現できなかった SST 変動や台風 (年間発生数、日本へ上陸数および移動経路) に関して精度向上が確認されている¹⁶⁾。なお、本モデルではフラックスコレクションは行っていない。

(2) 計算結果

計算開始後 20 年程度は初期条件の影響を受け、算出された気候値にドリフトが見られたため、本研究では計算開始後 20～67 年の 48 年間の計算結果を用いてエルニーニョ/ラニーニャ現象と東京における豪雨発生の関係を調べた。

月別・年平均雨量の CGCM による計算値 ($35^\circ 43.1' \text{ N}$, $139^\circ 30.0' \text{ E}$) と 1961～2002 年の東京管区気象台における地上気象観測値の比較を表-4 に示す。月別平均雨量については観測値では梅雨期の 6 月と台風が多く接近する 9 月に雨量が多いのに対し、計算値では 7 月に最大となるなど観測値と計算値に差が見られるが、平均年雨量については観測値と計算値の差は平均年雨量の観測値の 8% ほどであり、まずまずの結果が得られている。

表-1 に閾値、閾値超過降雨の平均年生起回数および L 積率法にて算定された分布母数を併示する。平均年生起回数が 2 となる閾値を見ると、観測値が 69mm/day に対して計算値は 80mm/day であり、両者は概ね近い結果となっている。図-1, 2 に閾値超過降雨の年生起回数の確率関数、閾値超過降雨の大きさの確率密度関数をそれぞれ併示する。閾値を超える降雨の年生起回数の確率関数および降雨の大きさの確率密度関数はそれぞれ Poisson 分布、GP 分布によく適合している。

GEV 分布 (6) 式を用いて 100, 200, 500 年確率降雨量を求めた結果を表-1 に併示する。観測値と同様に SST 負偏差年の確率降雨量は正偏差年より大きいことが分かる。CGCM による数値シミュレーションの結果ではあるが、人為的要因による気候変動が生じない条件において SST 負偏差年と正偏差年の確率降雨量に差が見られることは降雨が自然状態においても経年的に変動する非定常現象であることを示唆している。確率過程の非定常性についての定量的な検討は今後の課題である。

5. 結論

本研究では、気候変動が水文素過程に及ぼす影響を明らかにするための基礎研究として、Niño 3 海域の SST の変動と東京における豪雨発生頻度の関係を調べた。また、地球温暖化など人為的要因による気候変動が生じない条件で CGCM による数値シミュレーションを行い、自然状態においても Niño 3 海域の SST 変動によって確率降雨量が変化するかを検討した。得られた結論をまとめると次のとおりである。

- (a) 東京における 69mm/day 超過降雨の平均年発生回数は SST 正偏差年では 2.3, 負偏差年では 1.7 であり、69mm/day 超過降雨は比較的正偏差年に発生しやすい。
- (b) SST 偏差の絶対値が大きいエルニーニョおよびラニーニャ現象が生じているときは、比較的雨量の多い降雨は発生しにくい。
- (c) 69mm/day 超過降雨の平均降雨量は SST 負偏差年では 112mm/day, 正偏差年では 102mm/day であり、1 降雨あたりの雨量は負偏差年の方が多い。
- (d) SST 正偏差年に対する負偏差年の 100, 200, 500 年確率の東京における日雨量はそれぞれ 1.68, 1.93, 2.35 倍である。関東地方では SST 正偏差年より負偏差年に豪雨が発生しやすい。
- (e) CGCM の数値シミュレーションでは、人為的影響の有無に関わりなく、東京の豪雨発生頻度は Niño 3 海域における SST の影響を受けて経年的に変動する。

SST 負偏差年と正偏差年の豪雨頻度に差が見られる主な理由の一つに、負偏差年と正偏差年で台風の発生個数・位置および移動経路が異なることが考えられる(17), (18), (19), (20)。今後は現象の物理性を考慮した確率過程的な解析を行っていく予定である。

謝辞： 本研究を遂行するにあたり、CGCM の解析およびデータ整理には防災科学技術研究所 藤田貢崇 博士に多大なる御協力をいただきました。ここに記して深く感謝の意を表します。

参考文献

- 1) Ropelewski, C.F. and Halpert, M.S.: Global and regional scale precipitation patterns associated with the El Niño/Southern Oscillation, *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 115, pp. 1606-1626, 1987.
- 2) 気象庁:エルニーニョ・ラニーニャ現象の情報, 気象庁ホームページ <http://www.data.kishou.go.jp/climate/elnino/index.html>
- 3) 河村 明, 江口 総一郎, 神野 健二: 南方振動と福岡市月降水量の相関関係について, 土木学会論文集, No. 691/II-57, pp. 153-158, 2001.
- 4) 仲江川 敏之: 日本の降水量と Niño 3 海面水温変動の関連性についての基礎的検討, 水工学論文集, Vol. 48, pp. 85-90, 2004.
- 5) Iizuka, S., Orito, K., Matsuura, T. and Chiba, M.: Influence of Cumulus Convection Schemes on the ENSO-like Phenomena Simulated in a CGCM, *J. Meteor. Soc. Japan*, Vol. 81, No. 4, pp.805-827, 2003.
- 6) 星 清:洪水ピークの確率評価法について, 開発土木研究所月報, No. 539, pp. 34-47, 1998.
- 7) Cunnane, C.: A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction, *Journal of Hydrology*, Vol. 18, pp. 257-271, 1973.
- 8) 高埴 琢馬, 宝 馨, 清水 章: 琵琶湖流域水文データの基礎的分析, 京都大学防災研究所年報, Vol. 29 B-2, pp.157-171, 1986.
- 9) 宝 馨: 水文頻度解析の進歩と将来展望, 水文・水資源学会誌, Vol. 11, No. 7, pp. 740-756, 1998.
- 10) 竹内 邦良, 星 清, 江藤 剛治, 寺川 陽, 宝 馨: 水文リスク解析, 水文・水資源ハンドブック, 第7章, 水文・水資源学会(編集), 朝倉書店, pp. 228-255, 1997.
- 11) JMA: Appendix to Progress Report on Numerical Weather Prediction, JMA, pp. 1-128, 1993.
- 12) Webb, D.J., Coward, A.C., de Cuevas, B.A. and Gwilliam, C.S.: A multi-purpose ocean general circulation model using message passing, *J. Atmos. Oceanic Tech.*, Vol. 14, pp. 175-183, 1997.
- 13) Sellers, P.J., Mintz, Y., Sud, Y.C. and Dalcher, A.: A simple biosphere model(SiB) for use within general circulation models, *J. Atmos. Sci.*, Vol. 43, pp. 505-531.
- 14) Sato, N., Sellers, P.J., Randall, D.A., Schneider, E.K., Shukla, J., Kinter, J.L., Hou, Y.-T. and Albertazzi, E.: Effects of implementing the simple biosphere model in a general circulation model, *J. Atmos. Sci.*, Vol. 46, pp. 2757-2782, 1989.
- 15) Arakawa, A. and Schubert, W.H.: Interaction of a cumulus cloud ensemble with the large-scale environment. Part I, *J. Atmos. Sci.*, Vol. 31, pp.674-701.
- 16) 防災科学技術研究所: 全球水循環モデルにおける災害予測に関する研究, 防災科学技術研究所研究成果報告書, pp. 1-377, 2001.
- 17) Wu, G. and Lau, N.C.: A GCM simulation of the relationship between tropical-storm formation and ENSO, *Mon. Wea. Rev.*, Vol 120, pp. 958-977, 1992.
- 18) Matsuura, T., Yumoto, M., Iizuka, S. and Kawamura, R.: Typhoon and ENSO simulation using a high-resolution coupled GCM, *Geophys. Res. Letters* Vol. 26, pp. 1755-1758, 1999.
- 19) Lander, M.A.: An exploratory analysis of the relationship between tropical storm formation in the North Pacific and ENSO, *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 121, pp. 636-651.
- 20) Yumoto, M. and Matsuura, T.: Interdecadal variability of tropical cyclone activity in the western North Pacific, *J. Meteor. Soc. Japan*, Vol. 81, pp. 1069-1086, 2003.

(2004. 9. 30 受付)