

北海道内 22 気象官署における年最大日雨量の非定常頻度解析

Unsteady frequency analysis of annual maximum daily amount of rainfall at the 22 meteorological observatories in Hokkaido

北見工業大学大学院 ○学生員 杉山一郎 (Ichiro Sugiyama)
北見工業大学工学部 フェロー 佐渡公明 (Kimiteru Sado)

1. はじめに

近年、記録的豪雨、記録的猛暑及び記録的少雨の観測、さらに、土砂災害、堤防の決壊及び水不足といった被害が続出しており、河川の治水計画及び利水計画において精度のよい計画降雨や無降雨期間推定の重要性は論を待たない。水利構造物の耐久能力を高めることは重要であるが、住民の危機意識を高める工夫、例えば、河川ハザードマップ等に降水量の変化による水利構造物の安全率の推移を盛り込むことも一つの手法と考える。

本研究の目的は、北海道内 22 気象官署の統計開始年からの年最大日雨量データによる降雨の非定常性を調べる。また、非定常性に起因する年最大日雨量の治水安全率の年々変化を明らかにすることである。

2. 非定常頻度解析とは

2.1 非定常頻度解析とは

確率過程の統計的性質が、時間の取り方により変化する確率変動を非定常確率過程¹⁾という。具体的には、統計年数 M の範囲で、連続した標本数 n の抽出を任意に変化させたとき、標本統計値の変化する場合が非定常確率過程、変化しない場合が定常確率過程である。降水の時系列過程には、時間の関数であるトレンド成分や周期成分が通常含まれているので、降水データは一般に非定常確率過程である。しかし、治水計画においては、取り扱いの容易さから定常頻度解析が採用されている。このような非定常確率過程の母集団から抽出された標本値の頻度解析を“非定常頻度解析”²⁾と呼ぶ。

2.2 年最大日雨量データ

札幌管区気象台、網走地方気象台、気象庁 HP 電子閲覧室及び気象庁年報 CD-ROM により、各官署の観測開始年又はデータ収集開始可能年から 2004 年までを取扱う。なお、欠測等により参考値となっている場合も有効とし、日界及び観測機器等の変更による誤差もここでは考慮しない。図-1 に道内 22 気象官署の位置図を示す。全 22 官署の内、100 年以上の年最大日雨量データがあるのは 8 官署（最長：札幌・函館の 122 年間）である。また、雪の影響を除くため 5 月～11 月までを対象とした。

表-1 に道内 22 官署の年最大日雨量データの基本統計量を示す。なお、北見枝幸、苫小牧、根室及び広尾の上位第 1 位について、上位第 2 位との差が 40mm 以上と大きく、危険率 5% の F 検定の結果、異常値として削除している。年平均値では、広尾のみ 100mm を超えており、



図-1 北海道内 22 気象官署位置図

表-1 道内 22 気象官署の年最大日雨量の基本統計量 (2004 年まで : 5～11 月)
(北見枝幸、苫小牧、根室、広尾は上位 1 位削除) (気象庁提供)

気象官署名	統計年数	平均値 (mm)	変動係数	歪係数	気象官署名	統計年数	平均値 (mm)	変動係数	歪係数
羽幌	84	63.8	0.419	1.193	稚内	67	65.7	0.381	1.549
留萌	62	66.1	0.409	0.974	北見枝幸	61	63.2	<u>0.293</u>	<u>0.498</u>
岩見沢	58	70.0	<u>0.623</u>	<u>2.417</u>	雄武	63	66.3	0.380	0.892
札幌	<u>122</u>	70.3	0.442	1.533	紋別	49	62.6	0.431	1.780
苫小牧	62	91.1	0.325	1.033	網走	115	<u>52.7</u>	0.396	1.996
室蘭	82	81.1	0.299	1.007	根室	120	74.1	0.368	0.888
小樽	62	63.6	0.408	1.180	釧路	115	78.7	0.336	1.012
倶知安	61	64.9	0.419	1.897	帯広	113	74.3	0.371	1.099
寿都	121	64.9	0.423	2.139	広尾	<u>46</u>	<u>136.6</u>	<u>0.293</u>	0.783
江差	64	77.3	0.395	1.655	旭川	113	62.2	0.497	1.691
函館	<u>122</u>	75.7	0.357	1.304	浦河	78	71.0	0.375	1.818

表-2 年最大日雨量の各最適確率分布の官署数

モデル	R	SLSC
① GEV	9	8
② P3	7	5
③ LP3	2	4
④ Iwai(U^2)	0	2
⑤ LNQ	1	1
⑥ Gumbel	0	2
⑦ G-C(S^2)	1	0
⑧ Iwai(S^2)	1	0
⑨ LNM	1	0
計	22	22

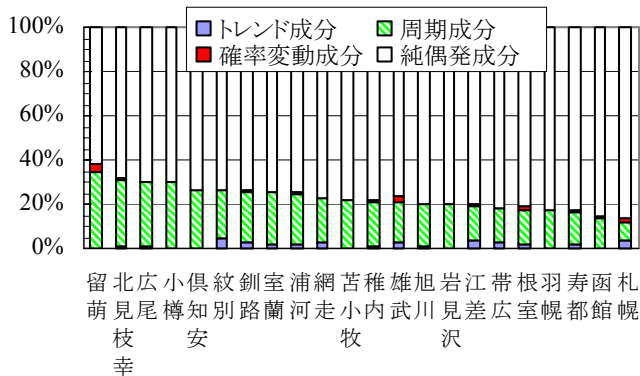


図-2 道内 22 官署の年最大日雨量の分散に対する各成分の分散の割合（決定論的成分の大小順）

最小値は網走の 52.7mm で、下位第 2 位で隣接地域の紋別と約 10mm の差が大きい。変動係数は 0.29～0.62，歪係数は 0.5～2.4 の範囲であり，確率密度関数(PDF)が値の大きい方に尾を引く非対称分布を示すことがわかる。

3. 年最大日雨量の非定常頻度解析

3.1 時系列解析による非定常性

年最大日雨量原系列 $Y(t)$ を時間 t により決まる決定論的成分（トレンド成分： $T(t)$ ，周期成分： $P(t)$ ）及び非決定論的成分（確率変動成分： $\varepsilon(t)$ ，純偶発成分： $\eta(t)$ ）の和で表わし，これらの分散の割合を求め，年最大日雨量の非定常性を調べる。式(1)に上記の関係式を示す。

$$Y(t) = T(t) + P(t) + \varepsilon(t) + \eta(t) \quad (1)$$

ここでは， $T(t)$ を 1 次式で求め， $Y(t)-T(t)$ 系列のパワースペクトルから最大ピークとして現れた卓越周期の内，第 1 位～3 位までを採用して $P(t)$ とした。また， $\varepsilon(t)$ は $Y(t)-T(t)-P(t)$ 系列から 1 次の Markov 過程で表し， $Y(t)-T(t)-P(t)-\varepsilon(t)$ 系列を $\eta(t)$ とした。

図-2 は，以上 4 成分の分散を年降水量原系列の分散に対する割合で示した棒グラフである。なお，第 2 章 2.2 節において異常値と判定されたものは，ここでは削除していない。この図より，決定論的成分が 12～34% を占めており，その非定常性と同時に 66～88% のランダム性も示している。全官署においてトレンド成分の割合が小さ

く，中でも苫小牧，函館及び岩見沢の $T(t)$ は 0.1% 以下である。また，道央，道南，日本海側，太平洋側及びオホーツク海地域に分けた地域の変化に対して，顕著な特徴は見られない。なお，最も強い卓越周期の内，長周期では岩見沢の 16.7 年，短周期では根室の 2.2 年であった。

3.2 最適確率分布^{3), 4), 5), 6)}

本研究で扱う確率分布は，一般化極値分布（GEV），PearsonⅢ型分布（P3：積率法による），対数 PearsonⅢ型分布（LP3：対数標本値の歪係数の正，負に対しそれぞれ対数標本値の積率解，原標本値の積率解を採用），3 母数対数正規分布（LNQ：Quantile-最尤法による，LNM：積率法による），Gumbel 分布，岩井法（Iwai(U^2), Iwai(S^2))（ U^2 ：不偏分散採用， S^2 ：分散採用），Gumbel-Chow 法（G-C(U^2), G-C(S^2))，平方根指数型最大値分布（SQRT-ET），正規分布（ND(U^2), ND(S^2))，積率法（高瀬法）（MoHa(U^2), MoHa(S^2))：Plotting position として Hazen plot 採用，MoTo(U^2), MoTo(S^2))：Thomas plot 採用）の 17 通りの中から，標準最小二乗規準（SLSC：Standard Least-Squares Criterion）により決定する。分散 S^2 を採用した確率分布も取り上げたのは，これが最適確率分布となる場合も有るからである。

全 22 官署に対して，標本順序統計量（ $x_{(j)}$ ）と Plotting Position として Cunnane 公式を用いた採用確率分布の理論 Quantile（ $y_{(j)}$ ）の相関係数 R^2 ，及び $x_{(j)}$ と $y_{(j)}$ から得られる SLSC⁵⁾で最適と判定された確率分布の官署数を表-2 に示す。R 及び SLSC の両方で GEV が最も多く，次いで Pearson3 型分布及び対数 Pearson3 型分布となっている。この結果より，以後の解析において最適確率分布の官署数が最も多かった GEV を用いて解析する。

3.3 一定標本数の抽出期間の相違による非定常性

第 2 章 2.1 節で述べたように，統計的性質の時間的な変化の有無で非定常性を判断するため，母集団から抽出する標本数を固定して，標本値の抽出期間を移動させた場合における年最大日雨量の非定常性を検討する。

抽出標本数 $n=50$ 年とし，確率分布を GEV に統一した上で，標本値の抽出開始を各官署の統計開始年とし，抽

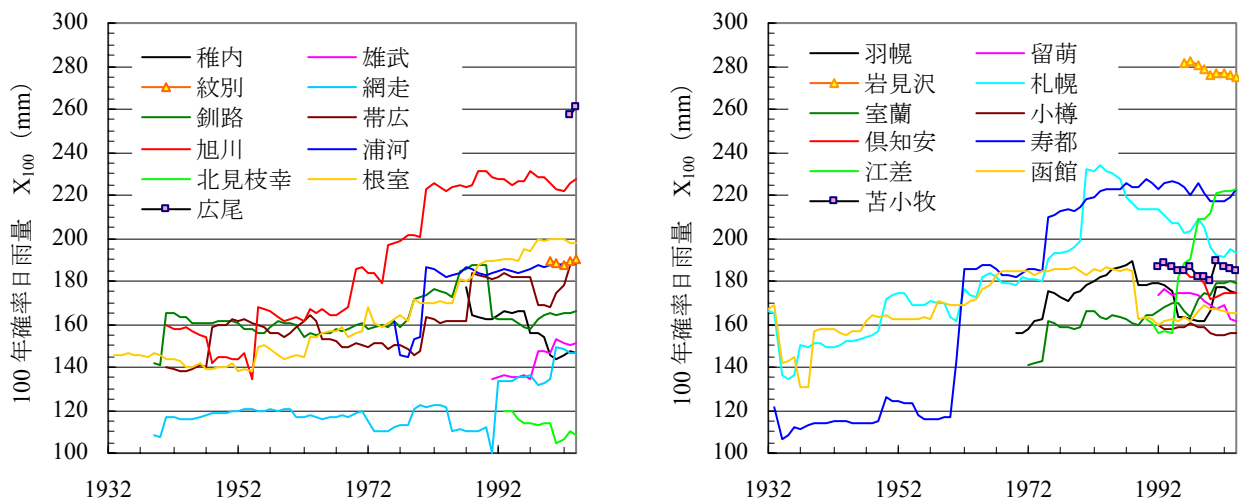


図-3 $n=50$ 年とした道内 22 官署の年最大日雨量に対する GEV による X_{100} の年々変化(左図・右図)

表-3 $n=50$ 年での道内 22 官署の年最大日雨量に対する X_{100} の平均値, 1 次回帰直線の傾きと相関係数及び分類型
(北見枝幸, 苫小牧, 根室及び広尾は異常値削除)(紋別及び広尾は $n=45$ 年)

気象 官署名	個数 M-n	X_{100} 平均値 (mm)	傾き a	相関 係数	型	気象 官署名	個数 M-n	X_{100} 平均値 (mm)	傾き a	相関 係数	型
羽幌	35	173.1	0.17	<u>0.18</u>	III	稚内	18	158.5	-1.56	0.88	I
留萌	13	170.6	-1.08	0.88	I	北見枝幸	12	<u>112.8</u>	-1.07	0.86	I
岩見沢	<u>9</u>	<u>278.1</u>	-0.91	0.94	I	雄武	14	142.4	1.64	0.89	III
札幌	<u>73</u>	182.6	1.04	0.85	III	(紋別)	(5)	(188.8)	(0.26)	(0.49)	(III)
苫小牧	13	185.1	<u>-0.13</u>	0.21	I	網走	66	120.5	0.29	0.54	III
室蘭	33	164.1	0.86	0.86	III	根室	71	161.9	0.91	0.93	III
小樽	13	157.5	-0.35	0.74	I	釧路	66	163.1	0.22	0.46	III
倶知安	12	179.6	-1.49	0.92	I	帯広	64	160.6	0.55	0.74	III
寿都	72	172.3	2.13	0.93	III	(広尾)	(2)	(259.0)	(2.99)	(1.00)	(III)
江差	15	191.2	<u>5.78</u>	<u>0.95</u>	III	旭川	64	189.2	1.62	0.94	III
函館	<u>73</u>	168.5	0.30	0.48	III	浦河	29	179.5	1.08	0.69	III

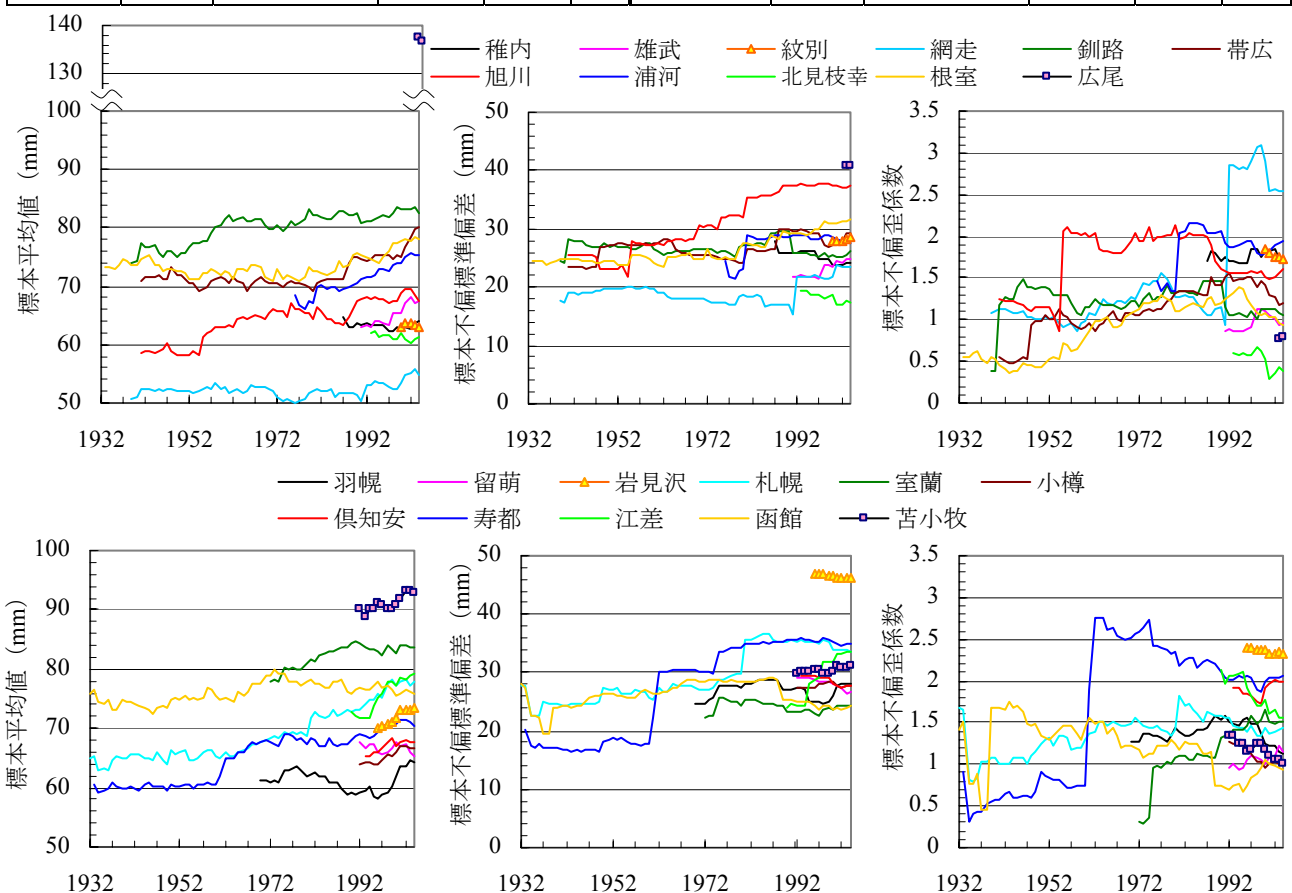


図-4 $n=50$ 年とした道内 22 官署の年最大日雨量に対する標本平均値(左図), 標本不偏標準偏差(中央図)及び標本不偏歪係数(右図)の年々変化(上段図・下段図)

出終了を 50 年後～2004 年まで変化させたときの 100 年確率日雨量 X_{100} の年々変化を図-3 に示す。なお, 第 2 章 2.2 節において異常値と判定された年の X_{100} は, 前年と翌年の X_{100} で線形補間している。また, 異常値を含む抽出期間では, $n=50$ 年になるよう抽出範囲を 1 年古い方へ広げている。さらに, 紋別及び広尾では, 統計年数 M が 50 年より少ないため $n=45$ 年で求めた。図-3 より, X_{100} が一定の挙動を示している官署は無く, 網走, 寿都及び江差など多くの官署で, X_{100} の急激な上昇が見られ

る。逆に, 稚内, 北見枝幸及び留萌では X_{100} が減少している。特に寿都では, X_{100} の最大値 $X_{100\max}$ (227.1mm, 1990 年) と最小値 $X_{100\min}$ (106.7mm, 1934 年) の差が 120.4mm と最も大きい。図-3 において, 各官署の X_{100} の年々変化に対する 1 次回帰直線を最小二乗法により求め, その傾き a から, 次のように分類する。

$$\begin{cases} a < 0 & \cdots \text{I 型 (治水安全率上昇型, 非定常)} \\ a \approx 0 & \cdots \text{II 型 (治水安全率一定型, 定常)} \\ a > 0 & \cdots \text{III 型 (治水安全率下降型, 非定常)} \end{cases}$$

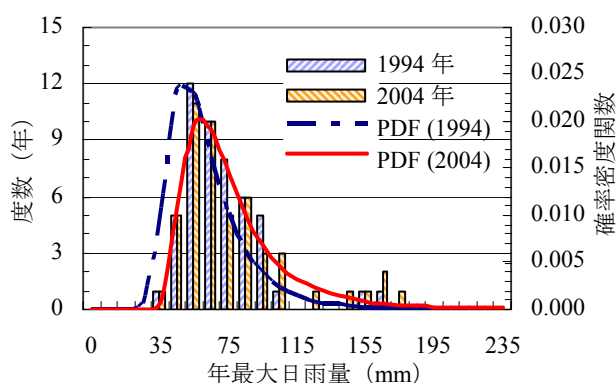


図-5 江差の年最大値日雨量のヒストグラムとPDF

表-3 に、統計年数 $M-n$ の個数、 X_{100} の平均値、 a 、1 次回帰直線の相関係数 r 及び上記の分類型を示す。表-3 より、 X_{100} の平均値で最も高い官署は岩見沢の 278.1 mm、最も低い官署は北見枝幸の 112.8mm である。また、 a が最も大きい官署は江差の 5.78 で、 r は 0.95 と非常に高い。 r は直接、定常・非定常性には関係しないが、 $|a|$ が大きい程、非定常性が強いことを表している。特に、江差の X_{100} は、1994 年以降毎年増加している。他方、苫小牧及び羽幌は、 a が -0.13 及び 0.17 で弱い非定常性を示しており、 r は両官署とも極めて低い。

道内 22 官署中Ⅲ型は 15 官署、Ⅱ型は無く、Ⅰ型は 7 官署であり、治水安全率が低下していることがわかる。ただし、どの年で X_{100} を基準にするかによって、分類型は変化すること。また、ある年によって最適確率分布モデルが変化した場合、 X_{100} の誤差も含んでいることに注意しなければならない。

次に、 X_{100} と同様に $n=50$ 年とした道内 22 官署における標本平均値、標本不偏標準偏差及び標本不偏歪係数のグラフを図-4 に示す。平均値が増加傾向となっている官署は多数であることがわかる。表-3 で a が大きい江差の X_{100} が極値 ($X_{100\max}=222.5\text{mm}$ (2004 年)、 $X_{100\min}=156.2\text{mm}$ (1994 年)) を取る場合の標本値のヒストグラムと PDF を図-5 に示す。図-4 の江差の平均値及び標準偏差は上昇し、図-3 のグラフと類似している。逆に、歪係数は減少していることから、図-5 のヒストグラムの値が大きい方の度数は増加し、小さい方の度数は減少したことを示している。PDF のグラフの形からも、平均値が増加して頂上が右に移動し、右に長くなっていた裾が少し膨らみ、歪係数が小さくなっているのがわかる。よって、江差は強い非定常状態であると言える。

また、表-3 で a が 0 に近い羽幌において、江差と同様に羽幌の X_{100} が極値 ($X_{100\max}=189.5\text{mm}$ (1988 年)、 $X_{100\min}=155.6\text{mm}$ (1970 年)) を取る場合の標本値のヒストグラムと PDF を図-6 に示す。図-4 の羽幌の平均値、標準偏差及び歪係数の 1 次回帰直線の傾きは、全て絶対値で 0.02 以下であった。また、平均値と標準偏差のグラフの挙動は大きな周期で上下に変動しており、歪係数は 1 つの山が平均値のグラフの谷の部分で突き出している。図-6 のヒストグラムの値が小さい方に度数が増加すれば、減少した雨量を補うように、値の大きい方にも度数が増加している。また、PDF のグラフの形からも、平均

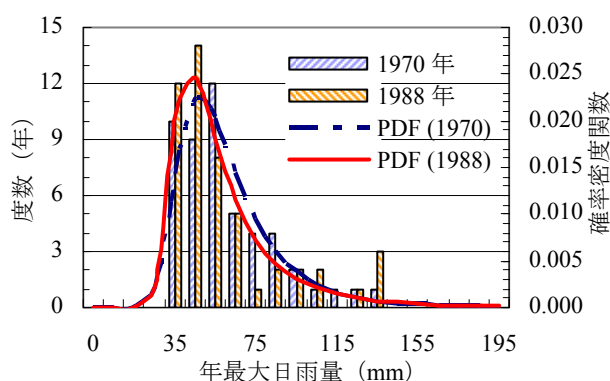


図-6 羽幌の年最大値日雨量のヒストグラムとPDF

値は少し減少して左にずれているが、右に長い裾の形は平均値のずれを補うように長くなっている。よって、羽幌は極めて弱い非定常状態と言える。

4. 結論

本研究により得られた結果を以下に示す。

(1) 道内 22 気象官署の年最大日雨量データから、時系列解析による決定論的成分の分散の割合が 12~34% を占め、その非定常性を明らかにした。

(2) 道内 22 気象官署の年最大日雨量に対する最適確率分布を、17 種類の確率分布から GEV が 8 官署で最適であることを示した。

(3) 母集団から抽出する標本数を 50 年に固定し、標本値の抽出期間を移動させた場合における年最大日雨量の非定常性を明らかにした。特に、定常性を示す官署は無く、江差は強い非定常状態であり、羽幌は極めて弱い非定常状態であることを示した。

(4) 道内 22 気象官署中、15 官署で治水安全率が低下し、7 官署で上昇していることを明らかにした。

以上より、河川の治水計画で扱う確率水文学量は、非定常頻度解析により、最も危険な値を採用すべきであると考える。

謝辞：本研究は、財団法人北海道河川防災研究センターの平成 16 年度及び平成 17 年度研究助成を受けたものです。ここに、感謝の意を表します。

参考文献

- 1) 小倉久直：確率過程入門，森北出版株式会社，pp.60-63，2002。
- 2) 寒川典昭，中村 哲：日高川流域の月・季節・年降水量の非定常頻度分析，水工学論文集，第49巻，pp.7-12，2005
- 3) 神田 徹，藤田睦博：水文学—確率論的手法とその応用—，新体系土木工学 26，土木学会編，pp.13-75，1982。
- 4) 篠原謹爾：河川工学，共立出版株式会社，pp.19-34，1991。
- 5) 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 別冊，北海道開発局土木研究所，1998。
- 6) 佐渡公明，杉山一郎：北海道内降水量データによる降雨に関する確率水文学量の変動特性，H16 年度河川防災研究センター報告，2005。