

T年確率降水量の時系列変化

Inter-Annual Variation in T-Year Probable Value of Precipitation

佐渡公明¹・杉山一郎²

Kimiteru SADO and Ichiro SUGIYAMA

¹ 北見工業大学工学部教授

² 北見工業大学大学院博士後期課程

要 旨

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。降水量データは、標本数が充分大きいとはいえない現在のところ、非定常確率過程である。したがって、過去に一度計画された T 年確率日雨量や T 年確率無降雨連続日数は、その後の降水量の変動により年々変化する。

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降水量データを用いて、年降水量、年最大日雨量及び年最大無降雨連続日数の非定常性を調べること。また、非定常性に起因する年最大日雨量に関する治水安全率の年々変化、及び年最大無降雨連続日数に関する利水安全率の年々変化を明らかにすることである。

まず、道内 22 官署の年降水量、年最大日雨量及び年最大無降雨連続日数のそれぞれの基本統計量を求め、時系列解析により、降雨の非定常性の指標である決定論的成分の割合を調べる。年最大日雨量の非定常性については、移動部分標本に対する一般化極値分布(GEV)による 100 年確率日雨量の年々変化を示し、3 種類に分類する。最後に、各官署の統計開始年から 1989 年までのデータを用いて計算した T 年確率水文量及びそのリターンピリオド（再現期間）が、その後 1990～2004 年の期間で 1 年毎の標本数を追加した 15 組の部分標本に対し、どの様に変化するかを求める。これにより、一例として 1989 年に計画されたある治水・利水安全率を持つ計画降雨に対する最近 15 年間(1990～2004 年)の降水量の変動の影響を明らかにする。

《キーワード：年降水量；年最大日雨量；年最大無降雨連続日数；一般化極値分布；T 年確率日雨量；T 年確率無降雨連続日数；治水安全率；利水安全率》

1. 非定常頻度解析

(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。特に、標本数が非常に大きくなった場合は、定常確率過程となる。具体的には、統計年数 M の範囲で、連続した部分標本数 n の抽出を任意に変化させたとき ($M-n+1$ 通りの抽出ができる)、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。寒川ら²⁾は、降雨に関する非定常頻度解析を行ない、安定した確率日雨量の推定には 30~40 年分以上のデータが必要であることを述べている。しかし、これ以外に最近の降水量の非定常頻度解析を扱った研究例は少ない。

(2) 降水量データ

降水量データは、札幌管区气象台、網走地方气象台、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 年以上の降水量データがあるのは、年降水量が 7 官署（最長：函館の 132 年間）、年最大日雨量（最長：札幌・函館の 122 年間）及び年最大無降雨連続日数（最長：札幌の 116 年間）は 8 官署である。また、年最大日雨量及び年最大無降雨連続日数は、雪の影響を除くため 5~11 月までを対象とした。



図-1 北海道内 22 気象官署位置図

(3) 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)、Pearson III 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(U²), Iwai(S²)) (U²: 不偏分散採用, S²: 分散採用), Gumbel-Chow 法 (G-C(U²), G-C(S²)), 平方根指数型最大値分布 (SQRT-ET), 正規分布 (ND(U²), ND(S²)), 積率法 (高瀬法) (MoHa(U²), MoHa(S²)): Plotting position として Hazen plot 採用, MoTo(U²), MoTo(S²): Plotting position として Thomas plot 採用)、以上の 17 通りの確率分布から, 標準最小二乗規準 (SLSC: Standard Least-Squares Criterion) により最適確率分布を決定する. 分散 S²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あるからである.

2. 年降水量の非定常頻度解析

(1) 時系列解析による非定常性

時系列解析により, 年降水量原系列 $Y(t)$ に対して時間 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: $\eta(t)$) の分散の割合を求め, 降雨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, 決定論的成分の割合が多くなるよう, $T(t)$ を 5 次式で求め, $Y(t) - T(t)$ 系列のパワースペクトルからピークとして現れた卓越周期を全て採用して $P(t)$ とした. $\varepsilon(t)$ は, $Y(t) - T(t) - P(t)$ 系列から $\eta(t)$ の割合が少なくなるように 10 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. この図より, 決定論的成分が 33~72% を占めており, その非定常性と同時に 28~67% のランダム性も示している. 道央, 道南, 日本海側, 太平洋側, オホーツク海地域に分けた地域特性について, 顕著な特徴は見られない. また, 第 1 位卓越周期としては, 長い方から, 36.7, 24.0, 18.0 年, 以下 1 桁台で 8, 4, 3, 2 年である.

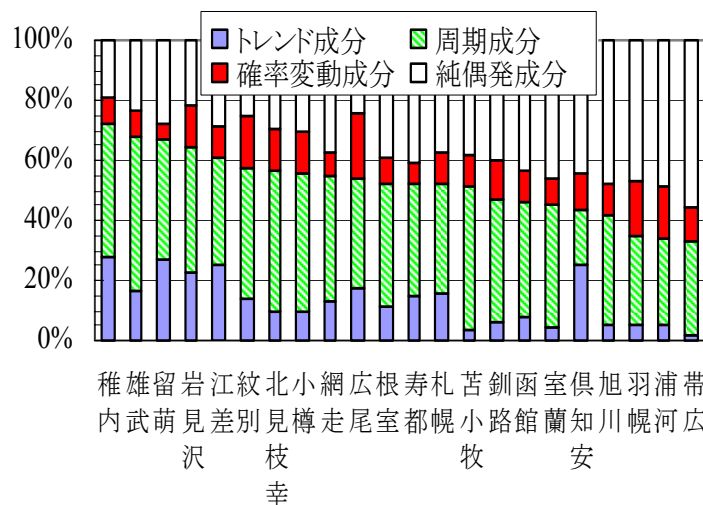


図-2 道内 22 官署の年降水量の分散に対する各成分の分散の割合
(決定論的成分の大小順に並べている)

(2) 最適確率分布

表-1 に道内 22 官署の年降水量の基本統計量を示す。各項目の最大値は太文字で 2 重アンダーラインを、最小値にはアンダーラインをつけている。全道平均は 1165mm で、道南方面の太平洋及び日本海側の降水量が多く、年平均最大値が広尾の 1729mm である。変動係数は全道的に 0.15 前後であり、歪係数は -0.20~1.13 とバラツキがある。

次に、第 1 章(3)節で述べた確率分布モデルの中から、年降水量の最適確率分布を求める。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 ($y_{(j)}$) との相関係数 R^5 、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 では積率法による対数正規分布 (LNM) が 10 官署と最も多く、SLSC では LNM と一般化極値分布 (GEV) が 6 官署となっている。

表-1 道内 22 気象官署の年降水量の基本統計量

(データ：統計開始年～2004 年まで)

| 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 |
|-------|------------|------------|--------------|-------|-------|-----------|-------------|--------------|---------------|
| 函館 | <u>132</u> | 1171 | 0.150 | 0.138 | 稚内 | 67 | 1134 | 0.169 | 0.781 |
| 札幌 | 128 | 1090 | 0.145 | 0.640 | 江差 | 64 | 1234 | 0.149 | <u>-0.199</u> |
| 根室 | 125 | 1009 | <u>0.184</u> | 0.179 | 雄武 | 62 | 909 | 0.162 | 0.482 |
| 寿都 | 117 | 1229 | 0.148 | 0.127 | 小樽 | 62 | 1227 | <u>0.134</u> | 0.155 |
| 旭川 | 116 | 1098 | 0.146 | 0.736 | 北見枝幸 | 62 | 1225 | 0.143 | <u>1.128</u> |
| 網走 | 115 | <u>824</u> | 0.171 | 0.339 | 苫小牧 | 62 | 1228 | 0.147 | 0.522 |
| 帯広 | 111 | 937 | 0.178 | 0.581 | 留萌 | 62 | 1265 | 0.166 | 0.764 |
| 釧路 | 95 | 1077 | 0.164 | 0.565 | 倶知安 | 61 | 1557 | 0.135 | 0.450 |
| 羽幌 | 84 | 1327 | 0.137 | 0.322 | 岩見沢 | 58 | 1217 | 0.156 | 0.462 |
| 室蘭 | 82 | 1184 | 0.154 | 0.274 | 紋別 | 49 | 846 | 0.175 | 0.214 |
| 浦河 | 78 | 1115 | 0.175 | 0.330 | 広尾 | <u>47</u> | <u>1729</u> | 0.178 | 0.378 |

表-2 道内 22 気象官署において年降水量の最適確率分布を示す官署数

| 最適確率分布 | 相関係数 R | SLSC |
|------------------|--------|------|
| ① LNM | 10 | 6 |
| ② GEV | 6 | 6 |
| ③ MoHa (U^2) | 0 | 3 |
| ④ LP3 | 1 | 2 |
| ⑤ Iwai (U^2) | 0 | 2 |
| ⑥ ND (U^2) | 1 | 1 |
| ⑦ LNQ | 0 | 1 |
| ⑧ MoTo (S^2) | 0 | 1 |
| ⑨ P3 | 3 | 0 |
| ⑩ Iwai (S^2) | 1 | 0 |
| 計 | 22 | 22 |

3. 年最大日雨量の非定常頻度解析

(1) 時系列解析による非定常性

第2章の図-2と同様の方法で求めた時系列成分を図-3に示す。決定論的成分は30~61%を占めているが、トレンド成分の割合が小さい官署が目立つ。また、道央、道南、日本海側、太平洋側、オホーツク海地域に対する顕著な地域特性は見られず、第1位卓越周期としては、16.7年が最も長く、以下1桁台で8, 7, 6, 5, 4, 2年である。

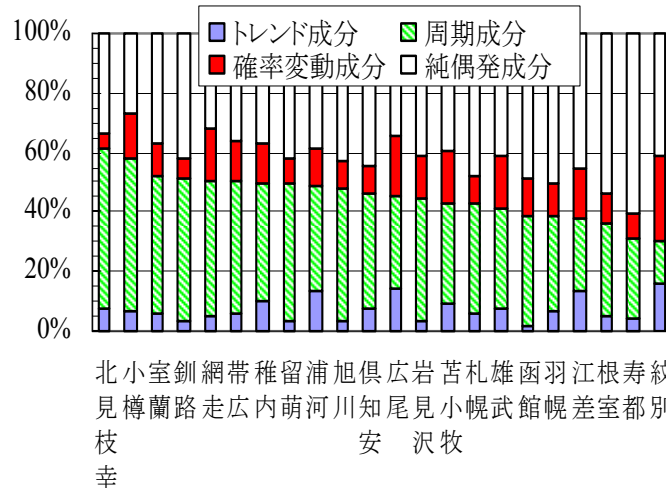


図-3 道内22官署の年最大日雨量の分散に対する各成分の分散の割合

(決定論的成分の大小順、 $T(t)$:5次式、 $P(t)$:全卓越周期、 $\varepsilon(t)$:10次のMarkov過程)

次に、決定論的成分の割合が少なくなるように、 $T(t)$ を1次式で表し、 $P(t)$ を卓越周期の第1位~3位で表し、 $\varepsilon(t)$ は最も簡単に1次のMarkov過程で表した場合について、時系列解析結果を図-4に示す。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、地域の特徴は見られず、第1卓越周期は図-3と同様である。

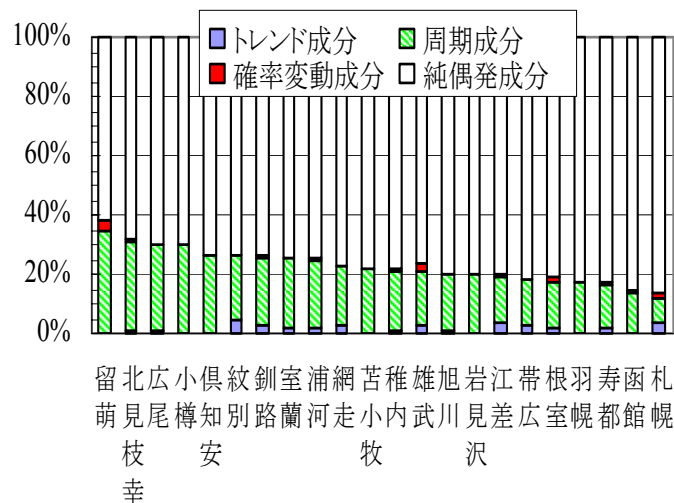


図-4 道内22官署の年最大日雨量の分散に対する各成分の分散の割合

(決定論的成分の大小順、 $T(t)$:1次式、 $P(t)$:第1位~3位の卓越周期、 $\varepsilon(t)$:1次のMarkov過程)

(2) 最適確率分布

表-3 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 位との差がそれぞれ 41.8, 252.4, 64.0, 101.7mm 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、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 と差が大きい。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。

表-4 は表-2 と同様の方法で求めた最適確率分布の官署数である。相関係数 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、次の(3)節、第 4 章においては、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。

表-3 道内 22 気象官署の年最大日雨量の基本統計量

(データ：統計開始年～2004 年までの 5～11 月；北見枝幸、苫小牧、根室、広尾は上位 1 位削除)

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

表-4 道内 22 気象官署において年最大日雨量の最適確率分布を示す官署数

| 最適確率分布 | | 相関係数 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 |

(3) 移動部分標本による非正常性

第1章(1)節で述べたように、時間の取り方により統計的性質が変化するか、しないかにより非正常性を判断できる。そこで、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る。このような標本を移動部分標本と呼ぶことにする。このときの年最大日雨量の非正常性を検討する。確率分布を GEV に統一した上で、抽出標本数を $n=50$ 年と一定にし、標本値の抽出開始を各官署の統計開始年～1955 年まで 1 年ずつ変化させ、対応する抽出終了を統計開始の 50 年後～2004 年まで 1 年ずつ変化させたときの 100 年確率日雨量 X_{100} の年々変化を図-5 に示す。横軸は標本抽出終了年である。なお、第3章(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-5 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_{100max} (1990 年, 227.1mm) と最小値 X_{100min} (1934 年, 106.7mm) の差が 120.4mm と最も大きい。全体として 1985 年付近をピークとし、その後減少している官署が多い。図-5 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。

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

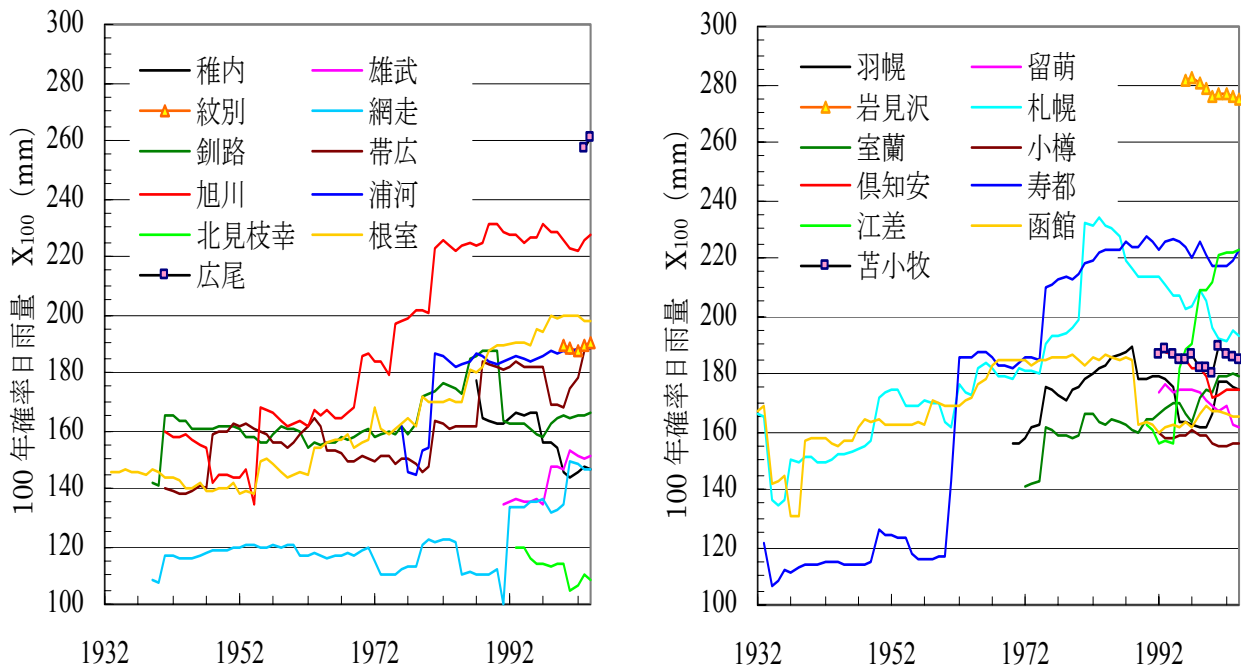


図-5 $n=50$ の移動部分標本に対する道内 22 官署の GEV による 100 年確率日雨量の年々変化

表-5 に、移動部分標本の個数 $M-n+1$ 、100 年確率日雨量(X_{100})の平均値、傾き 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-5 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。| a | が大きい程、非定常性が強いことを表している。逆に | a | が小さい程、定常性が強く r は小さくなっている。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型は標本個数の多い 15 官署、Ⅱ型は無く、Ⅰ型は標本個数の少ない 7 官署であり、治水安全率が低下している官署が多いことがわかる。ただし、移動部分標本の抽出終了年の取り方によって、分類型は変化すること。また、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。

表-5 $n=50$ 年の移動部分標本に対する道内 22 官署の標本個数、100 年確率日雨量 (X_{100}) の平均値、1 次回帰直線の傾き、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 $M-n+1$ | X_{100} 平均値 (mm) | 傾き a | 相関係数 | 型 | 気象官署名 | 個数 $M-n+1$ | X_{100} 平均値 (mm) | 傾き a | 相関係数 | 型 |
|-------|------------|--------------------|--------|-------------|---|-------|------------|--------------------|-------------|-------------|-----|
| 札幌 | <u>73</u> | 182.6 | 1.04 | 0.85 | Ⅲ | 稚内 | 18 | 158.5 | -1.56 | 0.88 | I |
| 函館 | <u>73</u> | 168.5 | 0.30 | 0.48 | Ⅲ | 江差 | 15 | 191.2 | 5.78 | 0.95 | Ⅲ |
| 寿都 | 72 | 172.3 | 2.13 | 0.93 | Ⅲ | 雄武 | 14 | 142.2 | 1.64 | 0.89 | Ⅲ |
| 根室 | 71 | 161.9 | 0.91 | 0.93 | Ⅲ | 小樽 | 13 | 157.5 | -0.35 | 0.74 | I |
| 網走 | 66 | 120.5 | 0.29 | 0.54 | Ⅲ | 苫小牧 | 13 | 185.1 | -0.13 | 0.21 | I |
| 釧路 | 66 | 163.1 | 0.22 | 0.46 | Ⅲ | 留萌 | 13 | 170.6 | -1.08 | 0.88 | I |
| 旭川 | 64 | 189.2 | 1.62 | 0.94 | Ⅲ | 北見枝幸 | 12 | <u>112.8</u> | -1.07 | 0.86 | I |
| 帯広 | 64 | 160.6 | 0.55 | 0.74 | Ⅲ | 倶知安 | 12 | 179.6 | -1.49 | 0.92 | I |
| 羽幌 | 35 | 173.1 | 0.17 | <u>0.18</u> | Ⅲ | 岩見沢 | <u>9</u> | 278.1 | -0.91 | 0.94 | I |
| 室蘭 | 33 | 164.1 | 0.86 | 0.86 | Ⅲ | (紋別) | (5) | (188.8) | (0.26) | (0.49) | (Ⅲ) |
| 浦河 | 29 | 179.5 | 1.08 | 0.69 | Ⅲ | (広尾) | (2) | (259.0) | (2.99) | (1.00) | (Ⅲ) |

次に、 X_{100} と同様に $n=50$ 年の移動部分標本に対する道内 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-6 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-5 で a が最も大きい江差において、 X_{100} が極値 (2004 年, $X_{100max}=222.5mm$; 1994 年, $X_{100min}=156.2mm$) を取る場合の標本値のヒストグラムと PDF を図-7 に示す。図-6 の江差の平均値及び標準偏差は上昇し、図-5 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-7 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、平均値が増加してピーク値が右に移動し、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-5 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 (1988 年, $X_{100max}=189.5mm$; 1970 年, $X_{100min}=155.6mm$) を取る場合の標本値のヒストグラムと PDF を図-8 に示

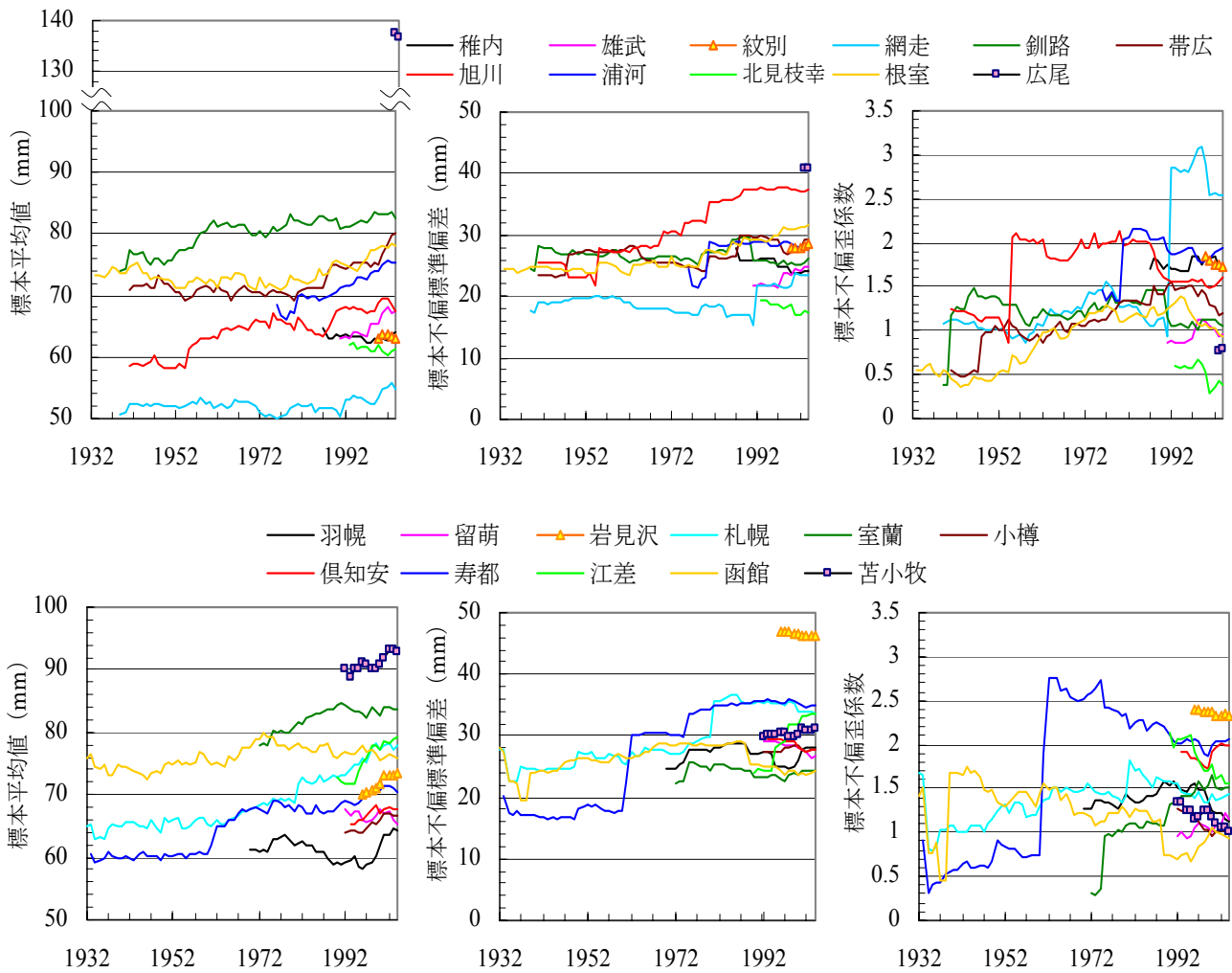


図-6 $n=50$ 年の移動部分標本の年最大日雨量に対する標本平均値(左図), 標本不偏標準偏差(中央図)及び標本不偏歪係数(右図)の年々変化(上段図・下段図)

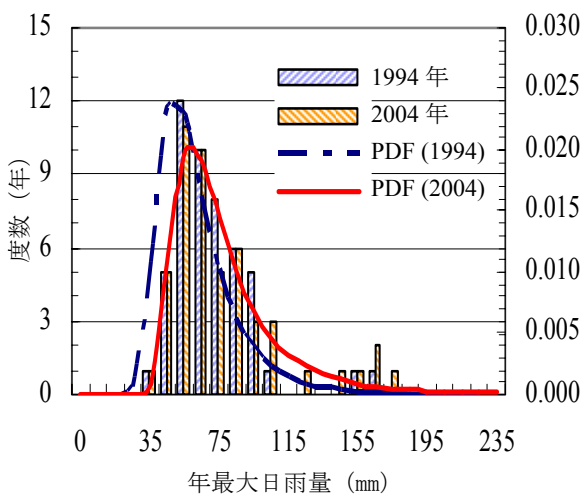


図-7 江差の年最大値日雨量のヒストグラムとPDF

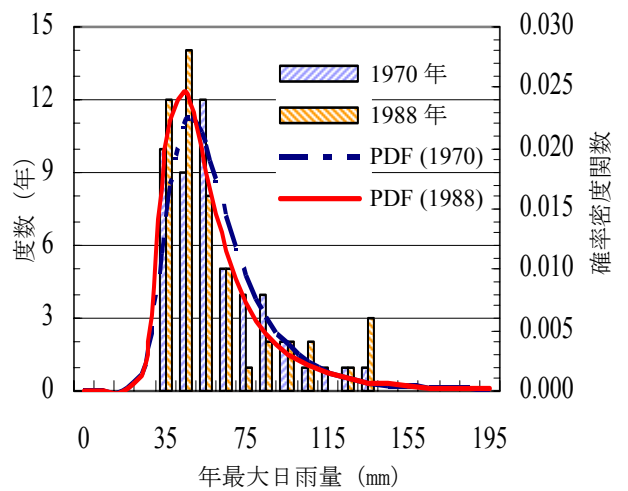


図-8 羽幌の年最大値日雨量のヒストグラムとPDF

す。図-6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以下と0に近かった。また、平均値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-8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. 100年確率日雨量の年々変化

異常値を削除した4官署を除く18官署に対し、標本値の抽出開始を統計開始年とし、抽出終了を1989～2004年と1年ずつ変化させて抽出できる16組の部分標本を官署毎に考える。これらの部分標本を用い確率分布をGEVに統一した上で、18官署における100年確率日雨量(X_{100})の1989～2004年間の年々変化を図-9に示す。標本値として、1年毎の値を加えていくことにより、GEVの3母数を更新させた。また同様に、1989年の X_{100} に相当するリターンピリオドが、その後1990～2004年の期間にどのように変化するか、その年々変化を図-10に示す。この図-9、10により、ある治水安全率を持つ計画降雨に対する、最近(1989～2004年)の降水量変動の影響を明らかにすることができる。

図-9より、6官署で X_{100} が増加(治水安全率が低下)、12官署で X_{100} が減少(治水安全率が上昇)していることがわかる。最大の増加量は紋別の+44.0mmであり、次いで江差、網走、雄武となっている。逆に岩見沢は-42.1mmと最大の減少量を示し、次いで倶知安、稚内、留萌となっている。

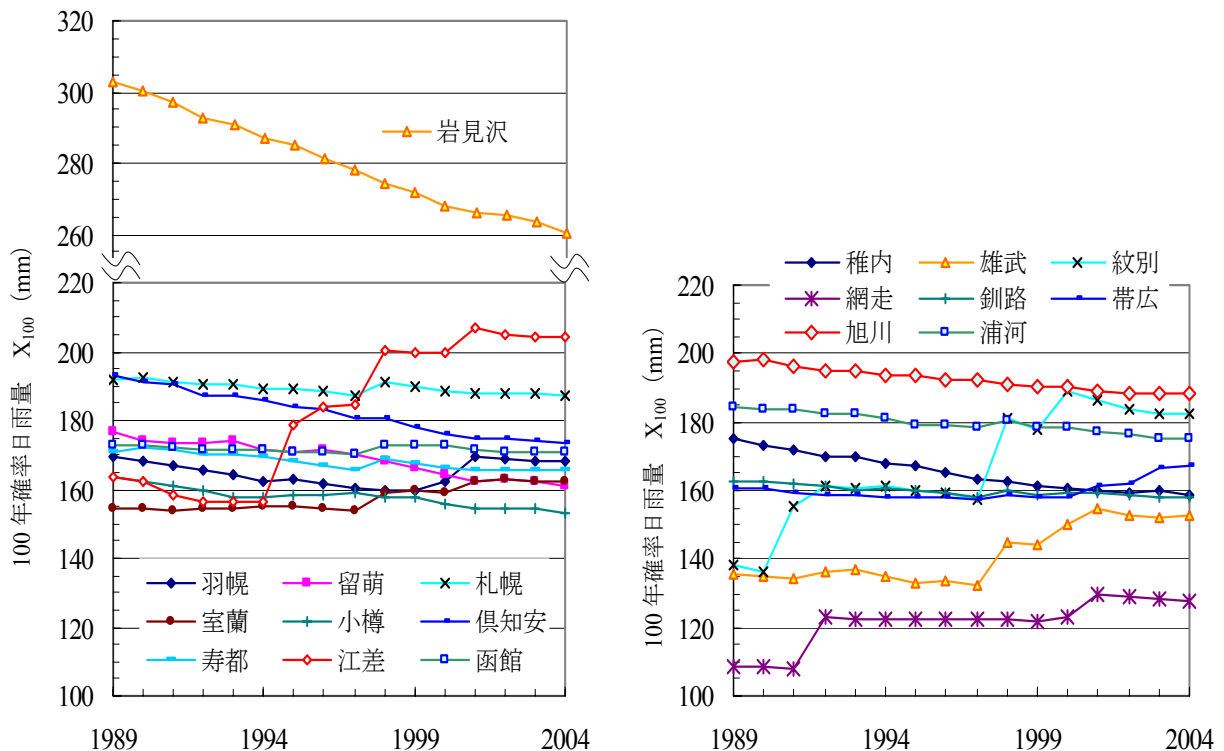


図-9 GEVによる道内18官署の100年確率日雨量(X_{100})の年々変化

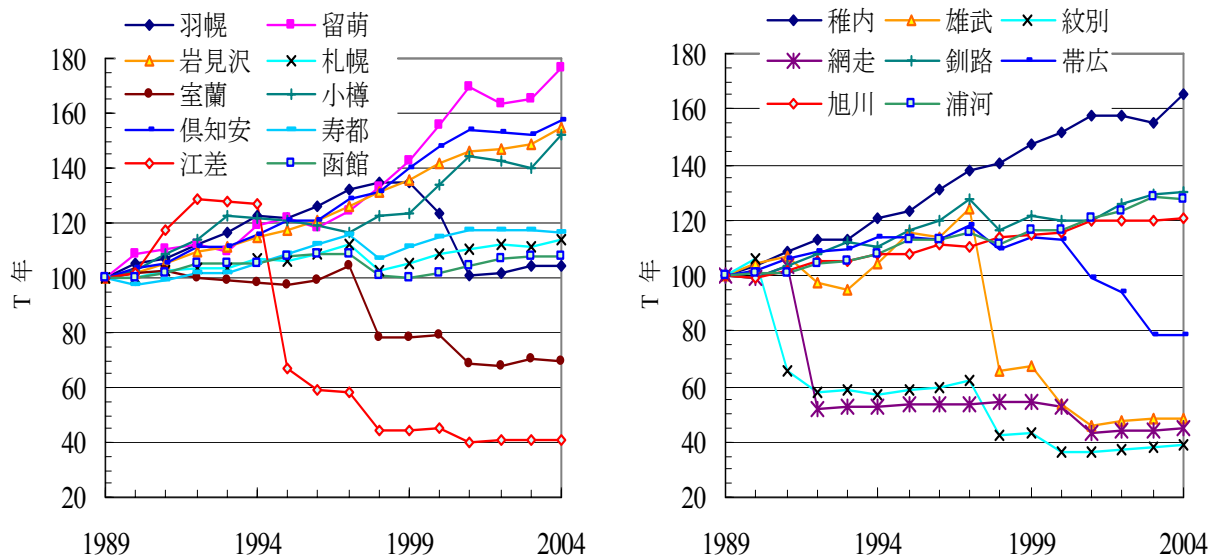


図-10 道内 18 官署の 1989 年の X_{100} に相当するリターンピリオドの年々変化
(確率分布は GEV、各官署の線種は図-9 と同じ)

図-10 では、 $T > 100$ 年は治水安全率が 1989 年時点より増加，逆に $T < 100$ 年は減少していることになる．これより，治水安全率が最も増加しているのは留萌の 176 年であり，逆に最も減少しているのは紋別の 39 年と大きな違いを示している．治水安全率が 80 年以下と顕著に減少している紋別，雄武，江差，室蘭，帯広，網走の統計年数を見ると，49 年～115 年であり，統計年数の大小による影響は少ないと言える．特に，網走，紋別及び雄武はオホーツク海に面した隣接地域である．この地域の年降水量は表-1 より 800～900mm と我が国で最も小さく雨が少ないと言われてきたが，年最大日雨量は最近増加し，治水安全率が低下していることを表している．このように，計画降雨の決定のために一度決定された治水安全率は，その後の雨の降り方によって大きく増減する場合も有り得ることを示している．

次に，図-9 において X_{100} の変化が増加・ほぼ一定・減少を示した網走・札幌・岩見沢の標本平均値，標準偏差及び歪係数を図-11 に示す．

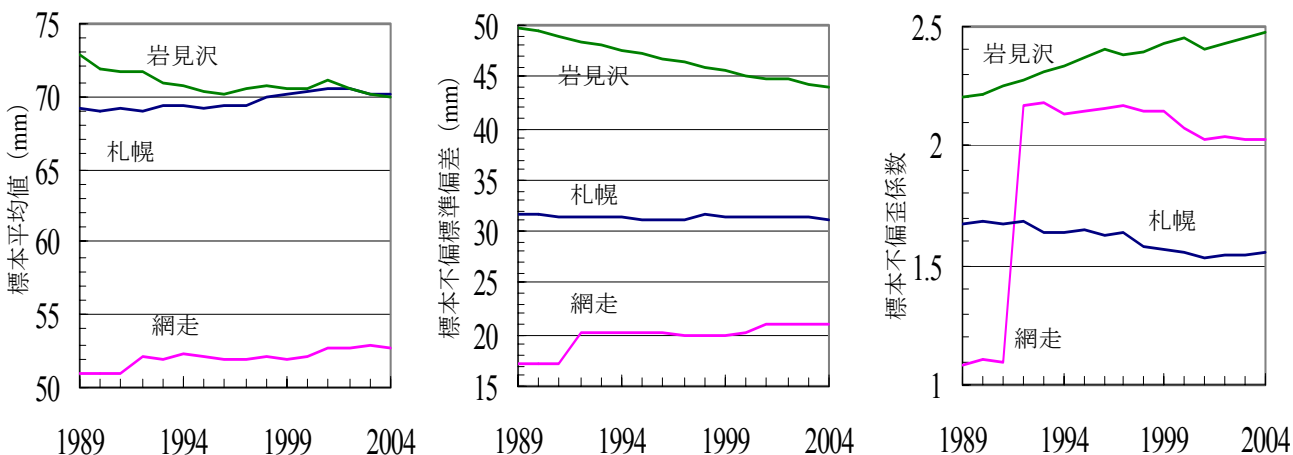


図-11 札幌，網走及び岩見沢における年最大日雨量の標本平均値(左)，
不偏標準偏差(中央)及び不偏歪係数(右)の年々変化

図-9 の網走の 100 年確率日雨量は、1992, 2001 年に増加し他の年はほぼ一定という興味ある変化を示している。この年々変化は図-11 の平均値及び標準偏差の変化と類似しており、また歪係数の変化は 1992 年に極端な増加を示している。したがって、ヒストグラムが値の大きいほうに移動したこと、すなわち過去と比較して非常に大きな降雨が観測されたことを表している。これらの統計上の現象は、1992 年 9 月の秋雨前線と台風 17 号及び 2001 年 9 月の秋雨前線と台風 15 号による豪雨をもたらした気象現象によるものである。

他方、札幌の平均値はやや増加、標準偏差及び歪係数はほぼ一定であることから、1989～2004 年の 16 年間でヒストグラムに加わる新たな極値はなく、平均値よりやや多い日雨量を多数記録したといえる。また、岩見沢の平均値は減少した後一定、標準偏差は減少、逆に歪係数はやや増加していることから、16 年間で極値に近い大きな降水はなく、平均値よりも少ない日雨量を多数記録したことを示している。このように、 X_{100} の安定には 30～40 年分以上のデータが必要とされているが、100 年以上のデータでさえ大きな変化を示すことは、河川の計画降雨の推定に与える影響は大きい。

5. 年最大無降雨連続日数の非定常頻度解析

(1) 時系列解析と最適確率分布

河川の維持流量では 10 年に 1 度の渇水流量を計画に採用している。ここでは、年最大無降雨連続日数の増加は、渇水となる危険性の増加を表すと考える。また、日数は離散量であるが、雨量と同様に連続型変数として取り扱う。

道内 22 官署の年最大無降雨連続日数の基本統計量を表-6 に示す。ここで、降水がわずかに観測されたとする “0.0mm” の記録は、降水有りと判定している。年平均値は全道的に 7～8 日、変動係数は 0.2～0.4、歪係数は 0.6～1.8 であり、年最大日雨量と比べて変化は少ない。

表-6 道内 22 気象官署の年最大無降雨連続日数の基本統計量

(データ：統計開始年～2004 年までの 5～11 月)

| 気象官署名 | 統計年数 | 平均値(日) | 変動係数 | 歪係数 | 気象官署名 | 統計年数 | 平均値(日) | 変動係数 | 歪係数 |
|-------|------------|------------|------------|-----|-------|-----------|------------|------------|------------|
| 札幌 | <u>116</u> | 7.9 | 0.3 | 1.2 | 稚内 | 67 | 7.6 | 0.3 | 1.6 |
| 網走 | 114 | 8.3 | 0.3 | 1.2 | 江差 | 64 | 8.4 | 0.3 | <u>1.8</u> |
| 旭川 | 113 | 7.9 | <u>0.4</u> | 1.7 | 雄武 | 62 | 7.6 | 0.3 | 1.1 |
| 帯広 | 113 | 6.8 | 0.3 | 0.7 | 小樽 | 62 | <u>8.5</u> | <u>0.4</u> | 1.5 |
| 釧路 | 113 | 7.1 | 0.3 | 1.4 | 北見枝幸 | 62 | 7.0 | <u>0.4</u> | 1.4 |
| 寿都 | 113 | <u>8.5</u> | <u>0.4</u> | 1.2 | 苫小牧 | 62 | 7.5 | 0.3 | 0.7 |
| 根室 | 113 | <u>6.5</u> | 0.3 | 1.0 | 倶知安 | 61 | 7.6 | 0.3 | 0.9 |
| 函館 | 113 | 7.8 | 0.3 | 1.3 | 岩見沢 | 58 | 8.0 | 0.3 | 1.6 |
| 羽幌 | 84 | 8.1 | <u>0.4</u> | 1.1 | 留萌 | 58 | 7.6 | 0.3 | 1.2 |
| 室蘭 | 82 | 7.0 | 0.3 | 0.9 | 紋別 | 49 | 7.3 | 0.3 | 1.0 |
| 浦河 | 78 | 7.0 | 0.3 | 1.1 | 広尾 | <u>47</u> | 7.6 | <u>0.2</u> | <u>0.6</u> |

第2章年降水量の場合と同様の方法で求めた時系列成分と最適確率分布の官署数を、図-12及び表-7に示す。図-12より、確率変動成分の割合の小さい官署が目立ち、決定論的成分は30~67%である。また、顕著な地域的特性は見られず、第1位卓越周期としては、長い方から、13.3、10.0年、以下1桁台で5、4、3、2年であった。表-7の最適確率分布モデルの官署数では、Rに対してP3が9官署と多いが、SLSCで最も多いのはGEVの6官署であった。これまでの結果と合わせてGEVは、種々のヒストグラムに対して良い確率分布を表現していると言える。

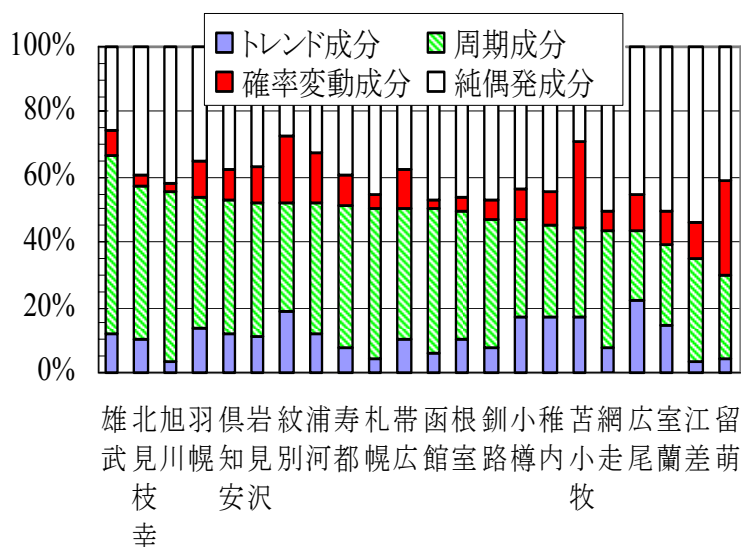


図-12 道内22官署の年最大無降雨連続日数の分散に対する各成分の分散の割合 (決定論的成分の大小順)

表-7 道内22気象官署における年最大無降雨連続日数の最適確率分布を示す官署数

| 最適確率分布 | 相関係数 R | SLSC |
|-------------------------|--------|------|
| ① GEV | 5 | 6 |
| ② SQRT-ET | 0 | 4 |
| ③ LP3 | 4 | 3 |
| ④ G-C(U ²) | 1 | 2 |
| ⑤ Iwai(U ²) | 0 | 2 |
| ⑥ LNQ | 0 | 2 |
| ⑦ P3 | 9 | 1 |
| ⑧ MoHa(U ²) | 0 | 1 |
| ⑨ MoTo(S ²) | 0 | 1 |
| ⑩ G-C(S ²) | 1 | 0 |
| ⑪ Iwai(S ²) | 1 | 0 |
| ⑫ LNM | 1 | 0 |
| 計 | 22 | 22 |

(2) 10年確率無降雨連続日数の年々変化

図-13, 14に、道内22官署の10年確率無降雨連続日数(X_{10})の年々変化及び1989年の X_{10} に相当するリターンピリオドの年々変化を示す。全道的に X_{10} は9~13日前後であり、リターンピリオドの変化は、最大で紋別の13年、最小は羽幌の9年である。羽幌、留萌、旭川の3官署のみにおいて X_{10} が上昇し2004年のリターンピリオドが10年以下と利水安全率が低下し、他の19官署は利水安全率が上昇している。リターンピリオドの増加は、雨の頻度が増加していることが考えられるが、降水量“0.0mm”の扱いにも工夫がいるだろう。図-13, 14の年々変化は100年確率日雨量の年々変化(図-9, 10)に比べ変化が小さい。

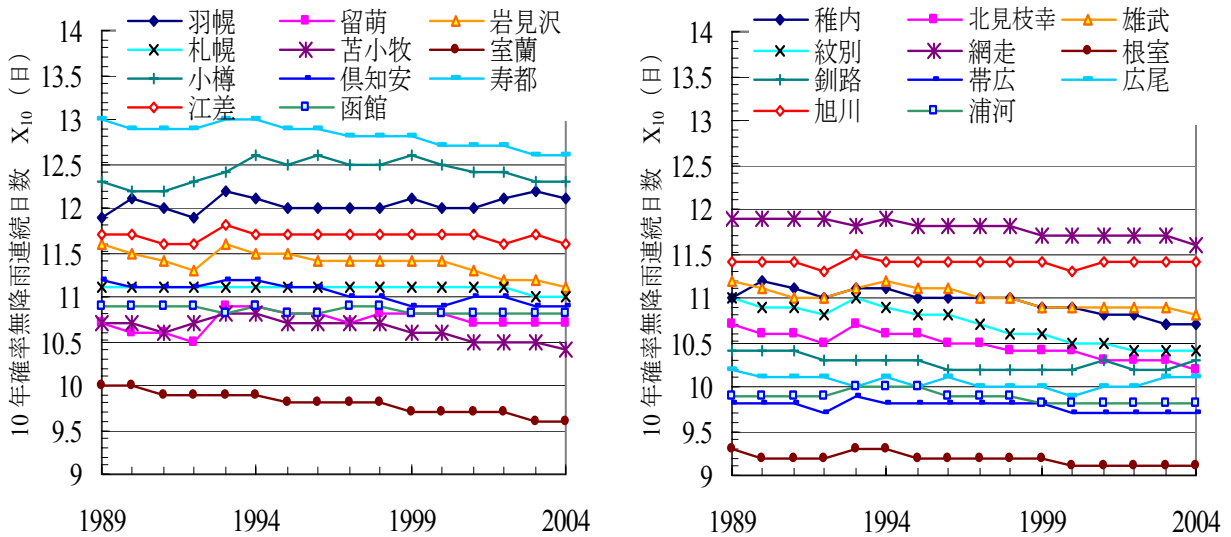


図-13 GEVによる道内22官署の10年確率無降雨連続日数(X_{10})の年々変化

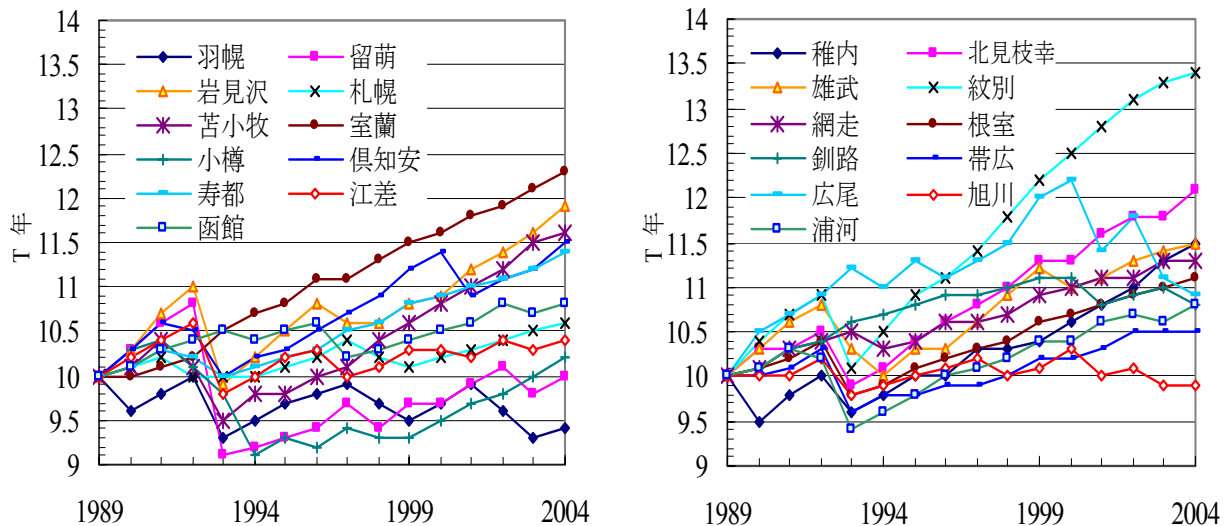


図-14 道内22官署の1989年の X_{10} に相当するリターンピリオドの年々変化
(確率分布はGEV、各官署の線種は図-13と同じ)

6. 結論

本研究により得られた結果を以下にまとめる。

(1) 道内 22 気象官署における年降水量，年最大日雨量及び年最大無降雨連続日数の基本統計量を明らかにした。

(2) 時系列解析による決定論的成分の分散の割合を用いて，道内 22 気象官署の年降水量，年最大日雨量及び年最大無降雨連続日数の非定常性を明らかにした。特に年最大日雨量の決定論的成分は少なく見積もって 12～34%である。

(3) GEV は，年最大日雨量の最適確率分布として知られているが，年降水量や年最大無降雨連続日数の確率分布としても有効である。

(4) 移動部分標本による 100 年確率日雨量の年々変化から道内 22 気象官署の年最大日雨量の非定常性を明らかにし、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。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。

(5) 標本値の抽出開始を統計開始年とし、抽出終了を 1989～2004 年の 1 年毎とする 16 組の部分標本を用いて、100 年確率日雨量の最近 16 年間の変化を明らかにし、道内 6 官署、特にオホーツク海に面した網走、紋別及び雄武で治水安全率が低下し、12 官署で治水安全率が上昇していることを示した。

(6) 網走の 100 年確率日雨量が最近増加しているのは、1992 年 9 月の秋雨前線と台風 17 号の豪雨により標本平均値、標準偏差、歪係数が共に増加したこと、及び 2001 年 9 月の秋雨前線と台風 15 号の豪雨により標本平均値、標準偏差が増加したこと、以上が原因であることを示した。

(7) (5)に記載の 16 組の部分標本を用いて 10 年確率無降雨連続日数の最近 16 年間(1989～2004 年)の変化は 9～13 日であることを示し、羽幌、留萌、旭川の 3 官署のみ利水安全率が低下し、他の 19 官署は利水安全率が上昇していることを明らかにした。

以上より、河川の治水計画や利水計画で扱う T 年確率日雨量や T 年確率無降雨連続日数は、一度計画された後でも、その後の降水量の変動に依存して非定常性を示すことが実証された。したがって、これらの治水安全率、利水安全率に関する更新された情報を公開すべきであると考えられる。

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。ここに記して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量の変動特性，(財)北海道河川防災研究センター・研究所紀要，XVI，pp.159-196，2005.