空間放射線量率に関する単年測定値からの複数年再現レベルの推定

熊谷 禎晃

空間放射線量率のモニタリングに際しては、通常、過去のデータを参照し、平常の変動幅における 上限を超過した場合に異常の可能性を想定し、その原因調査を行う.しかし、短期間の測定データし か得られていない場合に、その上限を用いて異常判定を行うことは必ずしも適当ではない.

そこで、1年間に得られた空間放射線量率の測定データから、極値統計学の手法を用いて10年再現 レベルを求め、これを十分な測定期間の下で得られた最大値の代用とみなすことを案出した.推定の 結果、10年再現レベルの最尤推定値は117nGy/h、95%信頼区間の下側信頼限界は108nGy/hであった.

キーワード 空間放射線量率,一般極値分布,Weibull分布,Gumbel分布,再現レベル

1 はじめに

本県は,原子力規制庁から受託している環境放射能水 準調査の一環として,モニタリングポストによる空間放 射線量率の測定を実施している.

2019年2月,愛知県環境調査センターの建て替え工事 に伴い,旧棟屋上に設置されていたモニタリングポスト 検出部(測定高さ34m)を地上(測定高さ1m)に移設した. 通常人が社会生活を営む高さに移設されたことで,被ば く線量の推定に役立つと考えられる一方で,レントゲン 車や非破壊検査機器など人工的な放射線源が近接する 等(以下「外部要因等」という.)により,自然放射線 のみに由来する通常の変動範囲内に測定値が収まらな い状況(本報において「異常」という.)が想定される.

異常判定の考え方として,原子力規制庁は,原子力施 設の監視を目的とした測定において,測定値が平常の変 動幅の上限を超過する場合に,施設寄与の影響を含む可 能性のある測定値としている.ここで「平常の変動幅の 上限」を超える場合とは,過去数年間の測定値の平均値 +(3×標準偏差u)を超える場合とされており,この方法に よる決定が困難な場合には過去の最大値を超える場合 とされている^{1),*1}.

しかし,過去数年間の測定値を要する平均+3uの考え 方は、当センターでの検出部移設後の測定期間が1年余 しかないことから適用できない.また、過去の最大値を 用いることについても、十分な期間の測定データにおけ るレンジと比較して短期間の測定データのそれは小さ くなる傾向があることから、このような短期間における 最大を変動の上限と見なせるのか疑問が残る.

猪股らは、降水時のγ線線量率上昇量の月最大値を用

いてHazen Plotから計算した経験的再現期間及び極値 分布のうち汎用されるGumbel分布から求めた理論的再 現期間期待値を予め図示し,その再現期間曲線(直線) からかけ離れた再現期間を示すデータが現れたときに 異常値の可能性があると判断することを提案している²⁾.

極値データが近似的に極値分布に従う場合には,短期 間に得たデータからの統計的外挿により長期間に出現 する最大値の推定が可能であり,当センターの状況に鑑 み有用と考えられる.

そこで本報では、2019年度の測定値から得られたブロ ック最大値を一般極値(Generalized Extreme Value, GEV)分布モデルにあてはめ、更にそのモデルの下で10 年再現レベル*2を求め、これを過去の最大値に代えて異 常判定に活用することを検討した.

2 方 法

2.1 データ及び解析環境

当センター(北緯35度12分10秒,東経136度55分32秒) の地上1mに検出部が設置されたALOKA製NaIシンチレ ーション式モニタリングポストMAR-22により得られ た連続測定データのうち,2019年度に得られた10分値1 年分(2019年4月1日0:10~2020年4月1日0:00)を用いた³⁾. ただし,庁舎電気設備点検及び測定機器点検に伴い10 月9日9:10~13:50及び3月2日13:20~15:30のデータは欠 測している.測定データについて,把握する限り医療機 器や非破壊検査等に起因する空間放射線量率の上昇は 認められていない.なお,得られる空間放射線量率デー タの単位はnGy/hで,有効数字は1の位までである.

データ解析にはR(version 3.5.3)⁴⁾を, Rの統合開発環

^{*1} 文献1では標準偏差をσとしているが、本報ではGEVモデルの 尺度パラメータと区別するためuで表す.

^{*2} あるレベル(ここでは空間放射線量率)を超える現象が発生す るまでの平均期間がT年であるとき、これをT年再現レベルという.

境としてRStudio (version 1.2.1335)⁵⁾を用いた. 極値デー タの解析には、パッケージismev (version 1.42)の関数⁶⁾ を用いた.

2.2 全測定データに関する基本統計量の算出

2019年4月1日~2020年3月31日の1年間に得られた 52,661個の全測定データ

 ${x_i}_{i=1}^N = x_1, x_2, ..., x_N$ (N=52,661) (1) について算術平均と標準偏差uを求め,平均+3uを計算 した.

また,1年間の最大値,最小値,最頻値,中央値を求めた.

2.3 GEVモデルの推定及び診断並びに再現レベルの推定

最初に、{x_i}^N_{i=1}をn個のブロックに分割し、各ブロッ クから最大値を取り出す操作を行った.ブロック数nを 大きくするとブロック内のデータサイズが小さくなり 結果として推定値の分散が大きくなること、nを小さく するとブロック最大値のデータサイズが小さくなり最 尤推定値が求まらなくなる場合があることを踏まえ、本 報ではnが52,36,24の場合についてGEVモデルの推定及 び診断を行うことにした.なお、n=52とは、1年を4月1 日から始まる連続する52週に分割し余剰となる3月30日 及び31日のデータを使用しないことに、n=36とは、1年 を12か月に分割し更に各月を1~10日、11~20日、21日 ~末日の3期間に分割することに、n=24とは、1年を12 か月に分割し更に各月を1~15日、16~末日の2期間に分 割することにそれぞれ相当する.m_j個のデータから成 るj番目のブロックの最大値z_iは

$$z_{j} = \max\left\{x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{kj}, \dots, x_{m_{j}j}\right\}$$
(2)

$$tric_{x_{kj}} \ge triangle = 0$$

により表される. なお, 先の定義により, *n*を36又は24 とした場合, *m_j*の値は一定ではない. ブロック最大デ ータの全体は

$$\left\{z_{j}\right\}_{j=1}^{n} = z_{1}, z_{2}, \dots, z_{n}$$
(3)

により表される.また,データを大きさの順に並べたも のを以下のとおり表す.

 $z_{(1)} \leq z_{(2)} \leq \dots \leq z_{(n)}$

求められたブロック最大データを用いて、GEVモデル 及び再現レベルの推定を行った.推定は探索的データ解 析の手順^{7),8),*3}に従い,1)ブロック最大データをグンベル 確率紙にプロットし、GEVモデルがあてはまるかどうか をチェックする、2)ブロック最大データにGEVモデル をあてはめて最尤法でパラメータを推定する,3)モデル の診断を行う,4)形状パラメータや再現レベルの信頼区 間などを求める,の順に実行した.

すなわち,まず,先に求めた $\{z_{(j)}\}_{j=1}^{n}$ をグンベル確率 紙にプロットしGEVモデルへのあてはまりを確認した. 次に,分布が

$$G(z) = G_{\xi}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)$$

$$= \begin{cases} \exp\left\{-\left[1+\xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]_{+}^{-1/\xi}\right\}, & \xi \neq 0\\ \exp\left[-\exp\left(-\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right], & \xi = 0 \end{cases}$$

$$\not \subset \not \subset \downarrow (a)_{+} = \max\{a, 0\} \end{cases}$$
(4)

密度関数が

$$g(z) = \frac{1}{\sigma} g_{\xi} \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right)$$
$$= \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]_{+}^{-1/\xi - 1} \exp\left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right]_{+}^{-1/\xi} \right\}, \xi \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} \exp\left[- \frac{z - \mu}{\sigma} - \exp\left(- \frac{z - \mu}{\sigma} \right) \right], \qquad \xi = 0 \end{cases}$$
(5)

の一般極値分布 GEV(μ,σ,ξ) をあてはめ,各パラメー タを推定した.なお,GEVモデルには定常モデルを採用 した.検出部移設前における測定値が一定の範囲内で推 移していた⁹ことから,外部要因等がないと仮定した場 合には,測定値は不規則に上昇,下降しつつも長期的に は定常的に推移していくと考えられるためである.

その後,確率プロット,確率点プロット,再現レベル プロット,推定密度関数とヒストグラムによりモデルの 診断を行い,与えられた条件の下で最も適切と考えられ るGEVモデルを選定した.

更に, 選定されたGEVモデルについて, プロファイル 対数尤度から形状パラメータ ξ の95%信頼区間を求めた. なお, 詳細は3.3に後述するが, ξ の95%信頼区間が0を またいでいたことから, 参考として, Gumbel(μ , σ)分布 (=GEV(μ , σ ,0)分布)をあてはめた場合のパラメータ推 定や診断も行うこととした.

最後に, 選定されたGEVモデルを基に, 再現期間1/p の再現レベルz_pを下式(6)により求めた.1年の測定デー タを基にして極端に長期に及ぶ再現レベルを推定して も実務上参考にならないと考えられるため,本報では 10年再現レベルを求めることとした.

$$z_{p} = G^{-1}(1-p)$$

$$= \begin{cases} \mu + \sigma\{[-\log(1-p)]^{-\xi} - 1\}/\xi, & \xi \neq 0\\ \mu + \sigma\{-\log[-\log(1-p)]\}, & \xi = 0 \end{cases}$$
(6)

あわせて、10年再現レベルに関しても、95%信頼区間 を求めた.

^{*3} 手順の記述については文献7のp104から引用した. プログラム の実装については文献7のp145~148及びp176~181を参考にした. 計算結果の解釈については文献7及び8の全体を参考にした.

3 結果と考察

3.1 全測定データに関する基本統計量の算出

ブロック最大値を用いた解析に先立ち,全測定データ に関する特徴について概観しておく.

 ${x_i}_{i=1}^N$ について,基本統計量を表1に,度数分布を図1 に示す.

平均+3uは84.8nGy/hであり,これを超える85nGy/h以 上の測定値は全体の約2.6%(1,369データ)であった.

また,最大値は108nGy/hであった.

表1 全測定データの基本統計量

統計量	値
最小値	71 (nGy/h)
最大値	108 (nGy/h)
最頻値	75 (nGy/h)
中央値	76 (nGy/h)
平均值	76.1(nGy/h)
標準偏差(u)	2.9(nGy/h)
全測定データ数(N)	52,661
平均+3u超のデータ数	1,369



3.2 GEVモデルの推定及び診断

まず,全測定データとブロック最大値との関係を概観 するため、{x_i}^N_{i=1}を時系列順で52ブロックに分割した 場合の1次元散布図を図2に示す.なお,複数のプロット が重なっており,単純な散布図ではデータが密になって いるところが分かりづらいことから,分布の密度を示す バイオリン図を重ね合わせた.No.1のように最大値が 82nGy/hと小さいブロックもあれば,No.2のように最大 値が104nGy/hと比較的大きいブロックもあった.このよ うな差異を生じさせる主な原因として,ブロック期間中 の降水の有無が考えられた.降水の際にはラドンやその 壊変によって生じた核種が地表面近傍に集まり空間放 射線量率を上昇させることが知られており¹¹),降水量が 0mm^{12),*4}であったブロック(No.1,18,19,24,32,37,45)では,

*4 名古屋地方気象台(名古屋市千種区)の測定データを用いた.

他のブロックと比較して最大値が小さい傾向があった. このため、分布の同一性を担保する観点から、GEVモデ ルの推定にあたっては、降水量0mmのブロックを欠測扱 いとする場合についても検討することとした.

52 -					
51 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • 				
50 -					
49 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
48 -	Q = Q = = 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
47 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
46 -		••••••••••••••••••••••••••••••••••••••			
45 -	645640 ·				
44 -	• 8 4 5 4 4 • • • • • •				
43 -					
42 -					
41 -	0				
40 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
39 -	0 8 5 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 				
38 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
37 -					
36 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • •				
35 -					
34 -					
33 -					
32 -					
31 -	a b a a a a a a a a a a a a a a a a a a				
30 -					
29 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • •				
<u>o</u> ^{28 -}		Data			
Z 27-	• • • • • • • • • • • • • • • • • •	 Block Maxima 			
8 26 -	a e e a e e •	a Othora			
ш ₂₅ -	• • • • • • • • • • •	• Others			
24 -	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
23 -	0 a 0 6 a 0 0 0 0 0 0 0				
22 -	0 0 6 5 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 				
21 -	6 5 8 4 8 8 5 6 6 6 6 6 - 0 0 0				
20 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
19 -					
18 -	••••				
17 -	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
16 -		> • • • • •			
15 -		• • • • • •			
14 -					
13 -					
12 -	a b a a b a o o o o				
11 -	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
10 -					
9 -	0 8 5 8 6 8 8 8 8 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
8-	0 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8 8				
/-	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
6-	0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
5-	· • • • • • • • • • • • • • • • • • • •				
4 -					
3-	0 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9 9				
2-	uuu 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0				
70 80 90 100 110 Air Dose Rate (nGy/h)					
図2 ブロック別の測定データ					



図3 ブロック最大値に係るグンベル確率紙プロット

	最尤推定值(標準誤差)		
n	û	$\hat{\sigma}$	Ê
52	87.5(1.14)	7.01(0.850)	-0.129(0.178)
52*	89.5(1.11)	6.45(0.811)	-0.138(0.150)
36	89.4(1.52)	7.70(1.15)	-0.233(0.142)
36*	90.7(1.44)	7.01(1.09)	-0.206(0.168)
24	92.1(1.70)	6.77(1.34)	-0.222(0.357)

表2 推定されたGEVモデルのパラメータ

次に, ブロック最大値を大きさの順にグンベル確率紙 にプロットしたところ(図3), やや上に凸の形状となっ ており, 極値分布の一つであるWeibull分布に従う可能 性が示唆された. なお, 先の図1においてヒストグラム の裾が尾を引かないことからも, 有限な上限を持つこと, すなわち極値分布を考える場合のWeibull分布の適用が 想定された.

次に、ブロック最大値をGEV(μ,σ,ξ)分布にあてはめ てパラメータを推定したところ、結果は表2に示すとお りであった.なお、表中のnに付記された「*」は、降 水量0mmのブロックにおける最大値を欠測扱いとして 除外したことを示す.n=52*のとき除外された降水量0 mmの期間は7ブロックであり、n=36*のとき除外された 降水量0mmの期間は3ブロックであった.

求められた各GEVモデルについて診断を行ったところ、とりわけn=52*の場合において良好であった.すなわち、ブロック最大値の観測累積確率及びブロック最大値は、それぞれ確率プロット(図4-1)*5及び確率点プロット(図4-2)*5において概ね直線上に乗っており、また再現レベルプロット(図4-3)*6において各プロットは95%信

頼区間内に含まれていた. 推定密度関数とヒストグラム (図4-4)に関しても, 概ね両者の形状が類似していた. なお, n=52*以外の場合における診断図は附図に示した. そこで, n=52*の場合において求められた推定値(*µ*= 89.5, *ô*=6.45, *ξ*=-0.138)をパラメータとして持つGEVモ デルを採用し, 3.3の計算に用いることとした.



図4-1 GEVモデルの診断(確率プロット)(n=52*)



図4-2 GEVモデルの診断(確率点プロット)(n=52*)



図4-3 GEVモデルの診断(再現レベルプロット)(n=52*)

^{*5} 青線は測定値とモデルが完全に一致する場合を示す.以降における確率プロット及び確率点プロットについても同様に示す.*6 青線は95%信頼区間の上側信頼限界及び下側信頼限界を示す.以降における再現レベルプロットについても同様に示す.



図4-4 GEVモデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=52*)

3.3 *ξ*の95%信頼区間の推定並びにGumbelモデルの推定 及び診断

前項で求めた各パラメータの値を用いて、プロファイ ル対数尤度*7によりξの95%信頼区間を求めたところ、図 5*8に示すとおり[-0.391,0.149]となった.

3.2で求めたξの最尤推定値-0.138からはWeibull分布が 適合すると考えられるが,一方,95%信頼区間[-0.391, 0.149]はGumbel分布の領域(ξ=0)及びFréchet分布の領域 (ξ>0)をも含んでいる.ここで,図4-3のモデルが示す曲 線から分かるとおり実データが近似的にWeibull分布に 従う場合の再現レベルプロットの形状は上に凸である が,一方,Gumbel分布の場合は直線,Fréchet分布の場合 は下に凸となる.図4-3の実データによるプロットはやや 上に凸の形状であることから,直線で近似することは必 ずしも悪くないと考え,念のためGumbel分布をあてはめ た場合についても検討することとした.

 $n=52^*$ の場合におけるブロック最大値をGumbel(μ,σ) (=GEV($\mu,\sigma,0$))にあてはめてパラメータを推定した結 果,最尤推定値(標準誤差)は, $\hat{\mu}=89.0(0.975), \hat{\sigma}=6.19$ (0.713)であった.

求められたパラメータに基づき診断図を作成したと ころ図6-1~6-4のとおりとなった.図6-2を図4-2と比較 すると,右端のプロットにおいて対角線からのずれが大 きい.同様に,図6-3を図4-3と比較すると,右端のプロ ットにおいてモデルに基づく線との乖離が大きく,再現 レベルを過大評価してしまう可能性が考えられた.



図5 プロファイル対数尤度による形状パラメータをの95%信頼区間



図6-1 Gumbelモデルの診断(確率プロット)(n=52*)



図6-2 Gumbelモデルの診断(確率点プロット)(n=52*)



図6-3 Gumbelモデルの診断(再現レベルプロット)(n=52*)

^{*7} プロファイル対数尤度は、ξを固定しそれ以外の母数μ及びσを 動かして対数尤度を最大化したものをいう.詳細は文献7のp236 ~237を参照.

^{*8} 上側の青線はプロファイル対数尤度を最大とした場合,下側の 青線は上側の線から自由度1のx2分布の上側0.05確率点から求め た1.92を減じた線を示す.以降,図7についても同様に示す.詳細 は文献7のp236~237を参照.



図6-4 Gumbelモデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=52*)

再現レベルの推定において、ブロック最大データに Gumbel分布をあてはめる場合は偏りの修正が必要で、 GEV分布をあてはめる場合はGumbel分布を単にあては めるだけの場合よりも推定精度がよいとされており^{7,10)}、 また応用上では、母集団分布がどのタイプの極値分布の 吸引領域に属するかどうかはわからない場合がほとん どであることから、一般にブロック最大データには GEV分布をあてはめることが望ましいと考えられてい る^{7),*9}.

以上を踏まえ,再現レベルの推定にあたっては, Gumbelモデルではなく,3.2で求めたGEVモデルを用い ることとした.

3.4 再現レベル及びその95%信頼区間の推定

最後に,推定されたGEVモデルの下で,10年間に発生 すると考えられる空間放射線量率の最大値を予測した. 再現期間10年(521ブロック)の再現レベルZ1/521を求

めるため、2.3の式(6)に3.2で求めたパラメータの値を 代入したところ117となった.またプロファイル対数尤 度によりz_{1/521}の95%信頼区間を求めたところ、[108, 154]となった(図7).

異常値の判定基準とするレベルをなるべく低く設定 した方が異常を見逃す危険性は低くなる.このことを踏 まえると,最尤推定値である117nGy/hを異常判定の目安 とするよりも,95%信頼区間の下側信頼限界108nGy/h を目安とした方が,放射線に係る異常を確実に把握する 観点において,安全と考えられる.

一方,判定基準をあまり低いレベルに設定すれば,デ ータ精査の作業が煩雑になるため,そのような基準設定 は現実的ではない. 108nGy/hは, 2019年度の実測データ における最大値と同じレベルであり,同年度において外 部要因等に基づくと認められる異常値が観測されてい





図7 プロファイル対数尤度による10年再現レベルの95%信頼区間

ないことを踏まえると,異常判定の基準として低すぎる 設定値ではないと考えられる.

以上より,十分な実測データが蓄積されるまでの間, 108nGy/h を異常判定の目安とすることが適当と考えら れた.

4 ま と め

1年間の空間放射線量率10分値データを複数のブロックに分割し、ブロック最大値をGEV(μ,σ,ξ)分布にあてはめてパラメータを推定したところ、1週間を1ブロックとして1年を52ブロックに区切り降水のない期間のデータを除いた場合においてGEV分布へのあてはまりが良好であった.この条件における最尤推定値(標準誤差)は $\hat{\mu}$ =89.5(1.11)、 $\hat{\sigma}$ =6.45(0.811)、 $\hat{\xi}$ =-0.138(0.134)であり、 $\hat{\xi}$ <0からWeibull分布に従うと考えられた.このことは、度数分布においてヒストグラムの裾が尾を引かないこととも整合していた.

推定されたGEVモデルの下で10年再現レベルを求め たところ,最尤推定値は117nGy/h,95%信頼区間の下側 信頼限界は108nGy/hであり,この下側信頼限界を超えた 場合には,とりわけ外部要因の可能性に留意しつつ,原 因の特定や対応にあたっていきたい.

今後,実測データが十分に蓄積されると,本報で推定 した値が妥当であったかの検証が可能となる.その際に は,適切なブロックサイズ(数),降水時の取扱い,定常 性を仮定することの是非等について,改めて検討したい.

謝 辞

測定機器の管理を行っていただきました当センター 大気環境部の阿部邦夫様(2019 年度は水環境部)に深謝 申し上げます.

- 原子力規制庁監視情報課:放射能モニタリングシリ ーズ No.17,連続モニタによる環境γ線測定法 平 成29年12月改訂
- 猪股弥生,五十嵐康人,千葉 長,青山道夫, 廣瀬勝己,山澤弘実,飯田孝夫:降水時における ガンマ線線量率上昇事象の再現期間の推定, 保健物理,42(1),63-70 (2007)
- 原子力規制委員会:放射線モニタリング情報, http://radioactivity.nsr.go.jp/ja/(2021.2.10)
- R Core Team: R: A language and environment for statistical computing, https://www.R-project.org/ (2021.2.10)
- Studio Inc. : RStudio, https://www.rstudio.com/ (2021.2.10)
- Coles, S.: ismev: An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values, https://CRAN.R-project.org/package=ismev (2021.2.10)
- 7) 髙橋倫也,志村隆彰:極値統計学,近代科学社 (2016)
- 8) 西郷達彦, 有本彰雄: R による極値統計学, オーム社 (2020)
- 9) 熊谷禎晃,渡辺 研,竹内優一郎,森 一耕:
 愛知県における環境放射能測定結果の推移,
 愛知県環境調査センター所報,46,15-36 (2018)
- Cohen, J.P.: Fitting Extreme Value Distributions to Maxima, Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, 50, Series A, Pt.1, 74-97 (1988)
- 環境省:放射線による健康影響等に関する基礎的な 資料Q&A(平成30年度版),32
- 気象庁:過去の気象データ・ダウンロード, https://www.data.jma.go.jp/gmd/risk/obsdl/ index.php (2021.2.10)



附図 1-1 GEV モデルの診断(確率プロット)(n=52)



附図 1-2 GEV モデルの診断(確率点プロット)(n=52)



附図 1-3 GEV モデルの診断(再現レベルプロット)(*n*=52)



附図 1-4 GEV モデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=52)



附図 2-1 GEV モデルの診断(確率プロット)(n=36)



附図 2-2 GEV モデルの診断(確率点プロット)(n=36)



附図 2-3 GEV モデルの診断(再現レベルプロット)(n=36)



附図 2-4 GEV モデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=36)



附図 3-1 GEV モデルの診断(確率プロット)(n=36*)



附図 3-2 GEV モデルの診断(確率点プロット)(*n*=36*)



附図 3-3 GEV モデルの診断(再現レベルプロット)(n=36*)



附図 3-4 GEV モデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=36*)



附図 4-1 GEV モデルの診断(確率プロット)(n=24)



附図 4-2 GEV モデルの診断(確率点プロット)(n=24)



附図 4-3 GEV モデルの診断(再現レベルプロット)(n=24)



附図 4-4 GEV モデルの診断(推定密度関数とヒストグラム)(n=24)