# 広島市におけるひと雨の降水特性\*

# 湘 戸 信 也\*1·岩 瀨 晃 盛\*2·大 原 真由美\*3

## 要 旨

広島市において降水を長期間,連続観測し,ひと雨の統計的性質について検討した.降水継続時間のバラツキに 関する解析結果に基づいて,ある降雨と次の降雨との間の無降水継続時間が24時間以下のときこれらの降雨をまと めてひと雨と定義した.この定義に基づくひと雨降水量の平均は 17.9 mm,変動係数は1.75,ひと雨降水継続時間 の平均は34.0時間,変動係数は1.07であり,両者ともにガンマ分布でほぼ近似できる.ひと雨の降り始めから任意 の固定された降水量に達するのに要する時間(降水所要時間)の分布は降り始めからの降水量が 10 mm 目では対 数正規分布,20~100 mm 目の領域では概ねガンマ分布で,それぞれ近似できる.降水所要時間の平均は降り始め からの降水量にほぼ比例するが,その変動係数は降水量が増大すると減少する傾向が認められる.ひと雨の降り始 めから 10 mm 毎の降水強度の平均は降り始めからの降水量の増大に伴い増大するが降水量が 50 mm 以上に達す ると増大率は減少する.

## 1. はじめに

地上気象観測統計指針(気象庁, 1990:以後は『指 針』と記す.)では、ひと雨は「ある台風や低気圧の通 過など、一つの気象的原因によって起こった降雨」と 定められている。実際には、たとえば低気圧が原因の ひと雨の期間中でも降雨が有る場合と無い場合とがあ り、結果としてひと雨はいくつかの降雨群にわかれて いることが多い、このような時間的過程を有するひと 雨の決め方として『指針』では次の2つの方法を取り あげている。①天気図等で雨の原因を調べてひと雨の 範囲を決める;②無降水継続時間に限界値を設けて, それ以上長い無降水継続があれば、その前後の降雨群 を別の雨として各ひと雨の範囲を決める.『指針』は, 「一般の気候統計では現象そのものに基づいた②の方 法のほうが主観がはいらず作業が容易で実用的であ る」としてこの方法を採用することを推奨し、「転倒ま す型自記雨量計による 0.5 mm 刻みの記録を使うとき

\* Characteristics of rainfall for a single event in Hiroshima City.

- \*1 Sinya Seto, 広島県保健環境センター.
- \*2 Kōsei Iwase, 広島大学工学部.
- \*3 Mayumi Oohara, 広島県保健環境センター.

——1994年1月7日受領——

——1994年11月30日受理—

© 1995 日本気象学会

1995 年 3 月

は,降水の記録があった時刻から次の降水が記録され るまでの時間が24時間以上のとき,この二つの記録を 別の雨としてひと雨を決める」と定めている.

本報では、上述の②の方法を採用しひと雨を定義す るが、『指針』とは異なり降水継続時間の変動特性に着 目してひと雨の範囲を決め、これに基づくひと雨の降 水特性について考察する.ひと雨を明確に定義するこ とは酸性雨の解析にも必要とされる。酸性雨は国境を 越える環境問題のひとつとして人々の関心を集めてお り (Schwartz, 1989), わが国においても酸性雨につい ての全国規模の調査結果が報告されつつある(たとえ ば、Hara et al., 1990). 酸性雨現象の解明にあたって は、ある気象的原因によって降水が開始し終了するま での期間、すなわちひと雨の期間を解析の単位とする のが合理的と考えられ、環境庁の第1次酸性雨調査で も自動採取装置を用いる場合、試料はひと雨毎に採取 されている(酸性雨対策検討会大気分科会,1990). 一 方,従来の研究では時間降雨量,日降雨量などのよう に、"雨"とは直接関係のない固定された期間内の降雨 量に基づいて降水強度や降雨継続時間などが論じられ ることが多い しかし、"雨"にとっては特定の固定さ れた期間を採用する理由は何もない.ひと雨を解析の 対象とすれば降雨強度や降雨継続時間などの降水特性 と気象的原因との関連性についても調べることができ る.

本報では広島市において長期間にわたり連続して観 測した降水の資料を対象にして,ひと雨の統計的性質 について考察する,2節ではこれまでに降水現象に適 用されてきた,正の領域で定義される連続分布を中心 に整理する.3節では考察の対象としたデータの概要 について述べ,4節では降水継続時間のバラツキを基 にひと雨の範囲を決める.5節ではひと雨降水量とひ と雨降水継続時間の分布特性について検討する.6節 ではひと雨の降り始めから一定の降水量に達するまで に要する時間および降水強度の分布特性について考察 する.7節をまとめとし,今後の課題もあわせて述べ る.

#### 2. 降水現象に適用する分布モデルの候補

降水現象の計測値は非負値をとり、ヒストグラムの 形状は非対称で右にスソを引くことが多い.このよう な現象を説明する2つの母数を含む分布の候補として は、これまでに対数正規分布、ガンマ分布および逆ガ ウス型分布などが用いられてきた.本報では尺度を記 述する分布族という観点から、これら3つの連続分布 を降水現象を説明する分布の候補として取りあげる. 以下に各分布の諸性質について若干の整理をする.

岩瀨・平野(1990)に従い、各分布の確率素分を式 (1) ~(3) のように表す.分布の定義領域はいずれ も  $(0,\infty)$  であり、母数  $\mu$  および c は任意の正実数 である.

対数正規分布 LN (µ, c²):

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}c} \left(\frac{x}{\mu}\right)^{-1} \exp\left\{-\frac{1}{2c^2} \left(\log\frac{x}{\mu}\right)^2\right\} \frac{dx}{\mu}.$$
 (1)

逆ガウス型分布 IG (μ, c<sup>2</sup>):

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}c} \left(\frac{x}{\mu}\right)^{-3/2} \exp \left\{-\frac{1}{2c^2} \left(\sqrt{\frac{x}{\mu}} - \sqrt{\frac{\mu}{x}}\right)^2\right\} \frac{dx}{\mu}.$$
(2)

 $\frac{1}{\Gamma(1/c^2)} (\frac{1}{c^2})^{1/c^2} (\frac{x}{\mu})^{(1/c^2)^{-1}} \exp(-\frac{1}{2c^2} \frac{2x}{\mu}) \frac{dx}{\mu}.$  (3)

ここで Γ (•) はガンマ関数を表す.なお,自由度 n の カイ二乗分布を **χ<sup>2</sup> (n) と書くと,各分布について次** の性質がある:

X~LN ( $\mu$ ,c<sup>2</sup>) のとき { 1/c • log(X/ $\mu$ ) } <sup>2</sup>~ $\chi$ <sup>2</sup> (1), X~IG ( $\mu$ , c<sup>2</sup>) のとき { 1/c • ( $\sqrt{X/\mu} - \sqrt{\mu/X}$ ) } <sup>2</sup>~ $\chi$ <sup>2</sup>(1), X~Ga ( $\mu$ , c<sup>2</sup>) のとき 1/c<sup>2</sup> • 2X/ $\mu$ ~ $\chi$ <sup>2</sup> (2/c<sup>2</sup>). これらの結果は各確率素分の exp の中の主因子の x にXを代入した量がいずれもカイ二乗分布に従い,ガ ンマ分布を除けばμをXで推定したときの損失が自 由度1のカイ二乗分布に従っていることを意味してい る.通常の表現と異なる確率素分を採用した理由はこ こにある.

式(1)~(3)において, X/µの分布はµに依存 しないのでμはΧの尺度母数であり, Χの単位はμの 単位に等しい. ガンマ分布と逆ガウス型分布ではμは 母平均,対数正規分布ではμは母中央値であり,μは 平均を表す母数と解釈される.一方, c は μ で無名数 化された確率変数 X/μ が従う分布のバラツキ, 拡が り、非対称性の程度などを表す母数と解釈される。 c はガンマ分布と逆ガウス型分布では母変動係数(母標 準偏差/母平均) であり,対数正規分布では log (X/µ) の母標準偏差にもなっている.対数正規分布では c ≪1の条件のもとでcは母変動係数にほぼ等しいし たがって、これらの分布ではバラツキの尺度として変 動係数を採用するのが適当といえる.なお,ワイブル 分布については式(1)~(3)に示すような母数と変 動係数との関係が現時点では知られていないので本報 では考察の対象にしない。

対数正規分布は対数変換すると正規分布となる確率 変数が従う分布である. すなわち, 1/c・log (X/μ)~ N(0.1) であるXの従う分布である. ここで, N(0.1) は標準正規分布を表す、この分布の生成メカニズムは 従来から比例効果則により説明されることが多い。こ の分布に従う確率変数をゼロでない実数でベキ乗変換 したものもやはり対数正規分布に従うという性質を有 している。特別な場合として逆数の分布も対数正規分 布になる.言い換えれば対数正規分布は逆数に関して 分布が閉じている。また、この分布は積に関する再生 性を有するが和に関する再生性は有していない Hosking and Stow (1987) は降水量に対し, Lopez (1977) は雲の高度,水平規模,生成期間に対し,それ ぞれ従来の定義に基づいた対数正規分布を適用してい る、一方、対数正規分布に関して従来とは異なる母数 の入れ方が岩瀨・瀨戸(1990)によって提案されてお り,式(1)はこれに基づいて書かれている。また, Seto, Oohara and Iwase (1992) は式(1) に基づく 対数正規分布を降水量および降水中の硫酸イオン濃 度,硝酸イオン濃度に適用している。

逆ガウス型分布はウィナー過程の,ある定められた 値への初期値通過時間分布として知られている (Tweedie, 1957).すなわち,直線上をブラウン運動し

ている粒子が直線に沿ってある平均速度で移動してい るとき,原点から出発して定められた距離だけ離れた 点に最初に到着するまでに要する時間の分布が逆ガウ ス型分布である.この分布は和に関する再生性を有し ている.岩瀨・浦野(1983)は交通現象に,瀨戸・重 光(1985)は大気中の粉じん濃度に,この分布を適用 している.また,清水(1992)は分枝過程の観点から 逆ガウス型分布が降雨強度分布の候補として適当であ る,と述べている.

独立な指数分布の和の分布であるアーラン分布の母 数のひとつは自然数であるがガンマ分布はこれを正の 実数に拡張したものとして知られている したがって, ひと雨中の独立な降水群の継続時間が各々、指数分布 に従うときは降水群の継続時間の和の分布すなわちひ と雨の降水継続時間の分布はガンマ分布に従うことに なる、この分布は尺度母数が等しいときには和に関す る再生性を有している。従来からガンマ分布の降水量 への適用例はきわめて多い(たとえば Simpson, 1972; Stern and Coe, 1984 など). しかし, ガンマ分 布に従う確率変数の逆数のモーメント(たとえば原点 周りの1次モーメントである逆数の母平均)の存在は 母数の値に依存するのでモーメントは一般には存在し ない、したがって、逆数のモーメントが実質科学的に 意味を持つ場合、この分布の適用には注意が必要であ る.

一般に、干ばつや洪水などに起因する災害の発生と 降水現象との関係を論じる際には、分布の中心付近よ りもスソの領域の形状が重要となる.この領域での無 降水継続時間の出現確率あるいは大雨の出現確率を求 めるときに採用される母集団分布としては実データへ の適合度がよいことの他に現象の生成機構が説明でき るものが望ましい.上述の3つの分布はその生成機構 から判断すると、いずれも降水現象を説明する分布の 候補として取りあげられることは妥当と考えられる.

なお、3母数以上の分布で降水現象を記述する分布 の候補としては3母数超ガンマ分布や4母数がワイブ ル分布 (Essenwanger, 1976) などが考えられる. Suzuki (1964) は3母数超ガンマ分布が東京や新潟の 降水量によく適合することを得ている.しかし、これ らの分布の母数の解釈・推定が容易でないこと、母数 推定のための標本数も十分ではないことを考慮し、こ れらの分布は候補の対象とせず2母数分布に限定し た. ひと雨の解析にあたっては、まずひと雨の降り始め と降り終わりを決めなくてはならない. 公表されてい る気象官署の資料からこれらの時刻を正確に知ること は難しいので、自記雨量計を用いて降水を観測した.

広島市において1982年3月から1991年3月までの期 間、連続して降水量(広島市では降水のほとんどは降 雨であり本報では降雨量と同じ意味で用いる。)の観測 を行った。観測地点は観測開始時から1985年9月まで の期間は広島県庁(広島市中区基町10-52)であり、そ の後は広島県環境センター(広島市南区皆実町1-6-29) である。両地点ともに雨量計を地上高約20mの建物の 屋上に設置した、『指針』の123頁では累年統計の接続 可否の判定条件として「気象官署あるいは露場が水平 距離で 500 m. または標高差が 5 m を超えて移転した 場合は、影響を受けると判断される要素を対象に判定 を行う」と記述されている。両地点間の水平距離は約 2km あるのでこの判定条件に準拠し、両地点のデータ を各々異なる母集団からの標本とみなし、本報では観 測期間の長い広島県環境センターのデータのみを解析 の対象とする、なお、計器の故障のため約1か月間, データが欠測となった.

降水の観測は自動雨水採取器(小笠原計器製 R-100) に感雨器(小笠原計器製 RS-10)と転倒ます型自記雨 量計(小笠原計器製 RR-180)を接続して行った.今 回の解析に用いたデータは自記雨量計の記録紙に出力 されたものである.記録紙には 0.5 mm 間隔の雨量信 号と降雨時を示す降雨信号が出力されている.前者か ら降水量を,後者から降水継続時間を,それぞれ読み 取った.実際には雨の降り始めと降り終わりの時期に は短時間内に降雨と非降雨の状態が交互に繰り返され ることが多い.雨が降り始め降雨信号が発生した後, 雨が止み再び雨が降り始めて降雨信号が発生した後, 雨が止み再び雨が降り始めて降雨信号が発生するとい う場合には,ひとまず便宜的に2つの降雨信号の時間 間隔が4時間末満のときは前後の降雨をひと雨として 取り扱った.この方法により681件の降雨を得た.

#### 4. ひと雨の決め方

本報では雨の降り方自体に基づいてひと雨を定義す る.すなわち、ある降雨と次の降雨との間の無降水継 続時間が、予め設定した限界値以下の場合にはこれら 2つの雨をまとめてひと雨とし、そうでない場合には これら2つの雨を別の雨とする.当然、連続する2つ 以上の降雨がひと雨となることも有り得る.無降水継



第1図 無降水継続時間に対する降水継続時間の変動係数. 左図:全データを対象にした場合,右図:標本数の等しい3つの群に分けた場合.

続時間を変化させた場合,降水継続時間のバラツキの 指標とみなされる統計量がどのように変化するかに着 目して,ひと雨を定める無降水継続時間の限界値を設 定した.

降水量は本来,連続量であるが観測上の制約から 0.5 mm 間隔の離散量として得られている.しかし,降水 開始時にティッピングバケット内に前の降水が 0.5 mm 未満残っている場合があることを考慮しさらに 残った降水の蒸発を無視すると,たとえば記録紙上の 降水量が 15.0 mm のときは 14.5 mm を超えて 15.5 mm 末満の降水があったものと判断される.そこで, 記録値が 15.0 mm の降水量は上下限の中央値の 15.0 mm とする.記録値が 0.0 mm のときも同様に考える. すなわち,ティッピングバケット内に前の降水が残っ ていないときは 0~0.5 mm 末満の降水があり,0.5 mm (よりわずかに少ない)降水量が残っているときは 0.0 mm の降水と判断される.よって記録値が 0.0 mm の ときは前者の中央値と後者との平均値:(0.25+0.0)/2 =0.125=0.1 mm を採用する.

無降水継続時間に対する降水継続時間の変動係数を 第1図に示す.無降水継続時間を4時間から72時間ま での範囲内で4時間毎に変化させている。全データを 対象にした場合には降水継続時間の変動係数は無降水 継続時間が16~28時間および56~60時間の付近で極小 値に近い値となっている。この結果の再現性の有無を 確認するために全データを生起順に標本数の等しい3 つの群に分けて同様な解析を行った。無降水継続時間 に対する降水継続時間の変動係数の挙動は群毎に異 なっているが無降水継続時間が24~28時間の変動係数 は概ね1.04~1.06の範囲内にあり、無降水継続時間が 56~60時間ではこのような傾向はみられない。これら の事実から、降水継続時間の変動係数の意味でのバラ ツキは無降水継続時間が24~28時間のときに群間にお いて比較的安定していることが示唆される。

そこで、無降水継続時間の限界値を24時間に設定したとき、ひと雨がその降水要因とどの程度、対応しているかについて調べてみた。一例としてこの方法により判定された1986年4月のひと雨を第2図に示す。図には地上天気図を用いて判断した各ひと雨の降水原因と降水量もあわせて記載している。低気圧や停滞前線によるひと雨が多いこと、ひと雨中に数時間の無降水期間が含まれる場合が多いこと、ひと雨の降り始めと



1980年4月のひと雨とその降水原内、無降水継続時間の限外値を24 時間に設定してひと雨を定義している、細線が各降雨を、太線が各ひ と雨を、それぞれ表す、いずれも線を引いている部分が降水時を示す、 カッコ内の数値は各ひと雨の降水量を示す。

降り終わりの時期には降雨が断続する場合が多いこ と,などが読み取れる。そして各ひと雨は降水原因と 対応している。なお、9~11日のひと雨は約14時間の 無降水期間を含んでいるが、9~10日の降雨は9日に 西日本付近に延びてきた前線が10日にかけて南下した ことに起因し、11日の降雨は前線上に位置する四国沖 に低気圧が発生したことに起因している。両降雨を 各々別のひと雨とみなすことも可能かもしれないが、 ともに同じ前線に起因する降雨なのでまとめてひと雨 としても不都合はないと考えられる。

第1図,第2図の結果を基にして、本報ではひと雨 を定める無降水継続時間の限界値を24時間とする。結 果としては『指針』のひと雨の定義と同じになった。 この方法でひと雨を定義すると,測定期間中に419件の ひと雨が得られた。

『指針』のひと雨の定義は、参考文献として引用さ れている気象庁統計課(1960)に基づくものと推察さ れる. この文献は毎10分間の降水量の資料を用いて, 無降水継続時間の分布が特定の領域で指数分布に従う ことを根拠にしてひと雨を決めている. すなわち,指 数分布が記憶喪失型分布であることを利用して「24時 間以上の無降水継続で隔てられた二つの降水はたがい に無関係である」と述べている. これは,無降水継続 時間の累積相対度数を調べたとき,ほぼ 24時間以上の 領域では指数分布の累積分布関数で近似できるという 事実に基づいている.

5. ひと雨降水量とひと雨降水継続時間の分布特性 降水量階級を5mm 間隔としたときのひと雨降水 量のヒストグラムを第3図に示す.ひと雨降水量の出 現度数は0~5mmの階級が最も多い.ひと雨降水量 の最大は245.5mm,平均は17.9mm,変動係数は1.75 である. なお,0~5mmの階級中,0.5mm 末満の降 水量の出現率が最も多く全データの25%を占めてい



第3図 ひと雨降水量のヒストクラム、記号(→) の左側の数値はひと雨降水量が100mm 以上の度数を示す。





る.降水量が5mmを超えると出現率は急に減少した 後,ほぼ単調に減少している.時間階級を5時間間隔 としたときのひと雨降水継続時間のヒストグラムを第 4図に示す.ひと雨降水継続時間の出現度数は5~10 時間の階級が最も多い.ひと雨降水継続時間の最大は 254時間,平均は34.0時間,変動係数は1.07である.ヒ ストグラムの形状は非対称で右に長くスソを引いてい る.

実データに対する分布の適合度の判定法としてはカ イ二乗検定や Kolmogorov-Smirnov 検定などが従来 から多く用いられているが、ここでは候補とした3つ の分布の歪み係数が変動係数のみの関数となることに 注目し、変動係数 CV (=  $\sqrt{\mu_2}/{\mu_1}$ ) と歪み係数  $\gamma_3$  (=  $\mu_3/{\mu_2}^{1.5}$ ) を基に分布の適合度を判定する方法を採用



第4図 ひと雨降水継続時間のヒストクラム、記号 (→)の左側の数値はひと雨降水継続時間が 100時間以上の度数を示す。

する. ここで  $\mu_1'$  は原点まわりの 1 次モーメント,  $\mu_2$ ,  $\mu_3$  は平均値まわりの 2 次, 3 次モーメントである. こ の判定法を CV- $\gamma_3$  判定図と呼ぶことにする. CV- $\gamma_3$ 判定図は ApSimon and Davison (1986) によっても核 種の濃度分布の判定にも応用されている. 各分布の CV と  $\gamma_3$  および母数 c との間には

対数正規分布:
$$\gamma_3 = CV(CV^2 + 3)$$
  
=  $(\exp(c^2) + 2)$   
×  $\sqrt{\exp(c^2) - 1}$  (=3c, (c<1)),  
逆ガウス型分布: $\gamma_3 = 3CV = 3c$ ,  
ガンマ分布: $\gamma_3 = 2CV = 2c$ ,

の関係が成り立つ.また,正規分布に従う確率変数の  $\gamma_{3}$ はゼロだから正規分布は×軸上にある.なお,各々 の分布を仮定すると式(4)の関係が導かれるが,逆 は成立しないことが注意される.たとえば, $\gamma_{3}=3CV$ が成立する分布として逆ガウス型分布以外にも存在す る可能性は否定されない.これらの限界を認識した上 で,式(4)に基づきひと雨降水量とひと雨降水継続 時間の CV- $\gamma_{3}$ 判定図を第5図に示す.式(4)で示し たように対数正規分布と逆ガウス型分布の $\gamma_{3}$ はこ  $\ll 1$ のとき近似的に等しいが,このことは第5図中で c<0.5の領域では両分布がほぼ重なっていることから も理解できる.打点位置から判断すると,ひと雨降水 量,ひと雨降水継続時間ともにガンマ分布でほぼ近似 できる.

ひと雨降水量とひと雨降水継続時間との関係を調べ



るため両者の散布図を第6図に示す.降水継続時間が 長くなるとバラツキは大きいが降水量も増大してい る.ひと雨降水量の最大値は降水継続時間が24時間の とき 50 mm 前後であり降水継続時間が長くなるに伴 い増大するが50~150時間の範囲では 150 mm 前後の 値となっている.なお,降水継続時間が200時間以上の ひと雨は4件あるがいずれも100 mm 以上の降水量を 記録している.一方,降水継続時間が50時間以下のひ と雨降水量は大部分が20 mm以下である.ここで,両 者の直線関係を仮定すると降水継続時間に対する降水 量の回帰直線は,y=0.52 x +0.18 となり,降水継続時



第7図 ひと雨の降り始めから,任意の固定された降水量に達するまでに要する時間(降水所要時間)のヒストグラム、左上図が10mm目の降水所要時間のヒストグラムで,20mm毎に90mm目の降水所要時間のものまで載せている.記号(→)の左側の数値は降水所要時間が56 hour/10mm以上の度数を示す.



 第8図 降水所要時間の CV-<sub>第</sub>判定図. CV は変動 係数を, <sub>第</sub> は歪み係数を表す. 図中の数値 はひと雨の降り始めからの降水量(単位: mm)を,記号は LN:対数正規分布, IG: 逆ガウス型分布, Ga:ガンマ分布を,それ ぞれ表す.

間が10時間増すと平均的には降水量が 5.2 mm 増大す ることになる. ひと雨降水量とひと雨降水継続時間の 標本相関係数は0.604であり,仮に 2 変量正規母集団か らの標本とみなすと帰無仮説 ( $H_c: \rho=0$ ) は対立仮説 を $H_1: \rho \neq 0$ としたとき有意水準1%で棄却される. よって両者の同時分布を考える必要があるが, 母数が

多くなり母数の解釈と推定が煩雑となるので本報では 同時分布については考察しない.

#### 6. ひと雨の降り始めからの時間過程

ある地点における雨の降りかたには、ひと雨の中で も雲の種類、規模、移動速度などに対応して、様々な 時間的なパターンが存在するものと予想される。本節 ではひと雨の降り始めからの時間過程を、一定の降水 量に達するまでに要する時間の分布と降水強度の分布 の両面から検討する。

6.1 一定の降水量に達するまでに要する時間の分 布

ひと雨降水量が10mm以上のケースを対象にして, ひと雨の降り始めから任意の固定された隆水量に達す るまでに要する時間(以後は「降水所要時間」と記す.) のヒストグラムを第7図に示す.降り始めからの降水 量が50mm以下では5mm毎に,50mmを超えると 10mm毎に,降水所要時間を記録紙から読み取った. 左上の図が10mm降水量に対する降水所要時間のヒ ストグラムであり,20mm間隔で90mm降水量の降



水所要時間のものまで載せている。横軸の目盛りは降水量毎に異なる点に注意すると、降水量の増大ととも に分布が長時間の方にシフトしていることがわかる。 出現度数が最大の階級は、たとえば降水量が10mmで は8~12時間、30mmでは12~24時間などとなってい る ヒストグラムの形状は概ね1山型のものが多い。

降水所要時間の CV-<sub>78</sub> 判定図を第8 図に示す. 図で は、ひと雨の降り始めから 10 mm 毎の降水所要時間 の両統計量を打点している.降り始めから 10 mm 目 の点のみが他と離れて打点され変動係数,歪み係数と もに相対的に大きい.降水量が 10 mm 目の降水所要 時間の分布は対数正規分布で,その他の降水所要時間 の分布はガンマ分布で,概ね近似できる. ただし 40,50, 70 mm 目の点はガンマ分布の直線よりもやや下側の 正規分布寄りに位置している.

降水所要時間の分布としてガンマ分布を仮定したと きの、平均の指標と解釈される母数 $\mu$ (=母平均)とバ ラツキの指標と解釈される母数c(=母変動係数)の ひと雨の降り始めからの降水量に対する挙動を第9図 に示す. $\hat{\mu}$ は降水量にほぼ比例しているが、詳細にみる と降水量が 30~50 mm の領域では傾きがやや減少し ている. ĉは降り始めから 10 mm 目で最大となり降水 量の増大に伴いしだいに減少している.ひと雨降水量 が増大すると降水をもたらす気象原因は前線や台風な ど特定のものに限定されるため、降水所要時間のバラ ツキが小さくなるものと推察される.たとえば降水量 が 100 mm 以上を記録したひと雨は14件あるが、地上

"天気"42.3.





天気図から降水原因を判断するといずれも梅雨前線ま たは台風に起因している。

上述のように第9図はすべてのひと雨を対象にした ときの降り始めから一定降水量降るのに要する時間の バラツキを表しているが、ひと雨の時間的な変動特性 は降水量の大きさにも依存すると予想される.このこ とについて調べるため、ひと雨の降り始めからの一定 の降水量毎に、累積降水量に対する降水所要時間の変 動係数を第10図に示す.たとえば降り始めからの降水 量が20mmの場合、累積降水量が40mmの位置に打 点された値は、40mm以下のひと雨のみを対象とした ときの降り始めから20mm に達するまでの降水所要 時間の変動係数を表している.降り始めからの降水量 が10mmの場合、累積降水量の増大に件い変動係数 は単調に減少しているが、これはひと雨降水量が少な い領域での降水所要時間のバラツキは大きく、より多



第11 図 ひと雨の降り始めからの降水強度のヒストグラム. 左上図が 10 mm 目の降水 強度のヒストグラムで, 20 mm 毎に 90 mm 目の降水強度のものまで載せて いる. 図中の数値は降り始めからの降水量を表す. 記号(→)の左側の数値は 降水強度が 70 mm/hour 以上の度数を示す.



 第12図 降水強度の CV-ア<sub>3</sub> 判定図. CVは変動係数
 を, ア<sub>3</sub> は歪み係数を表す. 図中の数値はひと雨の降り始めからの降水量(単位:mm)を,記号は LN:対数正規分布, IG: 逆ガウス型分布, Ga:ガンマ分布を,それぞれ表す.

い降水量も含めるとバラツキはしだいに減少すること を意味している。一方,降り始めから 20~40 mm 降 水量の降水所要時間の変動係数は、累積降水量が 50 mm より少ない領域では累積降水量とともに増大し 50 mm以上になるとほぼ一定値に維持されている。こ れは降り始めから 20~40 mm 目を対象にすると、降 水所要時間のバラツキはひと雨降水量が 50 mm 以下 の領域では降水量が少ないときには小さいがより多い 降水量も含めるとしだいに大きくなった後、ほぼ一定 となることを意味している。見方を変えて累積降水量 をある値に固定すると、降り始めから 10 mm 目の降 水所要時間の変動係数が他と比べて相対的に大きいこ とが指摘される。これはある固定された降水量以下の ひと雨を対象にした場合、降水所要時間のバラツキは 降り始めから 10 mm 目が最も大きいことを示してい る.

6.2 降水強度の分布

降水強度は単位時間当りの降水量であり,1日当り の降水量 [mm/day] や1時間当りの降水量 [mm/ hour] などで表わされることが多い.従来の研究の多 くは計測方法の都合により,任意の固定された期間内 の降水量を単位時間当たりの降水量に換算して降水強 度を算出している.一方,本報では降水強度を単位降 水量当りの降水所要時間 [hour/mm] の逆数として定 義する.単位降水量当たりの降水所要時間も単位時間 当たりの降水量と同様に物理的意味を持っており,両





者は対等な単位とみなされる.この降水強度の定義は 従来のものと比較すると、単位は同じであるが平滑化 の意味が異なっている.

上述の降水強度の定義に基づき式(5)から降水強 度を算出した:

$$\begin{array}{ll} \text{RI}_{\kappa} = 1/(t_{\kappa} - t_{\kappa-1})/10, & (2 \le k \le 10), \\ \text{RI}_{\kappa} = 1/t_{\kappa}/10, & (k=1) \end{array} \right\} (5)$$

ここで、 $RI_{\kappa}$  はあるひと雨の降り始めから  $10 \times k$  mm 目の降水強度 [mm/hour],  $t_{\kappa}$  は  $10 \times k$  mm 目の降水 所要時間 [hour],  $t_{\kappa-1}$  は  $10 \times (k-1)$  mm 目の降水所 要時間 [hour] を、それぞれ表している.ひと雨の降 り始めから一定の降水量毎の降水強度のヒストグラム を第11図に示す.すべての降水量において 5 mm/hour 以下の降水強度の出現度数が最も多い.降水量の増大 に伴い降水強度の分布は右に長くスソを引いており、 降水量が増大すると強い降水強度が出現する相対度数 が大きくなっている.なお、10 mm 毎の降水強度を 1 時間当りの降水強度に換算したときの最大値は概ね 100 mm/hour であった.

ひと雨の降り始めから10mm毎の降水強度の CV-% 判定図を第12図に示す.降水強度の変動係数の降水量 に対する挙動は第11図で述べたとおりであるが,歪み 係教は降水量の増大とともに単調に減少している.降 水強度の分布に適合する分布型は降水量の大きさによ り異なり,10mm 目が対数正規分布,20~50mm 目 が逆ガウス型分布,60mm 目以上がガンマ分布で,そ れぞれ近似できる.

ひと雨の降り始めからの降水量に対する降水強度の

"天気" 42. 3.



第14区 米領樺小重に対する樺小強度の変動形数. 図中の数値はひと雨の降り始めからの降 水量を表す.

平均(適合する分布型が降水量の大きさにより異なる がここでは算術平均を用いる)と変動係数の挙動を第 13図に示す.降水強度の平均は降水量とともに増大す るが増大率はしだいに小さくなる傾向を有している. 降水強度の変動係数は降水量が 60 mm 目のとき最大 で降水量がより増大すると急速に減少している.

降水強度のひと雨降水量への依存性を調べるため, 累積降水量に対する降水強度の変動係数を降り始めか らの一定の降水量毎に第14図に示す。降水強度の変動 係数は降り始めから 40 mm 目までの領域では累積降 水量がより増えてもほぼ一定値を維持している。降り 始めからの降水量が 40 mm 目以下の領域での降水強 度のバラツキは 40 mm 以下の降水量に対しては小さ いが 50 mm の降水量も含めると増大し,より多い降 水量も含めても殆ど変動しない。一方,累積降水量が 50 mm 以上のときは累積降水量を固定すると降り始 めから 30 mm 目までの領域では変動係数のバラツキ は降水の経過とともに増大し 30 mm を超えると急速 に減少することが示される。

#### 7.まとめ

広島市において長期間,自記雨量計を用いて降水を 連続して観測した.このデータを対象にひと雨の降水 特性を統計的に解析した.本報で得られた結果を要約 すると以下のようになる. ①尺度を記述する分布である対数正規分布,逆ガウス型分布,ガンマ分布を対象にして,これらの分布が持つ統計的性質について若干の整理をした.これらの分布における母数 µ は平均の指標,母数 c はバラツキの指標と解釈される.

②ある降雨と次の降雨との間の無降水継続時間のバ ラツキの側面からひと雨の範囲について検討し、無降 水継続時間が24時間以下のとき一連の降雨をまとめて ひと雨と定義した。

③ひと雨降水量の出現度数は 0~5 mm の階級が最 も多く,ひと雨降水量の平均値は 17.9 mm,変動係数 は1.75であった.ひと雨降水継続時間の出現度数は 5~10時間の階級が最も多く,ひと雨降水継続時間の平 均値は34.0時間,変動係数は1.07であった.変動係数 と歪み係数による判定法を採用して分布型を判定する と,ひと雨降水量,ひと雨降水継続時間ともにガンマ 分布ではほぼ近似できる.

④ひと雨の降り始めから,任意の固定された降水量 に達するまでに要する時間(降水所要時間)の分布は 降り始めから 10 mm 目では対数正規分布,20 mm 目 以上の領域ではガンマ分布で概ね近似できる.ガンマ 分布の母数  $\mu$  と c の降り始めからの降水量に対する 挙動について検討すると, $\mu$  は降水量にほぼ比例する が c は降り始めが最大であり降水量が増大すると減少 する傾向がみられる.

⑤ひと雨の降り始めから 10 mm 毎の降水強度は平 均的には降り始めからの降水量の増大に伴い増大する が増大率はしだいに小さくなる.一方,降水強度の変 動係数は降り始めからの降水量が 60 mm のとき最大 で,降水量がより増大すると急速に減少する傾向がみ られる.また,降水強度の分布型は降り始めからの降 水量の大きさにより異なることが示された.さらに, 降水所要時間と降水強度のひと雨降水量に対する依存 性についても検討した.

今後に残された課題について以下に述べる.

1)本報は広島市の1地点におけるひと雨の降水特 性についての事例解析にすぎない。多くの地点で同様 な解析を行い、結果を集積すればひと雨の広域的な共 通性あるいは地域固有の特徴などについての知見が得 られ、気象災害対策の資料として活用されることが期 待される。

2) 各ひと雨の降水要因を調べ,降水要因とひと雨 の降水特性との関係を明らかにする必要がある。

3)本報では最小計測単位が 0.5 mm の計器により

得られたデータを使用したが、ひと雨降水量の多くは この値未満のものが多いので解析の精度を向上させる にはこの値よりも小さい降水量が測定できる計測器を 使用することが望ましい.しかし、計器のコストの低 減と保守の容易性を考慮すると、最小計測単位は研究 の目的に対応して適切な値に設定することが合理的で ある.最小計測単位の設定に関する実用的な観点から の研究も必要であろう.

#### 謝辞

158

審査員の方々には不備な点の指摘と適切な助言をいただきました。元広島地方気象台の國保政行氏には第2図の作成にあたりひと雨の降水要因について御教示いただきました。日本気象学会関西支部からは1992, 1993年度の研究グループ助成金をいただきました。ここに記して謝意を表します。

#### 参考文献

- ApSimon, H. M. and A. C. Davison, 1986 : A statistical model for deriving probability distributions of contamination for accidental releases, Atmospheric Environment, 20, 1249-1259.
- Essenwanger, O., 1976 : Developments in atmospheric science, 4A, Applied statistics in atmospheric science, partA, Frequencies and curve fitting, Elsevier, Amsterdam 116-120.
- Hara, H., E.Ito, T. Katou, Y. Kitamura, T. Komeiji, M. Oohara, T. Okita, K. Sekiguchi, K. Taguchi, M. Tamaki, Y. Yamanaka and K. Yoshimura, 1990 : Analysis of two-year results of acid precipitation survey within Japan, Bull. Chem. Soc. Jpn., 63, 2691 -2697.
- Hosking, J. G. and C. D. Stow, 1987 : Ground-based, high-resolution measurements of the spatial and temporal distribution of rainfall, J. Climate Appl. Met., 26, 1530-1539.

岩瀨晃盛,平野勝臣,1990:べき逆ガウス型分布とその

応用, 応用統計学. 19, 163-176.

- 岩瀨晃盛, 瀨戸信也, 1990:大気中アルミニウム濃度と スカンジウム濃度との統計的特性,広島大学工学部研 究報告, **38**, 153-161.
- 岩瀨晃盛,浦野隆,1983:都市内道路における旅行速度(時間)の推定手法,交通工学,18,19-25.
- 気象庁, 1990:地上気象観測統計指針, 123, 付録2-6-付 録2-8.
- 気象庁統計課,1960:「ひと雨」のとり方について,測 候時報,27,116-124.
- Lopez, R. E. 1977 : The lognormal distribution and cumulus cloud populations, Mon. Wea. Rev., **105**, 865-872.
- 酸性雨対策検討会大気分科会,1990:酸性雨対策調査報告書,5-17.
- Schwartz, S. E., 1989 : Acid deposition : unraveling a regional phenomenon, Science, **243**, 753-763.
- Seto, S., M. Oohara and K. Iwase, 1992 : Some statistical characteristics of concentration and wet deposition in relation to rainfall amount for sulfate and nitrate in rain water, Atmospheric Environment, 26 A, 3029-3038.
- 瀬戸信也,重光和之,1985:大気汚染濃度の統計解析 (I)ー浮遊粉じん濃度への逆ガウス型分布の適用ー, 大気汚染学会誌,20,362-366.
- 清水邦夫,1992:しきい値法による領域降雨強度特性値 の推定,応用統計学,**21**,133-151.
- Simpson, J., 1972 : Use of the gamma distribution in single-cloud rainfall analysis, Mon. Wea, Rev., 100, 309-312.
- Stern. R. D. and R. Coe, 1984 : A model fitting analysis of daily rainfall data, J. R. Statist. Soc. A, 147, 1-34.
- Suzuki, E., 1964 : Hyper gamma distribution and its fitting to rainfall data, Papers in Met. and Geoph., 15, 31-51.
- Tweedie, M. C. K., 1957 : Statistical properties of inverse Gaussian distributions. I., Annals of Mathematical Statistics, 28, 362-377.