

BIC を用いた Dry-spell 分布の 二重スロープ構造の検出

中野 多瑛

東京女子大学 現代教養学部 数理科学科 情報理学専攻

2026 年 8 月 29 日

概要

降水現象の時間的構造を特徴づける指標として、降水イベント間の無降水期間（Dry-spell）の相補累積分布関数（CCDF）が用いられる。従来のフラクタル解析では、この CCDF が単一のべき乗則に従うことが暗黙の前提とされてきたが、過去の研究では分布に明確な折れ曲がりが存在することが視覚的に指摘されている。この折れ曲がりとは、同一降水システム内の小休止と、総観規模の高気圧支配下における晴天期間という、異なる気象メカニズムの遷移を反映していると考えられる。本研究では、こうした折れ曲がり構造を客観的に検出することを目的とし、単一スロープモデルと折れ線型の二重スロープモデルをベイズ情報量基準（BIC）で比較・選択するアルゴリズムを構築した。中部地方の岐阜・長野・富山・尾鷲の4地点について、1980年の6月・8月・12月のアメダス1時間降水量データを解析した結果、夏季の対流性降雨が卓越する事例、および冬季の日本海側における季節風降雪事例において、統計的に極めて有意な二重スロープ構造が検出された。さらに、サンプル数不足を客観的に棄却する機能により、太平洋側冬季の「からっ風」のような静穏な気候特性も同時に抽出された。提案手法は、地域・季節ごとの降水システムの物理的特性を、Dry-spell 分布の形状から客観的に評価するための有効な枠組みであることが示された。なお本研究は、単年（1980年）の代表月を対象とした事例的・予察的な解析であり、得られた結果の気候学的な一般化には、複数年・多地点への拡張による検証を要する。

1 序論

降水現象は、一見すると極めて不規則でランダムな振る舞いを示すが、様々な時間・空間スケールにおいて自己相似性、すなわちフラクタル性 (fractal property) を有することが知られている。Mandelbrot [1] によって導入されたフラクタルの概念は、大気乱流や雲の形状など、気象学における複雑な現象の記述に広く応用されてきた [2]。

降水現象のフラクタル性を評価する際、時間軸上の降水期間の分布がフラクタルであると仮定すると、降水量の単位計測時間 (時間分解能) Δt と総降水時間 T の間には、フラクタル次元を D として以下のべき乗則 (power-law) が成り立つことが示されている [3]。

$$T \propto (\Delta t)^{1-D} \quad (1)$$

このような時間的構造を特徴づける上で、降水イベントの間隔、すなわち無降水期間 (Dry-spell、本稿では τ と定義する) の分布が極めて重要な指標となる。実際、無降水期間の分布がべき乗則に従うことは、高分解能の降水観測から報告されている [4]。近年では 1 時間降水量データを対象とした解析も行われており、Yang ら [5] は米国の多数の観測点について、降水強度が一般化パレート分布 (バルク部分) とべき乗則 (大規模・極端イベント) を組み合わせた二分布モデルで最もよく表される一方、降水イベント間の待ち時間は非指数的であり分数ポアソン過程による記述が最適であることを示した。このように、これまでの研究においてべき乗則は主として降水強度の裾に対して適用されており、無降水期間そのものについては、折れ点をもたない単一の確率過程による記述が試みられてきた。これに対し本研究が対象とするのは無降水期間の分布形状そのものであり、それが単一のべき乗則で記述し尽くせるか否かを問う点で、これらの先行研究とは着眼を異にする。これまでのフラクタル解析においては、Dry-spell の相補累積分布関数 (Complementary Cumulative Distribution Function: CCDF) が、単一のべき指数を持つ直線で近似されることが前提とされてきた。CCDF を $P(\geq \tau)$ とすると、この単一スロープ (single slope) モデルは以下のよう

$$P(\geq \tau) \propto \tau^{-\alpha} \quad (2)$$

ここで、 α は分布の傾きを決定するべき指数である。

しかし、実際の観測データにおいて、全ての時間スケールが式 (2) の単一スロープに従うわけではない。実際、川上ら [3] は気象官署の 10 分間雨量データを用いた解析の中で、降水休止期間の分布関数に折れ曲がりが存在することを視覚的に指摘している。とくに尾鷲の冬季 (12~2 月) では、 $\tau \simeq 10^2$ 分付近および $\tau \simeq 5-8 \times 10^3$ 分付近の 2 か所に折れ曲がり認められ、その中間領域では分布の傾きが極端に緩やかになること、さらにこの特徴は夏季 (6~9 月) には不明瞭になることが報告されている。ただし同研究では、 $\tau \simeq 300$ 分 (5 時間) 付近の折れ曲がりを認めつつも、短い時間スケールにおけるフラクタル次元 D の算出を主目的としたため、折れ点以降の長時間領域は解析から除外されていた。すなわち、折れ曲がりの指摘はグラフ形状の目視による定性的な把

握にとどまっております、折れ点 τ^* の位置や前後の勾配を客観的な基準のもとで定量的に決定し、折れ曲がり構造そのものをモデル化するには至っていない。

物理的な気象メカニズムの観点から考察すると、この折れ曲がり単なる数学的な限界ではなく、異なる気象現象の境界を意味していると考えられる。例えば、夏季の対流性降雨（夕立など）における数時間程度の短い無降水期間は、同一の降水システム内における一時的な小休止に起因する。一方、それを超える数日間に及ぶ長い無降水期間は、移動性高気圧に覆われるなど、全く異なる総観規模の気象場によって支配されている。したがって、この分布を一本の直線で近似したり一部を除外したりするのではなく、特定の時間スケール τ^* を境界として傾きが変化する「二重スロープ（double slope）」構造として捉え直す必要がある。

そこで本研究の目的は、Dry-spell 分布における二重スロープ構造の有無を、統計学的に客観的かつ定量的に検出する手法を構築することである。具体的には、経験的な閾値設定への依存を排除するため、ベイズ情報量基準（Bayesian Information Criterion: BIC）を用いたモデル選択アルゴリズムを開発した。本手法を用いて、日本の気候特性を代表する中部地方の4地点（岐阜、長野、富山、尾鷲）における1980年のアメダス1時間降水量データ（6月、8月、12月）を解析する。降水システムの特徴が時間スケールの折れ点（ τ^* ）や前後の勾配の変化としてどのように発現するかを明らかにし、地域別・季節別の降水パターンを新たな視点から再評価する。なお本研究は、単年（1980年）の代表3か月を対象とした事例的・予察的な研究（case study）として位置づけられる。すなわち、提案手法の有効性を実データ上で実証するとともに、二重スロープ構造の存在とその季節・地域依存性を予察的に示すことを主眼とし、検出されたパラメータの気候学的な一般性の検証は、複数年・多地点への拡張による今後の課題とする。

2 データと解析手法

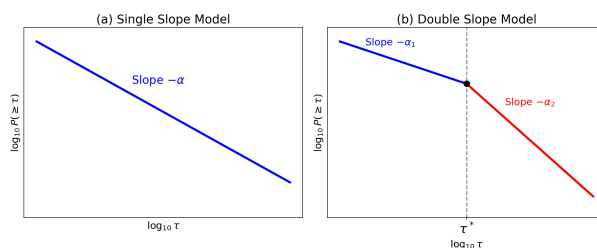


図1 Dry-spell 分布の CCDF における単一スロープと二重スロープの概念図。 τ^* は2つの異なる物理メカニズムの境界となる折れ点を示す。

本章では、降水現象の Dry-spell 分布における単一スロープおよび二重スロープ構造（図1）を定量的に評価・判別するために用いた観測データ、およびベイズ情報量基準（Bayesian Information Criterion: BIC）を導入したモデル選択アルゴリズムについて詳述する。

2.1 使用データと前処理

本研究では、気象庁が提供するアメダス（地域気象観測システム）の1時間降水量データを用いた。解析対象地点として、中部地方の4地点（岐阜、長野、富山、尾鷲）を選定した。これらの地点は、本研究が比較対象とする先行研究（川上ら [3]）の解析対象と条件を揃え、同一の対象に対して客観的なモデル選択手法を改めて適用した際にどのような差異が現れるかを検証できるよう選定したものである。加えて、日本海側の豪雪地帯（富山）、太平洋側の多雨地帯（尾鷲）、および周囲を山地に囲まれた内陸盆地（岐阜、長野）という、脊梁山脈を挟んで対照的な気候区分を代表する地点が含まれるよう配慮し、地域・季節による降水特性の対比を可能とした。対象期間は、梅雨期（6月）、盛夏期（8月）、初冬期（12月）の降水特性を比較するため、1980年の各月とした。

取得した観測データに対して、欠測や記録の不連続性に対処するため、各月の開始日時から終了日時までの完全な1時間間隔の連続グリッドを作成し、観測値を再配置する前処理を行った。本研究では、1時間降水量が観測の最小記録単位である0.5 mm以上の時間帯を「降水あり」、そうでない期間が連続する区間を「無降水期間（Dry-spell）」と定義した。この降水判定閾値の選択が結果に与える影響については、第4.6節で別途検証する。

解析の基礎データとなる、各対象地点・月における降水イベント（ $\tau \geq 1.0$ 時間を満たす Dry-spell）の抽出サンプル数 n を表1に示す。ここで抽出されたサンプル群が、以降の統計解析およびモデル判定の対象となる。

表1 各対象地点・月における Dry-spell ($\tau \geq 1.0$ 時間) のサンプル数 n

観測地点	6月	8月	12月
岐阜 (Gifu)	30	35	14
長野 (Nagano)	17	31	23
富山 (Toyama)	21	32	52
尾鷲 (Owase)	44	38	9

2.2 相補累積分布関数（CCDF）の算出

Dry-spell の連続継続時間を τ （単位：時間）とする。本解析では、ノイズの影響を排除するため $\tau \geq 1.0$ 時間を満たすサンプル群を抽出した。抽出された全サンプル数を n とし、これを昇順にソートしたデータを τ_i ($i = 1, 2, \dots, n$) とする。

分布の裾（tail）の特性を評価するため、経験的な相補累積分布関数（Complementary Cumulative Distribution Function: CCDF）である $P(\geq \tau)$ を算出する。長い無降水期間ほど発生頻度が低く希少であるため、確率密度関数（ヒストグラム）では階級ごとのサンプル数が不足し、特に分布の裾において形状が不安定になりやすい。これに対し CCDF は累積量であり積分的な平滑化効果をもつため、サンプル数が限られる場合でも裾の傾向を安定して評価でき、べき乗則からのずれ（折れ曲がり）の判別に適している。計算機上で対数変換を行う際、最大値における無限大への発散

(log 0) を回避するため、分母を $n + 1$ とした以下のランク法を用いて CCDF を定義した。

$$P(\geq \tau_i) = 1 - \frac{i}{n+1} \quad (3)$$

以降の解析では、 τ と $P(\geq \tau)$ をそれぞれ常用対数変換した $x = \log_{10} \tau$ 、および $y = \log_{10} P(\geq \tau)$ の両対数空間上でモデルのフィッティングを行う。なお、べき乗分布のより厳密な推定には、最尤法と Kolmogorov–Smirnov 統計量に基づく適合度検定を組み合わせる手法も提案されている [6]。本研究では、折れ点の検出とモデル選択の見通しやすさを重視し、両対数 CCDF 上での最小二乗フィッティングを採用した。

2.3 モデル構築

Dry-spell 分布の構造を評価するため、以下の 2 つのモデルを設定した。

Model 1 (単一スロープモデル)

従来のフラクタル解析で広く用いられる、全時間スケールにおいて単一のべき乗則に従うモデルである。パラメータ数 $k_1 = 2$ (傾き、切片) の 1 次関数として定式化される。

$$y = -\alpha x + C \quad (4)$$

Model 2 (二重スロープモデル)

物理的メカニズムの遷移を想定し、特定の折れ点 (τ^*) を境界として傾きが変化する連続な折れ線関数である。 $x^* = \log_{10} \tau^*$ 、境界点での値を y^* とすると、パラメータ数 $k_2 = 4$ ($x^*, y^*, \alpha_1, \alpha_2$) を用いて次のように表される。

$$y = \begin{cases} -\alpha_1(x - x^*) + y^* & (x < x^*) \\ -\alpha_2(x - x^*) + y^* & (x \geq x^*) \end{cases} \quad (5)$$

Model 2 の最適パラメータの探索においては、 τ を昇順に並べたときの順位が全体の 20% から 80% の範囲にあるデータ点を折れ点の初期候補とし、各候補を初期値として Levenberg-Marquardt 法による非線形最小二乗法を実行して、残差平方和が最小となる解を採用した。

2.4 情報量基準 (BIC) によるモデル選択と過学習防止

単純な残差平方和 (RSS) の比較では、パラメータ数の多い Model 2 が常に有利となり、過学習 (overfitting) を引き起こす。そこで、モデルの複雑さに対するペナルティを考慮し、客観的な判定を行うためにベイズ情報量基準 (BIC) を導入した。BIC は以下の式で定義される。

$$\text{BIC} = n \ln \left(\frac{\text{RSS}}{n} \right) + k \ln(n) \quad (6)$$

ここで、 n はサンプル数、RSS は残差平方和、 k はモデルのパラメータ数である。

2 つのモデルの BIC の差を $\Delta \text{BIC} = \text{BIC}_1 - \text{BIC}_2$ と定義する。 ΔBIC が大きいほど、Model 2 が統計的に有意に優れていることを意味する。ベイズ統計学の枠組みでは、 ΔBIC は 2 つのモデルの

事後オッズの近似に対応し、Model 2 が Model 1 に対して支持される度合いはおよそ $\exp(\Delta\text{BIC}/2)$ 倍と解釈できる。したがって $\Delta\text{BIC} = 10$ は、Model 2 が選択される確率が Model 1 のおよそ 150 倍に相当し、折れ曲がりがある偶然のばらつきによって生じた見かけの構造である可能性が極めて低いことを意味する。BIC の差の大きさと証拠の強さの対応については Raftery [7] の基準が広く用いられており、 $\Delta\text{BIC} \geq 6$ で「強い証拠 (strong)」、 $\Delta\text{BIC} \geq 10$ で「非常に強い証拠 (very strong)」とされる。本研究ではこれに従い、 $\Delta\text{BIC} \geq 10$ の場合を「強固な二重スロープ (Double Strong)」、 $\Delta\text{BIC} \geq 6$ の場合を「中程度の二重スロープ (Double Moderate)」と判定し、それ未満の場合は Model 1 (Single) を選択した。なお、降水データに含まれるノイズによる誤検出 (false positive) を避けるため、本研究では確実に構造変化が認められる $\Delta\text{BIC} \geq 10$ を主たる判定基準とする保守的な運用を採った。

さらに、データ数の少ない区間におけるノイズへの過適合を防ぐため、Model 2 の採用において以下の厳格な制約条件を実装した。

1. 統計的な信頼性を担保するため、折れ点 x^* の前後それぞれの区間において、直線のフィッティングに最低限必要なデータ点数を 5 点以上とする。
2. 2つの直線の傾きの差が十分に大きくない場合 ($|\alpha_1 - \alpha_2| < 0.2$)、物理的メカニズムの変化ではなく単一スロープの微小な揺らぎとみなし、Model 1 を採用する。

また、サンプル数 n が 20 未満の極端に少ない事例については、統計解析に不適格であると判断し、解析対象外 (Insufficient data) として処理した。

本アルゴリズムによって実際にフィッティングおよび判定が行われた解析例を図 2 に示す。これにより、目視による恣意的な判断を排し、データの構造 (Single または Double) を定量的かつ客観的に分類することが可能となった。

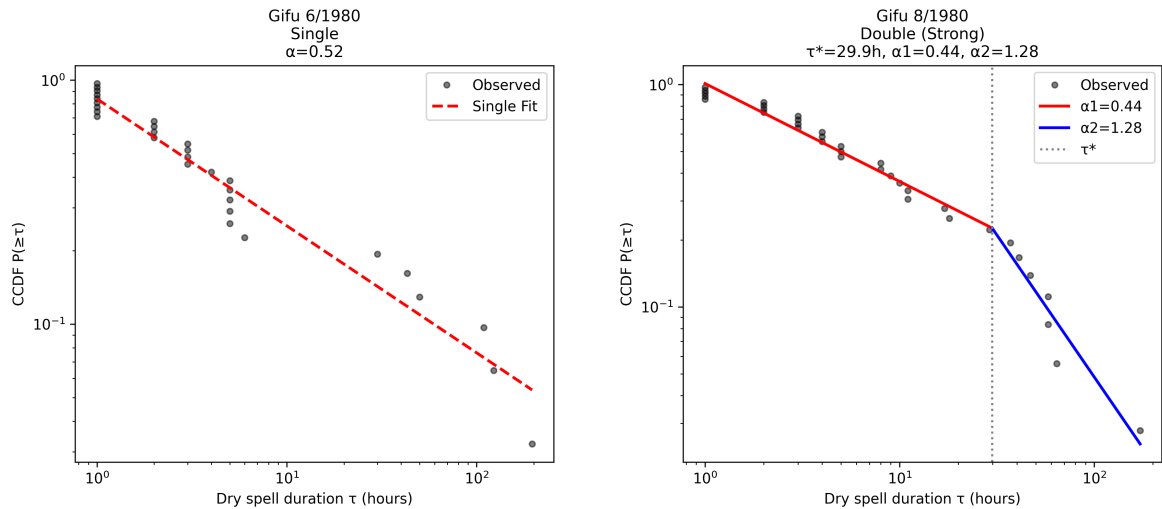


図 2 BIC アルゴリズムによる判定結果の例。(左) 単一スロープ (Model 1) が選択された事例、(右) 二重スロープ (Model 2) が選択された事例。実線および破線はそれぞれフィッティングされたモデルを示す。

3 解析結果

本章では、第 2 章で構築した BIC に基づくモデル選択アルゴリズムを、対象 4 地点（岐阜、長野、富山、尾鷲）における 1980 年の 6 月、8 月、12 月の Dry-spell データに適用した結果について述べる。

3.1 判定結果の総括

全 12 事例に対する解析結果（判定されたモデルタイプ、 ΔBIC 、折れ点 τ^* 、および各勾配 α_1, α_2 ）を表 2 に示す。

全体を通して、降水イベントの発生特性により様々な判定結果が得られた。一部の月や地点（例：岐阜 6 月、富山 6 月）においては、 ΔBIC が閾値を下回り、分布全体が単一のべき乗則に従う Model 1（Single）が選択された。一方で、特定の季節および地点においては、 ΔBIC が 10 を大きく上回り、統計的に極めて有意な Model 2（Double Strong）が検出された。また、対象期間中の Dry-spell サンプル数が 20 未満であった 3 事例（岐阜 12 月、長野 6 月、尾鷲 12 月）については、統計解析の適用条件を満たさないとして Insufficient data（データ不足）と判定された。

表 2 各地点・月における Dry-spell 分布の BIC 判定結果一覧。Single 判定の事例では、 α_1 欄に単一スロープの勾配 α を示す。Single は制約を満たす二重スロープ候補が存在しないか、存在しても $\Delta\text{BIC} < 6$ であった事例であり、 ΔBIC 欄は「-」とした。

観測地点	月	判定モデル (Type)	ΔBIC	τ^* (h)	α_1	α_2
岐阜 (Gifu)	6	Single	-	-	0.52	-
岐阜 (Gifu)	8	Double (Strong)	42.3	29.9	0.44	1.28
岐阜 (Gifu)	12	Insufficient data	-	-	-	-
長野 (Nagano)	6	Insufficient data	-	-	-	-
長野 (Nagano)	8	Double (Strong)	38.6	3.4	0.21	0.69
長野 (Nagano)	12	Double (Strong)	37.5	42.6	0.29	1.36
富山 (Toyama)	6	Single	-	-	0.42	-
富山 (Toyama)	8	Double (Moderate)	7.7	38.0	0.44	0.85
富山 (Toyama)	12	Double (Strong)	79.2	29.3	0.49	2.54
尾鷲 (Owase)	6	Double (Strong)	62.1	49.9	0.45	2.37
尾鷲 (Owase)	8	Double (Strong)	39.5	27.8	0.46	1.48
尾鷲 (Owase)	12	Insufficient data	-	-	-	-

3.2 事例ごとの詳細

特徴的な結果が検出された事例について、実際の CCDF のフィッティング結果（図 3）とともに季節ごとに詳述する。

(1) 夏季（8月）の事例

盛夏期である 8 月においては、岐阜、長野、尾鷲の 3 地点において明確な二重スロープ構造（Double Strong）が検出された。岐阜（ $\tau^* = 29.9\text{h}$ ）および尾鷲（ $\tau^* = 27.8\text{h}$ ）では、約 1 日強の時間スケールで分布の傾きが変化する構造が示された。一方、長野においては、 $\Delta\text{BIC} = 38.6$ と高い有意性を示しつつも、折れ点が $\tau^* = 3.4\text{h}$ と極めて短い時間スケールに位置する特異な分布形状が確認された。

(2) 初冬期（12月）の事例

日本海側に位置する富山の 12 月では、 $\Delta\text{BIC} = 79.2$ という全事例中で最大の値をもって強固な二重スロープ構造が検出された。この事例における折れ点は $\tau^* = 29.3\text{h}$ であり、 τ^* 以降の第二勾配が $\alpha_2 = 2.54$ と非常に急峻な値を示した。これに対し、太平洋側および内陸に位置する岐阜と尾鷲の 12 月においては、1 ヶ月間における Dry-spell のサンプル数が解析に必要な閾値（ $n \geq 20$ ）を満たさず、Insufficient data と判定された。

(3) 梅雨期（6月）の事例

梅雨期である 6 月においては、地点によってモデル判定結果が分かれる結果となった。太平洋側の多雨地域である尾鷲では、 $\tau^* = 49.9\text{h}$ に折れ点を持つ顕著な二重スロープ構造（Double Strong）が検出された。一方、日本海側の富山、および内陸部の岐阜においては $\Delta\text{BIC} \leq 0$ となり、単一スロープモデル（Single）が採択された。また、長野においては 12 月の太平洋側と同様にサンプル数不足（Insufficient data）となった。

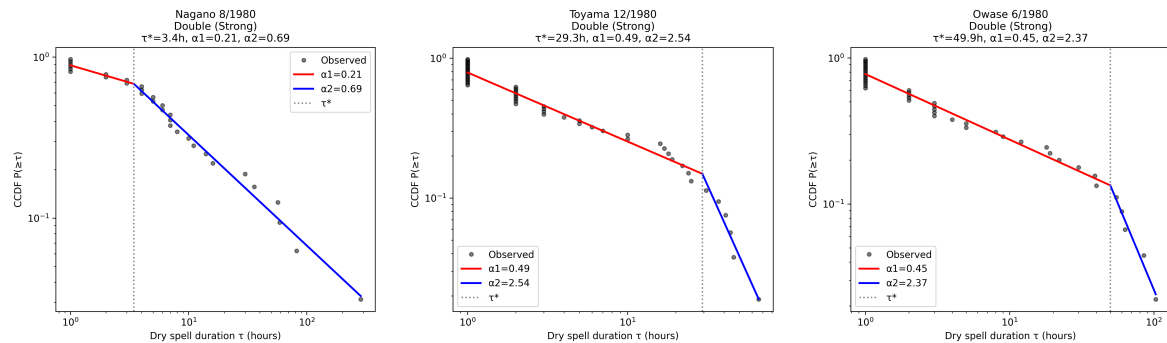


図 3 特徴的な事例における CCDF のフィッティング結果。左から順に、短い折れ点を持つ長野 8 月（Double Strong）、急峻な第二勾配を持つ富山 12 月（Double Strong）、長い折れ点を持つ尾鷲 6 月（Double Strong）の分布を示す。

3.3 パラメータ推定の誤差評価

表 2 に示した各パラメータの統計的信頼性を評価するため、二重スロープモデル（Model 2）の最小二乗フィッティングにおける共分散行列から、折れ点 τ^* および前後の勾配 α_1, α_2 の標準誤差

(1σ) を算出した。 τ^* の誤差は、 $x^* = \log_{10} \tau^*$ の標準誤差にデルタ法を適用して求めた。二重スロープが検出された 7 事例の結果を表 3 に示す。

表 3 二重スロープ検出事例におけるパラメータ推定値と標準誤差 ($\pm 1\sigma$)、および決定係数 R^2

観測地点	月	τ^* (h)	α_1	α_2	R^2
岐阜 (Gifu)	8	29.9 ± 3.5	0.44 ± 0.02	1.28 ± 0.10	0.981
長野 (Nagano)	8	3.4 ± 0.5	0.21 ± 0.07	0.69 ± 0.02	0.989
長野 (Nagano)	12	42.6 ± 4.4	0.29 ± 0.02	1.36 ± 0.12	0.981
富山 (Toyama)	8	38.0 ± 12.8	0.44 ± 0.03	0.85 ± 0.11	0.971
富山 (Toyama)	12	29.3 ± 1.5	0.49 ± 0.02	2.54 ± 0.21	0.983
尾鷲 (Owase)	6	49.9 ± 2.7	0.45 ± 0.02	2.37 ± 0.22	0.984
尾鷲 (Owase)	8	27.8 ± 3.5	0.46 ± 0.03	1.48 ± 0.15	0.971

まず、すべての二重スロープ事例において決定係数は $R^2 \geq 0.97$ と高く、折れ点前後の各区間がべき乗則（直線）でよく記述できることが確認された。第一勾配 α_1 は標準誤差が 0.07 以下と安定して決定される一方、第二勾配 α_2 の標準誤差は 0.10~0.22 とやや大きい。これは τ^* 以降のサンプル数が相対的に少ないことを反映している。とくに急峻な第二勾配をもつ富山 12 月 ($\alpha_2 = 2.54 \pm 0.21$) や尾鷲 6 月 ($\alpha_2 = 2.37 \pm 0.22$) は、第一勾配 ($\alpha_1 \approx 0.45$) と 8σ 以上隔たっており、2 つの異なるべき乗領域が存在することは統計的に明確である。

折れ点 τ^* の推定精度は、 ΔBIC による検出の強さとよく対応する。すなわち、 $\Delta\text{BIC} = 79.2$ と最も強固に検出された富山 12 月では $\tau^* = 29.3 \pm 1.5 \text{ h}$ と鋭く決定される一方、 $\Delta\text{BIC} = 7.7$ にとどまる富山 8 月 (Double Moderate) では $\tau^* = 38.0 \pm 12.8 \text{ h}$ と折れ点の位置が大きくばらつく。この対応関係は、 BIC による判定の強さと折れ点の統計的確からしさが整合していることを示している。なお、単一スロープと判定された事例においても、その勾配は岐阜 6 月で $\alpha = 0.52 \pm 0.02$ 、富山 6 月で $\alpha = 0.42 \pm 0.03$ と安定に推定された。

ただし、本評価で用いた標準誤差は、経験 CCDF の各点が累積量として強く相関することを考慮していないため、真の不確かさに対する下限を与えるものである [6]。同じ理由により、残差の独立性を仮定して算出される ΔBIC の絶対値も過大に評価されている可能性があり、その事後オッズとしての解釈（第 2 章）は目安として理解すべきである。もっとも、後述する日周期および降水判定閾値に関する感度検証（第 4 章）により、強く検出された二重スロープ構造の判定自体はこれらの近似に依存しないことが確認される。より厳密な信頼区間の評価には、Dry-spell サンプルのブートストラップ再標本化による推定が有効であり、今後の課題である。

4 考察

第 3 章で示された BIC に基づくモデル選択およびパラメータの算出結果に基づき、各地域・季節における降水特性と、分布に現れる単一・二重スロープ構造の物理的意味について考察する。

4.1 二重スロープ構造の物理的解釈と夏季の特性

Dry-spell 分布において二重スロープ (Model 2) が選択された事例は、時間スケールによって降水を支配する物理的メカニズムが遷移していることを意味する。折れ点 τ^* (数時間から数十時間) より短い期間 ($\tau < \tau^*$) は、単一の降水システム (例えば一つの積乱雲群や前線帯) が通過する過程における「システム内部の小休止 (降水セル間の隙間)」に起因すると解釈できる。一方、 τ^* を超える長い無降水期間 ($\tau \geq \tau^*$) は、システムが完全に通過し、対象地域が高気圧に覆われることによる「総観規模の晴天期間」を表していると考えられる。

特に夏季 (8 月) の解析結果において、長野では $\tau^* = 3.4\text{h}$ という極めて短い時間スケールで折れ曲がる特異な二重構造 (Double Strong) が検出された。これは、内陸盆地特有の強い日射加熱と地形効果に起因する、熱雷 (夕立) のような局地的な対流性降水が高い頻度で発生・消滅を繰り返す、不安定な降水サイクルを定量的に捕捉した結果であると推察される。ただし、後述する降水判定閾値への感度検証 (第 4.6 節) が示すとおり、この事例の折れ点位置は閾値の選び方に敏感であり、上記の解釈は暫定的なものと位置づける。

4.2 二重スロープのフラクタル的解釈：局所的スケール不変性

二重スロープ構造の検出は、Dry-spell 分布がフラクタル性を失うことを意味するものではない。折れ点 τ^* を境界として分布全体が単一のべき指数では記述できなくなる一方で、 $\tau < \tau^*$ および $\tau \geq \tau^*$ のそれぞれの区間は、依然として個別のべき乗則 (式 (2)) に従っている。べき乗則の成立は、その区間内において自己相似性 (スケール不変性) が保持されていることを示す。したがって二重スロープは、フラクタル性そのものの崩壊ではなく、「異なるべき指数をもつ 2 つのスケール不変領域が折れ点を介して接続したクロスオーバー構造」として解釈するのが適切である。なお、本稿ではべき指数 α を分布の形状指標として扱い、式 (1) のフラクタル次元 D との定量的な対応づけは行わない。

すなわち、全時間スケールにわたる大域的なスケール不変性 (global scale invariance) は成立しないものの、各区間内では局所的なスケール不変性 (local scale invariance) が保たれている。これは、ゴツゴツした岩場 (フラクタル次元が高い) と緩やかな砂浜 (フラクタル次元が低い) とが連結した海岸線と同様の構造であり、本研究で検出した折れ点 τ^* は、降水の自己相似性を支配する物理過程が一方のレジームから他方へと切り替わる遷移点として位置づけられる。

この描像は、降水を自己組織化臨界 (self-organized criticality: SOC) 現象として捉える立場との関係においても示唆的である。Peters ら [4] は、降水イベントの規模分布と無降水期間の継続時間分布がともにべき乗則に従うことを示し、これらを地震や雪崩と同様の自己組織化臨界過程の指紋であると論じた。本研究が検出した二重スロープは、この描像を否定するものではない。折れ点より短い時間スケールでは単一のべき乗則が良く成り立っており、この領域は単一の降水システム内部で完結する自己組織的な緩和過程として、SOC 的な描像と整合的に理解できる。一方、折れ点を越える長い時間スケールでは、移動性高気圧の通過や季節風の吹き出しといった、降水系そのものの内部力学の外側にある総観規模の強制が卓越する。二重スロープの検出は、こうした外的な強

制が加わることで単一のスケール不変性が破れる時間スケールを、 τ^* という形で定量的に切り出したものと位置づけられる。すなわち本研究の結果は、SOC 的な描像の適用範囲が折れ点より短い側に限られる可能性を示唆する。

4.3 冬季における地域特性の対比

初冬期（12 月）の結果は、日本列島の脊梁山脈を挟んだ日本海側と太平洋側の著しい気候対比を明確に示している。富山（12 月）において検出された極めて強固な二重スロープ構造（ $\Delta\text{BIC} = 79.2$ ）は、北西季節風の吹き出しに伴って海上から次々と運ばれる筋状の雪雲・雨雲による、断続的な降水（降雪）イベントの連続を反映している。

これに対し、太平洋側および内陸に位置する岐阜・尾鷲（12 月）では、サンプル数不足により Insufficient data と判定された。これは解析手法の欠陥ではなく、冬季の太平洋側において乾いた季節風（からっ風）が卓越し、降水イベント自体が極めて稀であるという気候学的特徴を如実に表している。本手法に組み込んだ最低サンプル数の制約が、気候学的に不活発な事象に対する無意味なフィッティングを回避し、正当に棄却する機能として働いたといえる。

4.4 梅雨期における降水メカニズムと単一スロープの解釈

梅雨期（6 月）の富山や岐阜において、単一スロープ（Single）が選択された事象は、時間スケールによる構造の明確な変化が存在しないことを意味する。これは、梅雨前線帯における持続的かつ広範囲に及ぶ層状性の降水が支配的であり、数時間から数十時間にわたってスケールフリーな（自己相似的な）休止期間の分布が形成されたためと考えられる。

また、長野（6 月）が Insufficient data と判定された結果は、盆地地形が周囲の山地に遮蔽されることで梅雨前線の直接的な影響を受けにくく、同月の尾鷲（太平洋側多雨地域）と比較して降水イベントの発生頻度が著しく低い「静穏な気候」であることを示している。ここでも、本アルゴリズムが解析に適さないデータセットを客観的かつ定量的にフィルタリングする有効な手段として機能していることが確認された。

4.5 折れ点 τ^* の日周期起源の検討

検出された折れ点の多くが $\tau^* \simeq 1\sim 2$ 日（約 28~50 時間）に位置することから、この折れ曲がり方が降水の日周期（昼夜の降水リズム）に起因する見かけの構造である可能性を検討した。もし折れ点が日周期の反映であるならば、(i) τ^* は 24 時間の整数倍付近に集中し、(ii) 日周期がより明瞭な地点・季節ほど折れ曲がり方が強く現れる、という 2 点が期待される。

そこで各事例について、時刻別の降水出現確率 $P(\text{rain}|\text{hour})$ を求め、その相対振幅 $(\max - \min)/\text{mean}$ を日周期の強さの指標とした（図 4(a)）。夏季の事例（例：尾鷲 8 月、相対振幅 1.25）では未明から朝にかけて極大をもつ日周期が認められた一方で、冬季の日本海側（富山 12 月）では相対振幅が 0.69 と全事例中最小であり、夏季の事例（長野 8 月では 2.6 に達する）と比べて日周期は明瞭でなかった。

図 4(b) に、二重スロープの有意性 ΔBIC と日周期振幅の関係を示す。両者に正の相関は認めら

れず、むしろ最も強固な折れ曲がり（富山 12 月、 $\Delta\text{BIC} = 79.2$ ）は、日周期振幅が最小の事例で得られている。加えて、長野 8 月（ $\tau^* = 3.4\text{h}$ ）を除く 6 事例では、折れ点 τ^* を 24 時間で規格化すると 1.16～2.08 の範囲に分散しており、24 時間や 48 時間の高調波には集中していなかった。

以上より、検出された二重スロープの折れ点は日周期の人工産物ではなく、降水を支配する物理過程の遷移を反映していると考えられる。とくに、日周期がもっとも弱い冬季日本海側においてもっとも明瞭な折れ曲がりが見られた事実は、長い無降水期間が総観規模の気象場（高気圧場への遷移）に支配されるという本研究の解釈を支持する。ただし本検討は 1980 年単年・各 1 か月の解析に基づくものであり、日周期成分をより厳密に分離するには、複数年データによる確認が今後の課題である。

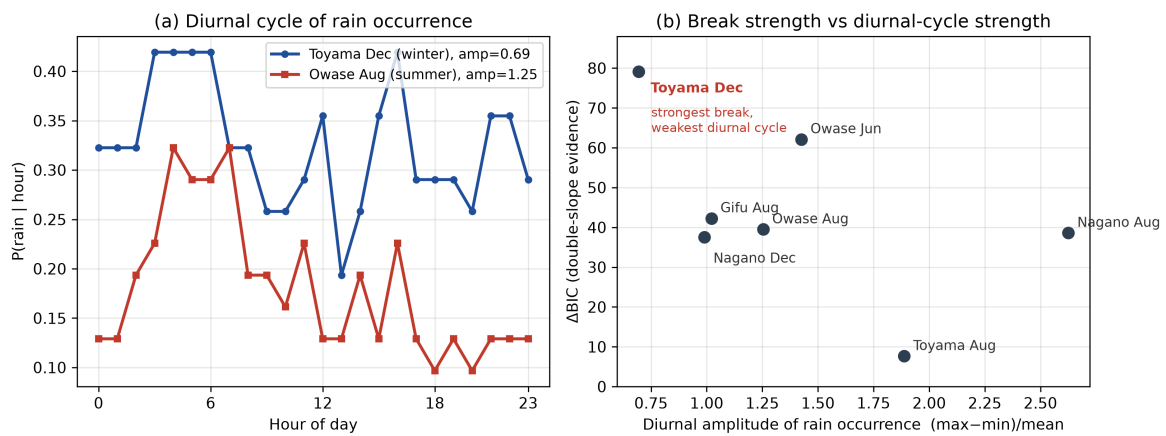


図 4 折れ点 τ^* の日周期起源の検討。(a) 代表事例における時刻別の降水出現確率。冬季日本海側（富山 12 月）は日周期の相対振幅が全事例中最小である一方、夏季（尾鷲 8 月）には未明～朝に極大をもつ日周期が認められる。(b) 二重スロープの有意性 ΔBIC と日周期振幅の関係。両者に正の相関はなく、最も強い折れ曲がり（富山 12 月）は日周期が最も弱い事例で得られている。

4.6 検出結果の頑健性：降水判定閾値への依存性

検出された二重スロープ構造が、降水の有無を分ける判定閾値の選び方に依存する見かけの結果でないことを確認するため、閾値を 0.5（本文の基準）、1.0、1.5 mm と変えて再解析した。その結果、盛夏期の岐阜・尾鷲および初冬期の富山の 3 事例では、いずれの閾値においても二重スロープ（Double）が選択された。折れ点についても、富山 12 月（ $\tau^* = 24 \sim 34\text{h}$ ）と尾鷲 8 月（ $28 \sim 39\text{h}$ ）では変動が小さく、岐阜 8 月では閾値 1.5 mm で τ^* が 16 h まで短縮するものの、Double 判定自体は維持された。

一方、梅雨期の尾鷲 6 月は、基準閾値では $\Delta\text{BIC} = 62.1$ と全事例中 2 番目に強い検出であったにもかかわらず、閾値 1.0 mm では Single が選択された（ $\Delta\text{BIC} = -5.2$ ）。このときのサンプル数は $n = 27$ と統計判定の下限（ $n \geq 20$ ）を十分に上回っており、標本の減少ではなく折れ曲がり構造そのものが消失したことを意味する。梅雨期は 1 mm 未満の弱い降水が持続する時間帯が多く、閾値の引き上げによってそれらが「降水なし」に転じることで、短い無降水期間が相互に連結さ

れ、Dry-spell の集合そのものが再編されるためと考えられる。これは第 4.4 節で述べた「梅雨前線帯における持続的かつ層状性の降水」という梅雨期の特徴と整合的であるが、同時にこの事例の二重スロープの解釈には留保が必要であることを示している。

また、もともとサンプル数の少ない事例（長野 12 月など）では、閾値を上げると Dry-spell のサンプル数が統計判定の下限を下回り、Insufficient data と判定される場合があった。これは、閾値の上昇に伴い「降水あり」と判定される時間が減少し、サンプル数が減ることの当然の帰結である。さらに、長野 8 月の特異に短い折れ点 ($\tau^* = 3.4 \text{ h}$) は、閾値 1.0 mm では $\tau^* \approx 25 \text{ h}$ へと大きく移動し、閾値の選び方に対して頑健でないことが判明した。この事例の Double 判定自体は維持されるものの、折れ点位置に基づく解釈（第 4.1 節）には留保が必要である。

以上より、判定閾値に対して頑健なのは盛夏期および初冬期日本海側で強く検出された二重スロープ構造であり、梅雨期の事例は弱い降水の扱いに、またサンプル数の少ない事例や特異な折れ点位置は標本の制約に、それぞれ敏感であると整理される。

以上の結果から、提案した BIC を用いたモデル選択手法は、Dry-spell 分布の形状から地域の気候特性や降水システムの物理的背景を客観的に抽出・解釈する上で、極めて有用なアプローチであることが示された。

5 結論

本研究では、降水現象の時間的構造を特徴づける無降水期間（Dry-spell）の分布において、形成要因の異なる気象メカニズムが「折れ曲がり (τ^*)」として発現するという仮説に基づき、その構造を客観的に検出するアルゴリズムを構築した。ベイズ情報量基準（BIC）を用いた厳格なモデル選択手法を中部地方 4 地点の観測データに適用した結果、以下の結論が得られた。

第一に、特定の季節や地点（特に夏季の対流性降雨や、冬季の日本海側における季節風に伴う降水）において、Dry-spell 分布に統計的に極めて有意な二重スロープ構造（Model 2）が存在することを実証した。これは、従来のフラクタル解析において暗黙の前提とされてきた「全時間スケールにおいて単一のべき乗則に従う」という単純化に対する重要な修正を迫るものである。

第二に、分布の傾きが変化する境界点 τ^* は、同一降水システム内における局所スケールの「小休止」と、総観規模の高気圧場に支配される「本来の晴天」という、2 つの異なる物理メカニズムを分離する定量的な指標として機能することが確認された。また、データ数不足（Insufficient data）を客観的に判定・棄却する機能により、静穏で乾燥した気候特性そのものをあぶり出すことにも成功した。

ただし、本研究は 1980 年単年の代表月を対象とした事例的・予察的な解析であり、上記の知見は当該データにおいて得られたものである。検出された二重スロープ構造とその季節・地域依存性を気候学的に一般化するには、より長期のデータによる検証が不可欠である。今後の展望として、本研究で構築したアルゴリズムをより長期間（例えば 10 年間など）の広域観測データへ拡張し、気候変動に伴う降水特性の経年変化を評価することが挙げられる。さらに、検出された各事象の折れ点 τ^* と、同時期の気象衛星画像やレーダーエコーデータとを直接突き合わせることで、二重ス

ローブ構造をもたらす物理的実態を空間的・立体的に検証することが次の重要な課題である。

謝辞

本研究の遂行および本論文の執筆にあたり、終始熱心なご指導と多大なるご支援を賜りました、指導教員の尾田欣也先生に深く御礼申し上げます。

また、本研究で解析に用いた降水量データは、気象庁のホームページより取得・利用させていただきました。日々の継続的な観測を行い、貴重なデータを無償で公開・提供してくださっている気象庁および関係者の皆様に、心より感謝申し上げます。

最後に、本研究に関わってくださったすべての方々に深く感謝の意を表し、謝辞とさせていただきます。

参考文献

- [1] B.B. Mandelbrot, *Fractals: Form, Chance, and Dimension*, W. H. Freeman and Company (1977).
- [2] I. Zawadzki, *Fractal structure and exponential decorrelation in rain*, *J. Geophys. Res.* **92** (1987) 9586.
- [3] 川上 紳一, 吉田 英太郎, 加藤 美香子 and 松本 由紀, **降水量の時間変動のフラクタル解析**, *天気* **37** (1990) 753.
- [4] O. Peters, C. Hertlein and K. Christensen, *A complexity view of rainfall*, *Physical Review Letters* **88** (2002) 018701.
- [5] L. Yang, C.L.E. Franzke and Z. Fu, *Power-law behaviour of hourly precipitation intensity and dry spell duration over the united states*, *International Journal of Climatology* **40** (2020) 2429.
- [6] A. Clauset, C.R. Shalizi and M.E.J. Newman, *Power-law distributions in empirical data*, *SIAM Review* **51** (2009) 661.
- [7] A.E. Raftery, *Bayesian model selection in social research*, *Sociological Methodology* **25** (1995) 111.