

# ランダムカスケードによる 時空間降水量データの解析

ANALYSES OF TEMPORAL AND SPATIAL PRECIPITATION DATA BY  
RANDOM CASCADES

葛葉泰久<sup>1</sup>・友杉邦雄<sup>2</sup>・岸井徳雄<sup>3</sup>  
Yasuhisa KUZUHA, Kunio TOMOSUGI and Tokuo KISHII

<sup>1</sup>正会員 博士（工学）防災科学技術研究所 主任研究員（〒305-0006 つくば市天王台3-1）

<sup>2</sup>正会員 博士（工学）京都大学防災研究所 助教授（〒611-0011 宇治市五ヶ庄）

<sup>3</sup>フェロー 博士（工学）防災科学技術研究所 総括主任研究員（〒305-0006 つくば市天王台3-1）

We investigated temporal and spatial precipitation data from the view point of scale invariance or scaling, and examined applicability of random cascades whose generators are defined by  $\beta$  model, since random cascades generate data which exhibit fractal behavior. Although  $\beta$  model is too simple to simulate daily precipitation time series, 151 of observation points are classified into two groups depending on  $p$  value of  $\beta$  model; one is a set of observation points along the Japan Sea, and the other is along the Pacific. Regardless of the groups, daily precipitation at 151 observation points exhibit properties of multifractal. Regarding spatial data, we investigated scaling properties using relatively long term's hourly precipitation data. Although each scan exhibits well scaling, the relationship between  $p$  value and spatial mean precipitation is not one to one function, if all data are used. If relatively short term's data, namely, data of each precipitation event is used, the relationship is relatively clear and parameters in the relationship depend on events.

**Key Words:** random cascades, temporal and spatial precipitation data, fractal, scaling, scale invariance

## 1. 序論

近年、降水量のフラクタル性に注目した研究、特に降水量へのランダムカスケードの適用に関する研究が行われて来た。Gupta and Waymire<sup>1)</sup>は、Shertzer and Lovejoy<sup>2)</sup>とは異なるタイプ（discreteタイプ）のモデルを降水量データに適用したが、Over and Gupta<sup>3)</sup>はカスケードジェネレーター（2.で詳述する）に $\beta$ モデルを用いた検討を行なった。その後、Over and Gupta<sup>4)</sup>は、 $\beta$ モデルに加えてlognormal モデルを適用した。Jothityangkoon *et al.*<sup>5)</sup>は、上述のランダム変数を発生させる2つのモデルに加え、ジェネレーターに決定論的な項を導入した。国内では、Pathirana *et al.*<sup>6)</sup>の $\beta$ モデルとlognormal モデルを用いた研究、立川ら<sup>7)</sup>のジェネレーターに地形依存性を導入した例がある。また、降水量時系列に関しては、Svensson *et al.*<sup>8)</sup>の日降水量データのフラクタル特性を調べた研究、Pathirana

*et al.*<sup>9)</sup>のランダムカスケードを用いた研究などがある。著者らは、ランダムカスケードを用いて、解像度の粗いGCMデータのダウンスケーリングを行うこと、平均降水量から時系列データを発生させることを研究目標としているが、本稿では、ジェネレーターに $\beta$ モデルだけを用い、レーダー・アメダス解析データによる空間降水量データと、地上気象観測データにランダムカスケードを適用した解析結果について述べる。

## 2. 理論と解析方法及びデータ

スケール不变性、マルチフラクタルの考え方については、降水に適用されたランダムカスケードを介して考えるとわかりやすい。ここでは、ランダムカスケードによるシミュレーション手法について、Over and Gupta<sup>3)</sup>を参考に、簡単に解説する。詳細については、文献3), 4)などを参照されたい。図-1の左上（世代n=0）に示したよう

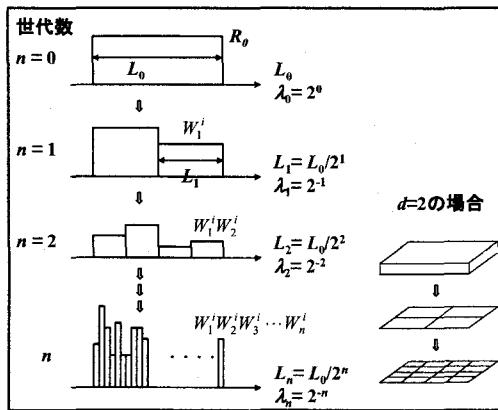


図-1 ランダムカスケードの説明図

に、長さ  $L_0$  の領域に、単位長さあたり  $R_0$  の降水があったとする。素片  $\Delta_0$  上の質量（降水量） $\mu(\Delta_0)$  は  $R_0 L_0$  になる。次に（世代  $n=1$ ）， $L_0$  を2つに分割し、それぞれの質量を  $\mu(\Delta_1) = (R_0 L_0 / 2) \times W_1$  で求める。 $W_1$  は  $E[W] = 1$  となる、互いに独立な、同じ確率分布に従う変数（シミュレーションの際には、乱数発生させて求める）で、カスケードジェネレーターという。 $n$  世代分の分割を繰り返した後（図-1左下）， $i$  番目の素片  $\Delta_n^i$  上の質量は、次式(1)で表せる。

$$\mu(\Delta_n^i) = R_0 L_0^d b^{-n} \prod_{j=1}^n W_j^i \quad (1)$$

ここで、 $b$  は分岐数、 $d$  は次元であり、今の例、また後に行う降水量の時系列解析3.においては  $b=2, d=1$  になる。4.の空間データの解析においては、 $b=4, d=2$  になる（図-1中の右の図参照）。式(1)中で、 $W$  に ‘ $i$ ’ が付されているが、素片  $\Delta_n^i$  に至る経路上のジェネレーターを意味している。なお、 $n$  世代における、素片  $\Delta_n^i$  の「長さ」 $L_n$ 、無次元化したスケールパラメータ  $\lambda_n = L_n / L_0$  は、 $d=1, b=2$  の場合、図中に示したとおりになる。

上記の手続きによって日降水量時系列、レーダー・アメダスによる空間降水量データが再現できるなら、それはスケール不変であることを意味する。

ここで、次の  $q$  次モーメントを定義する。

$$M_n(q) = \sum [\mu(\Delta_n^i)]^q \quad -\infty < q < \infty \quad (2)$$

上式中、 $q$  が0以下の場合は、0でない降水量だけを用いる。スケール不変である場合、次式(3)で（ $n$  が充分大きなところで）定義される  $\tau(q)$  は、スケーリングを用いた解析において、重要な情報となる。

$$\tau(q) = \lim_{\lambda_n \rightarrow 0} \frac{\log M_n(q)}{-\log \lambda_n} \quad (3)$$

$\beta$  モデルは、 $W$ を以下のように定義する。

$$W = 0 \quad (\text{確率 } p \text{ で})$$

$$W = (1-p)^{-1} \quad (\text{確率 } 1-p \text{ で}) \quad (4)$$

ここで  $p$  は、

$$p = 1 - b^{-1 + \tau(0)/d} \quad (5)$$

と表せる。

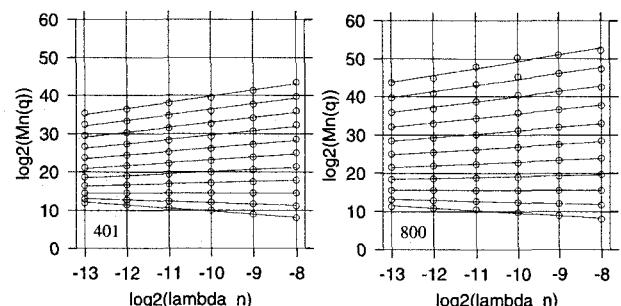


図-2  $\log_2(\lambda_n)$  と  $\log_2[M_n(q)]$  の関係。左が地点401、右が地点800のもの。

3., 4. では、 $\beta$  モデルを用いて実データを再現できると仮定した場合に  $p$  がどのような様相を見せるかを通して、実データへの $\beta$  モデルの適用の可能性を探り、かつ、関係諸量の変化傾向から、スケーリングに関する考察を行う。3. で扱うのは時系列データであり、図-1（左）の1次元の場合に相当し、 $L_0$  はデータ長（8192日）に相当する。4. で扱うのは空間（面）データであり、図-1（右）の2次元の場合に相当し、 $L_0$  は領域の一辺（320km）である。

日降水量データとして用いたのは、地上気象観測データの日降水量データのうち、1961年1月1日から2000年12月31日までのものである。観測点ごと、なるべく新しいデータを使うよう、かつ、連続する64日間に観測データのない日が1日以下になるよう、日降水量時系列データを作った。「64日」というのは、後にスケーリングの検討を行う際、 $2^5 = 32$  日以下のスケールで検討を行うが、準備的検討では  $2^6$  も検討したからである。なお、連続する64日に観測データのない日が1日だけあった場合は、その日の降水量を0とした。この手順で、 $2^{13} = 8192$  日分の時系列データを作成することが可能な151地点を解析対象とした。

空間データとして用いたのは、2001年のレーダー・アメダス解析雨量のうち、1, 2, 7, 8, 9月の日降水量データである。解析領域については、4. で述べる。

### 3. 時系列データのスケーリング

#### (1) 時系列データのスケール不変性の確認

図-2は、地点401（稚内）と地点800（厳原）における、 $\log_2[\lambda_n] (= -n)$  と  $\log_2[M_n(q)]$  の関係を示したものである。図中のデータは下から順に、 $q = 0, 0.5, 1, 1.5, 2, \dots, 5$  に対応し、各直線はそれぞれの  $q$  に対する上記データの線形回帰直線である。Svensson *et al.*<sup>8)</sup> は事前検討の結果、 $L_n \leq 32$  (日) を対象に、両者の関係を調べ、スケール不変性の有無を論じているが、著者らも、 $0 \leq n \leq 13$  についてこれらの関係を調べた結果、 $8 \leq n \leq 13$  の範囲、つまり、同じく  $L_n \leq 32$  (日) の範囲で検討を行うのが適当と判断した。上記2地点以外の地点も含め、全部で151地点分の同様の図を検討した結果、 $q$  が大きい場合に回帰直線から

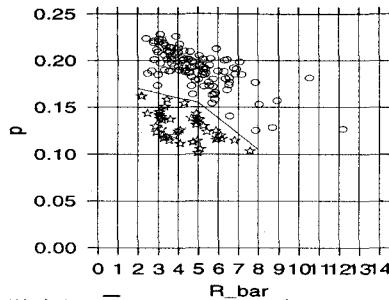


図-3 平均降水量  $\bar{R}$  (mm/day)と $\beta$ モデルのパラメータ  $p$  の関係

多少離れる傾向があるものの、ほとんどの地点で、データはおむね  $\log_2 [\lambda_n] (= -n)$  と  $\log_2 [M_n(q)]$  の線形関係を示していること、即ちスケールパラメータとモーメントの関係がパワー則で表現可能なことがわかった。ここで、線形性を有しているかどうかの判断は、それぞれの直線回帰に対する決定係数が充分大きい（例えば0.9以上）かどうかに拠っている。以上より、対象としている期間の降水量の時系列データが、 $8 \leq n \leq 13$  の範囲で、スケール不变（両者の関係がパワー則で表現可能で、特定のスケールに依存しない関係）であることが確認された。

## (2) $\beta$ モデルのパラメータ $p$ の評価

ここでは、前述の  $\beta$ モデルを導入し、そのパラメータ  $p$  の挙動を調べる。2. で述べたように、 $p$  は  $\tau(0)$  から求められる。すなわち、(1) で求めた、 $\log_2 [\lambda_n]$  と  $\log_2 [M_n(0)]$  の関係より  $\tau(0)$  を求め、式(5)から  $p$  を求める。

$p$  は、式(4) からわかるように、直接的に無降水素片（降水のない時間またはエリアをこう称す）を規定するものではなく、 $\beta$  モデルでシミュレーションを行った場合に、無降水素片が増殖される、「無降水素片の増殖率」である。ここでは、日降水量の時系列データがスケール不变であり、それが $\beta$  モデルで再現可能と仮定した場合の「無降水素片の増殖率」 $p$  を求め解析する。後に図-5 で示すように、日降水量の時系列データは、 $\beta$  モデルで表せないマルチフラクタル性を示す場合が多い。また、 $\beta$  モデルのジェネレーター  $W$  は、 $0 \leq W \leq 1 - p^{-1}$  のどちらかの値をとるため、 $\beta$  モデルを適用したシミュレーションを行う際、第1世代から（図-1 参照） $L_0$ （本論文の場合 8192 日）、または  $L_0 / 2$  という長期の無降水日が生じてしまう確率があり、現実的ではない。このように、日降水量の時系列データに  $\beta$  モデルを適用するのは問題があるが、ここでは以下の理由で、 $p$  を解析に用いる。すなわち、1) スケールの大きな部分での $\beta$  モデルによる時系列データのモデル化／生成には無理があるが、それを適用した場合の  $p$  には意味があると考えた。2) 本論文では、 $8 \leq n \leq 13$  の範囲（タイムスケールは 32 日以下）で解析を行っており、このスケールでは、その間に全く降水がない場合を想定しても（ $\beta$  モデルによるシミュレーションで無降水となつても）非現実的ではない。

図-3 は、上記の手続きにより求めた  $p$  と、8192 個の日降水量から求めた平均日降水量  $\bar{R}$  (mm/day) の関係を 151

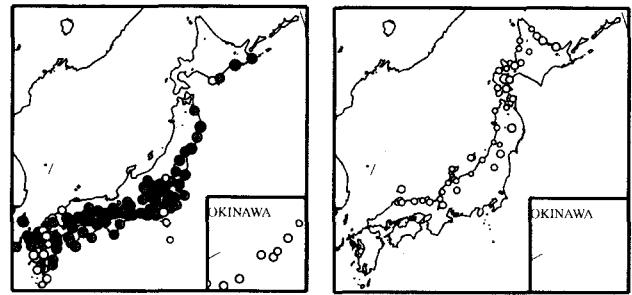


図-4  $\beta$  モデルのパラメータ  $p$  の分布。左の図が「上のグループ」、右が「下のグループ」

地点全部に対して示した図である。上述のように、 $p$  は無降水素片を直接的に規定するパラメータではないが、それが大きければ期間内の無降水日が増え、平均降水量が小さくなる傾向があることが予想される。しかし、図-3 を総観的に見ると、両者の関係にこのような傾向はない。そこで、データ群が 2 つの塊に分化している様相を呈していることから、図中に示した折れ線（折れ曲がり点の存在に意味はない；作図上の都合による）でデータ群を分けてみる。今後、折れ線の上のデータ群を、「上のグループ」（○でプロットしたデータ）、下のデータ群（☆でプロットしたデータ）を「下のグループ」と称す。

図-4 は、観測点の位置に  $p$  の値を円の半径と円の色の濃淡で示したものである。すなわち、円の半径が大きいほど  $p$  が大きいことを示す。また、一番色の薄い円は、 $p$  が  $0 - 0.15$  の範囲にあることを、続いて色の薄いものから、 $0.15 - 0.18$ ,  $0.18 - 0.2$ ,  $0.2$  以上の範囲にあることを示す。図-4 より、「上のグループ」の観測点が太平洋側に分布していること、逆に「下のグループ」の観測点が日本海側に位置していることがわかる。これらから、太平洋側、日本海側では、日降水量時系列データの特性に違いがあることがわかる。太平洋側では、同じ平均日降水量の日本海側より  $p$  が大きく、これは、無降水日が多い（間欠的である）こと、降水があるときにはその降水量が日本海側より大きいことを意味する。この特性は、太平洋側での、台風をはじめとする降雨の特性、日本海側での冬季の降雪の特性が影響していると考える。

## (3) マルチフラクタル特性の確認

Frisch and Prisi<sup>10</sup> によると、 $\tau(q)$  を  $q$  に対してプロットした曲線が直線になればデータはモノフラクタル、下に凸になれば（狭義の）マルチフラクタル的特性を有することになる。（広義の）マルチフラクタルモデルである $\beta$  モデルは、 $\tau(q)$  と  $q$  の関係が線形になるモノフラクタルモデルである。ここで、それらの傾向を見るために、両者の関係をプロットしたのが図-5 である。なお、ここでは、 $q=5$  に対する前述の決定係数が 0.95 以上のものだけをプロットした。左の図が「上のグループ」に対応し、右の図が「下のグループ」に対応する。Svensson *et al.*<sup>8</sup> は、地域の降水の特性により、モノフラクタル的特性を示す場

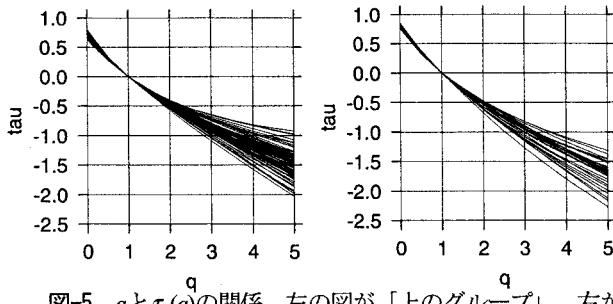


図-5  $q$  と  $\tau(q)$  の関係。左の図が「上のグループ」、右が「下のグループ」

合とマルチフラクタル的特性を示す場合があることを示している。図-5から、「上のグループ」と「下のグループ」ともマルチフラクタル的特性を示しているが、平均的に見て、前者の方がよりマルチフラクタル性を有していることが分かる。ただし、図-5 中には  $\tau(q)$  と  $q$  の関係が線形に近いものもあり、それらの地域がいかなる降水特性を持つかを調べることは今後の課題としたい。また、上述のように、 $\beta$  モデルでは両者の関係が線形となることから、 $\beta$  モデルを単独で用いて降水時系列をモデル化することは不適当であることがわかる。

#### 4. 空間データのスケーリング

ここでは、レーダー・アメダスデータを用いて、2次元の $\beta$  モデルによる検討を行う。この種の解析は既に Over *et al.*<sup>3,4)</sup>によってなされているが、それらと異なり、降水量の地域依存性が大きいと考えられる日本の陸域を解析対象とすること、特に陸域と海域を比較すること、また、上記論文では記されていない、解析によって導出される種々の変量の変化傾向を、比較的長い期間にわたって観察することに本論文の意義があると考える。

図-6 に解析領域を示した。陸域として、東経 137 度～141 度、北緯 34.5 度～37.7 度の領域を、海域として東経 127.5 度～131.5 度、北緯 26.5 度～29.7 度の領域を選んだ。両領域とも、空間スケール  $L_0 = 320 \text{ km}$  に相当する。また、冬季と夏季の特性を比較するため、1, 2, 7, 8, 9 月のデータを利用した。本章では、まずこれらの期間を通じて総観的にデータを見た場合の解析を行い、次に、いくつかの、比較的短い（1 日～数日）期間のデータを用いた解析を行う。レーダー・アメダスデータは 1 時間ごとの時間降水量データであるから、上記の陸域、海域とともに、 $151 \text{ 日} (5 \text{ ヶ月間}) \times 24 (\text{ 時間}) = 3624 \text{ シーン}$  の降水場が得られるわけであるが、レーダーが運用されていなかった時間、また、データがあつても降水量のある素片の数が少なすぎ、後に述べる回帰計算ができないケースなどを除き、陸域で 2302 シーン、海域で 2717 シーンのデータが得られた。総観的な解析をする場合はそれらのデータすべてを用いる。まず(1)で、データを総観的に見て、おもにスケール不变性の有無について論じ、次に(2)で、イ

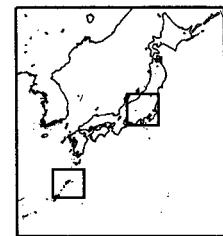


図-6 解析領域。沖縄近辺が「海域」で、関東周辺が「陸域」

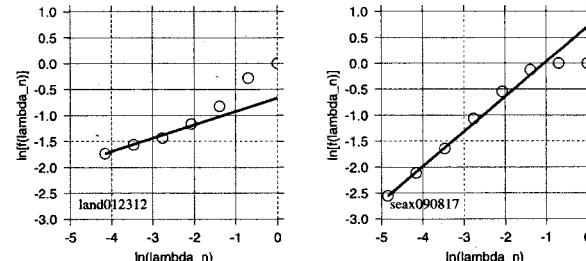


図-7  $\log(\lambda_n) - \log(\lambda_0)$  関係。図中左下の文字列が、領域と日時を示している。

ベントごとの降水量データをもとに、 $p$  と領域内平均降水量  $\bar{R}$  の関係を調べ、 $\beta$  モデルの適用性を検討する。

##### (1) データを総観的に見た解析

まず、日降水量データの時系列解析と同じく、陸域、海域とも、それぞれのシーンについて、 $\log[\lambda_n]$  と  $\log[M_n(q)]$  の関係より  $\tau(q)$  を求める。前章では  $\tau(0)$  から  $\beta$  モデルの無降水素片の増殖率  $p$  を求めたが、以下の説明の都合上、ここでは異なる変量  $f(\lambda_n)$  を用いて  $p$  を求める方法<sup>3)</sup>を解説する。 $f(\lambda_n)$  は降水域の割合 (fractional rainy area) で、例えば領域内に一つ、降水量があるピクセルがあれば、 $n=0$ 、すなわち無次元化した空間スケール  $\lambda_0=1$  では、 $(320 \text{ km} \times 320 \text{ km})$  の領域内の降水量は 0 でなくなり)  $f(\lambda_0)=1$  となる。また、その場合、 $n$  が最大になると (1, 2 月には 6, その他で 7)、 $f(\lambda_n)$  は、 $2^6$  (1, 2 月)、 $2^7$  (7-9 月) という、非常に小さな値になる。 $\log f(\lambda_n)$  を  $\log(\lambda_n)$  に対してプロットすると、右上がりの単調増加関数になることが容易にわかるが、その傾きを  $s$  とすると、 $p$  は、次式(6)でも求められる<sup>3)</sup>。すなわち、

$$p = 1 - b^{-s/d} \quad (6)$$

この式で  $p$  を求めることと、前述の式(5)で求めることは同等である。

図-7 は、上記の手順で  $p$  を求める際に利用した全シーンに対する  $\log(\lambda_n) - \log(f(\lambda_0))$  関係のうち、1 月 23 日 12 時の陸域のものと、9 月 8 日 17 時の海域のものを示した図である。前者は、回帰直線の切片が負になるもの、後者は正になるものを特に選んだ。回帰直線を求める際には、Gupta *et al.*<sup>1)</sup> に従い、空間スケール ( $\lambda_n$ ) ごとのピクセル数により重み付けをした。それは、式(3)が、 $n$  の大きなところで定義されていることに由来する。文献3)によると、この切片は、ほぼ  $\lim_{n \rightarrow \infty} f(\lambda_n)/E[f(\lambda_n)]$  に相当し、切片が正の場合は、降水域の割合が平均的なものより大きな場合

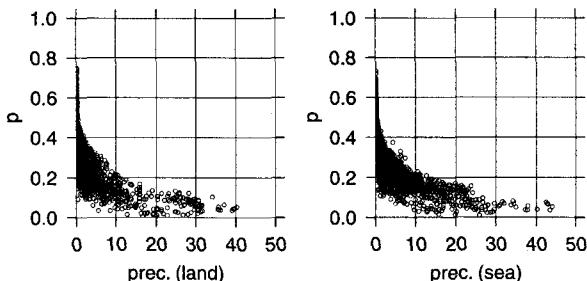


図-8 平均降水量(mm)と $p$ の関係。左が陸域に関するもので、右が海域に関するもの。

に、負の場合は小さな場合に相当するとしている。ここでいう「平均的」とは、同じ条件でランダムカスケードによる（乱数発生による）シミュレーションを行った際の平均と考えられ、それ故、実データで切片が正の場合、それが、シミュレーションによる結果のうち「比較的降水量が多い結果」に相当することを意味する。文献3)はまた、このように切片が正になる場合が多いことを示唆しているが、著者らが計算した結果、陸域では、切片が正になる場合と負になる場合が（目視で）ほぼ均等に表れ、海域では、1, 2月は正負がほとんど均等で、7-9月に目だって正になることが多いことがわかった。図-7のデータと回帰直線の関係より、切片が正になっている場合は、 $n=1$ 、場合によっては $n=2$ に対応する $\log(\lambda_n)$ が0、すなわち $(\lambda_n)$ が1になっていると思われる。これより、海域では、特に7-9月に、 $320\text{km} \times 320\text{km}$ の領域内を4分割しても、そのすべての4つの領域内で降水量が0でない、ときには16分割しても、そのすべての16個の領域内で降水量が0でないといった広い範囲で同時に降水が起こっていることが多いことが、上記の現象の理由と考えられる。また、切片が負になる場合も含め、Gupta *et al.*<sup>1)</sup>などが指摘しているように、100km程度以上のスケールではスケール不変性が成立せず、それより小さいスケールで、大きなスケールとは別個のスケール不変的関係を持っていることが、考えられる。

図-8は、 $p$ と領域全体の平均降水量の関係を、陸域と海域を別にして示したものである。当然ながら、Over *et al.*<sup>3)</sup>が示しているように、一つの関数で近似できるものではない。ここでは対流性降雨、前線性降雨など、さまざまなメカニズムの降水を一様に扱っているからである。すべてのケースについて詳細に、降水メカニズムと対応させた検討をすべきであるが、次節では、その一部を取り上げ、比較的短い期間の諸量の変化について考察する。

ここで、空間スケールが $2.5\text{km}$  or  $5\text{km}$  ~ $320\text{km}$ の範囲で、スケール不変性が成立しているか否かを検討しておこう。前述の $\log[\lambda_n]$ と $\log[M_n(q)]$ の関係を、時系列データに関する図-2と同じようにプロットし、その直線回帰式を求める。 $q$ の範囲は、 $q = 0, 0.5, 1, 1.5, \dots, 4$ とする。そして、9個の直線回帰式を求める際に算出された相関係数の絶対値の平均値を求める（以下、簡単のため平均相関係数と称す）。ここで、 $\log(\lambda_n) - \log f(\lambda_n)$ 関係を求めた時

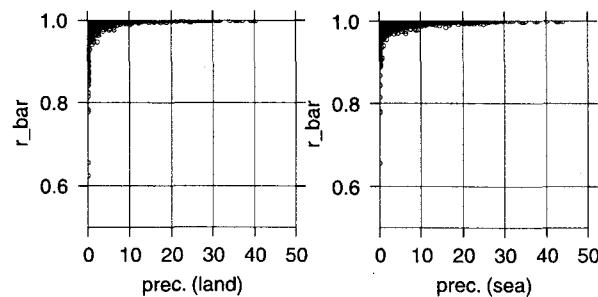


図-9 平均降水量(mm)と平均相関係数との関係。左が陸域に関するもので、右が海域に関するもの。

のような、重み付けは行わない。得られた平均相関係数の時系列を見てみると、時々低い平均相関係数を示すことはあるが、概ね0.9以上の高い値を示した。横軸に領域内平均降水量、縦軸に平均相関係数をとり、すべてのシーンのデータをプロットしたのが、図-9である。陸域、海域とも、平均降水量の極めて小さい場合に相関が悪くなることがあるが、概ね充分な相関があると考えてよい。ただし、ここでは、両対数軸上にプロットした $\lambda_n$ と $M_n(q)$ を線形近似したのであり、特に $n$ の小さな、すなわち $\lambda_n$ の大きなところでスケール不変性が多少崩れても、相関係数に与える影響はさほど大きくなない。やはり、前述のように、100km程度のスケールより大きな場合と小さな場合で、スケール不変的関係が連続していないと考えるべきであろう。

## (2) 比較的短い期間を対象とした解析

降水メカニズムとの関係で $\beta$ モデルに関わる諸量の様相を論ずるべきではあるが、陸域、海域あわせて約5,000シーンのデータがあるので、それは今後の課題とし、ここでは、4つのケースを選び、 $p$ と平均降水量 $\bar{R}$ の関係を中心検討を行う。選んだのは、(a) 9月9日～11日（陸域）、(b) 7月18日～20日（海域）、(c) 9月27日～29日（海域）(d) 9月27日～29日（陸域）である。(a)は、台風が陸域上を通過した期間、(b)は、停滞前線が九州を横切っていたが、海域上には前線がなかった期間である。レーダー・アメダスデータを見ると、南方から強い降雨域が海域上を北東に進んでいる。(c), (d)は、停滞前線が海域の北部にあり、また、海域の西側に台風が停滞していた期間である。天気図からは、陸域上に前線はない。図-10に、 $\bar{R}$ の時間変化と、 $\bar{R}$ - $p$ の関係を示す。なお、(a), (b), (c), (d)とも、期間内の平均相関係数は充分に大きかった。

Over *et al.* は、2つの論文<sup>3,4)</sup>で別の $\bar{R}$ - $p$ 関係の近似式を提案しているが、両方を比べた結果、文献3)による下記の近似式の方が若干ではあるが、上記のデータに適していた。

$$\left( \frac{\bar{R}}{R_{\max}} \right)^k = 1 - \frac{p}{0.75} \quad (7)$$

である。式(7)中のパラメータを、表-1に示す。(d)を除き、それぞれの $k$ ,  $R_{\max}$ は比較的近い値を示すが、もち

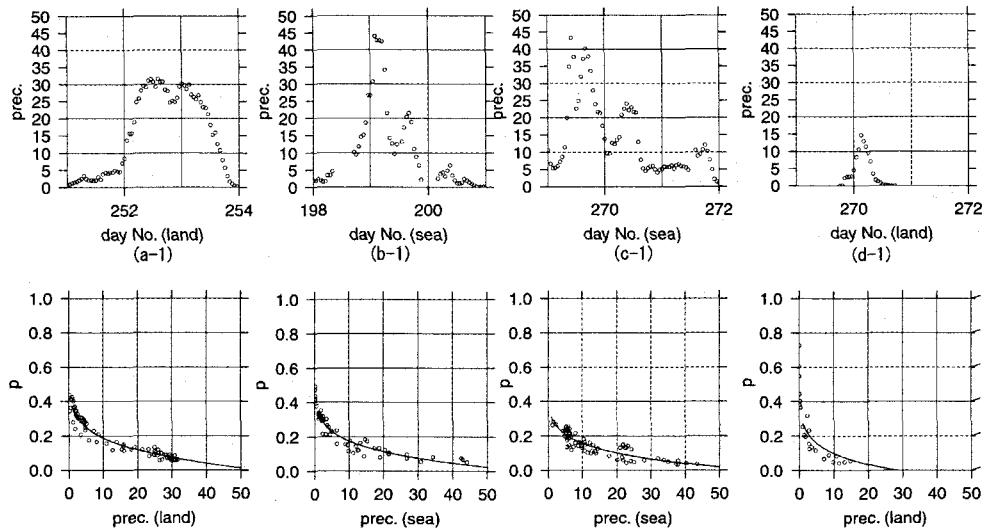


図-10 (a)～(d)のケースに関し、それぞれ上の図が期間内の平均降水量の時間変化を示したもの。下の図が、平均降水量と $p$ の関係、近似曲線を示したもの。

表-1 式(7)のパラメータ

	$R_{\max}$ (mm)	$k$
(a)	55.7	0.1666
(b)	62.1	0.1446
(c)	60.8	0.1294
(d)	28.0	0.1357

ろんこの4例だけの結果をもって(7)式の妥当性、パラメータの類似性を論することはできない。

ここにあげた期間以外もいくつかの期間をとって同様の検討を行ってみたが、天気図で前線が領域内を通過する場合でも、降水量さえ大きければ(図-9からわかるように)スケール不变性が成立しており、また、 $\bar{R} - p$ 関係については、降水の原因が前線であっても、1つのイベントをピックアップした場合に1つの曲線でほぼ近似できる場合が多くた。このあたりは文献3)の記述と多少異なり、さらに詳細な検討が必要である。ただし、台風が領域内を通過する場合は、イベントのピックアップが容易であるが、前線が通過する場合などで、期間内にいくつかの降水量の山がある場合、これを一同にピックアップすると、 $\bar{R} - p$ 関係が1つの曲線で近似できない場合がある。

## 5. 結論

時間・空間降水量データにランダムカスケードを適用した。前者に関し、 $\beta$ モデルだけでは不十分であるが、そのパラメータ $p$ により、降水特性が分類できた。後者に関し、それぞれの降水イベントに限れば、 $\bar{R} - p$ 関係が得られ、 $\beta$ モデルで降水量の空間分布をモデル化(生成)できる可能性があることがわかった。

謝辞: Dr. Thomas M. Overには数々の助言と原稿に対するコメントを戴き、Prof. Vijay K. Guptaには、スケーリング

理論の基礎を教示戴いた。ここに記して謝意を表したい。

## 参考文献

- Gupta, V.K. and ED. Waymire: A statical analisys of mesoscale rainfall as a random cascade, J. Appl. Meteorol., 12, pp.251-267, 1993.
- Schertzer, D. and S. Lovejoy: Physical modeling and analysis of rain and clouds by anisotropic scaling multiplicative processes, J. Geophys. Res., 92, pp.9693-9714, 1987.
- Over, T.M. and V.K. Gupta: Statistical analysis of mesoscale rainfall: Dependence of a random cascade generator on large-scale forcing, J. Appl. Meteorol., 33, pp.1526-1542, 1994.
- Over, T.M. and V.K. Gupta: A space-time theory of mesoscale rainfall using random cascades, J. Geophys. Res., 27, pp.26319-26331, 1996.
- Jothityangkoon,C., M. Sivapalan and N.R. Viney: Tests of a space-time model of daily rainfall in southwestern Australia based on nonhomogeneous random cascades, Water Resour. Res., 36, pp.267-284, 2000.
- Pathirana, A., S. Herath and T. Yamada: Preserving spatial heterogeneity in random cascade distributions of spatial rainfall, 水学会要旨集, pp.100-101, 2002.
- 立川・寶・日和佐: ランダムカスケードを用いた降雨の模擬発生に関する研究, 水学会要旨集, pp.222-223, 2002.
- Svensson, J., J. Olsson and R. Berndtsson: Multifractal properties of daily rainfall in two different climates, Water Resour. Res., 32, pp.2463-2472, 1996.
- Pathirana, A., S. Herath and K. Musiakie: Scaling rainfall series with a multifractal model, 水工学論文集, 46, pp.295-300, 2001.
- Frisch, U. and G. Prisi: On the singularity structure of fully developed turbulence, in Turbulence and predictability in geophysical fluid dynamics and climate dynamics, ed. M. Ghil *et al.*, North-Holland, 1985.

(2002. 9. 30受付)