

降 雨——蒸発過程における長期観測情報の面代表性に関する一考察

中北 英一・長澤 光弥*・池淵 周一

* 京都大学大学院工学研究科

要 旨

広域を代表する潜熱フラックス推定へ向けての試みの一つとして、降水-蒸発過程における長期的な地点観測情報を空間的な代表性をもつ情報へと変換するための基礎的な検討を行う。手法としては、降水現象を確率過程であるとしてとらえ、その確率構造を保存するように降水の時間・空間分布をシミュレートし、陸面過程モデルを介することにより、蒸発量の時間・空間分布に変換し、降水と蒸発量の時間・空間的な特性を比較、考察する。

キーワード：降水・蒸発過程，空間代表性，時間・空間特性，地点観測情報

1. はじめに

酸性雨や地球温暖化，砂漠化といった問題が大きくクローズアップされるようになって久しいが，これらの地球環境問題の解決のためには，大気，海洋，生態系における地球規模の環境変化を生じさせるメカニズムの解明，将来予測及び対応策についての科学的知見をより一層蓄積していくことが極めて重要である。このようなことを背景として，水文学の立場からは広域的・長期的な水循環過程の解明を目的に，地球温暖化に関するシミュレーションや，陸面と大気の相互作用に関する研究が盛んに行われるようになってきており，現在ではいくつかの大規模プロジェクトがスタートしている。

その例として，世界規模では大気・地表面および海洋表層における水循環およびエネルギーフラックスを理解するための観測と，モデル化を行うことを目的として GEWEX (Global Energy and Water cycle EXperiment: 全球エネルギー・水循環観測計画) が 1988 年にスタートしている。そして，その一部として GAME (GEWEX Asian Monsoon Experiment: アジアモンスーン観測計画) が，全球におけるアジアモンスーンの役割の理解と，アジアモンスーンパ

ターンと水資源のシミュレーション，季節予報の改善を目指して 1996 年にスタートした。

さらに，日本国内においては「琵琶湖流域の水・熱循環過程解明に向けた総合研究と衛星同期共同観測」を骨子としたオープンなプロジェクトとして，琵琶湖プロジェクトが 1989 年から展開されており，現在は 20km × 20km 程度へのアップスケーリングをターゲットとした観測網が整備されつつあり，すでに水田，森林，都市，湖面の土地利用形態の異なる 4 地点における常時観測が開始している。

そのような中で，サブグリッドの物理量分布を考慮した陸面過程のモデル化は，より精度の高い気候変動の予測においても，また広域水循環の予測においても必須の研究である。中でも潜熱フラックスは，水循環に直接かかわってくるファクターであり，その空間分布構造を知るとは非常に重要な意味を持つと考えられる。既往の研究としては，仲江川ら (1995) が物理量間の相互作用まで考慮した蒸発量の算定式を導出し，その算定式を用いて表層の土壌水分量と地表面温度の両物理量が分布している場合の影響を調べる数値実験を行なっている。その結果，領域蒸発量を算定するにはサブグリッド領域での物

理量分布を考慮することが必要不可欠であると結論付け、各物理量の空間分布が実際にはどのような構造をもっているかを把握する必要性を指摘している。

そこで、本研究では広域を代表する潜熱フラックスを推定するための試みの一つとして、レーダー情報などの研究により、領域内における空間的な相関構造が比較的明らかになっている降水量の時間・空間分布と、潜熱フラックスの時間・空間分布の関係に着目して議論を進める。その際の手法としては、降水現象を確率過程であるとしてとらえ、その確率構造を保存するようなかたちで降水の時間・空間分布をシミュレートし、それを陸面過程モデル（降水－蒸発モデル）を介することにより、蒸発量の時間・空間分布に変換する。そして、インプットとしての降水と、アウトプットとしての潜熱フラックスの間の時間・空間的な特性を比較、考察することにより、長期的な地点観測情報を空間的な代表性をもつ情報へと変換するための基礎的な検討を行なう。

2. 地点観測情報の空間代表性

1. で述べたように陸面過程が気候に大きな影響を与えることが知られるようになってきており、GCM (General Circulation Model : 大気大循環モデル) 用の陸面過程モデルの開発が盛んに行われるようになってきている。しかし、現状においては土壌の状態を正確に計測するには地点観測をするより他なく、その観測値をもってある程度の広域を代表する値として扱う必要が出てくる。また、最近ではリモートセンシング等の技術の発達により観測自体は面的に広域にわたって行うことができるようになってきているが、実際にそのデータを広域の気候モデルに組み込むには各グリッド内におけるサブグリッドスケールの物理量分布が全体としてはどのように効いてくるのかということの解明が非常に重要となってくる。

このように、ある対象領域内の陸面過程の空間構造を解明することは非常に意義深いことであり、地点観測情報を広域の陸面過程モデルに組み入れる際には避けて通ることのできないプロセスであるといえる。そこで、本研究においては水文循環において特に大きな役割を果たすと考えられる潜熱フラックスのスケールアップを図ることを将来的な目的として視野に入れ、降水－蒸発過程に焦点をあてて議論を進める。

2.1 空間代表性

数 km～数十 km 離れると、ある一時刻における降水量がかなり変化することもあるということは、われわれの日常的な体験からも想像に難くない。例えば、電車や車で小一時間移動しただけで、降水の状況がガラッと変わったといったようなことは誰しも経験したことがあるだろう。もちろん、これには時間的な変化も関係していることは確かであるが、数十 km の領域内での降雨強度にばらつきがあることはレーダー情報等からも明らかである。そして、その変化の原因としては地形依存性や降雨成因、降雨現象のランダム性といったような多くの要因が複雑に絡み合っているということが考えられる。そして、それは土壌からの水の蒸発量においても同様で、土地利用形態や地形、土壌特性、気象条件等の多くの要因が絡み合っており、数十 km の領域内で一様であるとはいえない。

しかし、GCM などのグリッドスケールの大きいモデルに対してこれらの水文要素を導入するには、領域内での物理量の非一様性を包括して領域を代表する、すなわち空間代表性をもつような値に変換する必要がある。そして、潜熱フラックスの地点観測情報からどのようなかたちで空間代表性をもった値に変換するかという困難な問題に対する一つのアプローチを示すことが本論文のテーマであるが、空間的な非一様性をもつ潜熱フラックスの地点観測値から、その空間代表値を求めるためには、その空間分布構造を知る必要がある。

そこで、本研究では広域を代表する潜熱フラックスを推定するための試みの一つとして、レーダー情報などの研究により、領域内における空間的な相関構造が比較的明らかになっている降水量の時間・空間構造を手がかりとして、潜熱フラックスの空間代表性についての確率論的なアプローチの可能性を探る。

2.2 本論文の全体像

本論文の全体像を表現した概念図を Fig. 1 に示す。

具体的には、まず降水量の時間スペクトル特性 $S_{\text{rain}}(\omega)$ と降水量の空間分布のスペクトル特性 $S_{\text{rain}}(k)$ を保存したかたちで降水量の空間分布時系列を模擬発生させる。次に、そこで得られた各地点における降水量時系列に対して陸面過程モデルを適用し、各地点の蒸発量時系列を算定する。これにより、領域内各地点における降水量と、蒸発量の時系列が得られたことになるから、それらを領域

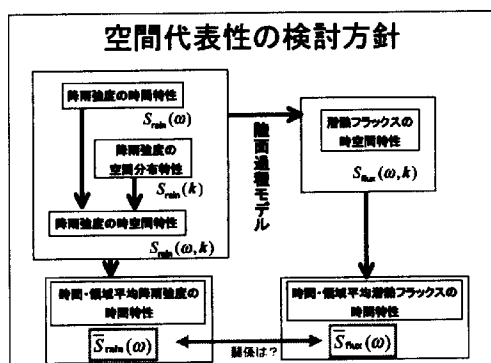


Fig. 1 Schematic of the research procedure

平均することにより、領域平均降水量時系列と領域平均蒸発量時系列を得ることができる。このときの領域平均降水量の時間特性と、領域平均蒸発量の時間特性の間の関係を見出すことが本論文の目的である。ここで、降水量の空間分布特性は空間相関係数により表現し、時間特性はパワースペクトルにより表現する。

次に、本研究の対象とする物理量の概念図を Fig. 2 に示す。この図では、本論文において対象としている降水-蒸発過程の時間・空間的広がり表現している。すなわち、各地点においてそれぞれ地点降水量、地点蒸発量の時系列が存在し、それらを空間的に平均することにより領域降水量、領域蒸発量の時系列となっている。

2.3 時間特性

本研究は降水量と蒸発量の関係を土壌水分量を通して考察することを目的としているので、その時間スケールとしては1日から1年程度の範囲であると考えられる。そこで、本研究においては1日を時間の最小単位としてシミュレーションを行なうこととする。

さて、降水現象は本研究の対象となる数ヶ月という時間スケール内では間歇性をもち、蒸発量は、土壌水分量を介して降水量の履歴の影響を受ける。そこで、両者を対応させるときに日単位で比較するだけでなく、日以上時間積算値を用いることが有効である可能性を考えることができる。本研究が空間的な代表性を得ることを目的としているにもかかわらず、時間的な特性をも重視しているのはこのためである。そして、この時間特性を表現するための手段として本研究においてはパワースペクトルを用いることとする。その理由としては、両軸対数表示し

たパワースペクトルには時系列がランダム（ホワイトノイズ）であれば傾きが0となり、また時系列がランダム入力の積算（ランダムウォーク）であれば傾きが-2 となるという特徴があり、入力値時系列の履歴が出力値時系列に対してどの程度の影響を与えるかということがとらえやすいという利点が挙げられるからである。

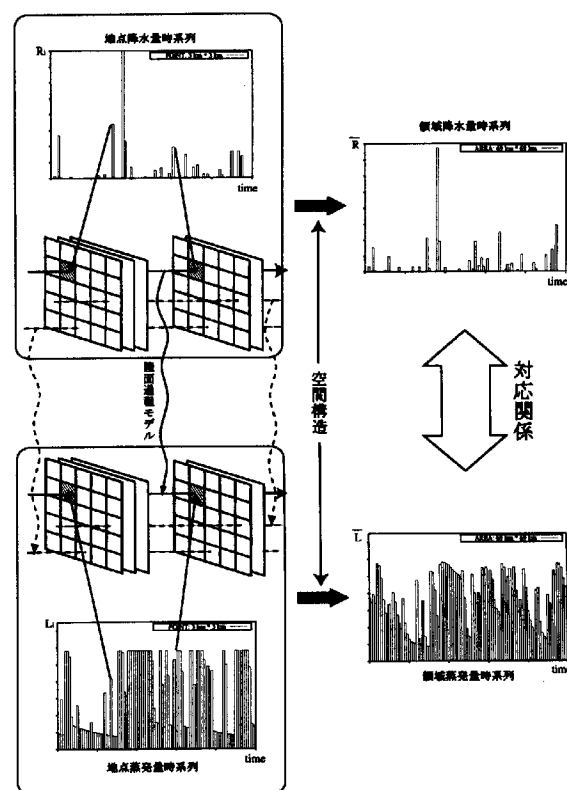


Fig. 2 Purpose of this research

3. 降水量の時・空間シミュレーション法

本章では降水量の時・空間シミュレーション法を展開する。その概略としては、降水量の時間相関と空間相関を独立と仮定し、時間特性から領域期待値をシミュレーションし、その領域期待値のまわりに空間特性を保存するようなかたちで空間分布を発生させる。

3.1 降水量の時間特性

2. でも述べたように、本研究においては降水量、蒸発量の時間特性を表現する手段として、パワースペクトルを用いる。そこで、降水量時系列のシミュレーションの際にもパワースペクトルを保存するようなかたちの手法を検討したのであるが、パワース

ペクトルからだけでは現実の日単位の降水現象に見られるような間歇性をうまく表現することができず、また、その間歇性が降水-蒸発過程において非常に重要な役割を果たすと考えられることから、やむを得ず、パワースペクトルからの降水量時系列のシミュレーションを断念した。パワースペクトルによって間歇性が表現できない理由は、降雨量のパワースペクトルがもっている情報は、さまざまな周波数に対する降水量の総和としてのパワー比率だけであり、位相情報が失われているためである。そこで、代替案として、以下で述べるような時間的特性を保存するようなかたちでのシミュレーションを行なうこととする。

降水量の時系列分布にはこれまでに種々の確率分布関数形があてはめられてきており、1時間、1日、半旬、…、年降水量と、降水量間隔の時間単位の取り方によって異なる確率モデルが提案されている。なかでも、本研究でシミュレーションしたい数時間～数日単位の降水量時系列は降水・無降水事象からなる「間歇的」かつ「持続的」時系列である。このような時系列は統計的な取り扱いの最も難しいものの一つであり、単純で正確なモデル化は困難である。ただ、ここでは降水量時系列の特徴的な構造を簡単な形で指標化し、それにしがった日降水量をシミュレートすることが目的であるから、これまでに提案されているいくつかのモデル(室田ら(1978)、西村ら(1981)等)の中から、尾崎(1981)によるモデルを参考にして、以下で述べるようなかたちで統計的モデルを構成する。

まず、統計的現象としての日降水量を特徴づけるものとして次の二つの点が考えられる。一つは降雨日から次の降雨日までの間隔(ここでは、降雨連続日は降雨間隔1日とする。)の分布であり、もう一つは降雨日に観測される日降雨量の分布である。そこで、彦根における1961年1月1日から1994年9月30日までの約30年間の日雨量時系列データ(その一部を、Fig. 3に示す。)を用いて降雨日から次の降雨日までの間隔の度数分布と降雨日における日降雨量の度数分布を調査した。降雨日から次の降雨日までの間隔については指数分布に近い形をしており(Fig. 4)、日降雨生起の確率過程として最も単純なものとしては、ポアソン過程を想定することができる。また、降雨日における降雨強度の分布としては指数分布か、それより裾の長いガンマ分布が示唆される(Fig. 5)。そこで、本研究においては、降雨日数間隔と日降雨量分布の無相関を仮定し、上述の分布形を仮定したかたちで日

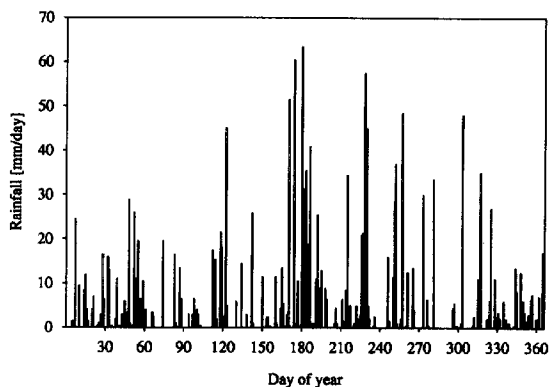


Fig. 3 Time series of daily rainfall at Hikone in 1993

雨量時系列をシミュレートする。

3.2 降水量の空間分布特性

降水量の空間分布構造としてはまず、ある一日における地点日雨量の期待値および空間的な分布の標準偏差は領域内では空間的に一様であると仮定する。すなわち、いま地点 $u = (x_1, x_2)$ における雨量を $P(u)$ とすると、その期待値および標準偏差はそれぞれ、

$$E[P(u)] = m(t) \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{Var}[P(u)] = \sigma^2(t) \dots\dots\dots (2)$$

で表わされ、 m, σ は時刻だけの関数となり空間的には領域内で一様である。次に、地点雨量は等方向性をもっていることを仮定する。このことは任意の2地点 x, y 間の日降水量 $P(x), P(y)$ の自己相関係数 $\rho(x, y)$ はその2地点間の距離 l にのみ依存し、方向には無関係であることを意味し、

$$\rho(x, y) = \rho(l) \dots\dots\dots (3)$$

で表わされる。ここで、 $l = |x - y|$ である。

以上のような仮定のもとで、本研究においては日降水量の空間相関の相関係数を、ベッセル型の関数を用いて、

$$\rho(\Delta u) = bl \cdot K_1 \{bl\} \quad (l = |\Delta u|) \dots\dots\dots (4)$$

として与える(池淵ら(1980), Iturbe et al.(1974))。ここで、 K_1 は第2種の変形されたベッセル関数であり、 b はベッセル関数のパラメータである。

3.3 日降水量時系列のシミュレーション法

3.1で述べたように、本研究では降雨間隔として指数分布を、降雨日における降雨強度としてガンマ

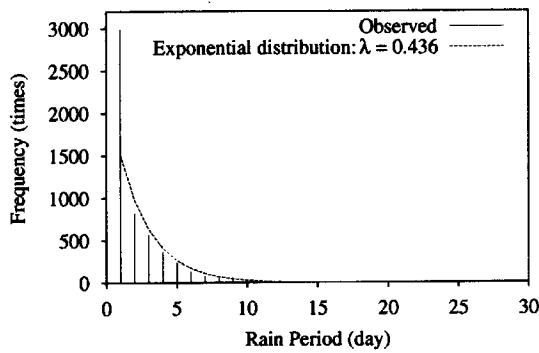


Fig. 4 Frequency of intermittence of rainfall events at Hikone during Jan. 1961 to Sept. 1994

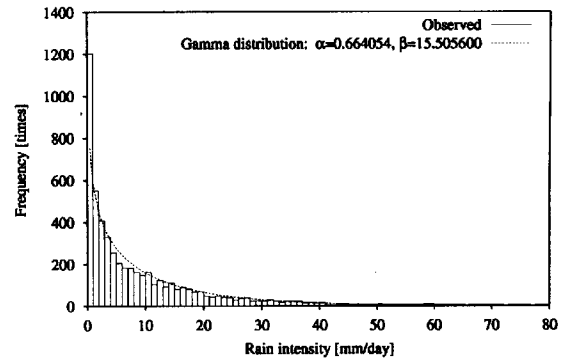


Fig. 5 Frequency of daily rainfall on rainy days at Hikone during Jan. 1961 to Sept. 1994

分布を仮定して日降水量時系列をシミュレートする。そのためにはまず、それぞれの分布の確率密度関数のパラメータを決定する必要がある。そこで、ここでは最尤推定法を用いて各パラメータを推定する。

日降雨の生起がポアソン過程であると仮定すると、降雨間隔 x は指数分布に従い、その確率密度関数は、

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \dots\dots\dots (5)$$

により表わされる。ここで、 λ は指数分布のパラメータである。この確率密度関数に対して、3.1で挙げた彦根の日雨量データを用いて最尤推定法を適用すると、 λ の最尤推定値 $\hat{\lambda} = 0.4364$ を得る。実際のデータから得られる降雨間隔の度数分布に、ここで求めた $\hat{\lambda}$ によって得られる指数分布を重ねた図を Fig. 4 に示す。

次に、降雨日の日降水量 p がガンマ分布に従うと仮定すると、その確率密度関数は、

$$f(p) = p^{\alpha-1} \cdot \frac{e^{-p/\beta}}{\beta^{\alpha} \cdot \Gamma(\alpha)} \dots\dots\dots (6)$$

により表わされる。ここで、 $\Gamma(z)$ はガンマ関数、

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} e^{-t} \cdot t^{z-1} dt \dots\dots\dots (7)$$

であり、 α, β はそれぞれ、ガンマ分布の形状母数、尺度母数である。降雨間隔の場合と同様に、彦根の日雨量データを用いて最尤推定法を適用すると、 α, β の最尤推定値として、 $\hat{\alpha} = 0.6641, \hat{\beta} = 15.5056$ を得る。実際のデータから得られる降雨日の日雨量の度数分布に、ここで求めた $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ によって得られるガンマ分布を重ねた図を Fig. 5 に示す。以上で述べた方法によってシミュレートした日降水量時系列の1サンプルを Fig. 6 に示す。

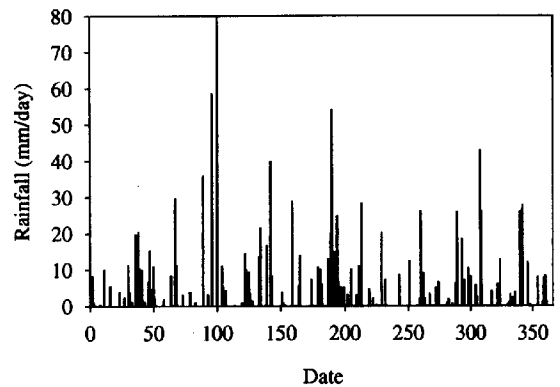


Fig. 6 An example of simulated time series of daily rainfall

3.4 降水量の空間分布シミュレーション法

ここでは 3.2 で述べた、相関係数がベッセル型で表わされるような空間構造を保存したかたちでの地点雨量分布シミュレート法を展開する(池淵ら(1980), Iturbe et al.(1974))。

まず、係数 ρ を特性関数とする二次元確率ベクトル $\mathbf{W}$ を導入すると、 ρ は特性関数の定義より、

$$\begin{aligned} \rho(\Delta \mathbf{u}) &= E [\exp(i \Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})] \\ &= \int_{R_2} f(\mathbf{W}) d\mathbf{W} \dots\dots\dots (8) \end{aligned}$$

となる。ここに、 $\Delta \mathbf{u}$ は二次元平面上の任意の二地点間のベクトル差であり、 R_2 は二次元平面を表わす。ここで、係数 ρ の対称性を考えると、上式は、

$$\rho(\Delta \mathbf{u}) = E [\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})] \dots\dots\dots (9)$$

と書き換えられ、さらに式(9)で表される過程の等方向性を考えると、 $\mathbf{W}$ もまた等方向性をもち、その分布は $\mathbf{W}$ の絶対値 $w (=|\mathbf{W}|)$ の分布のみ

に依存することになり、結局 $\mathbf{W}$ は、

$$\mathbf{W} = w\mathbf{y} \dots\dots\dots (10)$$

$$\mathbf{y} = (\cos \alpha, \sin \alpha)^T \quad (0 \leq \alpha \leq 2\pi) \dots\dots (11)$$

と書き直される。ここに、 α は 0 と 2π の間に一様に分布し、したがって $\mathbf{y}$ は単位円の円周上に一様に分布する確率ベクトルとなる。式 (10) を式 (9) に代入すると、

$$\rho(\Delta\mathbf{u}) = E[\cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{y}w)] \dots\dots\dots (12)$$

が得られる。また、ここでは 3.2 で述べたように、相関係数 ρ はベッセル型で表現する。すなわち、

$$\rho(\Delta\mathbf{u}) = bl \cdot K_1\{bl\} \quad (l = |\Delta\mathbf{u}|) \dots\dots (13)$$

このとき、相関係数とパワースペクトルがフーリエ変換の関係にあることにより、 w のスペクトル密度関数 $G'(w)$ およびスペクトル分布関数 $G(w)$ はそれぞれ次式で与えられる。

$$G'(w) = 2w/b^2 \{1 + (w^2/b^2)\}^2 \quad (0 \leq w \leq \infty) \dots (14)$$

$$G(w) = w^2/(w^2 + b^2) \quad (0 \leq w \leq \infty) \dots (15)$$

つぎに、式 (9) で示される相関構造を保存した形で地点雨量をシミュレートするために、次のような式、

$$\xi(\mathbf{u}) = \sqrt{\frac{2}{N}} \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{W}_i + \theta_i) \dots\dots\dots (16)$$

をとりあげる。ここに、 $\mathbf{W}_i$ は $\mathbf{y}_i \cdot w$ であり、 $\mathbf{y}_i$ 、 w は式 (11)、式 (14) に応じて、また θ_i は 0 と 2π の間の一様乱数として発生させるものとする。いま、式 (16) で与えられる $\xi(\mathbf{u})$ について平均値、分散および相関係数を求めると、

$$E[\xi(\mathbf{u})] = 0 \dots\dots\dots (17)$$

$$Var[\xi(\mathbf{u})] = 1 \dots\dots\dots (18)$$

$$\phi_\xi(\Delta\mathbf{u}) = E[\cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W})] \dots\dots\dots (19)$$

が得られる。また、有限の N に対して標本値を作り出したいときの相関係数は、

$$\phi_\xi(\Delta\mathbf{u}) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W}_i) \dots\dots\dots (20)$$

となり、 $N \rightarrow \infty$ で式 (12) に一致することがわかる。有限の N については、

$$E[\phi_\xi(\Delta\mathbf{u})] = \int_{R_2} \cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W}) dF(\mathbf{W}) \\ = \rho(l) \quad (l = |\mathbf{u}|) \dots\dots (21)$$

とおくと、標本値の相関係数の分散は、

$$Var[\phi_\xi(\Delta\mathbf{u})] = Var[\cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W})]/N \quad (22)$$

で与えられ、ここで、

$$Var[\cos(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W})] = E[\cos^2(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W})] \\ - \rho^2(l) \dots\dots\dots (23)$$

$$E[\cos^2(\Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W})] \\ = \int_{R_2} \{\cos(2 \cdot \Delta\mathbf{u}^T \mathbf{W}) + 1\}/2 \cdot dF(\mathbf{W}) \\ = \rho(2l) + 1/2 \dots\dots\dots (24)$$

の関係を用いると結局、

$$Var\{\phi_\xi(\Delta\mathbf{u})\} = \{\rho(2l) - \rho^2(l) + 1\}/2N \quad (25)$$

と表される。この式は標本値の相関係数が理論値式 (12) を満たすにはどの程度の N を選ばばよいかの基準を与えることになる。

以上のことから、平均値 m 、標準偏差 σ 、相関係数 ρ を保存した形での地点雨量は、

$$\xi(\mathbf{u}) = \sigma \sqrt{\frac{2}{N}} \cdot \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{W}_i + \theta_i) + m \quad (26)$$

によってシミュレートされることがわかる。なお、 N は前述したように式 (25) で与えられる標本値の相関係数の分散がある許容される値以下となるように定めればよい。

ここで、式 (26) において、格子点間隔を 1 km とし、縦横おのおの 20 メッシュの領域において、200 サンプルを $b = 0.06$ 、 $N = 10000$ 、 $m = 0$ 、 $\sigma = 1$ としてシミュレートした際の結果を示す。領域内の各々の 2 地点において相関係数を算定し、それを 2 地点間の距離に応じて 1 km ごとに区分してそれぞれの区分内で平均をとったものをプロットし、加えて、 $b = 0.06$ としたときのベッセル関数の理論値を破線で示したものが Fig. 7 である。また、そのときの空間分布サンプルの一例を Fig. 8 に示す。

これらの結果より、上述したような手法でベッセル型の関数による距離相関がよく表現できていることがわかる。

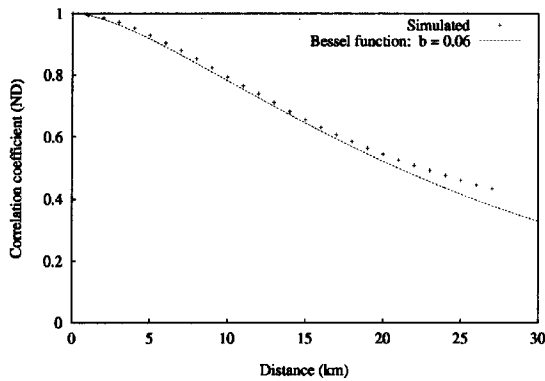


Fig. 7 Estimated spatial correlation from simulated spatial distribution of daily rainfall

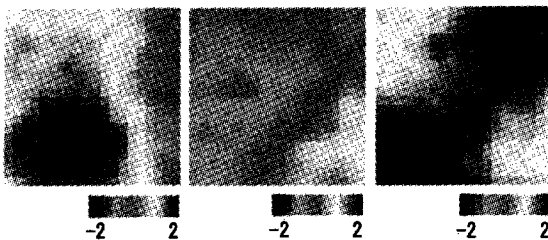


Fig. 8 Examples of simulated spatial distribution of daily rainfall ($m = 1, \sigma = 1$)

3.5 日降水量の空間分布時系列のシミュレーション

本節では、3.3 で述べた日降水量時系列シミュレーション法と、3.4 で述べた降雨の空間分布シミュレーション法を組み合わせることにより、日降水量の空間分布時系列をシミュレートする方法について述べる。

まず、本論文においては、69km × 69km の対象領域内においては、全地点において同じ日における降水量の期待値 $m(t)$ は同一であると仮定し、その値として、3.3 でシミュレートした日雨量時系列を用いる。ここでいう期待値は、ある 1 日における条件付期待値とでも呼ぶべきもので、本来の期待値とは意味が異なる。そこで、以下ではこれを「各日における降雨量期待値」といった表現を用いて表わすこととする。

また、式 (26) を用いて降雨分布を発生させる際には、領域内での空間分布の標準偏差 $\sigma(t)$ が必要となる。そこで、降水量の各日における期待値がその日の領域平均降雨量に一致すると仮定し、日雨量の領域平均値と領域標準偏差の関係を、 $m(t) \sim \sigma(t)$ 関係として適用することにより $\sigma(t)$ を算出する。

そこで、次節では日雨量の領域平均値と領域標準偏差の関係について述べる。

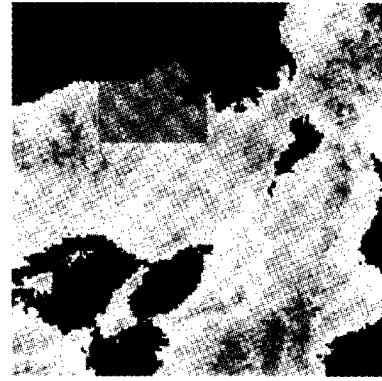


Fig. 9 Observation domain of the Miyama Radar

3.6 日雨量の領域平均値と領域標準偏差の関係

まず、 $\sigma(t)$ と $m(t)$ の関係を調べるためのデータとして、建設省の深山レーダー雨量計のデータを用いることとした。ここでは、1998 年 7 月 1 日から 10 月 31 日の間に観測されたデータ（観測時間間隔 5 分）を用い、領域としては若狭湾付近の 69km × 69km の領域（Fig. 9 のうち赤で示した部分）を選んだ。これは、領域内にグランドクラッ

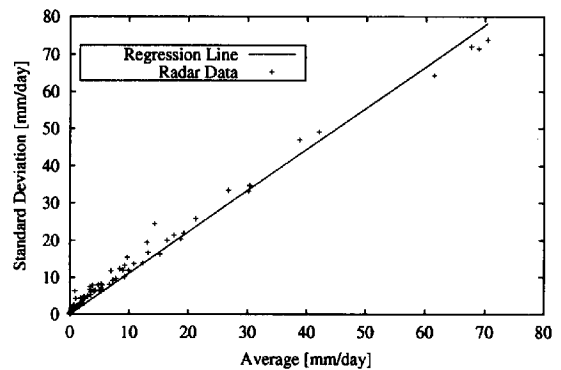


Fig. 10 Relation between areal averaged daily rainfall and standard deviation

タ等の影響を受ける部分がないことと、できるだけ地形の起伏の少ないところという条件により設定した。そして、各日において積算して得られた日雨量時系列を作成し、期間内の各日の日降水量の空間分布について、その領域平均値を横軸に、領域における標準偏差を縦軸にとってプロットしたものが Fig. 10 である。この結果を、最小自乗法を用いて関数 $\sigma(t) = a \cdot m(t)$ に対してフィッティングさせると、 a の推定値として、 $\hat{a} = 1.1092$ を得る。

観測値から算定されたプロットはこの回帰直線によくのっており、以下ではこの $\hat{a}$ を用いて降水分

布をシミュレートする。

4. 降水-蒸発過程モデル

本研究は、降水量というインプットが陸面過程を介して蒸発量というアウトプットに変換される際に、その時間・空間構造がどのように変化するのかということについての基礎的な知見を得ることを目的としている。そこで、研究の第一段階としては精密なモデルを用いることにより、時間・空間構造が様々な要因により変化し、その因果関係が曖昧になるよりも、簡略化したモデルを用いて、因果関係がはっきりする方がよいとの判断から、陸面過程モデルとしてはバルク式によるごく簡単なモデルを採用し、さらにその方程式系を解く際には、土壌水分量以外の物理量（地温、気温、大気比湿、バルク係数）はすべて時間、空間的に一定値としている。これは、かなり大胆な設定ではあるが、降水量から蒸発量への変換過程を考える際に、まずは他の変動要因をシャットアウトしたいとの理由から、このような設定を採用した。

4.1 降水-蒸発過程モデルの概要

以下に、本研究で用いた陸面過程モデルの方程式系を示す (Noilhan et al.(1989)) が、ここで用いる変数の定義を Table 4.1 に示す。まず、蒸発量を算定する式として、

$$E_g = \rho_a C_{dq} V_a [h_u q_{vsat}(T_s) - q_{va}] \dots\dots\dots (27)$$

として表現されるバルク式を用いる。ここで、 h_u は地面での相対湿度であり、

$$h_u = \begin{cases} \frac{1 - \cos(\pi W_g / W_{fl})}{2} & (W_g < W_{fl}) \\ 1 & (W_g \geq W_{fl}) \end{cases} \dots\dots\dots (28)$$

で示され、 W_{fl} は、土壌の最大保水率で、 $0.75 W_{sat}$ としている。

次に、地表面の土壌水分量、地中の土壌水分量の予報方程式としては、

$$\begin{aligned} \frac{\partial W_g}{\partial t} = & \frac{C_1}{\rho_w d_1} (P_g - E_g) \\ & - \frac{C_2}{\tau} (W_g - W_{geq}) \dots\dots\dots (29) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial W_2}{\partial t} = \frac{1}{\rho_w d_2} (P_g - E_g) \dots\dots\dots (30)$$

を用いる。

4.2 降水-蒸発モデルの評価

前節で述べたように本研究で用いている降水-蒸発モデルは非常に簡略化されたものであり、適用す

るにあたってはその特徴を把握しておく必要がある。そこで、琵琶湖プロジェクトの常設観測ポイントの一つである集中田と呼ばれる地点において観測されたデータと、降水-蒸発モデルによるシミュレーション結果を比較することによりモデルの評価を行なう。

まず、観測データとして 1999 年 9 月 12 日から 12 月 21 日までの 100 日間の日雨量データと、ボーエン比法により求めた潜熱フラックスのデータを Fig. 11 に示す。

次に、上述の集中田における降雨データを入力として、降水-蒸発モデルを用いて蒸発量を一地点についてシミュレートした結果を示す。ただし、ここでは土壌水分量の初期値設定のしかたによる影響を緩和させるために、集中田における 100 日間のデータを 3 回繰り返し用いて 300 日間の降雨データとし、それを入力とすることにより 300 日のシミュレーションを行ない、そのうちの第 200 日から第 300 日までのデータをシミュレーション結果として取り扱うこととする。

以下では、CASE 1、CASE 2 の二通りのシミュレーションについて述べるが、CASE 1、CASE 2 における各パラメータの設定は Table 2 に示すとおりである。

まず、CASE 1 として風速、気圧、大気比湿、気温、地表面温度を観測期間の平均値で一定としてシミュレートした。その結果を Fig. 13 に示す。この CASE 1 においては、蒸発量が非常に少なく、時間変化も見られない。これは、地面が常に飽和状態に近い状態となり、土壌水分量が蒸発量に対してストレスとなっていないためである。ここで、ストレスとは、土壌水分量が一定値以下の場合に土壌水分量に支配されるかたちで蒸発量が抑制されることをいう。このような常に飽和に近い土壌状態にあつては、土壌水分量がストレスとならないため、領域全域で蒸発量が一樣となり、本研究で対象としている蒸発量の空間代表性の議論はあまり意味をもたない。

そこで、CASE 2 として、風速と大気比湿の設定を変えることにより蒸発量を調整し、土壌水分量が式 (28) における W_{fl} 以下となつて、蒸発量に対してストレスとなるようにしてシミュレーションを行なった。その結果を Fig. 14 に示す。シミュレーション結果の蒸発量時系列は、モデルの簡略化の影響もあり実測データに近い値が得られたとはいえないが、土壌水分量については、Fig. 12 に示した観測値と定性的には適合していると言える。そ

Table 1 Physical variables in used surficial process model

変数名	定義
ρ_a	空気の密度
C_{dq}	バルク係数
V_a	風速
T_s	地表面温度
$q_{vsat}(T_s)$	地表面温度における飽和比湿
q_{va}	大気の比湿
τ	1日の長さ (86400 秒)
W_g	地表面体積含水率
W_2	地中における土壌の体積含水率
W_{geq}	重力と毛管引力とが釣り合っている時の地表面体積含水率
ρ_w	水の密度
P_g	地表での降水量
E_g	地表面からの蒸発水分量
d_1	表層の層厚
d_2	下層の層厚

Table 2 Values of parameters used in this study

	CASE 1	CASE 2
土壌の種類	Sandy Clay	Sandy Clay
バルク係数	0.003	0.003
風速 (m/sec)	1.06	5.00
地表面気圧 (hPa)	1004.0	1004.0
空気密度 (kg/m ³)	1.20	1.20
大気の比湿 (%)	82.0	70.0
気温 (K)	287.0	287.0
地表面温度 (K)	286.5	286.5
地中温度 (K)	287.4	287.4
地表面土壌水分量	0.3	0.3
地中土壌水分量	0.3	0.3

の結果、土壌水分が十分に变化して降水量が蒸発量に対して効いてくるような状態となっており、降水量の時間・空間分布特性が蒸発量の時間・空間分布特性に影響を与え得る。そこで、5.においては、このCASE 2 の設定を用いてシミュレーションを行うこととする。

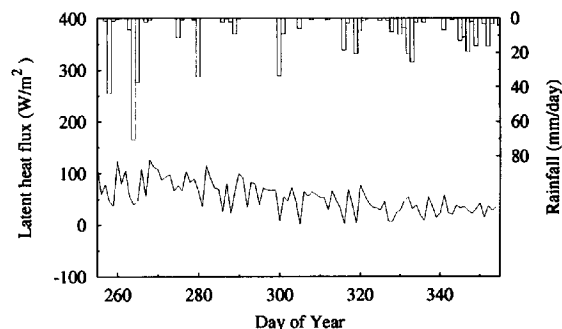


Fig. 11 Time series of daily rainfall and latent heat flux observed at paddy field in the Lake Biwa Project

5. 適用

本節では、3. で述べたような手法を用いて発生させた日雨量の空間分布時系列に対して、4. で述べた降水-蒸発モデルを用いて蒸発量をシミュレートする際の算定条件および算定結果を示し、考察をする。

5.1 算定条件

ここでは、日雨量時系列を発生させる際に用いるパラメータは、3.3 で推定した値、 $\hat{\lambda} = 0.4364$ 、 $\hat{\alpha} = 0.6641$ 、 $\hat{\beta} = 15.5056$ を用いている。次にこの日

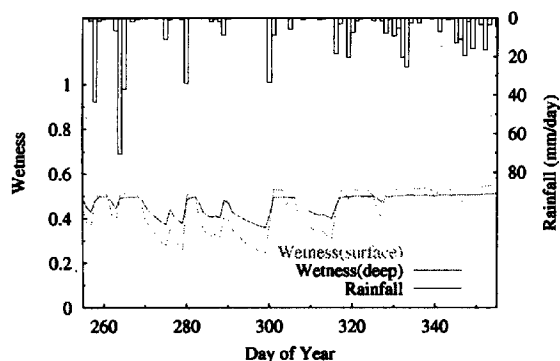


Fig. 12 Time series of daily rainfall, surface soil moisture and deep soil moisture observed at paddy field in the Lake Biwa Project

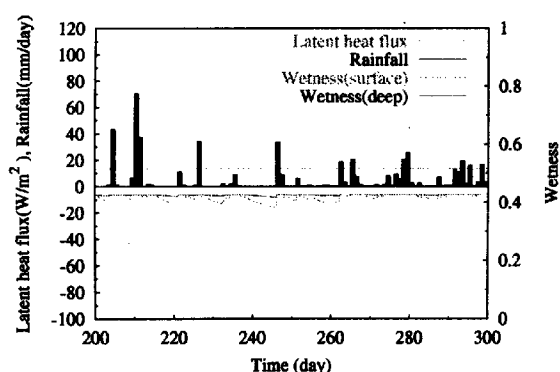


Fig. 13 Simulated results (CASE 1)

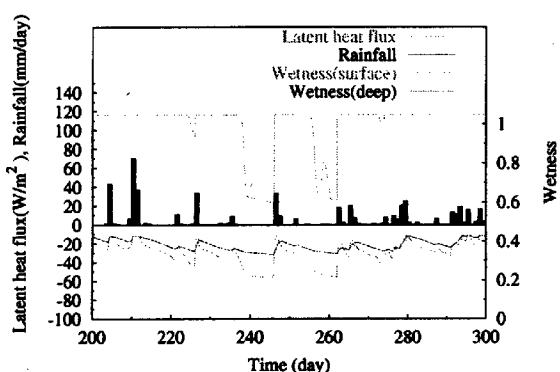


Fig. 14 Simulated results (CASE 1)

雨量時系列のまわりに空間分布を発生させるのだが、その際の空間的な標準偏差の値としては、3.5で同定した $\hat{\alpha} = 1.1092$ を用いて算出し、空間相関としては、3.4で述べたようにベッセル関数形で式(13)により与えている。ここで、ベッセル関数のパ

ラメータ b としては **CASE 1** として、 $b = 0.06$ を、**CASE 2** として、 $b = 0.12$ を用いる 2 ケースについてシミュレーションを行なった。

この際に、時系列としては 5100 日分を発生させ、最初の 100 日分は土壌水分量の初期値に強い影響を受けているとみなして除外し、残りの 5000 日分の算出結果を 100 日の時系列が 50 サンプルあるとみなす。いま、乱数により偏りなくサンプルを発生させているので、このような取り扱いに問題はない。

また、空間分布としては、上記のように発生させた各時系列サンプルの各時刻における降雨量期待値 $m(t)$ に対し、各々 100 サンプルの空間分布を発生させる。ここでいう降雨量期待値 $m(t)$ とは、空間分布を発生させる際に $m(t)$ のまわりに発生させるという意味であり、この $m(t)$ は日雨量時系列シミュレーションにより発生した時系列である。

5.2 算定結果

前節のようにして発生させた降雨量空間分布時系列と、それを入力として降水-蒸発過程モデルを適用させた結果を以下に示す。

ここでは、**CASE 1** における算定結果を示す。上記のように、まず 5100 日の日降水量時系列を発生させた。その一例として第 200 日から第 300 日までの算定結果を示す。まず、日雨量時系列シミュレーションによって発生させた降水量の期待値の時系列 $m(t)$ を Fig. 15 に示す。

まず、**CASE 1** において発生したある降雨量分布時系列のサンプルについて、降水量の全領域平均 ($69\text{km} \times 69\text{km}$) 時系列を Fig. 16 に示す。

次に、**CASE 1**, **CASE 2** において得られた各地点での日時系列を、さまざまな時間 T (日) によって平均した降水量、および蒸発量時系列をパワースペクトル算定した結果が、Fig. 18, Fig. 20 であり、さまざまな領域における平均降水量、および平均蒸発量時系列をパワースペクトル算定した結果が Fig. 19, Fig. 21 である。

6. 考察

6.1 パワースペクトル

本研究においては、前節のように得られた算定結果をパワースペクトルを用いることにより考察を進めていく。そこで、本節ではパワースペクトルの持つ性質について述べる。

まずはじめに、ある時系列データのパワースペクトルと、その積算時系列のパワースペクトルの関係

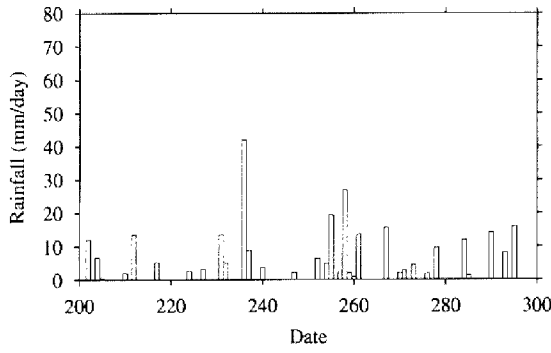


Fig. 15 Simulated time series of areal averaged daily rainfall

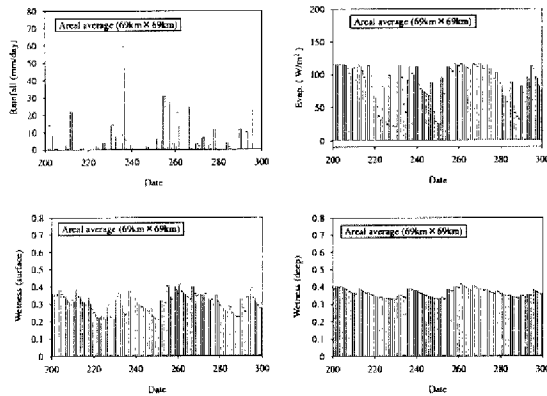


Fig. 16 Simulated time series of areal averaged daily rainfall, evaporation, surface and deep soil moisture

について述べる (Malamud et al.(1999))。

ある時系列とその積算時系列をそれぞれ $y'(t)$, $y(t)$ とすると,

$$y(t) = \int_0^t y'(t)dt \quad (31)$$

で表わされる。また, $y(t)$, $y'(t)$ のフーリエ積分をそれぞれ $Y(f, T)$, $Y'(f, T)$ で表わすと,

$$Y(f, T) = \int_0^T y(t)e^{2\pi ift}dt \quad (32)$$

$$Y'(f, T) = \int_0^T y'(t)e^{2\pi ift}dt \quad (33)$$

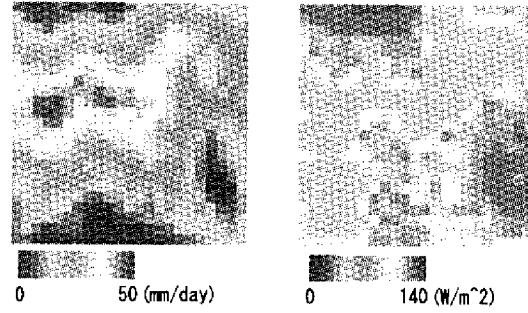
となる。

また, フーリエ逆変換を用いて, $y'(t)$ は,

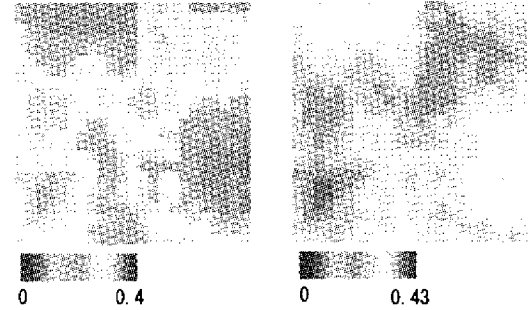
$$y'(t) = \frac{dy(t)}{dt} = \int_{-\infty}^{\infty} Y'(f, T)e^{-2\pi ift}df, \quad (34)$$

あるいは,

シミュレーション第212日目の降雨分布 シミュレーション第219日目の蒸発量分布



シミュレーション第219日目の地表面土壌水分量分布 シミュレーション第219日目の地中土壌水分量分布



各物理量の空間分布シミュレーション結果サンプル

Fig. 17 Simulated spatial distribution daily rainfall, evaporation, surface and deep soil moisture

$$\begin{aligned} y'(t) &= \frac{dy(t)}{dt} = \frac{d}{dt} \left[\int_{-\infty}^{\infty} Y(f, T)e^{-2\pi ift}df \right] \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} (-2\pi if)Y(f, T)e^{-2\pi ift}df \quad (35) \end{aligned}$$

と表わすことができる。式 (34) , 式 (35) より,

$$Y'(f, T) = (-2\pi if)Y(f, T) \quad (36)$$

が成立する。

よって, $y'(t)$ および $y(t)$ のパワースペクトル密度関数 $S'(f)$, $S(f)$ の間には,

$$\begin{aligned} S'(f) &= \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{|(-2\pi if)Y(f, T)|^2}{T} \right] \\ &= (4\pi^2 f^2)S(f) \quad (37) \end{aligned}$$

が成立する。ここで, パワースペクトル密度関数と周波数 f の間では, べき乗則が成り立つとすると, $S'(f)$, $S(f)$ は, それぞれ,

$$S'(f) \sim f^{-\beta'} \quad (38)$$

$$S(f) \sim f^{-\beta} \quad (39)$$

で表わされ, この関係を用いることにより 式 (37) は,

$$f^{-\beta'} \sim (4\pi^2 f^2)f^{-\beta} \quad (40)$$

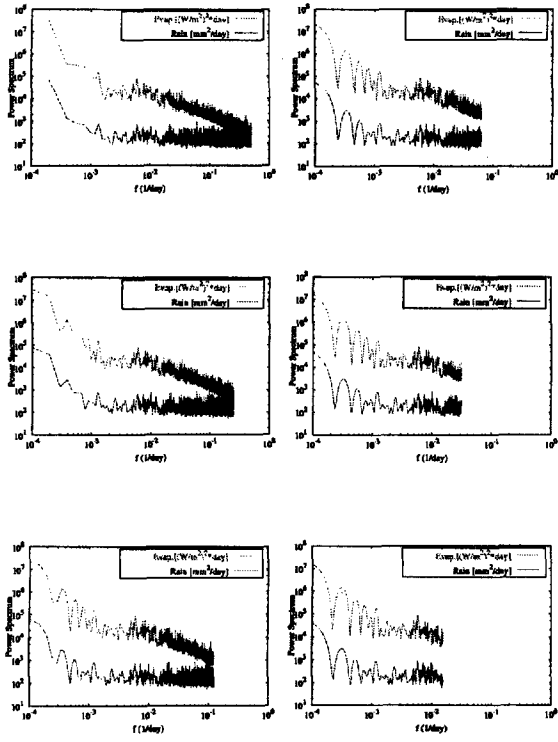


Fig. 18 Power spectra of time series of T -days averaged point rainfall in CASE 1 ($T = 1, 2, 4, 8, 16$ from upper most left to lower most right)

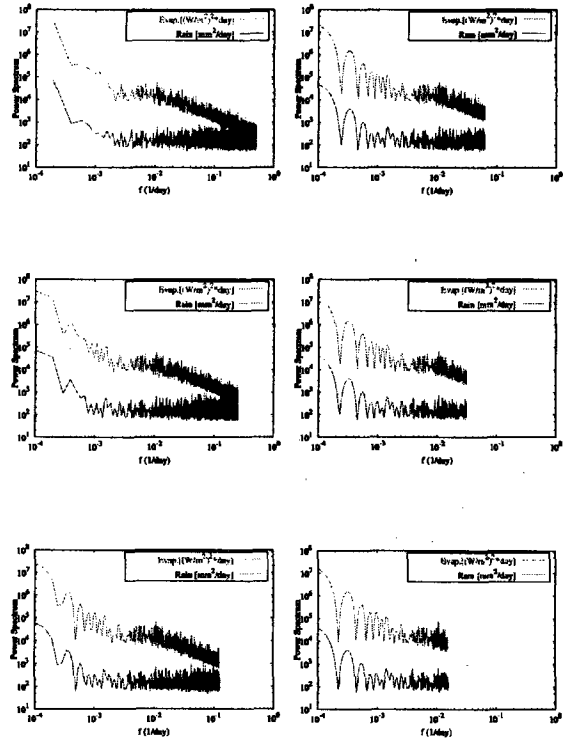


Fig. 20 Power spectra of time series of T -days averaged point rainfall in CASE 2 ($T = 1, 2, 4, 8, 16$ from upper most left to lower most right)

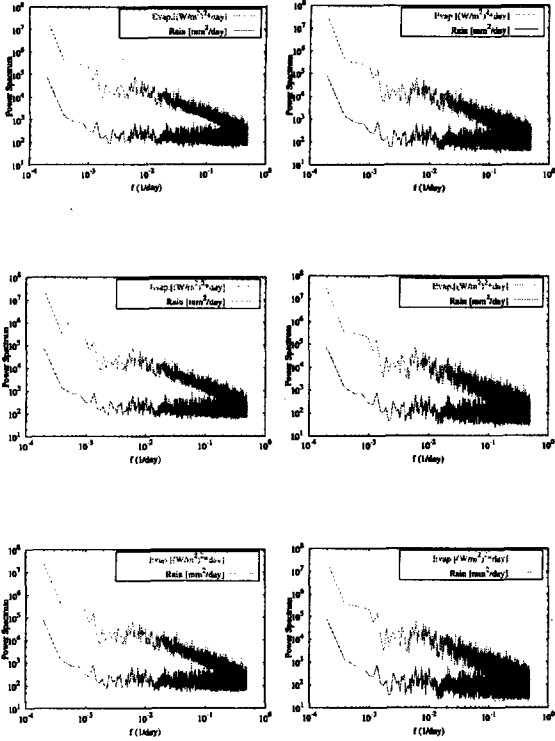


Fig. 19 Power spectra of time series of point rainfall averaged over $S\text{km} \times S\text{km}$ in CASE 1 ($S = 0, 1, 2, 4, 8, 16$ from upper most left to lower most right)

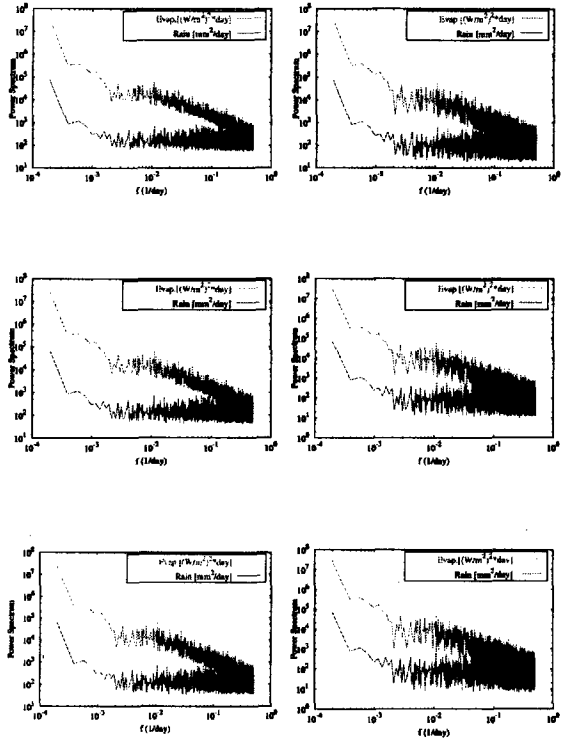


Fig. 21 Power spectra of time series of point rainfall averaged over $S\text{km} \times S\text{km}$ in CASE 2 ($S = 0, 1, 2, 4, 8, 16$ from upper most left to lower most right)

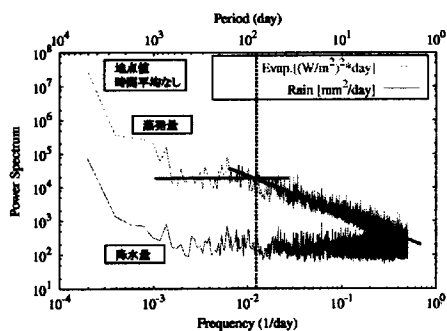


Fig. 22 Power spectra of time series of daily rainfall and daily evaporation without any averaging

と表わすことができる。ここで、 β , β' をパワースペクトル密度関数を対数グラフ上に表示したときの傾きであると考え、定数倍の部分は無視して、

$$f^{-\beta'} \sim f^{-\beta+2} \dots\dots\dots (41)$$

のように簡略化できる。すなわち、もとの時系列のパワースペクトルの傾き β' と積算時系列のパワースペクトルの傾き β の間には、

$$\beta' = \beta - 2 \dots\dots\dots (42)$$

が成立する。

具体的な例を挙げると、ホワイトノイズのパワースペクトルの傾きが 0 であるのに対して、その積算時系列であるランダムウォークのパワースペクトルの傾きは -2 である。

また、パワースペクトルの傾き β のもつ物理的意味としては、履歴効果の強さを表わす指標として解釈することができる。

6.2 空間代表性

本節以降では、5.2 で得られたデータをもとに考察を進める。

まず、CASE 1 で得られた、各地点における蒸発量と降水量の日時系列から、地点値・時間平均なしの時系列を作成し、そのパワースペクトルをとったのが Fig. 22 で、地点値・8 日平均、地点値・16 日平均の時系列を作成し、それらのパワースペクトルをとったのが Fig. 23 である。また、同様に、51km × 51km 領域平均・時間平均なし、69km × 69km 領域平均・時間平均なしの時系列を作成し、それらのパワースペクトルをとったのが Fig. 24 である。

これらの図に共通する特徴として、どの図においても降水量のパワースペクトルの傾きは 0 であり、

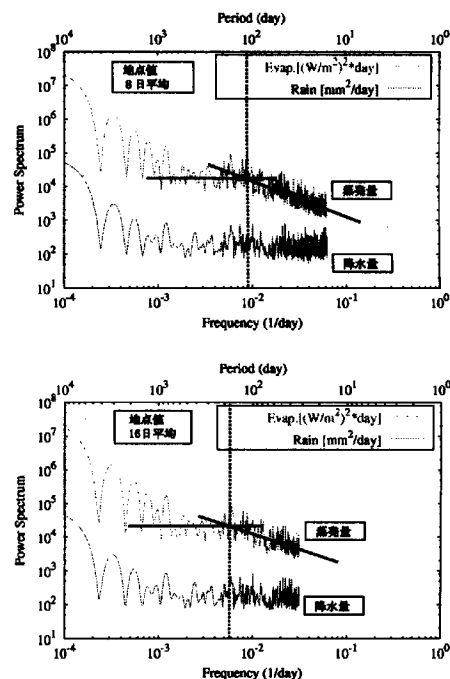


Fig. 23 Power spectra of time series of time-averaged point rainfall and evaporation

また、蒸発量のパワースペクトルについては、高周波側からある周波数までは傾きをもち、それ以下の周波数帯では、傾きがほぼ 0 になるということが挙げられる。

そこで、その境界となる周波数を周期に変換してまとめたものを、Table 3 に示す。これより、平均する時間や領域を大きくするにしたがって、境界となる周期が長くなっていることがわかる。このことは、時間平均することにより、領域平均した時と同様の特性変化を見出せるということであり、地点データを時間平均することにより空間代表性を見出せる可能性を示唆していると考えられる。

6.3 履歴の影響

前節では、パワースペクトルの折れ曲がる周期を対象として考察を進めたが、本節ではパワースペクトルの傾きに注目して考察を進める。

そこで、CASE 1 で得られた、各地点における降水量、蒸発量、地表面土壌水分量、地中土壌水分量の日時系列から、地点値・時間平均なしの時系列を作成し、そのパワースペクトルをとったグラフを Fig. 25 に示す。この図より得られた各スペクトルの傾きをまとめたものを Table 4 に示し、以下では各物理量の傾きについて考察する。

Table 3 Boundary periods in power spectra

(地点値) (時間平均なし) 80 日	(地点値) (8 日平均) 110 日	(地点値) (16 日平均) 180 日
	(51km × 51km 領域平均値) (時間平均なし) 100 日	(69km × 69km 領域平均値) (時間平均なし) 170 日

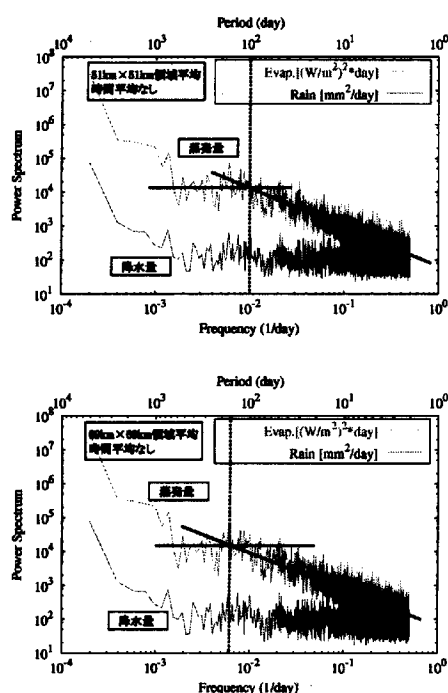


Fig. 24 Power spectra of areal averaged daily rainfall and daily evaporation

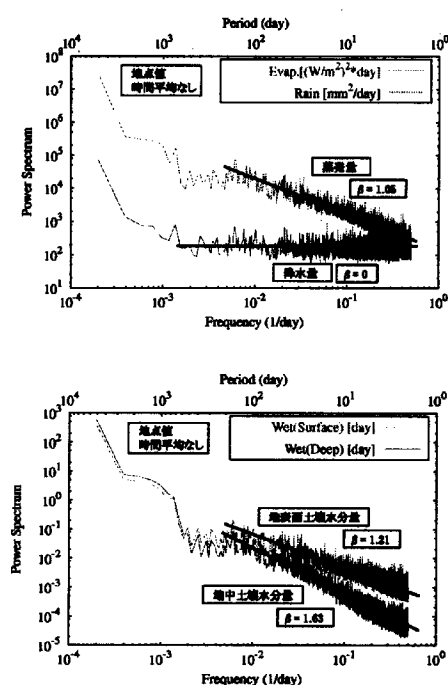


Fig. 25 Power spectra of daily rainfall and daily evaporation without areal averaging

(1) 降水量

降水量については、パワースペクトルの傾き $\beta_{\text{rain}} = 0$ である。これは、5.1 でも述べたように、各々の地点においては降水量の時間相関が表現できていないということに対応する。

また、式 (42) を用いると、降水量がそのまま積算されていくような変換系を経た場合には、その出力のパワースペクトルの傾きは -2 となることがわかる。

(2) 地中土壌水分量

地中土壌水分量のパワースペクトルの傾きは、 $\beta_{\text{wetdeep}} = 1.63$ となっている。このことは、降水量がそのまま積算されていくような変換系に比較的近い変換がなされていることを示している。地中

土壌水分量が、

$$\frac{\partial W_2}{\partial t} = \frac{1}{\rho_w d_2} (P_g - E_g) \quad \dots \dots \dots (43)$$

により算定されていることを考えると、これは妥当な結果であり、地中土壌水分量は他に比べて降水量の履歴の影響を強く受けることがわかる。

(3) 地表面土壌水分量

地表面土壌水分量のパワースペクトルの傾きは、 $\beta_{\text{wetsfc}} = 1.21$ で、地中土壌水分量の場合よりも小さくなっている。これについては、地表面土壌水分量が、

$$\begin{aligned} \frac{\partial W_g}{\partial t} = & \frac{C_1}{\rho_w d_1} (P_g - E_g) \\ & - \frac{C_2}{\tau} (W_g - W_{geq}) \quad \dots \dots \dots (44) \end{aligned}$$

Table 4 Slope of power spectral for each quantity

	降水量	蒸発量	地表面土壌水分量	地中土壌水分量
β	0	1.05	1.21	1.63

により算定されているために、地中土壌水分量と比べると、この式の第二項によって降水量の影響を緩和されていると考えることができる。

(4) 蒸発量

蒸発量のパワースペクトルの傾きは、 $\beta_{\text{evap}} = 1.05$ で、地表面土壌水分量の場合よりも小さくなっている。ここでは、蒸発量はバルク式、

$$E_g = \rho_a C_{dq} V_a [h_u q_{vsat}(T_s) - q_{va}] \dots\dots (45)$$

$$h_u = \begin{cases} \frac{1 - \cos(\pi W_g / W_{fl})}{2} & (W_g < W_{fl}) \\ 1 & (W_g \geq W_{fl}) \end{cases} \dots (46)$$

により算定されており、地表面土壌水分量と比べると、式 (46) によって降水量の影響を緩和されていると考えることができる。

以上より、パワースペクトルによって、各物理量に対する降水量時系列の履歴効果の強さを表現でき、また本研究で用いた陸面モデルにおいては、地中土壌水分量、地表面土壌水分量、蒸発量の順に履歴効果が強いことが明らかとなった。

7. 結論

本研究においては広域を対象とした GCM などへの入力として、長期観測情報を有効的に利用するため、特に降水－蒸発過程に着目して、地点観測情報の空間代表性に関する検討を進めてきた。まず、2. においては各物理量を領域平均する際にその時間・空間特性がどのように変換され、どうすれば空間代表性を見出すことができるのかについて検討を行ない、時間平均や、面平均をとることにより空間代表性を見出すことを試みることにした。そして、その際に時間特性を表現する指標としてはパワースペクトルを用いることにした。

また、3. では、時間・空間特性をできるだけ保存するようかたちで降水をシミュレーションするためにパワースペクトルを用いての降水分布時系列シミュレーションを試みた。しかし、時間系列に関しては、降水－蒸発過程を考えるにあたって重要となる日降雨の間歇性を表現することができないの

で、マークトポイントプロセスを用いてシミュレートした。

次に 4. においては、陸面過程のモデル化を行なった。その際に、降水の時間・空間構造が蒸発量の時間・空間構造にどのような影響を与えるかということを確認するために非常に簡略化したモデルを用いることとした。そして 5. においては、以上のような条件でシミュレーションを行ない、その結果を示すとともに、考察を行なった。

それによりまず、シミュレートされた降水量時系列、蒸発量時系列のパワースペクトルについて、降水量のパワースペクトルの傾きは 0 であり、また、蒸発量のパワースペクトルについては、高周波側からある周波数までは傾きをもち、それ以下の周波数帯では、傾きがほぼ 0 になるということがわかった。そして、その境界となる周期は、平均する時間や領域を大きくするにしたがって、長くなっている。このことは、時間平均することにより、領域平均した時と同様の特性変化を見出せるということであり、地点データを時間平均することにより空間代表性を見出せる可能性を示唆していると考えられるという知見を得た。

次に、パワースペクトルの傾きに着目して考察を進めた。そして、パワースペクトルによって、各物理量に対する降水量時系列の履歴効果の強さを表現でき、また本研究で用いた陸面モデルにおいては、地中土壌水分量、地表面土壌水分量、蒸発量の順に降水量時系列の履歴効果が強いという知見を得た。

このように、降水量と蒸発量の時間・空間特性に関する考察を行なった。ここで得られた知見は、未だあまり研究の進められていない広域の陸面過程の解明という困難な問題に対する成果であると考えられる。

最後に今後の展望を述べる。まずはじめに、パワースペクトルにより表現される時間構造だけでなく、シミュレートされた空間分布構造を解析し、その特徴を明らかにする必要があると考える。すなわち、インプットとしての空間相関構造がアウトプットとしての蒸発量の空間相関構造に与える影響を解析する必要があり、時間構造としても、異なった時間構造の降水量を与えた場合の蒸発量に対する影響

を解析する必要がある。また、降水量時系列を発生させる際に、本研究においては降水日間隔と降雨日の降水量の間に相関がないと仮定して、マークトポイントプロセスを用いたが、より現実の日降水量時系列の時間構造を再現できるような手法を取り入れることが考えられる。さらに、実際のデータと定量的に比較しながら考察を進めることができるような研究に発展させるためには、詳細な陸面過程モデルを導入することが不可欠であると考ええる。

参考文献

池淵周一, 谷本光司 (1980): 面積雨量のシミュレーション法とその流出モデル評価への適用, 京都大学防災研究所年報, 第 23 号 B-2, pp.157-173.
尾崎統 (1981): 水文システムの統計モデル, 数理科学, サイエンス社, No.213, pp.37-44.
亀田弘行, 池淵周一, 春名攻 (共著) (1981): 新体系土木工学 2 確率・統計解析, 土木学会編, 技報堂出版.
近藤純正 (1994): 水環境の気象学 - 地表面の水収支・熱収支 -, 朝倉書店.
仲江川敏之, 沖大幹, 虫明功臣 (1995): サブ領域の物理量分布を考慮した領域蒸発量の算定, 水文・水資源学会誌, 8(1), pp.57-66.

西村克己, 江藤剛治 (1981): Marked Point Process モデルによる降水量時系列の解析, 第 25 回水理講演会論文集, 土木学会, pp.191-196.
日野幹雄 (1977): スペクトル解析, 朝倉書店.
室田明, 江藤剛治 (1978): 潜在変動モデルによる日降水量時系列の解析とそのシミュレーション, 土木学会論文報告集, 土木学会, pp.85-97.
Lenton, R.L. and I.R.Iturbe (1977): A Multi-dimensional Model for the Synthesis of Processes of Areal Rainfall Averages, Water Resour. Res., Vol.13, No.3, pp.605-612.
Mejia, J.M. and I.R.Iturbe (1974): On the Synthesis of Random Field Sampling From the Spectrum: An Application to the Generation of Hydrologic Spatial Processes, Water Resour. Res., Vol.10, No.4, pp.705-711.
Malamud, Bruce D., Jon D. Pelletier and Donald L.Turcotte (1999): Long-Range Persistence in Geophysical Time Series, Advances in GEO-PHYSICS Vol.40, ACADEMIC PRESS.
Noilhan, J. and S.Planton (1989): A Simple Parameterization of Land Surface Processes for Meteorological Models, Mon. Wea. Rev., 117, pp.536-549.

Study on spatial representation of long-term observation in rainfall-evaporation process

Eiichi NAKAKITA, Mitsuya NAGASAWA* and Shuichi IKEBUCHI

* Graduate School of Engineering, Kyoto University

Synopsis

As a trial for estimation of latent heat flux which represents large area, this study is carried on aiming at the relation between spatio-temporal features of latent heat flux and rainfall because rainfall correlation structure is well-known due to the development of the study on radar information etc.

The proposed procedure is as followed: first, spatio-temporal distribution of rainfall is generated keeping its correlation structure as much as possible. Next, the generated rainfall distribution is transformed into spatio-temporal of evaporation by applying a land-surface model for each grid cell. Finally, the difference of spatio-temporal characteristics between rainfall and evaporation is examined using power-spectrum.

Keywords : rainfall-evaporation process; spacial representation; spatio-temporal characteristics; information of point observation