

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

池 淵 周 一・谷 本 光 司

SIMULATION OF AREAL RAINFALL AND ITS APPLICATION TO ESTIMATION OF RUNOFF SYSTEM MODELS

By *Shuichi* IKEBUCHI and *Kougi* TANIMOTO

Synopsis

From the data analysis of hourly rainfall at the Kizu River basin, we found that the rainfall field was isotropic in time and space within some divided periods of time coordinate and at the same time the time correlation was independent of spatial correlation. Under those conditions this paper studies the simulation in time and space of areal rainfall based on the isotropic random field theory. Through the comparison between this theoretical areal rainfall and Thiessen method we pointed out that Thiessen method was efficient in the small basin in area. Lastly those simulated rainfall were input to the runoff system models, kinematic wave and storage function models. We estimated the variability of identified parameters and the error between observed and calculated hydrographs.

1. 序 論

従来からさまざまな流出モデルが提案され、また実用に供されているが、それらは降雨—流量変換場である流域のとらえ方、表現法こそ違おうが、いずれにしてもその目的とするところは、出力となる流出ハイドログラフの再現および予測である。とくに近年になって治水・利水の両面から将来の流域内の流量状況の把握・予測の必要性が指摘されており、流量の再現精度の向上を目指すという観点から、流出モデルは流域内の現象をより忠実に表現する分布型モデルへと移行しつつある。

ところで、流出モデルのもつさまざまなパラメータは一般に実測の降雨・流量資料をもとに同定されるが、とくにわが国の場合、資料が量的に不十分なことが多く、パラメータの同定は得られた流量資料の再現にとどまり、流量予測による検証、すなわちパラメータの安定性さらには流出モデルの誤差分析までには立ち到っていないというのが実情である。したがって、流出モデルパラメータの検証および各種流出モデルの誤差評価を行うための、いわゆるチェックング・データとして、真の状態に近い降雨および流量のシミュレーションが必要となってくる。

一方、流出モデルの入力となる降雨は、モデルが集中型であれ分布型であれ、流出場を一樣な流出パラメータで説明している以上、当然面積雨量として与えなければならない。地点雨量は変動がせん鋭であり、これを直接入力して、一樣な流出パラメータを同定しているかぎり、パラメータ同定の安定性は低下せざるをえない。すなわち、面積雨量評価によってパラメータ同定は安定化の方向に向うであろうと思われる。

現在、面積雨量算定に用いられる代表的な方法としてティーセン法、算術平均法、等雨量線法などが挙げられる。これらはいずれも計算が簡単であり、その点で実用性をもっているといえるが、その評価は地点雨量に基づくものであり、降雨の時・空間分布特性とくに確率構造をとり入れているとはいいがたい。こうした意味から真の状態に近い形での面積雨量のシミュレーションを行うために、まず降雨の確率構造を分析し、

さらにその構造を保持したシミュレーション法を議論する必要がある。

さて、降雨変動の空間的パターンは、その空間にわたって連続的にこれらの変動を表現する確率過程、あるいはその空間内のいくつかの点でこれら変動を表現する確率過程によって研究されよう。すなわち、後者はパラメータ t に依存する確率変数ベクトル $X(t) = [X_1(t), X_2(t), \dots, X_n(t)]^T$ の集合を表現しようとするものであり、多変量過程あるいはベクトル過程とよばれる。ただし、 $X_i(t)$ は空間内の地点 i 、時間 t での値であり、記号^T は転置を意味する。一方、前者はわれわれが対象とする降雨のような場合、二次元空間上の座標を表現するパラメータ $u = \{x_1, x_2\}^T$ に依存する確率過程 $X(u, t)$ に注目するわけで、二次元過程あるいは場の過程とよばれる。

多変量過程の理論は従来、いくつか降雨現象に適用されているが¹⁾、多次元過程の適用は少ない^{2), 3)}。しかし、降雨現象のごとくその変動がきわめて大きい現象を対象とする場合、それを数少ない離散点で表現できるとは考えられないし、またそれを解消するために多くの地点を採用することは、その演算の規模が飛躍的に増大し、問題を実用性のないものとしてしまう恐れがある。これに反し、二次元過程あるいは場の過程は現象のより簡単な表現をもたらさう。さらに、ここで考えられている面積雨量のシミュレーションに好都合である。もちろん、その適用にあたってはいくつかの仮定が必要であり、その仮定は実測データの解析を通じて実証しておかなければならない。

以上のような観点から、本研究ではまず地点雨量、とくに一時間雨量についてその時・空間相関構造に注目し、これを解析するとともに、こうした構造を保存した形での面積雨量シミュレーション法を展開する。ついで、降雨・流量資料から各種流出モデルのパラメータ同定および誤差分析を行い、さらにシミュレートされた面積雨量時系列を入力としたときの流出ハイドログラフの比較をもとに、パラメータの検証および流出モデル全体の評価法を検討しようとするものである。

2. 木津川流域における時間雨量の時・空間分布構造

面積雨量のシミュレーション法は次章で展開されるが、それに必要ないくつかの仮定が実際に満たされているかを検証するために、本章では実流域における時間雨量の時・空間分布構造の分析を行う。

2.1. 解析に用いたデータ

解析に用いたデータは木津川上流域の 9 箇所のテレメータ雨量観測点 (Fig.1) における、1973~1977 年の時間雨量データである。この期間内で、いずれかの地点で一連総雨量が 30 mm を越える場合があると、その時期のすべての地点の降雨をとり出し、そのうちで比較的長時間にわたって降雨が連続する、いわゆる前線性、台風性降雨とみなせるもののみを対象に流量との対応を調べ、いずれかの地点で流量が立上ると、その時刻を出発時として 15 時間とり出し、それを主降雨域と考える。こうして選ばれたケースは 32 あり、各ケースについて全地点の主降雨域を解析対象とした。

2.2. 時間雨量データの統計的性質

(1) 確率分布形状

全地点および各地点別にまとめた時間雨量データを対数正規確率紙にプロットすると、その形状はほぼ直線に近く、時間雨量データは対数正規分布にしがたっているとみなしてよい。

(2) 平均値および標準偏差

各地点とも平均値の時間的パターンは類似の傾向を示し、時間の前半部分、中間部分では一様に高い値をとり、後半部分においてはわずかに小さな値をとっている。一方、標準偏差も平均値とほぼ同様の時間的パターンを示しており、平均値の大きいところでは標準偏差も大きい。また、ほとんどの時間で標準偏差が平均値を上回っており、時間雨量の変動の大きさをものがたっている。これらの結果から、平均値、標準偏差の変化傾向は地点よりも時間に大きく依存していることがわかる。したがって、適当な時間分割を行えば、その分割期間内での平均値、標準偏差の空間的一様性および定常性はかなり広い範囲にわたって得られよう。

(3) 地域相関と距離

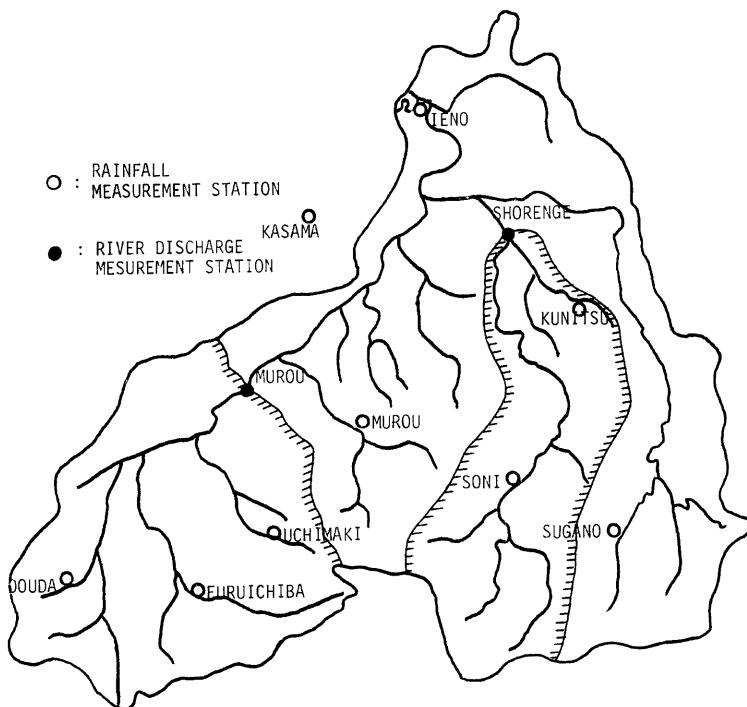


Fig. 1. Rainfall and river discharge stations in the Kizu river.

各地点を中心として距離相関を時間ごとに求めた。その結果、距離が遠くなるにつれて地域相関は小さくなっており、その低減状況の時間的変化は各地点ともほぼ同様である。すなわち、時刻 $t=1$ および後半部分の $t=12\sim15$ においては距離とともに相関は急なてい減を示しているが、中間部分では距離が離れてもかなり高い相関を示している。このことから、距離相関もまた地点には依存せず、時間によって相関の状況が変化することがわかる。したがって、時間分割を行えば地域相関の空間的一様性および等方向性が得られる。なお、地域相関係数が指数型、すなわち、

$$r_g(l) = e^{-\alpha l} \quad \dots\dots\dots (2-1)$$

で表わせるとした場合、およびベッセル型、すなわち

$$r_g(l) = b \cdot l \cdot K_1(b \cdot l) \quad \dots\dots\dots (2-2)$$

で表わせるとした場合について比較した結果ではベッセル型のほうが適合度がよかった。ここに、 l は距離、 $r_g(\cdot)$ は地域相関係数、 K_1 はベッセル関数であり、 α および b はそれぞれのパラメータである。

(4) 時間相関と遅れ

時間原点のとり方には無関係に各地点ごとの時間相関、いわゆるコレログラムを描くと、いずれの地点においてもほぼ同様に

$$r_1(\tau) = e^{-\beta \tau} \quad \dots\dots\dots (2-3)$$

で表わされる指数型のてい減を示しており、持続性が認められる。ここに、 τ は遅れ時間、 r_1 は時間相関係数、 β はパラメータである。一方、時間相関と遅れの関係が時間原点のとり方によりどのように変化するか

であるが、 $r_1(1)$ の値でみると、時間原点が $t=1$ のときを除いて、前半部分、中間部分ではその値は小さく、後半部分では値が大きくなっている。これらの傾向はどの地点でも認められることであり、時間相関の時間的定常性も時間分割をはかることによって十分得られよう。

(5) 時・空間同時相関

Fig. 2 は古市場を中心とした、時間原点 $t=9$ の各地点間の時・空間同時相関を示したものである。他の結果とも合わせると、いずれの時間においても、遅れ時間 τ が大きくなるにつれて、また距離が遠くなるにつれて相関はてい減する傾向を示しているが、とくに $t=1$ のときその傾向は顕著となる。このことは、どの地点を中心としてもいえることである。

つぎに、時・空間同時相関 $r(\tau, l)$ が時間相関 $r_1(\tau)$ と空間相関 $r_2(l)$ との分離積、すなわち、

$$r(\tau, l) = r_1(\tau) \times r_2(l) \quad \dots \dots \dots (2-4)$$

で表現されるかどうかをみるために、空間相関がベッセル型 (2-2) 式、時間相関が指数型 (2-3) 式にしたがっているとしたときの理論値を Fig. 2 上の曲線で示した。これと、データより求められた値とを比較し

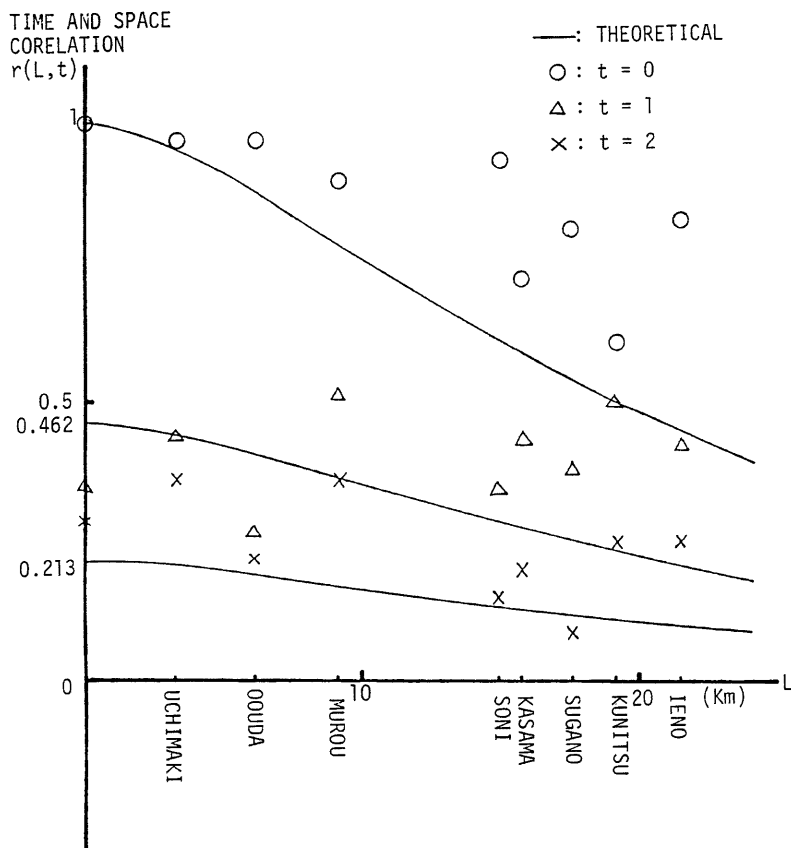


Fig. 2. Time and spatial correlation (point; Furuichiba, time; 9).

てみると、かなりばらついているが、全体的にみて理論曲線はほぼ妥当な値を示しており、時・空間同時相関の分離可能性が認められる。

(6) 時間分割

以上の統計量の変化傾向をみてみると、 $t=1$ の前半部分、 $t=2\sim 12$ の中間部分、 $t=13\sim 15$ の後半部分の3つに分けられ、それぞれの時間範囲内において、すべての統計量の空間的一様性、等方向性、時間的定常性および時・空間同時相関の分離可能性が認められる。しかし、前半部分は1時間しかなく、これを分離して考えるより多少の誤差を許して中間部分に加え、 $t=1\sim 12$ の前半部分と $t=13\sim 15$ の後半部分とに分割するのが適当と思われる。この2期間における各地点の地点雨量の平均値、標準偏差および流域平均の時間相関係数 $r_1(1)$ 、地域相関をベッセル型で説明したときのパラメータ b の値をTable 1に一括表示しておく。

Table 1. Statistics of point rainfall.

(A)

No.	Name	Mean Value		Standard Deviation		Time Correlation $r_1(1)$	
		1	2	1	2	1	2
1	Furuichiba	3.18	2.05	4.25	3.93	0.46	0.25
2	Oouda	3.40	1.88	4.10	2.42	0.36	0.29
3	Uchimaki	3.66	1.99	4.39	3.29	0.44	0.24
4	Murou	4.09	2.47	4.59	3.44	0.54	0.49
5	Kasama	3.33	1.95	3.58	2.72	0.47	0.61
6	Sugano	4.17	3.03	5.84	5.66	0.42	0.44
7	Soni	3.92	2.46	4.89	3.84	0.36	0.39
8	Kunitsu	3.76	2.31	4.69	3.76	0.54	0.24
9	Ieno	3.14	1.91	3.41	2.65	0.57	0.50
Mean of Basin		3.67	2.23	4.41	3.52	0.462	0.400

(B)

Divided Period	Time	Hours	Parameter of Space Correlation
1	1~12	12	0.066
2	13~15	3	0.058

3. 面積雨量のシミュレーション法

本章では、2.で考察した時間雨量の確率構造を基礎に、面積雨量のシミュレーション法を展開する。

3.1. 地点雨量のシミュレーション

シミュレーション法の展開に先立って、2.の分析結果を整理しておく。

まず、二次元平面上で地点雨量の平均値および標準偏差は、ある期間分割のもとで、空間的に一様かつ定常である。すなわち、いま地点 $\mathbf{x} = \{x_1, x_2\}$ における雨量を $P(\mathbf{x})$ とすると、

$$E\{P(\mathbf{x})\} = m, \quad \text{Var}\{P(\mathbf{x})\} = \sigma^2 \quad (3-1)$$

第二に、地点雨量は等方向性をもっている。すなわち、任意の二地点間の相関係数はその距離のみに依存し、方向には無関係となることを意味し、相関係数 r_2 を用いて、

$$r_2(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = r_2(l) \quad (l = \|\mathbf{x} - \mathbf{y}\|) \quad (3-2)$$

と表わされる。

いま、係数 r_2 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、 r_2 は特性関数の定義より、

$$r_2(\mathbf{du}) = E\{\exp(i\mathbf{du}^T \mathbf{W})\} = \int_{R_2} \exp(i\mathbf{du}^T \mathbf{W}) f(\mathbf{W}) d\mathbf{W} \quad (3-3)$$

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る。ここで、係数 r_2 の対称性を考えると、上式は

$$r_2(\Delta \mathbf{u}) = E\{\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} \quad (3-4)$$

と書きかえられ、さらに (3-4) 式で表わ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、

$$\mathbf{W} = w\mathbf{y} \quad (3-5)$$

$$\mathbf{y} = \{\cos \alpha, \sin \alpha\}^T \quad (0 \leq \alpha \leq 2\pi) \quad (3-6)$$

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。(3-5) 式を (3-4) 式に代入すると

$$r_2(\Delta \mathbf{u}) = E\{\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{y} w)\} \quad (3-7)$$

が得られる。

2. での分析により、相関係数 r_2 はベッセル型で説明できる。すなわち、

$$r_2(\Delta \mathbf{u}) = b I_0 K_1\{b \cdot l\} \quad (l = \|\Delta \mathbf{u}\|) \quad (3-8)$$

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。

$$G'(w) = 2w/b^2 \{1 + (w^2/b^2)\}^2 \quad (0 \leq w \leq \infty) \quad (3-9)$$

$$G(w) = w^2/w^2 + b^2 \quad (0 \leq w \leq \infty) \quad (3-10)$$

つぎに、(3-4) 式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、次式をとりあげる。

$$\xi(\mathbf{u}) = \sqrt{2/N} \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{W}_i + \theta_i) \quad (3-11)$$

ここに、 $\mathbf{W}_i$ は $\mathbf{y}_i \cdot w$ であり、 $\mathbf{y}_i, \theta_i$ は (3-6), (3-9) 式に応じて、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、(3-11) 式で与えられる $\xi(\mathbf{u})$ について平均値、分散および相関係数を求めると、

$$E\{\xi(\mathbf{u})\} = 0, \quad Var\{\xi(\mathbf{u})\} = 1, \quad r(\Delta \mathbf{u}) = E\{\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} \quad (3-12)$$

が得られる。また、有限の N に対して標本値を作り出したときの相関係数は

$$r(\Delta \mathbf{u}) = 1/N \cdot \sum_{i=1}^N \cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W}_i) \quad (3-13)$$

となり、 $N \rightarrow \infty$ で (3-7) 式に一致することがわかる。有限の N については

$$E\{r(\Delta \mathbf{u})\} = \int_{R_2} \cos((\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W}) dF(\mathbf{W}) = \rho(l) \quad (l = \|\Delta \mathbf{u}\|) \quad (3-14)$$

とおくと、標本値の相関係数の分散は

$$Var\{r(\Delta \mathbf{u})\} = Var\{\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} / N \quad (3-15)$$

で与えられ、ここで

$$Var\{\cos(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} = E\{\cos^2(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} - \rho^2(l) \quad (3-16)$$

$$E\{\cos^2(\Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W})\} = \int_{R_2} \{\cos(2 \cdot \Delta \mathbf{u}^T \mathbf{W}) + 1\} / 2 \cdot dF(\mathbf{W}) = \rho(2l) + 1/2 \quad (3-17)$$

の関係を用いると結局

$$Var\{r(\Delta \mathbf{u})\} = \{\rho(2l) - 2\rho^2(l) + 1\} / 2N \quad (3-18)$$

と表わされる⁴⁾。この式は標本値の相関係数が理論値 (3-7) 式を満たすにはどの程度の N を選べ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 r_2 を保存した形での地点雨量は、

$$\xi(\mathbf{u}) = \sigma \sqrt{2/N} \cdot \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{W}_i + \theta_i) + m \quad (3-19)$$

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 (3-17) 式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。ただし、(3-19) 式でシミュレートされる地点雨量は正規分布にしたがう。したがって、(3-19) 式による降雨シミュレーションは、実降雨の確率分布形状が正規分布となっているか、あるいは何らかの方法で正規分布化できる場合を除いては、その直接的な適用は大きな誤差をとまうことになる。

3.2. 面積雨量のシミュレーション

地点 $\mathbf{u}(=u_1, u_2)$ を中心とする面積 A の面積雨量 $R_A(\mathbf{u})$ は、地点雨量 $P(\mathbf{x})$ を用いて、

$$R_A(\mathbf{u}) = \int_{A(\mathbf{u})} q(\mathbf{x}) P(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \quad (3-20)$$

と表わされる。ここに、 $\mathbf{x}$ は面積 A 内の任意の一点を示し、 $q(\mathbf{x})$ は重みつき関数である。いま、(3-4) 式および重みつき関数 $q(\mathbf{x}) = A^{-1}$ を用いて、面積雨量 $R_A(\mathbf{u})$ の平均値および共分散を求めると、

$$E\{R_A(\mathbf{u})\} = m \quad (3-21)$$

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = (\sigma^2/A^2) \int_{A_1} \int_{A_2} r_2(\mathbf{x} - \mathbf{y}) d\mathbf{x} d\mathbf{y} \quad (3-22)$$

さらに、(3-22) 式は

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = \sigma^2 \int_{R_2} r_2(\mathbf{du}) f(\mathbf{du}) d\mathbf{u} \quad (3-23)$$

と書ける。ここに、 $\mathbf{du}$ は面積 $A_1(\mathbf{u})$ と $A_2(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})$ 上で互いに独立かつランダムに選ばれた二つの地点間のベクトル差であり、 $f(\mathbf{du})$ は $\mathbf{du}$ の確率密度関数である。ここで、(3-4) 式に定義された $r_2(\mathbf{du})$ をその特性関数とする二次元確率ベクトル $\mathbf{W}$ を導入して (3-23) 式を書き改めると、

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = \sigma^2 \int_{R_2} \alpha_{12}(\mathbf{W}) f(\mathbf{W}) d\mathbf{W} = \sigma^2 E\{\alpha_{12}(\mathbf{W})\} \quad (3-24)$$

となる。ここに、

$$\alpha_{12}(\mathbf{W}) = \int_{R_2} \exp(i \mathbf{du}^T \mathbf{W}) f(\mathbf{du}) d\mathbf{u} \quad (3-25)$$

は $\mathbf{du}$ の特性関数であり、 $\mathbf{du}$ の両端点の独立性から、

$$\alpha_{12}(\mathbf{W}) = \alpha_{A_1}(\mathbf{W}) \alpha_{A_2}(\mathbf{W}) \quad (3-26)$$

と表わせる。ここに、 $\alpha_A(\mathbf{W})$ は面積 A においてランダムに選ばれた地点の座標の特性関数であり、 $\alpha_A^*(\mathbf{W})$ はその複素共役である。

つぎに、(3-5) 式および (3-26) 式を (3-24) 式に代入すると、

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = \sigma^2 E\{\alpha_{A_1}(\mathbf{wy}) \alpha_{A_2}(\mathbf{wy})\} \quad (3-27)$$

が得られる。ここで、さらにダミーベクトル $\$$ を用いて、

$$\alpha_A(\$) = \exp(i \$^T \mathbf{u}) \lambda_A(\$) \quad (3-28)$$

で与えられる関数 $\lambda_A(\$)$ を導入すると、(3-27) 式は

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = \sigma^2 E\{\exp(i \mathbf{wy}^T \delta\mathbf{u}) \lambda_{A_1}(\mathbf{wy}) \lambda_{A_2}(\mathbf{wy})\} \quad (3-29)$$

となり、最後に、

$$r_2(\delta\mathbf{u}) = r_2(-\delta\mathbf{u}) \quad (3-30)$$

の関係を用いると、

$$\text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} = \sigma^2 E\{\lambda_{A_1}(\mathbf{wy}) \lambda_{A_2}(\mathbf{wy}) \cos(\mathbf{wy}^T \delta\mathbf{u})\} \quad (3-31)$$

が得られる⁵⁾。

なお、式中の $\alpha_A(\mathbf{wy})$ 、 $\lambda_A(\mathbf{wy})$ の具体的な関数形は、面積 A のさまざまな形態について定義できるが、いま計算が簡単で実用的に考えられる面積 A が Fig. 3 のような長方形の場合については、

$$\begin{aligned} \alpha_A(\$) &= 1/l_1 l_2 \cdot \int_{u_1-l_1/2}^{u_1+l_1/2} \exp(i \cdot s_1 \cdot x_1) dx_1 \int_{u_2-l_2/2}^{u_2+l_2/2} \exp(i \cdot s_2 \cdot x_2) dx_2 \\ &= 4/l_1 \cdot l_2 \cdot s_1 \cdot s_2 \cdot \sin(s_1 l_1/2) \sin(s_2 l_2/2) \exp(i \$^T \mathbf{u}) \end{aligned} \quad (3-32)$$

が得られ、これと (3-28) 式とを比較すると、

$$\lambda_A(s) = 4/l_1 \cdot l_2 \cdot s_1 \cdot s_2 \cdot \sin(s_1 l_1/2) \sin(s_2 l_2/2) \quad (3-33)$$

が求まる。

さて、面積 A_1, A_2 が合同のときは (3-31) 式は

$$\begin{aligned} \text{Cov}\{R_{A_1}(\mathbf{u}), R_{A_2}(\mathbf{u} + \delta\mathbf{u})\} \\ = \sigma^2 E\{\lambda_A^2(w\mathbf{y}) \cos(w\mathbf{y}^T \delta\mathbf{u})\} \dots\dots (3-34) \end{aligned}$$

さらに、 $\delta\mathbf{u} = 0$ とおくと、

$$\text{Var}\{R_A(\mathbf{u})\} = \sigma^2 E\{\lambda_A^2(w\mathbf{y})\} \dots\dots (3-35)$$

が得られ、面積雨量の分散が求まる。

したがって、(3-34) 式に示されるような地域相関をもつ面積雨量は前節の地点雨量と同じように考えて、

$$\begin{aligned} \phi_A(\mathbf{u}) &= \sigma \sqrt{2/N} \sum_{i=1}^N \lambda_A(w_i \mathbf{y}_i) \cdot \\ &\cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y}_i w_i + \theta_i) + m \dots\dots (3-36) \end{aligned}$$

によって、平均値、分散、地域相関のすべてを保存した形でシミュレートされる。 $w, \mathbf{y}, \theta$ の発生および N の選択は前節で説明したとおりである。

なお、(3-36) 式を検証するために、その期待値と分散を求めると、 $\cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y} w + \theta)$ と $\lambda_A(w\mathbf{y})$ が独立なこと、および $\cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y} w + \theta)$ の期待値が 0 となることを用いて、それぞれ

$$E\{\phi_A(\mathbf{u})\} = m \dots\dots (3-37)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}\{\phi_A(\mathbf{u})\} &= E\{\phi_A(\mathbf{u}) - m\}^2 = \sigma^2 \cdot 2/N \cdot E\left[\left\{\sum_{i=1}^N \lambda_A(w_i \mathbf{y}_i) \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y}_i w_i + \theta_i)\right\}^2\right] \\ &= \sigma^2 \cdot E\{\lambda_A^2(w\mathbf{y})\} \dots\dots (3-38) \end{aligned}$$

となり、(3-21)、(3-35) 式と一致する。

3.3. 面積雨量の性質

前節までで展開したように、面積雨量の平均値は地点雨量の平均値に一致し、分散は地点雨量の分散に $E\{\lambda_A^2(w\mathbf{y})\}$ を乗じたものに等しい。したがって、関数 $\lambda_A(w\mathbf{y})$ の挙動をみるのが面積雨量の性質を知る手がかりとなる。いま、面積 A が長方形で、かつ地点雨量の地域相関がベッセル型で説明される場合に注目して $\lambda_A(w\mathbf{y})$ の性質を調べる。

まず、(3-33) 式より明らかに $\lambda_A(w\mathbf{y})$ もまた確率変数であり、その値域は

$$-2/3 \cdot \pi < \lambda_A(w\mathbf{y}) < 1 \dots\dots (3-39)$$

となる。つぎに、長方形の辺長、縦横比および地域相関パラメータの値を変えて $\lambda_A(w\mathbf{y})$ をシミュレートし、その期待値をとってみると、1) 長方形の面積、あるいは縦横比が大きくなるにつれて $\lambda_A(w\mathbf{y})$ の期待値は小さくなる、2) パラメータの値が大きくなるにつれても同様に期待値は小さくなる、などのことがわかった。しかし、実際には地域パラメータの値はほぼ 0.04~0.08 程度であり、この範囲では $\lambda_A(w\mathbf{y})$ はパラメータ値の変動に鋭敏でなく、むしろ面積の影響がパラメータの効果を減少させているようである。なお、(3-34)、(3-35) 式より、 $\lambda_A^2(w\mathbf{y})$ の期待値が面積雨量の挙動に直接の影響を及ぼすことがわかるが、同様に $\lambda_A^2(w\mathbf{y})$ をシミュレートし、その期待値をとると、 $\lambda_A(w\mathbf{y})$ の期待値とほぼ同様の挙動を示していることがわかった。さらに、地域相関パラメータ値を一定にして、面積と面積雨量の地域相関との関係を示したものが Fig. 4 である。明らかに、面積が大きくなるにつれて相関が高くなっている。

以上のことを総合すると、面積雨量は地点雨量よりも変動が小さく相関が高い。また面積が大きくなるにつれて、地点間の地域相関パラメータ値の変化に鋭敏でなくなる。通常、地域相関パラメータの推定には誤差がともなうが、面積雨量はこのパラメータ値に鈍感であり、これは本方法の一つの長所といえよう。

3.4. 時間軸上への拡張

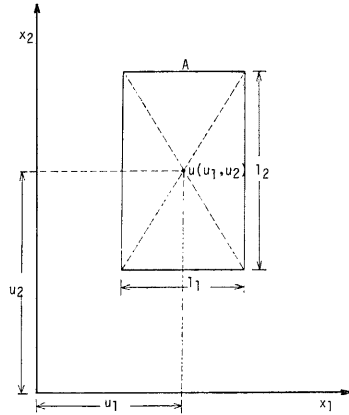


Fig. 3. Shape used in the calculation of $\alpha_A(s)$.

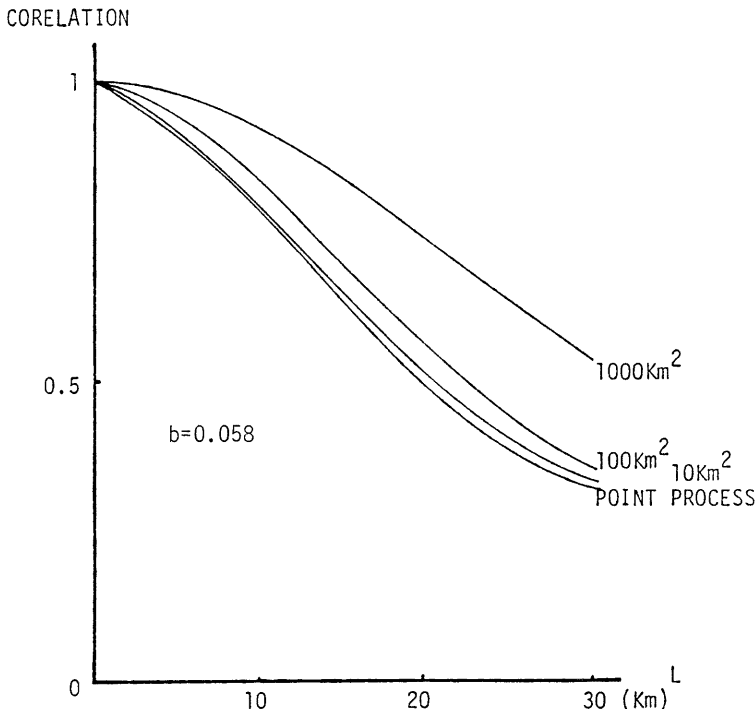


Fig. 4. Relationship between spatial correlation of areal rainfall and size of area.

前節までは、ある時刻における地点雨量、面積雨量のシミュレーション法を展開し、さらにその性質を調べたが、本節ではこれを時間軸上へのシミュレーション法に拡張する。そのためにまず、時・空間同時相関は時間相関 $r_1(\tau)$ と空間相関 $r_2(l)$ との分離積で表現できるという仮定をおく。これについては 2. で木津川流域においてその可能性が確認されている。このことより面積雨量の時系列は (3-36) 式の面積雨量シミュレーション法に時間相関を表現する項 $\xi_i(t)$ を乗数的に加えることによって、時間相関をも保存した面積雨量がシミュレートできる⁸⁾。すなわち、

$$\phi_A(\mathbf{u}, t) = \sigma(t) \sqrt{2/N} \cdot \sum_{i=1}^N \lambda_A(w_i \mathbf{y}_i) \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y}_i \cdot w_i + \theta_i) \xi_i(t) + m(t) \quad (3-40)$$

となる。地点雨量についても同様に (3-19) 式より、

$$\xi(\mathbf{u}, t) = \sigma(t) \sqrt{2/N} \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y}_i \cdot w_i + \theta_i) \xi_i(t) + m(t) \quad (3-41)$$

が得られる。ここに、 $m(t)$ 、 $\sigma(t)$ は分割された時間内では一定な平均値および標準偏差である。また、2. での分析結果から、時間相関は指数型であるので、遅れ時間 1 での時間相関 $r_1(1)$ を用いて、 $\xi_i(t)$ は

$$\xi_i(t+1) = r_1(1) \xi_i(t) + \sqrt{1-r_1^2(1)} \cdot \varepsilon_i(t+1) \quad (3-42)$$

で与えられる。ここに、 ε_i は平均値 0、分散 1 の標準正規乱数であり、 t のとる値は時間分割の範囲内である。

いま、(3-40) 式で与えられる面積雨量時系列の期待値および分散を求めてみると、それぞれ

$$E\{\phi_A(u, t)\} = m(t) \quad \dots\dots\dots (3-43)$$

$$Var\{\phi_A(u, t)\} = \sigma^2(t)\sqrt{1-r_A^2(1)} \cdot E\{\lambda_A^2(wy)\} \quad \dots\dots\dots (3-44)$$

となり, (3-37), (3-38) 式と比較すると, 期待値は一致し, 分散はわずかに小さくなることがわかる。

3.5. 面積雨量シミュレーション法の適用上の問題

すでに 3.1. で (3-19) 式にしたがってシミュレートされる地点雨量は正規分布すること, さらにこのために実降雨の確率分布形状が正規分布化できない場合には大きな誤差をとまうことを述べたが, (3-36), (3-40) 式によってシミュレートされる面積雨量もまた正規分布する。

一方, 実降雨データについては, すでに 2. で指摘したように, 連続して降る雨について時間雨量の分布形状を調べると, 地点雨量のそれはほぼ対数正規分布にしたがっている。したがって, こうしたシミュレーションを適用するには, まず降雨資料をすべて対数変換してから得られる平均値, 標準偏差, 時間相関および空間相関をもとにシミュレートを行い, その後再び逆変換したものをシミュレーション地点雨量として用いることが可能である。しかし, 面積雨量については実測資料がないために, その確率分布形状が把握できない。

そこで, いま面積雨量は無数の地点雨量の和であると考えれば, 中心極限定理によって, 面積が大きくなるにつれて面積雨量は正規分布に漸近するものと思われる。ただし, 地点雨量は相互にかなり高い相関をもっており, 十分正規分布に漸近するには相当大きい面積を対象としなければならないだろう。本研究で対象とするような小流域では面積の効果はあまり大きくなく, 十分には正規分布に漸近しないと考えられ, こうした観点から, 面積雨量もまた対数変換と逆変換のステップを通してシミュレートされるべきである。その具体的方法は 5. で詳述する。

4. 流出モデルの評価

一般に, 流出モデルの出力となる計算ハイドログラフは実測のものと一致しない。もちろん, 実測ハイドログラフもある種の誤差を含むが, いま実測ハイドログラフを真値と考え, 両者の差を流出モデルの誤差とよぶことにすると, この誤差の内容には, 降雨の観測・評価における誤差, 流出モデル自体がもっている誤差, パラメータ同定における誤差などがある。

ところで, 流出モデルの構成においては降雨および流量は系外のものであり, 正しく計測・評価されていると考えるし, パラメータも何らかの方法で最適値が同定されると仮定している。したがって, これらの条件が満たされれば, 流出モデルの誤差はそのモデル自体が流域内の現象を忠実に表現しきれないことによる誤差のみとなり, これがモデル評価の対象となる。しかし, 実際にはたとえ降雨・流量が正確に計測されても, その評価の段階で誤差が含まれるし, またパラメータも必ずしも最適値とはなっていないために, これらからもたらされる誤差が複雑に影響しあっていて, モデル本来の誤差だけを分離評価することができない。このような事情を考慮して, 本研究ではモデルの誤差分析とパラメータの検証を並行して行うことにする。しかし, 実測資料の不足のために, このままでは十分な検証・分析はできないものと考えられる。そこで前章までに展開した面積雨量のシミュレーション法を適用して, 実データと同様の統計量を保存した形のシミュレーション雨量系列を作り出し, これを各流出モデルへの入力とすることによってパラメータの検証および流出モデルの誤差分析を行おうとするものである。その手順はつぎのようである。

まず, いくつかのモデルについて実測の降雨・流量資料からパラメータを同定する。この同定計算は 1 出水ごとにいうだけでなく, 何組かの資料をまとめて入力してそれらの結果とも比較し, それぞれのパラメータの安定性を検討しなければならない。それぞれの同定計算については有力な非線形最適化手法がいくつか提案されており⁷⁾, それらを適宜用いれば, 得られた実測資料の範囲内ではほぼ最適なパラメータ値が求められるであろう。したがって, この時点で残る流出ハイドログラフの誤差は大半そのモデルの構成法自体に起因するものとみてよいであろう。

つぎに, この同定されたパラメータの最適値をそれぞれ固定しておいて, シミュレーション雨量系列を入

力する。このとき問題となるのは対応する流量系列が存在しないということである。この問題の解消のために、まず流出ハイドログラフの再現精度がきわめて高い精密モデルを構成し、これにシミュレーション降雨系列を入力して得られる流出ハイドログラフを真値と仮定するという方法が考えられる。この目的をかなえてくれるであろう流出モデルとして、Kinematic wave 法に基礎をおく高槽らの流出モデルを採用することを考える。このモデルは Table 2 に示すように流域固有の 9 個のパラメータと出水ごとに異なる 3 個の初期

Table 2. Parameters contained in the kinematic wave model.

Parameter	Unit	Explanation
ANG	sec/m ^{1/3}	Roughness Coefficient of Gully
SM	mm	Maximum Probable Storage Depth
AIFC	mm/h	Final Infiltration Rate
C1	1/h	Constant Contained in Infiltration Equation
ALPH		Kinematic Constant of River Channel
ANA	sec/m ^{1/3}	Roughness Coefficient of A Layer
AD	mm	Apparent Depth of A Layer
AK	m/h	Velocity of Subsurface Flow
ARA		Rate in Area of A Layer
ALOSS	mm	Initial Loss
SOG	mm	Initial Storage Depth of Gully
SOA	mm	Initial Storage Depth of A Layer

状態量を同定することになるが、モデルの詳細は文献³⁾を参照されたい。これによりシミュレーション雨量系列と流量系列が得られることになり、各種流出モデルの出力であるハイドログラフをこの流量系列と比較すること、および新たにパラメータ同定計算をやり直すことなどによって、パラメータの検証を含めたモデル全体の評価が可能となるであろう。

5. 実流域での面積雨量シミュレーション

5.1. データの整理

本章では、2. で解析した木津川流域を対象として面積雨量をシミュレートする。ここでは面積 A はすべて長方形とする。

まず、各雨量観測点の支配面積を以下の条件をできる限り満足するように区分する。すなわち、1) 区分された長方形はすべて合同である、2) 雨量観測地点は区分された長方形の中心に位置する、3) 区分された長方形の集合は重複なく流域を被覆し、かつその面積の総和は流域面積に一致する。

つぎに、3.5. で述べたように、時間雨量データを対数変換して正規分布化する。この変換は、

$$Y = 1n(X+a) \quad \dots\dots\dots (5-1)$$

にしたがって行い、定数 a は対数変換後の度数分布図が平均値を中心に左右対称になるように決めるが、全地点全時間のデータを一括して計算した結果、 $a=0.64$ の値を得た。このように対数変換された時間雨量データより、各地点の平均値、標準偏差および遅れ時間 1 での時間相関係数を求め、時間相関係数については算術平均により流域平均値を求めた。

最後に、ベッセル型相関係数 (2-2) 式のパラメータ b の推定値は、

$$z(b_0) = \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M \{r_{20}(i, j) - r_{2c}(i, j; b_0)\}^2 \longrightarrow \min \quad \dots\dots\dots (5-2)$$

を最小にする b_0 として与えた。ここに、 $r_{20}(i, j)$ は地点 i, j 間の地域相関係数としてデータから求められているものであり、 $r_{2c}(i, j; b_0)$ はパラメータ値が b_0 であったときの i, j 間の地域相関係数の理論値、 M は地点数であり、ここでは $M=9$ である。

5.2. シミュレーション結果の検証

前節で求めた統計量および流域の諸元を用いて、(3-40)、(3-41) 式より流域の全地点にわたってそれぞれ15時間分の面積雨量系列、地点雨量系列をシミュレートする。ここでは50ケースのシミュレートを行い、さらにそれらすべてを逆変換してシミュレーション雨量系列とした。このとき若干負の降雨が発生したが、絶対値も小さく頻度も少ないため、結果に影響がないと判断してすべて0とした。

Table 3(1). Statistics of rainfall (simulated point rainfall).

(A)

No.	Name	Mean Value		Standard Deviation		Time Correlation $r_1(1)$	
		1	2	1	2	1	2
1	Furuichiba	3.44	2.00	5.36	2.08	0.41	0.35
2	Oouda	3.62	1.95	4.65	2.08	0.39	0.30
3	Uchimaki	3.92	2.03	5.27	2.57	0.45	0.35
4	Murou	4.10	2.45	4.79	3.02	0.49	0.42
5	Kasama	3.07	1.93	3.76	2.54	0.53	0.51
6	Sugano	4.25	2.94	5.51	5.09	0.40	0.26
7	Soni	4.00	2.29	4.81	3.10	0.42	0.41
8	Kunitsu	3.69	2.09	4.13	2.40	0.50	0.56
9	Ieno	3.02	2.00	4.13	2.60	0.49	0.60
Mean of Basin		3.68	2.19	4.71	2.89	0.453	0.421

(B)

Divided Period	Time	Hours	Parameter of Space Correlation
1	1~12	12	0.089
2	13~15	3	0.068

Table 3(2). Statistics of rainfall (simulated areal rainfall).

(A)

No.	Name	Mean Value		Standard Deviation		Time Correlation $r_1(1)$	
		1	2	1	2	1	2
1	Furuichiba	3.17	1.95	4.48	2.44	0.45	0.34
2	Oouda	3.47	1.90	4.23	1.98	0.38	0.30
3	Uchimaki	3.67	2.00	4.66	2.42	0.48	0.37
4	Murou	3.94	2.37	4.40	2.39	0.51	0.41
5	Kasama	3.01	1.92	3.53	2.44	0.53	0.50
6	Sugano	3.97	2.73	4.84	4.35	0.41	0.28
7	Soni	3.79	2.20	4.05	2.82	0.46	0.40
8	Kunitsu	3.62	2.08	3.93	2.32	0.52	0.53
9	Ieno	2.93	1.95	3.71	2.52	0.50	0.59
Mean of Basin		3.50	2.12	4.20	2.69	0.470	0.413

(B)

Divided Period	Time	Hours	Parameter of Space Correlation
1	1~12	12	0.077
2	13~15	3	0.060

このようにして得られた地点雨量系列を対数正規確率紙上にプロットし、もとのデータと比較したところ、全体的によい一致を示した。つぎに、シミュレートされた地点雨量、面積雨量系列それぞれについて、平均値、標準偏差、時間相関、地域相関を求めたものが Table 3(1), (2) である。これと Table 1 を比較するとつぎの点が指摘できる。すなわち、1) まず、地点雨量については地域相関のパラメータがやや過大となっている他は、平均値、標準偏差、時間相関のいずれをとっても、地点ごとに少しのばらつきはあるものの、かなりよく保存されており良好な結果といえる。2) 一方、面積雨量についてみると、平均値、標準偏差はともに地点ごとにばらつきが大きい、これも流域平均の値でみると、十分保存されているとみなせる。3) 時間相関、地域相関については、一方が面積雨量についてのものであり、他方が地点雨量についてのものであるから、直接比較することはできないが、偏差が若干大きくになっているにもかかわらず、シミュレートされた面積雨量の相関のほうがわずかに高い値を示しており、このような小流域でもわずかながら面積の効果が発揮されているようである。

なお、これら地点ごとのばらつきの原因としては、1) もとのデータが完全には対数正規分布していない

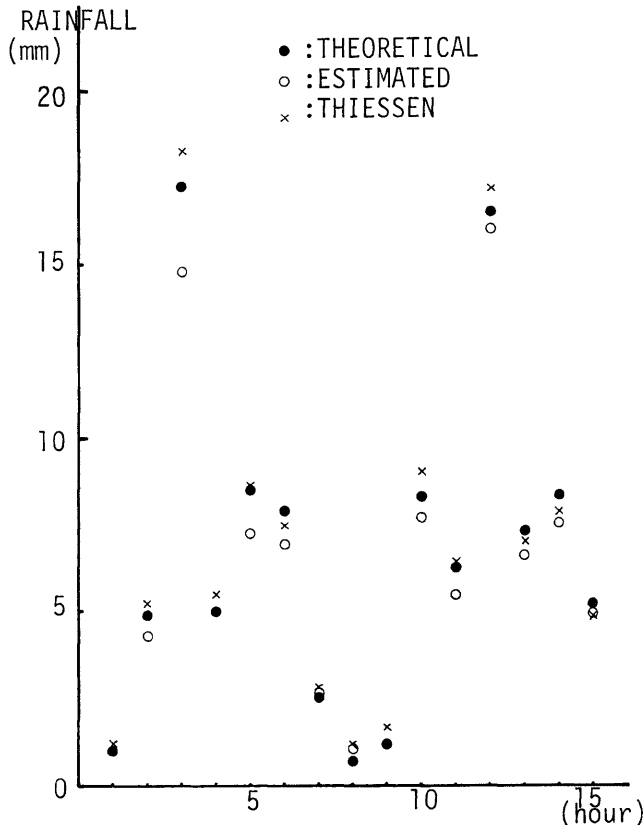


Fig. 5. Comparison among theoretical, estimated areal rainfalls and Thiessen method (at Murou basin).

こと、2) 計算機のまるめ程度が対数変換および逆変換の過程で拡大する可能性があること、3) 区分された長方形が完全には合同でなく、また雨量観測点が必ずしもその中心となっていないこと、などが考えられる。

以上のことから判断して、本シミュレーション法は、いくつかの課題はあるものの十分実用に耐えるものと確信する。

5.3. ティーセン法との比較

いま、(3-41) 式で与えられる地点雨量系列の右辺第一項に $\sqrt{E\{\lambda_A^2(wy)\}}$ を乗じた次式を考える

$$\tilde{\phi}_A(\mathbf{u}, t) = \sigma(t) \sqrt{E\{\lambda_A^2(wy)\}} \sqrt{2/N} \cdot \sum_{i=1}^N \cos(\mathbf{u}^T \mathbf{y}_i w_i + \theta_i) \hat{\varepsilon}_i(t) + m(t) \dots \dots \dots (5-3)$$

実際には、(3-41) 式の右辺は地点雨量として観測されているから、これより $\tilde{\phi}_A(\mathbf{u}, t)$ もまた計算できる。

いま、この $\tilde{\phi}_A(\mathbf{u}, t)$ の期待値および分散を求めると、それぞれ $m(t)$ 、 $\sigma^2(t) \sqrt{1-r_1^2(1)} E\{\lambda_A^2(wy)\}$ となり、(3-43)、(3-44) 式と一致する。そこで、(5-3) 式で与えられる過程 $\tilde{\phi}_A(\mathbf{u}, t)$ を地点雨量より求められる推定面積雨量と考える。

さて、同じ乱数を用いて (3-40)、(3-41)、(5-3) 式より面積雨量 (理論値)、地点雨量、推定面積雨量をシミュレートし、それぞれの支配面積を用いて流域平均の降雨高さに変換したものの一例を Fig. 5 に示す。適用流域としては、室生ダム流域 (136 km²)、青蓮寺ダム流域 (100 km²) の 2 つを考えたが、他の結果とも合わせて考察すると、対象流域面積が小さく顕著な差は見出せないが、ティーセン評価の時間的変動がわずかに大きく、推定面積雨量ではその変動が緩和されている。しかし、これも有意な差ではなく、後にこれを入力とする流出モデルの精度などとも考え合わせれば、このような小流域ではティーセン評価で十分な場合も多いと思われる。

6. 実流域での流出モデル評価

6.1. 適用流域とモデル

まず、対象流域としては前述した室生ダム流域および青蓮寺ダム流域をとりあげる。また比較評価の対象となるモデルはいくつかあってもよいが、ここでは集中型モデルの代表的なものとして貯留関数法を選び、高埴らのモデルとの比較評価を行う。なお、Table 4 はこれら流域ですでに求められている貯留関数法のパラメータである⁹⁾。

6.2. パラメータ同定と誤差分析

2. で用いた 32 ケースの降雨資料のうち、室生、青蓮寺両ダム流域について流量資料が完備しているもの

Table 4. Identified parameters of storage function model.

Parameter	Unit	Murou Basin	Shorengi Basin
f_1		0.7	0.7
R_{sa}	mm	133.3	137.3
Q_b	m ³ /sec/km ²	0.03	0.03
ρ		0.3333	0.3333
k		56.4	28.0
T_t	hr	0.6	1.0

のなかから、比較的規模の大きい 5 出水をとりあげ、それらについてパラメータの最適化を行った。さらに、入力となる降雨の評価については (5-3) 式で与えられる推定面積雨量およびティーセン評価の両方法について計算を行った。またパラメータの安定性をみるために、個々の出水ごとにパラメータの最適化計算を行い、5 出水全部を用いて一度に最適化されたパラメータ値との比較も試みた。結果の一例を Table 5 に示す。なお、一連の計算は京都大学大型計算機 (M-190) を用いており、同表の評価値とは実測値と計算値の二乗平均誤差を意味している。他の結果とも合わせて考察すると、以下のことが指摘できる。すなわち、1) 個々のパラメータは、出水ごとに大きく変動するものもあるが、降雨の変化にはあまり敏感ではなく、推定面積雨量、ティーセン評価のいずれを用いてもほぼ同様の値に収束する。2) 5 出水をまとめて最適化したときの各出水ごとの初期状態量は 1 出水ごとに最適化した場合の値とかなりよい一致を示す。これは最適化されたパラメータ値の有意性を裏付けるものである。3) 5 出水を用いたときのパラメータ最適値は、必ずしも 1 出水ごとの最適値の平均的なものとはなっていない。これは各パラメータが流出過程の中で複雑

Table 5. Identified parameters of kinematic wave model (based on the estimated areal rainfall).

Flood NO. Parameter	1	2	3	4	5
ANG	0.1	1.0	0.1	0.1	0.2083
SM	92.5	37.50	200.0	47.50	40.0
AIFC	4.0	4.250	5.0	3.25	4.292
C1	1.0	0.01	0.01	0.9366	0.01
ALPH	0.1196	0.08383	0.1898	0.1119	0.2274
ANA	0.1	0.5	0.6212	0.5	0.5
AD	200.0	200.0	248.5	105.0	200.0
AK	50.0	200.0	50.0	87.5	50.0
ARA	1.0	1.0	0.7	0.7	0.7
ALOSS	11.68	0.01	14.72	2.822	5.031
SOG	0.1	17.24	0.1	27.20	0.1
SOA	2.680	11.09	7.826	0.05	10.0
Error	2.822	12.4	2.334	40.53	7.06

に影響しあっていることに起因するものであり、一出水ごとのパラメータ同定あるいはその単純平均操作ではパラメータの最適値は得られないことがわかる。4) ハイドログラフの再現誤差の値でみると、当然ながら1出水ごとのパラメータ同定の場合に、より小さい再現誤差となるが、5出水で最適化した場合でも誤差はそう大きくなく、このことと2) のことから、5出水を用いて行った最適化計算の結果を、流域固有のパラメータの最適値とみなしてよいと思われる。

Table 5 の値を用いて流出ハイドログラフを再現したものの一例を Fig. 6 に示す（これはかなりよい一致を示している例である）。すでにパラメータが最適化されているにもかかわらず、観測ハイドログラフと計算ハイドログラフにかなりのずれがある場合がある。4. でも述べたように、これはモデル自体のもつ誤差と考えられる。このため所期の目的のごとく本モデルを用いて、シミュレーション降雨系列に対応する流量系列を作り出し、他のモデルとの評価対象とするにはかなり問題があるようである。

つぎに降雨の評価について考察しておく。先にも述べたように、パラメータの収束値は降雨の変化には敏感でなく、また再現ハイドログラフをみても、推定面積雨量、ティーン評価いずれを用いた場合が秀れているかは判断しがたい。

なお、最適化計算においてはその初期値によって結果が異なり、多変数を同時に最適化する場合、必ずしも目的関数の単峰性の仮定は成立しない場合があったことを指摘しておく。

6.3. 貯留関数法との比較

Fig. 6 には Table 4 のパラメータを用いた貯留関数法によるハイドログラフの再現結果が併記してある。この結果からは高樺らのモデルのほうが再現精度は高いが、これは対象とする5出水の資料を用いてパラメータを同定したものであるから、これをもって高樺らのモデルが秀れていると断ずるのは早計であろう。Calibration 段階でいくらモデルがよくとも Validation 段階では再現精度が低下する一例でもある。なお、Table 6 には高樺らのモデルおよび貯留関数法の再現誤差を一括表示してある。

7. 結 論

本研究では、地点雨量のもつ時・空間分布特性に注目し、流域内での平均値、標準偏差などの空間的一様性および適当な時間分割により、時間分割内での定常性、等方向性さらには時・空間同時相関の時間相関、空間相関への分離可能性を確認するとともに、これらを保存した形での面積雨量のシミュレーション法を展開した。

また、将来の流量状況の予測・把握の必要性を重視して、各種流出モデルを主としてそのハイドログラフ

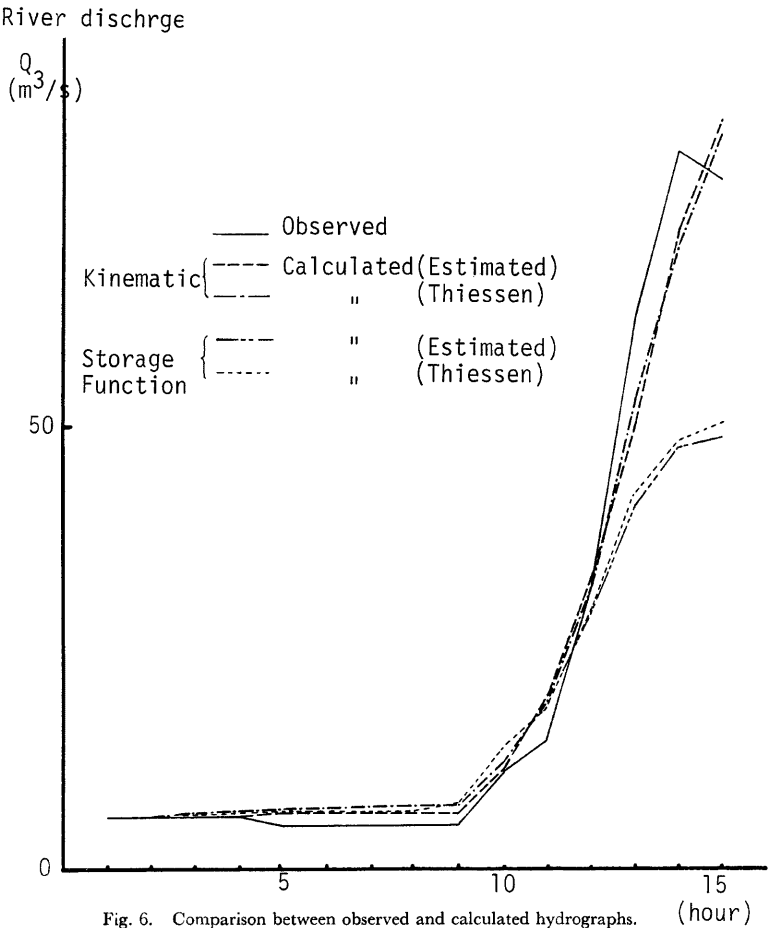


Fig. 6. Comparison between observed and calculated hydrographs. (hour)

Table 6. Error estimation between kinematic wave and storage function models.

Basin	Murou				Shorengi			
Rainfall Estimation	Estimated Areal Rainfall		Thiessen Method		Estimated Areal Rainfall		Thiessen Method	
Runoff Model	kinematic	storage function	kinematic	storage function	kinematic	storage function	kinematic	storage function
Flood 1	3.612	12.834	4.685	12.26	6.228	8.410	4.801	10.468
No. 2	14.58	30.827	11.46	20.915	17.128	31.713	18.839	26.643
3	11.45	15.100	11.90	14.205	1.574	7.321	1.48	7.322
4	41.63	70.084	47.2	64.209	37.08	27.818	27.54	70.311
5	8.545	10.661	7.713	9.704	16.05	39.127	12.74	39.325

の再現誤差から比較評価することを目指し、パラメータ同定段階において誤差分析を行うとともに、先に展開したシミュレーション面積雨量を入力としてパラメータの安定性の検証さらには流出モデル全体の評価を行おうとした。

面積雨量のシミュレーションについては、本研究で適用したような小流域では面積雨量もまた対数正規分布にしたがっているであろうことも考え合わせると、平均値、標準偏差は比較的良好に保存されており、時間相関、地域相関にわずかながら面積雨量としての効果が見出され、今後、これをチェックング・データとして用いることは十分に有効であると考ええる。

一方、流出モデル評価については、当初考えていたような再現精度の高い流出モデルを構成することができず、パラメータ同定段階における誤差分析と、シミュレーション降雨に対する予測ハイドログラフの比較にとどまった。しかし、室生流域ではパラメータの安定性を示唆する結果が得られているし、さまざまな流出モデルを同様の手法で比較すればさらに興味深い結果も得られよう。

最後に、従来から面積雨量の算定法として多用されているティーセン評価について、降雨のシミュレーションおよび流出モデル評価の2段階において比較を行ったが、本研究で展開された面積シミュレーション法およびその推定法に対して、ティーセン法でもほぼ同程度の結果が得られ、ティーセン法の実用性が裏付けられた。

今後は、3.5., 5.2. で指摘したいくつかの問題点を解消するとともに、各種の流出モデルに対して比較・検証を行い、総合的な評価方法を確立していきたい。

参 考 文 献

- 1) Matalas, N. C.: Mathematical Assessment of Synthetic Hydrology, W.R.R., Vol. 13, No. 4, 1976.
- 2) Mejia, J. M. and I. R. Iturbe: On the Synthesis of Random Field Sampling From the Spectrum—An Application to the Generation of Hydrologic Spatial processes, W.R.R., vol. 10, No. 4, 1974, pp. 705-711.
- 3) Lenton, R. L. and I. R. Iturbe: A Multidimensional Model for the Synthesis of Processes of Areal Rainfall Averages, W.R.R., vol. 13, No. 3, 1977, pp. 605-612.
- 4) 前出2), pp. 707-708.
- 5) 前出3), pp. 607-608.
- 6) 前出2), p. 709.
- 7) Jacoby, S. L., J. S. Kowalik and J. T. Pizze: Iterative Methods for Non linear Optimization Problems, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, 1972. (関根智明訳：非線形最適化問題の反復解法, 培風館)
- 8) 高棹琢馬・椎葉充晴：Kinematic wave 法に基づく流出計算法の総合化について, 京都大学防災研究所年報, 第22号 B-2, 1979, pp. 225-236.
- 9) 稲田 裕：貯水池群による淀川水系の最適洪水調節に関する研究, 京都大学学位論文, 昭51. p. 163.