

条件付確率場のシミュレーション理論

星谷 勝*

本論文は、条件付確率場のシミュレーション法を提案したものである。この方法は、確率場において、測定点のサンプル場が与えられたという条件下で、未測定点のサンプル場をシミュレートする手法であり、未測定点が測定点と一致するときには、完全に測定されたサンプル場と一致するものである。Kriging（最小自乗法）による線形補間項とその誤差項を基本として、簡単な方式で複数点のサンプル場が予測でき、従来の方式に比べて著しい改善と理論の簡潔化がなされている。

Keywords : conditional simulation, stochastic field, Kriging, linear interpolation, conditional probability density function

1. 目的

地盤の物性値は空間的に変動する。そこで、その空間分布を確率場として表現し、有限個の測定点におけるサンプル値から、未測定点の土質定数を推定する研究が行われている^{1)~3)}。また、都市防災の方策として地震動のモニタリングシステムを構築する方法が研究されている^{4)~10)}。これは、有限個のセンサーを通して、一定水準の精度で未測定点の地震波動場を予測するもの^{4)~9)}と、センサーの最適配置手法を開発するもの^{8), 10)}である。一方、地中埋設管路のような線状構造物の動的解析のために、一点の測定観測波から管路に沿った複数点の入力波を予測する研究も行われている^{11)~13)}。

これらの研究は静的と動的の問題とを問わず、いずれも共通して、物性値あるいは波動の確率場における空間分布の理論を基本としている。そして、既知測定量をもとにして未測定点の物性値などを予測する手法の開発を目指すものであるが、予測される量は測定点では既知量と完全に一致することを条件としている。

鈴木、石井¹⁾および鈴木^{2), 3)}は土質定数の空間分布の推定法を検討し、一層地盤に載荷荷重（盛土）が作用した場合の地盤表面の沈下量と不等沈下量の予測を行っている。手法は Kriging^{14)~21)}により求めた推定値と共に分散値を組み込んだ確率有限要素法であり、また同じ Kriging による条件付シミュレーション法^{18), 19)}を併用している。いずれの方法も、既知測定量にもとづく線形補間による未測定点での物性値の予測を基本とするものである。

Vanmarcke と Fenton⁹⁾はアレー観測による地震波動の観測波形を用いて、未測定点の波形を線形補間により予測する方法を提案している。その基本理論は鈴木ら^{1)~3)}と同様に Kriging 手法を適用するものであり、波

形を Fourier 級数へ展開し、確率場の特性を満たすようにフーリエ係数を空間上で補間するものである。Kriging 手法は Krige¹⁴⁾により鉱山工学分野で開発されたものであり、現在では地盤工学、鉱山工学における多くの文献又は整書で示されている^{22)~27)}。川上ら^{11)~13)}や亀田、盛川^{4)~8)}は Vanmarcke らと同様に地震波動伝播を課題としている。いずれも一部の測定点の波動を既知サンプル波として、測定点では既知サンプル波と一致するという条件で未測定点の波形を予測する方法を論じている。川上^{11), 12)}は波形を二重級数を用いた時空間関数として表現し、その係数を、与条件と確率場の特性を満たすように決定する方法を展開している。さらに、無条件シミュレーション理論をもとにして、この複雑な方法を簡単になるよう改善した方法を提案している¹³⁾。亀田、盛川^{4)~7)}の方法は、Vanmarcke や川上と同様でフーリエ係数を決定する方法である。川上が決定論的にユニークな解を求めていたのに対して、Vanmarcke と同じように条件付確率場としてのサンプル波形を求めるものである。この方法は、Fourier 変換で得られた Fourier 係数、または Fourier 級数を調和関数形に書き直して得られた振幅成分と位相成分に関する条件付確率密度関数を誘導し、N-1 個の地点でサンプル波が与えられているという条件で第 N 地点の確率波をシミュレートするものである。しかし、複数地点でシミュレートすると、シミュレートされた波形間の相互相関は確率場に規定されている特性を満足する保障はされていない。この点はシミュレートする地点を漸次増加させる方法で解決している⁸⁾。

以上、過去の研究を概観したが、盛川、亀田の条件付確率密度関数の理論解の誘導を別とすれば、共通した課題はいずれも条件付確率場での未測定点におけるサンプル（波）のシミュレーション手法の研究と考えることができる。また、定常かつ均一な確率場に対して問題を扱っ

* 正会員 Ph. D. 武藏工業大学教授 工学部土木工学科
(〒158 世田谷区玉堤 1-28-1)

ている。

本論は上述した研究と同一の目的に対して、新たな手法を提案するものであり、基本的には非定常、非均一の確率場であっても適用できるものである。その考え方は、既測定点の物性値を用いて Kriging を行い最適な線形補間推定値を求め、誤差項を考慮することにより、条件付確率場の複数の未測定点の物性値を予測するものである。その基本理論式は次式で与えられる。

$$W^*(X_r) = \sum_{i=1}^N \lambda_i(X_r) W(X_i) + \varepsilon(X_r) \dots \quad (1)$$

ここで、左辺は未測定点 X_r における物性値 $W^*(X_r)$ 、右辺第 1 項は既測定点 $X_i ; i=1 \sim N$ における物性値 $W(X_i)$ による線形補間項、第 2 項は平均値 0 の誤差項である。

本手法は、既往の方法に比べて、時空間場に拡張したときでもフーリエ変換をする必要がなく、さらに式 (1) が線形であることから簡単な理論で構成されている。式 (1) は空間座標系において示されているが、動的現象を扱う時空間の確率場へ容易に拡張できる。また、式 (1) が線形式であるので亀田、盛川¹⁸⁾の条件付確率密度関数に対応する式を簡単に誘導できる。さらに、本手法を明確にするために既往の研究との得失を論じている。

2. 問題の設定

問題を次のように設定する。

(1) 二次元空間のガウス性確率場 $Z(X) ; X=(x, y)$ において、 N ヶ所でサンプル実現値 $Z(X_i) ; i=1 \sim N$ が観測されている。これらの観測値から、対象となる領域内の確率場 $Z(X)$ の期待値 $E[Z(X)] = m(X)$ は推定されている。あるいは、既往の先駆知識により期待値は既知量として定めることができる。

(2) 上記のサンプル実現値 $Z(X_i)$ を用いて、あるいは先駆知識によって、(1) と同様に確率場の共分散関数 $C(Z(X_i), Z(X_j))$ が推定されている。共分散関数は二変数ベクトル X_i, X_j の関数で与えられるから、確率場は必ずしも均一場でなくてもよい。

(3) 条件 (1) より $Z(X)$ は次のように表せる。

$$Z(X) = m(X) + W(X) ; W(X) = \text{確率過程 (場)} \dots \quad (2)$$

$$E[W(X)] = 0 \dots \quad (3)$$

条件 (1), (2) より次の関係が成り立つ。

$$C(Z(X_i), Z(X_j)) = C(W(X_i), W(X_j)) = E[W(X_i)W(X_j)] \dots \quad (4)$$

以上 (1)～(3) の設定条件のもとで、未測定点 X_r におけるサンプル値 $Z^*(X_r)$ を、既知のサンプル値 $Z(X_i) ; i=1 \sim N$ の線形補間式として予測する方式を誘導する。ただし、 X_r が測定点 X_i のいずれかに一致するときは、 $Z^*(X_r)$ は既知のサンプル値 $Z(X_i)$ と完全に

一致することが条件となる。この条件により、本題は条件付確率場のシミュレーション理論である。ところで、式 (2) より

$$Z^*(X_r) = m(X_r) + W^*(X_r) \dots \quad (5)$$

となるから、以降の節では $W^*(X_r)$ を予測する議論をすれば十分である。その際、基本理論式は式 (1) となる。

3. 不偏推定かつ最小誤差分散による補間

Kriging の基本^{14)～27)}に立って、測定点における確率場 $W(X_i) ; i=1 \sim N$ を用いて、未測定点の確率場 $W(X_r)$ を次のように線形補間する。

$$\widehat{W}(X_r) = \sum_{i=1}^N \lambda_i(X_r) W(X_i) \dots \quad (6)$$

ここで、 $\widehat{W}(X_r)$ は式 (1) の右辺第 1 項であり、 $\lambda_i(X_r)$ は未知関数で、 $W(X_i)$ を $\widehat{W}(X_r)$ に線形的に結びつける際の重み関数である。式 (6) の期待値をとれば、 $E[\widehat{W}(X_r)] = E[W(X_r)]$ を満たすので、式 (6) は不偏推定式である。また、式 (6) をその型式から $W(X_i)$ を重み平均操作したものであるから、式 (6) にサンプル場 $W(X_i)$ を代入して求まる $\widehat{W}(X_r)$ は式 (5) で示された本題の $W^*(X_r)$ とは性質の異なるスムージングされた量といえる。

さて、 $\widehat{W}(X_r)$ と真値 $W(X_r)$ との誤差分散値は次式で与えられる。

$$\sigma^2(X_r) = E[(W(X_r) - \widehat{W}(X_r))^2] \dots \quad (7)$$

式 (6) を代入して整理すると

$$\sigma^2(X_r) = C(W(X_r), W(X_r))$$

$$\begin{aligned} & -2 \sum_{i=1}^N \lambda_i(X_r) C(W(X_r), W(X_i)) \\ & + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i(X_r) \lambda_j(X_r) \\ & \times C(W(X_i), W(X_j)) \dots \quad (8) \end{aligned}$$

$\sigma^2(X_r)$ を最小とする $\lambda_i(X_r)$ を求めると、

$$\partial \sigma^2(X_r) / \partial \lambda_i(X_r) = 0, m=1 \sim N \text{ より},$$

$$C(W(X_r), W(X_m))$$

$$= \sum_{i=1}^N \lambda_i(X_r) C(W(X_i), W(X_m)), m=1 \sim N \dots \quad (9)$$

式 (9) は $\lambda_i(X_r)$ に関する連立方程式であり、これを解くことにより $\lambda_i(X_r)$ は求まる。また、この式を調べると、

$$\lambda_i(X_r) = 1 ; i=r, \lambda_i(X_r) = 0 ; i \neq r \dots \quad (10)$$

式 (10) の性質があるので、式 (6) は $r=j$ のとき、サンプル場では $\widehat{W}(X_j) = \lambda_j(X_j) W(X_j) = W(X_j)$ となり、測定点 X_j におけるサンプル実現値 $W(X_j)$ と一致する。また式 (9) が成立つとき、誤差分散値は次式となる。

$$\sigma^2(X_r) = E[W^2(X_r)]$$

$$-\sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) C(W(X_r), W(X_i)) \dots (11)$$

この式は $r=j$ と測定点に一致させると、式 (10) の性質より、 $\sigma^2(X_j)=0$ となることがわかる。

以上は Kriging 手法（最小自乗法）における基本的な常識であるが、本題を議論する上で必要である。

4. 条件付確率場のシミュレーション²⁸⁾

(1) 誤差共分散を用いる方式

未測定点 X_r におけるサンプル場の予測値 $W^*(X_r)$ を推定する基本式として、本研究では式 (1) を提案する。すなわち、式 (6) とともに改めて示すと、

$$W^*(X_r) = \hat{W}(X_r) + \varepsilon(X_r) \dots (1)$$

但し、

$$\hat{W}(X_r) = \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) W(X_i) \dots (6)$$

$\varepsilon(X_r)$ は平均値 $E[\varepsilon(X_r)] = 0$ で、分散値は式 (11) の $\sigma^2(X_r)$ である。

この $\varepsilon(X_r)$ の性質を検討する。式 (9) を用いると、
 $E[\hat{W}(X_r)\varepsilon(X_r)]$

$$\begin{aligned} &= E[\hat{W}(X_r)\{W(X_r) - \hat{W}(X_r)\}] \\ &= E\left[\sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) W(X_i) \{W(X_r) - \hat{W}(X_r)\}\right] \\ &\quad - \sum_{j=1}^N \lambda j(X_r) W(X_j) \} \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) \{C(W(X_i), W(X_r))\} \\ &\quad - \sum_{j=1}^N \lambda j(X_r) C(W(X_i), W(X_j)) \\ &= 0 \dots (12) \end{aligned}$$

式 (12) より、式 (1) の右辺第 1 項 $\hat{W}(X_r)$ と第 2 項 $\varepsilon(X_r)$ は互いに無相関であり、ガウス場なので独立であることがわかる。次に、

$$\begin{aligned} &E[W(X_j)\varepsilon(X_r)] \\ &= E[W(X_j)\{W(X_r) - \hat{W}(X_r)\}] \\ &= C(W(X_j), W(X_r)) \\ &\quad - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) C(W(X_j), W(X_i)) \\ &= 0, j=1 \sim N \dots (13) \end{aligned}$$

式 (13) より、同様の理由から観測点 $X_j, j=1 \sim N$ の全ての $W(X_j)$ と未測定点上の推定誤差 $\varepsilon(X_r)$ は互いに独立であることがわかる。

一方、未測定点 X_r と X_s における相関を見ると、

$$\begin{aligned} &E[\varepsilon(X_r)\varepsilon(X_s)] \\ &= E[\{W(X_r) - \hat{W}(X_r)\}\{W(X_s) - \hat{W}(X_s)\}] \\ &= E\left[\left\{W(X_r) - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) W(X_i)\right\}\right. \\ &\quad \left.\times \left\{W(X_s) - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_s) W(X_i)\right\}\right] \\ &= C(W(X_r), W(X_s)) \\ &\quad - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_s) C(W(X_r), W(X_i)) \dots (14) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\times \left\{W(X_s) - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_s) W(X_i)\right\} \\ &= C(W(X_r), W(X_s)) \\ &\quad - \sum_{i=1}^N \lambda i(X_s) C(W(X_r), W(X_i)) \dots (14) \end{aligned}$$

式 (14) は式 (9) と酷似しているが、 X_s が未測定点であることから、右辺 = 0 とはならない。

以上の検討の結果を要約すれば、式 (12)、(13) の独立性から $\varepsilon(X_r)$ は $\hat{W}(X_r)$ や測定点の $W(X_i)$ とは無関係に、未測定点上における $\varepsilon(X_r)$ 間の相関特性である式 (14) を満足するようにシミュレートすればよいことがわかる。 $\varepsilon(X_r)$ を複数点上でシミュレートし、サンプル場 $\varepsilon(X_r)$ が得られれば、サンプル場 $W^*(X_r)$ は式 (1) より

$$W^*(X_r) = \hat{W}(X_r) + \varepsilon(X_r) \dots (15)$$

(2) 誤差分散値を用いる漸次拡張方式

式 (12)、(13) が成り立つから、一つの未測定点でサンプル場 $W^*(X_r)$ を推定する目的ならば、式 (14) の誤差共分散値を用いる必要はない。 $E[\varepsilon(X_r)] = 0$ 、かつ分散値 $\sigma^2(X_r)$ を有する $\varepsilon(X_r)$ をシミュレートすればよい。 $\varepsilon(X_r)$ が求まれば、サンプル場 $W^*(X_r)$ は式 (15) で与えられる。しかし、ここでは複数の未測定点上のサンプル場を推定する方式を議論している。そこで、 $W^*(X_r)$ を既知のサンプル実現値 $W(X_i), i=1 \sim N$ に追加し、合計 $N+1$ ヶ所でサンプル値が測定されていると考えるのである。これより、3 節の各式で級数和の N を $N+1$ とすることにより、未測定点 X_s 上で $\hat{W}(X_s), \sigma^2(X_s)$ などが求まる。 $\varepsilon(X_s)$ は式 (12)、(13) の性質を満たすから、 $\varepsilon(X_r)$ を求めたときと同様に、 $\varepsilon(X_s)$ も単独にシミュレートできる。そして式 (15) より $W^*(X_s)$ が推定される。以下、順次一つずつ未測定点の数を増やすことにより、複数の未測定点上のサンプル場 $W^*(X_r)$ を推定することができる。

さて、このようにして漸次拡張方式により、必要な空間点上のサンプル場は予測されるのであるが、未測定点 X_r が既測定点 X_j に一致したときは、基本式の式 (1) は

$$\begin{aligned} W^*(X_j) &= \hat{W}(X_j) + \varepsilon(X_j) \\ &= \sum_{i=1}^N \lambda i(X_j) W(X_i) + \varepsilon(X_j) \end{aligned}$$

式 (10) を用いて

$$W^*(X_j) = W(X_j) + \varepsilon(X_j)$$

さらに、このとき $\sigma^2(X_j)=0$ となるから、 $\varepsilon(X_j)=0$ である。故に、上式はサンプル場では、

$$W^*(X_j) = W(X_j) \dots (16)$$

即ち、未測定点 X_r が既測定点に一致したときは、予測値 $W^*(X_j)$ は完全に測定点 $W(X_j)$ と一致することがわかる。

5. 既往の研究との対比

(1) 鈴木ら¹⁾⁻³⁾、および Vanmarcke ら⁹⁾は Kriging による補間および条件付シミュレーション法¹⁴⁾⁻²⁷⁾を適用している。その基本式は文献 18), 19), 24) に与えられている。すなわち、

$$W^*(X_r) = \widehat{W}(X_r) + \{S(X_r) - \widehat{S}(X_r)\} \quad (17)$$

ここで、 $\widehat{W}(X_r)$ =式(6)

$S(X_r)$ =確率場の特性 $E[W(X_r)] = 0$ および共分散関数 $C(W(X_r), W(X_s))$ を満たす確率過程(場)。

$$\widehat{S}(X_r) = \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) S(X_i) \quad (18)$$

$S(X_r)$ のサンプル場 $S(X_r)$ を測定点も含み複数点で同時シミュレートし、式(18)より $\widehat{S}(X_r)$ を求めれば、サンプル場 $W^*(X_r)$ は次式で推定される。

$$W^*(X_r) = \widehat{W}(X_r) + \{S(X_r) - \widehat{S}(X_r)\} \quad (19)$$

式(17)の正当性は、① $\widehat{W}(X_r)$ と $S(X_r)$ は独立である。② $E[S(X_r)S(X_s)] = E[W(X_r)W(X_s)]$ ③直交性 $E[\widehat{W}(X_r)\{W(X_s) - \widehat{W}(X_s)\}] = 0$ の性質を用いることにより、

$$C(W^*(X_r), W^*(X_s)) = C(W(X_r), W(X_s))$$

が成立することにより容認される。

さて、 $S(X_r)$ の同時シミュレーションには測定点(N ヶ所)および未測定点(M ヶ所)の個数の総和 $N+M$ を次元とする共分散行列のコレスキーフ分解などが必要である²⁸⁾⁻³¹⁾。したがって、補間する未測定点の個数の増大とともに分解精度が問題となる。

一方、4.1節の誤差共分散値を用いる方式も同様に $\epsilon(X_r)$ に関する共分散行列のコレスキーフ分解が必要となる。しかし、その次元は未測定点の個数 M のみであるから、精度および計算時間はややすぐれていると考えられる。この意味から、本論の方式がよい。

さらに、4.2節の漸次拡張方式は1サンプル場のシミュレーションを順次広げていくものであるから単純であり、かつ誤差の累積も少なく数値解析的に安定している最もすぐれた方式と考える。また、1点シミュレーションをもとに拡張することにより、無条件確率場のシミュレーション理論²⁹⁾⁻³¹⁾を包含するものである。

なお、4.1節と4.2節の方式の特徴の違いを確率論的に解釈するならば、4.1節の方式が $\epsilon(X_r)$ 間に空間場の相関特性を与えるのに対して、4.2節の方式は $\epsilon(X_r)$ 間の相関を $\widehat{W}(X_r)$ 間に組み込んでいることが対照的となっている。

(2) 本論で提案する方式は時空間における条件付確率場 $Z(X, t)$ に容易に拡張できる。その基本式は次式となる³²⁾。

$$Z^*(X, t) = m(X, t) + W^*(X, t) \quad (20)$$

$$W^*(X, t) = \widehat{W}(X, t) + \epsilon(X, t) \quad (21)$$

$$\widehat{W}(X_r, k) = \sum_{l=-L}^{-1} \lambda rl(X_r) W(X_r, k+l)$$

$$+ \sum_{i=1}^N \sum_{j=-L}^L \lambda ij(X_r) W(X_i, k+j) \quad (22)$$

時空間の条件付確率場の問題に対して、Vanmarcke⁹⁾ら、川上ら¹¹⁾⁻¹³⁾、および亀田、盛川⁴⁾⁻⁸⁾はフーリエ級数展開を基本としている。一方、式(20)～(22)は時間座標系において自己回帰形の特徴を生かし、有限個の時間刻みだけ過去または過去と将来の影響を考慮する方式を取り、時空間場の予測式を示している。そして、上記の既往の研究と同一の命題に解を与えるだけでなく、 k を順次移動する際に、重み $\lambda rl(X_r), \lambda ij(X_r)$ を改めて推定していくことで、非定常、非均一場にも適用できる定式化がなされている。なお、時空間理論の詳細は別途発表する予定である。

(3) 亀田、盛川⁴⁾⁻⁸⁾は条件付確率密度関数にもとづく方式を提案している。ところで、本論の方式は式(1)および(6)を基本とする線形式である。したがって、式(1)より、条件付平均値は

$$E[W^*(X_r)|W(X_i), i=1-N]$$

$$= \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) W(X_i) \quad (23)$$

式(1)、(11)より、条件付分散値は

$$\sigma^2[W^*(X_r)|W(X_i), i=1-N]$$

$$= \sigma^2(X_r) = E[W^2(X_r)]$$

$$- \sum_{i=1}^N \lambda i(X_r) C(W(X_r), W(X_i)) \quad (24)$$

なお、式(24)は、サンプル値には無関係な式となっている。また、 X_r が無限遠方に近づけば式(23)は0に、式(24)(または式(14))は確率場の無条件な特性に近づくことも明らかである。確率場がガウス性であるならば、式(23)、(24)より条件付確率密度関数は次式で厳密に且つ容易に求めることができる。

$$f_{W^*(X_r)|W(X_i), i=1-N}$$

$$= \text{Normal}(\text{式(23)}, \text{式(24)}) \quad (25)$$

なお、式(23)、(24)の性質は文献33)の式(6)、(7)、および文献34)の結論4、5、と対応している。

6. 結 論

条件付確率場の理論は多くの研究者により研究され、貴重な提案がなされている。本論はそれらと同一の命題に対し、一つの方法を新たに提案したものである。本論の方法は計算例やケーススタディを実行することにより有用性を補強していくつもりである。なお、工学における応用範囲の広さに関しては明らかであろう。また、サンプル実現値という情報により無条件の確率場の不確

定性が減少するという本質的な側面に重要な意味があることは明らかである。

謝辞：多くの方から有益なご意見をいただいた。亀田教授（京大）、丸山講師（武藏工大）、佐藤助教授（京大）、野田助教授（鳥取大）、鈴木氏（清水建設大崎研）に謝意を表します。

参考文献

- 1) 鈴木・石井：土質定数の空間分布推定法を用いた確率有限要素法、土木学会論文集、第394号／III-9, pp. 97~104, 1988年6月。
- 2) 鈴木：空間的に分布する地盤物性値の統計量推定、JCOSSAR'91, 1991年。
- 3) 鈴木：地盤物性値の空間分布特性の確率論的記述と地盤工学における信頼性設計の基礎的研究、名古屋工業大学工学博士論文、1990年3月。
- 4) 亀田・盛川：既知波形を条件とする確率波のシミュレーション、第21回地震工学研究発表会、土木学会耐震工学委員会、pp.189~192, 1991年7月。
- 5) 盛川・亀田：既知波形を条件とした確率波のシミュレーション、土木学会第46回年次学術講演会、1991年9月。
- 6) 盛川・亀田：既知波形を条件とする確率場のシミュレーション理論に関する基礎的研究、JCOSSAR'91, pp.137~144, 1991年。
- 7) 盛川・亀田：既知波形を含む条件付確率場のシミュレーション理論、京大防災研究所、都市施設耐震システム研究センター、研究報告別冊第8号、1991年4月。
- 8) 盛川・亀田：条件付確率場の理論、土木学会関西支部年次学術講演会、No.48, 1992年。
- 9) E.H. Vanmarcke and G.A. Fenton : Conditional Simulation of Local Fields of Earthquake Ground Motion, Jour. of Structural Safety, 10, pp.247~264, 1991.
- 10) 高田・福家・福井：ニューラルネットワークを用いた地震計最適配置手法の一提案、土木学会関西支部年次学術講演会、No.49, 1992年。
- 11) 川上：一地点の観測記録を含む地震波形の時空間関数のシミュレーション、土木学会論文集、No.410/I-12, pp.435~443, 1989年12月。
- 12) 川上：Imperial Valley 地震の観測記録を含む時空間関数としての地震波形のシミュレーション、第8回日本地震工学シンポジウム、pp.1311~1316, 1990年。
- 13) 川上・小野：一地点での観測記録を用いた時空間地震波形のシミュレーション、土木学会論文集 No.441/I-18, pp.167~175, 1992年1月。
- 14) D.G. Krige : Two-dimensional Weighted Moving Averaging Trend Surfaces for Ore Evaluation, Proc. of Sym. on Math. Stat. and Computer Appl. for Ore Evaluation, Johannesburg, South Africa, pp.13~38, 1966.
- 15) G. Matheron : Kriging or Polynomial Interpolation Procedures, Can. Inst. Min. Bull. 60, 1041, 1967.
- 16) G. Matheron : Principles of Geostatistics, Economic Geology, Vol.58, pp.1246~1266, 1963.
- 17) G. Matheron : The Intrinsic Random Functions and Their Applications; Adv. Appl. Prob. 5, pp.439~468, 1973.
- 18) Journel, A.G. : Geostatistics for Conditional Simulation of Ore Bodies, Economic Geology, Vol.69, pp.673~687, 1974.
- 19) Journel, A.G. and Huijbregts, Ch. J. : Mining Geostatistics, Academic Press, 1978.
- 20) J.P. Delhomme : Kriging in the Hydrosciences, Advances in Water Resources, Vol.1, No.5, pp.251~265, 1978.
- 21) G. Bastin and M. Gevers : Identification and Optimal Estimation of Random Fields from Scattered Point-wise Data, Automatica, Vol.21, No.2, pp.139~155, 1985.
- 22) M. David : Geostatistical Ore Reserve Estimation, Elsevier Scientific Publishing Co., 1977.
- 23) N. A. C. Cressie : Statistics for Spatial Data, John Wiley and Sons Inc., 1991.
- 24) B. D. Ripley : Spatial Statistics, John Wiley and Sons Inc., 1981.
- 25) M. Guarascio, M. David and Ch. J. Huijbregts : Advanced Geostatistics in the Mining Industry, D. Reidel Publishing Co., 1976.
- 26) G. Matheron : Estimating and Choosing, An Essay on Probability in Practice, Springer-Verlag, 1989.
- 27) J. C. Davis and M. J. McCullagh : Display and Analysis of Spatial Data, NATO Advanced Study Institute, John Wiley & Sons, 1975.
- 28) 星谷：確率場の条件付きシミュレーションに関する考察、平成4年度土木学会年次学術講演会、1992年。
- 29) 星谷：確率論手法による振動解析、鹿島出版会、1974。
- 30) 星谷・石井・栗田：空間時間分布特性を有する地震動シミュレーション、土木学会論文集、No.386/I-8, pp.359~367, 1987。
- 31) Shinozuka, M. and Jan, C-M. : Digital Simulation of Random Processes and its Applications, Jour. of Sound and Vibration, Vol.25, No.1, pp.111~128, 1972.
- 32) 丸山・星谷：定常均一確率場の条件付き地震波動シミュレーション、平成4年度土木学会年次学術講演会、1992。
- 33) O. Ditlevsen : Random field Interpolation Between point by Point Measured Properties, Comp. Stoch. Mech., Ed. by P.D. Spanos, Comp. Mech. Publications, Southampton, Boston.
- 34) H. Kameda and H. Morikawa : Conditioned Stochastic Processes for Conditional Random Fields, submitted to ASCE, Jour. of E.M. Div. (dated March 1992).

(1992.4.24受付)

SIMULATION OF A CONDITIONAL STOCHASTIC FIELD

Masaru HOSHIYA

A stochastic simulation theory is proposed that predicts a sample field at non-observation points conditional that simulated field coincides with sample values at observation points. The theory is a linear interpolation by Kriging which is used for the term of unbiased-least error variance estimation and the stochastic properties of the corresponding error function is made clear, and based on these properties, an effective simulation procedure of a sample field is established in a manner of a one by one expansion toward a multiply correlated field. The theory is verified in depth and in detail, and some advantages are clarified over other simulation methods.
