

論文

計測震度計の最適配置に基づく震度分布の推定

清野 純史*・木村 広行**

Estimation of Seismic Intensity Distribution Based on Optimum Arrangement of Seismographs

Junji KIYONO*, and Hiroyuki KIMURA**

Abstract

The JMA (Japan Meteorological Agency) instrumental seismic intensity, which was triggered by the 1995 Kobe earthquake and introduced in 1996, has significant characteristics that the seismic intensities are determined automatically without any human judgement. Although the continuation from the previous JMA intensity is taken into consideration, a site specific feature is emphasized more than before. This may mislead an immediate response just after an earthquake because the seismic intensity observed is not representation for a wide area but for a particular site. In this paper, an attempt to estimate a spatial distribution of the JMA instrumental seismic intensities was made based on the optimum arrangement of the seismographs when only several observations are available in a city. The techniques used are methods on a basis of Kriging and Cokriging. Predominant frequencies at the observation sites are used as secondary data for Cokriging. We here propose a procedure to show an outline of the seismic intensity distribution in a target area. The procedure can become a useful tool for grasping the outline of earthquake ground motions in the area and for making clear a collocation of the observation sites with different seismic intensities.

キーワード：計測震度，最適配置，クリッキング，コクリッキング，震度分布，卓越振動数

Key words : instrumental seismic intensity, optimum arrangement, Kriging, Cokriging, seismic intensity distribution, predominant frequency

* 京都大学工学研究科
Graduate School of Civil Engineering, Kyoto University
** (株) 銭高組
The Zenitaka Corporation

本論文に対する討論は平成 16 年 8 月末日まで受け付ける。

1. はじめに

2000年10月6日に起こった鳥取県西部地震において境港市の境測候所の加速度計で最大763 galが記録され、それによる震度が6強（計測震度6.0）と発表されたのに対し、数百メートル離れた境港市の市役所の計測震度計で記録された最大加速度はEW 213 gal, NS 113 gal, UD 93 galであり、震度は6弱（計測震度5.6）であった¹⁾。このように、震度はその地点特有の揺れ、すなわちその場所の入力の大きさを表す指標であり、場所が異なれば震度も当然異なることになる。地震直後に気象庁からメディアを通じて発表された境港市の震度階級は境測候所の震度6強であったため、その被害との対応関係から、この市域では木造家屋等の倒壊も多く、広範なライフライン被害が出ているものと危惧された。しかし、市域一帯の実際の被害は、多くの人々が想定する「震度6強」に対応する甚大な被害とは異なっていた。このことは、ある特定の場所で観測されたその地点固有の揺れが、その地域を代表する震度、あるいはその地域全体を平均したような震度として伝わってしまう危険性を大いにはらんでいるという問題点を惹起した。この問題を解決するには、市町村レベルの領域内で、震度がどのように分布しているかを示す必要がある。

このような背景に鑑み、限られた観測点数という制約条件の下での震度情報から、地域全体の震度分布を適切に表現するにはどうしたらよいか、具体的には、震度の空間分布を十分な精度で近似するためにはどのような地点にどの程度の計器を配置すれば良いのか、ある地域を対象とした面的な震度の分布を、既存の観測点数とバランスの取れた形で分かりやすく表示するにはどのようにすればよいか、またその判断基準は何なのかなどを明らかにすることが本研究の目的である。

震度の空間分布を推定するための一般的な方法としては、計測震度計が設置されていない地点の震度を、計器が設置されている地点の観測データで補間することが考えられる。補間手法としては、単純に平均をとったり、距離の逆数の重みをつけたり、あるいはスプライン関数のような特定の関

数を利用して計算する決定論的な方法が良く用いられる。本研究においては、地質統計学において用いられるKriging（クリッキング）²⁾、及びそれを複数の変量を扱えるように拡張したCokriging（コクリッキング）^{2) 3)}という手法を用いる。このKrigingは、物理量の単なる内挿法としての利用だけでなく、地震動特性の評価へも応用されている⁴⁾。ここでは、観測点数、観測地点、解析手法の違いによる推定精度に関して検証を行うとともに、Cokrigingに関しては、補助データとして利用しやすいボーリングデータから求められる地盤の卓越振動数を援用し、これらの解析手法の有用性を示す。

2. 震度計配置と表示法

計測震度の空間分布を精度良く推定するには、計器を密に配置すればよいことは明らかではある。しかし密に配置するといっても、どの程度の範囲に、どの程度の数の計器を配置すれば良いのかについての検討は十分であるとはいえない。計測震度計の設置台数には予算的な問題もあるので、最適配置についてそれらを詳しく検討する必要がある。

震度計や強震計の配置に関しては、気象庁は全国で約600箇所に計測震度計施設を有しており⁵⁾、また、科学技術庁は全国約1,000箇所にK-netと呼ばれる加速度強震計を配置している⁶⁾。全国3,255市町村の内、上記気象庁、科学技術庁施設を利用できない市町村にあっては、新たに計測震度計を市町村敷地内等へ設置することとなり、その数は約2,600台となっている。その他、大学や企業独自の計器観測も数多く行われており、阪神・淡路大震災を契機として飛躍的な高密度化が図られている⁷⁾。一方、横浜市⁸⁾には約2 km間隔で150点の強震計が設置されており、それぞれの地点ではPS検層データ、ボーリングによる地層データなどが整備されている。これらのデータを利用すれば、ある領域の計測震度の実際の空間分布、それに基づく必要最小限の計器の配置の問題についての検討が可能となるものと考えられる。

上述の計測震度計を含め、消防庁では平成7～8

年にかけて「震度情報ネットワークシステム」の整備を行っているが、この震度情報ネットワークシステムによる震度観測点は、現在のところ約3,300点となっている。これは、日本全土を対象とした場合、約11 km 四方に一台の観測体制を整備したことに相当する。このことを考慮すると、横浜市の面積(434.47 km²)に対しては、計測震度計は4台程度配置できる計算となる。

そこで本研究では、震度の2次元平面的な空間分布の推定を精度良く行うことができるような観測点の組み合わせ、すなわち計測震度計の最適配置とはどのようなものであるかを、横浜市を対象として観測点4点に絞った場合に関して検証を行う。そして、そのような観測点の組み合わせを抽出するための検討も行う。本研究では計測震度の空間分布を分かりやすく表現する方法として図1のような表示方法を提案する。これは図2に示すように、ある領域内に計測震度計の配置がなされていた場合、メッシュの格子点上の計測震度を推定し、横軸に計測震度、縦軸にはある領域内の計測震度のヒストグラムの包絡線で表現したものである。この手法を用いることにより、視覚的に計測震度の領域内の分布が良くわかり、観測点での計測震度を示すことにより、実際に観測された計測震度がその分布の何処に位置しているのかを読み取ることができる。現在、気象庁では、ナウキャストと呼ばれる地震発生直後の迅速な地震情報提供システムの一環として、面的に内挿した推定震度分布の発表を予定している⁹⁾が、これは県や地方レベルの、いわばマクロな領域における震度分布のコンター表示である。もちろん、本研究の結果を用いれば市町村レベルにおけるこのような震度情報の空間分布のコンター表示も可能であるが、領域内の震度分布の詳細表示を目的として、わずか数点の震度情報から得られる市域全体の震度分布のコンター表示をもって最終結果とするにはあまりにも情報が少なすぎる。そのため、ここでは領域内の震度分布のヒストグラム表示という、制約をやや弱めた形で表示することとした。本研究では、これをある領域内の震度分布表示と呼ぶことにする。ある行政区域に関してこのような表

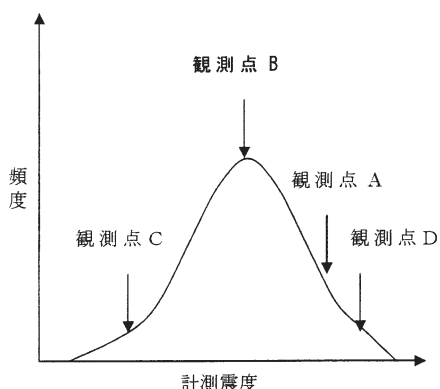


図1 計測震度の表示例

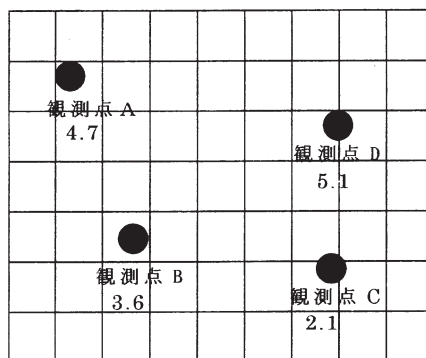


図2 ある領域に配置された計測震度計

示を行えば、例えば鳥取県西部地震の際に生じた、境港市の測候所で観測された震度が、あたかもその市域全体を代表する震度のように認知されてしまうというような状況は回避できるものと考えられる。

3. 解析手法

地質統計学で用いられている補間法の一つにKriging²⁾手法がある。これは、ある物理量の空間分布の確率モデルを基にして、そこから導き出される推定誤差分散を最小化することにより、観測データを条件とする対象領域全体の空間分布を予測する手法である。しかし、時間軸方向にデータが豊富に得られる時系列データと比べると、一般に空間データの観測は空間的に限られたものと

なる¹⁰⁾。このように観測データが空間的に疎らで、しかも空間的な相関性が低い場合には、予測結果には大きな誤差が生じることになる。このため空間分布の予測精度の向上のためには、対象とするデータとは別の、互いに相関性を有する補助的なデータを用いることが有効な手段となる。このような空間的にばらつく物理量の予測に、その物理量の観測値だけでなく、それと相関性を有する別の1つあるいはそれ以上の物理量の観測値の情報を用いる手法も提案されており、Cokriging^{2) 3)}もその手法の一つである。これはKrigingを複数の変量を扱えるように拡張したもので、互いの変量の空間的な相関性を考慮したものである。

Krigingの基本式は次式のような線形回帰推定量 $\hat{Z}(\mathbf{u}_0)$ で表される。

$$[\hat{Z}(\mathbf{u}_0) - \mu(\mathbf{u}_0)] = \sum_{i=1}^n \lambda_i(\mathbf{u}_0) [Z(\mathbf{u}_i) - \mu(\mathbf{u}_i)] \quad (1)$$

ここで、 \mathbf{u}_0 、 \mathbf{u}_i はそれぞれ未観測点 0 、既観測点 i ($i=1, 2, \dots, n$)における位置ベクトル、 $Z(\mathbf{u}_i)$ は位置 \mathbf{u}_i におけるある物理量(たとえば計測震度値)の確率変数、 $\lambda_i(\mathbf{u}_0)$ は既観測点の物理量 $Z(\mathbf{u}_i)$ の重み係数、 $\mu(\mathbf{u}_0)$ 及び $\mu(\mathbf{u}_i)$ はそれぞれ $Z(\mathbf{u}_0)$ 及び $Z(\mathbf{u}_i)$ の期待値である。また、 $\hat{Z}(\mathbf{u}_0)$ は位置 \mathbf{u}_0 における物理量の推定値である。

Krigingにより任意の地点の物理量の推定を行うには、次式で与えられる推定量の不偏性と推定誤差分散の最小化の2つの条件を満たすように式(1)の重み係数($\lambda_1, \dots, \lambda_n$)を決めればよい。

$$E[\hat{Z}(\mathbf{u}_0) - Z(\mathbf{u}_0)] = 0 \quad (2)$$

$$\hat{\sigma}^2(\mathbf{u}_0) = E[\{\hat{Z}(\mathbf{u}_0) - Z(\mathbf{u}_0)\}^2] \rightarrow \min \quad (3)$$

対象とする確率場 $Z(\mathbf{u})$ のモデル化によってKrigingの定式化は異なるが、本研究では定常確率場を $Z(\mathbf{u})$ をトレンド成分 $\mu(\mathbf{u})$ とランダム成分 $\varepsilon(\mathbf{u})$ の和としてモデル化し、トレンドを次式のような関数 $f_k(\mathbf{u})$ の線形結合で表して定式化を行うユニバーサルクリギング(Universal

Kriging)¹¹⁾を用いた。

$$\mu(\mathbf{u}) = \sum_{k=0}^K b_k(\mathbf{u}) f_k(\mathbf{u}) \quad (4)$$

これを用いるとKrigingの推定式は次式のようになる。

$$\hat{Z}(\mathbf{u}_0) = \boldsymbol{\lambda}_0^T \mathbf{z} + \mathbf{b}_0^T [\mathbf{f}(\mathbf{u}_0) - \mathbf{X}^T \boldsymbol{\lambda}_0] \quad (5)$$

ここに、それぞれのベクトルは以下の通りである。

$$\mathbf{z} = \{Z(\mathbf{u}_1), \dots, Z(\mathbf{u}_n)\}^T \quad (6)$$

$$\boldsymbol{\lambda}_0 = \{\lambda_1(\mathbf{u}_0), \dots, \lambda_n(\mathbf{u}_0)\}^T \quad (7)$$

$$\mathbf{b}_0 = \{b_0(\mathbf{u}_0), \dots, b_K(\mathbf{u}_0)\}^T \quad (8)$$

$$\mathbf{f}(\mathbf{u}) = \{f_0(\mathbf{u}), \dots, f_K(\mathbf{u})\}^T \quad (9)$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{f}(\mathbf{u}_1)^T \\ \vdots \\ \mathbf{f}(\mathbf{u}_n)^T \end{bmatrix} \quad (10)$$

トレンドに関する未知パラメータ b_0 を、次式によって推定量から取り除く。

$$\mathbf{X}^T \boldsymbol{\lambda}_0 = \mathbf{f}(\mathbf{u}_0) \quad (11)$$

式(2)の不偏性の条件と式(3)の推定誤差分散の最小化の下で、ラグランジュ未定乗数法を用いると、最終的に求めるべき重み係数ベクトル $\boldsymbol{\lambda}_0$ と、最小化された推定誤差分散 $\sigma_{UK}^2(\mathbf{u}_0)$ は次式で与えられる。

$$\mathbf{v}_0 = (\mathbf{C}')^{-1} \mathbf{m}_0 \quad (12)$$

$$\sigma_{UK}^2(\mathbf{u}_0) = C(0) - \mathbf{v}_0^T \mathbf{m}_0 \quad (13)$$

ここに、共分散行列 \mathbf{C} 、 \mathbf{C}' 、未知係数ベクトル \mathbf{v}_0 、および共分散ベクトルとトレンド関数を結合したベクトル \mathbf{m}_0 は次のようになる。

$$C' = \begin{bmatrix} C & X \\ X & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{v}_0 = \begin{Bmatrix} \boldsymbol{\lambda}_0 \\ -\boldsymbol{\eta} \end{Bmatrix}, \mathbf{m}_0 = \begin{Bmatrix} \mathbf{c}(\mathbf{u}_0) \\ \mathbf{f}(\mathbf{u}) \end{Bmatrix} \quad (14)$$

$$C = \begin{bmatrix} C(0) & C(\mathbf{u}_1 - \mathbf{u}_2) & \cdots & C(\mathbf{u}_1 - \mathbf{u}_n) \\ C(\mathbf{u}_2 - \mathbf{u}_1) & C(0) & \cdots & C(\mathbf{u}_2 - \mathbf{u}_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ C(\mathbf{u}_n - \mathbf{u}_1) & C(\mathbf{u}_n - \mathbf{u}_2) & \cdots & C(0) \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{c}(\mathbf{u}_0) = \begin{Bmatrix} C(\mathbf{u}_1 - \mathbf{u}_0) \\ C(\mathbf{u}_2 - \mathbf{u}_0) \\ \vdots \\ C(\mathbf{u}_n - \mathbf{u}_0) \end{Bmatrix} \quad (15)$$

ただし、 $\boldsymbol{\eta} = \{\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{k+1}\}^T$ はラグランジュ乗数ベクトルである

一方、Cokiriging では対象データ $\{Z_1(\mathbf{u}_{a_1}^{(1)}; \alpha_1 = 1, \dots, n_1)\}$ に対して、それと相関性のある別の $(N_p - 1)$ 種類の補助データ $\{Z_1(\mathbf{u}_{a_i}^{(1)}; \alpha_i = 1, \dots, n_i, i = 2, \dots, N_p)\}$ が存在する場合を考える。それらの位置 $\mathbf{u}_{a_i}^{(i)}$ と観測点数 n_i は、それぞれ全く異なる可能性があるものとする。ここでは、2変量に対する Universal Cokriging の定式化を考える。対象変量の定常確率場を $Z_1(\mathbf{u})$ 、これと相関性のある補助変量の定常確率場 $Z_2(\mathbf{u})$ として、Kriging の場合と同様に、それらをトレンド成分とランダム成分の和として次式のようにモデル化する。

$$\begin{aligned} Z_1(\mathbf{u}) &= \mu_1(\mathbf{u}) + \varepsilon_1(\mathbf{u}) \\ &= \sum_{k=0}^{K_1} b_k^{(1)}(\mathbf{u}) f_k^{(1)}(\mathbf{u}) + \varepsilon_1(\mathbf{u}) \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} Z_2(\mathbf{u}) &= \mu_2(\mathbf{u}) + \varepsilon_2(\mathbf{u}) \\ &= \sum_{k=0}^{K_2} b_k^{(2)}(\mathbf{u}) f_k^{(2)}(\mathbf{u}) + \varepsilon_2(\mathbf{u}) \end{aligned} \quad (17)$$

このとき Cokiriging の一般的な推定量は次式のように表せる。

$$\begin{aligned} \hat{Z}_1(\mathbf{u}_0) &= \sum_{\alpha_i=0}^{n_1} \lambda_{\alpha_1}^{(1)} Z_1(\mathbf{u}_{\alpha_1}^{(1)}) \\ &+ \sum_{\alpha_i=0}^{n_2} \lambda_{\alpha_2}^{(2)}(\mathbf{u}_0) Z_2(\mathbf{u}_{\alpha_2}^{(2)}) + \sum_{k_1=0}^{K_1} b_{k_1}^{(1)}(\mathbf{u}_0) \\ &\left[f_{k_1}^{(1)}(\mathbf{u}_0 - \sum_{\alpha_i=0}^{n_1} \lambda_{\alpha_1}^{(1)}(\mathbf{u}_0) f_{k_1}^{(1)}(\mathbf{u}_{\alpha_1}^{(1)})) \right] \\ &- \sum_{k_2=0}^{K_2} b_{k_2}^{(2)}(\mathbf{u}_0) \sum_{\alpha_i=1}^{n_2} \lambda_{\alpha_2}^{(2)}(\mathbf{u}_0) f_{k_2}^{(2)}(\mathbf{u}_{\alpha_2}^{(2)}) \end{aligned} \quad (18)$$

Kriging の定式化と同様な手順で、トレンドに関する未知パラメータ \mathbf{b}_0 を推定量から取り除き、不偏性の条件と推定誤差分散の最小化の下で、ラグランジュ未定乗数法を用いると、最終的に \mathbf{v}_0 、すなわち重みベクトル $\boldsymbol{\lambda}_0$ と、最小化された推定誤差分散 $\sigma_{UK}^2(\mathbf{u}_0)$ を次式によって求めることができる。

$$\mathbf{v}_0 = (\mathbf{K}')^{-1} \mathbf{m}_0 \quad (19)$$

$$\sigma_{UK}^2(\mathbf{u}_0) = C_{11}(0) - \mathbf{v}_0^T \mathbf{m}_0 \quad (20)$$

ここに、 $\boldsymbol{\lambda}_0$ と $\boldsymbol{\eta}$ を統合したベクトル \mathbf{v}_0 、 \mathbf{K} と X を統合した行列 \mathbf{K}' 及び $\mathbf{k}(\mathbf{u}_0)$ と \mathbf{x}_0 を統合したベクトル \mathbf{m}_0 は以下で与えられる。

$$\mathbf{K}' = \begin{bmatrix} \mathbf{K} & X \\ X^T & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{v}_0 = \begin{Bmatrix} \boldsymbol{\lambda}_0 \\ -\boldsymbol{\eta} \end{Bmatrix}, \mathbf{m}_0 = \begin{Bmatrix} \mathbf{k}(\mathbf{u}_0) \\ \mathbf{x}_0 \end{Bmatrix} \quad (21)$$

ただし、 $\boldsymbol{\eta}$ は $(K_1 + K_2 + 2) \times 1$ のラグランジュ乗数ベクトルであり、行列 \mathbf{K} 、 X 、ベクトル \mathbf{k}_0 、 \mathbf{x}_0 は次の通りである。

$$\mathbf{k}(\mathbf{u}_0) = \begin{Bmatrix} C_{11}(\mathbf{u}_1^{(1)} - \mathbf{u}_0) \\ \vdots \\ C_{11}(\mathbf{u}_{n_1}^{(1)} - \mathbf{u}_0) \\ C_{21}(\mathbf{u}_1^{(2)} - \mathbf{u}_0) \\ \vdots \\ C_{21}(\mathbf{u}_{n_2}^{(2)} - \mathbf{u}_0) \end{Bmatrix} \quad (22)$$

$$K = \begin{bmatrix} C_{11}(0) & \cdots & C_{11}(\mathbf{u}_1^{(1)} - \mathbf{u}_{n_1}^{(1)}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{11}(\mathbf{u}_{n_1}^{(1)} - \mathbf{u}_1^{(1)}) & \cdots & C_{11}(0) \\ C_{21}(\mathbf{u}_1^{(2)} - \mathbf{u}_1^{(1)}) & \cdots & C_{21}(\mathbf{u}_1^{(2)} - \mathbf{u}_{n_1}^{(1)}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{21}(\mathbf{u}_{n_2}^{(2)} - \mathbf{u}_1^{(1)}) & \cdots & C_{21}(\mathbf{u}_{n_2}^{(2)} - \mathbf{u}_{n_1}^{(1)}) \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} C_{12}(\mathbf{u}_1^{(1)} - \mathbf{u}_1^{(2)}) & \cdots & C_{12}(\mathbf{u}_1^{(1)} - \mathbf{u}_{n_2}^{(2)}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{12}(\mathbf{u}_{n_1}^{(1)} - \mathbf{u}_1^{(2)}) & \cdots & C_{12}(\mathbf{u}_{n_1}^{(1)} - \mathbf{u}_{n_2}^{(2)}) \\ C_{22}(0) & \cdots & C_{22}(\mathbf{u}_1^{(2)} - \mathbf{u}_{n_2}^{(2)}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{22}(\mathbf{u}_{n_2}^{(2)} - \mathbf{u}_1^{(2)}) & \cdots & C_{22}(0) \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$\mathbf{x}_0 = \{\mathbf{f}_1(\mathbf{u}_0)^T, 0\}^T \quad (24)$$

$$X = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_1(\mathbf{u}_1^{(1)})^T & \mathbf{0} \\ \vdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{f}_1(\mathbf{u}_{n_1}^{(1)})^T & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{f}_2(\mathbf{u}_1^{(2)})^T \\ \mathbf{0} & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{f}_2(\mathbf{u}_{n_2}^{(2)})^T \end{bmatrix} \quad (25)$$

4. 計測震度の空間分布と地盤特性

横浜市高密度強震計ネットワーク¹²⁾により観測された加速度記録の中から1999年9月13日午前7時56分に、北緯35.6度、東経140.2度(図3)にて発生した千葉県北西部地震のデータを用いて計測震度を求める。加速度記録は150点すべてにおいて観測されており、この150点全ての計測震度の値を用いてKrigingによる震度の空間分布の推定を行い、その結果による推定値を種々の解析に対する目標値として扱うことにする。Cokrigingによる解析では、計測震度と相関性のある補助データとして地盤の卓越振動数を採用し、これを基に解析を行う。すなわち、実際問題として、ある市域に数点程度配置された震度計の観測

情報から市域全体の震度分布を推定するためには、これを補うための補助データが必要である。ここではこの補助データとして、比較的入手の容易なボーリングデータから算出できる表層地盤の卓越振動数を取り上げ、これにCokrigingを適用して領域内の震度分布推定を行う。

4.1 Krigingによる解析

計測震度の空間分布に関する確率場モデルの同定が必要である。本解析では、確率場モデルとしては表1に示した3種類を考え、最適モデルの推定には最尤法を用いた。そしてそれぞれのモデルに対して最尤法を用いた結果をAIC(Akaike Information Criterion)¹³⁾の値とともに表2に示した。これより、本解析ではExponential modelを採用した。また、今回の計測震度に関するトレンド成分に関しては、解析範囲が震源から離れているためトレンドは一定と考え、 $\mu(\mathbf{u}) = b_0$ として与えた。これは対象地震を特定しないという前提に立てば妥当な仮定であるが、実際は震源が近くなる程トレンドが一定という仮定は成立しなくなる。この場合、地震直後の気象庁の発表などで震央位置とマグニチュードがわかり、それを取り入れられるとの立場に立てば、平均値関数としてのトレンドを距離減衰式の形で導入することは可能である¹⁴⁾。地盤の卓越振動数の空間分布に関しても、計測震度と同様、最尤法とAICを用いた結果、Exponential modelを採用して解析を行った。これより、計測震度及び地盤の卓越振動数ともに、以下のようなトレンド成分とランダム成分の確率場モデルを用いた。

$$f_0(\mathbf{u}) = b_0 \quad (26)$$

$$C(\mathbf{u} - \mathbf{u}') = \sigma^2 \exp\left(-\frac{|\mathbf{u} - \mathbf{u}'|}{a}\right) \quad (27)$$

4.2 Krigingによる解析結果

千葉県北西部地震の時に観測された加速度記録より求めた計測震度、およびボーリングデータに

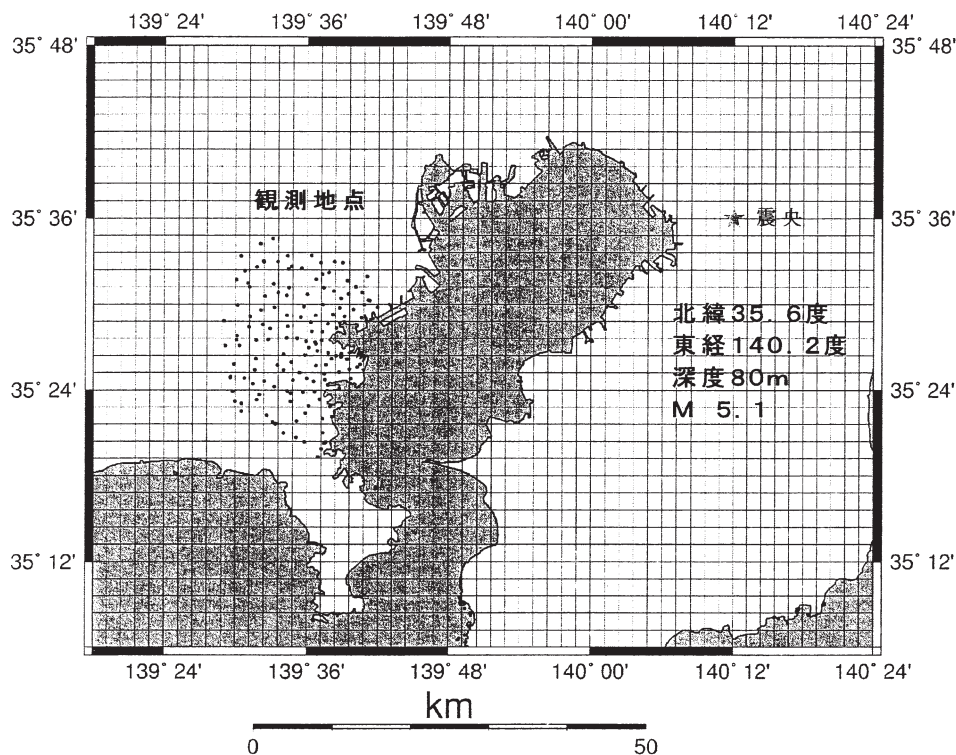


図3 解析対象とした地震と横浜市内の観測点の分布

基づく土質柱状図を参考に、重複反射理論より求めた卓越振動数の関係を散布図として示したものが図4である。この図における線形回帰の相関係数は0.53であった。この相関係数の値から判断すると特に強い相関が存在しているとは言えない。これは、計測震度値にはさまざまな要因が関わっているため、単一の変量のみよる対応関係で計測震度値を規定することが難しいためである。しかし、Cokrigingでは説明変数から目的変数を直接推定するわけではなく、あくまで相関のある入手可能なデータを補助データとして利用することになる。また、観測記録の卓越振動数は、同じ場所でも地震動特性によって異なることも考えられるが、そこに地盤の卓越振動数が強く反映されるのは事実である。さらに、高周波成分は計測震度値の決定に余り影響を及ぼさない領域であるが、結果として計測震度が小さいという相関関係が見出せればよいことになる。したがって、相関関係の

表1 確率場モデル

Name of model	Covariance
Exponential model	$C(h) = \sigma^2 \exp(-\frac{h}{a})$
Gaussian model	$C(h) = \sigma^2 \exp(-\frac{h^2}{a^2})$
Spherical model	$C(h) = \begin{cases} \sigma^2 \left(1 - \frac{3}{2} \frac{h}{a} + \frac{1}{2} \frac{h^3}{a^3}\right) & 0 \leq h \leq a \\ 0 & h > a \end{cases}$

表2 確率場モデルの推定結果とAIC

	σ^2	b_0	a	AIC
Exponential model	0.17247	2.8664	11.0000	1947.94
Gaussian model	0.17247	2.8664	0.1000	4017768.98
Spherical model	0.17247	2.866	99.6407	8174.97

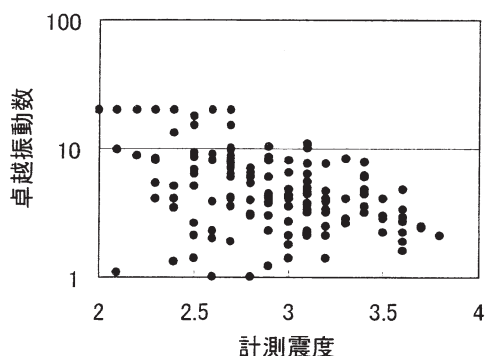


図4 千葉県西北部地震で観測された計測震度と地盤の卓越振動数の関係

見出せる卓越振動数を、計測震度値を補うための補助データとして用いることは、この卓越振動数が入りやすいボーリングデータから容易に算出できることも勘案し、妥当であるものと判断した。

Kriging 解析を行う範囲としては、北緯 35.58 度、東経 139.48 度から北緯 35.32 度、東経 139.7 度の観測地点を全て網羅するような範囲に対して、南北を 27、東西を 21 のメッシュで区切り、それぞれの格子点上の計測震度を求めた。全ての観測地点のデータを基に Kriging により計測震度の推定を行ったコンターマップ表示したものが図 5 である。そしてこの図には、以降の Cokriging の解析を行うにあたって補助データとして用いた、地盤の卓越振動数に応じた区分も行っている。この図からも、計測震度と地盤の卓越振動数の間に相関関係があることがわかる。以降、この計測震度の空間分布を目標値とする。

4.3 Cokriging の導入

地盤の卓越振動数が既知である地点は、計測震度が既知である地点と同じ 150 点である。2 変数に対するトレンド成分のモデルとランダム成分の確率場モデルとしては前節と同様、以下のようなモデル化を行った。

$$f_0^{(1)}(\mathbf{u}) = b_0^{(1)}, f_0^{(2)}(\mathbf{u}) = b_0^{(2)} \quad (28)$$

$$\begin{aligned} C_{11}(\mathbf{u}-\mathbf{u}') &= \sigma_1^2 \exp\left(-\frac{|\mathbf{u}-\mathbf{u}'|}{a}\right) \\ C_{22}(\mathbf{u}-\mathbf{u}') &= \sigma_2^2 \exp\left(-\frac{|\mathbf{u}-\mathbf{u}'|}{a}\right) \\ C_{12}(\mathbf{u}-\mathbf{u}') &= C_{21}(\mathbf{u}-\mathbf{u}') \\ &= \rho \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2 \cdot \exp\left(-\frac{|\mathbf{u}-\mathbf{u}'|}{a}\right) \end{aligned} \quad (29)$$

ここで用いた各パラメータの値を表 3 に示す。

4.4 観測点数の減少の影響

横浜市高密度強震計ネットワーク 150 点の観測点から観測点数を 1 ずつ減少させ、それぞれの場においてランダムに 125 通りの観測点の組み合わせを考えることにより、合計 $(125 \times 149) = 18,625$ 通りのパターンに対して Kriging 及び Cokriging による解析を行った。そして、目標値 (150 点の値全てを用いた Kriging 結果) との比較を行い、どの程度の密度で計測震度計の配置を行えば、どの程度の精度での推定が可能であるかの検証を行った。ただし Cokriging 解析の補助データとしては、地盤の卓越振動数が全観測点において得られているとした。

結果として得られた相関係数の平均値をプロットしたものが図 6 である。これによると、Kriging よりも Cokriging による解析の方が全体的に相関係数が高くなっており、観測点数が減少することにその差は大きくなっている。また、Kriging による解析では、観測点数 13 を境に相関係数の平均は極端に下がり始めていることから、観測点数を減少させた場合における Cokriging の有効性が明らかであり、計測震度の空間分布の推定に対しては有効な補助データであることがわかる。

5. 計測震度計の最適配置

前章より、地盤データに基づく卓越振動数を補助データに取り、観測点が少ない場合でもその補助データを用いた Cokriging を行えば、単なる震度の空間補間より精度の良い推定が行えることがわかった。ここでは、「2. 震度計配置と表示法」で述べたように市域全体に 4 つの震度計を配置す

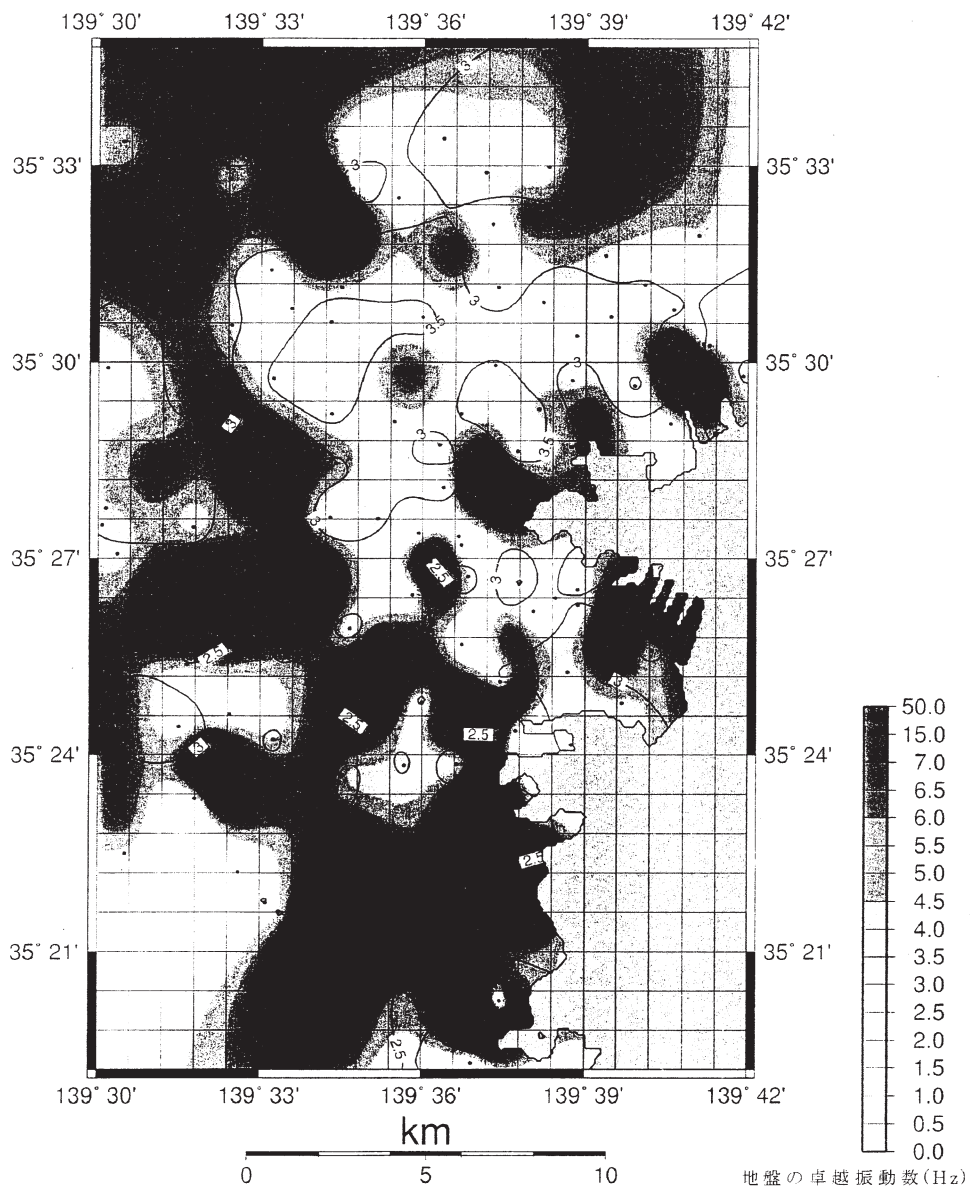


図5 Krigingによる計測震度のコンターマップ

る問題を考え、この最適配置について検討する。
 Kriging, Cokriging を用いた最適配置の考え方として2つ考えられる。1つは空間に均等な配置であり、これはKrigingの定式化より、その推定誤差分散を最小にする配置である。他方は地盤の条件（ここでは卓越振動数の分布）を精度良く

推定できる配置であり、そのような配置を行えば、それと相関のある計測震度の推定精度も上がるものと考えられる。したがって、ここでは後者の考え方に基づき最適配置を決定した。具体的には、150点の中の任意の4地点における卓越振動数から、Krigingにより150点の予測値を算出し、こ

れと目標値（真値）を比較する。予測精度の最も直接的な判定値は、予測値 \hat{x}_i とその真値 x_i との残差である。そこで、次式のような残差の平方和 γ を最小にする基準に基づき最適配置を決定した。

$$\gamma = \sum_i (x_i - \hat{x}_i)^2 \quad (30)$$

すなわち、観測点 150 点の中から、4 つの計測震度計の配置を上記基準に従って決定し、さらにそれらの配置で実際に計測震度の空間分布を求め、推定結果のヒストグラムを正規分布を表す関数形に近似して表示した。その配置地点及び計測震度の推定結果を図 7、図 8 に示す。図 7 では、4 点の内近接した 2 点を選択されているが、対象領域として、高い卓越振動数を有する緯度の高い領域 ($35^{\circ}33'$ 周辺)、低い卓越振動数を有する緯度のやや高い領域 ($35^{\circ}30'$ 周辺)、そして高い卓越振動数を有する緯度の低い領域 ($35^{\circ}24'$ 周辺) の部分から 3 点を選択されている場合には、残差の平方

和に大差はない。推定結果と目標値を比較するとほぼ一致しており最適配置に基づいて求めた推定結果が実際の震度分布をよく再現できていることがわかる。また、茨城県南部で発生した別の地震（北緯 36.0 度、東経 140.5 度、M 4.8）について、その震度分布を表示したものが図 9 である。こちらも良好な推定結果が得られている。前者の推定結果を本研究で提案する震度分布表示方法（図 1）によって表したものが図 10 である。例えば横浜市に設置されている計測震度計がこの 4 点のみであり、小机消防出張所の計測震度が震度階級 4 として発表されたとしたならば、横浜市全域がほぼ震度 4 の揺れを経験しているものと判断してしまうであろう。しかし、図 10 のような震度分布表示を行えば、小机消防出張所の震度 4 は、市域全体から見ればごく一部であり、平均的には震度 3 程度、場所によっては震度 2 の所もある、といった情報が一目でわかる。

このような表示を行うことにより、ある地域を対象とした面的な震度の分布を、既存の観測点数とバランスの取れた形で分かりやすく表現できるとともに、被害状況の概略把握を適切に行うことができるものと考えられる。

表 3 地盤の卓越振動数の確率場モデルの推定結果と AIC

	σ^2	b_0	a	AIC
Exponential model	29.3041	6.5866	10.0000	783.58
Gaussian model	29.3041	6.5866	13.0000	5.24E+16
Spherical model	29.3041	6.5866	99.6407	8174.97

6. まとめ

本研究で得られた成果を以下に示す。

(1) 補助データとして地盤の卓越振動数を用いた Cokriging による震度の空間分布推定は、Kriging による震度推定よりも有効であることが

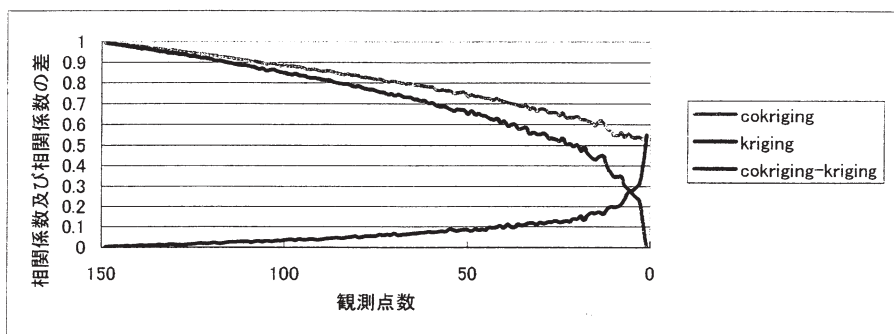


図 6 推定精度の比較

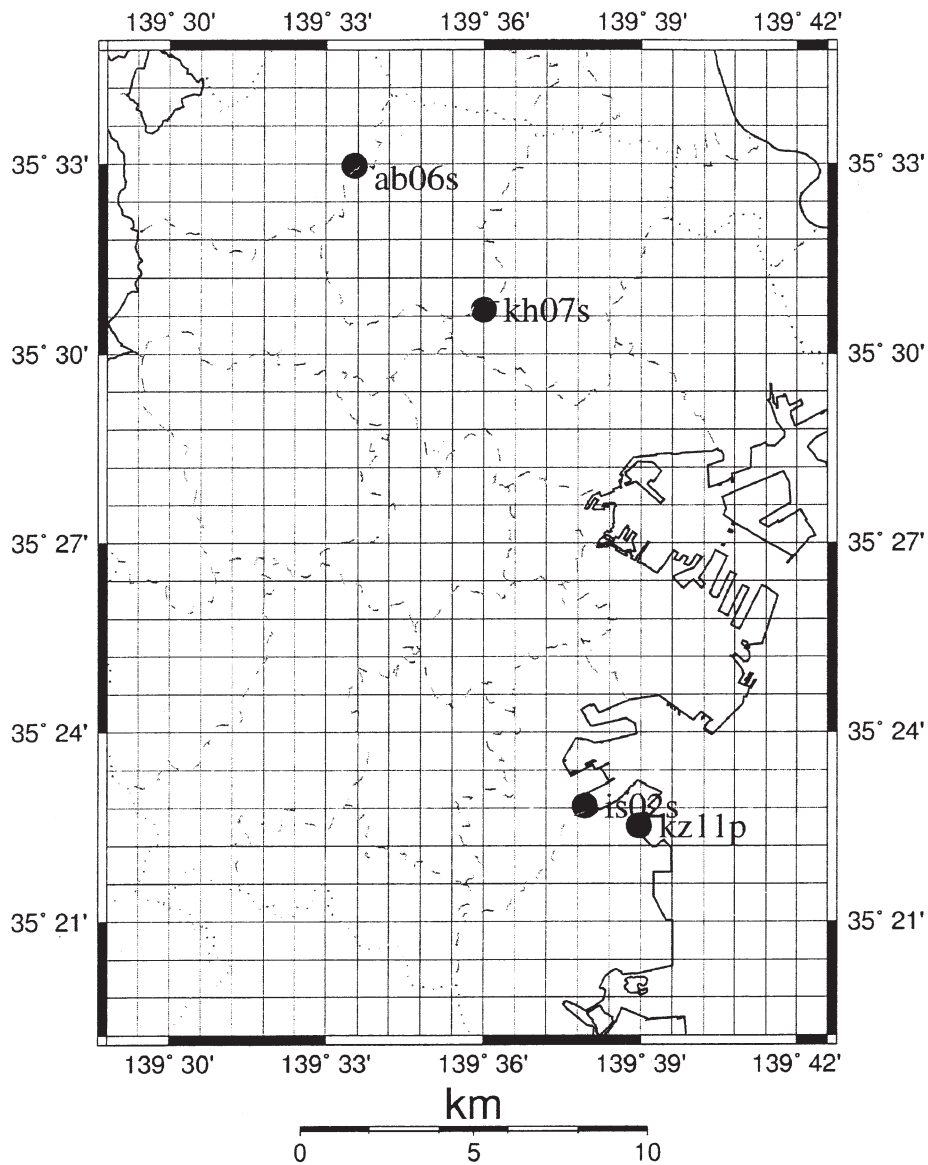


図7 残差の平方和を最小にする基準に基づいた震度計の最適配置場所

わかった。

(2) 地盤の卓越振動数のデータがある場合の計測震度の最適配置についての検討を行った。対象とする市域で十分な地盤データ(本研究では地盤データに基づく卓越振動数)が得られておれば、その全域の卓越振動数を最もよく推定できるよ

うな4点を選び出すことにより、計測震度を精度良く推定できることがわかった。これにより、比較的手に入りやすいボーリングデータなどが十分整っているような地域であれば、数少ない計測震度計の最適配置によって、その地域全体の震度分布が容易に決定できるものと考えられる。

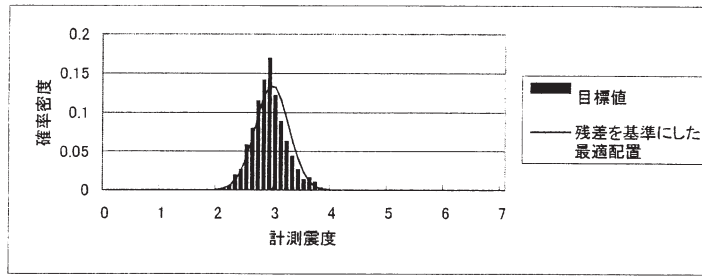


図8 計測震度の推定結果とその分布（千葉県北西部の地震）

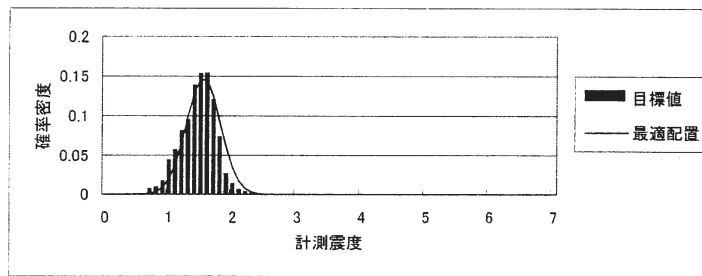


図9 計測震度の推定結果とその分布（茨城県南部の地震）

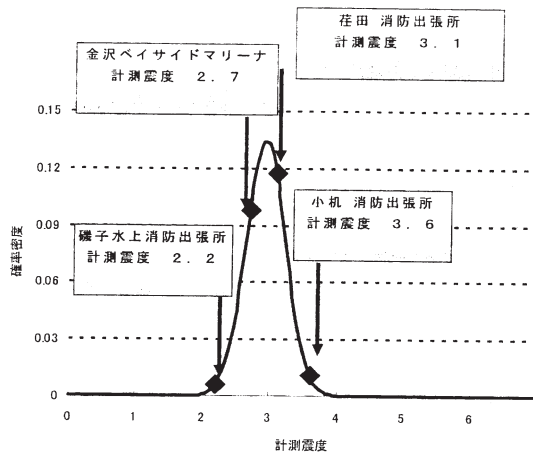


図10 本研究で提案した表示方法による震度分布

(3) 計測震度の空間分布の表示方法を提案した。そして実地震を対象に、最適配置を行った場合の実際の計測震度の空間分布を推定し、観測値との比較を行った上で、その表示方法および最適配置の有効性を確認した。これにより、対象地域の面

的な震度の分布を、既存の観測点数とバランスの取れた形で分かりやすく表現できることになり、被害状況の概略把握を適切に行うことも可能となるものと考えられる。

謝辞

本研究では横浜市の高密度アレー観測データを利用していただきました。横浜市の関係諸氏、横浜市立大学の斉藤正徳先生、東京工業大学の翠川三郎先生に感謝の意を表します。また、研究に遂行にあたりましては、東濃地震科学研究所の太田裕先生に貴重なご助言をいただきました。ここに記して感謝の意を表します。

参考文献

- 1) (社)土木学会鳥取県西部地震調査団：2000年10月6日鳥取県西部地震被害調査報告，土木学会誌，Vol.85，pp.80-83，2000.12.
- 2) A. G. Journel, et al.: Mining Geostatistics, Academic Press, 1978.
- 3) 本多 眞：地質工学における時間及び空間挙動の確率・統計的予測に関する研究，清水建設株式会社，pp.115-197，2000
- 4) 斎田 淳・松岡昌志・Khosrow T. Shabestari・山崎文雄：兵庫県内の強震観測点における地震記録と常時微動を用いた計測震度分布の推定，土木学会論文集，No.731/I-63，pp.159-168，2003.
- 5) 気象庁監修：震度を知る－基礎知識とその活用－，ぎょうせい，平成8年.
- 6) 防災科学技術研究所：Kyoshin Net (K-NET)，http://www.k-net.ostec.or.jp/k-net_docs/kyoshin.html
- 7) 清野純史・太田 裕：計測震度について考える－観測量の爆発的増大は何をもたらしたか－，第26回地震工学研究発表会パネルディスカッション資料集，pp.1-28，2001.
- 8) 翠川三郎・阿部 進：横浜市における細密震度分布の即時評価，第10回日本地震工学シンポジウム論文集，pp.3467-3472，1998.
- 9) 上垣内 修：気象庁ナウキャスト地震情報の実用化に向けて，月刊地震レポートSEISMO，第7巻第6号，pp.8-10，2003.6.
- 10) 清野純史・鈴木 誠：カルマンフィルタとクリッキングのハイブリッド法による条件付確率波のシミュレーション，土木学会論文集，No.525/I-33，pp.153-161，1995.
- 11) Noel A. C. Cressie: Statistics for Spatial Data, A Wiley-Interscience Publication, 1993.
- 12) 横浜市：高密度強震計ネットワーク，<http://202.248.86.67/me/bousai/eq/>
- 13) H. Akaike: A new look at the statistical model identification. IEEE Terns. On Automatic Control, Vol.AC-19, No.6, pp.716-723, 1974.
- 14) 清野純史・野田 茂・土岐憲三・村田北斗：リアルタイム地震防災のための被害情報の逐次更新について，第4回構造物の安全性・信頼性に関する国内シンポジウム(JCOSSAR2000)論文集，pp.209-216，2000.

(投稿受理：平成15年4月18日
訂正稿受理：平成15年10月28日)