

# 地下汚染分布評価における地盤水理パラメータの逆解析手法の適用性検討

高井静霞\*,\*\*・島田太郎\*・武田聖司\*・小池克明\*\*

## Applicability of hydraulic parameter inversion for groundwater contaminant plume estimation

Shizuka Takai\*, Taro Shimada\*, Seiji Takeda\* and Katsuaki Koike\*\*

\* 日本原子力研究開発機構, Japan Atomic Energy Agency, 2-4 Shirakata, Tokai, Naka, Ibaraki 319-1195  
 \*\* 京都大学大学院工学研究科, Graduate School of Engineering, Kyoto University, Kyoto University Katsura, Nishikyo-ku, Kyoto 615-8540

キーワード: 統計的逆解析, 透水量係数, 汚染濃度  
 Key words: Geostatistical inversion, Transmissivity, Contaminant concentration

### 1. はじめに

放射性核種や化学物質による汚染が地下で発生した場合、適切かつ効率的な環境修復のため、汚染濃度分布の高精度推定が不可欠である。その放出時刻歴が明らかでない場合にも汚染分布を推定できる手法として、地下水流動を考慮した地球統計学的手法が提案されているが (Shlomi and Michalak, 2007)、本手法は水理地質構造を既知とする。水理地質構造の把握は汚染の広がりを予測し、適切な対策を策定するのに重要だが、限られた原位置データからの水理地質構造の推定結果には一般に不確実性が含まれる。これに対し、経時的な測定データを用いた水理地質構造の逆解析手法が提案されており、揚水/注水試験とトレーサー試験のデータを組み合わせることで不均質な透水量係数分布を精度良く推定できる可能性が指摘されている (Lee and Kitanidis, 2014)。しかし汚染が生じている地盤での広範囲でのトレーサー試験の実施は、場の擾乱につながるため難しいことが想定される。一方汚染濃度に対しては、モニタリングのため経時的なデータが取得されている可能性がある。そこで本研究では、揚水/注水試験と汚染濃度の経時変化を組み合わせ、透水量係数分布と地下汚染分布の同時推定を行う手法を検討し、仮想的なモデルを用いて本手法により汚染分布推定精度が向上することを実証した。

### 2. 手法

#### 2.1 評価の流れ

本手法の特徴は透水量係数分布と汚染分布を組み合わせ、これらを統計的逆解析で同時に推定することにある。そのため領域内の複数点で、汚染分布の経時変化と揚水/注水試験に伴う地下水位 (定常状態) のデータが得られていると仮定し、第1図に示すような反復計算を行った。



第1図 汚染分布と水理地質構造の同時推定の流れ

#### 2.2 地下水流動を考慮した地球統計学的汚染分布推定

本手法では汚染源が既知で、地下水の定常流れを前提に、限られた測定濃度  $z_{c0}^*$  から未知の放出量  $s$  を次式で逆解析し、これを用いて領域全体の初期濃度分布を推定する。

$$z_{c0}^* = H_s^* s + v_s, \quad v_s \sim N(\mathbf{0}, R_s) \quad (1)$$

$$s = X_s \beta_s + \varepsilon_s, \quad \varepsilon_s \sim N(\mathbf{0}, Q_s(\theta_s)) \quad (2)$$

ここで  $H^*$  は感度行列、 $v$  は誤差を表す。各変数が平均 0 の正規分布  $N$  に従うと仮定すると、放出量は事後確率分布

$$p(s|z_{c0}^*) \propto p(z_{c0}^*|s)p(s) \quad (3)$$

を最大とする  $s$  として求められる。以下では、 $R = \sigma_{R_s}^2 I$  ( $\sigma_{R_s}^2$  は測定誤差分散、 $I$  は単位行列) とし、ドリフト  $X_s$  と共分散  $Q_s$  は時間  $t$  ( $ms$  は時間方向の分割数) の関数で設定した。

$$X_s = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \\ t_1 & \dots & t_{ms} \end{bmatrix}^T, \quad Q_s(t_i, t_j|\theta_s) = \theta_s |t_i - t_j|^3 \quad (4)$$

#### 2.3 主成分地球統計的逆解析による透水量係数分布推定

地下水流動・物質移行解析では、測定値  $z^* = [z_h^* \ z_c^*]^T$  ( $z_h^*$ : 水位、 $z_c^*$ : 汚染濃度) は水理パラメータ  $r$  (本検討では透水量係数) に対する順解析  $h_r$  の結果である。 $r$  の微小な変化に対しては、2.2 と同様に

$$z^* = h_r(r) + v_r, \quad h_r(r) \sim H_r^* r, \quad v_r \sim N(\mathbf{0}, R_r) \quad (5)$$

$$r = X_r \beta_r + \varepsilon_r, \quad \varepsilon_r \sim N(\mathbf{0}, Q_r(\theta_r)) \quad (6)$$

と線形近似でき、水理パラメータは事後確率分布

$$p(r|z^*) \propto p(z^*|r)p(r) \quad (7)$$

を最大とする  $r$  として求められる。以下では、 $R_r = \sigma_{R_r}^2 I$  ( $\sigma_{R_r}^2$  は測定誤差分散)、ドリフト  $X_r$ ・共分散  $Q_r$  は次式の空間  $x$  ( $mr$  はメッシュ分割数) の関数で設定した。

$$X_r = [1 \ \dots \ 1]^T, \quad Q_r(x_i, x_j|\theta_r) = \theta_r |x_i - x_j|^3 \equiv \theta_r h^3 \quad (8)$$

この解析は一般に、①共分散  $Q_r$  の影響でメッシュ数に応じて解析負荷が増大し、②  $H_r$  の計算には順解析コードの書き換えが必要となるが、PCGA (Principal component geostatistical analysis) はこれらを以下で解決する：

①共分散を低ランク近似する。以下、 $Q_{rK}$  は  $K (\leq mr)$  次元で近似した  $Q_r$ 、 $\lambda_i$  は固有値、 $V_i$  は固有ベクトルを示す。

$$Q_r \approx Q_{rK} = \sum_{i=1}^K \zeta_i \zeta_i^T, \quad \zeta_i = \sqrt{\lambda_i} V_i \quad (9)$$

②  $H_r$  に関連する項は直接  $H_r$  を計算せず、テイラー展開と

順解析により求める。例えば、 $H_r \bar{r}$ は次式で近似する。

$$H_r \bar{r} \approx \frac{1}{\delta} [h_r(\bar{r} + \delta \bar{r}) - h_r(\bar{r})] \quad (10)$$

ここで、 $\bar{r}$ は $r$ の推定値、 $\delta$ は微小係数を表す。

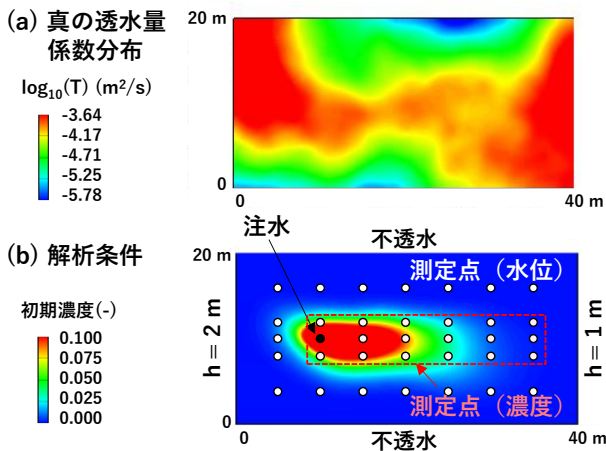
### 3. 仮想モデルに対する適用性検討

#### 3.1 評価条件

本検討では2次元仮想モデル(40×20 m<sup>2</sup>)を対象とする。まず透水量係数分布の真値を第2図(a)のように仮定し、その空間的相関( $Q_r = 0.002h^3$ :  $h$ は2点間の距離)は既知とした。地下水流動解析用に側方の水位を固定し、領域西部で $1.5 \times 10^{-4}$  m<sup>2</sup>/sを注水し、35点で水位が測定されると仮定した。汚染物質は収着・減衰がないものとし、初期の汚染分布(第2図(b))に対し、17点で半月ごとに計12回濃度が測定されると仮定した。水理地質構造推定では、濃度測定値を次式の平均移行時間 $\bar{t}$ に置き換え、これを逆解析に用いた。

$$\bar{t}(x) = \frac{\int_0^\infty tz_c(x, t) dt}{\int_0^\infty z_c(x, t) dt} \quad (11)$$

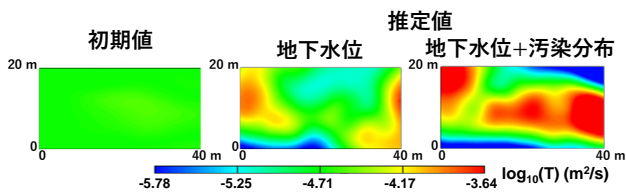
ここで、 $t$ は測定時刻を表す。水理地質構造の逆解析において、透水量係数分布の分割数 $mr$ は5000(1メッシュ: 0.4×0.4 m<sup>2</sup>)であり、 $K = 96$ として低ランク近似した。浸透流・物質移行解析には3D-SEEPを用いた。測定誤差 $\sigma_{Rr}$ は、地下水位は0.01 m、濃度は $0.1\bar{t}(x)$ とした。また微小係数 $\delta$ は、地下水位に対しては $1 \times 10^{-2}$ 、濃度に対しては $1 \times 10^{-4}$ とした。透水量係数分布の逆解析における初期値は、 $1 \times 10^{-4.5}$  m<sup>2</sup>/s(領域全体の平均値)での一様分布と設定した。



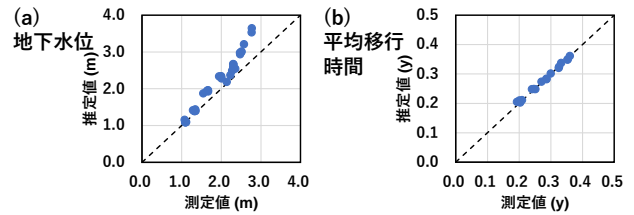
第2図 (a)透水量係数分布の真値と(b)解析条件

#### 3.2 計算結果と考察

透水量係数の初期値分布と計算結果を第3図に示す。初期値(一様分布)に対し、地下水位のみを用いて推定した場合、真の透水量係数分布と傾向は類似するが、これよりも小さい結果となった。しかし、これに汚染濃度を考慮した場合、汚染の移行範囲において推定精度が向上し、測定値を概ね再現できることが確かめられた(第4図)。

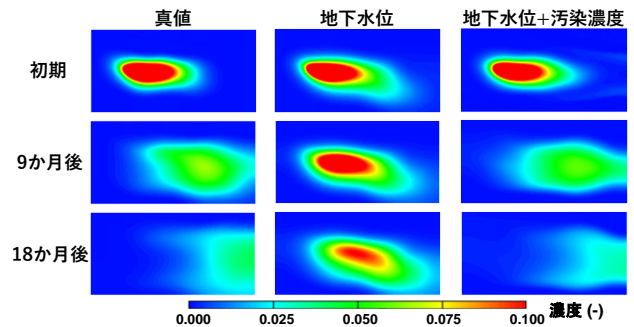


第3図 透水量係数分布の推定結果

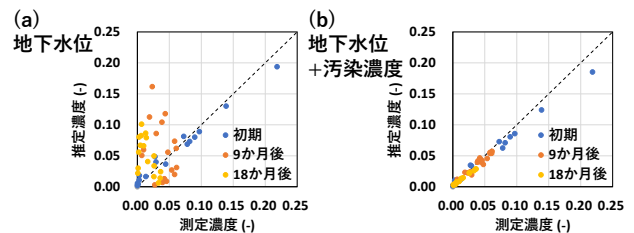


第4図 測定値の再現性 ((a)地下水位, (b)平均移行時間)

初期汚染分布評価と、これに基づく9, 18か月後の汚染分布の予測結果を第5図に示す。地下水位のみの推定でも、初期汚染分布は逆解析によって比較的良く再現できる。しかし汚染分布の予測まで対象とすると、真値との相関係数は地下水位のみでは0.52である一方、汚染濃度を考慮した場合は0.99であり(第6図)、地下水位と汚染濃度の同時推定により、推定精度が格段に向上することを実証できた。



第5図 汚染濃度分布の予測結果



第6図 汚染濃度分布予測の精度比較 (初期, 9, 18か月後)

## 4. まとめ

本研究では、揚水/注水試験と汚染濃度経時変化のデータを組み合わせ、透水量係数分布と汚染分布を同時推定する手法を検討した。汚染分布の仮想モデルでの評価から、測定値の不確かさが小さく、透水量係数分布の空間的相関構造を定義できれば、不均質な透水量係数分布と汚染濃度分布を精度良く推定できることを明らかにした。今後の課題は、事例検証を通して、測定誤差や季節変動等による非定常な地下水流動の影響を含め、本手法の適用性を評価することである。本研究は、原子力規制庁「令和3年度廃止措置リスク評価に関する検討」の成果の一部を含んでいる。

## 文献

Shlomi, S. and Michalak, M. A. (2007) A geostatistical framework for incorporating transport information in estimating the distribution of a groundwater contaminant plume, *Water Resour. Res.*, vol. 43, pp. 1-12.

Lee, J. and Kitanidis, P. K. (2014) Large-scale hydraulic tomography and joint inversion of head and tracer data using the Principal Component Geostatistical Approach (PCGA), *Water Resour. Res.*, vol. 50, pp. 5410-5427.