

統計的線形化手法による透水係数の空間分布推定

Estimation of Spatial Distribution of Hydraulic Conductivity

by Statistical Linearization Technique

室蘭工業大学 正員 藤 間 聡

1. はじめに

地下水系の自然的、人為的要因による状態変化は直接観測することができないため、一般に流動モデルを作成して解明を行っている。この流動モデルの適用に当っては、地下水系のパラメータを確定するため帯水層の地質構成、成層構造、かん養量および揚水量等多数の地質学的、水文学的情報を必要とする。しかし、現行の地下水調査においては種々の理由により観測地域は限定され、観測項目は地下水位のみの場合が多い。

一方、透水係数、貯留係数等の帯水層係数は自然状態においては空間分布を呈することが知られており、従来の観測法では帯水層係数の広域分布特性を流動モデルに反映させることは困難と思われる。

本研究は、地域観測網による定期的な地下水位測定値を用いて帯水層係数の空間分布構造を推定する方法を提示するものである。本法は次の二つの最適同定手法から構成される。

- (1) 逆算問題として観測地下水位から地点帯水層係数の最適同定化。
- (2) 地点帯水層係数の統計的性質に基づく空間分布の最良近似式の確立。

2. 解析対象地域および調査概要

解析対象地域は北海道中央部の旭川市街を貫流する石狩川水系牛朱別川の下流部左岸に位置する東西約 1.50 km、南北約 0.46 kmの圧帯水層である。この地域の地質は第四紀沖積世の氾濫原で構成されており、その主体は砂れき層で地表面下 1 m 以深に分布し、牛朱別川からの浸出水により十分の地下水かん養がなされている。

地下水位はこの地域に不規則に配置された16個所の井戸で一日一回定時観測を行ない、その観測期間は昭和59年3月から現在に至るまで継続されている。また、地点透水量係数を求めるため水位観測井とは別途に直径 $\phi = 150$ mm、ストレーナ長 $L = 3.50$ mの井戸を掘削し、揚水量 220 l/minで

7時間にわたり揚水試験を行った。地下水位の経時変動を図-1に示す。この結果を次式で表示される Jacob の直線解析法¹⁾に適用して透水量係数を求める。

$$T = 0.183 Q / \Delta s \quad \dots (1)$$

ここに、 T ：透水量係数、 Δs ：1 サイクル間の水位下降量、 Q ：揚水量をそれぞれ表わす。

(1)式から水位下降期では $T = 1.35 \times 10^{-3} \text{ m}^2/\text{s}$ が得られる。一方、揚水停止後の水位回復期において回復水量が揚水量に等しいと仮定すると(1)式が同様に使用でき、 $T = 1.54 \times 10^{-3} \text{ m}^2/\text{s}$ を得る。両者の平均は $\bar{T} = 1.45 \times 10^{-3} \text{ m}^2/\text{s}$ となる。また、透水係数に変換すると $K = 4.13 \times 10^{-4} \text{ m/s}$ と推定される。

3. 地下水位観測点における帯水層係数の同定

透水係数を決定するための現地揚水試験は一地点でのみ実施されたので、この結果から空間分布構造を把握できない。従って、本章では水収支則に基づく数値モデルを考え、地下水位観測値を用いて逆算問題として各観測点の帯水層係数を推定する。

1) 水収支モデルの構成

解析対象地域における観測井の配置は不規則であるため Thiessen 法を用いて図-2に示すような多角形領域に分割する。観測井を節点とするこの小領域の水収支モデルは次式で与えられる。

$$S_n A_n \Delta h_{tn} / \Delta t = q + \sum_{nm} K_{nm} D_{nm} W_{nm} \times (h_{tm} - h_{tn}) / L_{nm} \quad \dots (2)$$

ここに、 t ：時刻、 Δt ：時間増分、 n ：節点番号、 S_n ：節点 n の貯留係数、 A_n ：節点 n の多角形領域

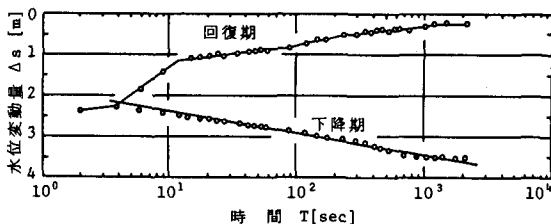


図-1 揚水試験による地下水位の経時変動

の面積, h_n : 節点 n の地下水位, h_m : 隣接節点 m の地下水位, L_{nm} : 節点 n と m とを結ぶリンクの長さ, K_{nm} : リンク上の透水係数, W_{nm} : リンクの中央で直交する多角形の一辺長, D_{nm} : リンク上の平均水深, q : 領域表面に作用するかん養量または揚水量を示す。

2) 帯水層係数の同定

各観測点における帯水層係数の最適値は, 観測地下水位に対する計算地下水位の誤差を最小にするものと考えられる。従って, 最適値の決定は関数の最小化問題に変換される。最小化問題の解法には, 非線形計画法の分野において探索効率の優れた手法が多数開発されているが, 本解析では理論展開および計算処理が最も容易な最小二乗法を用いる。この手法は観測値に対する計算値の近似度を絶対誤差の平方和 I で測るので, 最適値を探索するための評価基準として次式を採用する。

$$I(P_i) = \sum_n [h_{tn}^* - \bar{h}_{tn}(P_i)]^2 \quad i=1,2 \quad \dots (3)$$

ここに, I : 評価基準, h_{tn}^* : 時刻 t における観測地下水位, $\bar{h}_{tn}$: 計算地下水位, P_i : 同定すべき係数に対応する変数で, P_1 : 透水係数, P_2 : 貯留係数をそれぞれ示す。

(3)式の最小化を行うと次式を得る。

$$\frac{\partial I}{\partial P_i} = \sum_n J^T [h_{tn}^* - \bar{h}_{tn}(P_i)] = 0 \quad \dots (4)$$

ここに, J は次式で示される Jacobian マトリックスであり, 添字 T は転置を示す。

$$[J] = \begin{bmatrix} \frac{\partial \bar{h}_{t1}}{\partial P_1} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{t1}}{\partial P_2} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{t1}}{\partial P_L} \\ \frac{\partial \bar{h}_{t2}}{\partial P_1} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{t2}}{\partial P_2} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{t2}}{\partial P_L} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial \bar{h}_{tN}}{\partial P_1} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{tN}}{\partial P_2} & \dots & \frac{\partial \bar{h}_{tN}}{\partial P_L} \end{bmatrix} \quad \dots (5)$$

上式中, L はリンク総数, N は観測点総数。

地下水位は透水係数, 貯留係数の関数形であるので, (3)式は非線形となり帯水層係数を直接求められない。従って, 非線形問題の一般的解法である繰返し法を用いる場合, 漸次解を収束させるため地下水位の線形化を行う必要がある。本解析では探索過程で帯水層係数が微小量 ΔP_i 変化した場合の地下水位を次の線形化で近似する。

$$\bar{h}_{tn}(P_i + \Delta P_i) = \bar{h}_{tn}(P_i) + \sum_n J \Delta P_i \quad \dots (6)$$

上式を(4)式に代入すると修正量 ΔP_i は,

$$\sum_n J^T J \Delta P_i = \sum_n J^T [h_{tn}^* - \bar{h}_{tn}(P_i)] \quad \dots (7)$$

で与えられる。

以上の展開で定式化された帯水層係数の最適同定計算手順を要約すると次の通りである。

- (1) 揚水試験結果から各観測点の帯水層係数を推定し, 地下水位の初期条件には任意の観測値を割り当てる。
- (2) 時刻 t を固定し, 推定した地点帯水層係数を用いてマトリックス $[J]$ を計算し, (7)式から修正量 ΔP_i を決定する。
- (3) 帯水層係数を修正し, (6)式で地下水位を求める。その後, 観測値との絶対誤差を計算する。
- (4) 誤差が許容値以内の場合, 係数は同定されたとして次の時刻の計算に移る。他の場合は(2)に戻り収束計算を繰り返す。

この計算法により一連の観測時刻における(3)式を満足する帯水層係数が同定され, 各時刻で得られた値の総和を観測回数で除すと地点帯水層係数が求まる。この手法の精度は(6)式の線形化の近似度に依存するため, 地下水位の変動量が大きな場合その推定値の信頼度は低下する。

3) フィルタ理論による帯水層係数の修正

観測値から対象変量に関する情報を引き出す場合, 変量間に有意な相関が認められ, それを関数関係に一意的に表現できるならばモデル定数は正確に同定される。しかし, 前節で構成した水収支モデルは地質学的, 水理学的に単純化を行っているため, 地下水系を完全に記述するものでなくモデル誤差を有する。また, 水位観測値も確定値ではなく, 観測誤差を含んでいる。従って, これらの誤差を分離しなければ同定される帯水層係数は現実に許容できない値を得る可能性が生じる。

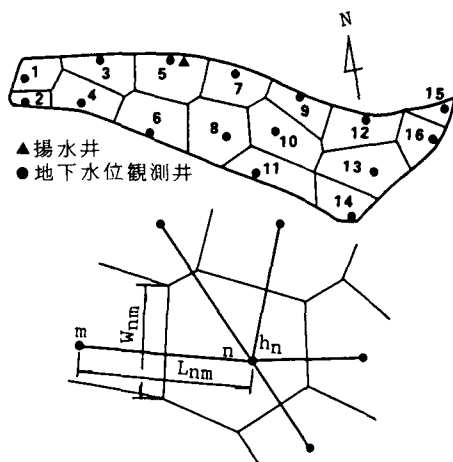


図-2 Thiessen 多角形区分と水収支モデル

本解析においては、カルマン・フィルタ理論の固定区間スムージングを適用して観測地下水位の平滑推定値を求め、この値から帯水層係数の最適同定化を行う。

状態方程式は(2)式を変形して次式で与える。

$$h_i = A h_j + v_i \quad i > j \quad \dots(8)$$

ここに、 $[A] = [\Phi]^{-1}[\Psi]$

$$\phi_{nn} = \frac{S_n A_n}{\Delta t} + \sum_m \Gamma_{nm} K_{nm}, \phi_{nm} = -\Gamma_{nm} K_{nm}$$

$$\psi_{nn} = \frac{S_n A_n}{\Delta t}, \psi_{nm} = 0$$

$$\Gamma_{nm} = \frac{D_{nm} W_{nm}}{l_{nm}}$$

v_i はモデリング誤差を示し、(2)式中に含まれるかん養量または揚水量 q は非観測量であるのでこの誤差項に含ませる。

一方、観測方程式は次式で表示する。

$$h_i^* = h_i + w_i \quad \dots(9)$$

ここに、 w_i は観測誤差を示す。

上記のモデリング誤差および観測誤差は、直接値を知ることができないため、本解析では両誤差とも白色性ガウス分布を仮定する。²⁾

$$E[v_i] = 0, \quad E[v_i v_i] = Q \quad \dots(10)$$

$$E[w_i] = 0, \quad E[w_i w_i] = R$$

カルマン・フィルタ理論において、 j 時刻までの情報量に基づいて i ($i > j$) 時刻の状態変数 $\hat{h}_{i/j}$ を推定するには次の伝達方程式を適用する。

$$\hat{h}_{i/j} = A \hat{h}_{i/j} \quad \dots(11)$$

i 時刻では新しい水位観測値 h_i^* が得られ、この観測値と推定値 $\hat{h}_{i/j}$ との差に応じて状態変数が修正されることになる。

$$\hat{h}_{i/i} = \hat{h}_{i/j} + G[h_i^* - \hat{h}_{i/j}] \quad \dots(12)$$

ここに、添字 i/j 、 i/i は新しい観測値情報が得られる直前と直後の変数をそれぞれ表示する。また、 G はカルマン・ゲインを示す。

上式から得られる推定値と(8)式の真値との誤差の分散を最小にするカルマン・ゲイン G は次式で与えられる。

$$G = v_{i/j} [v_{i/j} v_{i/j} + R]^{-1} \quad \dots(13)$$

ここに、 $v_{i/j} = A v_j / j A^T + Q$

$$v_{i/i} = (I - G) v_{i/j} \quad \dots(14)$$

上述の方法を繰り返し適用して、地下水位の最小分散推定値を逐次求めていくことができる。

次に、全観測値と(14)式の推定誤差共分散行列 $v_{i/j}$ に基づき、地下水位の最適推定値を求め

る固定区間スムーザを導出する。

$$\hat{h}_{j/N} = \hat{h}_{j/j} + C_j [\hat{h}_{i/N} - \hat{h}_{i/j}] \quad \dots(15)$$

$$j = N-1, \dots, 0, \quad i = j+1$$

ここに、 $C_j = v_{j/j} A^T (v_{i/j})^{-1}$

$$v_{j/N} = p_{j/j} + C_j [v_{i/N} - v_{i/j}] C_j^T$$

この平滑推定値を用いて、再び帯水層係数の最適同定を行い地点透水係数等を決定する。

4. 帯水層係数の空間分布構造の推定

本章においては、観測地点で同定された帯水層係数の統計的性質を把握したのち、帯水層係数を確率変数として取り扱い、統計的手法を用いて非観測の任意地点の帯水層係数を推定する重回帰式を定式化する。

$$P^*(x_0) = \sum_i \lambda_0^i P(x_i) \quad \dots(16)$$

ここに、 $P^*(X_0)$: 任意地点の帯水層係数、 $P(X_i)$: 観測地点 X_i の帯水層係数、 λ_0^i : 重み係数。

この重回帰式が最良近似式となるためには、次の条件を満足しなければならない。

- (1) 推定誤差の平均が零の不偏性を有すること。
- (2) 推定誤差の共分散が最小となること。

確率論的方法を用いて解析を行う場合、通常確率変数の統計的性質のなかで平均、分散が一定である弱定常過程を仮定する。しかし、自然状態においては、透水係数は対象領域が広範囲になるに従い、その分散は増加する傾向を示し、この過程が厳密に成立しない。本解析では確率変数の分散を一定とする代わりに、実際の分布特性をより一層表現できると考えられる Delhomme³⁾ が提示したバリオグラムを適用する。これは次式で示すように距離 d はなれば二点の帯水層係数の差の分散が移動に際し不変とするものである。

$$\gamma(d) = \frac{1}{2} E[(P(x+d) - P(x))^2] \quad \dots(17)$$

ここに、 E は期待値を示す。

上式で定義されるバリオグラム $\gamma(d)$ は地点 X には依存せず、帯水層が等方性の場合は距離 d のみの関数、異方性の場合には距離と方位の関数となる。また、係数 $1/2$ は後に述べる計算の簡便化のために導入している。

ここで最良近似式(16)の重み係数 λ_0^i を推定誤差の不偏性と分散の最小化による同定する。

推定誤差平均の不偏性から次の関係が得られる。

$$E[P_0^*] = E[P_0] = \text{const.} \quad \dots(18)$$

上式に(16)式を代入すると重み係数 λ_0^i に関し

て次式を得る。

$$\sum_i \lambda_0^i = 1 \quad \dots (19)$$

この拘束条件のもとで推定誤差の分散を最小にする重み係数を求めるため、Lagrange の乗数法を用いる。この場合、最適値探索の評価基準には次式を採用する。

$$\phi(\lambda, \mu) = \frac{1}{2} E[(P_0^* - P_0)^2] - \mu [\sum_i \lambda_0^i - 1] \quad \dots (20)$$

ここに、 μ は Lagrange の乗数を示す。

(20) 式の右辺第一項を以下のように変形する。

$$\begin{aligned} E[(P_0^* - P_0)^2] &= E[(\sum_i \lambda_0^i P_i - P_0)^2] \\ &= \sum_i \sum_j \lambda_0^i \lambda_0^j E[(P_i - P_0)(P_j - P_0)] \quad \dots (21) \end{aligned}$$

上式に (17) 式を代入すると次式を得る。

$$\begin{aligned} E[(P_0^* - P_0)^2] &= -\sum_{ij} \lambda_0^i \lambda_0^j \gamma(x_i - x_0) \\ &\quad + 2 \sum_j \lambda_0^j \gamma(x_j - x_0) \quad \dots (22) \end{aligned}$$

(22) 式を (20) 式に代入し、最小化を行うと、

$$\begin{aligned} \sum_j \lambda_0^j \gamma(x_i - x_j) + \mu &= \gamma(x_i - x_0) \quad i=1, \dots, N \\ \sum_i \lambda_0^i &= 1 \quad \dots (23) \end{aligned}$$

が得られる。ここで、 N は観測点総数を示す。

この正規方程式 (23) 式を解くことにより、最良空間分布近似式の係数 λ が決定される。一方、この最良近似式による推定誤差の分散は、正規方程式の解を (22) 式に代入し

$$\text{Var}[P_0^* - P_0] = \sum_i \lambda_0^i \gamma(x_i - x_0) + \mu \quad \dots (24)$$

で与えられる。

以上の方法で定式化した最良近似式が正しく任意地点の帯水層係数を推定するには、推定値に偏りがなく誤差の分散が最小であることを満足しなければならない。これを検証するには、各観測地点の帯水層係数を、当該点を除き他の観測地点の値を用いて推定する。最良近似式が適切に選定されているならば、誤差の平均は零となり、観測値との分散と (24) 式の分散の相対比は 1.0 となる。

$$E[P_i^* - P_i] = \frac{1}{N} \sum_i [P^*(x_i) - P(x_i)] \quad \dots (25)$$

$$RV = \frac{1}{N} \sum_i [(P^*(x_i) - P(x_i)) / \sigma]^2 \quad \dots (26)$$

$$\sigma^2 = \text{Var}[P^*(x_i) - P(x_i)]$$

ここに、 RV は相対分散比、 N は観測点総数を示す。

上記二条件が (16) 式の妥当性を判定する。

5. 解析結果および考察

1) 地下水位観測点における帯水層係数の同定

観測値から誤差を分離するためカルマン・フィルタ理論を適用する場合、観測誤差分散 R があらかじめ既知でなければならない。本解析では、この観測誤差分散に観測地下水位と計算地下水位との誤差分散に用いる⁴⁾。従って、フィルタ処理しない観測値に基づき(2)式で帯水層係数を求め、状態方程式中で既知量と仮定し、状態変量を地下水位のみとして観測誤差の分離を行う。

前述のように解析対象領域においては観測井が不規則に配置されているので、図-2に示すように16のThiessen多角形に分割する。この結果隣接節点間を連結するリンク数は $L=30$ 、節点総数は $N=16$ となる。

評価基準(3)式に用いる観測地下水位は全観測期間中比較的変動が小さい連続80日間のデータを選定した。この理由は、最適値探索の繰り返し計算において地下水位の変動が微小でも、これに伴う帯水層係数の変動が非常に大きくなる場合があるため解の発散を避けるとともに(6)式の線形化の近似度を高めるためである。

初期条件は、透水係数に関して揚水試験の実測値 $K=35.7\text{m/day}$ を全リンクに割り当てた。貯留係数は実測値がないため、地質が砂れき層であることを考慮して $S=0.40$ を全節点に与えた。

最適値の収束判定は、全節点において繰り返し回数 $k-1$ と k との水位変化の差の総和が 0.5 以下になった場合収束したとする。実計算では5回以下の繰り返しで収束し、最小二乗法は計算効率が高いと思われる。

表-1 帯水層係数の最適同定値

観測井	フィルタ未処理		フィルタ処理	
	透水係数 (m/day)	貯留係数 (%)	透水係数 (m/day)	貯留係数 (%)
1	36.41	33.89	37.01	33.82
2	37.12	33.91	36.12	33.95
3	35.39	33.95	33.72	30.91
4	35.67	26.06	35.49	26.89
5	38.81	36.60	37.33	32.41
6	39.23	25.31	39.60	27.23
7	36.46	26.19	35.81	26.51
8	36.96	38.42	36.92	38.10
9	34.24	36.12	36.36	35.12
10	33.40	24.12	34.88	22.60
11	37.78	33.24	40.98	35.89
12	36.71	26.72	35.54	26.25
13	27.04	36.68	36.31	37.72
14	30.98	31.41	38.18	31.08
15	35.81	33.24	35.75	32.46
16	35.95	35.42	35.85	35.33

次に、上述した方法で同定された帯水層係数および計算誤差を用いて観測誤差の分離を行う。帯水層係数を確定変数の既知量と仮定し、(8)式の定数行列Aに代入する。また、観測誤差分散Rは計算地下水の誤差分散 1.0×10^{-3} を用いる。一方、モデリング誤差Qに関しては、先験的な情報がないため推定誤差共分散行列 $V_{i/j}$ の対角要素が正になるように0.05を設定した。t=0時の初期推定地下水位に観測値を与え、定式化された(12)式～(15)式を適用して平滑推定値を求めた。この結果を図-3に示す。同図において実線は平滑推定値、黒丸印は観測値を示す。ここで、推定過程における誤差を検討するため次式で示される二乗平均誤差を導入する。

$$U = \frac{1}{N} E[\delta_{i/i}^T \delta_{i/i}] = \frac{1}{N} \text{Tr}[V_{i/i}] \quad \dots (27)$$

$$\delta_{i/i} = \hat{h}_{i/i} - h_i$$

ここに、Trはトレースを表わす。

上式の値は、予測過程において $U=0.85 \times 10^{-2}$ であり、平滑過程で $U=0.75 \times 10^{-2}$ となり、スムージングの効果が認められる。このフィルタ理論により得られた平滑推定値を用いて、再び地点帯水層係数の最適同定化を行う。

以上の方法により求めた透水係数および貯留係数を表-1に示す。ただし、同表の透水係数は一節点に立つリンクの重み付き平均を表わしている。
2) 帯水層係数の空間分布構造の推定

帯水層係数の空間分布最良近似式を定式化するため、前節で得られたデータがいかなる密度関数をもつ分布に従うかを判定し、その統計的性質を把握する。一般に、度数分布の適合性の判定には χ^2 検定が用いられるが、本解析においては各階級の期待度数が小さくこの検定法を適用することができない。従って、ここではデータの度数分布に正規および対数正規の二つの分布を想定し、竹内が提示した基準⁵⁾によりその適合性を判定する。この方法はデータに対数正規分布をあてはめた場合、正規分布より適切であるか否かは(28)式が(29)式より小さいか否かで判定される。

$$HL = \text{Log } \hat{\sigma}^* + \frac{b_2^*}{2N} + \frac{1}{N} \sum \text{Log } P_i \quad \dots (28)$$

$$\hat{\sigma}^{*2} = \sum (\text{Log } P_i - \hat{\mu}^*)^2 / N$$

$$\hat{\mu}^* = \sum \text{Log } P_i / N$$

$$b_2^* = \sum (\text{Log } P_i - \hat{\mu}^*)^4 / N \hat{\sigma}^{*4}$$

$$HN = \text{Log } \hat{\sigma} + \frac{b_2}{2N} \quad \dots (29)$$

上記二式に透水係数を適用すると、対数正規分布と想定した場合 $HL=0.64$ であり、正規分布の場合は $HN=0.66$ となる。これらの値から適合度に差異がないことが認められ、本解析では地点透水係数の空間分布は略近的に正規分布とみなす。同様に貯留係数について検定すると、ランダム変数となり空間分布を呈しない。この結果、以下の解析においては透水係数のみを取り扱うこととする。

透水係数のバリオグラムを求めるため、観測点間の距離を80m刻みで階級分けを行い透水係数の差の分散を計算した。刻み80mは各階級に入る度数がほぼ等しくなるように試行錯誤的に決定した。得られた透水係数のバリオグラムを図-4に示す。同図において、算出したバリオグラムの距離は各階級の平均距離で表示してある。バリオグラムは距離約580mまではほぼ線形関係を有し、それ以後の距離においては急速に零に接近する。この傾向から、任意地点の透水係数を(16)式で推定す

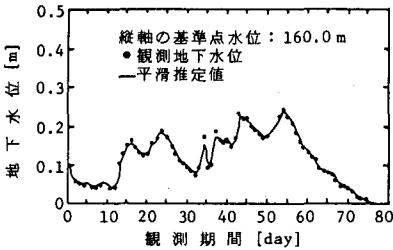


図-3 No.1井の観測地下水位と平滑推定値

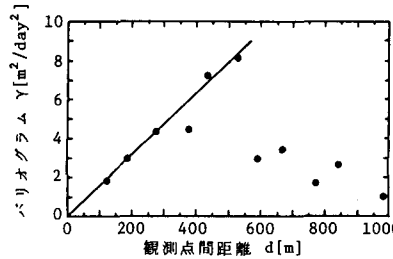


図-4 透水係数のバリオグラム

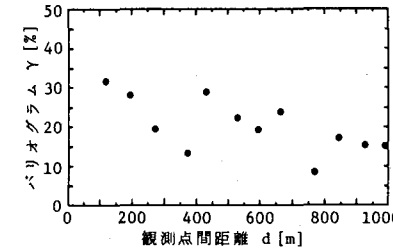


図-5 貯留係数のバリオグラム

る場合、すべての観測点の値を用いる必要がなく、推定地点を中心とする半径約290 mの円内にある観測点のみを考慮すると良いことになる。この方法は近傍の値のみを使用するため、観測点間の不確実性に基づく推定精度の低下が避けられ、同時に(23)式中の同定すべき未定係数を減少させ、計算処理が軽減できる長所を有する。

同図から回帰式を求めると、透水係数のバリオグラムは次式で与えられる。
 $\gamma(d) = 0.016d \quad d \leq 580m \quad \dots (30)$
 一方、図-5に貯留係数のバリオグラムを示す。貯留係数には有意な傾向がなく、空間分布構造を有しないランダム変数であることが確認される。

得られた透水係数のバリオグラムおよび空間分布近似式が正しく地点値を推定し得るかを検証するため、各観測点の透水係数を当該点を除いて推定する。この結果、(25)式は0.097であり、(26)式の相対分散は1.080となる。従って、この近似式はシステムの偏りがなく最小分散値が得られることが認められる。推定誤差が正規分布と仮定できるならば、推定値に対する95%信頼区間は次式となる。

$$P_0^* = \sum_{i=1}^n \lambda_0^i P_i \pm 2\sigma \quad 1.37 \leq \sigma \leq 2.15 \quad \dots (31)$$

推定値は一個を除きすべてこの信頼区間に入る。

以上の方法で妥当性が確められた透水係数の最良近似式を用いて空間分布の解析を行った。その結果を図-6に示す。この図は解析対象領域を縦46m、横56mの間隔で格子状に分割し、253の交点上で透水係数を推定し、その結果を0.5m間隔の等値線で示してある。一方、図-7は推定誤差の分散を示すもので、当然のことながら観測点近傍では誤差が小さく、観測点からの距離に伴い分散は増大し、特に図の左下端部の分散値が著しく大きい。推定精度は観測点の配置にのみ影響されるので、この左隅角部に観測井を設置すると領域全体にわたって推定精度の向上が予想される。

6. 結 び

本研究では、地点透水係数が弱定常過程を満足する確率変数と仮定し、統計的線形化手法を用いてその空間分布を推定した。その結果、本解法は地下水位観測値のみから自然帯水層における透水

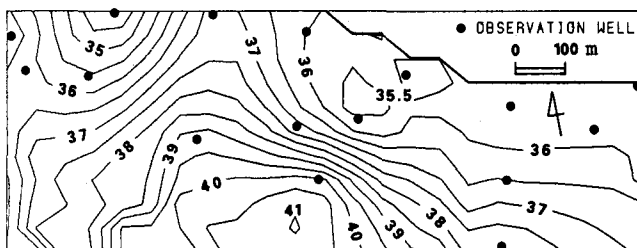


図-6 透水係数の推定空間分布

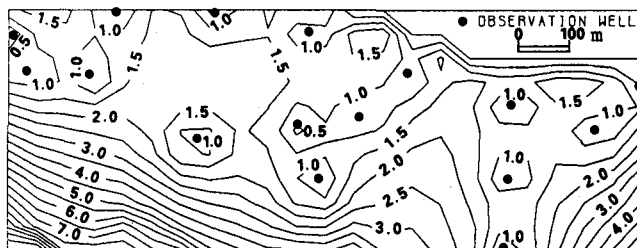


図-7 推定誤差の分散分布

係数の空間分布構造を精度よく推定できることを示した。従って、地下水流動および汚染物質移動機構を究明する際に不可欠な帯水層特性量を把握するための有用な方法と考えられる。

しかし、帯水層係数の最適同定過程において、同定値が局所極小値ではなく全体的な最小値に到達しているか、また、空間分布最良近似式の定式化に必要なバリオグラムが解析対象領域で常に有意な傾向を呈するかの検討をいまだ残している。これらを明らかにするには、さらに多くの理論的および事例的研究が必要となる。

おわりに、本研究を行うにあたり、室蘭工業大学近藤俊郎教授から有益な助言を頂いたことを記し、ここに心から謝意を表します。

参 考 文 献

- 1) De Wiest, R, J, M: Geohydrology, John Wiley & Sons, pp.266-267, 1967.
- 2) 片山 徹: 応用カルマンフィルタ, 朝倉書店, p.6, 1983.
- 3) Delhomme, J, P: Kriging in the Hydrosiences, Ad. Water Resour., 1-5, pp.251-266, 1978.
- 4) 星 清: 洪水予測システムの基礎的検討(2), 土木試験所月報, No.386, pp.48-68, 1985.
- 5) 竹内 啓: 情報統計量の分布とモデルの適切さの基準, 数理科学, No.153, pp.12-18, 1976.