講演要旨

地球統計学による地下水の水質データの時空間分布解析

小池 克明*・成清 耕司**・松田 節郎**

Space-Time Distribution Analysis of Chemical Content Data of Groundwater Using Geostatistics

Katsuaki Koike*, Kouji Narikiyo**, and Setsuro Matsuda**

*熊本大学工学部 Department of Civil Engineering, Faculty of Engineering, Kumamoto University, Kurokami 2-39-1, Kumamoto 860-8555, Japan. E-mail: koike@gpo.kumamoto-u.ac.jp

**熊本大学大学院自然科学研究科 Graduate School of Science and Technology, Kumamoto University, Kurokami 2-39-1, Kumamoto 860-8555, Japan. E-mail: 012d9477@gsst.stud.kumamoto-u.ac.jp (成清), 000d9754@gsst.stud.kumamoto-u.ac.jp (松田)

キーワード: 時空間セミバリオグラム, オーディナリ・クリギング, コ・クリギング, 地下水, イオン成分濃度

Key words: Space-time semivariogram, Ordinary kriging, Co-kriging, Groundwater, Ion component concentration

1. はじめに

多くの測点で定期的,あるいは連続的な観測によって得られる地球科学データは,時空間領域に表される。したがって,データの特徴を抽出するには各測点での時系列解析と,空間分布解析との組み合わせが不可欠である。一般に時空間データに適用される多変量回帰分析では平均的な分布傾向しか得られないので,地球科学データ特有の分散共分散構造を分布モデルに反映させ,近い将来の予測に用いるには不十分である。この問題に対して,本研究では地下水の水質データを対象とし,地球統計学(Geostatistics)の適用性を検討した。

第1図 地下水観測井の分布

2. セミバリオグラム解析

熊本市域に分布する43本の観測井(第1図)で得られた Ca^{2+} , Mg^{2+} , Na^+ , K^+ , Cl^- , SO_4^{2-} , HCO_3^- の7成分のイオン濃度を解析対象に選んだ。観測期間は1994~1999年であり,各年で6月と10月の2回測定が行われている。2000年のデータは推定精度の検証に用い,解析に含めて

いない。各イオン成分のデータ数は416である。データの一例として,第2図に Ca^{2+} 濃度のヒストグラム,および同じ観測時期での Ca^{2+} と対数に変換した Mg^{2+} , Na^+ , K^+ の平均濃度を示す。これより Ca^{2+} 濃度データは正規分布に近く,平均濃度に時間的な変化が見られるが,その他の成分の平均濃度はほぼ一定であることがわかる。

次に,各イオン成分濃度の時空間領域での分布則を明

第2図 Ca^{2+} 濃度のヒストグラム, および同じ観測時期での Ca^{2+} , Mg^{2+} , Na^+ , K^+ の平均濃度

第3図 単成分の $\gamma_i(h, \tau)$ と2成分間の $\gamma_{ij}(h, \tau)$

第4図 OKによる1994, 1996, 2000年での Ca^{2+} 濃度の推定分布

らかにするために、以下の定義式により単成分のセミバリオグラム $\gamma_i(h, \tau)$ と2成分 i, j 間のクロスセミバリオグラム $\gamma_{ij}(h, \tau)$ を作成した。

$$\gamma_i(h, \tau) = E\{[z_i(\mathbf{u} + h, t + \tau) - z_i(\mathbf{u}, t)]^2\} / 2$$

$$\gamma_{ij}(h, \tau) = E\{[z_i(\mathbf{u} + h, t + \tau) - z_i(\mathbf{u}, t)] [z_j(\mathbf{u} + h, t + \tau) - z_j(\mathbf{u}, t)]\} / 2$$

ここで $z_i(\mathbf{u}, t)$, $z_j(\mathbf{u}, t)$ は位置 $\mathbf{u}$, 時間 t での成分 i, j の濃度, h はデータ間の距離, τ は観測時期のラグ, E は期待値を表す。一例として Ca^{2+} と Na^+ の $\gamma_i(h, \tau)$, および $\text{Mg}^{2+} - \text{SO}_4^{2-}$ の $\gamma_{ij}(h, \tau)$ を第3図に示す。 Mg^{2+} に対して、相関性の高い SO_4^{2-} とを組み合わせた。 Ca^{2+} と Na^+ に関しては空間的な相関構造が明瞭であり、その相関性は原点付近での $\gamma_i(h, \tau)$ の勾配が小さい Na^+ の方が大きいこと、および $\text{Mg}^{2+} - \text{SO}_4^{2-}$ の相関性のある範囲は Ca^{2+} , Na^+ に比べて小さいことがわかる。 τ の増加とともに $\gamma_i(h, \tau)$ や $\gamma_{ij}(h, \tau)$ は微増するので、時間方向にも弱い相関構造が含まれている。

$\gamma_i(h, \tau)$ と $\gamma_{ij}(h, \tau)$ はデータ数が少ないことの影響もあり、凹凸のある曲面を描いている。バリオグラムに基づいた分布のモデリング法であるクリギングを適用するには、安定な解を得るために、これらを滑らかな曲面で近似する必要がある。球モデルやガウスモデルなどのバリオグラムに比べて第3図の $\gamma_i(h, \tau)$ や $\gamma_{ij}(h, \tau)$ は複雑であるので、この近似に多項式を適用した。多項式の適切な次数はAICによって判定した。

3. 時空間分布のモデリング結果

時空間分布のモデリングに2種類のクリギング、Ordinary kriging (OK) と Ordinary co-kriging (OCK) を用いた。OKでは単成分のみを考慮し、OCKでは $\gamma_i(h, \tau)$ と $\gamma_{ij}(h, \tau)$ を用いる。 Mg^{2+} は SO_4^{2-} , HCO_3^- は Na^+ と組み合わせた $\gamma_{ij}(h, \tau)$ を用いてOCKを実行し、その他の成分にはOKを適用した。まず、OKとOCKの推定精度を検証するために、各測点の2000年での値を1994~1999年のデータから推定した。その結果、推定値と測定値との相関係数は、 Ca^{2+} : 0.88, Mg^{2+} : 0.43, Na^+ : 0.78, K^+ : 0.99, Cl^- : 0.99, SO_4^{2-} : 0.94, HCO_3^- : 0.49と得られた。 Mg^{2+} と HCO_3^- ではそれらの $\gamma_i(h, \tau)$ が明瞭な傾向を示していないためにOCKでの推定精度が悪いが、それ以外では妥

第5図 7つのイオン成分濃度の推定分布に基づくヘキサダイアグラムのクラスター分析による分類結果 (1994, 1996年を対象)

当な結果といえる。

OKによる1994, 1996, および時間的な外挿の一例である2000年での Ca^{2+} 濃度の推定分布を第4図に示す。推定の対象とした深度は30 mである。沿岸部の低地帯で特に値が低い北西-南東方向のラインの位置に変化はないが、2方向の地下水が会合する領域中央部で、相対的に大きな時間的な変化が表されている。

次に、7つのイオン成分濃度の推定結果を組み合わせ水質区分の指標となるヘキサダイアグラムを作り、これをクラスター分析によって7つのグループに分類した。1994年と1996年での分類結果を第5図に示す。同一のグループ番号は両年で類似したヘキサダイアグラムを表している。この期間では前述のラインに沿う南部において、水質の小さな変化が推定できる。

4. まとめ

地下水のイオン濃度データに地球統計学を適用したところ、時間的-空間的な分布の特徴が得られ、水質変化の予測に適用できることが明らかになった。最後に測定データを提供いただいた熊本市環境保全局水保全課、および水質について御教示いただいた(財)熊本県薬剤師会医薬品検査センターの岩根進氏に深甚の謝意を表したい。