

不良な計測情報下での Cokriging による 地下水位分布の最適推定と相互相関的補間効果

BEST ESTIMATION OF COKRIGED GROUNDWATER LEVELS AND ITS CROSS-CORRELATIVE EFFECTS IN USING INSUFFICIENT DATA SET

浜口 俊雄¹
Toshio HAMAGUCHI

¹正会員 農博 京都大学防災研究所 (〒611-0011 宇治市五ヶ庄)

Several numerical tests in this paper can be performed to check the validity of cokriging estimation of the groundwater levels in space and to show its cross-correlative effects in using the insufficient data set. Cokriging, as a type of kriging, seeks to estimate values of a certain variable at the unsampled locations. The cokriging technique makes use of the cross-correlative dependence between several variables. A groundwater level to be cokriged is evaluated as a linear combination of the available sampling data on groundwater levels and on bed elevations, which are spatially correlated with each other. Three steps are needed in the cokriging application. First, several geostatistical models, which adequately describes the spatial structure of the variables of interest, must be proposed. The second step involves using the available data to identify the unknown parameters of the models described in the first step and to select the best fitting model among proposed ones on the basis of the four information criteria. Third and finally, cokriging is employed to estimate a spatial distribution to be desired. Numerical tests are presented in this work to demonstrate the cokriging effects subject to the insufficient data. Cokriging yields reasonable and valid results because it can interpolate less sampling data due to its ability to adequately pick up the available cross-correlative data. The high applicability and reliability of the cokriging method can be reinforced with the above results.

Key Words : groundwater level, geostatistical model, cokriging, cross-correlation, information criterion

1. 序論

或る時刻の地下水位の空間分布を観測井の計測水位データから推定することは地下水の流況管理において重要な資料となる。しかし観測井の幾つかが計測不能に陥る、または、始めから観測数が少ない場合、観測情報の不足から推定精度の低下が生じることは想像に難くない。本研究では、水位分布推定に対して地盤統計学のアプローチに着目し、上記問題での精度低下の緩和を期待して、不透水性基盤層標高(基盤高)との相互相関性が補助的に最大限活用できる cokriging¹⁾を採用する。そこで同手法が発揮する補助データ活用の効力の程や妥当性を検証すべく、水位観測データを段階的に減少させた数値実験を行う。その実験では、不圧の広域地下水を対象として、筆者らが以前に提唱した式(1)の擬似地下水位 $\tilde{h}$ を利用²⁾し、貯留地下水の渚線がなす移動境界を考慮することで地下水が貯留されている領域も特定する。

$$\tilde{h} = s + (h - s) \cdot u\{h - s\} \quad (1)$$

ここに、 h : 地下水位, s : 基盤高, $u\{\bullet\}$: 単位階段関数を表す。

2. 地盤統計学的手法の効用

地下水に限らず、地盤工学や水文学の一般分野に携わる技術者や研究者は、現場の散在した計測値から或る空間変量の分布を急ぎ補間推定する必要性に迫られることがある。そういった局面を打破する手段は2通り考えられる。一つは、求めるべき空間分布の変量が含まれた地盤現象モデルないしは水文現象モデルを介した「現象モデル的アプローチ」である。もう一つは、変量の空間分布を確率場と見なすことで、その変量が確定量(平均値)と不確定量(確率変動値)の和から成る確率変量として扱われる地盤統計モデル(Geostatistical model)を介した「統計モデル的アプローチ」である。

現象モデルの方策の場合、考える変量が一範囲でなく一点で評価される空間パラメータならば、計測値から物性値を同定した後、現象シミュレーションによってその変量の空間分布を推定することになる。あるいは、その変量が一点でなく一範囲で評価される空間パラメータならば、それに当てはまる分布状態を同定することになる。加えて、こうして得られた結果では、計測値と現象モデルでの評価値が一致するとは限らない。むしろこの両者を一致させるのは稀であり、至難の業

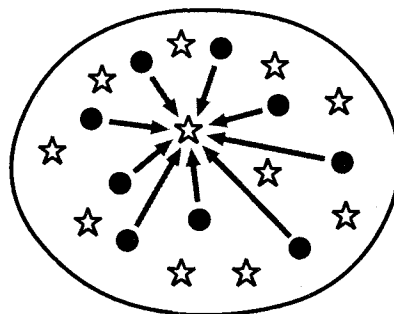
である。これは以下の要因による。現象モデルの構造は理論展開で導出された決定論的なものであり、計測値で変化するような柔軟性は持ち合わせていない。モデルの柔軟性はその物性値に備わっているものであり、従って複雑な実現象から物性値の現実とまるで同じ空間分布を同定する必要があるが生じる。しかし、そのような精密な分布を求めることは極めて困難である。まして数値解析に使う離散化モデルであれば、ある程度のモデル化誤差³⁾を含んでくることは覚悟せねばならない。こうしたモデル化誤差が要因となって、モデル評価値は計測値に一致しづらくなるのである。

これに対して統計モデル的方策では、考える変量がどんなパラメータであろうとも、その空間分布推定の行程は原理的に唯一である。同手段は、その変量を確率場の変量として扱うとともに、その計測データを標本場の一部として扱い、これを基にした条件付き確率場として未知な状態の空間分布を推定する。故に、計測値は統計モデルの評価値と必ず一致する。これは統計モデルに十分な柔軟性のある不確定量が組み込まれていることに依る。本研究では、観測データに極力沿ったかたちで実現象を再現するには、計測値と評価値が合致する統計モデル的方策の方が適切であると判断した。

3. Kriging/Cokriging の概念

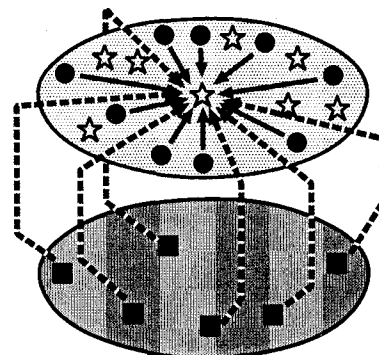
まず Kriging/Cokriging の概略について述べる。地盤統計学に基づく推定手法として基本的かつ代表的なものが Kriging と呼ばれる手法である。これは一変量を対象として推定する理論であり、その呼称は提案者 Krige の名に因んでいる。Krige の提案を受けて Matheron⁴⁾ が理論的に定式化を行い、Journel¹⁾ がそれを鉱山工学に導入した結果、地盤統計学として認知され、発達するとともに同分野の発展に大きく寄与した。その後水文学やその他の様々な分野にも普及していった。その発展過程で、Journel¹⁾ は Kriging の拡張として、二変量以上の多変量を対象とした Cokriging と呼ばれる推定手法について論じている。

次に、Kriging/Cokriging の特徴について述べる。2. 節でも述べたが、一般に Kriging では或る変量の空間分布を条件付き確率場と見なし、任意地点での推定量を求めていく。その Kriging 推定概念を図-1 に示す。これに対して、一般に Cokriging では、一変量の空間分布ばかりでなく、相互に相関性があるような他の幾つかの変量の空間分布も条件付き確率場と見なし、任意地点での推定量を求めていく。二変量の Cokriging の概念を図-2 に示す。推定量の算出方法は、本論文の内容に沿って記述すると、任意地点での基盤高の Kriging 推定値 s^* および水位の Cokriging 推定値 $\tilde{h}^*$ はそれぞれ式(2),(3)のような(多重)線形結合式で求める。ここに s_j はボーリングによる基盤高の計測データ、 $\tilde{h}_i$ は水位の



● Sampling (or Observed)
☆ Estimated

図-1 Kriging 推定概念



● Sampling (or Observed) #1
■ Sampling (or Observed) #2
☆ Estimated

図-2 Cokriging 推定概念

計測データ、 ω_j , λ_i , ν_j はそれぞれの計測データに対する重み係数、 m はボーリング数、 n は水位観測数を表す。このように各計測データ毎に重みをつけて総和したものを推定値としている。

$$s^* = \sum_{j=1}^m \omega_j s_j \quad (2)$$

$$\tilde{h}^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i \tilde{h}_i + \sum_{j=1}^m \nu_j s_j \quad (3)$$

$$\text{ただし, } \sum_{j=1}^m \omega_j = 1, \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1, \sum_{j=1}^m \nu_j = 0, \text{ etc } (4)$$

4. 統計モデル構造

Kriging/Cokriging は、確定量を表すモデル構造の与え方によって幾通りかに分類される¹⁾。その中でも、モデル構造の汎用性が最も高いものは Universal Kriging(UK)/ Universal Cokriging(UC) である。これは確定量を空間座標変数の多項式で表す方法である。さらにその確定量に最尤確定量を想定してやると、確定量はトレンド成分となり同多項式は重回帰式として帰着する。すなわち、UK/UC 推定における空間分布のトレンド成分モデルは空間的な重回帰モデルに匹敵することがわかる。UK/UC はそのトレンド成分を基礎として、モデル誤差(残差)を定常確率過程に沿う不確定量(ラン

ダム成分)として処理し、それをトレンド成分に加算して推定量を算出する手法である。それ故、UK/UCによる空間分布推定では、計測点においてUK/UC推定値と計測値が一致する。よって、UK/UCは重回帰分析に推定の柔軟性を補完した手法であると言える。なお、UK/UC推定に関する詳細な式展開や解説については参考文献1), 5)を参照されたい。

本研究では、そのトレンド成分 $m(x)$ を空間変数 x, y の1次元多項式(5)に言及した。

$$m(x) = b_1 + b_2x + b_3y \quad (5)$$

式(5)は、基礎方程式の厳密解を x や y でTaylor展開した整級数の高々1次の近似式とも解釈できる。またランダム成分は同展開の剰余量とモデル誤差との和に匹敵する。この成分がもつ自己/相互相関構造の関数 $R(d)$ として、式(6)～(10)の5通りを想定した。

一次元指数型：

$$R(d) = \exp \left\{ -\frac{d_1}{a_1} \right\} \quad (6)$$

一次元ガウス型：

$$R(d) = \exp \left\{ -\left(\frac{d_1}{a_1} \right)^2 \right\} \quad (7)$$

一次元球状型：

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{a_1} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{a_1} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq a_1) \quad (8)$$

二次元指数型：

$$R(d) = \exp \left\{ -\sqrt{\left(\frac{d_1}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{d_2}{a_2} \right)^2} \right\} \quad (9)$$

二次元ガウス型：

$$R(d) = \exp \left[-\left\{ \left(\frac{d_1}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{d_2}{a_2} \right)^2 \right\} \right] \quad (10)$$

ここに、 d_1, d_2 ：各方向の二点間距離、 a_1, a_2 ：各方向の相関距離を表す。これを基にして式(11)～(13)に掲げた自己/相互共分散関数を考える。

$$C_{hh}(d) = \sigma_h^2 R(d) \quad (\sigma_h^2: \text{水位分散値}) \quad (11)$$

$$C_{ss}(d) = \sigma_s^2 R(d) \quad (\sigma_s^2: \text{基盤高分散値}) \quad (12)$$

$$C_{hs}(d) = \rho \sigma_h \sigma_s R(d) \quad (\rho: \text{相互相関係数}) \quad (13)$$

5. 情報量規準によるモデルの適合評価

図-3は、“実物”ないしは“実現象”であるプロトタイプに対して、解析モデルが様々当てはめられた状況を抽象的に示したものである。本来、プロトタイプ(網掛け部)の構造は未知なものであることが多い。これを解析する場合、連続性、保存性、法則性といった理論的考察から派生したような何らかの型にはまった解析モデル(太実線内部)で表現しなければならない。すると図のように、モデル構造上のズレが多かれ少なかれ必

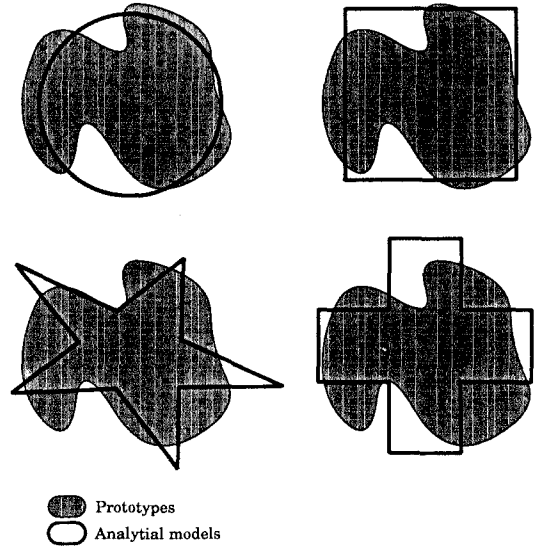


図-3 プロトタイプに対する解析モデル

ず生じることになる。一般論で言えば、このズレを直接計することで個々のモデルの適合度を調べればよいのだが、上述にもあるようにプロトタイプは未知なため、両者のズレを直接的かつ絶対的に評価することは不可能と言える。しかし、プロトタイプが唯一無二であって不変であることに留意すると、ズレを表すモデル誤差評価式において、プロトタイプの構造を示す項は定数と見なせることに気が付く。よって解析モデル間の適合性の優劣だけでよいのであれば、モデル誤差評価式の解析モデル構造を示す項だけを抽出し、比較することでズレ(モデル適合度)の相対的評価が実現可能となる。その指標が情報量規準と呼ばれており、本論文でもモデルの適合度を判断する指標として採用している。

本研究での統計モデルは、前節に挙げたとおり、1通りのトレンドモデル(多項式表記)と5通りのランダムモデル(相関関数表記)の組み合わせで、計5通りとなる。いまUK/UC推定に先立ち、以下の様な一連の統計モデル構造同定作業を行い、複数のモデルから最適な統計モデルを選定する。まず各統計モデルに対してパラメータを最尤推定すると同時に、各モデル毎に情報量規準値を算出する。本論文では以下に記すAIC(赤池情報量規準)⁶⁾、BIC(ベイズ情報量規準)^{6),7),8)}、 $\phi^9)$ 、 $d_M^{10)}$ の4規準を採用¹¹⁾して、それぞれ算出する。

$$AIC = -2MLL + 2K \quad (14)$$

$$BIC = -2MLL + K \ln(N) \quad (15)$$

$$\phi = -2MLL + cK \ln(\ln(N)) \quad (16)$$

$$d_M = -2MLL + K \ln(N/2\pi) + \ln|F_M| \quad (17)$$

ただし、MLL：最大対数尤度、 K ：パラメータ数、 N ：全観測数、 F_M ：Fisherの情報行列を表す。また定数 c には通常の設定値2を与える。

次に、同一規準内で、所与のモデル毎に規準値を大小比較する。小さな値ほど適合度は高いと判断してモデル間の相対的優劣をつける。この作業を各規準毎に

表-1 基盤高の分布モデル適合順位

共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	451.74	2	463.52	2	456.46	2	456.78	2
一次元ガウス	535.93	4	547.71	4	540.65	4	540.85	4
一次元球状	448.15	1	459.93	1	452.87	1	452.88	1
二次元指数	452.43	3	466.57	3	458.09	3	458.70	3
二次元ガウス	537.03	5	551.17	5	542.69	5	542.99	5

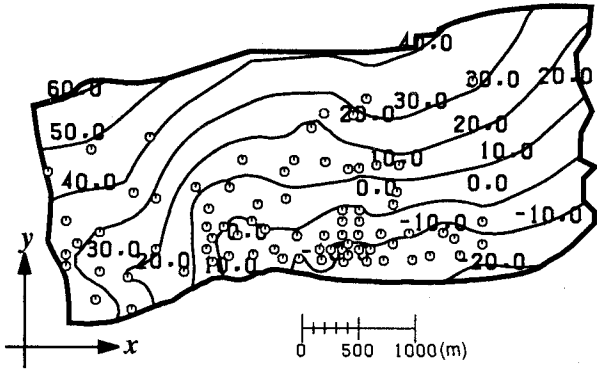


図-4 UK 推定による基盤高分布⁵⁾

行い、それぞれに最小となるモデルをもって最適統計モデルとしてUK/UC推定に採用する。

6. 砂川地下水流況推定

(1) 基盤高分布推定

本稿では沖縄県宮古島砂川地下水盆を対象とした。まず、ボーリングデータ(図-4の丸印;78箇所)に基づいて基盤高分布のモデル構造を同定した。その結果を表-1に示す。同表から、どの規準からも最適な統計モデルの共分散関数は一次元球状型であることがわかる。このときの分布モデルの構造はトレンド関数 $m_s(x)$ および共分散関数 $C_{ss}(d)$ が式(18),(19)で表される。

$$m_s(x) = 19.513 - 0.011254x + 0.019620y \quad (18)$$
$$C_{ss}(d) = 77.863 \times \left\{ 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1949.9} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1949.9} \right)^3 \right\} \quad (0 \leq d_1 \leq 1949.9) \quad (19)$$

以上より求めた推定結果を図-4に示す。この推定結果を以降の地下水貯留域推定に活用する。

(2) 地下水流況推定

続いて貯留域を考慮した $\bar{h}$ の分布推定を試みた。1993年10月22日における貯留状況を対象として、水位観測データを当初88個から10個ずつ段階的に間引きしていったときのUC推定の妥当性の推移について検討した。その際、計測誤差の含まれている可能性のある点、近傍に類似した観測結果の出る点の順で観測点群から除外していった。またこれらの該当点が無くなった後は、動水勾配の小さい周辺域から観測点を全体にまばらになるように除いていった。情報量規準毎・観測数毎

表-2 観測数毎の水位分布モデル適合順位

n=88								
共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	840.07	3	871.19	2	852.70	3	855.98	3
一次元ガウス	995.45	5	1026.57	5	1008.08	5	1009.13	5
一次元球状	825.35	1	856.47	1	837.98	1	840.85	1
二次元指数	837.93	2	872.16	3	851.82	2	854.55	2
二次元ガウス	985.08	4	1019.31	4	998.98	4	1001.20	4

n=68								
共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	786.89	3	816.72	2	799.01	3	801.46	3
一次元ガウス	905.70	5	935.54	5	917.82	5	918.15	5
一次元球状	775.09	1	804.93	1	787.21	1	789.40	1
二次元指数	785.30	2	818.11	3	798.63	2	800.44	2
二次元ガウス	898.06	4	930.88	4	911.39	4	911.93	4

n=48								
共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	691.37	3	719.73	3	702.89	3	704.45	3
一次元ガウス	794.43	4	822.79	4	805.95	4	805.26	4
一次元球状	681.26	1	709.62	1	692.78	1	694.09	1
二次元指数	687.35	2	718.55	2	700.03	2	700.89	2
二次元ガウス	795.69	5	826.89	5	808.37	5	808.05	5

n=28								
共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	607.67	3	634.30	2	618.47	3	619.06	3
一次元ガウス	696.43	4	723.07	4	707.23	4	705.43	4
一次元球状	600.21	1	626.85	1	611.01	1	611.41	1
二次元指数	605.88	2	635.18	3	617.76	2	618.52	2
二次元ガウス	697.28	5	726.58	5	709.16	5	707.83	5

n=8								
共分散関数	AIC		BIC		ϕ		d_M	
	値	順位	値	順位	値	順位	値	順位
一次元指数	501.31	3	525.86	2	511.19	2	510.49	3
一次元ガウス	581.39	4	605.94	4	591.27	4	588.35	4
一次元球状	497.85	1	522.39	1	507.72	1	507.05	1
二次元指数	501.30	2	528.30	3	512.16	3	510.35	2
二次元ガウス	575.91	5	602.91	5	586.78	5	583.80	5

のモデル適合度の評価結果を表-2に示す。ただし、どのnの場合でも同じ傾向を示していたので、同表を含め以降は特定の場合を抜粋して論述する。表-2より、全規準にわたり、どの場合においても最適な統計モデルの相関関数は一次元球状型であるという結論を得た。この際、同定された各最適モデル構造を以下の式群に示す。

[n=88の場合]

$$m_h(x) = 35.347 - 0.0096701x + 0.0064130y \quad (20)$$

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1804.4} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1804.4} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq 1804.4) \quad (21)$$

$$\sigma_h^2 = 21.104, \quad \rho = 0.4840 \quad (22)$$

[n=68の場合]

$$m_h(x) = 32.806 - 0.0091794x + 0.0083987y \quad (23)$$

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1761.6} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1761.6} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq 1761.6) \quad (24)$$

$$\sigma_h^2 = 27.714, \quad \rho = 0.4579 \quad (25)$$

[n=48の場合]

$$m_h(x) = 31.505 - 0.0091739x + 0.0095018y \quad (26)$$

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1753.0} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1753.0} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq 1753.0) \quad (27)$$

$$\sigma_h^2 = 25.597, \quad \rho = 0.5815 \quad (28)$$

[n=28の場合]

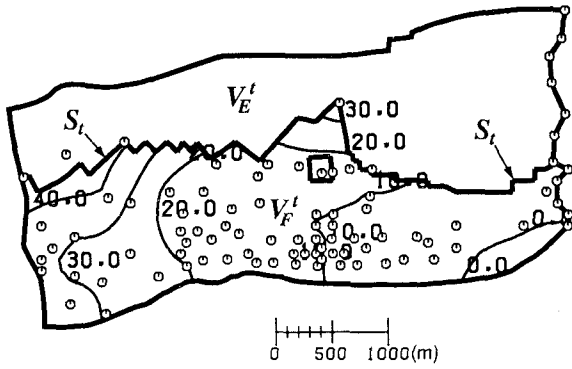


図-5 UC 推定分布 (n=88)

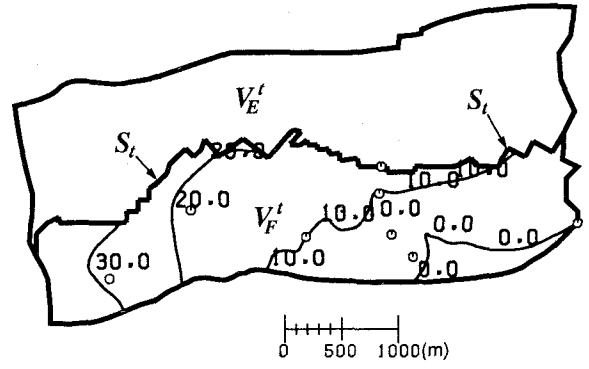


図-7 UC 推定分布 (n=8)

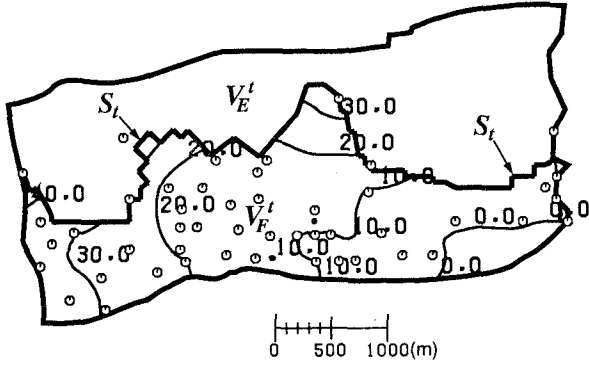


図-6 UC 推定分布 (n=48)

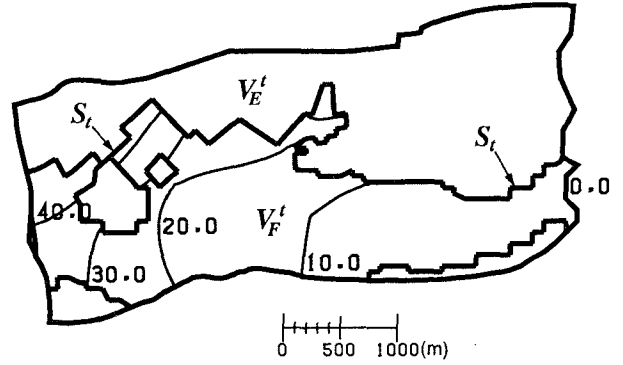


図-8 FEM 解析結果

$$m_h(x) = 30.851 - 0.0086734x + 0.0089743y \quad (29)$$

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1797.1} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1797.1} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq 1797.1) \quad (30)$$

$$\sigma_h^2 = 33.928, \quad \rho = 0.6549 \quad (31)$$

[n=8 の場合]

$$m_h(x) = 29.773 - 0.0081057x + 0.0073762y \quad (32)$$

$$R(d) = 1 - 1.5 \left(\frac{d_1}{1873.4} \right) + 0.5 \left(\frac{d_1}{1873.4} \right)^3 \quad (0 \leq d_1 \leq 1873.4) \quad (33)$$

$$\sigma_h^2 = 29.862, \quad \rho = 0.7805 \quad (34)$$

これを基に最適モデル構造の水位分布を UC 推定した。ここで結果を比較検討しやすいように例をさらに絞り込み、n=88, 48, 8 の場合に言及する。それぞれの場合の推定分布図-5~7に示す。ここに図中の丸印は水位観測井、 V_F^t は貯留域、 V_E^t は非貯留域、 V_F^t の周囲の太線部 S_t は地下水渚線である移動境界を表す。

また現象モデルとの比較のため、筆者が過去に提唱した移動境界を伴う非定常平面不圧地下水モデル²⁾を用いて有限要素法 (FEM) で解析した結果の一例も図-8に示す。同解析では、節点数を 2035、要素数を 2070 とした。用いた基礎方程式・境界条件を各々式 (35)、式 (36) ~ (37) に示す。

$$\lambda \frac{\partial \tilde{h}}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x_i} \left\{ k(\tilde{h} - b) \frac{\partial \tilde{h}}{\partial x_i} \right\} + \varepsilon \quad (i = 1, 2) \quad (35)$$

$$\text{B.C. } h = \tilde{h} \text{ on } S_h, \quad k(h - b) \frac{\partial h}{\partial n} = -\hat{q} \text{ on } S_q \quad (36)$$

$$k(h - b) \frac{\partial h}{\partial n} = \hat{q}_t \quad (> 0) \quad \text{on } S_t \quad (37)$$

ここに、 ε は地表からの涵養量を、 $\hat{q}_t$ は、 V_E^t から S_t 越しに流入する涵養量を表す。FEM の要素網図・観測井位置 (5 点) や提案モデルの詳細に関しては参考文献²⁾を参照されたい。さて、図-5~7 で最も推定精度が高いと思われる図-5 と FEM 解析結果の図-8 を比較してみると、両者の貯留域の形状や等水位線の形状が類似していることが伺える。よって、UC 推定は FEM と同程度の再現性を有していると言える。ただし、図-8 は上流 (図の左方や上方) 側でいびつな渚線と一部不連続な貯留域を形成しているが、これは採用した現象モデルが移動境界を伴う非定常平面地下水モデルであることに起因する。このモデルは、通常の平面モデルに加え、降雨等により発生した地下水涵養が時間効果も含めて上流域から貯留域に流入してくる流況も表現しているため、不連続な貯留域が地下水涵養量の加減で発生してしまうのである。例えば、非貯留域であっても地下水涵養量がかなり多ければ、そこに新たな貯留域が発生する。これは同モデルが固定要素網を用いたまま移動境界を表すものとなっているため、そういった水の挙動が不連続に表現されてしまいやすいのである。

続いて、UC 推定の結果どうしを比較検討する。図-5 に比べて図-6 は上流側で渚線が凹形状になって貯留域が縮んだものの、他の部分はさほど推定精度は落ちていないことが伺える。これは上流域での観測データが不足してトレンド成分の空間勾配が緩やかになったために、その周辺の渚線は n=88 の場合より下流側に後退

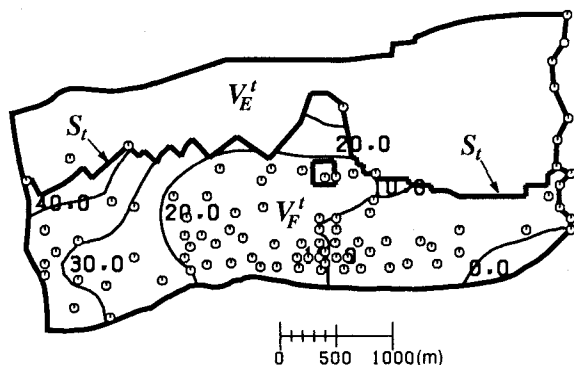


図-9 UK 推定分布 ($n=88$)

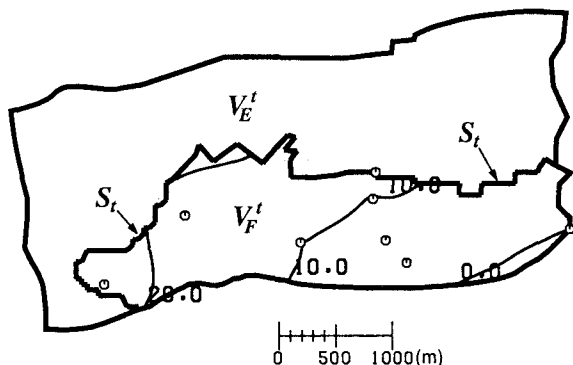


図-11 UK 推定分布 ($n=8$)

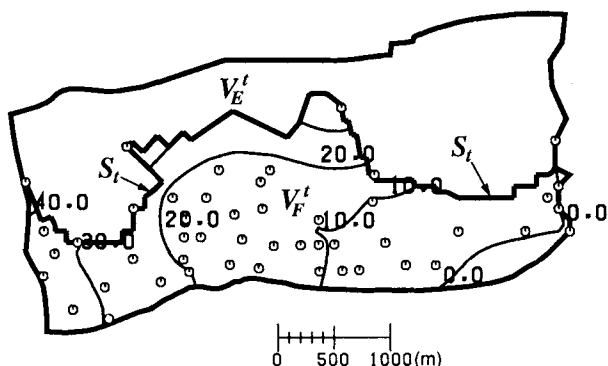


図-10 UK 推定分布 ($n=48$)

したと推察される。また n が 40 も減少しているにもかかわらず推定精度の低下が最小限にすんでいる点は UC で推定した効果といえる。すなわち、UC 推定では不足する観測情報として、水位の代わりにそれと相関関係のある基盤高を重用した効果が現れている。数字の上でも、UC の効果というものがはっきりと現れている。最適統計モデルの相互相関係数が $n=88$ で 0.4840 であったのに対し、 $n=48$ では 0.5815、さらには $n=8$ で 0.7805 となり、相互相関性への依存度が上がっていることが伺える。UK 推定は図-9 を基準にして図-10, 11 の場合を、UC 推定は図-5 を基準にして図-6, 7 の場合を比較し、さらに UK と UC の精度低下を比較検討すると、UC 推定結果の方が貯留域の凹凸・等水位線(流れ)の面から見ても基準に近い空間分布が得られており、こうした差異からも UC の相互相関的な補間効果が見て取れる。

7. 結論

本論文では、計測点配置が偏っているために一部で計測点間隔が大きくなる領域がある場合、または、計測点が全体的に不足している場合を想定して、UK ないしは UC を適用した空間分布推定について比較検討してみた。本研究の数値実験を通じて、この条件下で UK 推定を行えば、比較的大きな誤差を含んだ結果に陥りやすく、推定の信頼性を損なう憂慮すべき事態を招きかねないことを示した。一方、UC では、相互相関性の

ある他の変量の計測データが間接的な計測データに匹敵した働きをすることで、分布推定時に補助的な役割を果たす。従って、観測情報が不足していても UC 推定を行えば、妥当性を損なわない程度に推定精度の低下を抑え、UK 推定時より観測情報が多い際の推定結果に近い分布が得られると言える。

謝辞：最後に本研究を進めるにあたり、農用地整備公団宮古地下ダム事業所の方々には貴重なデータを提供していただいた。記して感謝の意を表します。

参考文献

- 1) Journel, A. G. and Huijbregts, Ch. J.: Mining geostatistics, Academic Press, Inc., pp.324-343, 1978.
- 2) 浜口俊雄・村上 章・長谷川高士：平面解析で移動境界を考慮した地下水モデルと逆解析への応用, 土木学会論文集, No.568/III-39, pp.133-145, 1997.
- 3) 浜口俊雄・村上 章・長谷川高士：平面地下水モデルにおいて既定境界の不確定性を統計的に評価した逆解析手法, 地盤工学における逆解析の適用と施工管理に関するシンポジウム発表論文集, pp.111-114, 1997.
- 4) Matheron, G.: Principles of geostatistics, Econ. Geol., 58, pp.1246-1266, 1963.
- 5) 浜口俊雄・長谷川高士・青山咸康：地下水貯留域の最適推定において多変量統計モデルから生じる相互相関的補間効果, 第44回地盤工学シンポジウム発表論文集, pp.19-24, 1999.
- 6) Akaike, H.: A new look at the statistical model identification, IEEE Trans. Automat. Control, AC-19, pp.716-723, 1974.
- 7) Schwarz, G.: Estimating the dimension of a model, Ann. Stat., 6(2), pp.461-464, 1978.
- 8) Rissanen, J.: Modelling by shortest data description, Automatica, 14, pp.465-471, 1978.
- 9) Hannan, E. S.: The estimation of the order of an ARMA process, Ann. Stat., 8(5), pp.1071-1081, 1980.
- 10) Kashyap, R. L.: Optimal choice of AR and MA parts in autoregressive moving average models, IEEE Trans. Pattern Anal. Mach. Intel., PAMI-4(2), pp.99-104, 1982.
- 11) Carrera, J., and Neuman, S. P.: Estimation of aquifer parameters under transient and steady state conditions, 1. Maximum likelihood method incorporating prior information, Water Resour. Res., 22(2), pp.199-210, 1986.
- 12) Cressie, N.: Statistics for spatial data, A Wiley-Interscience Publication, New York, pp.105-209, 1991.

(2000.10.2 受付)