

DE L'OPTIMISATION DE LA RECONNAISSANCE HYDROGÉOLOGIQUE RÉGIONALE PAR LA GÉOSTATISTIQUE.

Ahmed Chérif TOUBAL*

RÉSUMÉ

La note souligne le rôle dévolu à la géostatistique, soutenue par la prospection électrique, pour circonscrire au mieux les zones d'intérêt hydrogéologique, dans des régions où les mesures hydrodynamiques font défaut. La transmissivité d'un milieu alluvionnaire est, à cet égard, identifiée par une approche probabiliste sous-tendue par la théorie des variables régionalisées (Matheron, 1971). L'information hydrodynamique est par ailleurs enrichie par des méthodes géophysiques de prédiction impliquant les propriétés physiques des réservoirs aquifères. Tous ces aspects sont mis en évidence sur un exemple très fréquent en Algérie septentrionale: celui d'un système aquifère hétérogène, inégalement sollicité.

Mots clefs - Milieu hétérogène - Théorie des variables régionalisées - Transmissivité - Résistance transversale - Potentialités aquifères.

PROBABILISTIC OPTIMIZATION OF THE REGIONAL GROUNDWATER SURVEY.

ABSTRACT

The transfer function of an alluvial aquifer is studied by a probabilistic approach underlined by the theory of regionalized variables (Matheron, 1971). In this context, the study makes it possible to identify the spatial distribution of the hydrodynamic parameters and to consider their average values by grids. Each estimated value matches the minimal calculated variance and the confidence interval at a given risk threshold. The evaluation of these parameters is then refined by analytical methods of prediction (regressive method, cokriging) implying reliable and cheap geophysical processes. The approach made it possible to better apprehend of the heterogeneity of the medium and locate, in this respect, the zones with aquifer potentialities. All these aspects are highlighted on a very frequent example in northern Algeria: that of heterogeneous aquifer unequally exploited.

Key words - Heterogeneity of the medium - Theory of regionalized variables - Transmissivity - Transversal Resistance - Aquiferous potentialities.

*Professeur d'Hydrogéologie - U.S.T.H.B/ F.S.T.G.A.T., BP. 32, 16111 Bab-Ezzouar, Alger - toubal@hotmail.com
- Manuscrit déposé le 20 Mai 2007, accepté après révision le 06 Février 2008.

**1 - LA RÉGION DE BOUTELDJA:
UN SITE EXPÉRIMENTAL DE
PRÉDILECTION.**

La plaine alluviale de Bouteldja (fig.1) constitue la terminaison orientale du vaste bassin d'effondrement d'Annaba situé au Nord-Est de l'Algérie (Toubal, 1998); La région a pour limites : - au nord la mer Méditerranée, - au sud et à l'est les assises argilo-gréseuses datées de l'Oligocène et du Numidien. La plaine est dominée au nord par un imposant massif dunaire quaternaire qui se développe à l'intérieur des

terres sur une profondeur de 20 km avec une épaisseur de sables variant de 10 m à l'est à 180 m à l'ouest. Les sables éoliens sont le siège d'une nappe libre en communication latérale avec la nappe captive des graviers du Kébir.

La figure 1 montre une concentration excessive de l'exploitation dans la partie nord-orientale de la région. Elle révèle aussi le caractère aléatoire de l'observation, attesté essentiellement par la variabilité de la transmissivité. Ces particularités justifient le recours à la théorie des fonctions aléatoires (Beucher *et al.*, 1981).

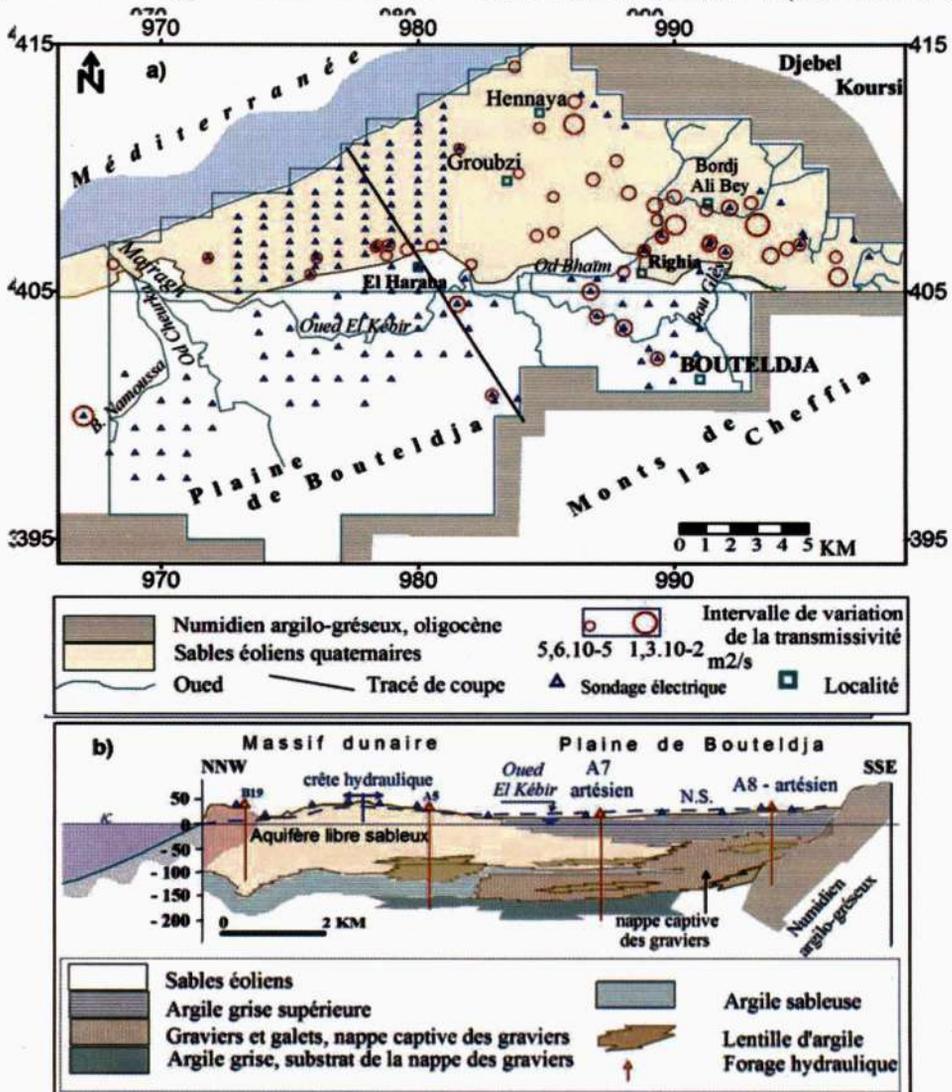


Fig. 1 – Géologie simplifiée (a) et structure profonde (b) de la région de Bouteldja.
Geological map (a) and cross section (b) in the Bouteldja basin.

2 - LE KRIGEAGE ORDINAIRE : UN PREMIER PAS VERS LA RÉALITÉ

2.1 - Fondements théoriques.

Les bases théoriques présentées ici sont sciemment réduites de façon à souligner le caractère appliqué de la recherche. Les lecteurs férus de mathématiques pourront ainsi se référer à l'excellent ouvrage élaboré par Chiles et Delfiner (1999).

La géostatistique est une technique d'étude de la variabilité spatiale d'un phénomène assimilé à la réalisation unique d'une fonction aléatoire (F.A.) (Beucher *et al.*, 1981; Armstrong, 1998; Chiles *et al.*, 1999; Rivoirard, 1995 et 2002; Bernard-Michel et De Fouquet, 2005; Fouquet et Bernard-Michel, 2006). Son application s'appuie sur l'hypothèse intrinsèque qui se traduit en termes mathématiques par :

$$E[Z(x+h) - Z(x)] = 0 \quad (1)$$

$$2\gamma(h) = \text{Var}[Z(x+h) - Z(x)] \quad (2)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x+h) - Z(x)]^2 \quad (3)$$

Avec :

E: espérance mathématique,

Z(x): valeur numérique de la F.A. au point x,

h: vecteur d'espace,

Var: variance, [Z(x+h) - Z(x)]: accroissement de Z entre 2 points distants de h.

La fonction $\gamma(h)$, dénommée variogramme, constitue le véritable outil de l'analyse structurale. L'étude de son graphe est particulièrement révélatrice de la structuration spatiale du phénomène. Il permet en outre de déterminer la précision de l'estimation (Journel et Huijbegts, 1978; Beucher, 1981; Marsily et Ahmed, 1987; Armstrong, 1998; Chauvet, 1999; Jeanney et De Fouquet, 2003). D'un point de vue pratique, la reconnaissance optimale du champ des transmissivités requiert les étapes suivantes:

1) Transformation logarithmique des transmissivités en vertu d'une corrélation plus forte de $Z = \text{Log}_{10} T$ (Matheron, 1968);

2) estimation du variogramme expérimental;

3) ajustement d'une fonction théorique au variogramme brut;

4) contrôle par «validation croisée» de la pertinence des modèles retenus;

5) estimation de la variable par résolution d'un système linéaire intégrant le modèle adopté.

2.2 - Analyse structurale.

L'analyse propose pour $\text{Log}_{10} T$ le modèle sphérique (fig.2). Le variogramme montre une ordonnée à l'origine non nulle dénommée effet de pépite, pouvant être attribuée soit à une microrégionalisation d'échelle inférieure à l'espacement des données, soit à des erreurs de mesure.

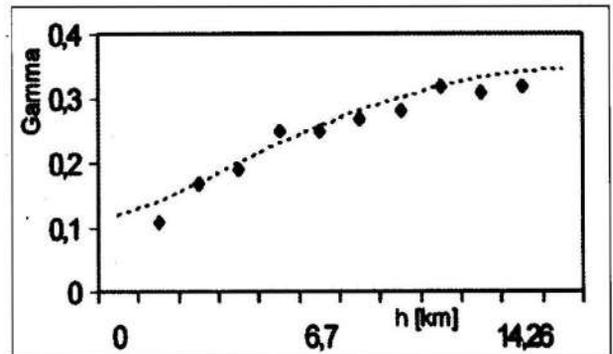


Fig. 2 - Variogramme de $\text{Log}_{10} T$ - Krigeage ordinaire.

$$\gamma(h) = 0.243 \text{ Sph}(18.7) + 0.123$$

Variogram of $\text{Log}_{10} T$ - Ordinary kriging.

Les périodicités perceptibles sur la figure 2 peuvent, elles, provenir de la superposition de variations d'échelles différentes. Ce cas est fréquent dans les alluvions où il y a superposition d'effets de perméabilité d'interstices se déployant à une échelle métrique à des effets de perméabilité de chenaux qui se manifestent à l'échelle kilométrique (Delhomme, 1978; Voltz,

1986; Gascuel-Oudou, 1984; Neuman, 1982; Lucia *et al.*, 2006; Mazuel *et al.*, 2006).

2.3 - Estimation de la transmissivité.

Elle se fait par résolution du système du krigeage sur des mailles carrées de taille uniforme (1 km par 1 km). La technique adoptée est celle du krigeage ordinaire, avec un «voisinage glissant» (Englunde et Sparksa, 1988). Le rayon de recherche est fixé à la moitié de la distance d'autocorrélation, pouvant balayer au minimum 8 points avoisinants. Un tel choix permet d'assurer les conditions d'une stationnarité locale et de se maintenir dans une zone d'extension limitée, où les incertitudes sur le variogramme sont encore petites. Les calculs du krigeage correspondant à la variable $Z = \text{Log}_{10} T$ aboutissent à une estimation Z_0^* , un écart-type de l'erreur d'estimation σ_k , et donc un intervalle de confiance $Z_0^* \pm 2\sigma_k$ relatifs à cette variable, en admettant une distribution gaussienne et un intervalle de confiance à 95%. Le retour à la valeur estimée nécessite une transformation inverse qui s'écrit: $T = 10^{Z_0^*}$. Cette estimation médiane de T est assortie d'une spécification de l'intervalle de confiance sous la forme d'un coefficient multiplicateur K égal à $10^{2\sigma_k}$, soit:

$$10^{Z_0^*} / 10^{2\sigma_k} < T < 10^{Z_0^*} \times 10^{2\sigma_k} \quad (4)$$

2.4 - Les cartes krigées.

La carte des transmissivités (fig. 3a) montre une zone intéressante cantonnée dans la partie orientale du massif dunaire. Dans ce secteur, les sables éoliens présentent une perméabilité très élevée (Toubal, 1998).

La carte de répartition du coefficient d'incertitude (fig. 3b) montre que les estimations les

plus sûres se situent également dans la partie orientale du massif dunaire avec des valeurs inférieures à 2 dans les secteurs Bou Glès – Bou Redime. Les valeurs sont par contre supérieures à 5 sur les limites méridionales de la plaine, où l'on ne dispose d'aucun pompage d'essai.

3 LA GÉOSTATISTIQUE MULTIVARIABLE : OUTIL D'ESTIMATION OPTIMALE

3.1 Problématique de l'approche.

Face au coût élevé des pompages d'essai, de nombreux auteurs ont axé leur réflexion sur la recherche de moyens analytiques de prédiction de la transmissivité, à partir de paramètres d'accès plus aisé (résistance transversale, débit spécifique, charge hydraulique. (Aboufirassi et Marino, 1984; Ahmed et De Marsily, 1987 et 1993; Bertino, 2001; Boufassa et Armstrong, 1989; Vauclin *et al.*, 1983; Wackernagel *et al.*, 2001; Wackernagel, 2003).

Deux méthodes spécifiques aux variables régionalisées peuvent être envisagées, l'une par régression l'autre par cokrigeage. La variable retenue comme variable prédictive des propriétés hydrodynamiques sera la résistance transversale déduite de l'interprétation des sondages électriques. Ce paramètre constitue un excellent paramètre de régénération de la transmissivité, avec un réseau de mesures géophysiques dense (185 sondages électriques) réparties sur une grande partie du système aquifère (fig. 1a, tabl. I).

Domaine \ Nombre de mesures	T	RT	(T,RT)
Masif dunaire et plaine de Bouteldja	51	185	21

Tableau I - Les variables corrélables.
The correlated variables.

DE L'OPTIMISATION DE LA RECONNAISSANCE HYDROGÉOLOGIQUE RÉGIONALE PAR LA GÉOSTATISTIQUE

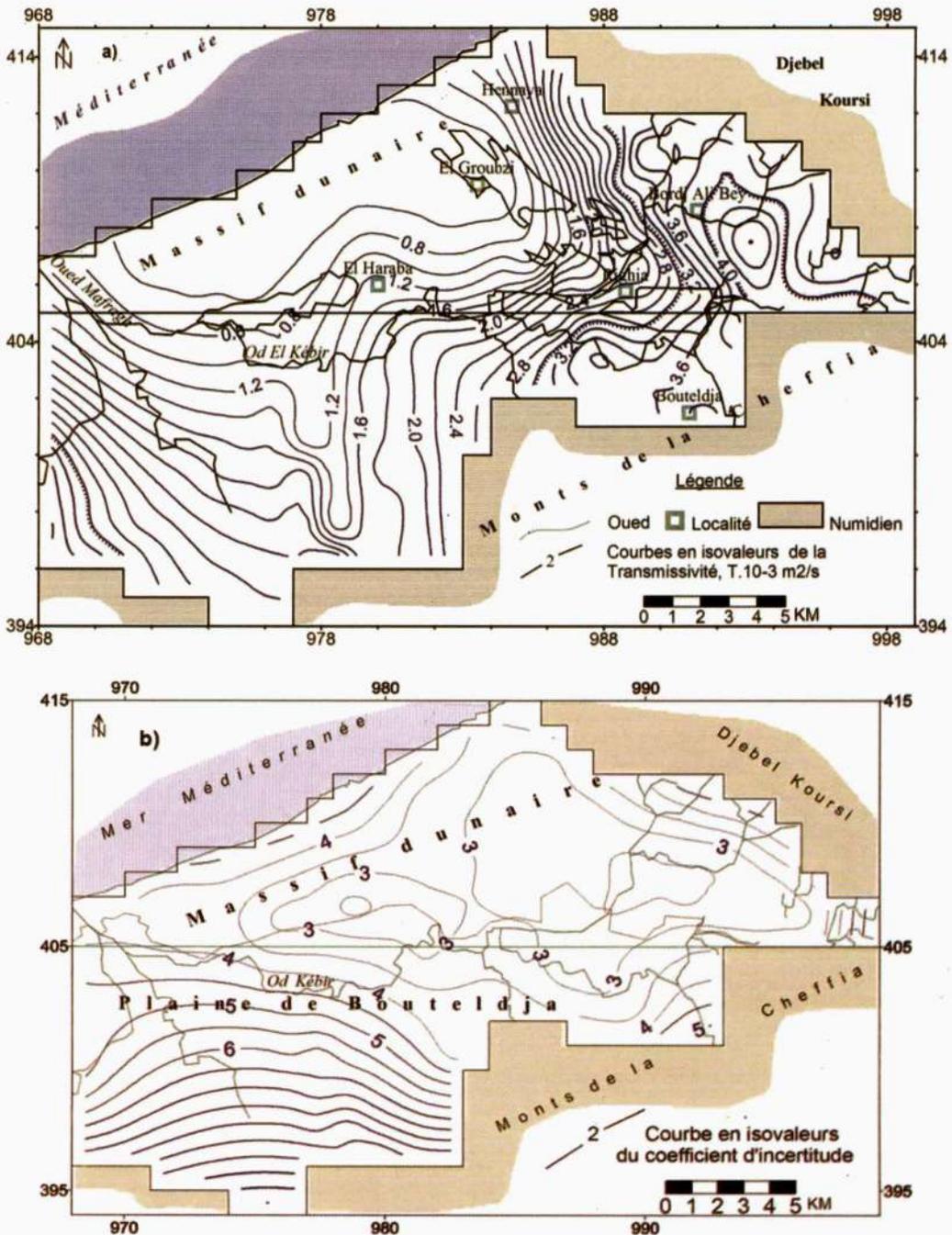


Fig. 3 - Cartes de répartition de la transmissivité (a) et du coefficient d'incertitude (b) obtenues par la méthode du krigeage ordinaire.

Transmissivity map (a) and uncertainty coefficient repartition (b) obtained by ordinary kriging.

3.2 – La méthode régressive.

Une formulation adaptée du krigeage (Rivoirard, 2002; Journel et Huijbegts, 1978) permet de kriger « au mieux » la transmissivité reconstituée par régression, notamment dans les secteurs où l'on ne dispose que de mesures de résistance transversale. Cette opération requiert, au préalable, la reconnaissance structurale des variables par le biais de leurs variogrammes.

3.2.1 - Loi de conciliation de la variable explicative.

Le variogramme expérimental relatif à la résistance transversale peut être décrit par un modèle sphérique avec croissance linéaire au voisinage de l'origine et stabilisation à un palier, au-delà d'une distance de 8 km (fig. 4).

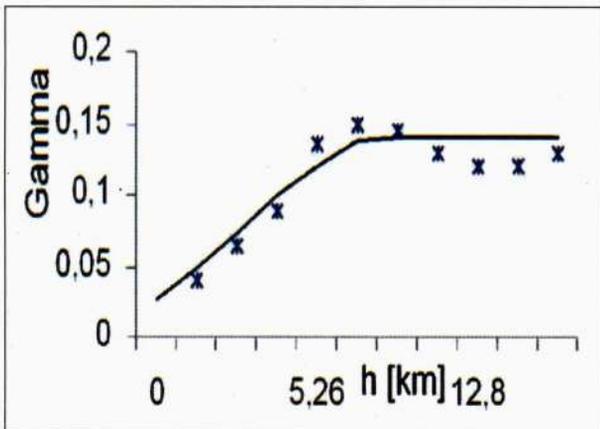


Fig.4 - Variogramme de Log_{10}RT - Krigeage ordinaire.

$$\gamma(h) = 0.111 \text{ Sph}(8) + 0.031.$$

Variogram of Log_{10}RT - Ordinary kriging.

On notera dans le comportement du graphe de $\gamma(h)$ les particularités suivantes (fig. 4):

- L'amorce d'oscillations associée à un léger effet de trou traduit la présence de zones à fortes valeurs juxtaposées à des zones à faibles valeurs suite à de fréquentes variations de faciès;

- Les effets de pépite, particulièrement évidents pour la transmissivité (fig. 2), peuvent être attribués à des erreurs de mesure, ou bien au fait que le pas d'échantillonnage a été trop lâche pour mettre en évidence une croissance rapide du variogramme correspondant à une micro-régionalisation. Ces effets sont en revanche moins importants pour la résistance transversale (fig. 4) qui bénéficie d'un réseau de mesures compatible avec l'échelle de travail (fig. 1a). L'identification structurale des variables étant achevée, on peut à présent, passer à la phase relative au « krigeage » proprement dit.

3.2.2 Mise en œuvre de la méthode régressive.

La méthode est appliquée dès lors qu'on a dégagé des relations linéaires évidentes entre la transmissivité et la résistance transversale (fig.5).

La liaison linéaire entre Log_{10}T et Log_{10}Rt , bien que confirmée par un coefficient de corrélation de 0,8, n'en est pas pour autant exacte. La qualité de cette liaison est mesurée par la variance résiduelle (Mosteller et Turkey, 1977; Wackernagel, 1998):

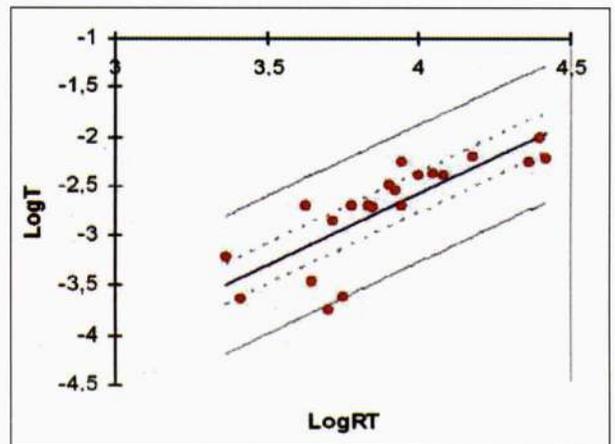


Fig. 5 - Droite d'ajustement par régression linéaire

$$\text{Log}_{10}\text{T} = 1.442 \text{ Log}_{10}\text{RT} - 8.342$$

Linear regressive adjustment

$$\sigma_e^2(\text{Bouteldja}) = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^{21} [\text{Log}_{10} T_i - (1.442 \text{Log}_{10} R_{t_i} - 8.342)]^2 = 0.0902 \quad (5)$$

Dans la formule (5) $n=21$ exprime le nombre de couples disponibles. Les calculs aboutissent à des valeurs relativement basses de la variance résiduelle. En estimant $\text{Log}_{10} T_j$ à partir de $\text{Log}_{10} R_{t_j}$, pour les $m-n$ points où seule est disponible une valeur de résistance transversale, on commet donc une erreur de prédiction dont la variance est calculée par l'expression suivante (Agteberg, 1974; Delhomme, 1979):

$$\sigma_j^2 = \sigma_e^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{[\text{Log}_{10} R_{t_j} - \overline{\text{Log}_{10} R_t}]^2}{\sum_{i=1}^n [\text{Log}_{10} R_{t_i} - \overline{\text{Log}_{10} R_t}]^2} \right] \quad (6)$$

$j = n+1, \dots, m = 22, \dots, 185$

Dans le cas d'une distribution gaussienne du logarithme des variables, la précision de la reconstitution peut être approximativement fournie par l'intervalle à 95%, soit:

$$(a \cdot \text{Log}_{10} R_{t_j} + b) - 2\sigma_j \leq (\text{Log}_{10} T_j)_{\text{vrai}} \leq (a \cdot \text{Log}_{10} R_{t_j} + b) + 2\sigma_j \quad (7)$$

En repassant des logarithmes aux valeurs de transmissivités, cet intervalle de confiance se met sous la forme d'un coefficient multiplicateur ou diviseur K égal à 10^{σ_j} affectant la valeur estimée $T_j = 10^{\text{Log}_{10} T_j}$. Les données obtenues sont donc de deux types: 1) - données certaines mesurées par pompages d'essai ($K=1$), 2) - données incertaines, transformées à partir des valeurs de la résistance transversale, avec une incertitude caractérisée par la variance de l'erreur de transformation. L'ensemble des données (certaines et incertaines) ont été utilisées avec le système des équations du krigeage modifié pour estimer la transmissivité.

3.2.3 - Résultats.

Les cartes qui en résultent montrent des différences appréciables (fig. 6a). L'intervalle de variation des transmissivités est plus lâche que dans le cas du krigeage ordinaire (fig. 3a) (0.2×10^{-3} à 8.5×10^{-3} m²/s contre 0.4×10^{-3} à 4.5×10^{-3} m²/s).

Au niveau du massif dunaire, la tendance à l'accroissement vers l'est des valeurs est maintenue, avec cependant, une meilleure focalisation des fortes valeurs autour de Bordj-Ali-Bey. Dans la plaine de l'oued Kébir, la méthode régressive apporte des bouleversements profonds dans la configuration de la carte, avec notamment la mise en évidence d'une plage à très fortes valeurs, localisée au Sud d'El-Haraba. Les valeurs de transmissivité pouvant atteindre 8.5×10^{-3} m²/s paraissent toutefois exagérées compte tenu de la proportion de matériaux pélitiques présents au sein des alluvions graveleuses (Toubal, 1998).

Les coefficients de l'intervalle de confiance à 95% (fig. 6b) sont toujours inférieurs à 2 au niveau du massif dunaire où les données « certaines » sont relativement abondantes. Mais ils varient de 2 à 7 dans la plaine où la transmissivité n'est pratiquement pas connue. Du fait de la prise en compte d'une information supplémentaire, les coefficients d'incertitude sont dans l'ensemble inférieurs à ceux qui ont été déterminés par le krigeage ordinaire, la baisse observée étant la plus forte dans les zones peu reconnues par essais de pompage.

La méthode régressive offre en définitive un modèle cartographique plus riche avec, semble-t-il, une amélioration de la précision de l'estimation.

3.3 - Le cokrigeage.

Cette méthode permet d'estimer une variable régionalisée en utilisant en même temps les mesures d'une ou de plusieurs variables en

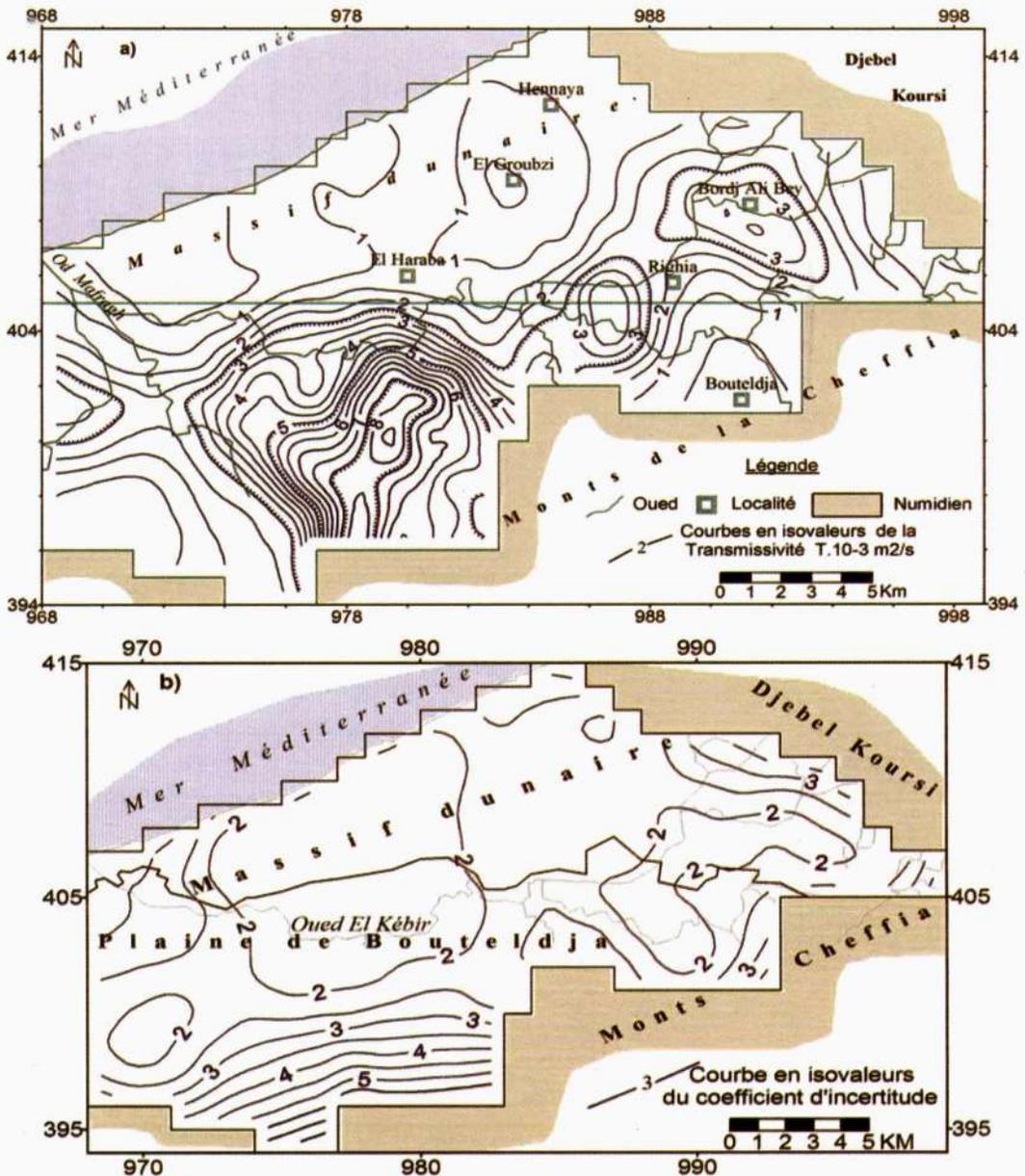


Fig. 6 - Carte de la transmissivité (a) et répartition du coefficient d'incertitude (b). Méthode régressive.
Transmissivity map (a) and distribution of the uncertainty coefficient map (b). Regressive method.

incorporant directement leur variabilité spatiale ainsi que leurs corrélations LogT m²/s (Myers, 1984a, 1984b; Vauclin et al., 1983).

3.3.1 - Analyse structurale.

La première phase du travail, préalable au cokrigage proprement dit, consiste à étudier la

structure du phénomène. Cette étude a été en partie traitée précédemment par la détermination des variogrammes (fig. 2 et 4).

L'application du cokrigage nécessite par ailleurs la connaissance des variogrammes croisés (Myers, 1982). Ces derniers ont été calculés à l'aide du logiciel Geopack (Yates et

al., 1990) qui permet de rechercher automatiquement le variogramme croisé par voisinage glissant sur tout le champ spatial de la variable aléatoire (fig. 7).

3.3.2 - Régénération du champ des transmissivités.

La carte des transmissivités cokrigée (fig. 8a) présente un modelé plus diversifié mais avec des fluctuations plus modestes (0.3×10^{-3} à

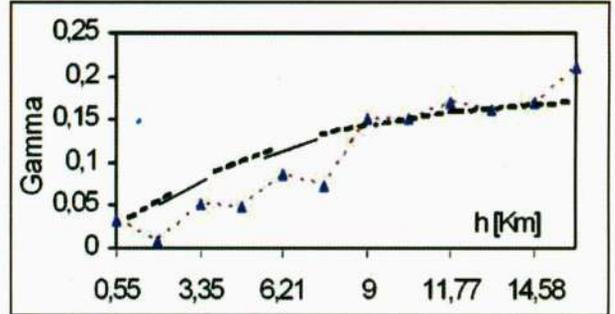


Fig. 7 - Variogramme croisé : $\text{Log}_{10} T / \text{Log}_{10} RT$
 $\gamma^{zx} = 0.132 \text{ Sph}(15.1) + 0.027$

Crossed variogram : $\text{Log}_{10} T / \text{Log}_{10} RT$

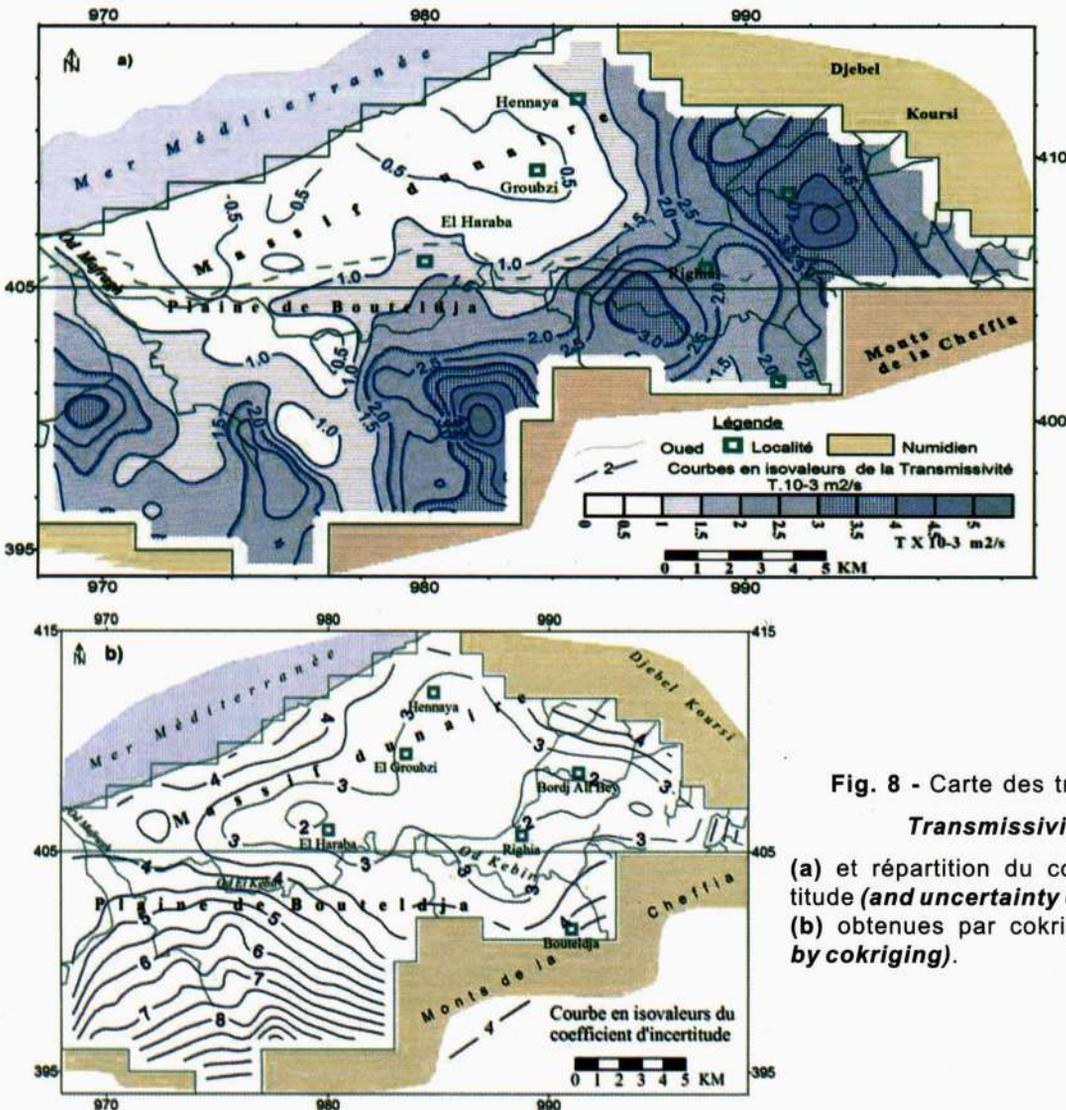


Fig. 8 - Carte des transmissivités

Transmissivity map

(a) et répartition du coefficient d'incertitude (and uncertainty coefficient map); (b) obtenues par cokrigage (obtained by cokriging).

5×10^{-3} m²/s). Dans la plaine de l'oued El-Kébir et dans la prolongation orientale du fossé d'effondrement d'Annaba, se dessinent des structures chahutées que nous assimilons à des chenaux et poches à alluvionnement grossier disséminés au sein d'une matrice plus argileuse. Ces anomalies sont ici caractérisées par des valeurs de transmissivité plus basses que celles qui ont été calculées par la méthode régressive. Ces valeurs, plus raisonnables, semblent compatibles avec la nature gravelo-argileuse des alluvions.

Les coefficients multiplicateurs (fig. 8b) décroissent jusqu'à 1.7 dans les secteurs bien reconnus du massif dunaire, mais augmentent jusqu'à 9.8 dans la plaine de Bouteldja où les essais de pompage font défaut.

4 - COMPARAISON DES RÉSULTATS, DISCUSSION

4.1 - Critères statistiques de comparaison.

Les tableaux II et III rassemblent les statistiques se référant aux valeurs de transmissivité mesurées par pompage et estimées par les différentes méthodes de krigeage.

On constate que les moyennes estimées sur les mailles (tabl. III) varient dans des gammes nettement plus restreintes que celles des valeurs brutes mesurées (tabl. II). Le krigeage atténue ainsi les valeurs extrêmes et introduit un lissage plus ou moins important, destiné à filtrer la composante chaotique du phénomène en dehors des points expérimentaux. Cette composante erratique qui est modélisée par l'effet de pépité, est généralement assimilée à des erreurs de mesure («résidu» ou «bruit») dont on cherche à se débarrasser. Cette même composante peut cependant correspondre à des fluctuations locales, faisant partie intégrante du phénomène et qui représentent en fin de compte les anomalies que l'on recherche (les fameuses poches alluviales disséminées dans l'encaissant stérile). Il n'est donc pas étonnant que les modèles expérimentaux à effet de pépité important et présentant de surcroît des oscillations et effets de trou, donnent des cartes à allure plate où seule la tendance en grand («trend») du phénomène est conservée; Le krigeage étant un estimateur exact, il restitue aux points expérimentaux les valeurs exactes; en dehors de ces points et a fortiori dans les zones démunies de mesures, il peut conduire à un filtrage drastique des estimations. Ce phénomène s'est particuliè-

Tableau II - Statistiques portant sur la transmissivité mesurée par pompages d'essai.

Statistics of the transmissivity values measured by pumping tests.

Variable	Nbre	Min	Max	Moy.	Méd.	Ec-type	Variance	C.V.	Dissym.	Apl.
Log ₁₀ T	51	-4.251	-1.886	-2.718	-2.659	0.510	0.2553	19	-0.792	3.2
T m ² /s	51	0.0001	0.013	0.0032	0.0022	0.0029	0.0000	92	1.45	4.8

Tableau III - Statistiques des résultats obtenus par krigeage (portent sur Log₁₀T; $R = (\text{écart-type})_1 / (\text{écart-type})_2$).

Statistics of the kriging results.

Méthode	Valeurs estimées					Ecart-type de l'erreur d'estimation					R
	Min	Max	Moy	(é-type) ₁	C.V	Min	Max	Moy	(é-type) ₂	C.V	
k. ordin.	-3.378	-2.339	-2.789	0.2930	10.5	0.124	0.500	0.277	0.0892	32.2	0.30
Régres.	-3.580	-2.071	-2.800	0.3495	12.5	0.110	0.417	0.191	0.0626	32.7	0.17
Cokrig.	-3.431	-2.298	-2.829	0.2877	10.1	0.127	0.496	0.268	0.0881	32.8	0.30

rement manifesté dans la plaine de Bouteldja (fig. 3a), où la méthode du krigeage ordinaire basée sur un modèle structural à effet de pépite assez important (fig. 2), a donné un modèle cartographique relativement pauvre. Les nombreuses poches alluviales mises en évidence grâce à l'apport de la géophysique, sont ici ignorées par l'interpolation, du fait de la rareté des mesures de transmissivité.

Les statistiques portant sur l'erreur d'estimation peuvent donner un aperçu sur la précision de l'estimation (tabl. III). Il est important de rappeler que l'évaluation de l'erreur d'estimation est très sensible au choix du variogramme. Il ne faut donc jamais isoler l'étude des variogrammes du contexte expérimental dans lequel ils ont été obtenus car la structure spatiale mise en évidence peut varier en fonction de l'échelle de travail, du pas d'échantillonnage et du volume de mesures disponibles (Boufassa et Armstrong, 1989; Ahmed et De Marsily, 1987).

Si l'on examine les valeurs de l'écart-type de l'erreur d'estimation, on remarque que dans l'ensemble elles diffèrent peu d'une méthode à l'autre à l'intérieur d'un même domaine. Les erreurs d'estimation mises en évidence par la dispersion relative sont dues à l'absence totale de mesures de transmissivité au niveau de la plaine de l'oued El-Kebir.

Par ailleurs, la méthode régressive donne l'erreur d'estimation la plus faible (0,06). Ce gain dans la précision de l'estimation se fait au détriment d'un lissage drastique des valeurs estimées (Coefficient de Variation : C.V. = 12.5 % pour les valeurs estimées contre 19 % pour les valeurs acquises expérimentalement). On notera toutefois que le lissage est du même ordre de grandeur pour les trois techniques de krigeage (C. V. = 10.1 à 12.5 %).

Pour mieux appréhender la précision relative de l'estimation, on peut intuitivement se référer au rapport R qui exprime la variabilité de l'erreur

d'estimation par rapport à celle des valeurs estimées (tabl. III). Sous ce nouvel éclairage, la méthode régressive donne là aussi la meilleure précision (0,17).

4.2 - L'argument méthodologique.

L'analyse des résultats cartographiques par le seul critère de variance d'estimation ne permet pas de situer la qualité réelle des cartographies. Les différentes méthodes appliquées ci-dessus ont, en effet, des approches différentes et la qualité des estimations réalisées est de ce fait intrinsèquement liée aux hypothèses sous-jacentes. Dans ces conditions, le choix d'une méthode donnant le meilleur résultat en terme de valeurs estimées n'est pas possible parce que les valeurs vraies sont inconnues.

Mais la comparaison peut être poussée plus loin en se basant sur des considérations purement méthodologiques et en dehors du cas traité ici où l'on s'est astreint à une seule variable prédictive. Dans cette optique, le cokrigeage qui permet d'associer plusieurs variables d'origine différente dans l'estimation, s'avère préférable aux autres méthodes. La méthode exploite un minimum d'hypothèses et, à l'inverse de la méthode régressive, insère directement les variabilités spatiales de toutes les variables ainsi que leurs variabilités croisées. L'inadéquation des modèles structuraux peut, bien sûr, altérer les performances de la méthode, mais la validation croisée permet de choisir la combinaison des variables qui fournit les meilleurs résultats. De plus, l'interpolation se fait par voisinage glissant, incorporant en même temps plusieurs valeurs de toutes les variables dans un certain voisinage du point à estimer, ce qui n'est pas le cas pour la méthode régressive qui transforme la valeur de la transmissivité à partir d'une seule valeur de la variable explicative.

Le cokrigeage qui peut intégrer des informations diversement réparties et de natures diffé-

rentes, offre en définitive les estimations les plus nuancées et les plus réalistes.

On notera par ailleurs une tendance à la diminution sur les cartes de transmissivités (fig. 3a, 6a et 8a) depuis le sud-est vers le nord-ouest suggérant de nouvelles approches (krigeage universel ou en FAI-k et cokrigeage non stationnaire).

D'un point de vue pratique, les cartes en isovaleurs ont permis de réactualiser les cartes établies en 1973 par l'Agence Nationale des Ressources Hydraulique (Ministère algérien des Ressources en Eau) et de localiser avec plus de précision les zones à potentialités aquifères; Pour la région étudiée, la partie orientale du massif dunaire demeure la zone la plus intéressante. La méthode du cokrigeage a cependant permis de déceler dans la plaine des anomalies que l'on est tenté d'assimiler à des paléo-chenaux et poches alluviales perméables disséminées dans un encaissant stérile.

5 - CONCLUSION

La géostatistique, utilisée ici selon différentes approches, s'avère un outil intéressant pour décrire la variabilité spatiale d'une propriété donnée et fournir une représentation cartographique des hétérogénéités spatiales. L'interpolation par krigeage apparaît dans ce sens très séduisante car, outre sa qualité de meilleur estimateur linéaire non biaisé (Blue : Best linear unbiased estimator), elle permet une estimation de l'erreur d'interpolation. Ces propriétés ont pu être utilisées à bon escient, pour cerner des zones à potentialités aquifères. L'approche géostatistique multivariable qui permet la prise en compte de procédés géophysiques peu coûteux semble enfin ouvrir des perspectives prometteuses dans l'identification hydrodynamique des systèmes aquifères hétérogènes.

BIBLIOGRAPHIE

- ABOUFIRASSI, M. AND MARINO, M. A. 1984.** Cokriging of aquifer transmissivities from field measurements of transmissivity and specific capacity. *J. Math. Geol.*, vol. 16(1), 19-35.
- AGTEBERG, F. P. 1974.** Developments in Geomathematics, *ELSEVIER, New-York*, 596 p.
- AHMED, S. AND DE MARSILY, G. 1987.** Comparison of geostatistical methods for estimating transmissivity using data on transmissivity and specific capacity. *Water Resour. Res.* vol. 23(9), 1717-1737.
- AHMED, S. AND DE MARSILY, G. 1993.** Cokriged estimation of aquifer transmissivity as an indirect solution of inverse problem : a practical approach. *Water Resour. Res.* 29(2), 521-530.
- ARMSTRONG, M. 1998.** Basic linear geostatistics. *Berlin : SPRINGER*. 153 p. ISBN 3-540-61845-7.
- BERNARD-MICHEL, C., DE FOUQUET, C. 2005.** Geostatistical indicators of nutrients concentrations in streams. In *Proceedings IAMG2005 Toronto*. Cheng Q. and Bonham-Carter G. (eds), York University, Toronto Canada and GPMR, Wuhan, China. 716-721.
- BERTINO, L. 2001.** Assimilation de données pour la prédiction de paramètres hydrodynamiques et écologiques : cas de la lagune de l'Oder. *Th. Doct. EMP, Paris*. 130 p.
- BEUCHER, H., DELHOMME, J. P. ET MARSILY, G. 1981.** Analyse stochastique des propriétés des systèmes poreux naturels hétérogènes. *Centre d'Informatique Géologique de l'Ecole des Mines de Paris, Fontainebleau*, 119 p.
- BEUCHER, H. 1981.** Approche géostatistique du passage des données de terrain aux paramètres des modèles en hydrogéologie. *Th. Doct. Ing. en Sciences et Techniques Minières, ENSMP*, 118 p.

- BOUFASSA, A. AND ARMSTRONG, M. 1989.** Comparison between different kriging estimators. *Math. Geol.*, vol. 21, n°3, April 1989, 331-345. [D-2441].
- CHAUVET, P. 1999.** Aide-mémoire de géostatistique linéaire. Paris : *Les Presses de l'Ecole des Mines*. 370 p.
- CHILES, J. P. AND DELFINER, P. 1999.** Geostatistics : modeling spatial uncertainty. N.Y. : Wiley. Wiley series in probability and statistics: *Applied probability and statistics section*. 695 p. ISBN 0-471-08315-1.
- DELHOMME, J. P. 1978.** Kriging in the hydrosociences. *Advances in Water Resources*, vol. 1, n° 5, pp. 251-266.
- DELHOMME, J. P. 1979.** Spatial variability and uncertainty in groundwater flow parameters: a geostatistical approach. *Water Res.*, 15, 269-280.
- ENGLUNDE, E. AND SPARKSA. 1988.** «GEOEAS»: Geostatistical Environmental Assessment Software. User's guide. Environmental Monitoring Systems Laboratory. *Office of Research and Development. U. S. Environmental Protection Agency, Las Vegas, Nevada*.
- FOUQUET, C. DE, BERNARD-MICHEL, C. 2006.** Modèles géostatistiques de concentrations ou de débits le long des cours d'eau. *Comptes-rendus Géosciences*, 338 (5) 307-318.
- GASCUEL-ODOUX, C., 1984.** Application de la géostatistique à l'étude de la variabilité spatiale des propriétés hydriques du sol. *Th. Doct. Ing. ENSMP, INRA, Rennes*, 235 p.
- JEANNEY, N. AND DE FOUQUET, C., 2003.** Practical contributions of geostatistics to site investigation : from sampling to uncertainty assessment. *CONSOIL 2003*, May 12-16 2003, Gent, Belgium, 10 p.
- JOURNAL, A. G. AND HUIJBEGTS, C. 1978.** Mining Geostatistics, *ACADEMIC PRESS, London*, 600 p.
- LUCIA, M. DE, LAGNEAU V., DE FOUQUET, C. 2006.** Effects of spatial heterogeneity and upscaling methods on hydrodynamic transport coupled with geochemical reactions. *Groundwater hydraulics in complex environments. IAHR, Toulouse*.
- MARSILY, G. DE. AND AHMED, S. 1987.** Application of kriging techniques in ground water hydrology, *Jour. Geol. Soc. India*, vol. 29 (1), 51-82.
- MATHERON, G. 1968.** Composition des perméabilités en milieu poreux hétérogène: critique de la règle de pondération géométrique. *Revue de l'I.F.P. et Annales des Combustibles Liquides*, Vol. XXIII, N°2, Fév. 1968, 201-218. [D-157].
- MATHEON, G., 1971.** La théorie des variables régionalisées et ses applications. *Les cahiers du centre de morphologie mathématique*, fasc. 5. 212 p.
- MAZUEL, S., DE FOUQUET, C., CHILÈS, J.-P., GOBLET, P. AND KRIMISSA, M. 2006.** geostatistical modelling for the quantification of uncertainties on the unsaturated zone and the groundwater transfer. *Groundwater hydraulics in complex environments. IAHR, Toulouse*.
- MOSTELLER, F. AND TUKEY, J. 1977.** Data analysis and Regression. *ADDINSON-WESLEY, Reading, MA, 1977*.
- MYERS, D. E. 1982.** Matrix Formulation of Co-Kriging. *Math. Geo.*, 14, 249-257.
- MYERS, D. E. 1984a.** A Simple Sufficient Condition for a Variogram Model to Yield Positive Variance Under Restrictions: Comment, *Math. Geo.* 16, 431-432.
- MYERS, D. E., 1984b.** Co-Kriging - New Developments, G. VERLY et al. [Ed], *Geostatistics for Natural Resources Characterization, part 1*, 205-305.
- NEUMAN, S. P. 1982.** Statistical characterization of aquifer heterogeneities: an overview. In *Recent Trends in Hydrogeology*, T.N. Narasimhan, ed., *Geological Society of America*. Special Paper, 189, 81-102.

- RIVOIRARD, J. 1995.** Concepts et méthodes de la géostatistique. *Cours C-158*, Centre de Géostatistique, EMP. 95 p.
- RIVOIRARD, J. 2002.** Cours de géostatistique multivariable. *Cours C-172*, Centre de Géostatistique, EMP. 76 p.
- TOUBAL, A. C. 1998.** Apports de la Géophysique à l'étude des problèmes d'hydrodynamique et d'invasion marine en milieu souterrain. Exemple des plaines d'Annaba de la Mitidja et de la baie d'Alger. *Th. Doct. ès Sc., U.S.T.H.B. Alger*, 226 p.
- VAUCLIN, M., VIERA, S. R. ET VACHAUD, G. 1983.** The use of cokriging with limited field soil observations. *Soil. Sci. Soc. Amer. J.*, 47, 175-184.
- VOLTZ, M. 1986.** Variabilité spatiale des propriétés physiques du sol en milieu alluvial. Essai de cartographie quantitative des paramètres hydrodynamiques. *Th. Doct. Ing. en Agronomie, Ecole Supérieure Agronomique de Montpellier*, 152 p.
- WACKERNAGEL, H. 1998.** Multivariate geostatistics: an introduction with applications. 2nd ed. Berlin: *SPRINGER*. 291 p. ISBN 3-540-64721-X.
- WACKERNAGEL, H., BERTINI, L., SIERRA, J.P. AND GONZALEZ DEL RIO, J. 2001.** Multivariate kriging for interpolating with data from different sources. In : C.W. ANDERSON et al. [ED], *Quantitative methods for current environmental issues*, 2002, pp. 57-75.
- WACKERNAGEL, H., 2003.** Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications. *Hardcover*, april 2003, 3540441425.
- YATES, S. R. AND YATES, M. V. 1990.** Geostatistics for Waste Management « GEOPACK ». *U. S. Environmental Protection Agency ADA, Oklahoma*, 67 p.