



## Numéro spécial

**Proposition d'un support d'aide à la décision pour l'amélioration de l'accès à une eau souterraine de meilleure qualité dans un contexte de contamination géogénique au fluorure au Bénin, Afrique de l'Ouest**

**Proposal of a decision support for accessing to improved groundwater quality in a context of fluoride geogenic contamination in Bénin, Western Africa**

Yao Yélidji Joël TOSSOU<sup>1,2,3,\*</sup>; Thomas HERMANS<sup>1</sup>; Léonce Firmin DOVONON<sup>2,3</sup>; Philippe ORBAN<sup>1</sup>; Moussa BOUKARI<sup>3</sup> & Serge BROUYÈRE<sup>1</sup>

**Abstract:** High concentrations of fluoride (up to 7 mg/L) are observed in the hard crystalline aquifers in the central part of Benin (Department of Collines) while the WHO recommended standard is 1.5 mg/L. The drinking of water with high fluoride contents affects human health as dental fluorosis which already occurs frequently in the region. The hydrogeochemical investigations in the area reveal that the origin of fluoride in groundwater is geogenic with an important contribution of ferromagnesian minerals, mainly biotite.

This work aims to carry out a double cartography at the scale of the Department of Collines for: (i) an estimation map of the fluoride concentration in the groundwater by ordinary kriging and (ii) a probability map to exceed the WHO guideline value of fluoride in water (1.5 mg/L) by indicator kriging.

Beside the cartography, analysis of the spatial structure of the data (groundwater fluoride content) through variograms calculation was also carried out. This analysis shows a strong link between spatial structure of fluoride contents in groundwater and the dominant geological layer structures, corroborating the geogenic origin of fluoride.

The proposed maps could be useful as decision support for policymakers and water resources managers for the appropriate locations of further groundwater extraction wells to limit or avoid fluoride risk areas.

Keywords: fluoride, estimation map, probability map, Department of Collines, Benin

**Résumé:** Les eaux souterraines des aquifères de socle cristallin de la partie centrale du Bénin (Département des Collines) présentent des concentrations élevées en fluorure, allant jusqu'à 7 mg/L alors que la norme recommandée par l'OMS est de 1.5 mg/L. La consommation de ces eaux à fortes teneurs en fluorure impacte la santé humaine comme la fluorose dentaire qui affecte déjà une bonne partie de la population de la région. Les investigations hydrogéochimiques révèlent que l'origine de ces teneurs anormales est géogénique avec une forte contribution des minéraux ferromagnésiens, principalement la biotite.

Ce travail se propose de réaliser une double cartographie à l'échelle du département des Collines pour: (i) une carte de l'estimation des teneurs en fluorure dans les eaux souterraines par krigeage ordinaire et (ii) une carte de la probabilité d'excéder la valeur guide de l'OMS (1.5 mg/L) en fluorure dans les eaux par krigeage d'indicatrices.

Outre la cartographie en elle-même, l'analyse de la structure spatiale des données (teneurs en fluorure des eaux souterraines) à travers le calcul des variogrammes montre qu'il existe un lien fort entre celle-ci et les structures géologiques dominantes, confirmant l'origine géogénique du fluorure.

Ces informations cartographiques serviront de support à la décision pour les décideurs et les gestionnaires de la ressource quant au choix judicieux des zones de captage d'eau potable pour minimiser/éviter les risques de fortes teneurs en fluorure.

Mots clés: fluorures, carte d'estimation, carte de probabilité, département des Collines, Bénin

## INTRODUCTION

Au Bénin, les eaux souterraines sont largement exploitées pour l'approvisionnement en eau potable des communautés. Dans la partie centrale du pays (département des Collines), ces ressources sont fortement contaminées. L'un des principaux problèmes de qualité des eaux souterraines de la région concerne les teneurs en fluorure (jusqu' à 7 mg/L) dépassant les normes recommandées par l'OMS et engendrant de nombreux cas de fluorose dentaire dans le département (BOUKARI, 1982; DOVONON, 2011).

<sup>1</sup> GEO<sup>3</sup>, Université de Liège (Belgique)

<sup>2</sup> Direction Générale de l'Eau - Ministère de l'Energie, de l'Eau et des Mines (Bénin)

<sup>3</sup> Laboratoire d'Hydrologie Appliquée-Institut National de l'Eau. Université d'Abomey-Calavi (Bénin)

\* Actuellement à l'Observatoire du Sahara et Sahel (OSS), Tunis (Tunisie)

E-mail: [tossou\\_joel@yahoo.fr](mailto:tossou_joel@yahoo.fr)

Dans le contexte des régions de socle comme la partie centrale du Bénin où la disponibilité de l'eau du point de vue quantitatif est déjà problématique, une défaillance qualitative de celle-ci devient alors catastrophique pour les populations. C'est pourquoi des efforts doivent être conjugués afin de prévenir ou juguler ces difficultés. Ces efforts passent par des investigations approfondies en vue de consolider les connaissances de la ressource dans ces diverses composantes : quantité, qualité, protection, allocations, etc.

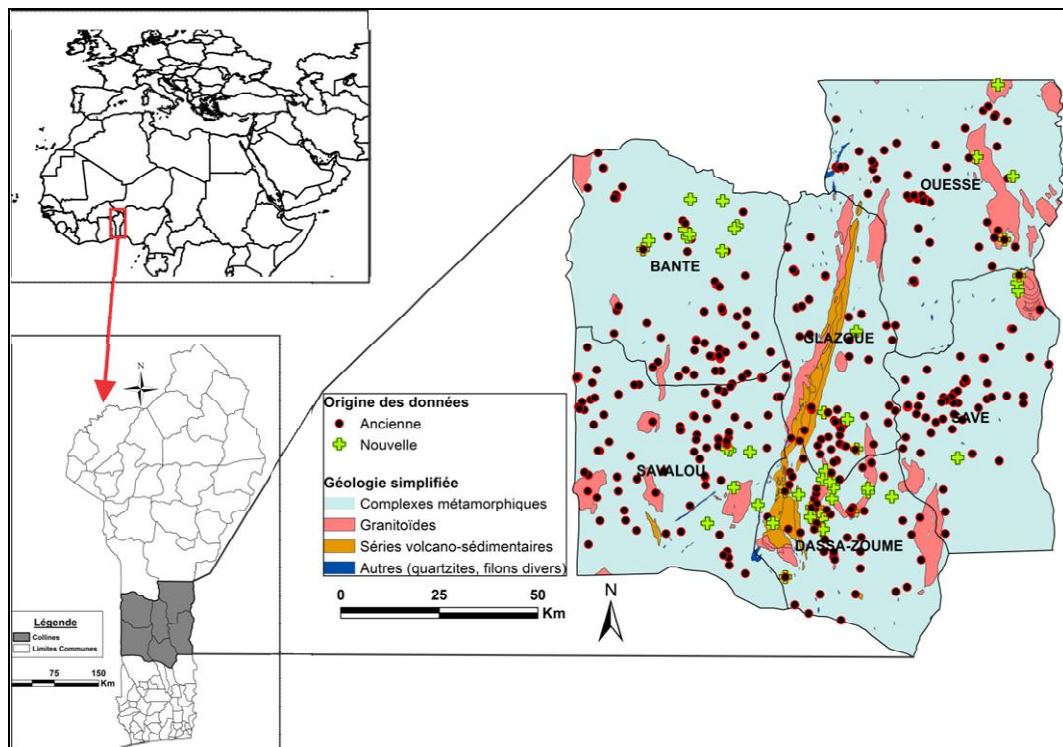
Ce travail a pour but d'analyser la variabilité spatiale des teneurs en fluorure dans les eaux souterraines à l'échelle du département des Collines en vue de donner des orientations aux décideurs pour le choix approprié de sites de captage d'eau potable pour minimiser/éviter les risques de fortes teneurs en fluorure. Dans ce cadre, une modélisation géostatistique des données collectées (teneurs en fluorure des eaux souterraines) a permis de proposer des supports d'aide à la décision à travers la réalisation de cartes d'estimation des concentrations en fluorure et de probabilités de dépassement de la norme dans les eaux souterraines du département des Collines. Deux approches géostatistiques ont été utilisées: le krigeage ordinaire pour réaliser la carte d'estimation des teneurs et le krigeage d'indicatrices pour la carte de probabilité de dépasser la valeur seuil de 1.5 mg/L.

### ZONE D'ÉTUDE

La zone d'étude est située au centre du Bénin, département des Collines (entre 7°27' et 8°46' latitude nord et entre 1°39' et 2°44' longitude est) avec une superficie d'environ 14000 km<sup>2</sup> et comprend les six communes du département à savoir Dassa-Zoumé, Savalou, Bantè, Savè, Ouessè et Glazoué (figure1).

Le climat est de type soudano-guinéen de transition avec une saison pluvieuse (mars à octobre) et une saison sèche (novembre à février). La moyenne pluviométrique annuelle (entre 1981- 2010) est de 1100 mm et l'évapotranspiration annuelle moyenne est de l'ordre de 1000 mm. Les températures varient entre 21°C et 35°C au cours de l'année.

La géologie est dominée par les formations migmatito-gneissiques et granitiques d'âge précambrien. Une série volcano-sédimentaire de faible étendue est présente dans la partie méridionale de la zone. Les aquifères sont constitués de deux réservoirs superposés en contact hydraulique permanent: un réservoir supérieur de la frange altérée, jouant un rôle capacitif et un réservoir sous-jacent dans la zone fissurée et fracturée ayant une fonction surtout drainante (BOUKARI, 1982).

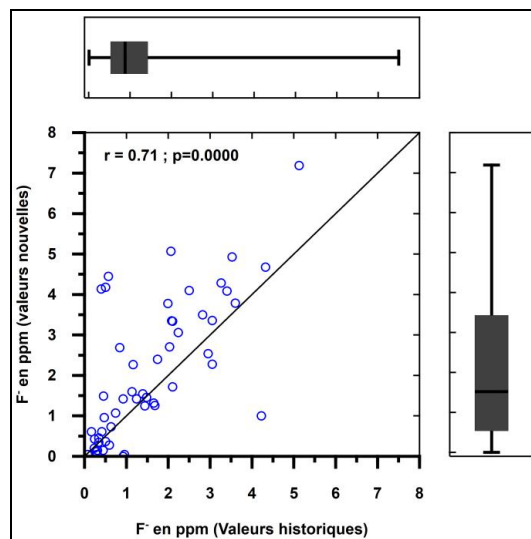


**Figure 1.** Situation de la zone d'étude, répartition des points de données et géologie simplifiée.

## DONNÉES ET MÉTHODES

### Données sur les concentrations en fluorure

Les données utilisées sont constituées de valeurs de concentrations en fluorure des eaux souterraines sur 483 points, provenant aussi bien de la Base de Données Intégrées (BDI) de la Direction Générale de l'Eau du Bénin (au total 400 données collectées entre 2002 et 2012) et des récentes campagnes de collecte de données (83 données obtenues entre 2013 et 2015) réalisées dans le cadre des présents travaux de recherche (figure 1). Ces deux jeux de données ayant été obtenus à partir des mesures réalisées à différentes périodes, il apparaît nécessaire de vérifier s'il n'existe pas une certaine variabilité temporelle de leurs valeurs. Ainsi, les teneurs en fluorure des 83 points suivis pendant la présente étude ont été comparées à celles de la BDI (anciennes données). Comme le montre la figure 2, il existe une bonne corrélation ( $r = 0.71$ ;  $p = 0.0000$ ) entre les valeurs issues des deux jeux de données même si les données nouvelles présentent une dispersion légèrement plus importante. Dans la gamme de concentrations inférieures à 2 ppm, les deux sets de données ont des valeurs presque identiques (les points s'alignent en majorité sur la bissectrice). Au-delà de cette valeur, les données de la BDI présentent des teneurs légèrement inférieures à celles nouvellement acquises. Dans un tel cas, les techniques analytiques et les espèces de fluorures dosées ( $F^-$  seul ou avec ses formes complexées) peuvent en grande partie justifier cet écart. Les mesures de la BDI sont faites par colorimétrie alors que les données actuelles sont produites par chromatographie d'absorption ionique, une technique beaucoup plus précise que la première. Dans tous les cas, les écarts ne sont pas significatifs. Nous avons donc pris l'hypothèse de considérer les analyses en fluorure sur les données historiques suffisamment fiables et cohérentes pour réaliser une analyse géostatistique commune. Par contre, les données sur les anciens points de la BDI sont substituées par les données nouvellement acquises dans le cadre de la thèse, là où elles sont disponibles, c'est-à-dire les 83 points actuels de suivi, vu que les valeurs au niveau de ces derniers sont plus fiables.



**Figure 2** Corrélation entre données anciennes et nouvelles

### Analyse de la structure des données et modélisation de la distribution spatiale des teneurs en fluorure par krigeage ordinaire et krigeage d'indicatrices

D'une manière générale, la spatialisaiton consiste à estimer une valeur de la variable  $Z$  située en un point  $j$  ( $Z_j$ ) à partir des valeurs connues prises par cette même variable en  $m$  points  $i$  ( $i = 1 \dots \dots m$ ) (SOUDANI, 2007). Dans le cas d'une estimation linéaire,  $Z_j$  est alors donnée par l'équation suivante:

$$Z_j = \sum_{i=1}^m w_{ij} Z_i$$

$w_{ij}$  est le poids à attribuer à la valeur de  $Z_i$  au point  $i$  dans l'estimation de  $Z_j$  au point  $j$ . La détermination de  $w_{ij}$  dépend de la méthode utilisée.

Dans le cadre de ce travail, le krigeage ordinaire sera la première méthode d'analyse spatiale utilisée. La principale raison du choix de cette méthode réside dans sa robustesse et sa précision par rapport à d'autres

méthodes d'interpolation spatiale. C'est le meilleur estimateur linéaire non-biaisé et garantissant une variance minimale (SEGUIN, 1986; ISAACS & SRIVASTAVA, 1989; WALTER, 1993).

Au contraire des méthodes traditionnelles d'estimation (par ex. inverse de la distance, triangulation, etc.) qui déterminent les poids  $w_{ij}$  à partir de la distance entre les points  $j$  et  $i$ , le krigeage est basé sur la distance « géostatistique » entre les échantillons et le point à estimer. Il tient donc compte de la corrélation spatiale dans la zone d'investigation au travers de la fonction de covariance ou du semi-variogramme. Une particularité essentielle du krigeage par rapport à d'autres méthodes d'estimation est la prise en compte de l'agglomération des échantillons qui permet de réduire le poids relatif d'échantillons proches les uns des autres. Il permet également la prise en compte explicite de l'anisotropie (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989).

Le semi-variogramme (aussi appelé simplement variogramme) mesure la variabilité spatiale de la variable  $Z$  selon l'échelle spatiale considérée. Il compare la valeur de la variable  $Z$  à une position donnée avec la valeur de la même variable à une distance  $h$ . Il est à noter que  $h$  est un vecteur, il possède donc à la fois une longueur et une orientation. Une faible valeur du variogramme indique une corrélation spatiale alors qu'une valeur élevée est caractéristique d'une absence de corrélation. En pratique, le variogramme est estimé pour différentes valeurs de  $h$  en groupant les paires d'échantillons distants de  $h$  par la relation suivante (GUILLOT, 2004; SOUDANI, 2007):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad \text{Où}$$

$\gamma(h)$  est la valeur du semi-variogramme expérimental à la distance  $h$ ;  $n(h)$  est le nombre de paires d'échantillons situés à la distance  $h$ ;  $Z(x_i)$  est la valeur mesurée de la variable  $Z$  à la position  $x_i$ . Le variogramme expérimental est ensuite modélisé pour être utilisé lors des estimations. Plusieurs ouvrages (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989; WALTER, 1993; MARCOTTE, 2003; GUILLOT, 2004) ont abordé ces questions théoriques, notamment les développements menant aux équations du krigeage ordinaire, de façon plus approfondie pour les lecteurs qui s'y intéresseront.

L'ajustement au variogramme expérimental est fait avec un modèle sphérique.

Le calcul des variogrammes, leur modélisation et les estimations par krigeage ont été réalisés avec le logiciel SGeMS (Stanford Geostatistical Modeling Software), version 2.5b (REMY *et al.*, 2011). La grille de calcul utilisée est de 120 x 140 avec des mailles de 0.01 x 0.01 (distance en degrés décimaux<sup>4</sup>). Une valeur unique est calculée pour chaque cellule de la grille, elle correspond au centre de la maille.

L'analyse spatiale par krigeage ordinaire des concentrations en fluorure est ensuite complétée par la réalisation de la carte de prédiction de présence de fluorure dépassant une valeur-seuil, basée sur le krigeage d'indicateurs consistant à effectuer l'analyse spatiale non pas directement de la propriété étudiée, mais des différentes fonctions dites « indicateurs » issues d'un codage binaire de cette propriété. Il s'agit donc du choix d'une ou plusieurs valeurs-seuils et de la transformation de la variable étudiée en fonctions "indicateurs" de ces valeurs-seuils (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989; WALTER, 1993).

Soient  $v(x_i)$  les valeurs de la variable  $V$  en des points de coordonnées  $x_i$ . En considérant une valeur seuil donnée  $v_c$  de la variable  $V$ , on définit une fonction binaire  $I$  telle que pour tout point d'échantillonnage, on a:

$$\begin{cases} I(x_i, v_c) = 1 \text{ si } v(x_i) \leq v_c \\ I(x_i, v_c) = 0 \text{ si } v(x_i) > v_c \end{cases}$$

On qualifie  $I$  de fonction indicatrice de  $v_c$ , la valeur-seuil. D'après [5], l'espérance de cette fonction est égale à la probabilité que  $V(x)$  soit inférieure ou égale à  $v_c$ :

$$E[I(x, v_c)] = P[V(x) \leq v_c].$$

Le variogramme expérimental des fonctions indicatrices définies par le choix du seuil, est donnée par l'équation :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [I(x_i) - I(x_i + h)]^2 \quad \text{où}$$

$\gamma(h)$  est la valeur du variogramme expérimental à la distance  $h$ ;  $n(h)$  est le nombre de paires d'échantillons situés à la distance  $h$ ;  $I(x_i)$  est la valeur mesurée de la variable  $I$  à la position  $x_i$ .

L'ajustement au variogramme expérimental est, comme pour le krigeage ordinaire, fait avec un modèle sphérique.

WALTER (1993) et MARCOTTE (2003) présentent des notes synthétiques sur les étapes de mise en œuvre du krigeage d'indicateurs. Elles sont entre-autres :

<sup>4</sup> L'utilisation des distances en degrés décimaux ou en Kilomètre n'a pas d'effets sur les calculs au regard de la latitude (proche de l'équateur) à laquelle se trouve la zone d'étude et son étendue:  $1^\circ \approx 110 \text{ km}$

- Le choix des valeurs seuils. Dans le cas actuel, cette valeur est de 1.5 ppm, correspondant à la teneur en fluorure maximale admissible pour les eaux de boisson au Bénin.
- Le calcul du variogramme des fonctions indicatrices définies par le choix du seuil, l'estimation dans l'espace de la fonction indicatrice I pour le seuil et les variances d'erreurs associées. Dans le cas d'espèce, les calculs ont été réalisés avec le logiciel SGeMS en considérant la même grille et taille de maille que précédemment.

Dans cette étude, la valeur-seuil utilisée est de 1.5 ppm et correspond à la teneur en fluorure maximale admissible pour les eaux de boisson selon les normes nationales et de l'OMS. Le logiciel SGeMS (Stanford Geostatistical Modeling Software [4]) a été utilisé. La grille de calcul utilisée est de 120 x 140 avec des mailles de 0.01 x 0.01 (distance en degrés décimaux<sup>5</sup>).

## RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

### Analyse de la distribution statistique des données

Pour la plupart des modèles géostatistiques, des résultats fiables et robustes sont obtenus quand la série de données présente une distribution gaussienne (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989; GUILLOT, 2004). L'histogramme de la figure 3a présente la distribution de la concentration en fluorure dans les eaux souterraines (exprimée en ppm) des échantillons. On observe une distribution asymétrique de la série, ne suivant pas une loi normale. L'asymétrie de la distribution résulte de la présence des valeurs relativement élevées présentes en faibles fréquences, conduisant à une distribution qui est plutôt de type log-normale que normale. Dans ces conditions, l'utilisation des valeurs logarithmiques (népérien) de la série pour les rapprocher d'une distribution normale peut faciliter l'analyse géostatistique (GUBLIN *et al.*, 1995; JEANNÉE, 2005). Cela permet de minimiser la dispersion de la série et l'effet des valeurs extrêmes sur la robustesse des variogrammes et, ce faisant, de générer des prédictions plus précises. La distribution des valeurs log-transformées est présentée à figure 3b. La symétrie y est plus marquée.

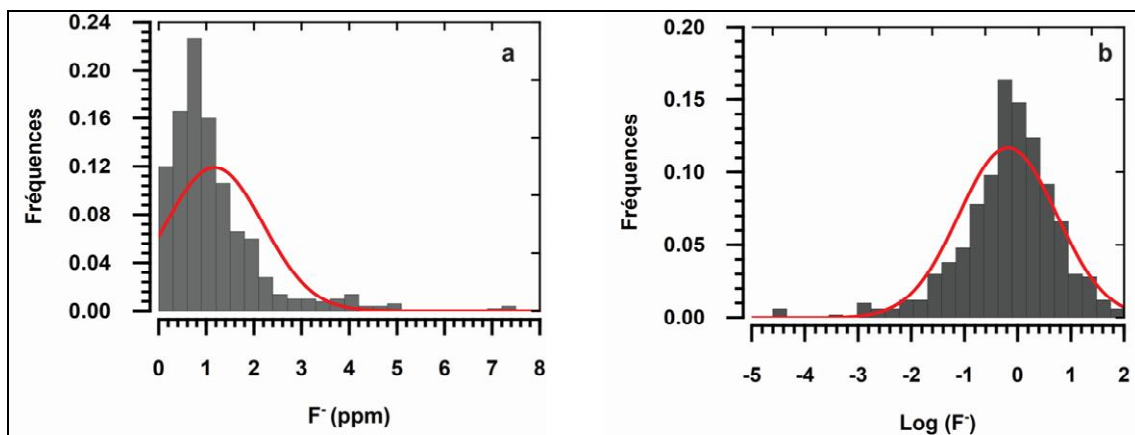


Figure 3 : Histogrammes de répartition des teneurs en fluorures (a) données réelles et (b) données log-transformées

### Analyse spatiale de la présence de fluorure par krigeage ordinaire

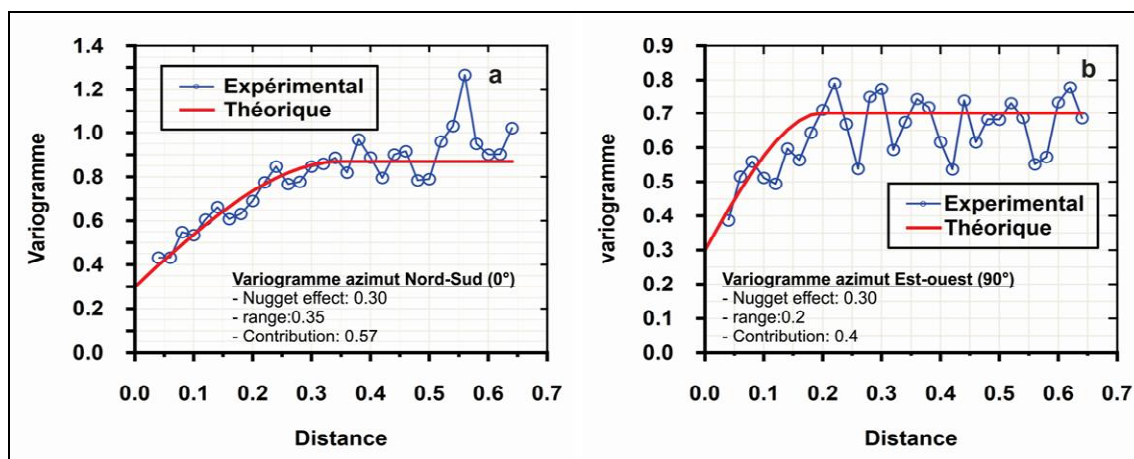
Les Figures 4 a et b présentent les variogrammes directionnels pour les concentrations en fluorure, respectivement suivant les azimuts 0° (Nord-Sud) et 90° (Est-Ouest). Une valeur expérimentale a été calculée tous les 0.02° avec une tolérance de 0.01°. La tolérance de 22.5° pour l'orientation a été choisie. Ces tolérances sont nécessaires pour obtenir un nombre de points suffisant pour que le calcul du variogramme expérimental soit représentatif. Comme le montrent les figures, la corrélation spatiale est maximale pour l'azimut 0° avec une portée de 0.35 contre 0.2 pour l'azimut 90°. Ceci suggère l'existence d'une anisotropie de direction Nord-Sud, avec un degré de corrélation plus élevé suivant la direction Nord-Sud, dans la distribution spatiale des teneurs en fluorure dans les eaux souterraines. Cette direction d'anisotropie est cohérente avec les directions dominantes des couches géologiques qui sont elles aussi orientées Nord-Sud (Figure 1). Les variogrammes pour les azimuts

<sup>5</sup> L'utilisation des distances en degrés décimaux ou en Kilomètre n'a pas d'effets sur les calculs au regard de la latitude (proche de l'équateur) à laquelle se trouve la zone d'étude et son étendue: 1° ≈ 110 km

intermédiaires 22,5°; 45° et 67,5° ont été également calculés et confirment une décroissance de la corrélation spatiale en évoluant depuis la direction Nord-Sud vers la direction Est-Ouest. Pour ces directions intermédiaires, la longueur de corrélation est calculée sur base d'une ellipse dont les axes principaux correspondent aux directions d'anisotropie identifiées.

L'allure générale des nuages de points expérimentaux montre que l'ajustement d'un modèle de variogramme sphérique est le plus convenable pour l'estimation du variogramme théorique. Dans les deux directions principales d'anisotropie, on note un effet de pépite important ( $a = 0.30^{**}$ ) traduisant une perte assez rapide de la corrélation sur une faible distance. Plusieurs raisons expliqueraient cette perte apparente de corrélation. Il peut s'agir du manque d'information sur la corrélation spatiale à très faible distance (absence d'un nombre suffisant de couples d'échantillons à des distances inférieures à 0.05) ou liée à des erreurs sur les mesures. Elle peut également s'expliquer par la nature géologique du réservoir étudié (aquifère de socle cristallin) qui est fortement compartimenté par les fractures, conduisant à une micro-régionalisation de ce dernier. A côté de cet argument, on peut ajouter la taille assez grande de la zone d'investigation (14 000 km<sup>2</sup>) et le défaut d'une bonne régularité de la répartition des points de mesures ainsi que leur densité qui pourraient également jouer sur la manifestation d'un effet pépite.

Selon ETTEMA & WARDLE (2002), ce variogramme indique que la variable étudiée, à savoir les teneurs en fluorure dans les eaux souterraines, présente des patches (des zones localisées de fortes concentrations) dont la taille moyenne est dépendante de la portée du variogramme.



**Figure.4** Variogramme expérimental et modélisé sur les données log-transformées (a) azimut Nord-Sud et (b) azimut Est-Ouest

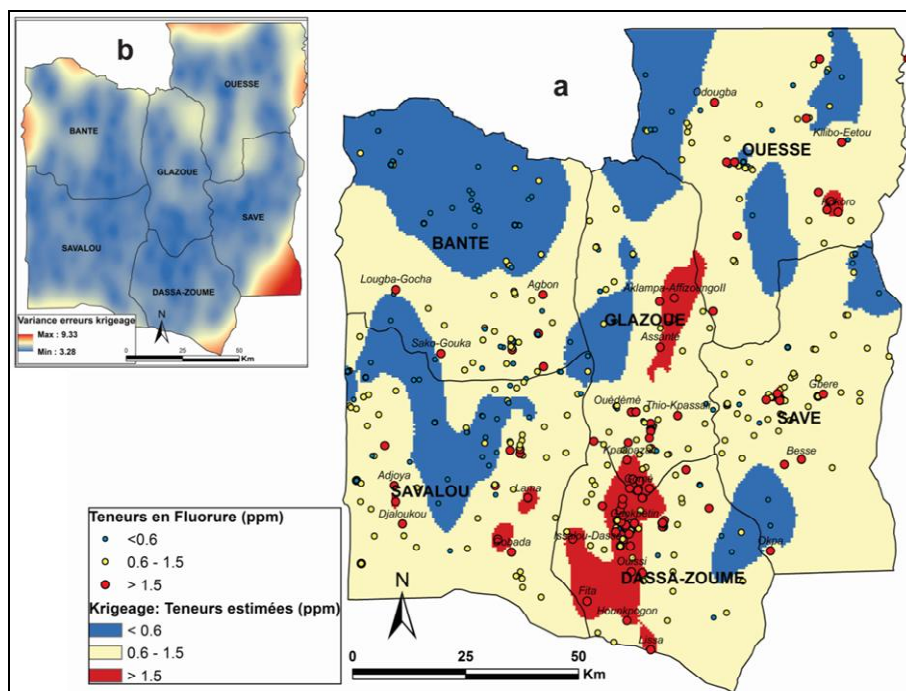
La Figure 5a présente la carte de krigeage des teneurs en fluorure à l'échelle du département basée sur l'étude variographique ci-dessus. La longueur de corrélation dans la direction Nord-Sud est donc supérieure (0.35) à celle dans la direction Est-Ouest (0.2). Au vu de la meilleure qualité du variogramme expérimental pour la direction Nord-Sud, la valeur de la contribution (c'est-à-dire la valeur à ajouter à l'effet pépite pour définir l'asymptote horizontale atteinte pour les distances supérieures à la longueur de corrélation) pour cette direction (0.57) a été utilisée.

A chaque estimation, le krigeage associe la variance d'estimation qui constitue un indicateur permettant d'apprécier le degré de confiance et ainsi, la fiabilité du modèle. La variance d'estimation est fonction de la continuité spatiale, telle qu'exprimée par le variogramme, et de la configuration (et de la quantité) de l'information disponible (SEGUIN, 1986). La Figure 5b présente la carte des variances d'erreurs d'estimation. Les plus fortes variances (autour de 10) sont en général observées au niveau des marges du domaine du fait des effets de bordures où les données sont peu fournies.

Comme on peut le constater sur la carte, il existe des irrégularités au niveau de certains points qui se retrouvent dans des champs de concentrations différentes de leur valeur réelle. Cette situation n'est rien d'autre que la traduction du fort effet de pépite qui exprime une perte rapide de corrélation lorsqu'on s'éloigne d'un échantillon. On tend donc rapidement vers une valeur proche de la moyenne locale. Cet effet conjugué à l'utilisation d'une grille d'estimation avec une maille de 0.01 x 0.01 ne garantit pas la continuité de l'estimation au voisinage des points de données et l'estimation donne l'impression de ne pas passer par la donnée mesurée alors que le krigeage est un estimateur exact. La raison est simplement que les points de données ne correspondent généralement pas au point central de la maille. Pour SEGUIN (1986), la présence sur la carte des champs de teneurs peu structurés et des teneurs très différentes entre points voisins traduit également l'influence

\*\* L'unité est similaire à la variance, il s'agit donc du logarithme népérien de mg/L au carré :  $(\ln[\text{mg/L}])^2$

de l'effet de pépité. La carte d'estimation doit donc plutôt être interprétée comme une carte de tendance à l'échelle considérée.



**Figures 5 :** Carte de répartition spatiale des teneurs en fluorure dans les eaux souterraines. (a) carte de krigeage et (b) carte de variance de l'estimation de krigeage

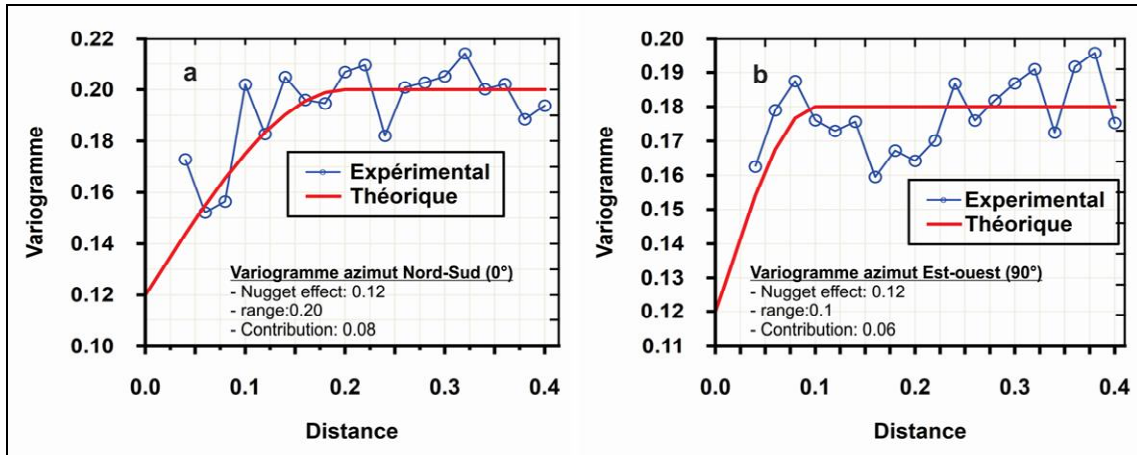
L'effet de l'anisotropie Nord-Sud n'est pas très flagrant sur la carte d'estimation. Cependant la distribution des fortes teneurs en fluorure montre une orientation préférentielle, de direction similaire à l'anisotropie et les couches géologiques dominantes (en affleurements) confirmant ainsi l'importance de la géologie dans la présence du fluorure dans les eaux souterraines.

Les patches à fortes teneurs sont en majorité présents dans les environs immédiats des affleurements granitiques de la zone de Dassa-Zoumé et de ses extensions vers Savalou (Gobada) et Glazoué (Gomé, Magoumi, Ouèdèmè) ainsi que la zone adjacente aux affleurements de granite porphyrique de Kokoro (ouessè).

### **Krigeage d'indicatrices : Prédiction spatiale des probabilités de teneurs en fluorure supérieures à la norme admissible (1.5 ppm)**

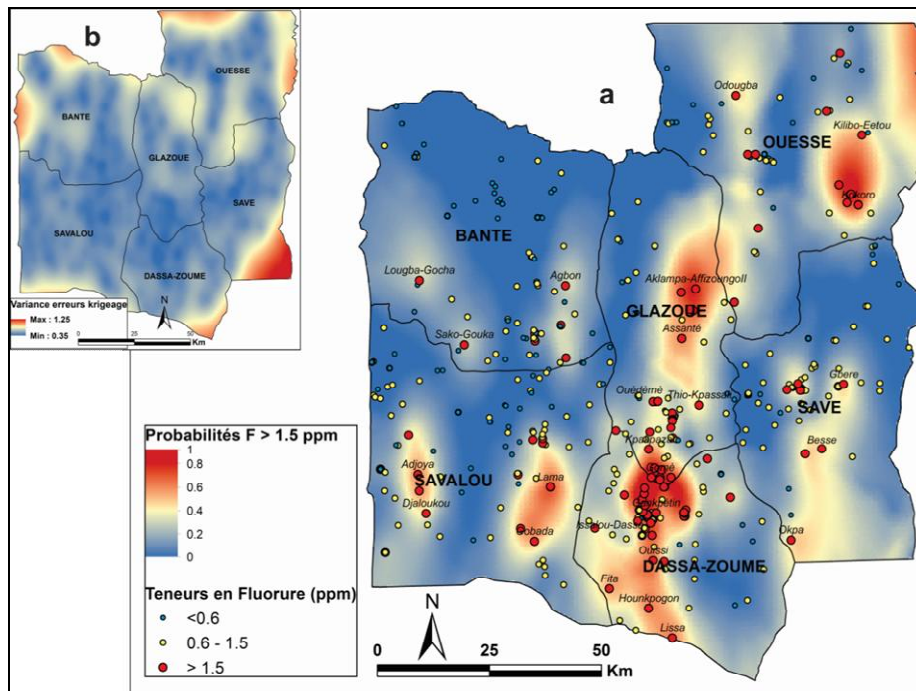
L'idée de base du krigeage d'indicatrices consiste à effectuer l'analyse spatiale non pas directement de la propriété étudiée, mais des différentes fonctions dites « indicatrices » issues d'un codage binaire de cette propriété. Il s'agit donc du choix d'une ou plusieurs valeurs-seuils et la transformation de la variable étudiée en fonctions indicatrices (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989; WALTER, 1993). Le krigeage d'indicatrices fournit une estimation de la valeur de la fonction de distribution cumulative de la variable pour les valeurs-seuils considérées.

Les Figures 66 a et b montrent les variogrammes respectivement pour les azimuts 0° et 90°. On note une meilleure corrélation spatiale dans la direction Nord-Sud (0°) avec une portée de 0.2 contre 0.1 pour l'azimut 90°. Il existe également un effet de pépité (0.12) traduisant la perte de corrélation spatiale sur une courte distance. Les paramètres (pépité, portée, contribution) de ce variogramme seront alors utilisés pour le krigeage d'indicatrices et la réalisation de la carte de prédiction.



**Figures 6 :** Variogrammes d'indicateurs ajusté sur les données log-transformées (a) azimuth Nord-Sud et (b) azimuth Est-Ouest

La carte d'interpolation par krigeage d'indicateur et celle des variances associées sont présentées respectivement sur les Figurea et b. La Figurea permet ainsi de visualiser en chaque point de la zone (département des Collines) la probabilité de dépasser le seuil, soit une teneur en fluorure supérieure à 1.5 ppm dans les eaux souterraines.



**Figures 7 :** Carte des probabilités d'apparition des teneurs en fluorure supérieures à 1.5 mg/L dans les eaux souterraines (a) carte de krigeage d'indicateurs et (b) variances des erreurs de krigeage

La carte krigée d'indicateurs (Figure 7a) montre que le secteur à probabilité très forte (entre 0.80 et 1) le plus étendu est localisé dans les environs de Dassa-Zoumé, principalement entre le bassin volcano-sédimentaire et la queue Est de la chaîne de collines en S de granite porphyrique. Ceci voudra signifier que lorsqu'un échantillon d'un point d'eau est pris dans cette zone, il y a plus de 8 chances sur 10 qu'il dépasse la norme en vigueur pour les fluorures (1.5 ppm). Ce secteur de très forte probabilité s'étale vers l'est (Soclogbo-Miniffi) et l'ouest (gobada-Fita) ou vers le nord (Glazoué) où les probabilités diminuent légèrement pour se situer entre 0.5 et 0.8. Les autres secteurs à probabilités aussi importantes (0.5 et 0.8) se situent dans la bande ceinturant Gobada (Savalou) et Gogoro (Ouessè). Au-delà de ces secteurs, les probabilités sont, pour la plupart des cas, moindres (<0.40). Globalement au Nord-Ouest (commune de Bantè), les probabilités d'occurrence sont assez faibles,



quoique que l'on recense quelques points montrant des concentrations en fluorure dépassant légèrement les 1.5 mg/L (max. 2 mg/L), à la lisière sud-est et sud-ouest de la commune.

La carte krigée d'indicatrices (Figurea) fait apparaître de façon plus perceptible l'effet de l'anisotropie Nord-Sud et donc la proximité entre la géologie et l'évolution des concentrations. On aperçoit ainsi que les zones à probabilités élevées s'étalent suivant une même direction que les couches géologiques, ceci en cohérence avec l'anisotropie révélée. Par ailleurs, dans les secteurs à fortes probabilités, les teneurs en fluor dans les roches (TOSSOU, 2016) sont nettement plus importantes assumant ainsi l'existence d'une certaine liaison entre les teneurs en fluor des roches et les probabilités d'occurrence de leurs teneurs dans les eaux.

## SYNTHÈSE ET CONCLUSION

Les deux cartes réalisées (estimation de la teneur et probabilité de dépassement de la norme) même si elles doivent être considérées comme celles d'une tendance générale, permettent néanmoins de circonscrire les zones géographiques caractérisées ou pouvant l'être par les fortes teneurs en fluorure dans les eaux souterraines. En croisant ces deux informations, des zones à risque potentiel de fluorure peuvent être mises en exergue. De telles zones sont celles qui cumulent à la fois des probabilités d'occurrences supérieures à 0.6 et des teneurs en fluorure dépassent 1.5 mg/L dans les eaux (étendues en rouge sur la carte). Des informations importantes sont contenues dans ces cartes qui constituent d'importants supports d'aide à la prise de décision pour la création des points d'eau et l'exploitation des eaux souterraines dans le département des Collines.

Comme évoqué plus haut, il existe indéniablement un lien assez fort entre les concentrations en fluorure des eaux souterraines et la géologie, notamment les teneurs en fluor des roches. Le couplage de ces deux composantes (en plus d'autres variables géochimiques le cas échéant) dans la modélisation (co-krigeage) permettrait assurément d'obtenir un outil de prédiction plus précis. Les données géochimiques disponibles actuellement ne le sont que pour quelques points et pas suffisantes pour une telle simulation. De même, des simulations ciblées sur des zones ayant un intérêt particulier comme par exemple les zones à fortes probabilités (> 0.6) avec des mailles de taille plus réduite et un couplage de deux ou plusieurs types de variables (hydrochimique et géochimique) conduiraient à des résultats d'estimation et de prédiction encore plus précis.

## REFERENCES

- BOUKARI, M. 1982. Contribution à l'étude hydrogéologique des régions de socle de l'Afrique Intertropicale: l'Hydrogéologie de la région de Dassa-Zoumé (Bénin). *Thèse de doctorat de 3<sup>ème</sup> cycle en Géologie Appliquée, mention Hydrogéologie, Université de Dakar (Sénégal)*. 173p
- DOVONON, F. C. L. 2011. Qualité chimique des eaux souterraines dans la commune de Dassa-Zoume (Bénin) : Impacts sanitaires des teneurs hors normes en fluorures et essais de traitement à l'os calciné de bovins. *Thèse de doctorat, Université d'Abomey-Calavi*. 200p
- ETTEMA, C. H. & WARDLE, D. A. 2002. Spatial soil ecology. *Trends in Ecology & Evolution* 17 : 177-183
- GUBLIN, P., RIVOIRARD J. & SIMMONDS, E.J. 1995. Analyse structurale de données à distribution dissymétrique: exemple du hereng écossais. *Cahiers de Géostatistique* 5 : 137-159
- GUILLOT, G. 2004. Introduction à la géostatistique. *Institut National Agronomique de Paris-Grignon*. 35p
- ISAAKS, E. H. & SRIVASTAVA, R. M. 1989. Applied geostatistics. *Oxford University Press, New York*. 582p
- JEANNEE, N. 2005. Caractérisation géostatistique de pollutions industrielles de sols: cas des hydrocarbures aromatiques polycycliques sur d'anciens sites de cokeries. *Thèse de doctorat, Ecole des Mines de Paris*. 212p
- MARCOTTE, D. 2003. Krigeage d'indicatrices. Notes de cours, Ecole Polytechnique de Montréal. <http://www.groupe.polymtl.ca/geo/marcotte/g1q3401geo/chapitre7.pdf>, consulté le 4/11/2016. 9p
- REMY, N., BOUCHER, A. & WU, J. 2011. Applied Geostatistics with SGeMS: A Users' Guide. *Cambridge University Press*. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139150019>. 322p.
- SEGUIN, J. J. 1986. Cartographie automatique en hydrochimie. Application aux teneurs en nitrates de cinq départements du bassin Seine-normandie. 111p
- SOUDANI, K. 2007. Quelques notions sur les méthodes de spatialisation et analyse de données. *Notes de cours, module géomatique Faculté des Sciences d'Orsay*. 7p
- TOSSOU, Y. Y. J. 2016. Caractérisation des anomalies fluorées eaux souterraines du socle cristallin Précambrien du Bénin central (Afrique de l'Ouest). Apport des outils hydrogéochimiques, pétrographiques et minéralogiques. *Thèse pour l'obtention du grade de Docteur en Sciences de l'Ingénieur, Université de Liège*. 181p
- WALTER, C. 1993. L'estimation de propriétés du sol par krigeage d'indicatrices confrontée à celle dérivée d'une carte pédologique. *Science du sol*, 31, (4) : 215-231

