

## Évaluation géostatistique de la stabilité d'une pente : site de l'Université de Constantine (Nord-Est Algérien)

Souheila KHALFAOUI \*

*Faculté des Sciences de la Terre, de Géographie et de l'Aménagement du Territoire, Département de géologie, Université des Sciences et de la Technologie Houari Boumediene - Bab Ezouar 16000, Algérie*

\* Correspondance, courriel : [Khalfaouisouheila@yahoo.fr](mailto:Khalfaouisouheila@yahoo.fr)

### Résumé

L'analyse de la stabilité du site étudié (Université Mentouri ; région de Constantine) montre qu'il est instable ; le coefficient de sécurité  $F_s$  minimum est égal à 0,3685 qui correspond au cercle de glissement le plus profond  $(x,y) = (629,6 ; 600)$ . A cet effet, le choix de la surface de rupture reste toujours probable. Ce choix qui obéit à un certain nombre de tests peut donner des résultats de calcul de  $F_s$  avec une marge d'erreur relative. Des méthodes géostatistiques ont été utilisées pour quantifier la stabilisation de ce talus, et chercher l'erreur d'estimation. Le coefficient de sécurité  $F_s$ , est pris comme variable régionalisée ; le variogramme expérimental omnidirectionnel a été modélisé par un schéma sphérique avec un effet de pipite  $C_0 = 0,0264$ , un palier  $C = 0,056$ , et une portée  $a = 6,57m$ . Le krigeage ordinaire de  $F_s$ , montre que les isovaleurs krigées, varient de 0,65 à 1,4. La variance moyenne de krigeage est de 0,0529 ; ce qui donne une erreur relative de 42,18% au maximum 95% correspondant au standard gaussien  $2\sigma_\epsilon$ . La cartographie des variances de krigeage montre qu'il y a des zones sous-reconnues ; l'erreur est faible pour un coefficient de sécurité inférieur à 1 (zone instable) ; par ailleurs elle est relativement forte pour  $F_s$  supérieur à 1 (zone classée stable par le calcul classique de Bishop). Cependant, si la précision dans l'estimation de la stabilité de talus devait être grande, alors d'autres calculs de ce coefficient sont nécessaires. Cette étude de quantification et vérification de stabilité de talus reste valable pour l'analyse régionalisée de la stabilité de n'importe quel site qui souffre d'un problème de glissement.

**Mots- clés :** *géotechnique, géostatistique, variogramme expérimental, krigeage ordinaire, cartographie.*

### Abstract

**Geostatistical evaluation of slope stability : University of Constantine (N. E. Algeria)**

The analysis of the stability of studied site (Mentouri University; Constantine's region) show that it is changeable; minimum of which the  $SFr$  equates in 0,3685 which corresponds to the circle of the deepest sliding  $(x, y) = (629,6; 600)$ . With this affect the choice of the surface of break, always probable rest. This choice which obeyed one certain numbers of tests; can give results of counting of  $SFr$ ; with a margin of relating error. Géostatistics methods were used; to quantify the stabilization of this slope, and search the error of estimate. The safety margin  $SFr$ , is taken as regionalized variable; the experimental omnidirectionnel variogramme was modelled by a spherical schema with an Nugget  $C_0 = 0,0264$ , the Sille

$C = 0,056$ , and  $\text{Range} = 6,57\text{m}$ . The ordinary kriging of  $F_s$ , shows that isovaleurs krigées, varies from 0,65 to 1,4. The medium variance of kriging is 0,0529; what gives a relating error of 42,18 % at the farthest 95 % corresponding to gaussian standard  $2\sigma_\epsilon$ . The mapping of variances of kriging; show that there are zones under — acknowledged; error is weak for a lower safety margin in 1 (changeable zone); moreover it is comparatively strong for the upper SFr in 1 (zone classified stable by the classical counting of Bishop). However, if the precision in the estimate of the stability of slope was to be big; then of other counting of this coefficient is necessary. This study of quantification and check on stability of slope; valid rest for the analysis regionalized by the stability of any site which suffers from a problem of sliding.

**Keywords :** *geotechnic, geostatistics, variogramme experimental, ordinary kriging, mapping.*

## 1. Introduction

Les glissements de terrains sont des phénomènes naturels qui évoluent dans le temps et dans l'espace, ce sont des mouvements de masses qui se développent dans des matériaux meubles et généralement argileux. Ils se produisent dans des circonstances variées, affectent les ouvrages de génie civil. Au Nord—Est Algérien les glissements des terrains sont très reconnus dans la région de Constantine. Le premier glissement de terrain à Constantine remonte à l'année 1972. Les glissements affectent plusieurs quartiers de cette ville (Belouizdad, l'avenue Kitouni, Kaidi Abdellah, Bellevue, Ciloc, Boussouf, Zaouch, Boudraa Salah, Bencherqui, Bardo, Place Krikri, Chemin forestier, le pont de Sidi Rached et même l'université Mentouri qui fait l'objet du site de cette présente étude) (*Figure 1*) [1].

L'objectif de cette étude est l'évaluation géostatistique de la stabilité d'une pente (Université Mentouri). Le coefficient de sécurité désignant la stabilité du site a été calculé par la méthode des tranches de Bishop. Dans la méthode des tranches on ne connaît pas la position exacte de la surface de rupture. Le programme de calcul utilisé effectue une recherche systématique du cercle le plus défavorable, c'est-à-dire donnant le coefficient de sécurité le plus faible. A cet effet, la localisation des cercles de glissement est probable ce qui augmente l'intervalle d'erreur. L'approche géostatistique d'analyse de stabilité cherche à quantifier les risques de rupture d'un ouvrage. Ceci peut se faire en considérant les variables d'entrée comme des variables aléatoires. Ainsi au résultat final, le coefficient de sécurité correspond à une variable aléatoire (VA) dépendante. Cette VA a une fonction de distribution statistique avec une espérance mathématique et une variance. La probabilité de rupture de l'ouvrage quant à elle représente celle d'obtenir un coefficient inférieur à 1. La nature du résultat final dépend de la façon dont sont traitées les variables d'entrées. La plupart des approches probabilistes utilisent une variable aléatoire unique par paramètre de résistance [2].

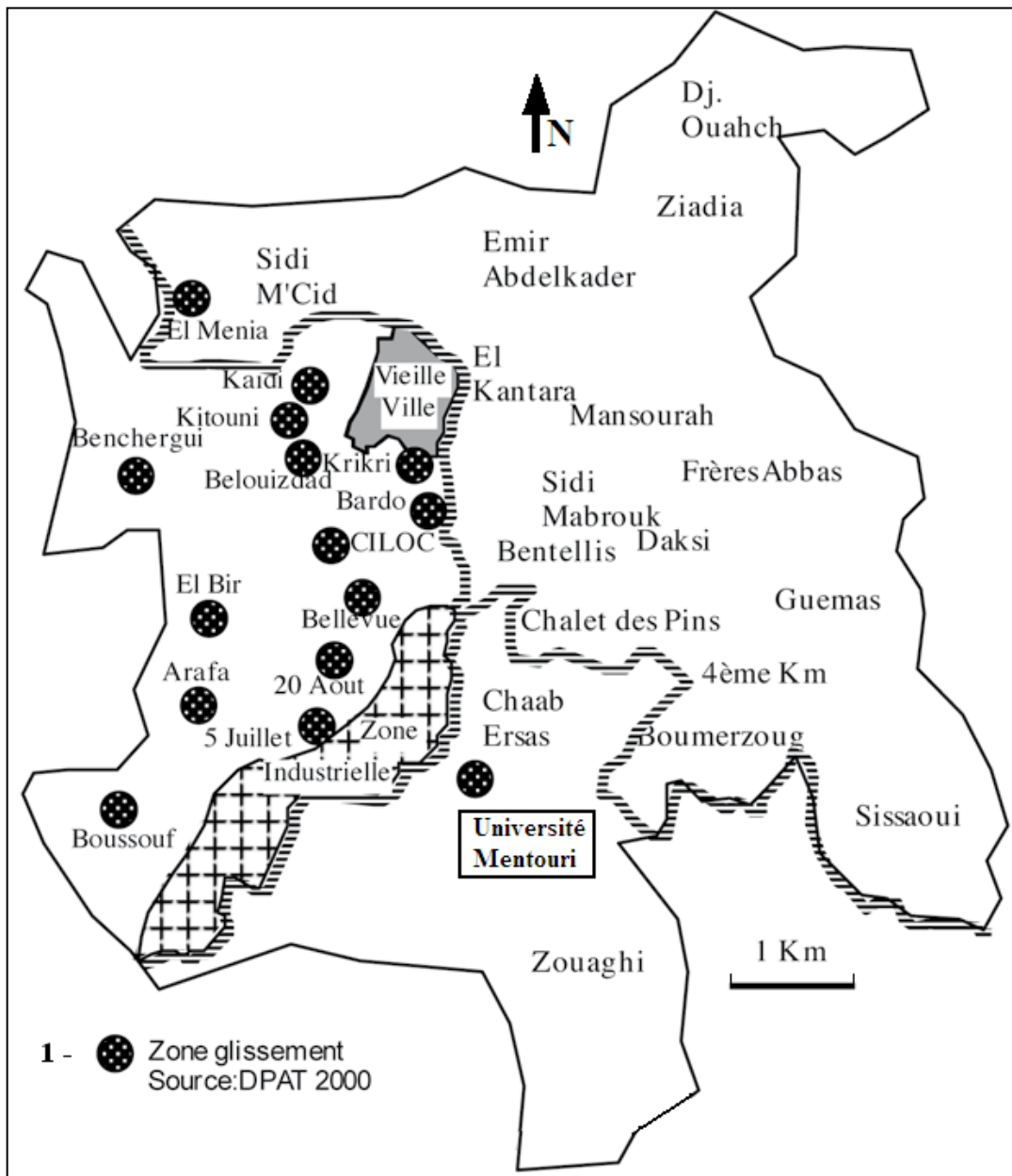


Figure 1 : Ville de Constantine : principaux sites de glissement d'après DPAT, 2000.

## 2. Géologie du site d'étude

La région Constantinoise (Algérie nord orientale) a fait l'objet d'étude de plusieurs géologues [3 - 6]. Elle appartient à la chaîne Alpine d'Afrique du nord. Cette zone a connu une histoire géologique extrêmement complexe, elle est formée essentiellement par un empilement de nappes et de chevauchements de grandes envergures (*Figure 2*).

Le site d'étude se trouve sur des formations post-nappes d'âge Mi pliocène. Il s'agit de marnes gypsifères de Pliocène.

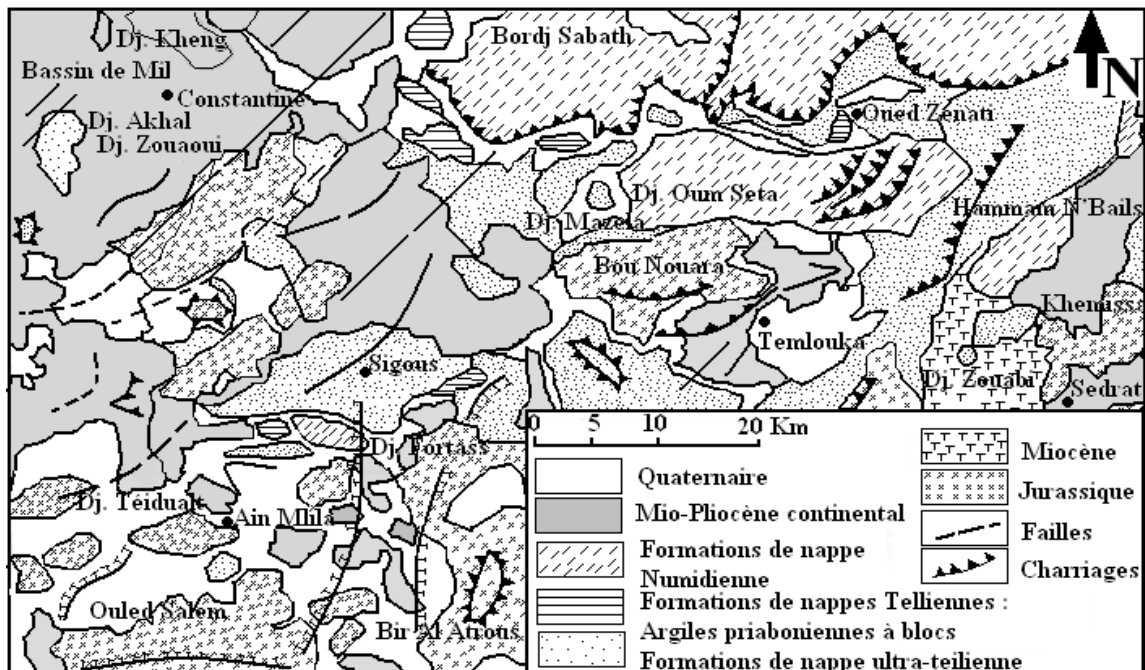


Figure 2 : Carte géologique de Constantine d'après [3].

### 3. Présentation du site d'étude

Trois (03) zones de glissement sont localisées dans la région de Constantine : glissement de Colic, glissement de Bellevue et celui de CW. N° 24 (**Figure 3**). Le talus étudié traverse une grande surface, allant du campus universitaire arrivant jusqu'au lit de Oued Rhumel, passant par une grande surface reboisée.

En amont du campus, le talus représente les caractéristiques suivantes :

- Le terrain est recouvert par un remblai d'épaisseur maximale de 1,5 m
- En dessous se trouve une couche d'argile brune dont l'épaisseur varie entre 2 et 5m
- Les différents profils géologiques montrent que le terrain est traversé par des lentilles sablo-argileuses d'épaisseur variables
- Des niveaux d'eaux ont été rencontrés à certaines profondeurs, ces profondeurs, se situent au niveau des horizons sablo-graveleuses lenticulaires.

En aval le talus a les caractéristiques suivantes :

- Une morphologie irrégulière avec une pente de 12%
- Le terrain est formé par couches argileuses, et marneuses.
- Présence d'une nappe dans des formations d'âge Aptien à 3m de profondeur

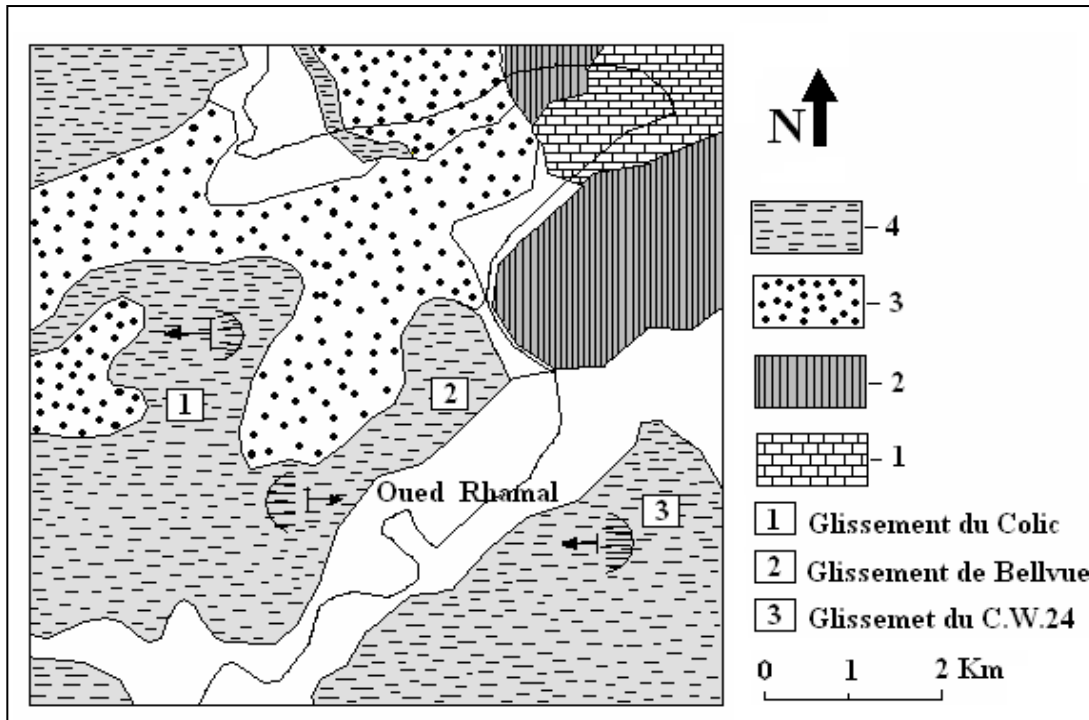


Figure 3 : Les principales zones de glissement dans la région de Constantine (Nord- Est Algérie)[7]

#### 4. Caractéristiques géotechniques des couches

Le talus étudié est constitué de 10 couches dont les caractéristiques des sols sont regroupées dans le **Tableau 1**.

Tableau 1 : Caractéristiques géotechniques des sols [7]

N° de couche	Lithologie	Poids volumique $\gamma$ (Kn/m <sup>3</sup> )	Cohésion C (Kpa)	Angle de frottement interne $\varphi$ (°)
1	Argiles sableuse	18	10	1
2	Argiles sableuse	18	10	1
3	Argiles sableuse	18	10	1
4	Argile	16	10	0
5	Argiles	17	60	4
6	Argiles et grés	17.8	70	14
7	Argiles sableuse	19,8	33	1
8	Argiles sableuse	20.5	71	16
9	Argiles sableuse	21	10	14
10	Argiles sableuse	20.5	71	16

## 5. Méthodes et matériel

### 5-1. Méthode de calcul du coefficient de sécurité

Le coefficient de sécurité  $F_s$  peut être calculé par plusieurs méthodes, (Fellenius Bishop 1955), etc. seulement la méthode choisie est celle de Bishop. Cette dernière est la plus utilisée pour le calcul en rupture circulaire. Bien qu'elle possède un certain nombre d'imperfections de grand usage; lui confère un statut de méthode de référence. Le problème de cette méthode c'est qu'on se donne un cercle de rupture probable et on détermine l'état d'équilibre du milieu le long de ce cercle ainsi que le coefficient de sécurité. Mais le véritable cercle de rupture correspondant à un coefficient de sécurité minimum est inconnu. Il faut donc recommencer de nombreuses fois les calculs pour différents cercles de rupture possibles.

#### 5-1-1. Principe de la méthode Bishop (1955)

- Découper le terrain en mouvement en tranches verticales
- Déterminer l'équilibre de chaque tranche verticale de ce sol soumise à l'action de ses voisines. Celle-ci n'ayant qu'une action horizontale et aux forces normales de cisaillement centré à la base de la tranche (*Figure 4a*) [8].

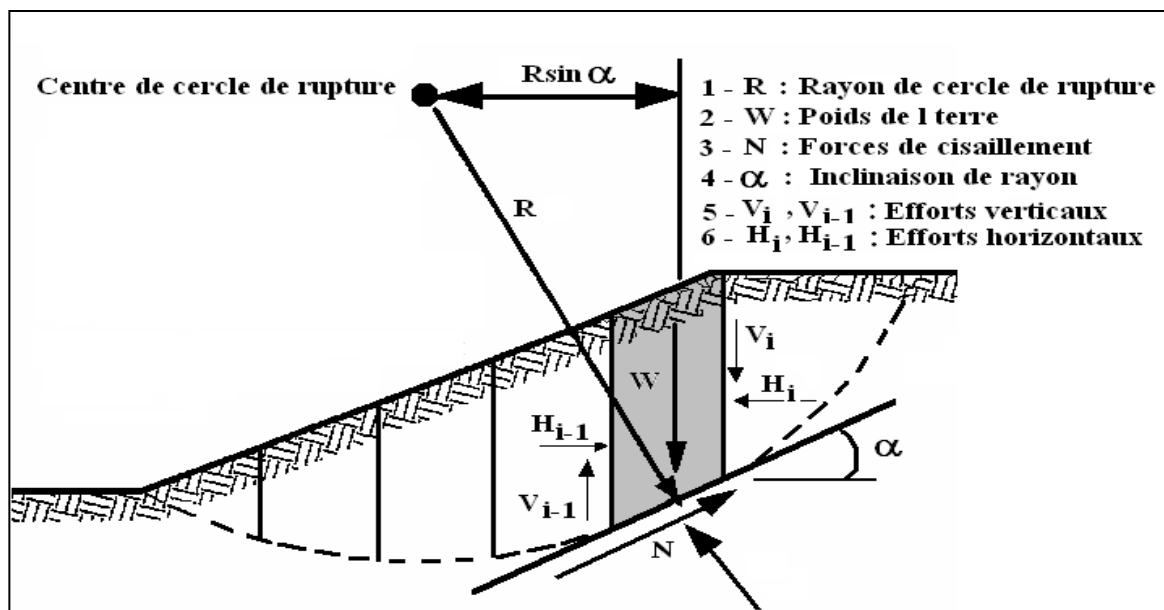


Figure 4 a : Présentation des efforts sur une tranche de sol [8].

La construction du funiculaire des forces appliquées à cette tranche (*Figure 4b*) permet d'écrire l'équilibre vertical qui fournit une expression de la force à la base de la tranche :

$$\sigma' l = (w - ul \cos \alpha - c' l / F \sin \alpha) / (\cos \alpha + tg \varphi' \sin \alpha / F) \quad (1)$$

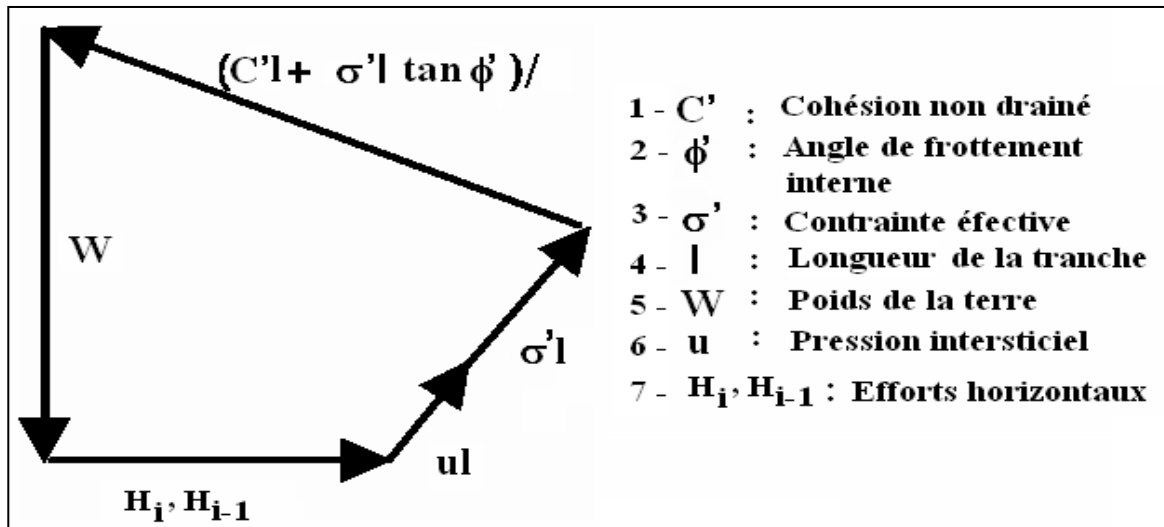


Figure 4 b : Equilibre d'une tranche de sol [8]

On considère une rupture circulaire, cette expression permet d'écrire l'équilibre global des moments, dont le coefficient de sécurité  $F_s$  par :

$$F = (\text{Moment résistant}) / (\text{Moment moteur}) \tag{2}$$

Le moment moteur, est dû au poids des terres, et a pour expression :

$$M_{Mot} = R \sum w_i \sin \alpha_i \tag{3}$$

Le moment résistant ne correspond qu'aux forces de cisaillement, et a pour expression :

$$M_{res} = R \sum c'l + \sigma' \text{tg} \varphi' \tag{4}$$

Avec :

$R$  : Rayon de cercle de rupture. (m)

$W$  : Le poids du sol ( $\text{g/cm}^3$ )

$\alpha$  : Inclinaison du rayon de cercle de glissement avec la verticale ( $^\circ$ )

$C'$  : Cohésion de sol (bar)

$\varphi'$  : Angle de frottement interne du sol ( $^\circ$ )

## 5-2. Procédure géostatistique

La géostatistique est définie comme l'étude quantitative, à l'aide d'outils probabilistes, des phénomènes régionalisés. Par phénomène régionalisé, nous entendons un phénomène naturel qui se déploie dans l'espace. Cet espace est bien sûr le plus souvent notre espace « géographique » à 1, 2 ou 3 dimensions ; mais il peut s'agir aussi du temps, voire d'espaces plus complexes. Quant au mot «étude», il recouvre à la fois la phase d'analyse du phénomène, la phase de modélisation, et la phase de critique des résultats obtenus. Ces trois étapes doivent naturellement, à chaque instant, concilier le respect de l'information

disponible (adaptation des modèles à la réalité) et la rigueur mathématique (cohérence interne des modèles) [9]. Il s'agit du prototype d'une étude de géostatistique élémentaire, nous pourrions garder toujours à l'esprit que le problème posé est un problème d'interpolation, c'est-à-dire tout simplement que l'on cherche, sur la base d'un échantillonnage limité, à construire une carte censée représenter la réalité actuellement inconnue. Cette recherche se fait sur la base de combinaisons linéaires des mesures disponibles [10].

La démarche essentielle des «*modèles topo-probabilistes*» est en effet de considérer que la variable régionalisée étudiée  $z(\mathbf{x})$  est la *réalisation* d'une certaine fonction aléatoire  $Z(\mathbf{x})$ , et c'est sur cette fonction aléatoire que porteront désormais les manipulations mathématiques à venir.

### 5-2-1. Modéliser un phénomène régionalisé

#### a- Le variogramme théorique

Le variogramme est une fonction purement mathématique, définie dans le cadre du modèle probabiliste. C'est de cette fonction dont on aura besoin dans les développements ultérieurs, par exemple pour construire des interpolateurs. Mais bien sûr, il s'agit d'une construction abstraite, inaccessible à l'expérience, dans la mesure où on ne peut jamais mesurer une espérance mathématique. Pour cette raison, on conviendra d'appeler *variogramme théorique* la fonction  $\gamma$ , et c'est là le *premier niveau* de variogramme :

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2} \cdot E \{ [Z(\mathbf{x}+\mathbf{h}) - Z(\mathbf{x})]^2 \} \quad (5)$$

#### b- Le variogramme régional

L'absence de dérive permet d'exprimer ce variogramme comme une espérance de carré, plutôt que comme une variance. Alors, grâce à l'hypothèse, d'ergodicité on peut relier théoriquement cette espérance à une intégrale d'espace calculée sur une réalisation quelconque, c'est-à-dire sur toute variable régionalisée  $z$  associée à la fonction aléatoire  $Z$ . Plus précisément, si on pose

$$\gamma_V(\mathbf{h}) = (1/[V]) \cdot \int_V \{z(\mathbf{x}+\mathbf{h}) - z(\mathbf{x})\}^2 dx \quad (6)$$

L'ergodicité nous permet d'écrire :

$$\gamma(\mathbf{h}) = \lim_{V \rightarrow \infty} \gamma_V(\mathbf{h}) \quad (7)$$

Notons pour simplifier  $\gamma_V(\mathbf{h})$  cette limite. Cette fonction, appelée *variogramme régional*, a - contrairement au variogramme théorique - une *signification objective* en ce sens que, si la variable régionalisée  $z$  était connue dans l'espace tout entier,  $\gamma_V(\mathbf{h})$  serait effectivement calculable. Remarquons que l'hypothèse d'ergodicité exprime que cette fonction ne dépend pas de la réalisation particulière  $z$  de  $Z$  dont on dispose. Le variogramme régional constitue le *second niveau* de variogramme [11].

#### c- Le variogramme expérimental

Naturellement, dans la pratique, cette fonction est inaccessible, à la fois parce que le domaine où est connue la variable régionalisée est toujours borné (limitation due au champ), et parce que l'information n'est



disponible que sur un *échantillonnage* fini. C'est là une limitation bien réelle, mais au fond sans véritable signification fondamentale. Car, sur la base de l'information disponible, on peut toujours construire *effectivement* un *variogramme expérimental*  $\gamma_e(\mathbf{h})$ , sous la forme :

$$\gamma_e(\mathbf{h}) = \frac{1}{2 N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [Z(x_i) - Z(x_i + \mathbf{h})]^2 \quad (8)$$

Où :  $N(\mathbf{h})$  : Nombre de paires dans la direction considéré et dans la classe de distance  $h$

C'est la somme qui porte sur les paires de points de données (supposées en nombre  $N$ ) telles que :  $x_i - y_i = \mathbf{h}$ . Dans la pratique bien sûr, il est rare que l'on trouve plusieurs paires de données séparées exactement d'un vecteur  $\mathbf{h}$  donné, et c'est pourquoi on est amené à définir des tolérances, c'est-à-dire à réaliser la sommation pour  $x_i - y_i \approx \mathbf{h}$ . Par ailleurs, on ne calcule  $\gamma^*(\mathbf{h})$  que pour un nombre limité de valeurs de  $\mathbf{h}$ , de sorte que l'on obtient effectivement un nuage de points expérimentaux, et non une fonction. Mais ce ne sont là que des difficultés purement opératoires, qui n'affectent pas la signification du calcul : à tous égards, le variogramme expérimental apparaît comme une *approximation* du variogramme régional. Le variogramme expérimental est le *troisième niveau* de variogramme. [12]

Pour les valeurs de  $\mathbf{h}$  pour lesquelles ce variogramme expérimental peut être calculé, le lien entre les trois niveaux est résumé par :

$$\gamma(\mathbf{h})_{\text{théorique}} = \gamma(\mathbf{h})_{\text{régional}} \approx \gamma(\mathbf{h})_{\text{expérimental}} \quad (9)$$

### 5-2-1. Krigeage ordinaire

Le krigeage est une méthode d'estimation de la dérive spatiale d'une variable aléatoire qui opère par combinaison linéaire des différents échantillons disponibles en minimisant l'erreur moyenne. Cette méthode est particulièrement bien adaptée pour tenir compte des différents facteurs qui influencent la précision de l'estimation :

- Nombre de point de mesure de la propriété et qualité des mesures ;
- Position de ces points dans le domaine étudié et distances entre eux et la zone intéressante ;
- Continuité spatiale des variables interpolées. [13,14].

Le Krigeage est un interpolateur exact, en ce sens que lorsque l'on estime des valeurs de la fonction en un point, on trouve les valeurs mesurées aux points de données. Cela permet de construire des cartes d'isovaleurs de la propriété sur la base d'un semis de point de mesures. De plus le krigeage fournit la variance de l'erreur d'estimation  $\sigma_k^2$ , ce qui permet de tracer les cartes d'erreurs, dont l'examen simultané avec celui des cartes d'isovaleurs permet de se faire une idée de la distribution spatiale de la propriété pour un certain niveau de signification. Cette procédure consiste à trouver le meilleur estimateur linéaire possible  $Z^*(x)$  d'une variable régionalisée (VR) d'un volume  $V$  ou d'un point  $X$  de l'espace de définition en utilisant les mesures expérimentales  $Z_i$  et l'information structurale représentée par le variogramme de la régionalisation étudiée. [15].

$$Z^*(x) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z_i \quad (10)$$

Il s'agit donc de calculer les pondérateurs  $\lambda_i$  tel que  $Z^*(X)$  soit un estimateur sans biais et que la variance d'estimation soit minimale sous l'hypothèse de stationnarité c'est à dire quand

$$E[Z(x)] = E[Z(x+h)] = \text{constante} = \text{moyenne} \quad (11)$$

et :

$$E[Z_v] = E[Z_i] = \text{constante} = \text{moyenne} \quad (12)$$

La condition de non biais est :

- la variance de  $Z(x)$  soit égale à la variance de  $Z(x+h)$

$$\text{Var}[Z(x)] = \text{Var}[Z(x+h)] \quad (13)$$

- la somme des pondérateurs soit égale à 1.

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad (14)$$

La minimisation de la variance d'estimation sous la condition de non biais, utilisant le formalisme de Lagrange, permet d'aboutir à un système de  $N+1$  équations à  $N+1$  inconnues qui sont les  $N$  pondérateurs  $\lambda_i$  et  $\mu$  le paramètre de Lagrange. Ce système est dit "système de krigeage ordinaire" :

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot g(x_i, x_j) + \mu = g(x_j, V); & \text{avec } \dots i = 1 \dots N \dots \text{et } \dots j = 1 \dots N \\ \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (15)$$

avec :

$$g(x_j, V) = \frac{1}{V} \int_V g(x_j, x_k) dx_k \quad (16)$$

où  $N$  est le nombre de mesures les plus proches de  $V$  (ou de  $X$  si  $V$  est un point),  $g$  est la fonction semi-variogramme;  $x_i$  et  $x_j$  les points de mesures. A chaque valeur  $Z_k$  estimée par krigeage ordinaire, est associée sa variance de krigeage  $\sigma_k^2$  qui est égale à :

$$\sigma_K^2 = \sum_{i=1}^N \lambda_i g(x_i, V) - g(V, V) + \mu \quad (17)$$

et où :

$$g(V, V) = \frac{1}{V^2} \iint_V g(x_k - x_l) dx_k dx_l \quad (18)$$

**6. Résultats et discussion**

**6-1. Résultats de calcul de Fs par la méthode classique (Bishop)**

Le coefficient de sécurité Fs a été calculé avec le logiciel (Talren; v8). Le **Tableau 2** regroupe les résultats de calcul de coefficient de sécurité et son rayon de cercle de glissement probable après chargement. D'après les résultats de Fs calculés, le terrain est jugé instable avec un Fs minimum de 0,3685 correspondant au cercle de rupture plus profond dont le centre ayant pour coordonnées (629,6, 600). Cette surface de glissement calculé après plusieurs tests reste probable. Donc il est nécessaire de confirmer ou affirmer la stabilité de site en calculant l'intervalle d'erreur possible.

**Tableau 2 : Résultats de calcul de coefficient de sécurité Fs par la méthode de Bishop**

points	X	Y	Fs	Poids KN/m	points	X	Y	Fs	Poids KN/m
1	627	599	1,045	125,523	31	628,5	600	1,0226	100,1459
2	626	599	1,0428	125,7923	32	628,2	600	1,1987	104,448
3	626,8	600	1,4487	101,212	33	628,2	599	1,4135	125,203
4	626,5	600	1,1934	100,592	34	628,1	600	1,0477	100,919
5	627,2	600	1,1952	100,436	35	628	599	1,4489	200,155
6	626,9	599	1,0191	130,61	36	627,5	600	0,6844	107,485
7	626,4	599	1,0438	125,669	37	625	600	1,1498	108,07901
8	626	600	1,1717	103,92	38	624	599	1,1434	135,0875
9	627,6	600	1,4489	101,03	39	621	600	1,0278	100,034
10	627,3	599	1,2445	131,19	40	629	597	1,2	186,35
11	626,3	600	1,1929	100,629	41	625,3	592	0,8465	103,582
12	626,2	600	1,1927	100,64	42	628	597,9	1,1756	360,771
13	627,3	600	1,413	104,65	43	628,3	600,8	0,4067	100,536
14	625,8	599	1,2809	126,541	44	624,9	598,1	1,4493	98,264
15	625,8	600	1,448	101,426	45	629,7	600	1,4689	99,867
16	625,7	600	1,1672	104,329	46	630	600	1,202	99,81
17	525,5	600	1,4486	101,495	47	630,5	600	1,2027	297,857
18	625,4	600	1,1905	100,838	48	629,6	600	0,3807	374,297
19	625,2	600	1,1658	104,458	49	626,8	594	0,3685	104,257
20	625	599	1,0151	131,134	50	627,5	598	1,4134	165,13
21	621	597	1,1894	100,927	51	682,5	598	0,9124	238,47
21	624	600	1,1868	101,151	52	629,3	600	0,7556	212,35
22	626,3	599	1,281	126,406	53	629,7	597,2	0,6778	228,0975
23	624,5	599	1,0395	126,192	54	629,5	597,5	0,6771	169,189
24	624,6	600	1,4484	101,703	55	629	601	0,8988	74,615
25	623	600	1,1842	101,374	56	629,5	600	1,3401	91,845
26	623,5	599	1,0119	131,55	57	625,4	602	1,2201	59,954
27	628,9	600	1,1998	100,0563	58	623,4	596,2	1,4746	91,948
28	628,7	600	1,1994	100,09	59	626,8	601	1,2188	74,592
29	628,5	599	1,0226	130,1661	-	-	-	-	-
30	627	599	1,045	125,523	-	-	-	-	-

**6-2. Résultats d'évaluation géostatistique du coefficient de sécurité Fs**

**6-2-1. Variogramme de Fs**

Le variogramme expérimental omnidirectionnel (0+90°) du coefficient de sécurité Fs (Figure 5) a été calculé et ajusté par un schéma sphérique [16] avec un effet de pipite  $C_0 = 0,0264$ , un palier  $C = 0,056$ , et une portée  $a = 6,57m$ . Ceci donne :

$$\gamma(h) = 0,0264 + 0,056\gamma_{sph}(6,57) \tag{19}$$

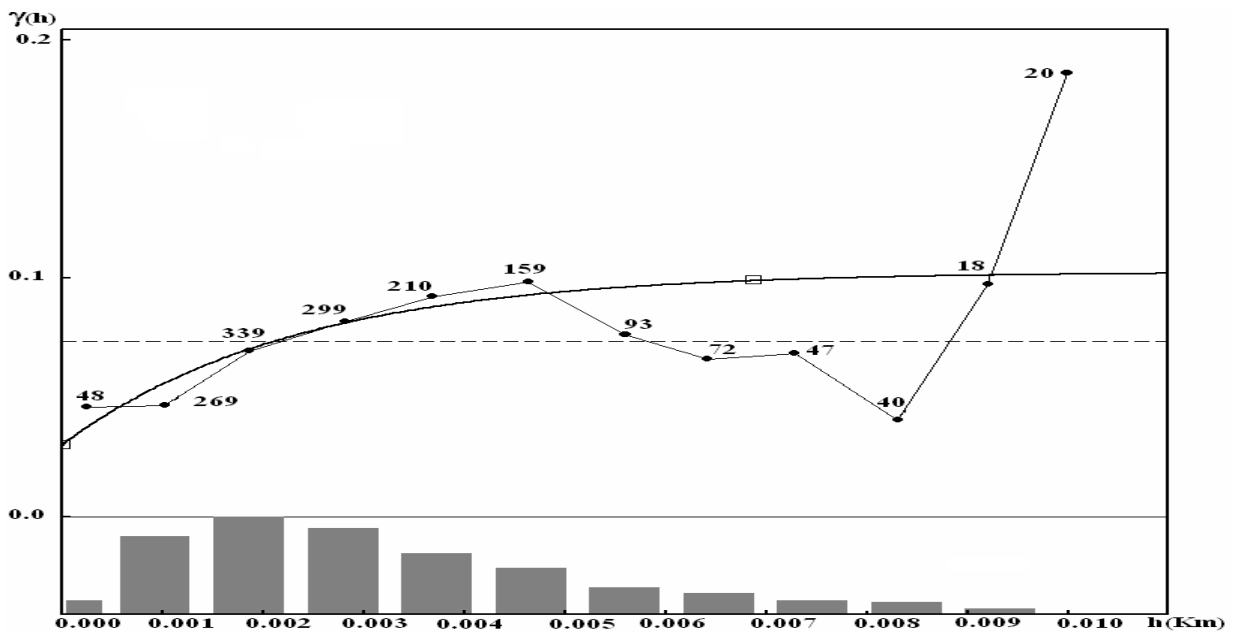
Où  $\gamma_{sph}(3,69)$  est le variogramme sphérique relatif de palier  $C = 1$  et une portée à  $6,57m$ . Il est égale à :

$$\gamma_{sph} = \frac{3h}{2a} - \frac{1h^3}{2a^3} \dots \forall h < a \dots et \dots g_{sph} = 1 \dots \forall h \geq a \tag{20}$$

Avec :

**a** : La portée

**h** : La distance de pas



**Figure 5 :** Variogramme omnidirectionnel de coefficient de sécurité Fs (modélisé par un schéma sphérique)

**6-2-2. Krigeage de Fs**

Les valeurs estimées ( $Z^* = Fs^*$ ); l'écart type ( $S^*$ ) de coefficient de sécurité Fs ont été calculés. Le model histogramme de l'erreur  $(Z^*-Z) / (S^*)$  de ce coefficient montre que le maximum d'erreur est de l'ordre 0,43, et une variance d'estimation de 0,129. (Figure 6).

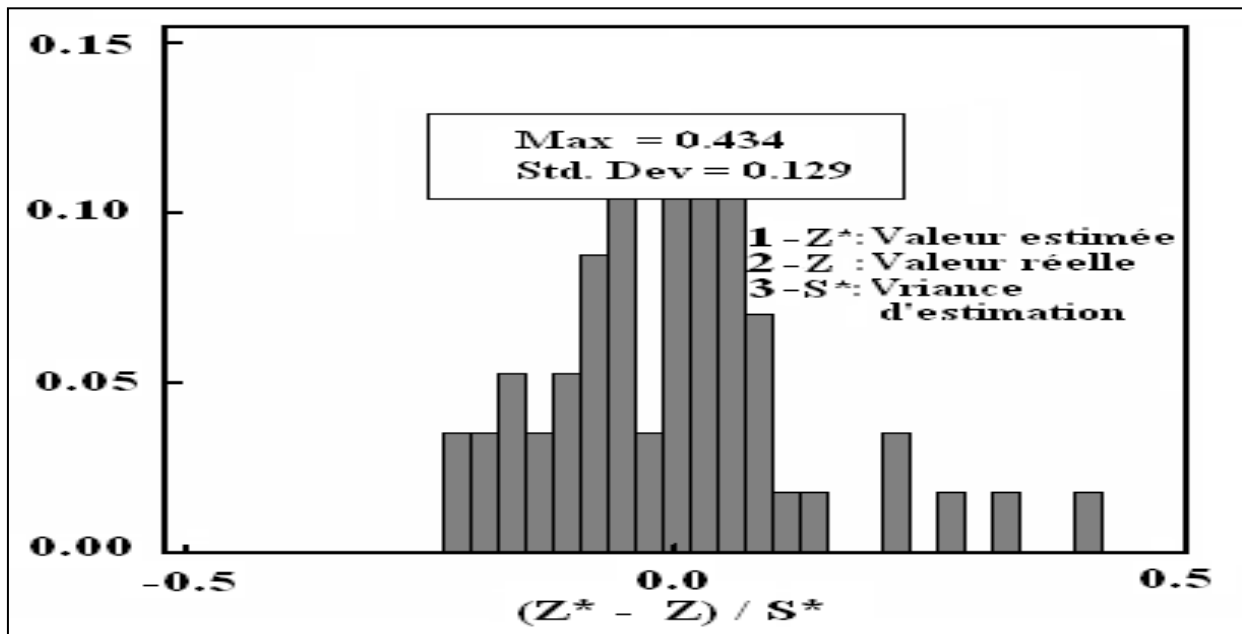


Figure 6 : Histogramme d'erreur d'estimation de  $F_s$

La corrélation entre les valeurs estimées ( $F_s^*$ ) et les valeurs réelles ( $F_s$ ) est très forte, Le coefficient de corrélation  $\rho = 0,47$  (Figure 7a). La corrélation entre les valeurs estimés ( $F_s^*$ ) et l'erreur de calcul montre que les mesures de ce coefficient son de haute qualité (absence de valeurs aberrantes) (Figure 7b).

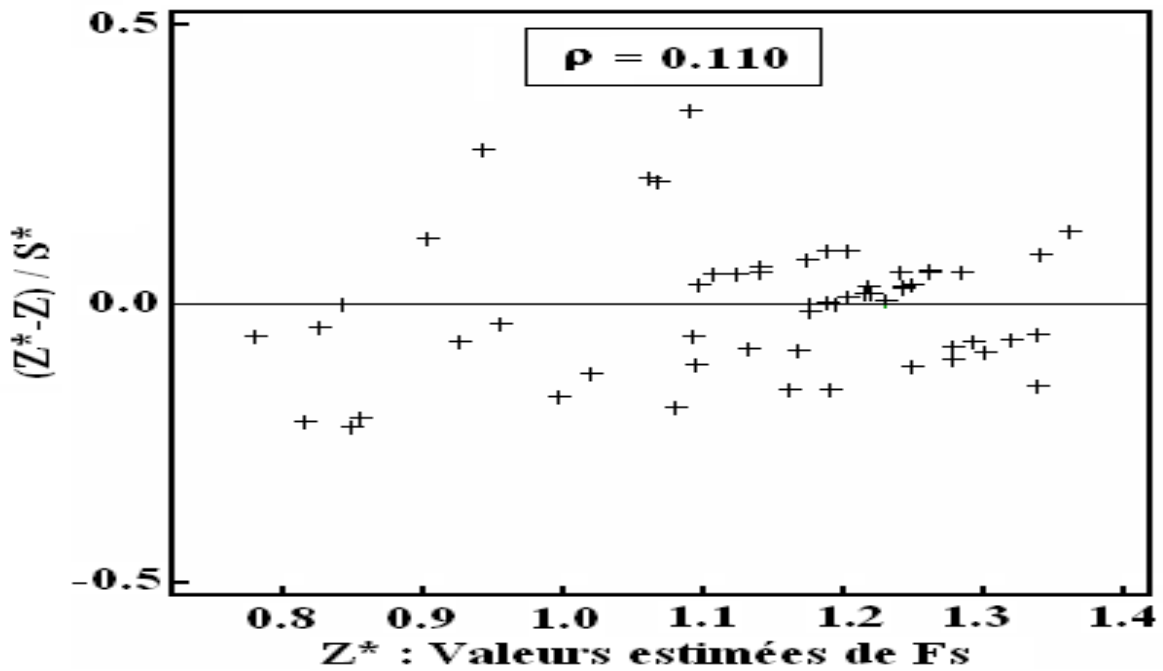


Figure 7 a : Corrélation valeurs estimées – valeurs réelles

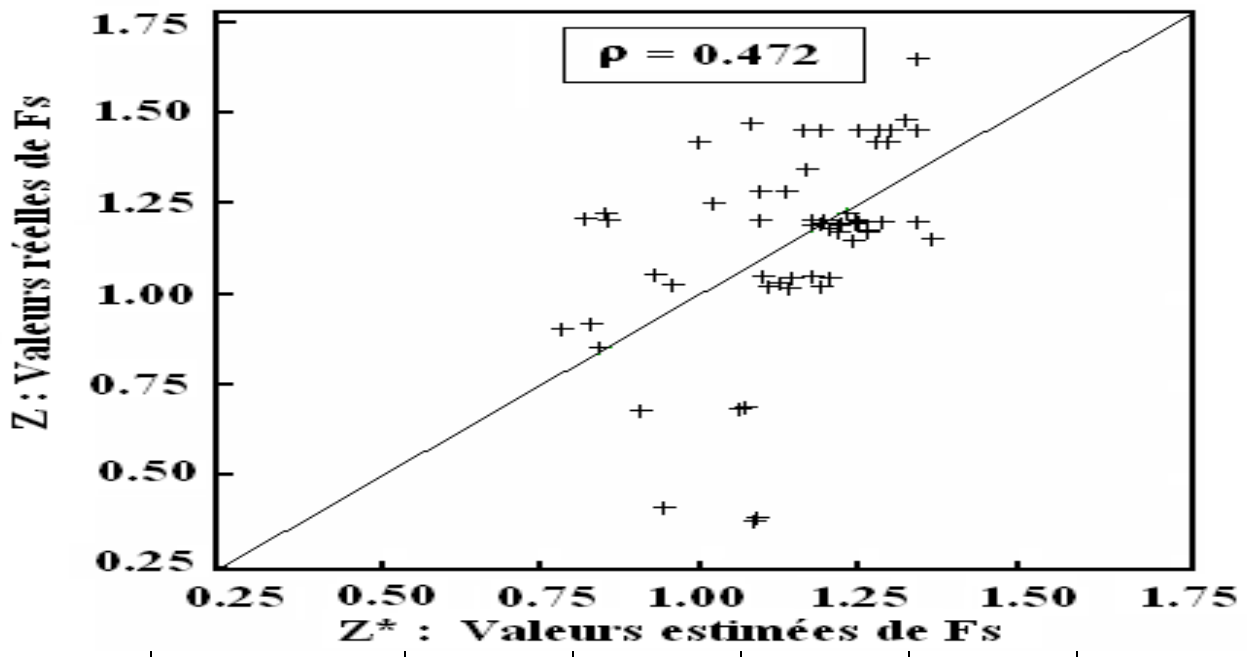


Figure 7 b : Corrélation valeurs estimées – erreurs de calcul

Les résultats de la variographie de Fs ont été utilisés pour le krigeage de ce coefficient. La moyenne des valeurs krigées est de 1.09, et la variance de krigeage égale à 0.0529 (**Tableau 3**).

Tableau 3 : Statistique des résultats du krigeage ordinaire de coefficient de sécurité (Fs)

Élément	$\bar{X}$	$S^2$	$\sigma_k^2$	N.B
S (Cm)	1.09	0.0667	0.0529	50

La carte des isovaleurs krigées (**Figure 8**) montre que le coefficient de sécurité varie de 0,6 à 1,45. L'erreur relative sur la valeur moyenne des valeurs krigées est de 40,182%. La carte de la probabilité d'erreur montre que cette dernière varie de 0,02 à 0,125 (**Figure 9**).

L'erreur relative est calculée par l'équation suivante :

$$\varepsilon = \frac{2}{Moy} \sqrt{\sigma_k^2} \cdot 100\% \quad (21)$$

Avec :

$\sigma_k^2$  : Variance d'estimation krigée = 0.052

Moy : Moyenne des isovaleurs krigés de Fs = 1.09

Donc L'erreur relative  $\varepsilon$  égale à 40.18%. Ceci est dû au faite au choix probable des cercles de glissements ; ce qui augmente la marge d'erreur relative. A cet effet la méthode géostatistique permet de quantifier la stabilité en précisant l'intervalle d'erreur.

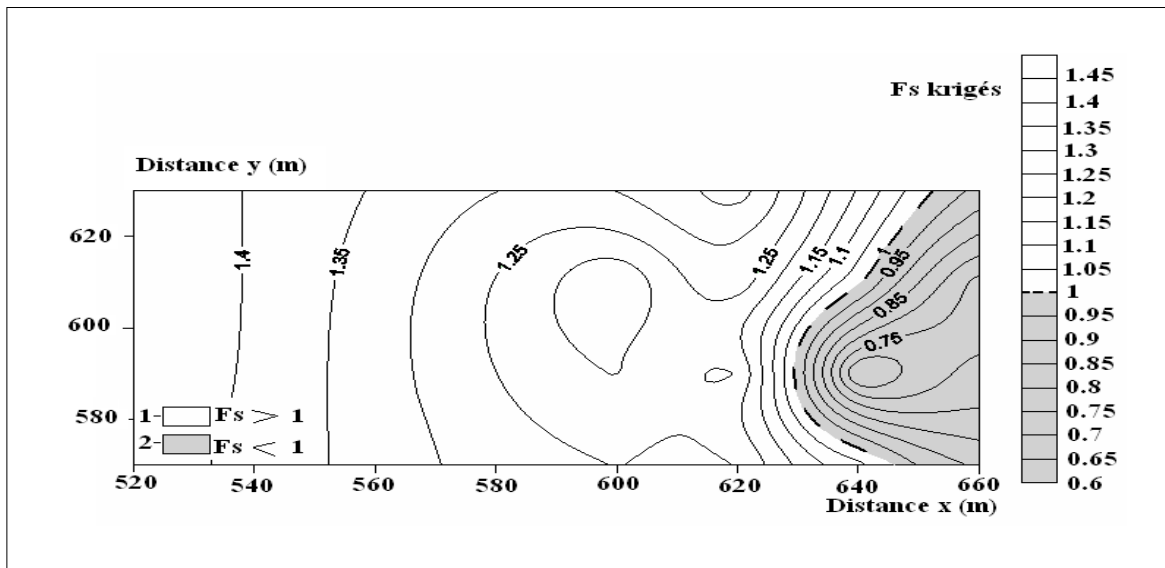


Figure 8 : Carte d'isovaleurs krigées de coefficient  $F_s$ .

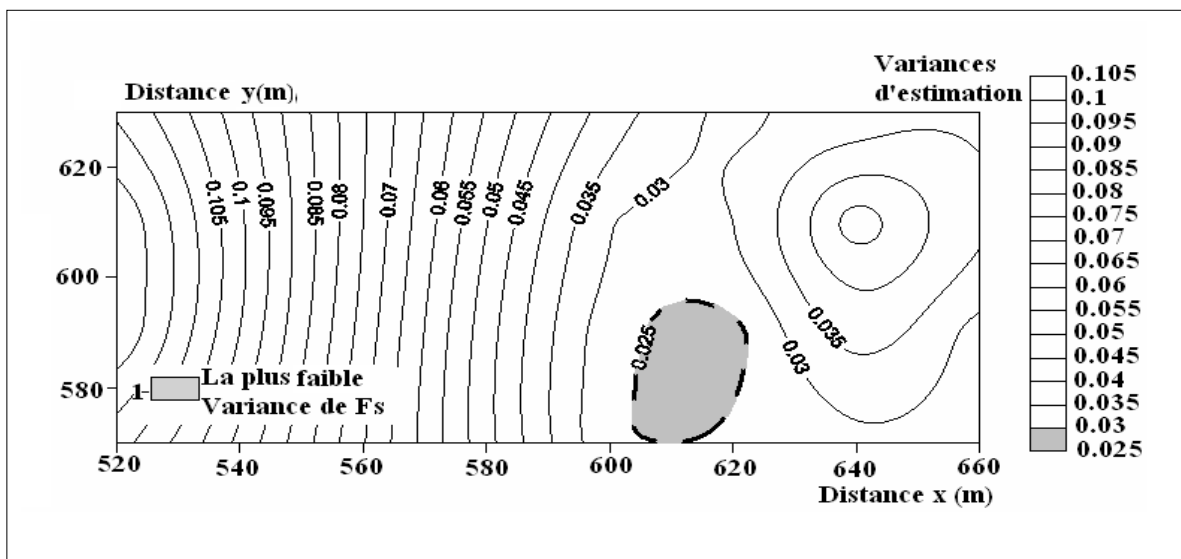


Figure 9 : Carte d'isovariances de krigeage de coefficient  $F_s$

## 7. Conclusion

La région de Constantine ; (Nord- Est algérien) ; est très reconnue par le phénomène de glissement des terrains. L'université Mentouri, est l'un des sites qui souffrent de ce problème géotechnique, vu les conditions géologiques et hydrogéologiques du site. L'ouvrage est édifié sur des formations, post – nappes du Mio-pliocène, il s'agit de marnes gypsifères de Pliocène. Le coefficient de sécurité a été calculé par la

méthode; rupture circulaire de (Bishop, 1955) d'où chaque cercle de glissement possible, le coefficient de sécurité est donné par le rapport des sommes des moments des forces résistants aux sommes des moments des forces motrices. L'analyse de la stabilité de ce site; montre qu'il est instable ; dont le  $F_s$  minimum égale à 0,3685 qui correspond au cercle de glissement le plus profond  $(x,y) = (629,6 ; 600)$ . A cet effet le choix de la surface de rupture, reste toujours probable. Ce choix qui obéit à certains nombres de tests ; peut donner des résultats de calcul de  $F_s$  ; avec une marge erreur relative.

Des méthodes géostatistiques ont été utilisées ; pour quantifier la stabilisation de ce talus, et chercher l'erreur d'estimation. La corrélation entre les valeurs estimées ( $F_s^*$ ) et l'erreur de calcul montre que les mesures de ce coefficient sont de haute qualité (absence de valeurs aberrantes). Le coefficient de sécurité  $F_s$ , est pris comme variable régionalisée ; le variogramme expérimental omnidirectionnel a été modélisé par un schéma sphérique qui a un effet de pipite  $C_0 = 0,0264$ , un palier  $C = 0,056$ , et une portée  $a = 6,57m$ . Le krigeage ordinaire de  $F_s$ , montre que les isovaleurs krigées, varient de 0,65 à 1,4. La variance moyenne de krigeage est de 0,0529 ; ce qui donne une erreur relative de 42,18% au maximum 95% correspondant au standard gaussien  $2\sigma_F$ . La cartographie des variances de krigeage montre qu'il y a des zones sous-reconnues ; l'erreur est faible pour un coefficient de sécurité inférieur à 1 (zone instable) ; par ailleurs elle est relativement forte pour  $F_s$  supérieur à 1 (zone classé stable par le calcul classique de Bishop).

Cependant, si la précision dans l'estimation de la stabilité de talus devait être grande ; alors d'autres calculs de ce coefficient sont nécessaires. Cette étude de quantification et vérification de la stabilité de talus de l'université Mentouri – Constantine reste valable, pour l'analyse régionalisée de la stabilité de n'importe quel site qui souffre d'un problème de glissement.

## Références

- [1] - DPAT, Rapport de la direction des travaux publics ; glissement de terrain de la ville de Constantine (Algérie) (2000) 1 – 23.
- [2] - J. P. CHIASSON, M. LAFLEUR, K. SOULIÉ, AND T. LAW, *Characterizing spatial variability of a clay by geostatistics. Revue Canadienne de Géotechnique (1995) 1 – 10.*
- [3] - J. M. VILA, Répartition en fenêtre de l'axe autochtone Hahouner- Debar à l'Est de Guelma aux environs de la station de Nador (feuille au 1/50 000 DE Guounod – la Mahouma NE du constantinois, Algérie). Bull. Soc. Géol. France, (7), XII, (1970) 811 – 813
- [4] - J. M. VILA, La chaîne Alpine de l'Algérie orientale et confins Algéro -Tunisien. Thèse Doctorat Sc. Université Pierre et Marie Curie, Paris. VI, (1980) 1- 663.
- [5] - D. DELGA, Etude géologique de l'Ouest de la chaîne numidique (Thèse, Paris) Bull. Serv. Carte géol. Algérie, (2). Stratigr., Description régionales n° 24 (1980) 1-143.
- [6] - J. F. RAOULT, Géologie du centre de la chaîne numidique – Nord du constantinois, Algérie. Mémoire n° 121 publié avec le Concours du Centre National de Recherche Scientifique. Gisement de Sidi-Amour, Ben Salem et de Slat Fer. Thèse Doc. 3<sup>ème</sup> Cycle, Univ. Paris VI, France (1968) 1-250.
- [7] - LTPE. CONSTANTINE, Rapport géotechnique résidence universitaire ; Constantine. Mentouri (1990) 1 – 30.
- [8] - A. W. BISCHOP, The use of the slip circle in the stability analysis of slopes. Geotechnique V5, (1955) 7 – 17.
- [9] - G. MATHERON, Traité de géostatistique appliquée. Mém. B.R.G.M., 14 Tome I. (1962a) 1-333
- [10] - G. MATHERON. Traité de géostatistique appliquée. Mém. B.R.G.M., 14, Tome II. (1962b) 1-306



- [11] - S. KHALFAOUI, H. MEZGHACHE, Evaluation géostatistique de la maille de reconnaissance géotechnique de l'aérodrome de Batna (N-E algérien). Article publié dans la revue Géotechnique Française (2005) 69 – 74.
- [12] - S. KHALFAOUI, Evaluation géostatistique des paramètres géotechniques des sols du Nord- Est algérien. Thèse Doctorat, Université Badji Mokhtar Annaba – Algérie. (2008) 54 – 66.
- [13] - J. L. FAVER, Sécurité des ouvrages. Risques - Modélisation de l'incertain, fiabilité, analyse des risques. Ouvrage de l'Ecole Centrale de Paris, (2004)1- 18
- [14] - A. MARACHE, J. RISS , S. GENTIER, J. P. CHILÈS, Characterisation and reconstruction of a rock fracture surface by geostatistics. International Journal for Numerical and analytical Methods in Geomechanic Vol. 26 (9) (2002) 873 – 896.
- [15] - JOURNAL, HUIJBREGTS, Mining geostatistics. Academic. Press, London (1978) 1-600
- [16] - Y. PANNATIER, "Variowin "software of spatial data analysis in 2D. University of Lausanne, Switzerland (1995) 1-72.