

---

**ESTIMATION DE LA QUALITE DES KAOLINS DES  
GISEMENTS DU BASSIN DES CHARENTES**

On constate des différences entre l'estimé et le réalisé et on observe une régionalisation des données, il était donc raisonnable de penser à la géostatistique.

Rappelons que la géostatistique est née suite aux études de Krige sur les problèmes d'exploitations minières, puis développée par le professeur Matheron.

Les méthodes géostatistiques sont les méthodes les plus importantes de l'estimation et l'évaluation des ressources naturelles. L'utilisation de ces outils est peu mentionnée dans le cadre des minéraux industriels, elle l'est encore moins dans le cas du kaolin.

On montrera dans ce chapitre que l'on peut utiliser la géostatistique dans le cadre des gisements sédimentaires des kaolins des Charentes.

Dans une première partie on analyse l'adaptabilité des données disponibles pour les méthodes géostatistiques.

On a vu que, dans les gisements riches, la variance en  $Al_2O_3$  (premier critère de la classification) est plus importante que dans les gisements anciens (moins riches en  $Al_2O_3$ ). Une étude comparant les variogramme horizontaux des différents gisements des Charentes permet de démontrer une variance plus importante dans ces gisements aux courtes distances. .

Les avantages de l'utilisation des méthodes géostatistiques sont décrits, et à titre d'exemple, l'utilisation du modèle de variogramme ajusté pour optimiser la maille de reconnaissance, pour atteindre à une limite de précision souhaitée, est expliquée, et illustrée dans deux cas (Gisement BDR et St.Georges) qui sont comparés.

Le gisement Bois Des Rentes est un des plus grands gisements d'AGS, une partie de ce chapitre est consacrée à son estimation.

### V.1. Introduction

Dans ce chapitre, on présente des travaux d'estimation de divers gisements d'argile kaolinique des Charentes, par des techniques de géostatistique. Les principes de la géostatistique linéaire sont présentés dans l'annexe A, et certaines références sont proposées.

Dans un premier temps, après une présentation des problèmes concernant l'application de la géostatistique au cas des gisements d'argile, on essaye d'évaluer leurs impacts sur le variogramme et l'estimation des gisements.

La deuxième partie porte sur l'usage des outils de la géostatistique pour mieux gérer les ressources. Il s'agit de la compréhension de la variabilité spatiale des variables chimiques, et de la comparaison de leurs structures dans les différents gisements du bassin des Charentes. Cette phase d'étude se termine par la définition de la maille de sondage optimale pour l'estimation de ces gisements. En dernier lieu, une comparaison est effectuée entre les résultats obtenus par krigeage et ceux donnés par la méthode actuelle.

La fin du chapitre est consacrée à l'estimation du gisement de Bois Des Rentes (BDR). Ce gisement est un des plus grands gisements d'AGS. Comme exposé dans le chapitre précédent, la teneur en alumine y est très variable.

### V.2. Problème d'estimation

Un obstacle important dans l'adaptation de la géostatistique aux applications pratiques dans l'exploration, l'évaluation, et l'extraction globales des gisements d'argiles est constitué par les cadres théoriques rigoureux auxquels le terme géostatistique renvoie. Pour que l'utilisation d'outils de la géostatistique devienne possible pour les exploitants sans violer les principes sur lesquels la géostatistique se fonde, est instauré un protocole décrivant les processus d'acquisition des données, et de leur traitement.

Malgré l'utilisation très fréquente des méthodes géostatistiques dans le domaine de l'estimation de réserves minières, les articles publiés sur l'utilisation critique de ces outils ne sont pas très fréquents.

#### V.2.1. Variable additive

Les variables non-additives sont l'objet d'une considération importante dans les applications de la géostatistique. Pour que le calcul d'un variogramme ou d'une régularisation ait un sens il faut que la variable régionalisée réponde à certaines règles comme la règle d'additivité : une variable régionalisée est dite additive si toute combinaison linéaire de ses valeurs garde la même signification ou le même sens physique (Journel 1978, Deutsch 1992 et Denis et al 1997).

Hack (2003) dans son article sur l'utilisation de la géostatistique pour les gisements de sable et de gravier cite ce problème pour les données granulométriques et d'autres paramètres utilisés dans le secteur des agrégats. Certaines de ces variables sont explicitement non-additives, par exemple :

- La fonction de forme exprimée par  $f = \sqrt{[(D_{25} \times D_{75}) / (D_{50})^2]}$  ;
- Le coefficient de gradation du sol exprimé par  $C_g = (D_{30})^2 / (D_{60} \times D_{10})$ .

Il existe d'autres variables qui ne sont pas évidemment non-additives par leur forme mathématique, mais elles le sont, dans le contexte de l'évaluation géostatistique. Des qualités comme l'usure de Los Angeles et la longévité gel-dégel sont des variables de ce genre.

Non seulement existe-il un défi sur la création d'une transformation mathématique appropriée, mais encore en s'assurant également que les applications de ces derniers variables transformées conviennent en ce qui concerne d'autres limitations mathématiques.

Peroni et al. (1999) fournissent un traitement intelligent de l'évaluation géostatistique des variables non-additives dans un gisement de kaolinite. Spécifiquement, ils emploient la fonction de Kubelka-Munk

pour créer une transformation non-linéaire de l'indice de blancheur qui est un paramètre primordial de contrôle de la qualité et de l'évaluation des gisements de kaolin. Son utilisation évite de biais dans le modèle d'estimation des réserves par blocs, les résultats de la validation-croisée se montrent excellents.

Stangler et al. (2002) ont utilisé l'adsorption de l'eau et le retrait linéaire pour modéliser un gisement du kaolin au Sud-est du Brésil.

Comme on a vu dans II.5.3.2, la composition chimique des échantillons de kaolin est mesurée sur le kaolin calciné (on l'appelle ici, la teneur mesurée ou la teneur calcinée). La teneur mesurée n'est pas additionnable pour la réserve in-situ, car dans le gisement la part au feu est comprise dans la masse ou volume des échantillons ou des blocs. Cela doit être pris en compte pour le calcul de la moyenne de la teneur du mélange. On les explique par les équations suivantes ;

$$TB_1 = \left( \frac{TC_1 * (100 - PF_1)}{100} \right)$$

$$TB_2 = \left( \frac{TC_2 * (100 - PF_2)}{100} \right)$$

$$M = m_{mélange} = m_1 + m_2$$

$$TB_{mélange} = \frac{m_1 * TB_1 + m_2 * TB_2}{M}$$

$$PF_{mélange} = \frac{m_1 * PF_1 + m_2 * PF_2}{M}$$

$$TC_{mélange} = \frac{TC_{mélange} * 100}{(100 - PF_{mélange})}$$

$m_1$  : la masse de bloc 1

$m_2$  : la masse de bloc 2

$PF_1, PF_2$  : leurs pertes au feu

$TC_1$  et  $TC_2$  ; les teneurs mesurées après calcination

$TB_1$  et  $TB_2$  sont les teneurs brutes

Si  $m_1 = m_2$

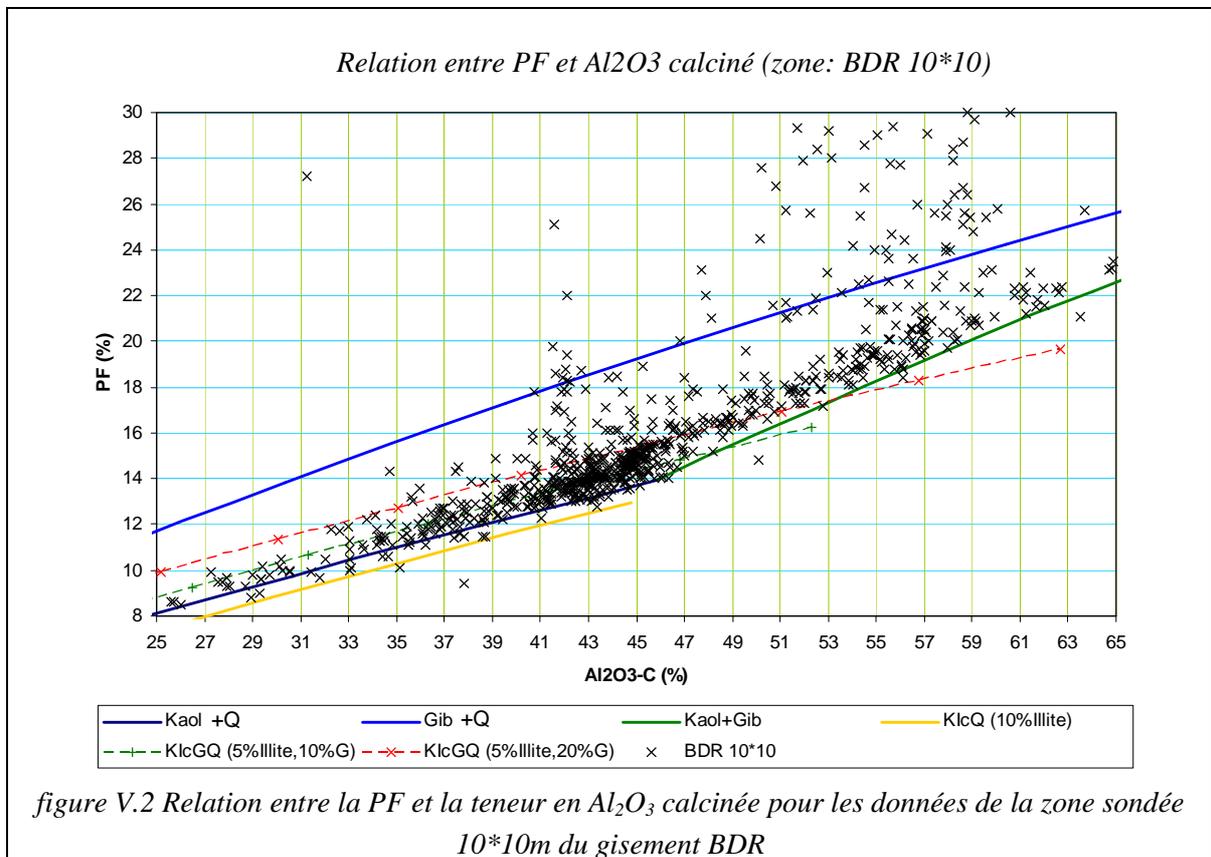
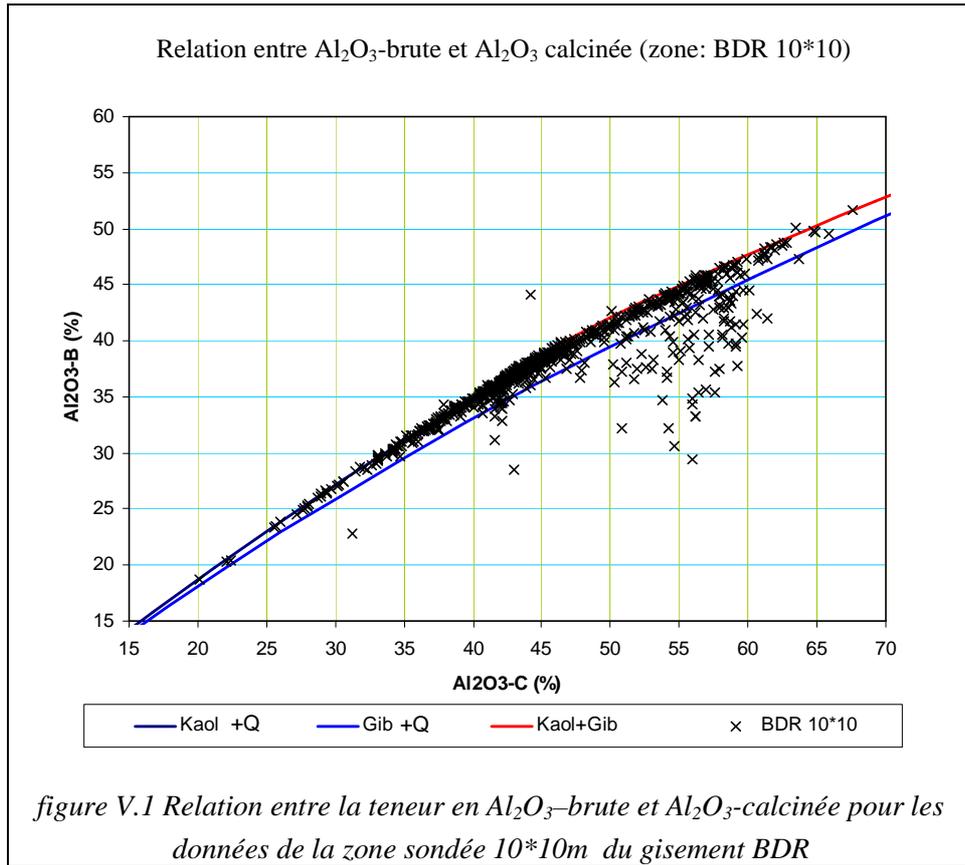
$$TC_{mélange} = \frac{TC_1 * (100 - PF_1) + TC_2 * (100 - PF_2)}{(100 - PF_1) + (100 - PF_2)}$$

$$TC_{mélange} \neq \frac{TC_1 + TC_2}{2}$$

L'équation de calcul de la teneur moyenne (le cas  $m_1 = m_2$ ) illustre très bien la non additivité de la teneur calcinée, sauf dans le cas où l'on a une perte au feu très proche, la moyenne mathématique de deux teneurs peut donner une approximation acceptable de la vraie teneur du mélange.

La figure V.1 montre la relation entre la teneur brute et la teneur calcinée en  $Al_2O_3$  des échantillons d'une zone récemment sondée sur une maille de 10\*10m dans le gisement BDR. La courbe des différentes compositions minéralogiques est également tracée. La courbure (non linéarité) de la gibbsite n'est pas très importante. Les échantillons suivent la courbe de la kaolinite et de la kaolinite-gibbsite (voir aussi figure V.46). Il existe des échantillons qui montrent une teneur brute en  $Al_2O_3$  moins importante que celle des compositions minéralogiques idéales (les points situés au dessous de la courbe de la gibbsite). Ces échantillons sont en général riches en matière organique, ce qui augmente la PF. Un changement de la tendance peut être constaté sur le nuage des points représentable par la courbe de la kaolinite et celle de la kaolinite-gibbsite.

La figure V.2 présente la relation entre la perte au feu PF et l'alumine calcinée pour la zone étudiée figure V.1. On peut comparer la composition de chaque échantillon avec les diverses compositions minéralogiques. Le calcul de la composition d'Illite (Ic) est basé sur la formule chimique parue dans le mémoire de Delineau (1994).



La corrélation linéaire forte entre les variables impose la proportionnalité entre leurs variogrammes (leurs modèles de covariance). Le modèle de covariance proportionnel est le modèle multivariables le plus simple utilisé en géostatistique (Chilès et Delfiner 1999). Toutes les covariances (variogrammes) sont proportionnelles à la même fonction de covariance (variogramme) :

$$C_{ij}(h) = b_{ij} C(h) \text{ ou } \gamma_{ij}(h) = b_{ij} \gamma(h)$$

Ce modèle, corrélation dite intrinsèque (Rivoirard 2003), a été utilisé par Matheron (1965), afin de valider le coefficient de la corrélation statistique. Les poids du krigeage sont indépendants de la valeur du palier, donc si les variables sont intrinsèquement corrélées (ont le même modèle de variogramme), on aura les mêmes poids de krigeage. Cela simplifie le processus d'estimation mais ne peut pas assurer que la valeur de l'estimation directe d' $\text{Al}_2\text{O}_3$ -calcinée soit égale à la teneur réelle calculée en divisant la valeur estimée d' $\text{Al}_2\text{O}_3$ -brute par le reste de la perte au feu. Les équations ci-après expliquent la différence entre les résultats de ces différentes méthodes.

La corrélation est plus forte dans le cas d'utilisation de l'accumulation de la teneur à l'échelle du gisement. Dans le cas des gisements de kaolins, où la variation verticale est plus importante que la variation horizontale, l'accumulation sera plus sensible à la variation de l'épaisseur qu'à celle de la teneur. Ce qui veut dire que la moyenne de la teneur (accumulation totale divisée par l'épaisseur) reste moins variable.

Certains échantillons riches en matière organique sont à l'origine de la corrélation moins forte entre l'épaisseur et l'accumulation de la perte au feu (figure V.3.a en comparaison avec figure V.3.b et avec figure V.3.c). Les mêmes points se manifestent en étant également écartés de la ligne de tendance dans le graphe du nuage de dispersion de l'accumulation d' $\text{Al}_2\text{O}_3$  calcinée en fonction de l'accumulation de la perte au feu (figure V.3.d), et dans celui du nuage de dispersion de l'accumulation d' $\text{Al}_2\text{O}_3$  brute en fonction de l'accumulation de la perte au feu (figure V.3.e).

Tant que les données restent proches la différence entre les résultats de ces méthodes est faible. Il est difficile de donner une règle générale pour définir les conditions dans lesquelles la différence reste acceptable.

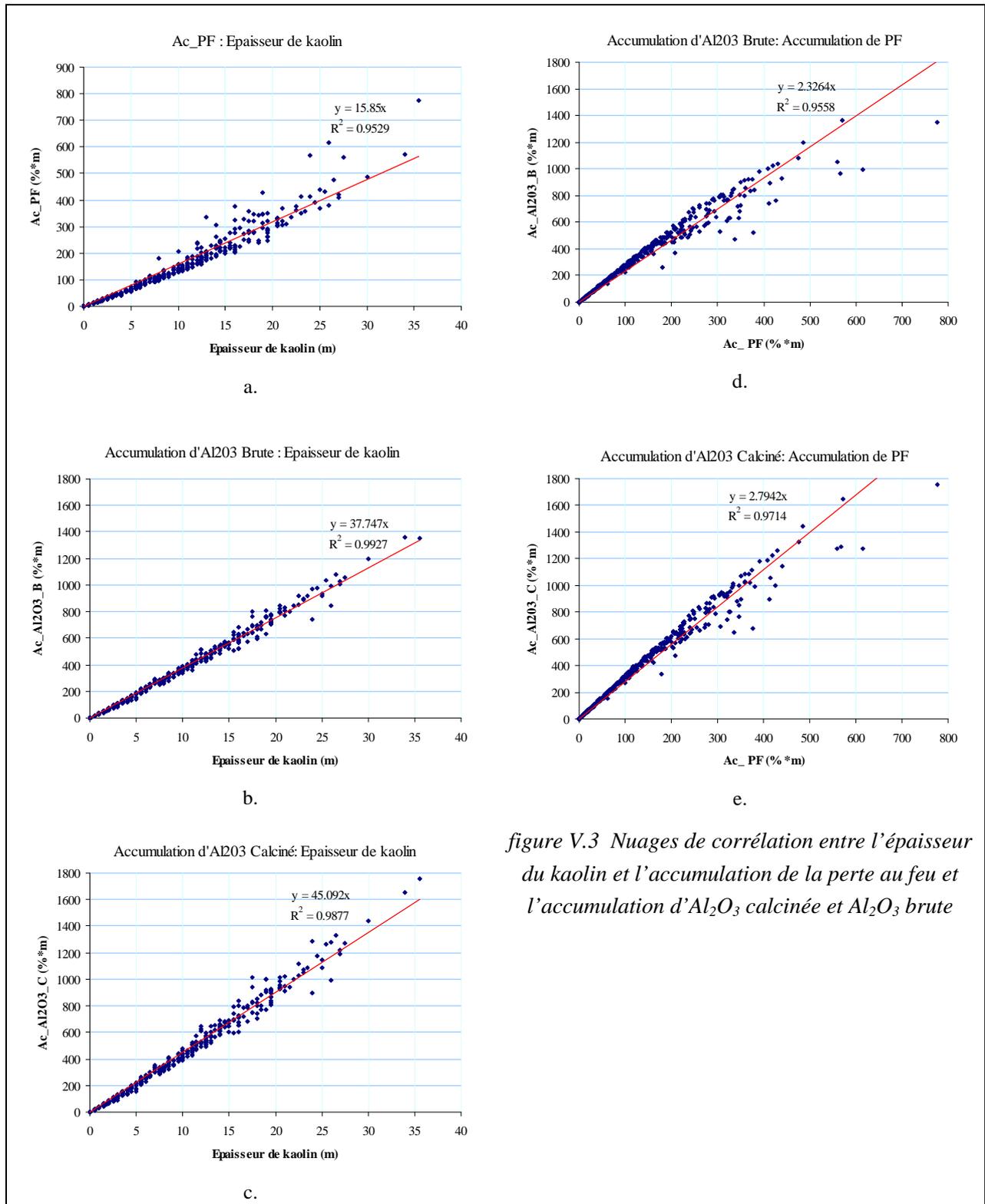


figure V.3 Nuages de corrélation entre l'épaisseur du kaolin et l'accumulation de la perte au feu et l'accumulation d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> calcinée et Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> brute

$$Al_2O_3^C = \frac{Al_2O_3^B}{(1-PF)}; \text{ Le reste de la perte au feu est présenté par } (1-PF)$$

La teneur estimée est la moyenne pondérée des teneur des données voisines :

$$Al_2O_3^{B*} = \sum \lambda_i (Al_2O_3^B)_i$$

$$PF^* = \sum \lambda_i (PF)_i; (1-PF)^* = \sum \lambda_i (1-PF)_i$$

$$si: \left\{ \begin{array}{l} Al_2O_3^C = a(1-PF) + b \Rightarrow Al_2O_3^B = a(1-PF)^2 + b(1-PF) \\ \sum \lambda_i = 1 \end{array} \right\}$$

Calcul de la teneur en  $Al_2O_3^C$

en utilisant le teneur krigée en  $Al_2O_3^B$  et en  $(1-PF)$  :

$$Al_2O_3^{C*} = \frac{Al_2O_3^{B*}}{(1-PF)^*} = \frac{\sum \lambda_i (Al_2O_3^B)_i}{\sum \lambda_i (1-PF)_i} = \frac{\sum \lambda_i (a(1-PF)_i^2 + b(1-PF)_i)}{\sum \lambda_i (1-PF)_i}$$

$$= \frac{a \sum \lambda_i (a(1-PF)_i^2) + b \sum \lambda_i (1-PF)_i}{\sum \lambda_i (1-PF)_i} = a \frac{\sum \lambda_i (1-PF)_i^2}{\sum \lambda_i (1-PF)_i} + b$$

Krigeage direct de la teneur en  $Al_2O_3^C$  :

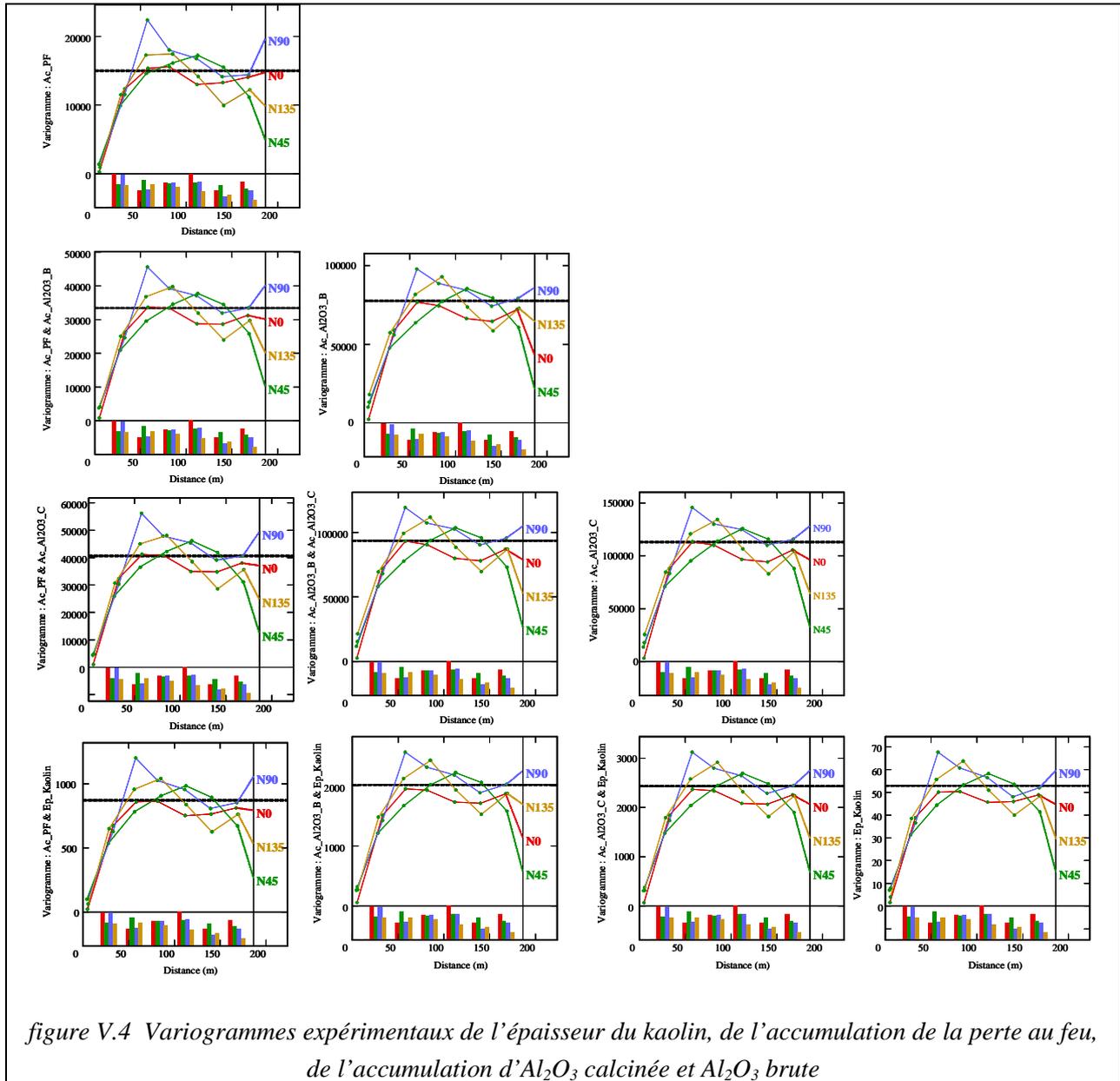
$$\sum \lambda_i (Al_2O_3^C)_i = \sum \lambda_i [a(1-PF)_i + b] = a \sum \lambda_i (1-PF)_i + b \sum \lambda_i$$

$$\sum \lambda_i (Al_2O_3^C)_i = a \sum \lambda_i (1-PF)_i + b$$

$$\frac{\sum \lambda_i (1-PF)_i^2}{\sum \lambda_i (1-PF)_i} \neq \sum \lambda_i (1-PF)_i$$

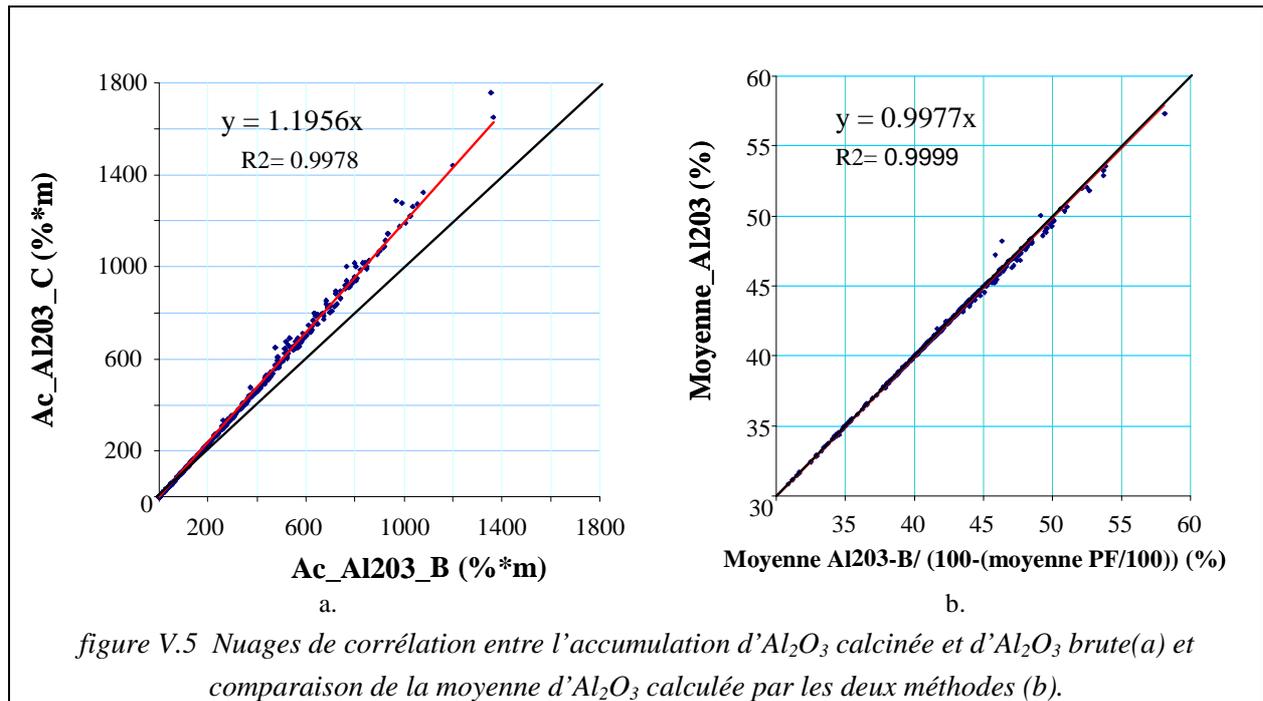
Les variogrammes expérimentaux de ces variables sont présentés dans la figure V.4. Les variogrammes sont calculés sur les quatre directions principales (0, 45, 90 et 135 degrés par rapport au Nord), le pas des variogrammes est de 28m et la tolérance angulaire est de 10°. Tous les variogrammes simples et croisés se ressemblent, il est possible de les ajuster sur un modèle de base unique.

La moyenne de la teneur en  $Al_2O_3$  calcinée, peut être calculée grossièrement par la méthode de la moyenne pondérée par l'épaisseur des échantillons, ce qui est le résultat de la division de son accumulation par l'épaisseur de kaolin. Pour avoir une estimation non-biaisée de la moyenne, il est plus convenable de calculer tout d'abord, la moyenne d' $Al_2O_3$  brute, et la moyenne de la perte au feu (moyenne pondérée par l'épaisseur). La moyenne d' $Al_2O_3$  calcinée peut être calculée en utilisant la moyenne de la perte au feu et la moyenne d' $Al_2O_3$  brute. La figure V.5.a montre la corrélation linéaire entre l'accumulation d' $Al_2O_3$  calcinée et d' $Al_2O_3$  brute. L'accumulation d' $Al_2O_3$  calcinée est très bien illustrée par l'accumulation d' $Al_2O_3$  brute, une simple relation linéaire de l'accumulation d' $Al_2O_3$  brute est largement suffisante pour présenter l'accumulation d' $Al_2O_3$  calcinée.

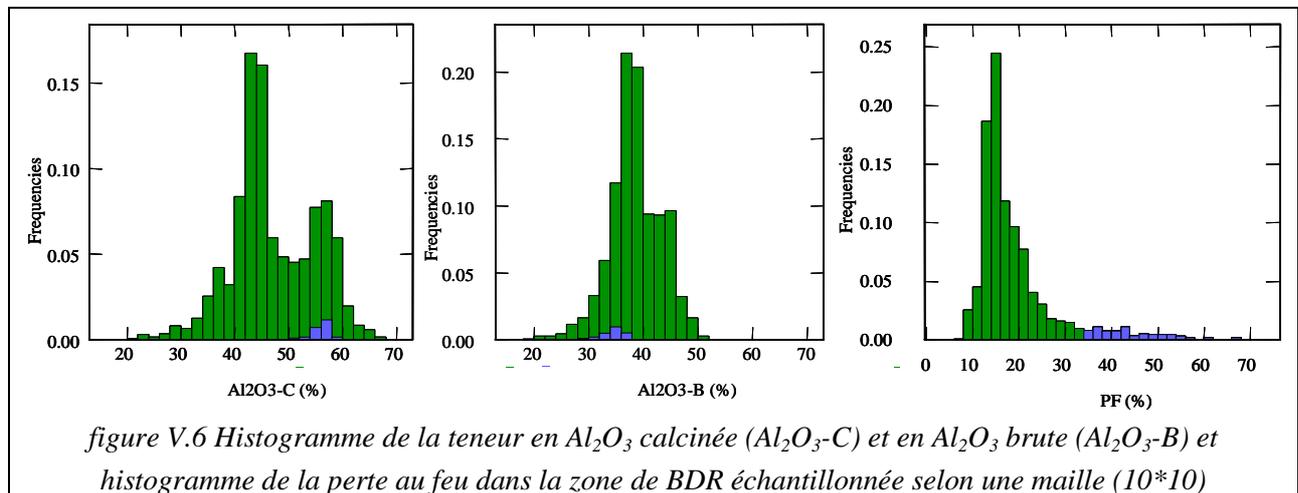


La figure V.5.b présente la teneur moyenne d'alumine calcinée calculée par les deux méthodes exposées ci-dessus. Une très forte corrélation entre les résultats de ces deux méthodes montre que l'estimation directe de la moyenne d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> de chaque sondage peut être considérée comme l'estimateur idéal de la valeur réelle moyenne. La pente de corrélation est très proche de 1 (l'estimateur idéal) avec une dispersion très faible autour de la ligne de tendance.

La figure V.6 montre l'histogramme de la perte au feu et d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> (calcinée et brute) pour une zone du gisement BDR échantillonnée à un maille de 10m. Les échantillons ayant une valeur très élevée de la perte au feu (PF>34%, la perte au feu de la gibbsite est 34.6% donc la teneur en PF supérieure à 34% ne peut pas être expliquée seulement par la déshydratation des silicates) sont présentés sur les trois histogrammes de couleur bleue. L'histogramme de la perte au feu montre une distribution symétrique pour les valeurs moins importantes (PF<30%). Cette distribution est suivie par une série d'échantillons à très forte valeur en PF.



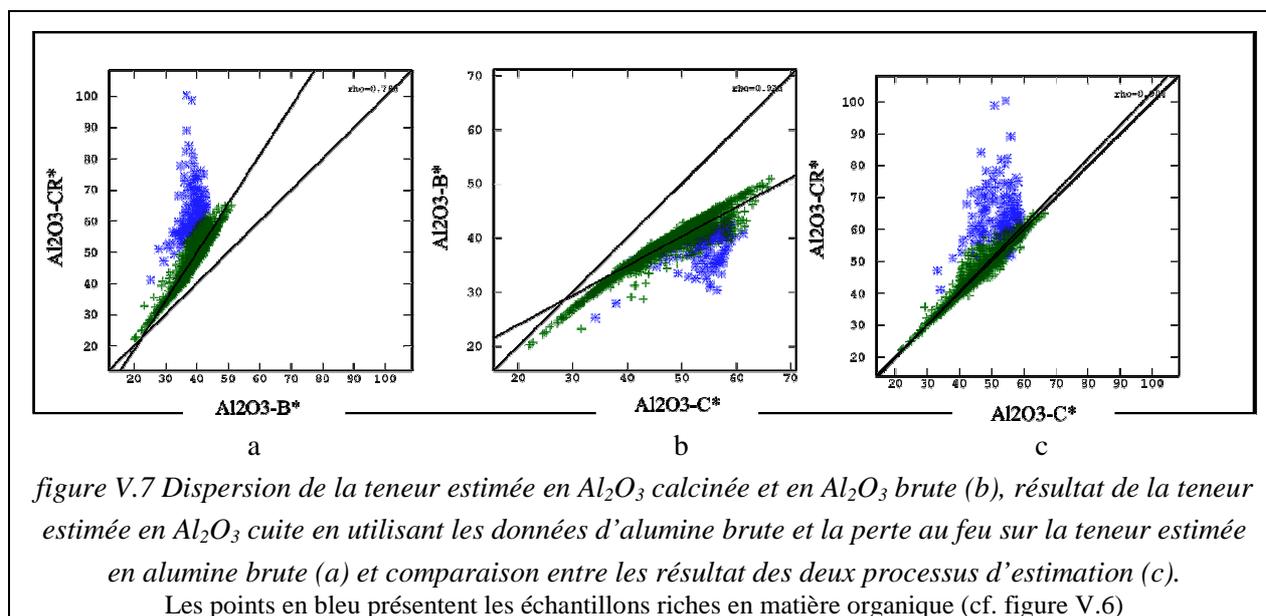
L'histogramme de la teneur mesurée en  $Al_2O_3$  ( $Al_2O_3$  calcinée) montre une forme bi/pluri modale, avec deux pics plus distincts, le premier centré sur 43% d' $Al_2O_3$ , et le deuxième situé vers 57% d' $Al_2O_3$ . Les échantillons riches en PF (la présence de la matière organique) se trouvent au sein de la distribution de ce dernier. En revanche la forme bimodale de la distribution est moins distincte pour la teneur en  $Al_2O_3$  brute. Comme conséquence de leurs valeurs très élevées en PF, la teneur en  $Al_2O_3$  brute des échantillons diminue du fait de la définition mathématique de cette variable ( $Al_2O_3-B = Al_2O_3-C * [1 - (PF/100)]$ ).



Remarque : Pour certains échantillons, seule la valeur de PF est mesurée, du fait de la perte au feu très élevée des argiles colorées en gris, ou en brun, ou pour les argiles ligniteuses. Pour certaines argiles très maigres seule la valeur de la PF et le refus au tamis sont disponibles.

Les résultats des deux méthodes d'estimation de la teneur en  $Al_2O_3$ , manifestent une bonne corrélation ( $r=0.90$ ). Le diagramme de dispersion d' $Al_2O_3$ -brute en fonction d' $Al_2O_3$ -calcinée ressemble au diagramme de dispersion des données de sondages (figure V.1). On constate une incohérence entre les résultats des deux méthodes d'estimation pour les échantillons riches en matière organique : les étoiles en bleu montrent une teneur très élevée en PF ( $PF^* > 34\%$  ; en sachant que le maximum d' $Al_2O_3$  mesuré est 67%, avec un maximum de PF provenant des silicates ne dépassant pas 24%). En masquant ces blocs, le

coefficient de corrélation entre ces variables atteint 0.97, et la pente de la ligne de régression s'approche de 1 (0.996 en comparaison avec la pente pour tous les blocs qui était de 1.04). En plus l'ordonnée à l'origine de la droite de régression s'approche de 0.



On constate des valeurs aberrantes parmi les résultats issus de la normalisation de la teneur brute estimée par le reste de la perte au feu. Pour les deux échantillons les plus riches en matières organiques, la teneur estimée en  $Al_2O_3$  ( $Al_2O_3-CR^*$ ) est aberrante. L'investigation détaillée des données montre que les blocs dans lesquels seulement la perte au feu de l'échantillon central est mesurée présentent un écart important entre la teneur en  $Al_2O_3$  calculée par ces deux méthodes et sont des sources des valeurs estimées aberrantes. Spécialement pour les blocs dont les échantillons centraux sont très riches en PF et pour lesquels la teneur en alumine n'est pas disponible, on s'attend à des valeurs aberrantes, car la teneur en PF sera très proche de la valeur de l'échantillon central. Par contre, la valeur de l' $Al_2O_3$  brute sera estimée en utilisant des données voisines (en général plus élevées que la propre teneur de l'échantillon central). Ainsi, la valeur normalisée de la teneur d' $Al_2O_3$  brute sur le reste de la perte au feu sera surestimée.

La figure suivante montre le diagramme de corrélation entre la teneur estimée directement en utilisant la teneur mesurée et la teneur normalisée en utilisant le contenu d'alumine brute et le reste de la perte au feu seulement pour les blocs ayant l'échantillon central analysé. L'amélioration de la corrélation entre les deux variables et la réduction de l'écart entre elles sont très significatives. Dans ce cas également, l'écart important entre les résultats de deux méthodes provient de la perte au feu très élevée.

Il est donc convenable de limiter l'estimation aux seuls blocs dont l'échantillon central est analysé. Dans ce cas, pour les blocs dont la teneur de PF est inférieure à 24%, le coefficient de corrélation est égal à 1 (et 0.99 pour tous les blocs). La pente de régression 0.97 n'est pas très loin de 1 (0.98 pour tous les blocs). Mais l'ordonnée à l'origine est 1.47 (et 0.91 pour tous les blocs).

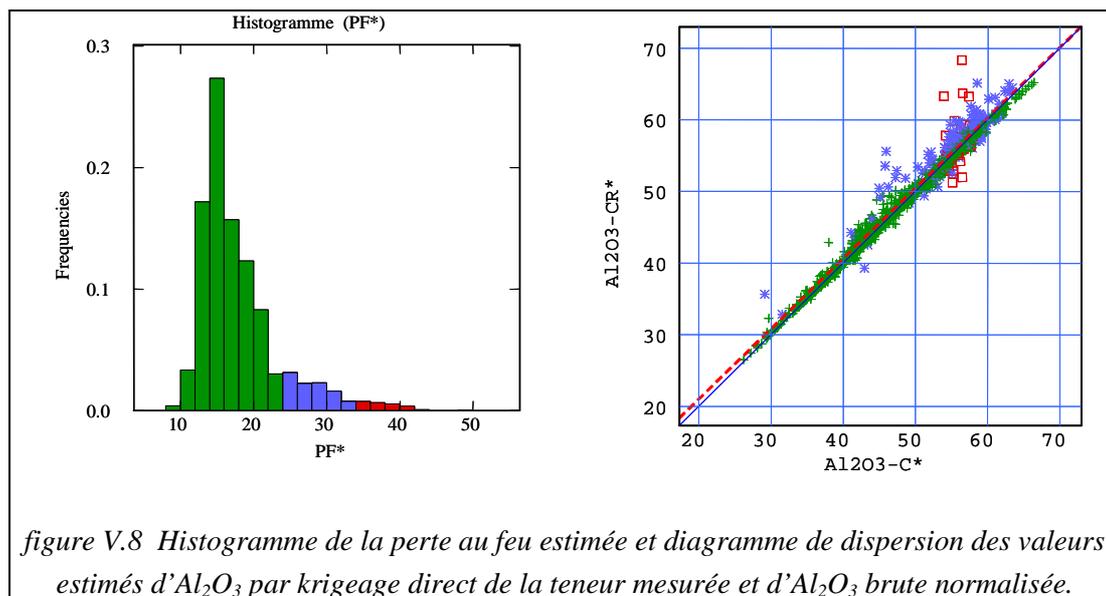


figure V.8 Histogramme de la perte au feu estimée et diagramme de dispersion des valeurs estimées d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> par krigeage direct de la teneur mesurée et d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub> brute normalisée.

La non linéarité de la teneur mesurée sur l'échantillon calciné doit être prise en considération lors du processus du mélange surtout quand la différence entre les éléments est importante, Le tableau suivant montre un exemple de la recette d'exploitation pour le produit 47N, servant à la fabrication de chamotte

Tableau V.1. Recette d'exploitation pour alimenter la production de chamotte 47N.

Teneur mesurée			Qualité				47N			Destination		Oriolles	
Provenance	Camion	T	PF	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	TiO <sub>2</sub>	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	Na <sub>2</sub> O	K <sub>2</sub> O	Tremie	(%)	Origine		
50/55TD PFGPAS	Un 8*4	216	19.80	58.82	1.16	0.59	0.12	0.05	2	16.67	GPAS		
42/44TG PFGPAS	Deux 6*4	360	14.70	44.18	1.15	0.80	0.10	0.40	2	27.78	GPAS		
42/44TI PF MAUDET	Deux 6*4	504	14.20	44.12	1.41	0.95	0.08	0.39	1	38.89	MAUDET		
50/55TB PFGPAS	Un 8*4	216	25.50	52.65	1.06	1.14	0.12	0.28	1	16.67	GPAS		
Comparaison													
Calcule simple		1296	17.16	48.01	1.24	0.88	0.10	0.32					
Teneur réelle			17.16	47.79	1.24	0.88	0.10	0.32					

En résumé sous certaines conditions mentionnées en annexe A, le krigeage direct de la teneur donne des valeurs assez proches de la teneur réelle du bloc. Comme indiqué précédemment, la différence faible entre les valeurs participant au processus d'estimation (estimation de PF, estimation d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub>-C et estimation d'Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub>-B) est un facteur important pour assurer une faible différence entre les résultats. La présence importante et locale de matière organique augmente l'écart entre le résultat de l'estimation par les deux méthodes mentionnées sur les blocs proches.

### V.2.2. Des tailles des échantillons et de la régularisation du support d'estimation

Grâce aux progrès des méthodes d'analyse, les coûts d'analyse ne cessent de baisser. Cela nous a permis d'avoir plus d'échantillons et donc plus d'information. Le niveau de détail (qu'on souhaite d'avoir) dans l'estimation dépend de la longueur des échantillons et de la maille d'échantillonnage. On sait bien que la sélectivité augmente quand l'unité de sélection est plus petite et qu'on a des informations plus détaillées. Pour cela normalement la longueur des échantillons dans les carottes est égale ou inférieure à la hauteur de la plus petite unité exploitable (cette unité est connue dans la littérature anglaise sous le nom de SMU ; Selective Mining Unit).

On ne peut pas traiter de même façon des échantillons ayant des tailles différentes. Ils contiennent des niveaux de précision différents. La méthode de calcul de la régularisation des échantillons n'a rien de sophistiqué. On ne calcule qu'une moyenne pondérée (la teneur de l'échantillon pondérée par la longueur de l'échantillon). Néanmoins, un échantillon très long ne doit pas être coupé en plusieurs échantillons de petite taille. Cela arrive fréquemment si on n'a qu'une analyse pour un long intervalle stérile entre des couches minéralisées ou en bordure du gisement. (David, 1988).

La plupart des praticiens de la géostatistique dans les industries minières métalliques ou dans le cas du charbon prennent une dimension uniforme de l'échantillon, telle qu'une longueur fixe d'échantillon carotte. De même, la plupart des manuels de géostatistique, des logiciels et des méthodologies sont écrits en intégrant cet aspect de l'analyse géostatistique, parce qu'il s'applique à la plupart des conditions.

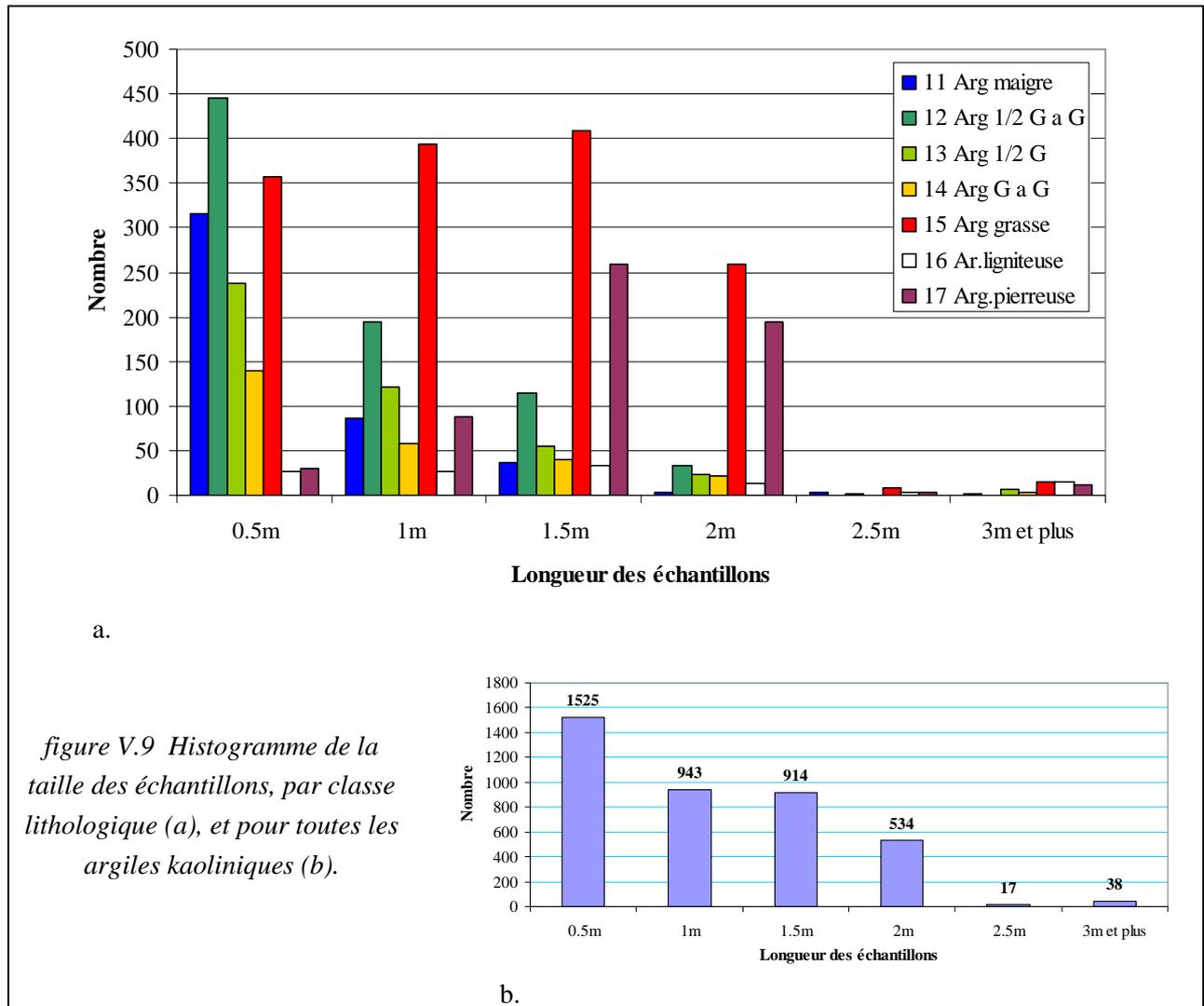
De plus en plus fréquemment, les échantillons sont découpés en carottes, la plupart du temps dans les intervalles s'étendant de 1m à 3m. La longueur de l'échantillon sur laquelle des variogrammes sont calculés dépend du niveau du détail qu'on souhaite avoir dans l'évaluation du gisement. Si la plus petite unité de sélectivité de la mine est par exemple 10m\*10m\*1m, alors les composites de 1m sont suffisants. La méthode pour calculer la teneur des composites est simple. Il s'agit en fait d'une moyenne pondérée (pondérée par la longueur et la densité s'il y a lieu).

Pendant, un échantillon très long ne devrait pas être coupé en plusieurs intervalles courts d'une teneur égale. Les longs intervalles stériles se produisent parfois dans un dépôt et sont normalement représentés par une seule analyse. On ne devrait pas inclure 3 échantillons de 1m de teneur égale dans la base de données de variogramme à la place d'un échantillon ayant une longueur de 3m, mais ils devraient être inclus dans la base de données de krigeage. On doit faire attention lors de l'utilisation de programmes qui calculent la teneur de composites (David 1988).

Comme on a vu précédemment, la taille des échantillons kaoliniques (codes 11 à 17) varie de 0.5m à plus de 3m (depuis récemment on essaie de la limiter à 2m). La figure suivante montre le nombre des échantillons par classe de longueur des échantillons kaoliniques, de code 11 à 17. La figure V.9.b présente l'histogramme du nombre des échantillons pour tous les codes lithologiques 11 à 17 en excluant l'argile ligniteuse (de code 16) qui ne sera pas exploitée. Presque 40% des échantillons sont une longueur d'environ 0.5m, et 23% de 1m ou de 1.5m. Environ 98% des échantillons ont une longueur inférieure à 2.5m.

D'autres phénomènes intéressants peuvent être découverts en comparant la longueur des échantillons pour les lithologies plus sableuses (code 11 et 12) avec la lithologie de l'argile pierreuse (riche en  $Al_2O_3$  et exempte de quartz). Les échantillons d'argiles maigres plus longs que 1.5m sont très rares, mais par contre les échantillons d'argiles pierreuses ont des longueurs de 1m, 1.5 ou 2m. Cela montre que la lithologie nommée « argile pierreuse » est plus continue verticalement. Comme on l'a vu, dans le chapitre précédant, cette continuité lithologique n'a pas de signification du point de vue de la teneur. La variation de la teneur (en  $Al_2O_3$ ) est plus importante dans les argiles pierreuses que dans les argiles maigres : on a constaté un changement de 5% de teneur entre les segments d'un échantillon d'une longueur de 2m d'une argile pierreuse. Il n'est pas rare, non plus, de trouver deux échantillons provenant de deux codes différents avec des teneurs très proches.

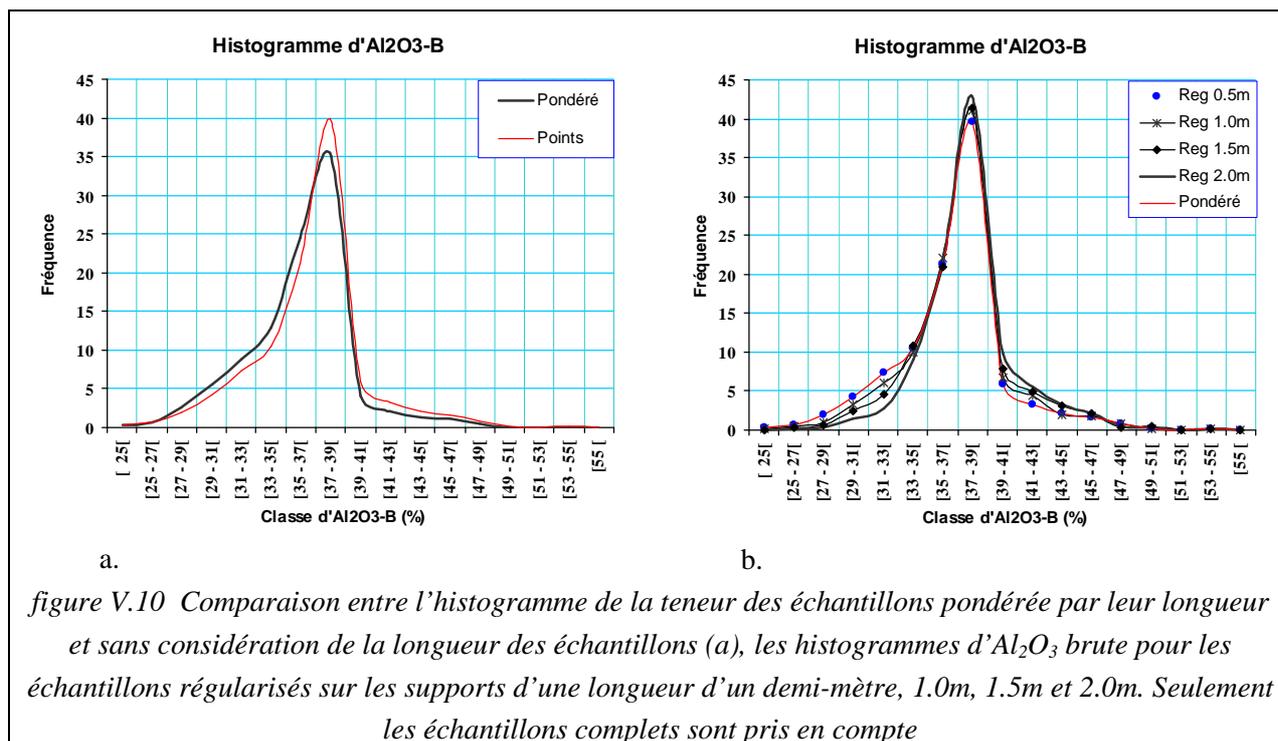
Un des buts de l'estimation est la prévision de l'histogramme de la distribution de la teneur dans un gisement. La figure V.10.a montre l'histogramme des données. Sur l'histogramme des données, considérées ponctuelles, la fréquence des classes moins riches est surestimée par rapport à l'histogramme des données pondérées par la longueur des échantillons, ce qui confirme le rôle de la longueur différente des échantillons selon leur lithologie, comme mentionné à la figure précédente.



La courbe de la distribution de la teneur, pour les données issues du découpage des échantillons sur un support d'une longueur de 0.5m coïncide avec la courbe des échantillons (pondérés par leur longueur), cela provient du fait que les longueurs sont choisies comme multiple de 0.5m (0.5m, 1m, 1.5m et etc.). En augmentant la taille du support, l'écart type baisse et la courbe de la distribution se concentre plus autour de la moyenne. On constate une perte d'information liée aux niveaux plus fins que la taille du support. Le Tableau V.2 permet une observation de ces différents phénomènes.

Tableau V.2. Statistique sur la taille et la longueur des différents supports

Longueur du support	0.5 m	1 m	1.5 m	2 m
Echantillons complets	3701	1603	910	591
Nombre total	6029	3226	2301	1823
Somme de longueur des échantillons complets (m)	1850.5	1603	1365	1182



Le Tableau V.3 montre les paramètres statistiques pour ces supports différents, la baisse de la variance n'est pas très forte, l'origine de ce phénomène se trouve dans la méthode d'échantillonnage qui favorise les variations importantes aux petites distances. En découpant les échantillons pour une taille de support plus petite (0.5m) on augmente l'effectif des données de 1865 à 3701. Malgré cela, on constate une augmentation de l'écart type qui vient du nombre plus important des données riches (remarque : dans ce tableau les données sont supposées être ponctuelles).

En réalité, les échantillons analysés ne peuvent pas être considérés comme des données ponctuelles, car en premier lieu, ils sont de tailles différentes. Le deuxième problème, résultant de cette méthode d'échantillonnage est la surestimation des variations de la teneur aux petites distances mise en évidence par des échantillons successifs (avec les codes lithologiques différents), tandis que pour la même distance on n'a pas de valeur mesurée sur les échantillons longs.

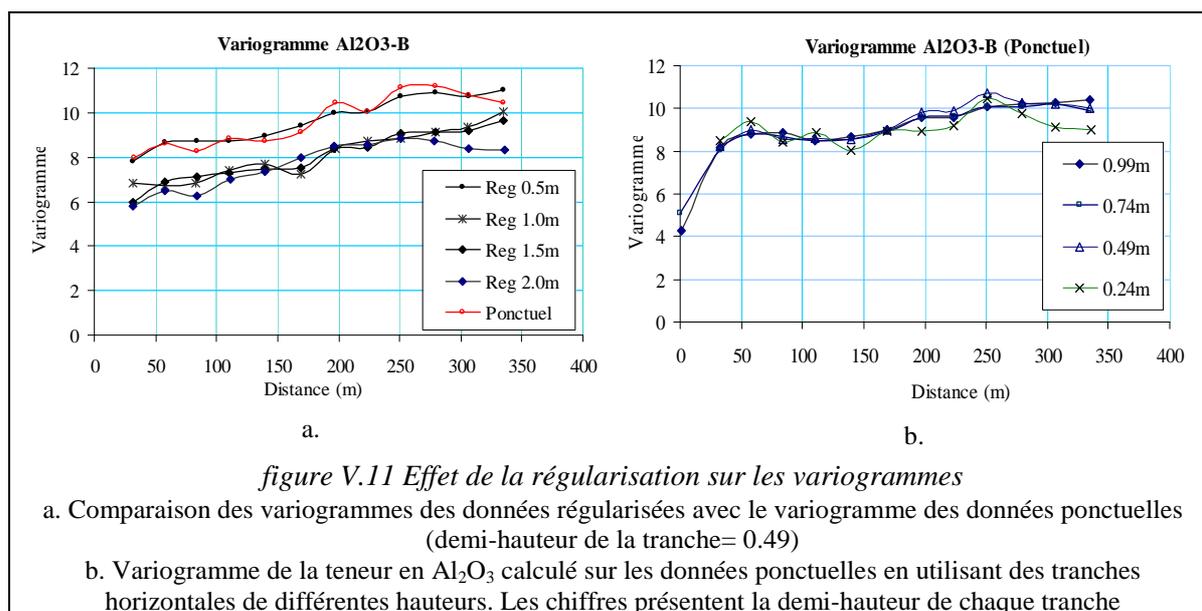
En général, on constate la baisse des valeurs du palier des variogrammes, lorsqu'on augmente la taille des supports. On l'a constaté précédemment sur la variance totale des échantillons, cela est particulièrement visible entre le variogramme sur un support de 0.5m et les autres variogrammes. Ce variogramme sur support à 0.5 m montre une forme plus lisse que le variogramme des données ponctuelles.

Vu le remplacement de la valeur de l'échantillon, et son affectation à chaque segment de l'échantillon, on n'attend pas une grande différence entre les deux variogrammes tant que la longueur limitée des échantillons permet d'avoir des paires aux écarts identiques.

Tableau V.3 Statistique des variables sur différents supports

Support	Variable	Eff.	Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart Type	Variance	C.Variation
Ponctuel	100-PF	1865	56.17	92.25	86.42	2.68	7.17	0.03
	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	1865	22.32	54.02	35.99	3.53	12.47	0.1
	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	1865	0.25	11.63	1.23	0.76	0.57	0.61
	K <sub>2</sub> O-B	1865	0.01	2.19	0.63	0.42	0.18	0.67
0.5m	100-PF	3701	56.17	92.25	86.02	2.87	8.21	0.03
	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	3701	22.32	54.02	36.67	3.66	13.37	0.1
	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	3701	0.25	11.63	1.16	0.7	0.49	0.6
	K <sub>2</sub> O-B	3701	0.01	2.19	0.55	0.43	0.19	0.78
1.0m	100-PF	1603	56.17	90.9	85.82	2.85	8.12	0.03
	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	1603	22.63	54.02	37.04	3.46	11.96	0.09
	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	1603	0.3	7.76	1.13	0.65	0.43	0.58
	K <sub>2</sub> O-B	1603	0.01	2.19	0.52	0.41	0.17	0.79
1.5m	100-PF	910	62.68	90.77	85.61	2.83	8.03	0.03
	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	910	25.78	54.02	37.37	3.29	10.83	0.09
	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	910	0.35	4.71	1.07	0.52	0.27	0.49
	K <sub>2</sub> O-B	910	0.01	1.78	0.49	0.39	0.15	0.79
2.0m	100-PF	591	59.11	89.85	85.41	2.79	7.78	0.03
	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	591	26.08	54.02	37.75	3.12	9.75	0.08
	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub> -B	591	0.34	4.43	1.02	0.45	0.21	0.44
	K <sub>2</sub> O-B	591	0.01	1.75	0.46	0.36	0.13	0.8

Les valeurs sont répétées donc les écarts aussi, mais dans ce cas, les écarts sont répétés en proportion avec la longueur des échantillons. Pour les échantillons très longs, on produit des segments qui dépassent la hauteur de tranche du calcul de variogramme. Il en résulte un écart entre ces deux variogrammes. La figure V.11.b montre l'effet du choix de la demi-hauteur de la tranche du calcul sur la forme du variogramme horizontal pour les données ponctuelles. Les paires à très faible distance sont les données du voisinage vertical.



La figure V.12.a en particulier, rend bien compte de la baisse des valeurs du palier du variogramme sur les supports les plus longs. La divergence la plus importante entre les variogrammes, à grande

distance, peut être expliquée par le non prise en compte, dans le calcul, des niveaux très fins d'argile (d'épaisseur inférieure à la longueur du support). Les séquences les plus superficielles du kaolin dans le gisement BDR (partie nord-est) sont des kaolins à teneur faible ou moyenne, espacés d'au moins 4 ou 5 mètres de la séquence la plus massive et continue du gisement qui commence parfois par une argile hyper alumineuse.

En gros, la forme du variogramme peut être supposée très similaire pour les variogrammes verticaux et surtout pour les variogrammes horizontaux. Malgré la forme parallèle de la structure plus étendue des variogrammes horizontaux, on constate une différence entre les paliers de la structure spatiale aux faibles distances ( $h < 40\text{m}$ ). Grâce au variogrammes verticaux, on peut constater que la structure spatiale révèle un effet de pépite très faible. Cette structure horizontale à faible distance peut ainsi être modélisée par un modèle dérivable à l'origine.

Si on compare le variogramme des données ponctuelles avec celui des données régularisées (sur un support de 0.5m par exemple ; figure V.12.b), on constate que la valeur du variogramme pour le premier pas est au dessus de la courbe du variogramme de support régularisé. Cela n'est pas étonnant, car les faibles variations aux petites distances ne sont pas représentées, dans le cas du support régularisé.

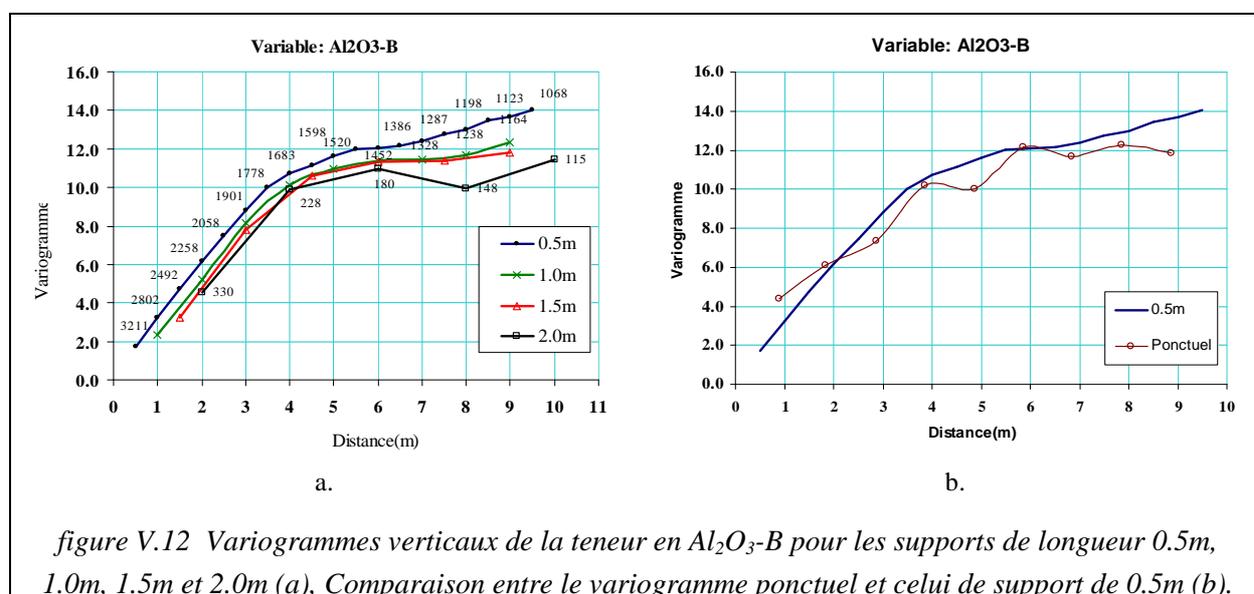
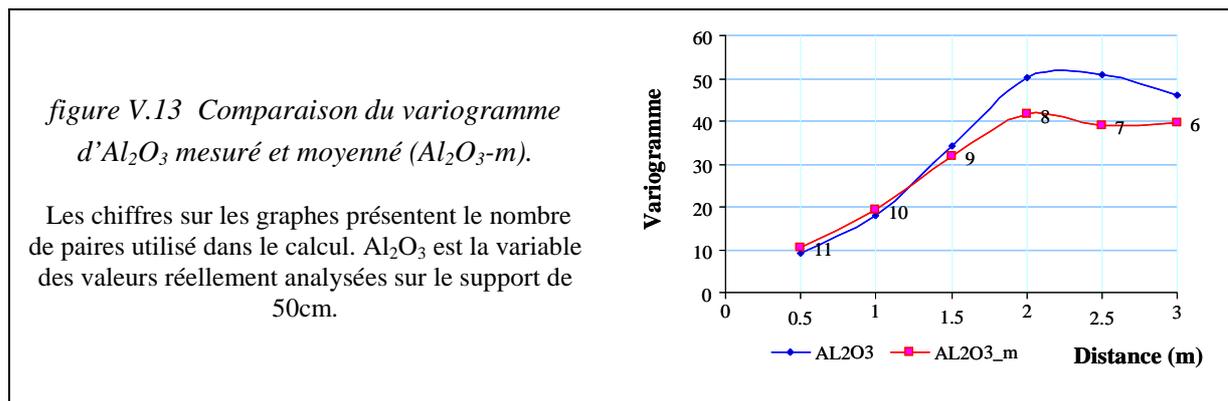


figure V.12 Variogrammes verticaux de la teneur en  $Al_2O_3-B$  pour les supports de longueur 0.5m, 1.0m, 1.5m et 2.0m (a), Comparaison entre le variogramme ponctuel et celui de support de 0.5m (b).

La figure V.13 présente le résultat de la variographie le long du sondage S05.0910 sur lequel on a l'analyse chimique de chaque tronçon de 50cm de carotte. On le compare avec la teneur de l'échantillon en suivant le processus habituel (analyses à différentes longueurs, et affectation de la valeur d'analyse de l'échantillon à chaque sous domaine de l'échantillon). Le premier phénomène constaté est la différence des paliers des variogrammes : ce qui est attendu est une variance plus faible pour la variable moyennée. Dans le calcul de la variance et du variogramme sur support régularisé de grande longueur, la variation, due à la nature, entre les segments de petite taille, est négligée.

Pour les premiers pas de variogramme, la valeur du variogramme de la variable moyennée peut être relativement plus faible, car on impose un écart égal à 0 entre les segments d'un échantillon. D'autre part, on augmente l'écart de la teneur aux limites des échantillons en remplaçant une fonction continue par une fonction non-continue (voir figure IV.11).

La conséquence d'une portion plus importante du variogramme (de la variation totale) affectée aux premiers pas de calcul, est, qu'en général, le poids de krigeage des points voisins sera surestimé. A cause de la continuité artificiellement imposée au système, les points voisins les plus proches deviennent relativement plus importants et plus déterminants dans l'estimation.



La teneur est considérée comme une variable aléatoire régionalisée. La teneur exprimée pour un échantillon n'est que la moyenne de cette variable sur l'ensemble de sa longueur. La teneur de chaque partie (chaque point) de l'échantillon peut varier autour de cette valeur moyenne. Par conséquent, il est important de trouver une correspondance entre la taille des échantillons et la hauteur de la cible d'estimation. Une variation de 5% de la teneur à l'intérieur de l'échantillon, impose une différence de 2.5% entre la vraie valeur et la valeur assigné (par découpage). Cela veut dire qu'on aura 2.5% de biais d'estimation en utilisant la valeur marquée sur la liste du sondage. En utilisant un système de krigeage qui donne 50% de poids au point central, le biais peut être réduit à 1.25%. Cela n'aura pas une conséquence importante sur le résultat de l'estimation globale (les surestimés et les sous estimés se compensent), mais cela conduira à des erreurs de classification pour l'estimation locale.

Le calcul d'un composite (support) sur une longueur plus grande que la taille des échantillons ne plait pas aux exploitants, car on perd certaines informations. Comme exposé précédemment, l'inverse de ce processus donne une image erronée de la variabilité à l'intérieur du gisement et l'illusion de prendre des valeurs remplacées (en découpant un échantillon en segments plus petits) comme les vraies valeurs des segments. Ce dernier processus induit directement un biais dans l'estimation.

En résumé, il est très important de réfléchir sur la taille des échantillons (longueur) et sa relation avec SMU. La géostatistique impose de travailler sur les données provenant d'une taille fixe (égale). Dans le cas actuel (échantillons de longueurs différents), le calcul de la teneur par la régularisation devient indispensable. On insiste sur l'importance d'une étude détaillée sur la taille appropriée pour la régularisation. Dans le cas de gisement BDR la forme du variogramme n'est pas très sensible à la taille choisie pour la régularisation. Mais cela n'empêche d'avoir une erreur importante d'estimation (l'écart entre la teneur réelle et la teneur estimée) dans le cas où la variation de la teneur à l'intérieur des échantillons (surtout des échantillons très longs) devient importante et suit d'une tendance.

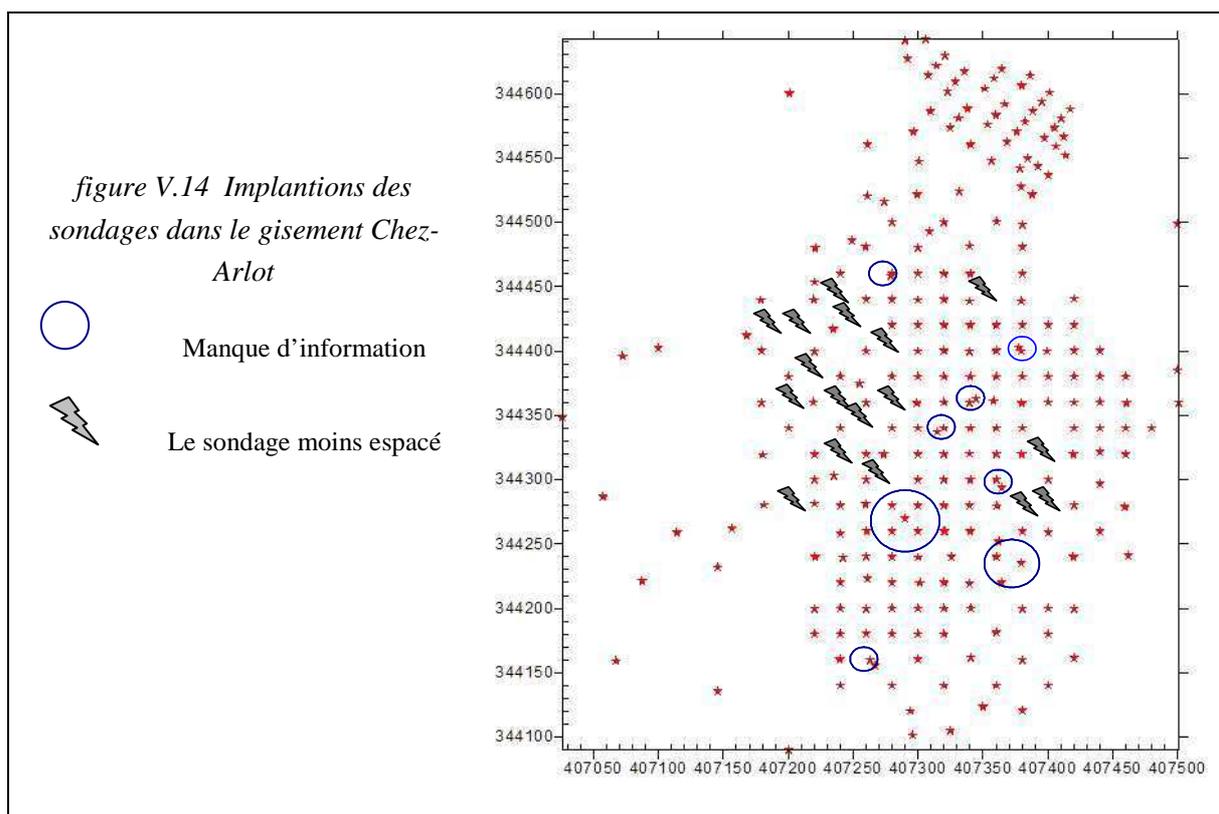
### V.2.3. Données manquantes

Le problème du manque d'information provient des données anciennes. Dans ces échantillons l'analyse chimique n'était pas fait pour tous les oxydes (surtout SiO<sub>2</sub>, CaO, MgO et Na<sub>2</sub>O). Le manque de la teneur de K<sub>2</sub>O est le moins fréquent, manquent ensuite la teneur en TiO<sub>2</sub> et Fe<sub>2</sub>O<sub>3</sub>. Ce problème est de moins en moins fréquent, l'analyse chimique des échantillons tendant à devenir de plus en plus complète.

Un échantillon d'argile kaolinique ne sera pas analysé s'il est très maigre (riche en grès) examiné par le tamisage à 40 mesh, ou très coloré (riche en oxydes de fer ou en matière organique). Les argiles définies comme argiles maigres sont rarement analysées. Dans chaque gisement très peu d'échantillons de ce code seront analysés afin d'avoir une approximation de leur teneur (Tableau V.4). Cette approximation sera utilisée pour le paramétrage du logiciel (voir Tableau V.19).

Tableau V.4 Effectif des échantillons non analysés par gisement

Code : Faciès	Chez Arlot		Chez Maudet		Bois des Rentes	
	Analysé	Non Analysé	Analysé	Non Analysé	Analysé	Non Analysé
10 : Argile très maigre	6	47	23	123	9	742
11 : Argile maigre	103	27	193	141	47	407
12 : Argile 1/2 G a G	191	1	240	11	775	13
13 : Argile 1/2 G	74	6	183	27	418	27
14 : Argile grasse à grain	70	5	129	21	248	13
15 : Argile grasse	122	1	288	32	1353	89
16 : Argile ligniteuse	0	9	0	8	118	1
17 : Argile Pierreuse	7	0	74	6	577	10
84 : Sable peu Argileux	85	1217	0	224	2	2580
85 : Sable argileux	27	407	0	325	2223	4



Le problème du manque d'information peut être étudié du point de vue spatial. La figure V.14 montre l'implantation des sondages dans le gisement Chez Arlot. L'emplacement des sondages, dans les premières étapes de reconnaissance, est choisi sur une maille régulière. Au fur et à mesure des acquisitions d'information, on évite de faire des sondages dans les zones moins riches ou moins complexes. En revanche, de façon habituelle, les zones riches (qui présentent souvent une variation plus importante) aux bordures du gisement seront sondées plus fréquemment. Cette irrégularité de la répartition des sources d'information peut mettre en cause la représentativité de ces échantillons. Le krigeage sait intégrer l'effet des données redondantes et les données proches sur le calcul des poids, mais

ce qui important est le variogramme de base utilisé pour le krigeage. N'oublions pas que le variogramme est calculé avec les données de sondage.

Le manque d'information pour les échantillons qui ne sont pas pris dans l'enveloppe d'estimation ne pose pas beaucoup de problème.

Il arrive souvent que certains nœuds de la maille n'aient pas été forés pour diverses raisons. Avant de les considérer comme des données absentes, il est important de vérifier que ces données ne sont pas en fait des données nulles ou de stérile (Journel et Huijbregts 1978). La lacune d'information pose certains problèmes d'automatisation de l'estimation. On propose donc d'étudier une estimation préalable de l'indicatrice du kaolin ou de l'estimation de l'épaisseur d'argile. Le résultat de telles estimations permettra de filtrer les blocs de stérile, en estimant seulement les blocs ayant une épaisseur d'argile estimée, ou une indicatrice estimée, supérieure à un seuil défini.

### V.2.4. Géométrie du gisement

Comme on a vu précédemment, les couches du kaolin ne sont pas parfaitement horizontales. D'une part les forces tectoniques, d'autre part la compaction différente au centre du dépôt en comparaison de celle de la bordure, et l'éventuel soutirage karstique ont abouti à une forme plus ou moins compliquée et variable des dépôts actuels de kaolin.

On a déjà évoqué ce problème dans le chapitre IV.2.4. Ce sujet a été étudié dans le cas des gisements sous forme de couches plissées (David 1988, Dowd et Milton 1987, Dagbert et al. 1984, Chilès et Delfiner 1999), ou des gisements coupés par les failles (McArthur 1988), ou enfin les réserves carbonatées de pétrole (Sahin et al. 1998).

David (1988) propose différentes méthodes pour une transformation des coordonnées cartésiennes en ce qu'il appelle les coordonnées naturelles. Il propose le marquage des couches et l'utilisation de la projection sur la ligne de plus grande pente des couches. Le processus est schématiquement illustré par la figure V.15. Il va de soi que pour appliquer cette technique, l'interprétation géologique des limites des couches est primordiale. Dans un espace 3D, le calcul des coordonnées naturelles se révèle très compliqué.

Pour les couches sédimentaires de faible pente, une surface de référence peut être utilisée pour l'horizontalisation des couches. Dans cette méthode, la cote ( $Z_p$ ) de chaque point P de l'espace sera corrigée par la cote du point ayant la même latitude et longitude ( $Z_s$ ). La nouvelle cote ( $Z_{np}$ ) sera calculée par  $Z_{np} = Z_p - Z_s$

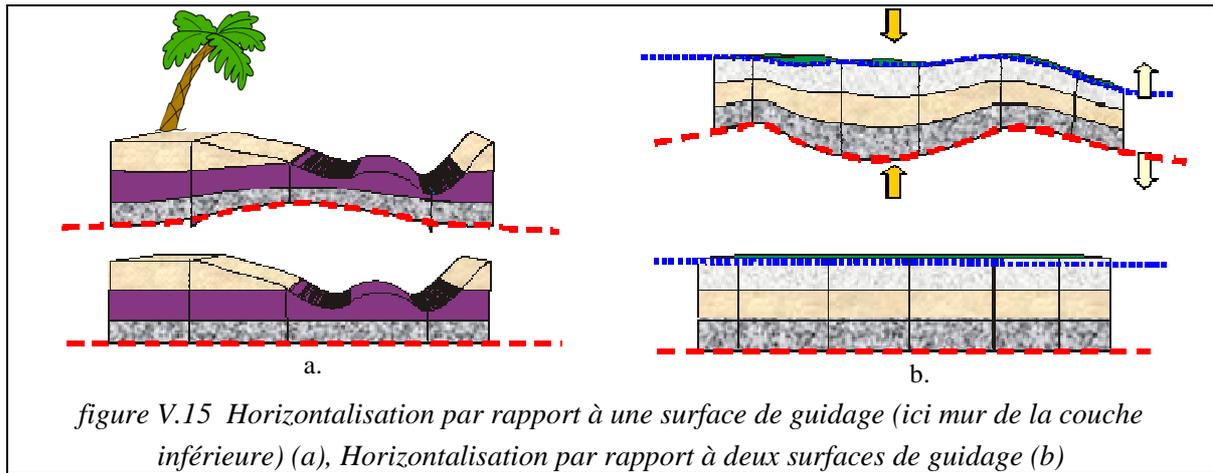
Dans certains logiciels, il est possible d'aplatir le gisement entre deux surfaces définies, cette méthode est la plus fréquemment utilisée pour l'interpolation géologique et la simulation des variables catégorielles. L'application de cette technique pour les variables continues comme la teneur, pose le problème de non-uniformité de la taille des échantillons (support d'estimation), car il sera nécessaire de resserrer des parties plus épaisses du gisement et d'étirer les parties moins épaisses. La figure suivante montre schématiquement l'horizontalisation en utilisant une surface de référence, et la discrétisation entre deux surfaces limitantes du gisement.

On peut résumer la discrétisation de l'espace d'estimation par les étapes suivantes :

- Pour chaque cellule de la grille d'estimation ou chaque sondage, on prend la cote ( $z$ ) de la surface supérieure et de la surface inférieure ( $Z_{1top}$  et  $Z_{1base}$ ) ;
- On choisit la taille de la nouvelle géométrie ( $Z_{2top}$  et  $Z_{2base}$ ) ;

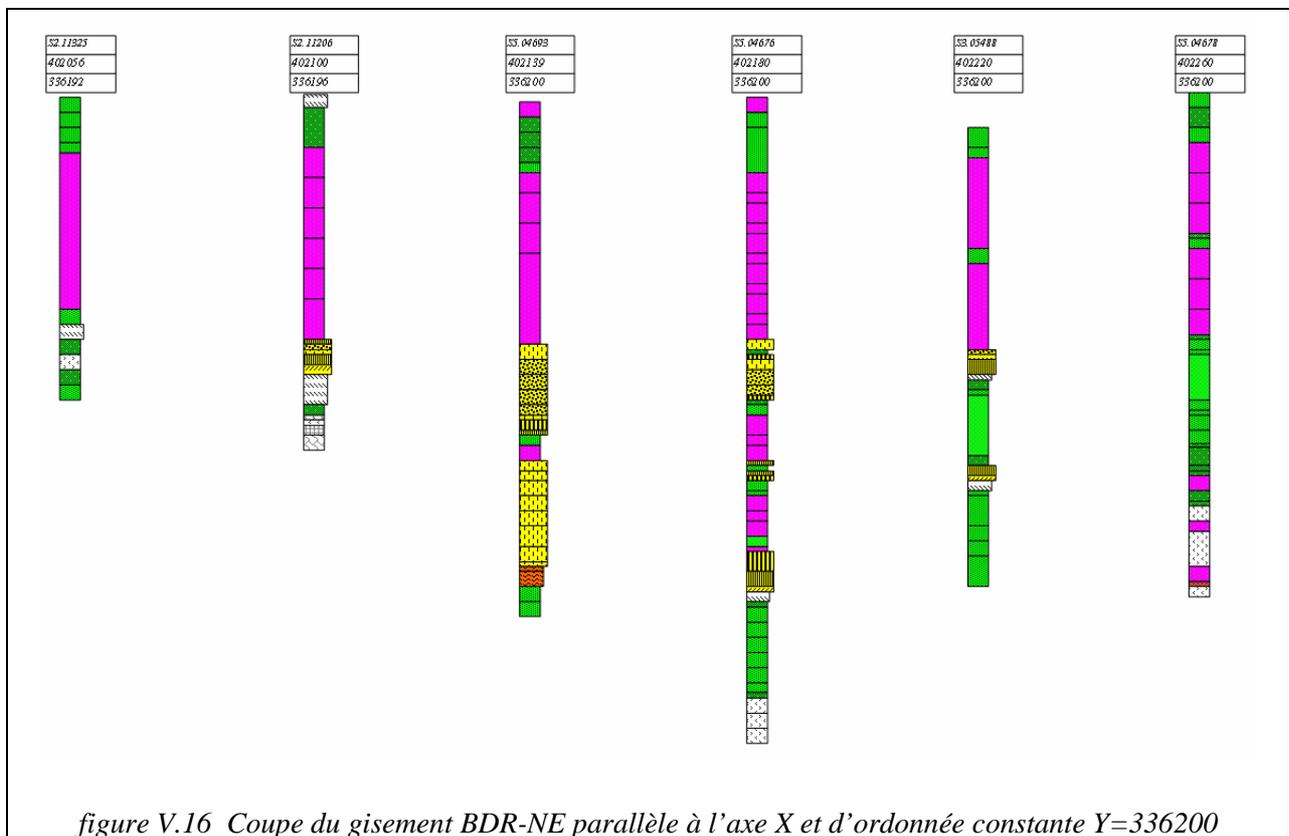
Chaque point peut être projeté avec le même X et Y mais avec un nouveau ( $z$ ) qui est

- $Z_{2p} = ((Z_{1p} - Z_{1base}) / (Z_{1top} - Z_{1base})) * (Z_{2top} - Z_{2base}) + Z_{2base}$



**V.2.4.1. Horizontalisation par rapport au toit de la séquence**

Le changement rapide de régime de sédimentation est marqué par le dépôt du sable grossier (code 82, coloré en rose dans la figure V.16) au dessus des séquences argileuses (coloré en jaune). La figure V.16 montre une partie d'une coupe du gisement BDR (Y=336200), on distingue bien la séquence fluviale sableuse déposée sur les argiles ou les sables plus ou moins argileux (colorés en vert). Le mur de cette séquence sableuse a été utilisé comme le marqueur du toit de l'argile. La cote du marqueur est enregistrée en traçant le profil sur chaque coupe du gisement (BDR-NE). La surface de contact est interpolée sur une grille régulière. L'interpolation de données permet d'avoir une cote ( $Z_r$ ) pour chaque sondage. La valeur de  $Z_h$  (nouvelle coordonnée) est calculée en utilisant le positionnement de l'échantillon ( $Z$ ) et la cote  $Z_r$  sur le sondage ;  $Z_h = Z - Z_r$



Malgré sa simplicité apparente, la tâche de la définition de la surface de référence s'avère complexe, dans la pratique, notamment pour l'interpolation entre les coupes ou entre les différentes séquences du kaolin (par exemple entre le sondage S5.04693 et le sondage S5.04697). Ce changement important de faciès, lié à l'énergie de transport du système fluvial, marque bien la limite entre les deux séquences. Cela a été utilisé également pour définir les séquences sédimentaires à l'échelle du bassin par Dubreuilh (1987).

L'érosion locale de l'argile par le sable ajoute certains problèmes d'interprétation de cette surface comme la surface de guidage de corrélation des argiles.

Les figures suivantes nous permettent de comparer le variogramme des différentes variables calculé dans le système cartésien avec les variogrammes calculés dans le nouveau système qui utilise la surface de contact comme la référence de coordonnées Z.

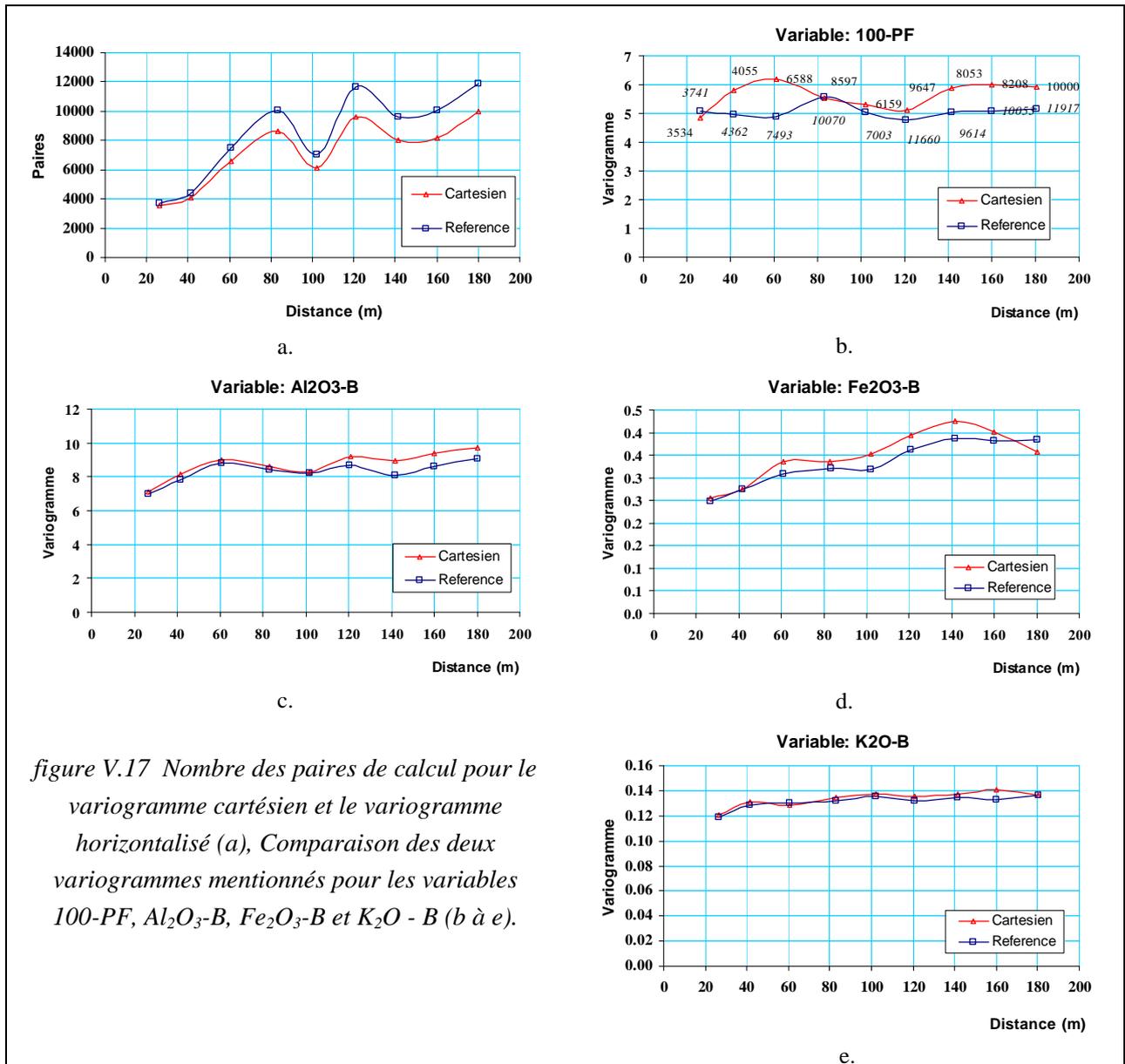


figure V.17 Nombre des paires de calcul pour le variogramme cartésien et le variogramme horizontalisé (a), Comparaison des deux variogrammes mentionnés pour les variables 100-PF, Al<sub>2</sub>O<sub>3</sub>-B, Fe<sub>2</sub>O<sub>3</sub>-B et K<sub>2</sub>O - B (b à e).

En premier lieu, on constate l'augmentation des nombres des paires de données utilisées pour le calcul du variogramme. L'horizontalisation des données a permis de mettre en relation des données qui n'étaient pas dans la même tranche horizontale. Les variogrammes sont calculés sur la donnée régularisée

à 0.5m (découpe à 0.5m). La hauteur de la tranche est choisie d'épaisseur la plus faible possible pour qu'on ait pour chaque sondage seulement une donnée par tranche (à mi-hauteur,  $H=0.24m$ ).

Les variogrammes de la perte au feu montrent une différence importante entre les deux cas. Pour les autres variables la forme des variogrammes reste similaire. Dans tous les cas, l'horizontalisation augmente la corrélation entre les données. Autrement dit, les données semblent plus corrélées spatialement dans le nouvel espace mis à l'horizontale. L'amélioration de la corrélation spatiale n'est pas très importante et voire négligeable pour  $Al_2O_3$  et pour  $K_2O-B$ . Cette similarité entraîne des poids de krigeage identiques pour la même géométrie des données-cibles.

La déformation importante de la géométrie des jeux de données d'estimation jouera donc sur les poids du krigeage, les données voisines participant à l'estimation. Le variogramme vertical reste identique à celui de modèle cartésien.

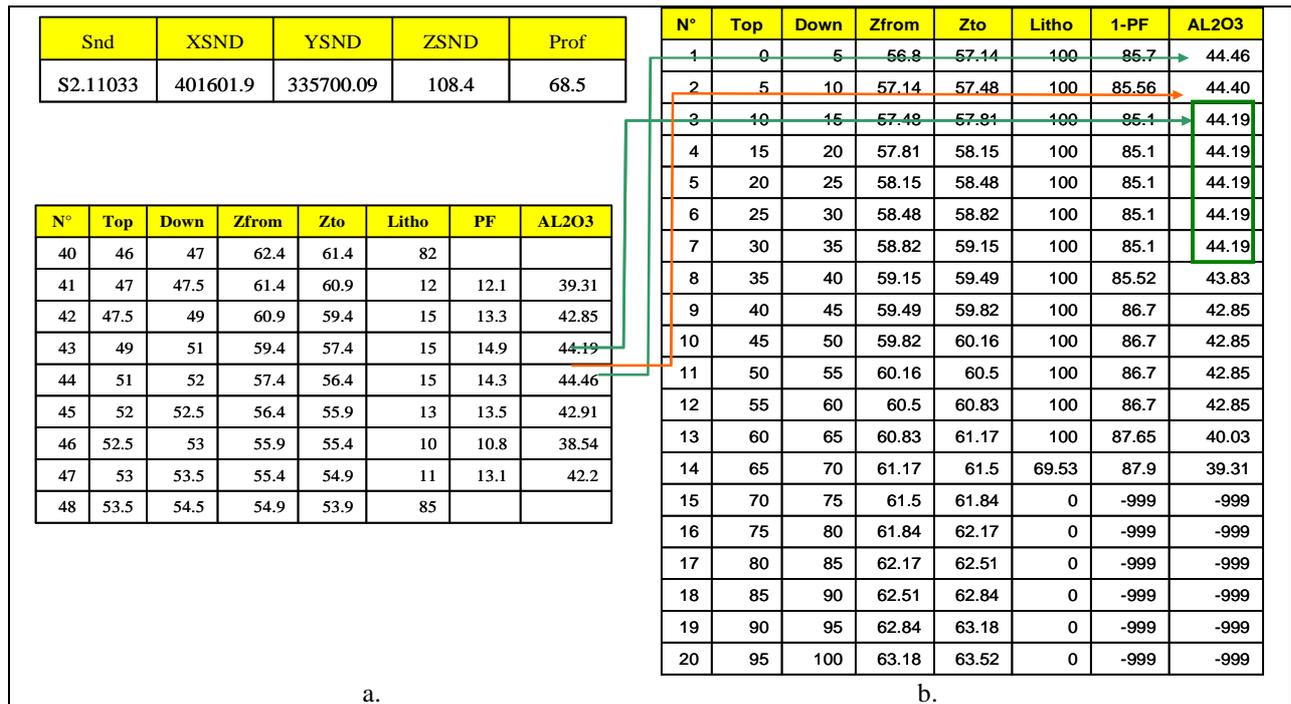
Dans la partie suivante, on abordera les problèmes liés à la définition de la géométrie de la cible, dans la nouvelle géométrie.

### **V.2.4.2. Horizontalisation par rapport à l'enveloppe du gisement**

Le processus courant de l'estimation chez AGS, consiste à kriger des données « mises à l'horizontale » et discrétisées entre deux surfaces par un modèle de variogramme par défaut. Généralement, les surfaces limitantes du gisement, au toit et au mur, sont utilisées comme enveloppe du gisement (limites) et également comme les surface références de l'horizontalisation. Les échantillons de chaque sondage pris entre ces deux surfaces seront divisés en 20 segments. Le calcul de la teneur des segments consiste à copier la valeur de l'échantillon pour ces sous-segments. On effectue aussi le calcul de la moyenne pondérée pour ces segments qui rendent compte généralement de la présence de deux ou trois échantillons différents. Les valeurs par défaut seront utilisées pour remplacer les lacunes des mesures. La figure V.18 montre le processus de calcul. La variable de lithologie dans le tableau des données régularisées (b) présente le pourcentage de la lithologie kaolinique (code 11 à 17 en excluant le 16, l'argile ligniteuse).

Le premier problème provient de la représentabilité des surfaces limitantes de la totalité du gisement comme surfaces de guidage. Cela est particulièrement discutable pour la surface inférieure qui englobe la séquence inférieure du kaolin (comme on a vu, on peut distinguer jusqu'à 3 séquences kaoliniques). La distance verticale devient très faible sur les sondages ayant seulement un ou deux échantillons de faible épaisseur.

## Estimation de la qualité des kaolins des gisements du bassin des Charentes



a.

b.

figure V.18 Un exemple de la discrétisation des échantillons entre deux surfaces du guidage du gisement de BDR.

La longueur régularisée des échantillons est 34 cm. Le tableau des données de sondage (a) et le tableau des données régularisées (b).

La figure V.19 montre la mise en relation artificielle des données. La figure V.20.a présente l'histogramme de l'épaisseur du gisement prise entre ces deux surfaces et sa répartition sur le plan du gisement.

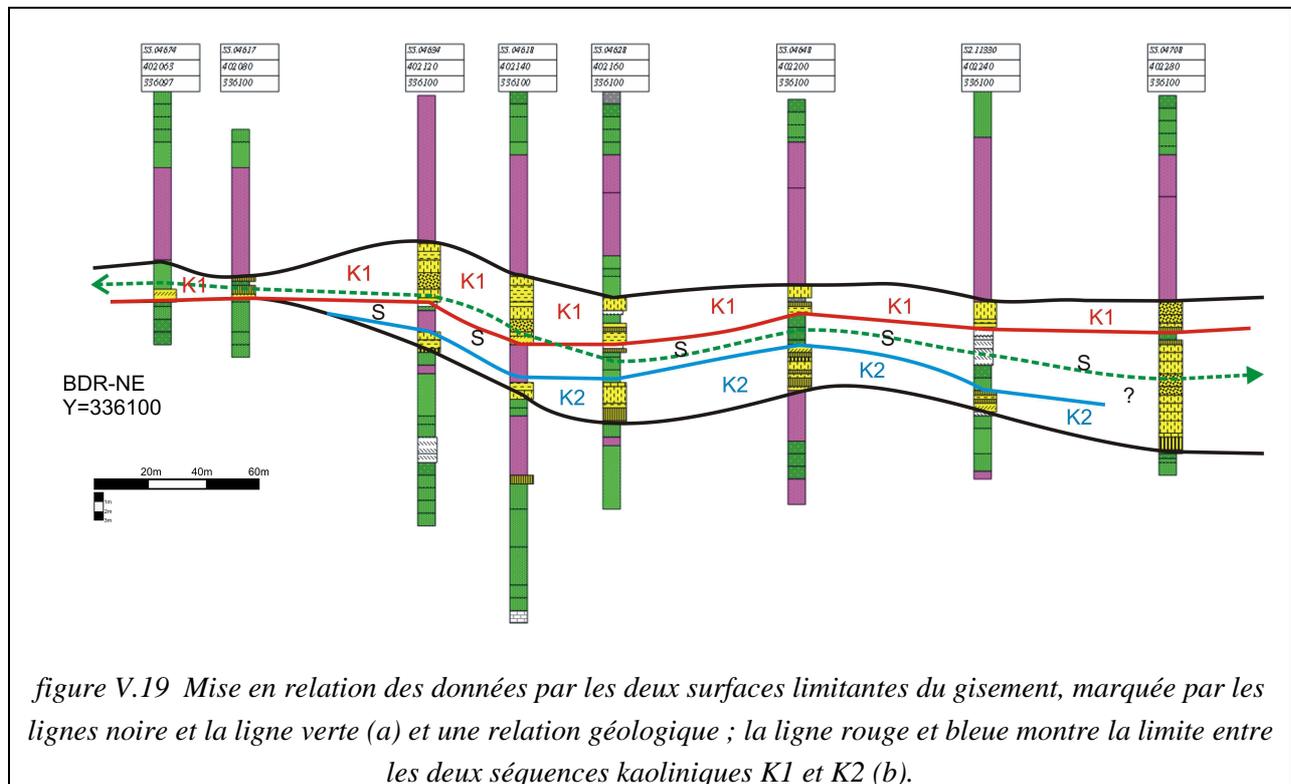


figure V.19 Mise en relation des données par les deux surfaces limitantes du gisement, marquée par les lignes noire et la ligne verte (a) et une relation géologique ; la ligne rouge et bleue montre la limite entre les deux séquences kaoliniques K1 et K2 (b).

Sur les 149 sondages de cette base, dans plus de 40 sondages, l'épaisseur prise entre deux surfaces est inférieure à 5m, et pour un seul sondage est supérieure à 20m. Il est évident que le problème de régularisation ne sera pas négligeable. La relation entre des données de deux sondages ayant une forte différence d'épaisseur prise en compte est complètement artificielle. La moyenne de l'épaisseur prise en compte est égale à 7.6 m.

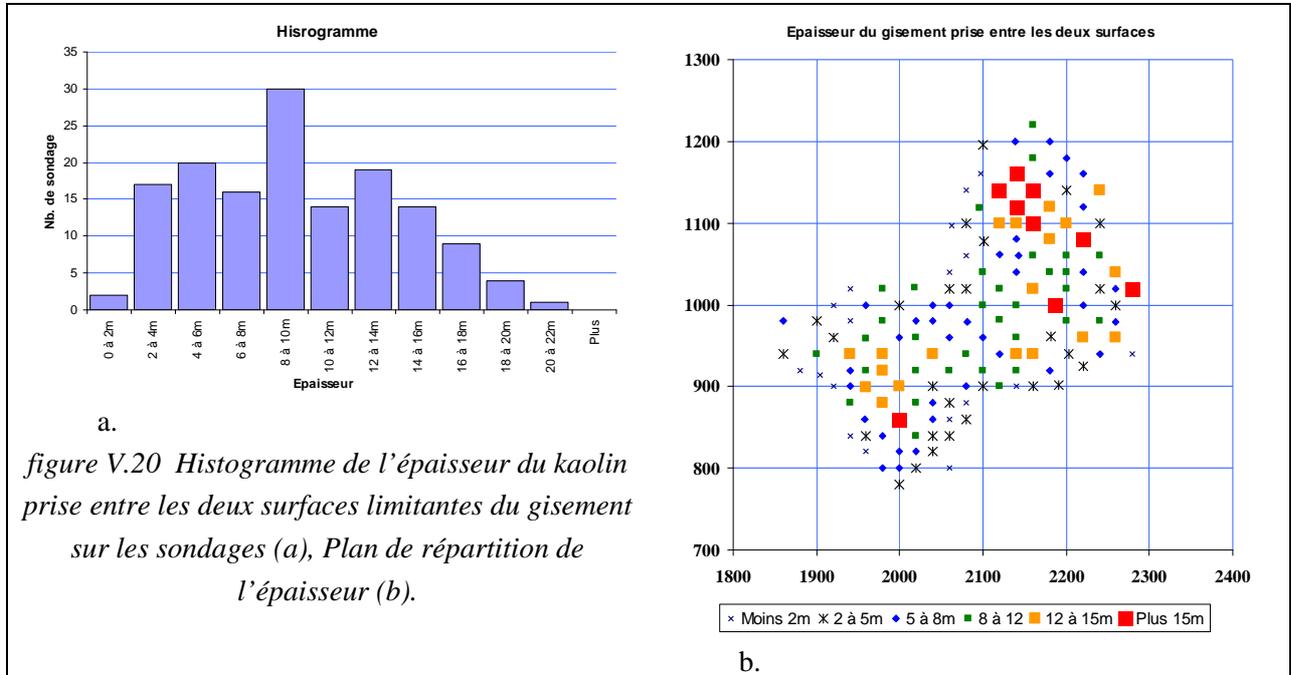


figure V.20 Histogramme de l'épaisseur du kaolin prise entre les deux surfaces limitantes du gisement sur les sondages (a), Plan de répartition de l'épaisseur (b).

La longueur des segments varie de 5cm pour une épaisseur de 1m à 1m pour un sondage d'une épaisseur de 20m. Cela montre qu'il existe en réalité un rapport de longueur égal à 20 entre les segments les plus longs et les segments les plus courts. Ceci constitue une variation très forte dont l'explication, par des phénomènes géologiques, n'est pas évidente.

On examine ci-dessous, l'influence des valeurs par défaut affectées aux échantillons pour lesquels l'analyse n'est pas faite. L'effet le plus important vient de valeurs fixées pour les sables argileux et les argiles sableuses. Les écarts importants entre la teneur des argiles kaoliniques (surtout en  $Al_2O_3$ ) et ces argiles très sableuses qui par ailleurs ne seront pas exploitées, changent la forme du variogramme. En premier lieu, on constate une augmentation de la variance (palier plus important) et en deuxième lieu, une déstructuration du variogramme. L'effet du passage de l'argile sableuse d'un sondage à une argile kaolinique dans un sondage voisin, conduit à une valeur importante du variogramme expérimental pour les premiers pas de calcul.

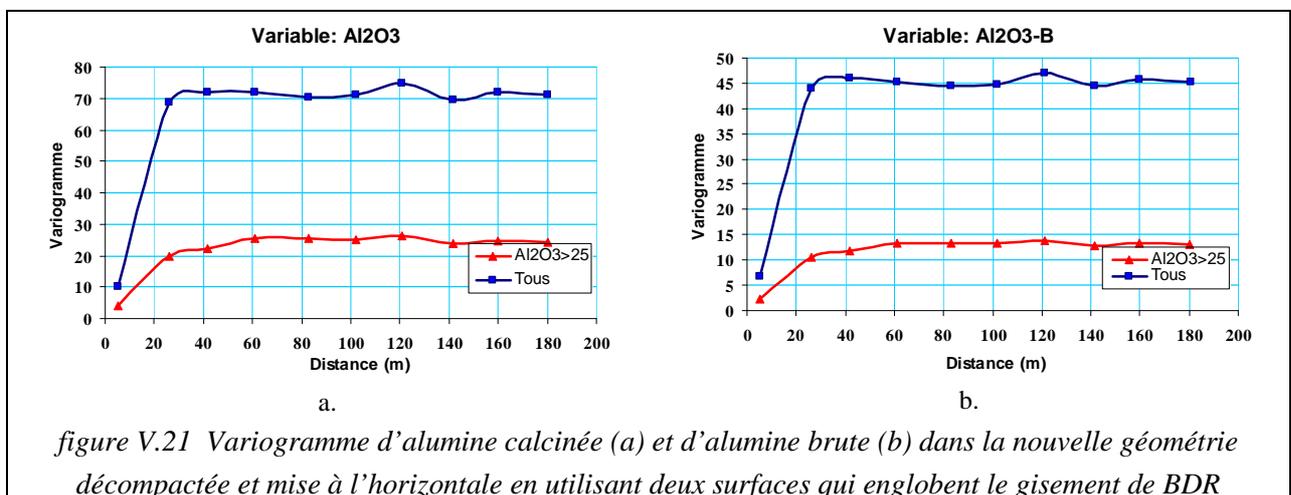


figure V.21 Variogramme d'alumine calcinée (a) et d'alumine brute (b) dans la nouvelle géométrie décompactée et mise à l'horizontale en utilisant deux surfaces qui englobent le gisement de BDR

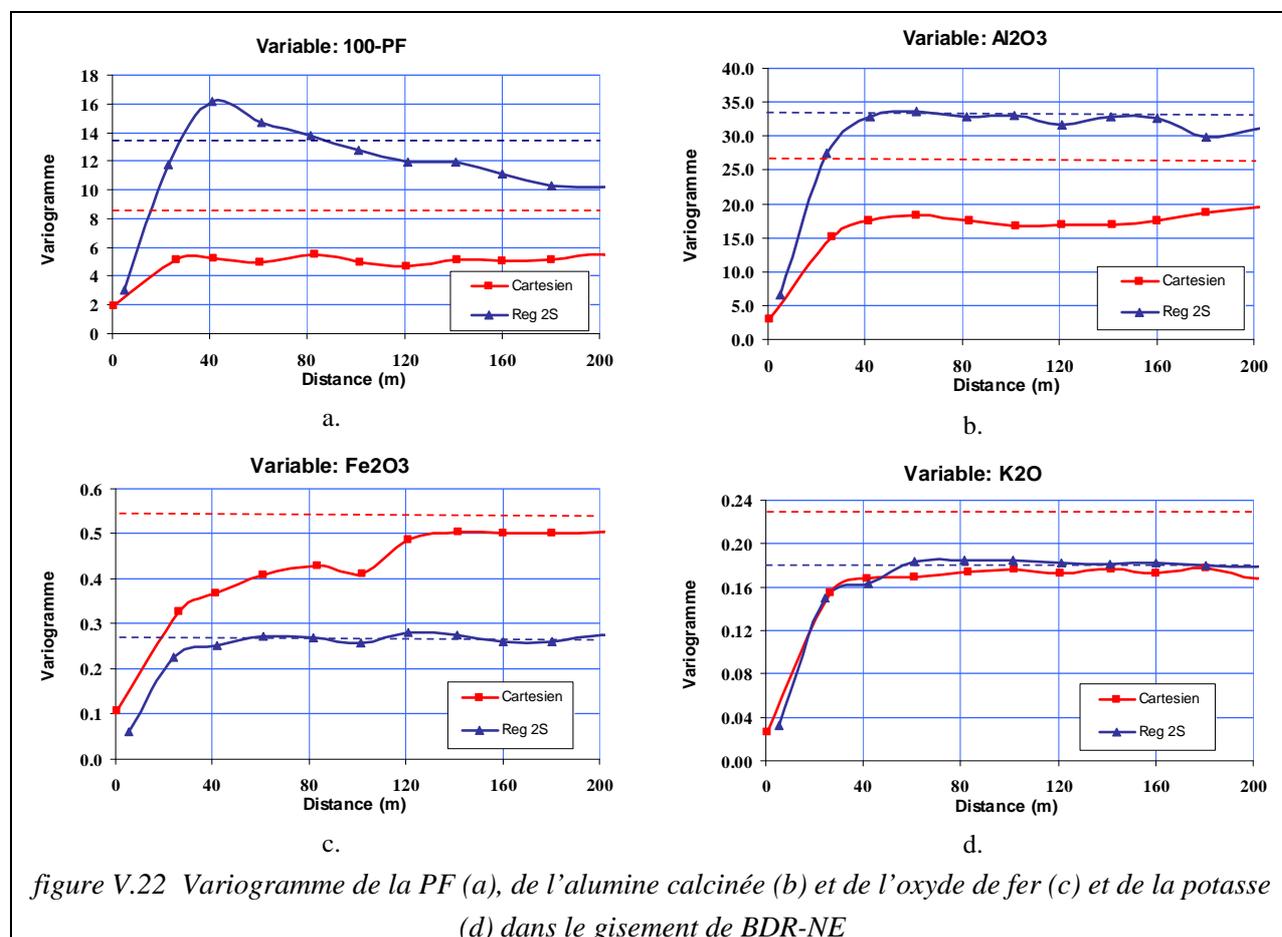
La figure V.22 montre les variogrammes horizontaux calculés pour les variables principales, dans la géométrie cartésienne et dans le nouveau système qui se compose des données régularisées entre deux surfaces. Pour palier l'effet de l'introduction des valeurs par défaut, seulement les échantillons ayant une teneur supérieure à 25% (comme valeur donnée par défaut pour les argiles sableuses) ont été retenus dans le calcul des variogrammes.

La première différence entre les variogrammes de ces deux géométries, est que dans la géométrie régularisée on ne constate pas que tous les variogrammes arrivent à un palier. La variance des échantillons est présentée par une ligne en pointillé dans chaque cas. Pour la perte au feu, le variogramme montre un effet de trou très important (figure V.22.a). Pour toutes les autres variables, on constate des modèles stationnaires avec des paliers distincts. Dans la géométrie cartésienne, les variogrammes de toutes ces variables, comme on l'attendait, présentent une anisotropie structurale ou zonale. La variation dans la direction verticale est plus importante que dans la direction horizontale.

Cette différence provient de la façon dont des données sont mises en relation, comme cela a été exposé et schématisé à l'aide de la figure V.19. La mise en relation des échantillons au fond d'un sondage assez long (où l'épaisseur du kaolin devient importante) avec les segments régularisés d'un échantillon de la séquence la plus superficielle (en bordure du gisement) masque complètement l'anisotropie zonale existante.

Cela se manifeste avec des paliers des variogrammes horizontaux qui restent au dessus de la variance totale. En revanche le palier du variogramme vertical dépasse généralement la valeur de la variance totale des données.

Pour l'alumine le variogramme cartésien ressemble au variogramme avec la nouvelle géométrie. Cela est aussi le cas pour les variogrammes de la potasse. Les variogrammes expérimentaux du fer sont très différents, le variogramme cartésien montre une structuration étendue ayant une portée de 120 m, qui est environ deux fois supérieure à celle obtenue sur la nouvelle géométrie.



La lithologie du gisement, qui est une variable qualitative, peut être modélisée grâce à l'indicatrice. La fonction d'indicatrice peut prendre deux valeurs en sortie : le résultat de la fonction est égal à 1, si l'échantillon est conforme à la condition imposée, sinon la fonction prend une valeur nulle. On présente dans la figure V.23 le variogramme de l'indicatrice de la teneur en alumine supérieure à 30%. Ces argiles seront exploitées par l'entreprise. L'idée est faire une comparaison entre les variogrammes de l'indicatrice du kaolin dans les deux cas. La variance de l'indicatrice dans la géométrie cartésienne est très proche de 0.24 donc 60 ou 40% des données ont une valeur d'indicatrice de 1. Pour la géométrie englobant le gisement, la portion des kaolins ayant une teneur d' $\text{Al}_2\text{O}_3$  supérieure à 30%, atteint 73%. Comme le cas des variables chimiques, le variogramme horizontal dans la géométrie cartésienne reste au dessous de la valeur de la variance des données, ce qui n'est pas le cas pour d'autres géométries.

A part une légère différence pour les deux premiers pas du variogramme, les deux variogrammes sont très similaires du point de vue de leurs formes. Il est difficile de définir la cause de la baisse du palier du variogramme par rapport au variogramme standard. Le découpage des échantillons peut aussi diminuer artificiellement cette valeur. En tout cas, il est évident que la conséquence de ce changement de géométrie est l'amélioration de la corrélation entre les données. La complexité géométrique du gisement empêcherait d'avoir d'une amélioration sensible.

La figure V.23.b présente le nombre de paires de données utilisées dans le calcul de chaque variogramme. En moyenne, il a été multiplié par 3.

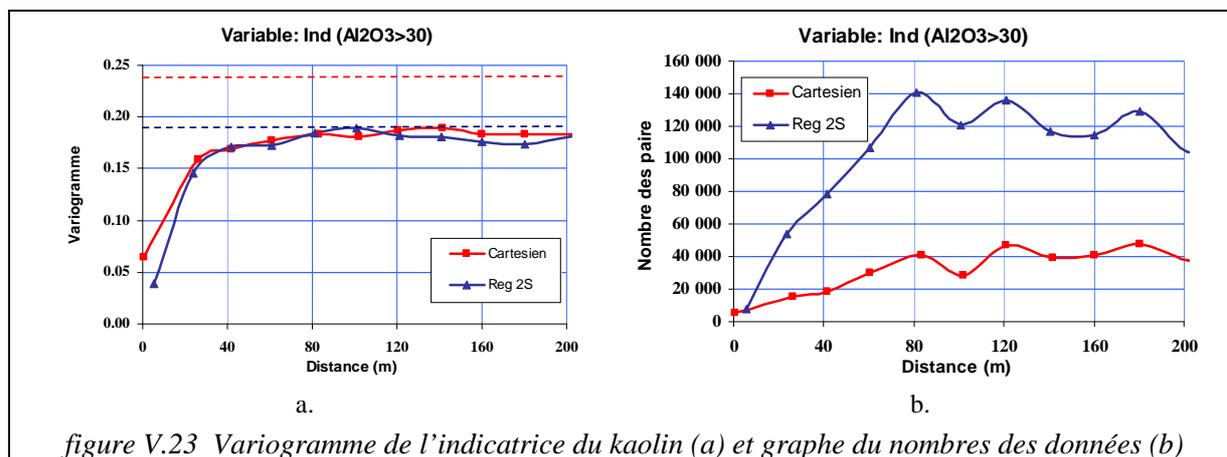


figure V.23 Variogramme de l'indicatrice du kaolin (a) et graphe du nombre des données (b)

On peut conclure cette partie par les remarques suivantes :

- Imposer la géométrie réelle pour le calcul du variogramme et pour la mise en relation des données (définition du voisinage) paraît important. La définition des surfaces limitantes du gisement aide à mieux comprendre la géométrie du dépôt (ou des dépôts) et l'évaluation générale de leur volume.
- Cette démarche ne peut pas être toujours efficace. D'une part, dans le cas de l'existence de dépôts superposés, l'utilisation des deux surfaces englobant la totalité du gisement peut aboutir à une corrélation spatiale artificielle entre les échantillons. Ce qui viendra ensuite, contrôler les poids de krigeage et le voisinage de l'estimation. D'autre part, cela pose des problèmes pour le découpage des échantillons et induit une pondération arbitraire des échantillons.
- Vu la pente généralement faible des dépôts, le changement de la géométrie n'influence pas sensiblement le résultat de l'estimation dans les cas de l'utilisation d'un voisinage de rayon de recherche réduit.

### V.2.5. Définition de la limite du gisement ou cadre de l'estimation

Tout d'abord, parce que la minéralisation est l'objet de l'étude, les échantillons utilisés pour le calcul du variogramme ne devraient pas inclure les échantillons stériles. Avec la généralisation des bases de données automatisées, nous faisons habituellement enregistrer toutes les catégories d'échantillons, qu'ils soient minéralisés ou pas. Il est également important d'intégrer dans le calcul, tous les échantillons minéralisés. On a, par ailleurs, déjà examiné le traitement des données manquantes.

De façon classique, l'estimation s'effectue à l'intérieur d'une enveloppe définie, cette enveloppe peut être utilisée également pour définir les données qui participeront au calcul du variogramme et/ou à l'estimation. La définition des limites du gisement peut paraître arbitraire, surtout lorsque la minéralisation n'est pas définie par des limites brutales ou n'est pas associée à une structure géologique connue. Dans les dépôts avec des contacts marqués (par exemple beaucoup de gisements de charbon) la géométrie peut être relativement simple, bien qu'il puisse toujours y avoir une incertitude provoquée par le manque d'information, par exemple sur l'endroit des failles ou des échantillons lessivés (récupération faible de carotte). D'autres gisements, tels que les porphyres cuprifères ou les masses minérales disséminées d'or, ont des frontières qui sont mal connues. Ces limites sont déterminées par une coupure sur la teneur plutôt que par une propriété géologique particulière. Ceci peut également s'appliquer à beaucoup de dépôts de minéraux industriels tels que le kaolin, dans lesquels la valeur du produit est contrôlée par des propriétés physiques ou chimiques qui varient d'une façon assez continue et sans interruption très brutale.

La modélisation géométrique de ces limites est un point très important. Dans les cas où les limites du corps minéralisé ne sont pas géologiquement connues, on doit les déterminer à partir des données de sondages lorsque l'information devient disponible. Cette incertitude à propos de la géométrie du corps minéralisé introduit une seconde source d'erreur.

Matheron (1970) a développé une formule pour l'erreur géométrique relative à l'aire A de la zone minéralisée pour une maille régulière de sondage :

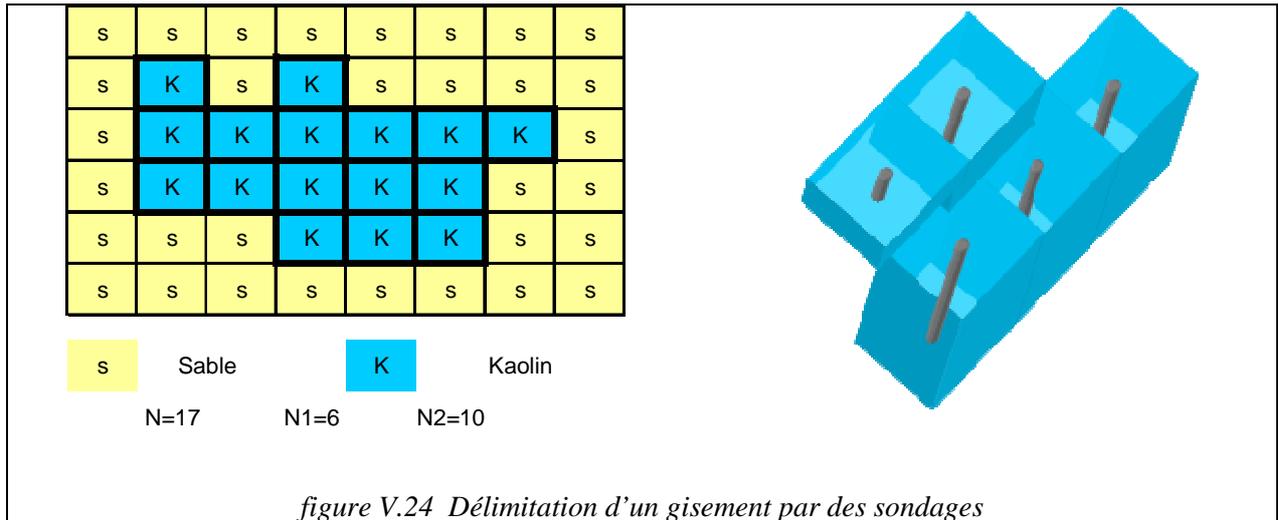
$$\frac{\sigma_A^2}{A^2} = \frac{1}{N^2} \left[ \frac{N_2}{6} + 0.061 \frac{N_1^2}{N_2} \right]$$

où  $2N_1$  et  $2N_2$  représentent le nombre d'éléments frontières parallèles aux axes de la maille de sondage, avec  $N_1$  supérieur ou égal à  $N_2$ , et où N est le nombre total de sondages positifs.

Une formule similaire existe pour les cas à trois dimensions. La figure V.24 montre un domaine contenant des sondages carottés avec des résultats positifs (présence du minerai) ou négatifs (stérile). La formule pour l'erreur géométrique relative au volume V est la suivante :

$$\frac{\sigma_v^2}{V^2} = \frac{S^*}{L^2} * \frac{1}{N^2} \left[ 0.06\lambda + \frac{\pi}{90} * \frac{1}{\lambda^2} \right]$$

$S^* = N * a_1 * a_2$ ,  $\lambda$  est le ratio de la dimension de la maille de sondage ( $a_1/a_2$ ; inférieur ou égal à 1) et L est l'épaisseur verticale moyenne.



La question de la géométrie est une des raisons qui empêche l'utilisation de la géostatistique par les exploitants. Pour eux les figures géométriques classiques choisies comme cible d'estimation ne correspondent pas à la forme des lentilles d'argile. Dans le cas de contact entre l'argile et le sable (le passage rapide de l'argile au sable), ou entre des argiles de qualités très différentes, le chef d'exploitation se sent capable de tracer les limites par l'expérience et en utilisant des critères visuels.

L'étude statistique du chapitre précédent a mis en évidence les difficultés d'utilisation des critères visuels pour la distinction des différents types d'argile. Mais en ce qui concerne la limite entre le sable et l'argile, pour éviter la dilution de la teneur, les observations sur le terrain doivent être prises en compte.

### V.2.6. Cible d'estimation

Comme conséquence de ce qui précède, il est clair que les échantillons obtenus sur des supports différents créent de sérieux problèmes pour l'établissement de la relation volume/variance. Ce problème n'est pas un problème isolé, et il est compliqué par le mode de fonctionnement dans la plupart des mines de grandes dimensions. Un bloc d'exploitation uniforme, comme c'est le cas dans l'exploitation des minerais métalliques, n'est pas courant (connu) dans une carrière de kaolin ou de sable-et-gravier. On doit, dans la pratique, se satisfaire du choix d'une hauteur standard de banc d'exploitation, souvent basée sur le choix d'équipements ou des considérations de réglementation. Le but des applications de la géostatistique, n'est pas nécessairement de générer un modèle de blocs pour une carrière de kaolin (ou de sable-gravier) puisqu'ils ne seraient pas extraits sous forme de blocs de dimensions identiques (Hack 2003).

Pour aborder ce problème, on propose une méthode différente liée à la méthode d'extraction de l'argile. La première phase de la méthode consiste en l'estimation de l'épaisseur d'argile dans chaque tranche du gisement. Cette méthode est expliquée dans la partie V.4.3. La deuxième phase est basée sur l'estimation de l'indicatrice de l'argile (ou du sable). Cette méthode a été utilisée pour l'estimation dans la zone densément échantillonnée de BDR.