Une méthode de détermination des valeurs caractéristiques des paramètres géotechniques

F. BAGUELIN
Fondaconcept-Fondasol
14, rue Palestro
93500 Pantin

J.-B. KOVARIK
Port autonome de Rouen
34, bd de Boisguilbert
BP 4075
76022 Rouen Cedex

Résumé

En fixant le niveau de risque pour lequel les valeurs caractéristiques des paramètres géotechniques doivent être déterminées, les Eurocodes ouvrent la voie à une approche rationnelle de ces valeurs, basée sur le traitement statistique des données de sol. On présente la méthode pratique qui a été élaborée dans le cadre de la mise au point des *Recommandations pour le calcul aux états-limites des ouvrages en site aquatique*, et qui répond en outre aux exigences de l'Eurocode 7 « Géotechnique » sur la prise en compte de l'étendue de la sollicitation du sol dans la détermination de la valeur caractéristique.

Mots clés : conception, calcul, géotechnique, état-limite, valeur caractéristique, statistiques.

A method for determining the characteristic values of geotechnical parameters

Abstract

In the Eurocodes the level of risk required for the characteristic values of the geotechnical parameters has been specified. Thus the route is opened for a rational approach to the determination of these values, based on a statistical analysis of soil data. In this article, a practical method is presented, which has been developed while drafting the *Recommendations for Limit State Design of Waterways and Harbour Structures*. This method also meets the requirement of Eurocode 7 « Geotechnical design » which calls for taking account of the extent of soil loading in determining a characteristic value.

Key words : design, geotechnics, limite state, characteristic value, statistics.

NDLE : Les discussions sur cet article sont acceptées jusqu'au 1er août 2001.

1

Introduction

La dispersion des propriétés des sols est un problème que doit inévitablement traiter l'ingénieur dans la pratique courante géotechnique. Or, que ce soit dans l'enseignement ou dans la réglementation, cette question est très rarement voire jamais abordée. L'ingénieur est donc laissé à lui-même, et naturellement, si l'on soumet un même cas à différentes personnes, on constate une grande diversité dans le choix des valeurs de calcul à utiliser.

Pour aborder convenablement le problème, il faut distinguer deux questions :

1) Quel niveau de risque doit-on retenir pour les valeurs « de calcul » ?

L'approche traditionnelle consistait à travailler avec des coefficients de sécurité globaux, par exemple 3 pour le poinçonnement des fondations superficielles. Mais, on ne savait pas si la valeur « de calcul » de la résistance du sol devait être une valeur moyenne, une valeur prudente, ou une valeur très prudente. Dans les documents actuellement en vigueur pour les fondations des ouvrages, fascicule 62 Titre V du CCTG pour les ouvrages d'art, DTU 13.11 et 13.2 pour les bâtiments, l'approche des coefficients partiels est retenue, mais on constate le même silence sur le choix des valeurs « de calcul ».

2) Comment déterminer en pratique ces valeurs ?

En effet, la dispersion des propriétés des sols est causée par des phénomènes physiques complexes ; elle peut être représentée par des lois spécifiques et les outils de traitement statistique habituels sont insuffisants. En outre, le nombre de données est le plus souvent très limité, ce qui accroît la difficulté.

Les Eurocodes apportent une réponse à la première question. Ce peut donc être le point de départ pour élaborer une méthode de traitement statistique des données de sol. C'est ce que nous avons tenté de faire dans le cadre de la mise au point du document *Recommandations pour le calcul aux états-limites des ouvrages en site aquatique* (en abrégé *Recommandations*).

Dans cet article, après avoir précisé les données de départ, nous exposons dans ses grandes lignes la méthode pratique que nous avons retenue dans les *Recommandations* pour répondre à la seconde question. Pour plus de détails on pourra se reporter au document lui-même, diffusé sous forme du CD-Rom ROSA 2000 par le Centre d'études techniques maritimes et fluviales (CETMEF).

2

Le point de départ

2.1

L'objectif, selon les Eurocodes

Les Eurocodes sont encore des normes provisoires, et leur état est encore fluctuant. Cependant les principes généraux n'ont guère varié depuis l'origine, et on peut considérer qu'ils ne seront pas remis en cause dans les versions définitives.

Il existe un Eurocode de base, l'Eurocode n° 0, qui donne les principes retenus pour la justification des ouvrages.

D'une manière générale, trois types de paramètres interviennent : 1) les charges ; 2) les propriétés des matériaux, les résistances ou les modules de déformation ; 3) les modèles de calcul. On en détermine d'abord des valeurs dites caractéristiques, qui correspondent à une probabilité maximale de mise en défaut de 5 %.

Ce sont les valeurs caractéristiques qui sont considérées dans les vérifications des états-limites relevant de la catégorie des ELS (états-limites de service). Ces phénomènes préjudiciables (états-limites) correspondent typiquement à l'apparition de défauts gênant l'utilisation de l'ouvrage, mais pouvant être réparés. Ils font en général intervenir les modules de déformation. La probabilité cible d'occurrence de tels états-limites est de l'ordre de 10^{-3} par an.

Pour les vérifications des états-limites relevant de la catégorie des ELU (états-limites ultimes), le risque de rupture est en jeu et ce sont les résistances qui interviennent, sauf cas particuliers (dans ces cas, les modules de déformation doivent être évalués avec une probabilité de mise en défaut de 5 %, et non comme une valeur moyenne). Ce sont les valeurs de calcul qui sont considérées dans les vérifications des ELU, et qui se déduisent des valeurs caractéristiques par l'application de coefficients partiels, majorants pour les charges, minorants pour les résistances. Ces coefficients partiels sont destinés à réduire la probabilité cible d'apparition d'un ELU à une valeur de l'ordre de 10^{-6} par an.

On voit donc que, en général, l'objectif visé pour les valeurs caractéristiques est une certaine prudence : risque de 5 %, soit 1 chance sur 20 de mise en défaut. Ce n'est ni la valeur la plus probable (valeur moyenne), ni une valeur donnant une garantie « absolue » de non franchissement. C'est par la combinaison des différentes valeurs représentatives des paramètres, avec des coefficients partiels, que l'on obtient des probabilités suffisamment basses vis-à-vis du dysfonctionnement ou de la ruine des ouvrages.

L'actuelle version provisoire de l'Eurocode 7, Eurocode dédié aux ouvrages géotechniques, donne les directives suivantes pour la détermination des valeurs caractéristiques des sols et des roches :

La valeur caractéristique d'un paramètre de sol ou de roche doit être choisie comme une estimation prudente de la valeur influençant l'occurrence de l'état limite.

L'étendue de la zone de terrain qui gouverne le comportement d'un ouvrage géotechnique vis-à-vis d'un état limite donné est généralement beaucoup plus grande que celle qui intervient dans un essai sur le sol ou sur la roche et, par conséquent, le paramètre qui contrôle le comportement de l'ouvrage est souvent une valeur moyenne sur une certaine surface ou un certain volume de sol. La valeur caractéristique est une estimation prudente de cette valeur moyenne.

Lorsque des méthodes statistiques sont utilisées, il convient d'établir la valeur caractéristique de telle sorte que la probabilité calculée d'une valeur plus défavorable contrôlant l'occurrence de l'état limite ne dépasse pas 5 %.

On voit que l'objectif de 5 % est rappelé à propos de l'utilisation possible des méthodes statistiques, cette indication ayant valeur générale d'après l'Eurocode 0.

En outre, l'Eurocode 7 associe clairement la notion de valeur caractéristique au mécanisme de ruine (ou de déformation) : *il ne peut donc s'agir d'une valeur intrinsèque au sol.* La probabilité de 5 % intéresse la valeur du paramètre qui entre en compte dans le modèle de calcul ; et l'on comprend qu'un ouvrage de petite taille va être plus vulnérable vis-à-vis de défauts de résistance localisés qu'un grand ouvrage où va s'opérer une certaine moyenne spatiale des variations de résistance.

Le problème ne se réduit donc pas à celui de la détermination du fractile à 5 % de la distribution estimée du paramètre géotechnique dans la couche ou la formation considérée.

2.2

Les conditions préalables

Les méthodes de traitement statistique ne peuvent porter que sur des populations que l'on a clairement identifiées comme homogènes, pour que la variabilité puisse être modélisée par une loi statistique.

Ceci implique que le géotechnicien doit faire auparavant et convenablement son travail habituel de détermination de la structure géologique et géotechnique du site. L'application des méthodes statistiques ne compensera pas les carences éventuelles dans ce domaine. La présence non détectée d'un accident géologique, tel qu'une vallée fossile, ou la méconnaissance de la structure particulière d'une formation, telle qu'une alternance de deux types de sols ou roches (limons et sables dans un site alluvionnaire, ou marne et calcaire dans les flyschs) pourra invalider la reconnaissance, que l'on ait utilisé ou non les méthodes statistiques pour l'interprétation.

Nous supposons également qu'après avoir identifié une formation comme homogène, le géotechnicien a fait son travail habituel de conversion, pour passer de grandeurs mesurées aux grandeurs qui entrent dans le modèle de calcul. Par exemple, les biais liés à une méthode d'essai sont supposés être traités. Ce peut être la correction de plasticité pour l'essai scissométrique, l'interprétation de l'essai Franklin pour la résistance à la compression d'une roche ; ou comme mentionnés dans l'Eurocode 7 : l'effet d'échelle dû à la fissuration ou l'effet de la durée de l'essai par rapport à la durée des charges sur l'ouvrage, etc.

Nous supposons en outre que la dispersion des données relative à la formation étudiée reflète la dispersion spatiale des propriétés correspondantes, et que la dispersion due à la méthode de mesures, soit a pu être isolée et prise en compte par ailleurs (c'est sans doute un vœu pieux dans le cas général), soit est négligée (ce qui va dans le sens de la sécurité).

Ainsi, le problème que nous abordons ici est strictement le traitement de la dispersion spatiale d'un paramètre de sol devant entrer dans un modèle de calcul clairement identifié par ailleurs. L'objectif est d'obtenir une valeur dite caractéristique, au risque de mise en défaut de 5 %.

3

La méthode. Cas d'une variable scalaire

3.1

Considérations générales

Pour simplifier le langage, nous parlerons de couche de sol, sachant qu'il peut s'agir en réalité d'une couche ou d'une lentille de sol, ou d'un volume de forme quelconque de sol ou de roche. Et pour commencer, nous supposons que nous avons affaire à une résistance s'exprimant par une variable scalaire unique (exemples : cohésion non drainée c_u, pression limite pressiométrique p_l, résistance pénétrométrique q_c). Le cas où la résistance est caractérisée par deux paramètres liés (cohésion c' et angle de frottement φ', ou variation avec la profondeur z de la pression limite pressiométrique p_l) sera abordé dans la section suivante.

Les données sont N valeurs x_i (x_1 à x_N) du paramètre X. De plus, nous supposons que les N valeurs dont nous disposons sont indépendantes du point de vue statistique. C'est un point dont nous préciserons les conditions un peu plus loin.

On fait l'hypothèse *a priori* que la distribution du paramètre X s'ajuste à une loi normale. Cette loi, classique et justifiée dans la pratique de l'ingénieur par le théorème central limite, est appropriée dans la plupart des cas où l'on a un seul mode, c'est-à-dire une seule valeur dominante. Il est toutefois préférable d'adopter une loi log-normale dans le cas où le coefficient de variation (rapport de l'écart type à la valeur moyenne) est grand (par exemple supérieur à 15 %) ; ceci permet d'éviter ensuite les valeurs négatives à probabilité non nulle. On travaille alors dans ce cas avec le logarithme du paramètre X en posant Y = ln(X) : Y est alors supposée être une variable aléatoire normale.

La distribution des valeurs observées peut être caractérisée par deux valeurs :

– la moyenne empirique ou observée : $m_X = \Sigma x_i/N$;

– l'écart type estimé : $s_X = [\Sigma (x_i - m_X)^2/(N-1)]^{0,5}$.

La méthode propose de procéder en deux étapes distinctes.

3.2

Le paramètre local

Dans la première étape, on s'intéresse au *paramètre local* (ou ponctuel), c'est-à-dire à la grandeur résultant des mesures. Sa variabilité ne dépend que de la couche étudiée et ne fait bien sûr pas intervenir l'ouvrage ni le mécanisme de rupture à vérifier. On caractérise sa distribution par deux valeurs particulières, qui sont des valeurs intrinsèques au sol :

• une *valeur moyenne inférieure*, X_{mi}, définie comme l'estimation par défaut de la moyenne du paramètre local au risque statistique de 25 % (ce qui est conforme aux recommandations de l'Eurocode). Elle se calcule à partir des paramètres de la distribution observée par :

$$X_{mi} = m_X - k_\alpha . s_X$$

où kα est un coefficient d'incertitude statistique, fonction du nombre d'observations N, donné par le tableau I pour le risque statistique α = 25 %. Son expression exacte est :

$$k_\alpha = t^{(N-1)}\alpha/\sqrt{N}$$

où $t^{(N-1)}\alpha$ est le fractile à a de la loi de Student à N – 1 degrés de liberté.

TABLEAU I k_α [N ; α = 25 %].

N	2	3	4	5	6	8	10	20	30	100
K_α	0,71	0,47	0,39	0,33	0,30	0,25	0,22	0,15	0,12	0,07

• une *valeur basse, X_b*, définie comme la valeur caractéristique du paramètre local, c'est-à-dire présentant un risque de mise en défaut de 5 %. Elle se calcule par :

$$X_b = m_X - k_\alpha.s_X$$

où k_α est un coefficient d'incertitude statistique, fonction du nombre d'observations N, donné par le tableau II.

Son expression exacte est :

$$k_\beta = t^{(N-1)}{}_\beta/\sqrt{N}$$

où $t^{(N-1)}{}_\beta$ est le fractile à β de la loi de Student à N-1 degrés de liberté.

TABLEAU II k_β [N ; α = 5 %].

N	2	3	4	5	6	8	10	20	30	100
K_β	7,73	3,37	2,63	0,33	2,33	2,18	2,00	1,92	1,76	1,64

3.3

Le paramètre étendu

Dans la deuxième étape, on considère le paramètre étendu, défini comme une moyenne spatiale du paramètre local, sur une surface ou un volume de sol correspondant au mécanisme de rupture à vérifier. La *valeur caractéristique X_k* de la propriété X est définie comme la valeur du paramètre étendu ayant une probabilité de mise en défaut de 5 %. On adopte ici une démarche simplifiée dans laquelle la valeur caractéristique (du paramètre étendu) varie entre la valeur basse et la valeur moyenne inférieure du paramètre local X_{mi} et X_b, selon la relation :

$$X_k = X_{mi} - (X_{mi} - X_b)/k_v$$

avec : $k_v = (n_{loc})^{0,5}$

où : k_v est un coefficient de réduction d'écart type ;

et : n_{loc} est le nombre supposé de valeurs indépendantes du paramètre local sur la surface ou dans le volume en cause dans l'état-limite.

Ce nombre n_{loc} (x, y, z) dépend :

– des distances d'auto-corrélation du sol pour la propriété en cause ;

– de l'étendue du volume de sol concerné : n_{loc} est donc le produit de n_{loc}, (x, y, z) dans les trois directions.

Lorsque l'étendue de la surface ou du volume sollicité est faible par rapport à la distance d'auto-corrélation, n_{loc} est petit, voire égal à 1 : la valeur caractéristique Xk se rapproche de la valeur basse X_b, voire lui est égale.

À l'inverse, lorsque l'étendue de la surface ou du volume sollicité est grande par rapport à la distance d'auto-corrélation, n_{loc} est grand : la valeur caractéristique X_k se rapproche de la valeur moyenne inférieure X_{mi}, voire lui est égale (phénomène de réduction de variance).

Généralement pour les sols, et c'est le cas en particulier des sols sédimentaires, on peut distinguer une distance d'auto-corrélation horizontale L_H et une distance d'auto-corrélation verticale L_V.

Le tableau III, donné à titre indicatif, présente des ordres de grandeur de valeurs typiques de distances d'auto-corrélation pour la détermination de n_{loc} :

TABLEAU III **Valeurs typiques de distances d'auto-corrélation.**
Typical values of auto-correlation distances.

Sol	L_H horizontale	L_V verticale
Forte auto-corrélation	15 m	2 m
Auto-corrélation courante	10 m	1 m
Faible auto-corrélation	5 m	0,5 m

La distance L_H étant généralement beaucoup plus élevée que la distance L_V, le nombre n_{loc} sera souvent égal ou proche du nombre de tranches d'épaisseur L_V recoupées par la surface ou le volume concerné. Il convient d'être prudent dans le décompte des valeurs suivant l'horizontale. En effet, si une ligne de glissement a une grande extension horizontale, elle aura tendance à venir se localiser suivant le lit de résistance la plus faible.

On remarquera que les règles de calcul de la pression limite équivalente p_{le}*, ou de la résistance pénétrométrique équivalente q_{ce} (fascicule 62 titre V), sont réputées donner des valeurs caractéristiques en partant d'un sondage supposé parfaitement représentatif des variations des propriétés du sol avec la profondeur : il n'est donc pas nécessaire de mettre en œuvre un n_{loc} vertical.

Il convient de revenir maintenant sur la question de *l'indépendance statistique des données x_i de départ*. En effet, dire qu'il y a auto-corrélation signifie que les valeurs de la variable X à deux emplacements proches ne sont pas statistiquement indépendantes. Plus leur distance respective descend en dessous de la distance d'auto-corrélation, plus la corrélation est forte. Pour que les données de départ puissent être considérées comme statistiquement indépendantes, il convient qu'elles ne se rapportent pas à des emplacements trop proches les uns des autres, mais qu'elles soient convenablement réparties tant dans le sens vertical que dans le sens horizontal, la référence étant les distances d'auto-corrélation L_H et L_V. Si par exemple deux valeurs ont été mesurées au même niveau et à une distance horizontale réduite, alors que les autres valeurs sont bien réparties spatialement, on devra ne compter ces deux valeurs que pour une, avec leur valeur moyenne.

4

Cas de paramètres multiples

4.1

Considérations générales

Nous nous intéressons à la variation avec la profondeur z d'une propriété mécanique R, résistance (c_u, p_l ou q_c) ou déformabilité (module E_M...). On recherche une relation linéaire entre R et z de la forme R = a + b.z, éventuellement constante (R = a) par la technique des moindres carrés. Le problème consiste alors, connaissant la profondeur z, à estimer l'incertitude sur la résistance R.

Nous nous intéressons aussi aux paramètres de la résistance au cisaillement, cohésion c' et coefficient de frottement tgφ' (plutôt que l'angle de frottement φ'). Ces deux paramètres doivent être déduits d'une série de N couples (σ_i',τ_i), résistance au cisaillement τ_i mesurée dans un essai en fonction de la contrainte normale σ_i. Là encore on recherche une relation linéaire entre τ et σ' de la forme τ = c' + tgφ'.σ', par la technique des moindres carrés. Le problème est différent parce qu'il consiste à estimer l'incertitude propres aux paramètres de la régression.

La prise en compte des incertitudes statistiques sur la détermination des paramètres a et b d'une régression linéaire permet en effet de déterminer :

– des intervalles de confiance pour la valeur moyenne de la variable R (paramètre de résistance);

– des ellipses de confiance (ellipses de concentration) pour l'évaluation conjointe de la moyenne des paramètres c' et tgφ (résistance au cisaillement).

Pour les propriétés de résistance au cisaillement c' et tgφ', l'application d'une méthode statistique sur les paramètres de la régression peut être très complexe. Une démarche pragmatique doit être mise en œuvre : par suite de la corrélation entre ces deux paramètres, on ne peut rigoureusement déterminer de valeurs représentatives que d'une fonction de c' et de *tan(φ')* : il resterait donc à considérer la « résistance » *R(c', tanφ')* comme une variable aléatoire dont on calculerait les moments par développement de Taylor, puis les valeurs moyennes inférieures et basses comme dans le cas d'une variable scalaire. En raison de lois physiques (existence des seuils minimum, respectivement 0 et $tg\varphi'_{crit}$) qui constituent des données supplémentaires par rapport aux données brutes utilisées par la théorie statistique, on choisit de développer une procédure simplifiée en utilisant les facteurs *k* précédents développés dans le cadre de la variable unique.

4.2

Étude de la régression linéaire

Dans la suite de cet article, on décrit les techniques de régression linéaire avec les variables X, y , a et b , telles que :

– y = σ', contrainte normale imposée dans l'essai, ou la profondeur z, considérée dans les deux cas comme variable déterministe;

– X = τ, résistance au cisaillement mesurée dans l'essai, ou R, paramètre de résistance (pressiométrique...), considérée dans les deux cas comme variable aléatoire;

– (y_i, X_i) = i[ème] couple de valeurs mesurées dans les essais;

– a et b, coefficients de la droite de régression (pour l'étude de la résistance au cisaillement, a = c' et b = tg φ').

reliées par : X = a + b.y, c'est-à-dire : τ = c' + tg φ'.σ' ou encore : R = a + b.z

Une fois déterminés les paramètres a et b et l'écart type $s_{X|y}$ de la loi conditionnelle $X|y$, on détermine trois droites : D_{mi}, D_b et D_k, moyenne inférieure, basse et caractéristique, analogues aux valeurs X_{mi}, X_b et X_k du cas de la variable scalaire unique.

On peut faire différentes hypothèses sur la variation de l'écart type $s_{X|y}$ avec y.

Nous considérons les cas suivants :

I. Écart type constant : $s_{X|y} = s$

II. Écart type variant linéairement avec y (c'est-à-dire avec la contrainte normale s' ou la profondeur z), cas général : $s_{X|y} = t.g(y)$

avec : g(y) = c + d. y, fonction de y donnée *a priori*.

Les paramètres a, b et t sont à estimer en donnant plus de « poids » aux données qui se situent dans les régions de plus faible variance. On choisit de pondérer les écarts quadratiques par des poids wi en posant : $w_i = 1/g^2(y_i)$.

III. Écart type et résistance proportionnels à la contrainte normale s' ou à la profondeur z, cas particulier de la variation linéaire :

$$X = b.\,y$$

g(y) = b . y

Le choix du type de cas à utiliser est laissé à l'appréciation de l'ingénieur. Cependant on trouvera dans les *Recommandations* des indications à ce sujet.

Les valeurs des coefficients a, b, s ou t sont pour les différents cas :

Cas I : s constant

$$b = (\Sigma x_i.y_i - N.m_X.m_y)/(\Sigma y^2_i - N.m_y^2)$$

$$a = m_X - b.m_y$$

$$s^2 = \Sigma(x_i - a - y_i.b)^2/(N\text{-}2)$$

Cas II : cas général linéaire

$$b = \frac{\Sigma w_i(\Sigma w_i x_i y_i) - (\Sigma w_i x_i)(\Sigma w_i y_i)}{\Sigma w_i(\Sigma w_i y_i^2) - (\Sigma w_i y_i)^2}$$

$$a = \frac{\Sigma w_i x_i - b\Sigma w_i y_i}{\Sigma w_i}$$

$$t^2 = \frac{\Sigma w_i(x_i - a - by_i)^2}{N-2}$$

Cas III : cas particulier linéaire

$$b = \frac{\Sigma x_i.y_i}{\Sigma y_i^2}$$

$a = 0$ (par définition)

$$t^2 = \frac{\sum w_i (x_i - b.y_i)^2}{N-1}$$

Une application intéressante du cas général II est de chercher à ajuster les coefficients c et d sur les coefficients a et b de la régression, ce qui revient à dire qu'on considère que la droite de régression D et les droites dérivées, D_{mi}, D_b et D_k forment un faisceau dont le sommet est situé sur l'axe des y (c'est-à-dire σ' ou z). On procède par itérations successives. En prenant comme premières valeurs de c et d les valeurs a_1 et b_1 issues de la régression avec $s_{X|y}$ constant, il suffit en général de deux ou trois itérations pour obtenir une convergence satisfaisante. Cette approche revient à faire l'hypothèse que le coefficient de variation de la loi conditionnelle $X|y$ est constant avec y.

4.3

Détermination des droites représentatives

Nous proposons de déterminer les paramètres des droites représentatives, D_{mi} et D_b de la manière suivante pour chacun des cas d'application.

On note :

$k_\alpha = k_\alpha (N ; \alpha = 25\,\%)$ valeurs du tableau I

$k_\beta = k_\beta (N ; \beta = 5\,\%)$ valeurs du tableau II

Cas I :

$a_{mi} = a - k_\alpha.s$ $\quad b_{mi} = b$

$a_b = a - k_\beta.s$ $\quad b_b = b$

Cas II avec $a \equiv c$, $b \equiv d$:

$a_{mi} = a. [1 - k_\alpha.t]$ $\quad b_{mi} = b. [1 - k_\alpha.t]$

$a_b = a. [1 - k_\beta.t]$ $\quad b_b = b. [1 - k_\beta.t]$

Cas III :

$a_{mi} = 0$ $\quad b_{mi} = b. [1 - k_\alpha.t]$

$a_b = 0$ $\quad b_b = b. [1 - k_\beta.t]$

Les figures 1 à 3 illustrent les droites ainsi déterminées.

La détermination de la droite caractéristique D_k se fait à partir du coefficient de réduction d'écart type k_v de manière analogue à celle de la variable scalaire unique :

$a_k = a_{mi} - (a_{mi} - a_b)/k_v$

$b_k = b_{mi} - (b_{mi} - b_b)/k_v$

Par la procédure ainsi proposée nous avons cherché à garantir que les résistances utilisées dans le modèle de calcul ne seront pas mises en défaut au risque de 5 %, conformément à l'objectif général des valeurs caractéristiques. Dans le cas particulier de l'écart type constant, la procédure revient à linéariser la limite basse d'un intervalle de confiance de X (= τ ou R) qui, considérée comme fonction de y (= σ' ou z), est théoriquement hyperbolique.

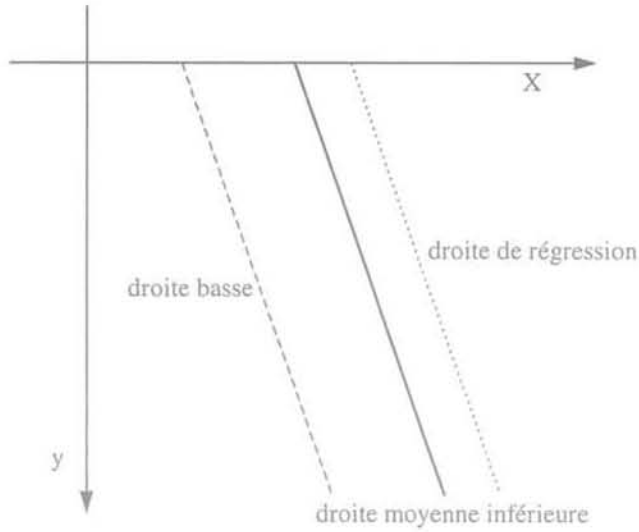

FIG. 1 **(Cas I) : Droite de régression, droites moyenne inférieure et basse.**
Regression line, low average and lower lines.

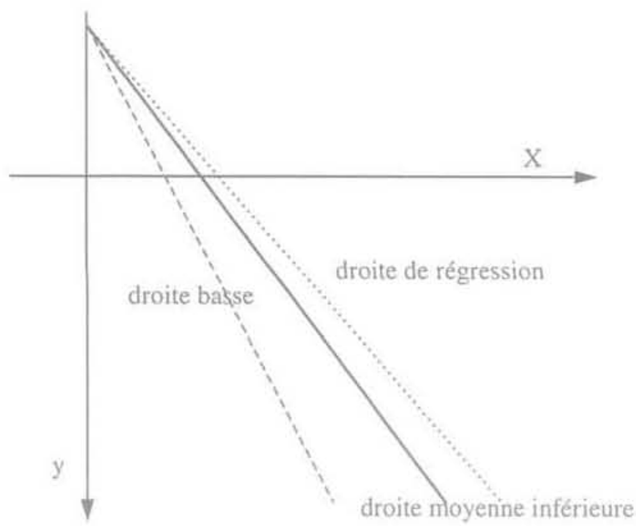

FIG. 2 **(Cas II avec a ≡ c, b ≡ d) : Droite de régression. Droites moyenne inférieure et basse.**
Regression line. Low average and lower lines.

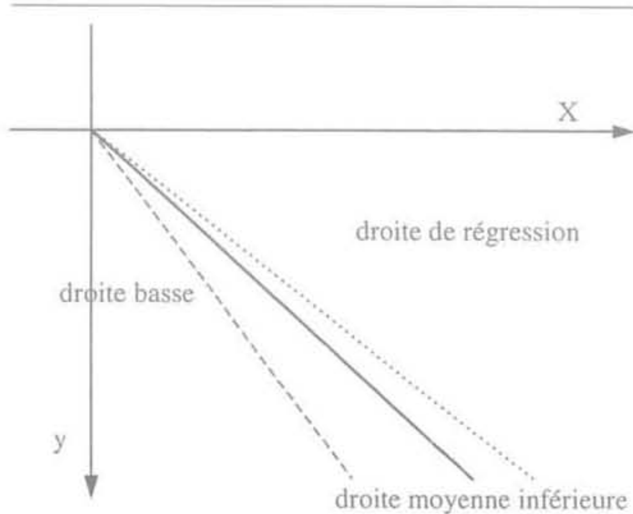

FIG. 3 **(Cas III) : Droite de régression. Droites moyenne inférieure et basse.**
Regression line. Low average and lower lines.

5
Conclusion

La méthode que nous avons élaborée dans le cadre des *Recommandations* est une proposition permettant d'appliquer les principes de l'Eurocode 7 « Géotechnique ». En prévoyant une démarche en deux étapes, elle permet de distinguer clairement ce qui relève uniquement du sol et ce qui est lié à l'ouvrage.

On trouvera dans les *Recommandations* des conseils d'application à divers paramètres tels que la résistance au cisaillement des sols, la pression limite pressiométrique ou la résistance de pointe pénétrométrique. Cette démarche peut d'ailleurs être suivie dans son esprit, que l'on fasse appel ou non aux méthodes de traitement statistique pour déterminer les valeurs représentatives de la résistance caractérisant le sol : valeurs moyenne inférieure et basse, ou prenant en compte en outre la sollicitation de l'ouvrage : valeur caractéristique.

La méthode de traitement statistique proposée respecte l'objectif du risque de 5 % indiqué par les Eurocodes pour les valeurs caractéristiques des résistances. Par rapport à la théorie statistique et probabiliste, elle comporte un certain nombre de simplifications, notamment concernant la réduction d'écart type, qui semble adaptée à la pratique géotechnique.

Certains aspects doivent faire l'objet de développements ultérieurs. Ainsi en est-il par exemple de la dispersion liée aux essais, négligée dans la méthode, de la réduction de variance et de l'utilisation des distances d'auto-corrélation en liaison avec les différents types de mécanismes de ruine, du traitement de multicouches.

L'aspect quantitatif ne manquera pas de susciter des critiques, en raison notamment du petit nombre de données généralement disponibles dans la pratique courante géotechnique. La méthode illustre en tout cas clairement le lien entre la quantité d'informations et la réduction des incertitudes et elle peut aider à faire prendre conscience de la nécessité d'étoffer les reconnaissances géotechniques.

Nous pensons qu'il est préférable de traiter le problème de la dispersion des données géotechnique en référence à une méthode explicite, en l'adaptant si nécessaire aux particularités du cas à traiter, plutôt que de laisser à chacun le soin de régler le problème selon ses habitudes.

Nous espérons donc que la méthode proposée constituera un premier pas pour faire évoluer la situation actuelle et susciter chez les spécialistes en statistiques un effort d'adaptation des outils théoriques aux besoins des ingénieurs géotechniciens.

REMERCIEMENTS

Cette étude a été financée par le ministère de l'Équipement, du Logement et des Transports dans le cadre du programme de développement des méthodes semi-probabilistes aux états-limites pour les ouvrages en site aquatique.

Les auteurs remercient MM. les Professeurs Vidal Cohen et Jean-Louis Favre pour l'aide apportée à la mise au point de cette méthode.

Bibliographie

Eurocode 0, EN 1990, draft juin 2000. ENV 1991-1, AFNOR.

Eurocode 7, EN 1997, draft PT version « e », 2000. ENV 1997-1, AFNOR.

Ang A.H.S., Tang W.H. (1975) – *Probability concepts in engineering planning and design*. John Wiley & Sons.

CETMEF (2000) – *Recommandations pour le calcul aux états-limites des ouvrages en site aquatique*. CD Rom ROSA 2000.

Magnan J.-P. (1982) – *Les méthodes statistiques et probabilistes en mécanique des sols*. Presses des Ponts et Chaussées.

Linglin S. (1998) – « Élaboration d'une méthode statistique pour la détermination des valeurs caractéristiques des propriétés des sols ». Rapport de stage. CETMEF, Compiègne.