**Zeitschrift:** Ingénieurs et architectes suisses

**Band:** 111 (1985)

**Heft:** 5

**Artikel:** La distribution bêta et son utilisation pratique dans les méthodes de calcul probabilistes

**Autor:** Bourdeau, Philippe L. / Oboni, Franco

**DOI:** https://doi.org/10.5169/seals-75612

**Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

**Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

**Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

**Download PDF:** 07.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch**

# La distribution bêta et son utilisation pratique dans les méthodes de calcul probabilistes

par Philippe L. Bourdeau et Franco Oboni

## 1. Introduction

L'intérêt croissant qui se manifeste pour les méthodes d'analyse probabilistes en génie civil, en particulier dans le domaine de la géotechnique, suscite de la part des praticiens désireux d'adoper cette nouvelle approche des interrogations portant sur la manière de transposer à des cas réels les modèles proposés.

Parallèlement aux travaux de recherche, le besoin se fait sentir d'une méthodologie pratique qui permette à l'ingénieur de tirer parti des développements récents, sans pour autant alourdir sa tâche et le coût des calculs de manière disproportionnée par rapport aux projets. A notre connaissance, le traité de Harr [1][1] est actuellement le seul ouvrage qui tente de rassembler les éléments d'une telle synthèse.

[1] Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie.

Dans la plupart des applications pratiques (stabilité des pentes, tassements, capacité portante, etc.), le problème consiste à représenter, puis à traiter la distribution de probabilité d'une ou plusieurs fonctions de variables aléatoires, en suivant les étapes schématisées par la figure 1.

Récemment, Recordon [2] a proposé une méthode de dimensionnement des fondations superficielles qui suit cette démarche générale. Locher [3] a discuté les méthodes usuelles de calcul (seconde étape du diagramme) et les a illustrées par des exemples pratiques.

La présente étude, qui se situe dans le même contexte, porte sur la phase suivante de l'analyse, dans le cas où la méthode employée pour déterminer la fonction permet seulement l'estimation de ses premiers moments (méthode des séries de Taylor ou méthode de Rosenblueth). Elle résume l'expérience acquise par les auteurs lors du développement d'une nouvelle méthode de calcul pour la stabilité des pentes [4], dans laquelle il est fait un large usage des distributions bêta.

## 2. Représentation des grandeurs aléatoires par le modèle empirique bêta

### 2.1 *Classification des distributions*

Les distributions de probabilité peuvent être classées selon le système de Pearson [5], illustré par la figure 2. La distinction est faite d'après les valeurs du coefficient de dissymétrie $\beta_1$ et du coefficient d'acuité $\beta_2$, qui s'expriment par:

$$\beta_1 = \frac{m_3}{(m_2)^{3/2}} \text{ et } \beta_2 = \frac{m_4}{(m_2)^2}$$

$m_i$ est le moment central d'ordre $i$ de la distribution. Pour une variable aléatoire continue $x$, il est défini par l'intégrale:

$$m_i = \int_{x_{min}}^{x_{max}} (x-\mu_x)^i \cdot f(x) \cdot dx$$

calculée sur le domaine de définition de $x$. On désigne par $f(x)$ la fonction de densité de probabilité de $x$, et par $\mu_x$ sa moyenne (moment d'ordre 1 par rapport à l'origine) ou espérance mathématique. La variance est le moment central d'ordre 2.

Notations (selon le contexte):

moyenne de $x$: $E[x]$, $\mu_x$ ou $\overline{X}$

variance: $V[x]$ ou $S_x^2$

écart type: $S_x$

L'examen de la classification conduit à deux remarques importantes:

a) la distribution bêta (Pearson type 1) couvre une large part du domaine des distributions possibles;

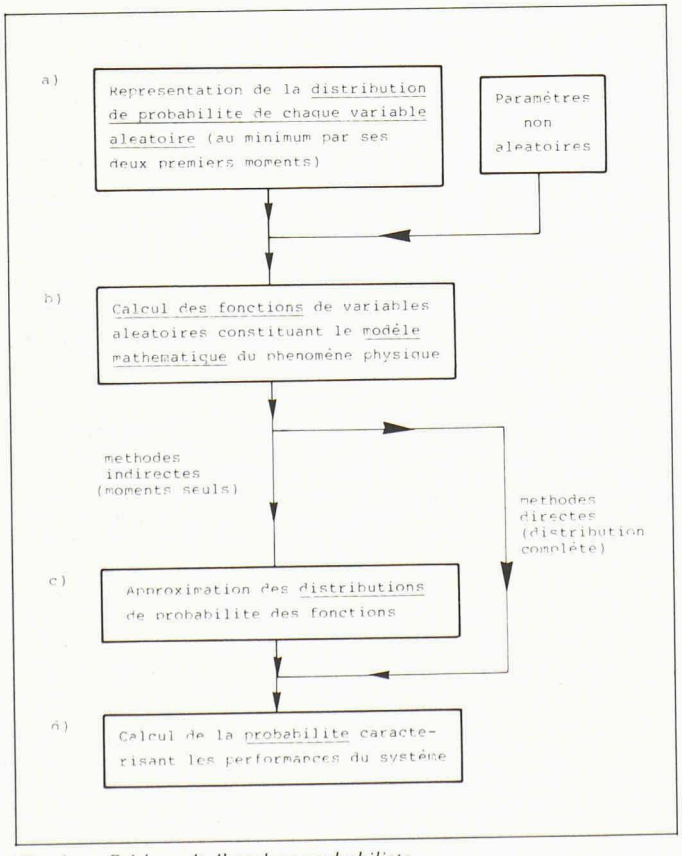



*Fig. 1. — Schéma de l'analyse probabiliste.*

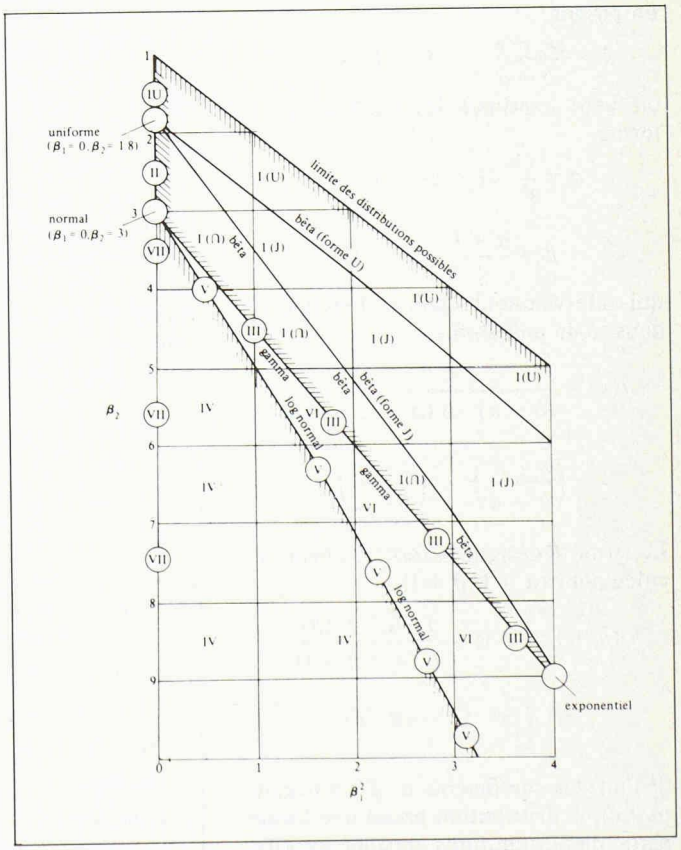



*Fig. 2. — Classification de Pearson (d'après Harr [1]).*

b) les distributions dites «classiques» (uniforme, normale, lognormale, gamma, exponentielle, etc.) sont des formes de transition séparant les grandes régions du domaine, et correspondent, par conséquent, à des situations très particulières. Il en résulte que leur emploi lors de la modélisation du comportement aléatoire d'une variable ou d'une fonction devrait être limité aux cas où une justification de ce choix est possible, sur le plan théorique. Cette condition est rarement remplie, et dans de nombreuses applications des méthodes probabilistes en technologie, le choix d'un type de distribution est opéré uniquement en fonction de la commodité des calculs.

### 2.2 *Généralités sur la distribution bêta*

Par son caractère général, sa souplesse (illustrée par la fig. 3) et son aptitude à représenter des variables dont l'intervalle de définition est limité, la distribution bêta offre la possibilité d'unifier les calculs, sans pour autant hypothéquer leur précision. En outre, comme il s'agit d'une distribution empirique, son utilisation n'est pas restreinte aux problèmes liés à un processus particulier.

Harr [1] a montré que l'usage de cette distribution convenait particulièrement bien dans le domaine de la géotechnique, où de nombreuses grandeurs sont bornées. Il a présenté une formulation générale du modèle bêta, sur la base des quatre paramètres suivants:

$\mu_x$: moyenne $a$: borne inférieure
$S_x$: écart type $b$: borne supérieure

Les bornes $a$ et $b$ sont des réels quelconques, avec $a < b$.

En posant:

$$\tilde{x} = \frac{\mu_x - a}{b - a} \qquad \tilde{V} = \left(\frac{S_x}{b - a}\right)^2$$

on peut exprimer les coefficients de forme:

$$\alpha = \frac{\tilde{x}^2}{\tilde{V}} \cdot (1 - \tilde{x}) - (1 + \tilde{x})$$

$$\beta = \frac{\alpha + 1}{\tilde{x}} - (\alpha + 2)$$

qui interviennent dans la fonction de densité de probabilité:

$$f(x) = \frac{1}{(b - a) \cdot B(\alpha + 1, \beta + 1)} \cdot \left(\frac{x - a}{b - a}\right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{b - x}{b - a}\right)^{\beta}$$

Le terme $B$ désigne la fonction bêta calculée pour $(\alpha + 1, \beta + 1)$:

$$B(\alpha + 1, \beta + 1) = \frac{\Gamma(\alpha) \cdot \Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha + \beta + 1)} = \int_0^1 x^{\alpha} \cdot (1 - x)^{\beta} \cdot dx$$

Si l'un des coefficients $\alpha$, $\beta$ est négatif ou nul, la distribution prend une forme particulière, que nous appellerons «dégénérée» (tableau I).

TABLEAU I: *Formes de la distribution en fonction des coefficients $\alpha$ et $\beta$*

| $\alpha$ | $\beta$ | Forme |
|---|---|---|
| 0 | 0 | Distribution uniforme |
| 0 | 1 | Distribution triangulaire |
| 1 | 0 | Distribution triangulaire inverse |
| négatif | négatif | Forme en U |
| positif | négatif | Forme en J |
| négatif | positif | Forme en J inversé |

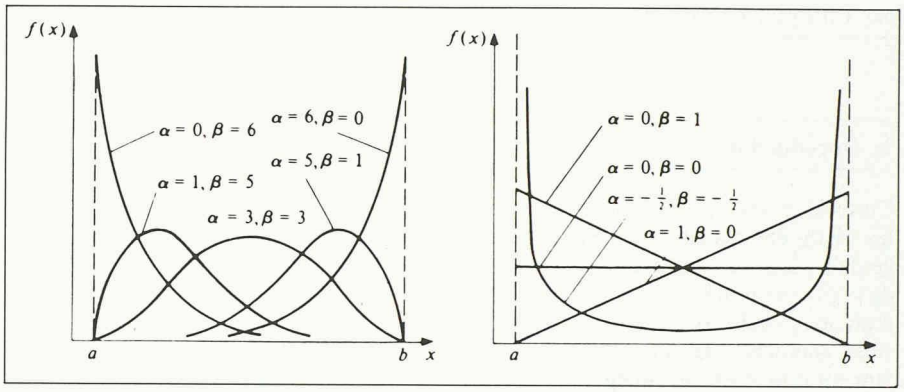



*Fig. 3. — Formes de la distribution bêta (d'après Harr [1]).*

Dans tous les autres cas, on obtient une forme en cloche symétrique ou dissymétrique.

Lorsque l'on cherche à représenter par ce modèle la distribution d'une grandeur aléatoire dont on ne connaît que la moyenne et l'écart type, on doit estimer les valeurs des bornes $a$ et $b$. Cette opération est le point le plus délicat de l'utilisation des distributions bêta. Les développements qui suivent portent sur les critères de choix utilisables, et les conséquences qui peuvent en découler.

### 2.3 *Critères pour le choix des bornes*

On distingue trois critères principaux qui, selon le type de problème, peuvent être utilisés simultanément ou indépendamment:

#### 2.3.1 Signification physique de la quantité représentée

Les grandeurs aléatoires qui nous intéressent peuvent fluctuer seulement à l'intérieur de l'ensemble des valeurs pour lesquelles elles ont un sens physique. Ce principe, d'apparence triviale, est toujours valable en technologie.

Il s'applique aussi bien aux variables qu'aux fonctions de variables aléatoires. Il a des conséquences importantes quant à la validité des modèles basés sur des distributions non bornées, comme par exemple la distribution normale.

Le tableau II indique les limites de signification physique de quelques paramètres géotechniques. On voit que de nombreuses grandeurs ne sont définies que dans le domaine positif, et la valeur 0 peut être considérée comme représentative de leur borne inférieure. En particulier, il y a toujours une probabilité non négligeable que la cohésion d'un sol prenne des valeurs très faibles. Par contre, le critère de signification physique est insuffisant pour l'estimation de la borne supérieure, car il conduit souvent à des valeurs manifestement surestimées.

#### 2.3.2 Calcul direct des valeurs extrêmes

Si la fonction étudiée est d'une forme simple, et si l'on connaît les bornes de la distribution de chaque variable, il est possible de calculer directement les bornes de la fonction à l'aide des combinaisons appropriées de valeurs extrêmes des variables.

TABLEAU II: *Domaine de signification physique de quelques paramètres géotechniques*

| Paramètre géotechnique | Domaine de signification physique | |
|---|---|---|
| | minimum | maximum |
| Teneur en eau $w$ [%] | 0 | $+\infty$ |
| Poids volumique apparent saturé $\gamma_{sat}$ [$kN \cdot m^{-3}$] | $\gamma_w$ | $\gamma_s$ |
| Porosité $n$ [%] | 0 | 100 |
| Indice des vides $e$ | 0 | $+\infty$ |
| Degré de saturation $S_r$ [%] | 0 | 100 |
| Coefficient de perméabilité $k$ | 0 | $+\infty$ |
| Cohésion $c$ | 0 | |
| Angle de frottement interne $\varnothing$ | 0 | |

TABLEAU III : *Valeurs extrêmes d'une fonction linéaire de deux variables aléatoires*

| Valeurs des constantes | $c_1 > 0$ $c_2 > 0$ | $c_1 > 0$ $c_2 < 0$ | $c_1 < 0$ $c_2 > 0$ | $c_1 < 0$ $c_2 < 0$ |
|---|---|---|---|---|
| Borne inférieure $a_y$ | $c_1 a_1 + c_2 a_2$ | $c_1 a_1 + c_2 b_2$ | $c_1 b_1 + c_2 a_2$ | $c_1 b_1 + c_2 b_2$ |
| Borne supérieure $b_y$ | $c_1 b_1 + c_2 b_2$ | $c_1 b_1 + c_2 a_2$ | $c_1 a_1 + c_2 b_2$ | $c_1 a_1 + c_2 a_2$ |

Considérons par exemple $y = c_1 \cdot x_1 + c_2 \cdot x_2$ où $y$ est fonction des deux variables aléatoires indépendantes $x_1$ et $x_2$. Les bornes de $x_1$ sont $a_1$ et $b_1$. Celles de $x_2$ sont $a_2$ et $b_2$. Les coefficients $c_1$ et $c_2$ sont constants. Les bornes $a_y$ et $b_y$ de la fonction sont indiquées par le tableau III, pour les différents cas possibles.

En pratique, on rencontre rarement une situation aussi simple. Dans la plupart des cas, la fonction est trop complexe, ou les variables trop nombreuses, et l'on ne peut plus former d'une manière certaine les combinaisons déterminantes de valeurs extrêmes.

### 2.3.3 Critère probabiliste

Ce mode d'estimation, applicable aux variables et aux fonctions, repose uniquement sur la notion de leur variabilité. Il est possible d'estimer la probabilité qu'une grandeur aléatoire soit située hors d'un intervalle considéré, autour de sa moyenne. L'étendue de cet intervalle est généralement exprimée en fonction de l'écart type.

Naturellement, cette prédiction est étroitement liée aux informations disponibles :

— l'inégalité de Chebyshev (Lipschutz [6]) est applicable lorsqu'on ne dispose pas d'informations autres que les valeurs de la moyenne et de l'écart type. Elle s'exprime par :

$$p\,[|x - \mu_x| > h \cdot S_x] \leq \frac{1}{h^2}$$

où $h$ est un nombre (réel) d'écart type mesurant l'intervalle $\{\mu_x - h \cdot S_x, \mu_x + h \cdot S_x\}$.
$p\,[|x - \mu_x| > h \cdot S_x]$ désigne la probabilité que $x$ prenne une valeur située hors de cet intervalle ;

— l'inégalité de Gauss (Parzen [7]) permet une estimation analogue lorsque l'on sait en outre que la distribution est symétrique et unimodale. On a alors :

$$p\,[|x - \mu_x| > h \cdot S_x] \leq \frac{4}{9\,h^2}$$

Le tableau IV montre comment varie la probabilité $p$ en fonction de $h$, selon l'inégalité de Chebyshev, l'inégalité de Gauss, et, à titre de comparaison, si la distribution est normale.

L'étendue probable du domaine de variation est d'autant plus grande que les informations dont on dispose sont limitées.

En pratique, on choisit souvent, sur la base de ce critère, de fixer les bornes d'une distribution bêta à une distance de trois ou quatre fois l'écart type de part et d'autre de la moyenne.

Les valeurs indiquées au tableau IV montrent qu'un tel choix ne peut être fait selon une règle systématique. On doit d'abord tenir compte des informations disponibles sur la distribution, afin de choisir judicieusement l'inégalité à appliquer. Puis la valeur de $h$ doit être sélectionnée de manière cohérente avec l'ordre de grandeur du résultat que l'on obtiendra par la suite. En effet, une probabilité de rupture de $10^{-6}$ obtenue à partir d'une distribution bêta bornée selon l'inégalité de Chebyshev avec $h = 3$ n'a pas grande signification. Ce dernier point conduit souvent à effectuer certains tâtonnements.

### 2.4 *Influence du choix des bornes sur la forme d'une distribution bêta*

Supposons que les bornes soient définies par un certain nombre d'écarts types de part et d'autre de la moyenne, désignés respectivement par $l$ et $k$ (fig. 4).

On peut exprimer les variables auxiliaires $\tilde{x}$ et $\tilde{V}$ en fonction de $l$ et $k$ :

$$\tilde{x} = \frac{l}{k + l} \qquad \tilde{V} = \left(\frac{l}{k + l}\right)^2$$

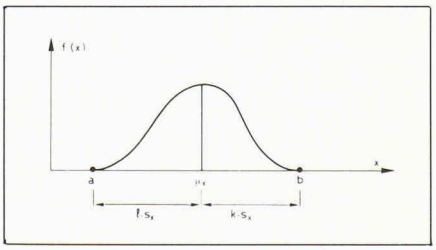



*Fig. 4. — Position des bornes définie par des multiples k et l de l'écart type :*
*borne inférieure :* $a = \mu_x - l \cdot S_x$
*borne supérieure :* $b = \mu_x + k \cdot S_x$

Par substitution, les coefficients $\alpha$ et $\beta$ deviennent :

$$\alpha = \frac{kl^2 - 2l - k}{k + l} \qquad \beta = \frac{k^2 l - 2k - l}{k + l}$$

Lorsque la distribution est symétrique, on a :

$$k = l \quad \text{et} \quad \alpha = \beta$$

La condition pour que la distribution ne soit pas d'une forme dégénérée s'écrit alors :

$$k > \frac{2l}{l^2 - 1} \qquad (\alpha > 0)$$

$$l > \frac{2k}{k^2 - 1} \qquad (\beta > 0)$$

Cette formulation très simple permet d'étudier sans calcul la « géographie » des distributions bêta, à l'aide de la carte représentée à la figure 5.

Il suffit en effet de connaître (ou de choisir) les paramètres $k$ et $l$ pour savoir quelle sera la forme de la distribution, en la représentant dans le graphique par le point correspondant.

On distingue, en tenant compte de la symétrie :

— trois zones principales (formes en cloche, en $U$ et en $J$) ;
— deux zones de transition (sur les courbes) ;
— un certain nombre de points particuliers, qui correspondent le plus souvent à des distributions théoriques, comme les distributions normales, uniformes, exponentielles.

Par ailleurs, il est intéressant de noter comment évolue la forme sur l'axe de symétrie, passant progressivement de la distribution ponctuelle à la distribution normale (fig. 6).

*Remarque*

Le coefficient de dissymétrie de la distribution bêta a été exprimé en fonction des coefficients de forme $\alpha$ et $\beta$ :

$$\beta_1 = \frac{2\,(\beta - \alpha)}{(\alpha + \beta + 4)} \sqrt{\frac{\alpha + \beta + 3}{(\alpha + 1)\,(\beta + 1)}}$$

(Bury [8])

En utilisant les paramètres $k$ et $l$, on obtient l'expression très simple :

$$\beta_1 = \frac{2\,(k - l)}{kl + 1}$$

TABLEAU IV : *Inégalités de Chebyshev et de Gauss, et comparaison avec une variable distribuée normalement*

| $h$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Inégalité de Chebyshev | 1 | 0,250 | 0,111 | 0,063 | 0,040 |
| Inégalité de Gauss | 0,444 | 0,111 | 0,049 | 0,028 | 0,018 |
| Distribution normale | 0,318 | 0,046 | 0,003 | $1{,}7 \cdot 10^{-5}$ | $1{,}2 \cdot 10^{-7}$ |

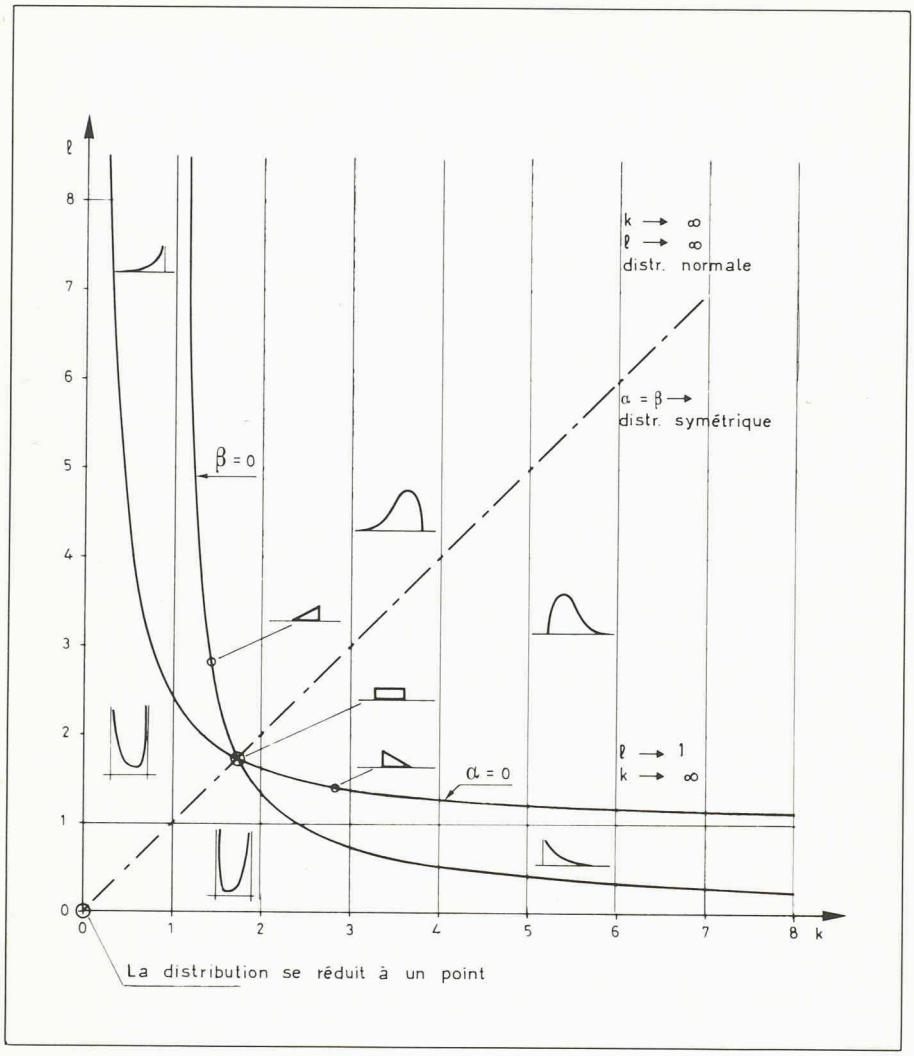



*Fig. 5. — Variations de la forme de la distribution bêta en fonction de la position des bornes.*

## 2.5 *Influence de la position des bornes sur les probabilités calculées*

Considérons la distribution d'une variable ou d'une fonction $x$, approximée par une distribution bêta.

La position des bornes est caractérisée par la valeur des paramètres $k$ et $l$.

Le problème consiste à calculer la probabilité $p\,[x < x_0]$ que $x$ soit inférieur à une valeur $x_0$ (fig. 7). La validité du modèle dépend en particulier de l'insensibilité du résultat à la position des bornes, si celles-ci ont été choisies en fonction d'un critère probabiliste.

L'étude est faite en faisant varier les facteurs suivants:

— $k$ et $l/k$ qui représentent l'éloignement des bornes et la dissymétrie;

— $n/l$ qui représente la position de la valeur caractéristique de $x$, pour laquelle la probabilité est calculée.

Certains résultats sont représentés graphiquement à la figure 8.

## 2.6 *Comparaison avec les résultats obtenus à l'aide d'une distribution normale*

Une option extrême dans le choix des bornes d'une distribution bêta consiste à les choisir infiniment éloignées de la moyenne (voir fig. 6).

On se trouve alors en présence d'une distribution normale dont l'intégrale est tabulée dans la littérature, ce qui facilite considérablement les calculs.

Ce choix a pour conséquence de supprimer toute valeur limite dans les fluctuations de la variable, et de négliger l'éventuelle dissymétrie de sa distribution réelle. Il appartient à l'ingénieur de juger, selon le problème traité et le but poursuivi, de l'opportunité d'une telle stratégie.

L'erreur commise sur une probabilité calculée avec une distribution normale, par rapport à sa valeur obtenue avec une distribution bêta ayant mêmes moyenne et écart type, peut être appréciée au moyen de la figure 9.

Comme dans le cas précédent, $l/k$ représente la dissymétrie de la distribution bêta et $n/l$ la position du point caractéristique. L'erreur $\Delta$ est définie par:

$$\Delta = \left[\frac{p_N - p_B}{p_N}\right] \cdot 100 \text{ (en \%)}$$

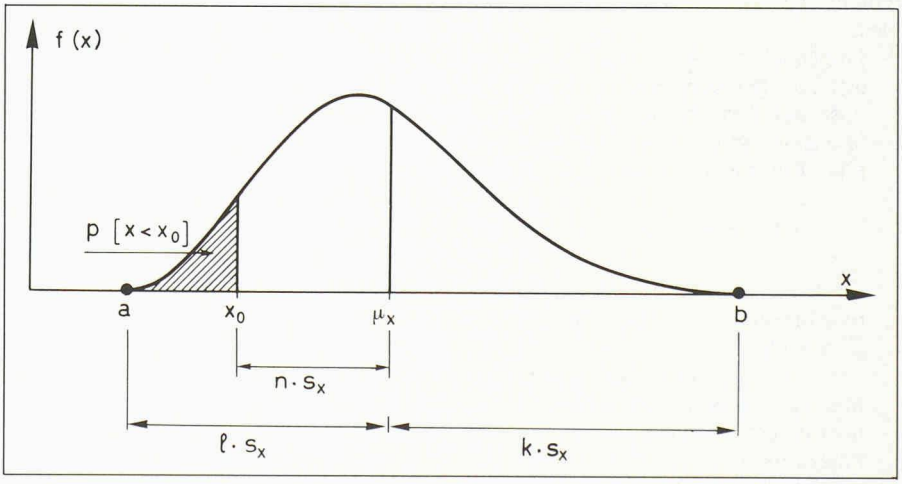



*Fig. 7. — Définition d'une valeur $x_0$ de $x$ par un multiple $n$ de l'écart type : on désire calculer $p\,[x < x_0]$. Cette probabilité correspond à la surface hachurée de la figure.*

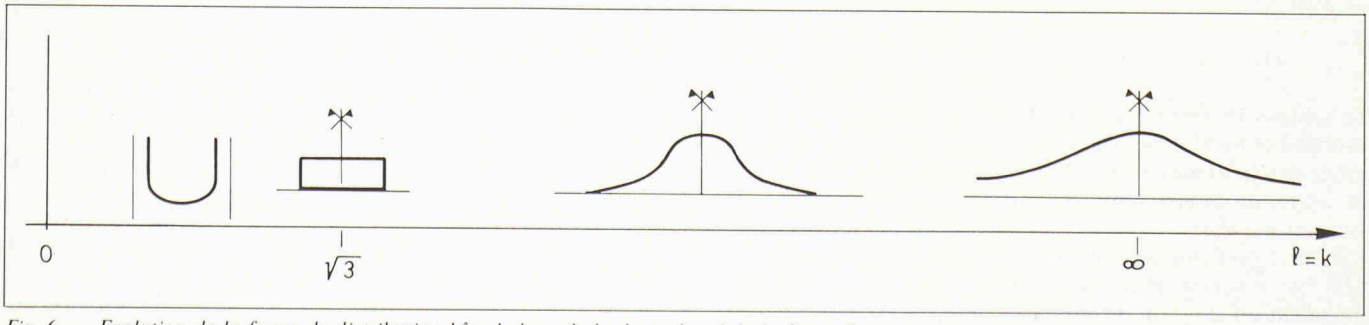



*Fig. 6. — Evolution de la forme de distribution bêta le long de la droite k = l de la figure 5.*

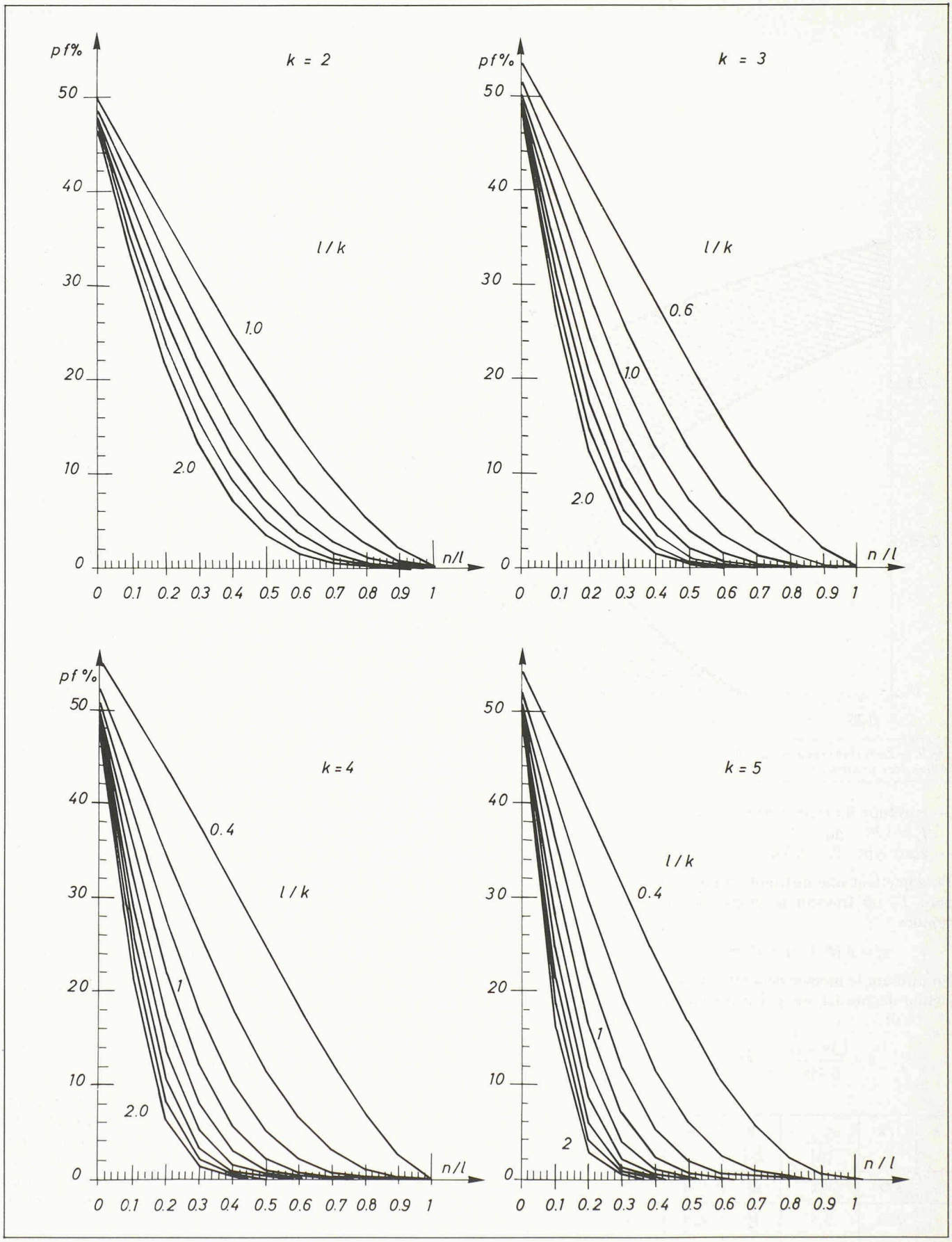



*Fig. 8. — Abaques pour le calcul de p [$x < x_0$].*

avec:

$p_N$ : probabilité calculée avec la distribution normale

$p_B$ : probabilité calculée avec la distribution bêta.

## 3. Exemples

### 3.1 *Application à un problème géotechnique*

Oboni & Martinenghi [9] ont proposé une méthode simplifiée pour l'étude de la stabilité d'un talus à profil triangulaire et à surface de rupture plane. Les variables aléatoires considérées sont l'angle de frottement interne et la cohésion du sol. Pour le cas traité, l'analyse probabiliste donnait:

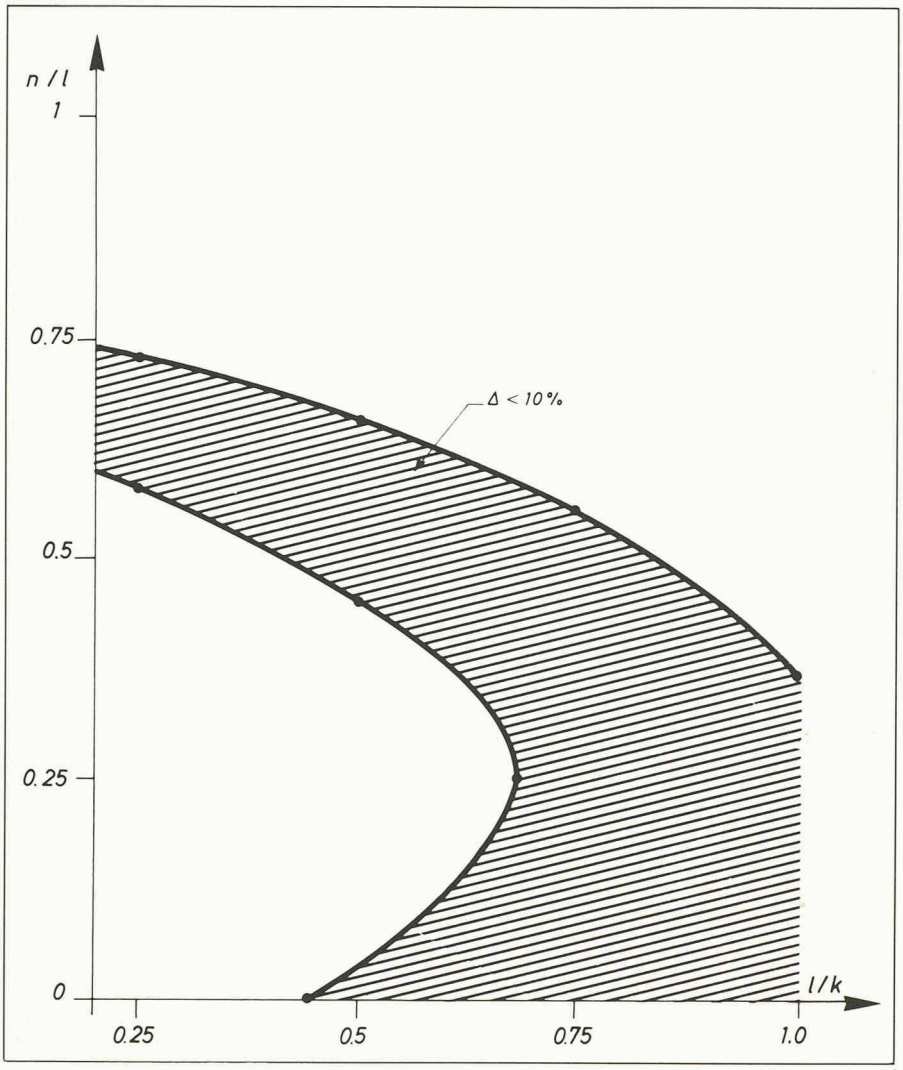



*Fig. 9. — Zone dans laquelle la valeur absolue de Δ est inférieure à 10 %. Ce résultat simplifié doit être utilisé avec prudence.*

— moyenne du facteur de sécurité: $\overline{F_s} = 1{,}39$
— écart type: $S_{F_s} = 0{,}358$

En admettant une distribution normale pour $F_s$, on trouvait la probabilité de rupture:

$$p_f = p\,[F_s < 1] = 13{,}8\,\%$$

En utilisant le modèle bêta selon la procédure décrite ici, on a (par définition, $F_{s_{min}} = 0$):

$$l = \frac{1{,}39 - 0}{0{,}358} = 3{,}88$$

$$n = \frac{1{,}39 - 1}{0{,}358} = 1{,}089$$

$$\frac{n}{l} = 0{,}281$$

En fixant $k = 2$, on obtient:

$$l / k = 1{,}94$$

D'après la figure 8, avec $k = 2$: $l / k = 1{,}94$ et $n / l = 0{,}281$, $p_f = 15{,}35\,\%$.

On désire étudier les variations de $p_f$ selon le choix de la borne supérieure de $F_s$.

TABLEAU V

| $k$ | $l / k$ | $p_{f_{bêta}}$ [%] | $\Delta$ [%] | $l / k$ | $p_{f_{bêta}}$ [%] | $\Delta$ [%] | $l / k$ | $p_{f_{bêta}}$ [%] | $\Delta$ [%] |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | 3,48 | 4,3 | 65 | 1,94 | 15,3 | 11 | 0,99 | 32 | 10 |
| 3 | 2,32 | 3,5 | 35 | 1,29 | 14,9 | 8 | 0,66 | 33 | 14 |
| 4 | 1,74 | 3,1 | 19 | 0,97 | 14,5 | 5 | 0,49 | 33 | 14 |
| 5 | 1,39 | 2,8 | 8 | 0,77 | 14,3 | 3,5 | 0,40 | 33 | 14 |
| | $S_{F_s} = 0{,}20$<br>$l = 6{,}95$<br>$P_{f_{normal}} = 2{,}6\,\%$ | | | $S_{F_s} = 0{,}36$<br>$l = 3{,}88$<br>$P_{f_{normal}} = 13{,}8\,\%$ | | | $S_{F_s} = 0{,}70$<br>$l = 1{,}98$<br>$P_{f_{normal}} = 29\,\%$ | | |
| | $n / l = 0{,}28$ | | | | | | | | |

Le tableau V donne les résultats pour différentes valeurs de $k$ et de l'écart type, la moyenne restant constante.

On voit que les probabilités obtenues avec la distribution bêta tendent à se stabiliser lorsque la borne supérieure s'éloigne de la moyenne. Cette stabilisation est plus rapide pour les grands écarts types.

L'erreur provoquée par l'utilisation d'une distribution normale, bien que faible en valeur absolue, peut être importante en valeur relative. Elle conduirait, dans le cas étudié, à une surestimation de la sécurité.

### 3.2 *Application au calcul des structures*

Les mesures effectuées sur un ouvrage ont permis de déterminer les caractéristiques d'une réaction d'appui:

Moyenne: $\overline{P} = 1210$ kN
Ecart type: $S_p = 105$ kN
Bornes: $P_{min} = 1000$ kN
$P_{max} = 1560$ kN

En représentant cette variable aléatoire par une distribution bêta, on a:

$$l = \frac{1210 - 1000}{70} = 2$$

$$k = \frac{1560 - 1210}{70} = 3{,}33$$

$$l / k = 3/5 = 0{,}6$$

On désire connaître la valeur $P_0$ qui a une probabilité $p = 5\,\%$ d'être dépassée.

Pour pouvoir utiliser les abaques de la figure 8, il est nécessaire d'inverser la distribution. On travaille donc avec:

$$l' = k = 3{,}33$$
$$k' = l = 2$$
$$l' / k' = 1{,}66$$

Pour $p_f = 5\,\%$, on lit sur l'abaque: $n / l = 0{,}54$, donc:

$$n = 0{,}54 \cdot 3{,}33 = 1{,}8$$

et

$$P_0 = \overline{P} + n \cdot S_p = 1210 + 1{,}8 \cdot 105 = 1399\ kN$$

(avec une distribution normale, on aurait obtenu: $P_0 = 1383$ kN).

## 4. Conclusions

L'analyse probabiliste du comportement d'un système dans le cadre particulier de la géotechnique, et plus généralement du génie civil, nécessite souvent la représentation quantitative de grandeurs aléatoires dont on ne connaît que la moyenne et l'écart type.

La distribution bêta est présentée comme le puissant instrument de cette modélisation.

Les éléments de la méthodologie pratique proposée permettent d'apprécier objectivement, et avant tout calcul, l'influence de la position des bornes sur la forme de la distribution. Des critères pour le choix de ces bornes sont indiqués.

Le calcul de la probabilité cherchée, qui dans le cas de la distribution bêta exige habituellement des moyens informatiques, peut être fait au moyen d'abaques d'usage simple.
Un accent particulier est mis sur les différences entre les résultats obtenus à partir d'une distribution normale et d'une distribution bêta. Ils montrent que l'on peut commettre des erreurs appréciables en négligeant les dissymétries.

Adresse des auteurs:
Philippe L. Bourdeau et Franco Oboni
Laboratoire de mécanique des sols,
département de génie civil,
Ecole polytechnique fédérale
de Lausanne
1015 Lausanne

*Bibliographie*

[1] HARR M. E.: *Mécanique des milieux formés de particules.* Presses polytechniques romandes, Lausanne, 1981.

[2] RECORDON E.: *Dimensionnement des fondations superficielles par une méthode probabiliste.* Ingénieurs et architectes suisses nº 9/84, pp. 135-141, 1984.

[3] LOCHER H. G.: *Probabilistische Methoden bei Stabilitätsproblemen in der Geotechnik.* Schweizer Ingenieur und Architekt, nº 16/83, pp. 429-434, 1983.

[4] OBONI F., BOURDEAU P. L.: *Determination of the critical slip surface in stability problems.* Proc. 4th Int. Conf. on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Florence, 1983.

[5] PEARSON K.: *Skew variations in homogeneous material.* Philosophical Transactions of the Royal Society, London (in HARR [1]), 1894-1895.

[6] LIPSCHUTZ S.: *Probability.* Schaum's Outline Series, McGraw Hill, New York, 1965.

[7] PARZEN E.: *Modern Probability and its applications.* J. Wiley and Sons, New York, 1960.

[8] BURY K. V.: *Statistical models in applied science.* J. Wiley and Sons, New York, 1975.

[9] OBONI F., MARTINENGHI T.: *Quelques aspects pratiquess du calcul probabiliste en géotechnique.* Ingénieurs et architectes suisses nº 3/84, pp. 37-40, 1984.

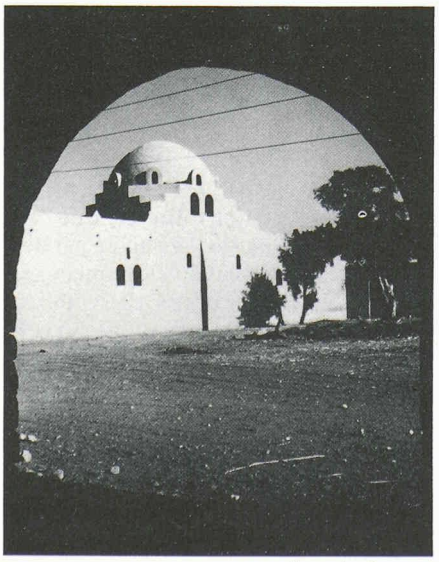
# Actualité

## Médaille d'or de l'UIA: Hassan Fathy

La première citation pour la Médaille d'Or d'Architecture de l'UIA a été prononcée en faveur de l'architecte égyptien *Hassan Fathy*.

Le jury s'est réuni au Siège de l'UIA, à Paris, les 29 et 30 novembre 1984. Les membres du jury ont examiné toutes les propositions qui lui ont été soumises. Ils se sont basés, dans leurs délibérations, sur les critères établis pour le prix ainsi que sur le préambule des statuts de l'UIA.

*Hassan Fathy* est né en Alexandrie, Egypte, le 23 mars 1900. Il est diplômé de la «High School of Engineering» de Giza, au Caire, en 1926, à une époque où le système éducatif en vigueur pour les architectes est encore fondé sur les principes de l'Ecole des Beaux-Arts. Il a vécu et travaillé dans une période de croissance démographique fulgurante, d'un développement technologique sans précédent. Tout au long de sa vie professionnelle, il a observé les problèmes que posent la répartition des profits dus aux technologies nouvelles, la perte du savoir-faire traditionnel sans la contrepartie d'acquisitions nouvelles ainsi que la coexistence de la pauvreté et de la prospérité, dans la création des abris pour les êtres humains. Travaillant au cœur de ces problèmes, Fathy a cherché les racines culturelles de la construction et a amené les architectes, les artisans et les communautés, à participer ensemble à la création de leur habitat.



*Vue de la Mosquée du nouveau village de Gourna, Egypte*

*Hassan Fathy*

1930-1946:
Professeur à la Faculté des Beaux-Arts, Université du Caire

1946-1953:
Conception et réalisation du nouveau village de Gourna, à Louxor (Egypte), pour le Département des Antiquités égyptiennes

1949-1953:
Directeur du Département de l'Enseignement de la Construction pour le Ministère égyptien de l'Education

1950:
Délégué, consultant du Secours des Nations Unies aux réfugiés dans le monde

1953-1957:
Consultant de l'Agence Dioxadis, à Athènes; conférencier à l'Institut Technique d'Athènes sur l'architecture climatique. Membre du Projet «Recherche pour la ville du futur», il entreprend des recherches sur l'Afrique de l'Ouest et le Moyen-Orient et publie des articles sur l'esthétique, la modernité, le logement et la religion dans la ville de l'avenir

1963-1965:
Directeur des projets pilotes de logement pour le Ministère égyptien de la Recherche scientifique: conception de l'Institut supérieur d'Anthropologie sociale et d'Art populaire, pour le Ministère égyptien de la culture; conception et exécution du projet pilote du village de Bariz dans l'oasis de Kharga, pour l'Organisation du Développement égyptien; consultant du Ministère égyptien du Tourisme, au Caire; expert auprès de l'Organisation des Nations Unies pour un Projet de Développement en Arabie Saoudite.

1966:
Professeur de philosophie et d'esthétique urbaine, à l'Université de Azhar.

1975-1977:
Professeur à la Faculté d'agriculture du Caire où il donne des cours sur l'habitat rural.

1977:
Directeur-Fondateur de l'Institut international des Technologies appropriées; il occupe toujours cette fonction; travaille actuellement à l'adaptation du nouveau village de Gourna en village touristique.

Membre du Conseil Supérieur des Arts et Lettres en Egypte, Honorary Fellow de l'American Institute of Architects (USA), Honorary Fellow de l'American Research Center, Le Caire (Egypte), conseiller pour l'Architecture à l'Université de La Mecque (Arabie Saoudite), membre du Commité Directeur du Prix Aga- Khan pour l'Architecture, Médaille d'or et Prix pour l'encouragement des Beaux-Arts (1959), Prix national des Beaux-Arts et Médaille de la République (1967), Prix du Président du Prix, Prix Aga-Khan d'Architecture (1980), Médaille d'Or de l'Union Internationale des Architectes (1984).

*

De nombreux prix d'architecture sont décernés au niveau national. Cependant, ce Prix de l'UIA est particulièrement remarquable par le fait qu'il incarne la plus haute et l'unique récompense de la seule organisation internationale d'architectes existante. Il est jugé par des architectes et des professionnels en relation directe avec l'architecture, de toutes les régions du monde. Le jury était composé comme suit:

Rafael de la HOZ, pour l'Union internationale des architectes; Hans Hallen, pour les architectes d'Afrique; Randall Vosbeck, pour les architectes d'Amérique; Kenzo Tange, pour les architectes d'Asie; Antonio Lamela, pour les architectes d'Europe; Prof. Mahdi Elmandjra, pour les Ecoles d'Architecture ; Ing. Jorge Glusberg, pour le Comité International des Critiques d'architecture (CICA).

## Architectes: qui veut collaborer à la commission des traductions?

Pour mieux respecter l'équilibre des professions représentées par la SIA, la commission des traductions en langue française souhaite accueillir un ou deux *architectes* ayant le don d'écrire dans un français correct, souhaitant l'exercer et faisant preuve de disponibilité.
La tâche de la commission (rédaction des règlements et normes SIA en langue française) est d'une grande importance pour la société et pour les utilisateurs des normes: une rédaction correcte de celles-ci en facilite l'application.
Nous remercions d'ores et déjà les architectes intéressés de bien vouloir adresser leurs offres au Secrétariat général de la SIA, case postale, 8038 Zurich.