

La notion de sécurité dans le calcul des dalles à la rupture

Autor(en): **Sobotka, Zdenk**

Objektyp: **Article**

Zeitschrift: **IABSE congress report = Rapport du congrès AIPC = IVBH
Kongressbericht**

Band (Jahr): **7 (1964)**

PDF erstellt am: **13.09.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-7838>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.

Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.

Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

La notion de sécurité dans le calcul des dalles à la rupture

Begriff der Sicherheit in der Traglastberechnung von Platten

The Notion of Safety in the Limit Analysis of Plates

ZDENĚK SOBOTKA

Doc. Ing., D. Sc.

1. Introduction

L'auteur analyse la notion de sécurité des dalles en béton armé calculées suivant la théorie des lignes de rupture; cette analyse tient compte de la variabilité statistique des propriétés mécaniques des matériaux, des charges et du comportement réel des constructions à l'état limite. Sur la base des lois de la théorie des probabilités et de la statistique mathématique, on peut déterminer la probabilité de rupture ou la sécurité de la dalle, si les paramètres statistiques des données en considération sont connus. Inversement, pour un coefficient de sécurité exigé, on peut déterminer la dimension caractéristique, par exemple la section nécessaire des armatures par unité de longueur d'une dalle en béton armé.

2. Méthode générale utilisée pour calculer approximativement la distribution d'une fonction de variables aléatoires

En vue de se procurer une base exacte pour l'analyse de la sécurité des constructions, l'auteur, en collaboration avec J. MURZEWSKI [1, 2] a dérivé les formules approximatives permettant de déterminer les paramètres de la distribution statistique d'une fonction de variables aléatoires dont les paramètres statistiques sont connus. En particulier, on peut par ce procédé déterminer les quatre premiers moments de la surface comprise entre la courbe de fréquences et l'axe des abscisses.

Pour dériver les relations fondamentales, supposons que la fonction

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n) \quad (1)$$

des variables aléatoires $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$, indépendantes les unes des autres, soit analytique. En développant cette fonction en série de Taylor aux environs du point $M(x_1 = m_1, x_2 = m_2, \dots, x_n = m_n)$, où m_1, m_2, \dots, m_n sont les valeurs moyennes des variables aléatoires, et en supprimant les membres de l'ordre supérieur à 4, nous obtenons le polynôme suivant:

$$\begin{aligned}
\varphi = & f_0 + \sum_{i=1}^n f_i (x_i - m_i) + \frac{1}{2!} \sum_{i=1}^n f_{ii} (x_i - m_i)^2 + \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=2}^n f_{ij} (x_i - m_i) (x_j - m_j) \\
& + \frac{1}{3!} \sum_{i=1}^n f_{iii} (x_i - m_i)^3 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n f_{ijj} (x_i - m_i)^2 (x_j - m_j) \\
& + \sum_{i=1}^{n-2} \sum_{j=2}^{n-1} \sum_{k=3}^n f_{ijk} (x_i - m_i) (x_j - m_j) (x_k - m_k) + \frac{1}{4!} \sum_{i=1}^n f_{iiii} (x_i - m_i)^4 \\
& + \frac{1}{3!} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n f_{iiij} (x_i - m_i)^3 (x_j - m_j) + \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n f_{iiij} (x_i - m_i)^2 (x_j - m_j)^2 \quad (2) \\
& + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{\substack{k=2 \\ i \neq j \neq k, j < k}}^n f_{iijk} (x_i - m_i)^2 (x_j - m_j) (x_k - m_k) \\
& + \sum_{i=1}^{n-3} \sum_{j=2}^{n-2} \sum_{k=3}^{n-1} \sum_{l=4}^n f_{ijkl} (x_i - m_i) (x_j - m_j) (x_k - m_k) (x_l - m_l),
\end{aligned}$$

dans lequel $f_0 = f(m_1, m_2, \dots, m_n)$ (3)

et

$$\begin{aligned}
f_i &= \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)_M, & f_{ii} &= \left(\frac{\partial^2 f}{\partial x_i^2} \right)_M, & f_{iii} &= \left(\frac{\partial^3 f}{\partial x_i^3} \right)_M, \dots \\
f_{ij} &= \left(\frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j} \right)_M, & f_{iij} &= \left(\frac{\partial^3 f}{\partial x_i^2 \partial x_j} \right)_M, \dots \\
f_{ijk} &= \left(\frac{\partial^3 f}{\partial x_i \partial x_j \partial x_k} \right)_M
\end{aligned} \quad (4)$$

sont les dérivées de la fonction considérée au point M ($x_1 = m_1, x_2 = m_2, \dots, x_n = m_n$).

Après avoir élevé le polynôme précédent au carré, au cube et à la quatrième puissance, nous obtenons l'expression pour le moment du degré r de la distribution de la fonction des variables aléatoires par rapport à l'origine O ($x_1 = 0, x_2 = 0, \dots, x_n = 0$) sous la forme de l'intégrale de Stieltjes prise dans l'espace entier à n dimensions x_1, x_2, \dots, x_n , de la manière suivante:

$$m^{(r)} = \int_{x_1} \int_{x_2} \dots \int_{x_n} \varphi^r dF_1 dF_2 \dots dF_n, \quad r = 1, 2, 3, 4, \quad (5)$$

où F_1, F_2, \dots, F_n sont les fonctions de distributions cumulées de x_1, x_2, \dots, x_n . L'intégration est beaucoup simplifiée, dans le cas de variables aléatoires indépendantes, quand les moments de corrélation

$$\begin{aligned}
\mu_{12} &= \int_{x_1} \int_{x_2} (x_1 - m_1) (x_2 - m_2) dF_1 dF_2, \\
\mu_{23} &= \int_{x_2} \int_{x_3} (x_2 - m_2) (x_3 - m_3) dF_2 dF_3, \text{ etc.}
\end{aligned} \quad (6)$$

sont égaux à zéro et quand on ne tient compte que des moments simples par rapport à la moyenne; ceux-ci sont donnés par la formule:

$$\mu_i^{(r)} = \int_{-\infty}^{+\infty} (x_i - m_i)^r dF_i. \quad (7)$$

On peut alors déterminer les moments $m^{(r)}$ de distribution d'une fonction à l'aide de sa valeur f_0 et de ses dérivées par rapport à la moyenne $f_i, f_{ij}, f_{ijk}, f_{ijkl}$ et à l'aide des quatre moments de distribution de chacun des arguments aléatoires $m_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}, \mu_i^{(3)}, \mu_i^{(4)}$.

Les moments $m^{(r)}$ par rapport à l'origine peuvent être transformés en moments $\mu^{(r)}$ par rapport à la moyenne suivant les formules

$$\begin{aligned} \mu^{(2)} &= m^{(2)} - m^2, \\ \mu^{(3)} &= m^{(3)} - 3 m m^{(2)} + 2 m^3, \\ \mu^{(4)} &= m^{(4)} - 4 m m^{(3)} + 6 m^2 m^{(2)} - 3 m^4, \end{aligned} \tag{8}$$

où $m = m^{(1)}$ (9)

est la moyenne de la fonction aléatoire y .

Après une série de transformations, on obtient pour la moyenne et pour les moments de cette fonction les expressions suivantes:

$$m = f_0 + \sum_{i=1}^n \left[\frac{1}{2} f_{ii} \mu_i^2 + \frac{1}{6} f_{iii} \mu_i^{(3)} + \frac{1}{24} f_{iiii} \mu_i^{(4)} \right] + \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n f_{iijj} \mu_i^2 \mu_j^2, \tag{10}$$

$$\begin{aligned} \mu^2 &= \sum_{i=1}^n [f_i^2 \mu_i^2 + f_i f_{ii} \mu_i^{(3)} + \frac{1}{3} f_i f_{iii} \mu_i^{(4)} + \frac{1}{4} f_i^2 (\mu_i^{(4)} - \mu_i^4)] \\ &+ \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n (f_{ij}^2 + f_i f_{ijj} + f_j f_{iij}) \mu_i^2 \mu_j^2, \end{aligned} \tag{11}$$

$$\mu^{(3)} = \sum_{i=1}^n [f_i^3 \mu_i^{(3)} + \frac{3}{2} f_i^2 f_{ii} \mu_i^{(4)}] + 6 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n f_i f_j f_{ij} \mu_i^2 \mu_j^2, \tag{12}$$

$$\mu^{(4)} = \sum_{i=1}^n f_i^4 \mu_i^{(4)} + 6 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n f_i^2 f_j^2 \mu_i^2 \mu_j^2, \tag{13}$$

dans lesquelles $\mu^2 = \mu^{(2)}, \mu_i^2 = \mu_i^{(2)}, \mu_j^2 = \mu_j^{(2)}, \dots$ représentent les dispersions ou les carrés des écarts-types.

L'auteur dérive encore un autre procédé en développant en série de Taylor les puissances f^r de la fonction des variables aléatoires. Pour le moment du degré r de cette fonction par rapport à l'origine, on obtient de cette manière l'expression suivante:

$$\begin{aligned} m^{(r)} &= f_0 + \sum_{i=1}^n \left[\frac{1}{2} (f^r)_{ii} \mu_i^2 + \frac{1}{6} (f^r)_{iii} \mu_i^{(3)} + \frac{1}{24} (f^r)_{iiii} \mu_i^{(4)} + \dots + \frac{1}{r!} (f^r)_{r(i)} \mu_i^{(r)} \right] \\ &+ \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n (f^r)_{iijj} \mu_i^2 \mu_j^2 + \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n (f^r)_{iiij} \mu_i^{(3)} \mu_j^2 + \frac{1}{48} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{\substack{j=2 \\ i < j}}^n (f^r)_{iiii} \mu_i^{(4)} \mu_j^2 + \dots \end{aligned} \tag{14}$$

Les moments par rapport à la moyenne peuvent être déterminés à l'aide de la formule

$$\mu^{(r)} = m^{(r)} - \binom{r}{1} m m^{(r-1)} + \binom{r}{2} m^2 m^{(r-2)} - \binom{r}{3} m^3 m^{(r-3)} + \dots \tag{15}$$

La courbe de distribution des fréquences de la fonction y est ainsi complètement définie par les moments $m^{(r)}$ ou $\mu^{(r)}$.

3. Charge limite des dalles rectangulaires à armature économique

A titre d'exemple, nous déterminerons la charge limite de dalles rectangulaires à armature économique et avec appui articulé le long de la périphérie. Les dalles rectangulaires en béton armé sont orthotropes, étant armées dans la direction transversale par des aciers de section ω_x par unité de longueur et dans la direction longitudinale par des aciers de section ω_y par unité de longueur.

Sur la longueur unité, nous avons les moments de rupture

$$m_{Rx} = \omega_x \sigma_{aL} \left(1 - c \frac{\omega_x \sigma_{aL}}{h_x \sigma_{bL}} \right) h_x = \omega_x \sigma_{aL} r_x, \quad (16)$$

$$m_{Ry} = \omega_y \sigma_{aL} \left(1 - c \frac{\omega_y \sigma_{aL}}{h_y \sigma_{bL}} \right) h_y = \omega_y \sigma_{aL} r_y, \quad (17)$$

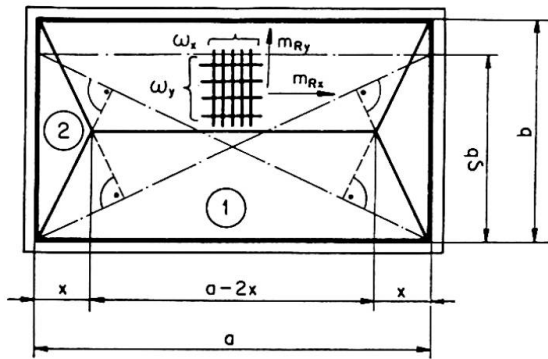


Fig. 1. Lignes de rupture pour une dalle rectangulaire à armature économique, soumise à une charge uniformément répartie.

dont les vecteurs sont perpendiculaires aux directions des armatures (fig. 1). Dans les formules précédentes, on a utilisé les symboles suivants:

σ_{aL} et σ_{bL} représentent les contraintes limites des armatures et du béton,
 h_x la hauteur statique pour l'armature transversale,
 h_y la hauteur statique pour l'armature longitudinale,
 r_x et r_y les bras de levier des forces internes.

Le coefficient c dépend de la forme du diagramme des contraintes dans la zone comprimée du béton. Pour le diagramme rectangulaire, nous avons $c = \frac{1}{2}$ tandis que pour le diagramme limité par la parabole du deuxième, du troisième et du n -ième degré, on obtient les valeurs suivantes:

$$c = \frac{9}{16}; \frac{8}{15}; \frac{(n+1)^2}{2n(n+2)}.$$

En supposant que la dalle soit rigide-plastique, nous obtenons le schéma des lignes de rupture donné par la fig. 1. Dans les conditions de l'équilibre

limite de deux parties 1 et 2, on peut exprimer les deux moments de rupture par les équations:

$$m_{Rx} = \frac{q_L b^2}{24 a} (3 a - 4 x), \quad (18)$$

$$m_{Ry} = \frac{q_L x^2}{6}, \quad (19)$$

dans lesquelles q_L est la charge limite, uniformément répartie.

Des équations (18) et (19), on tire:

$$x = \frac{\lambda b}{2} \left(-\frac{b}{a} + \sqrt{\frac{b^2}{a^2} + \frac{3}{\lambda}} \right), \quad (20)$$

où
$$\lambda = \frac{m_{Ry}}{m_{Rx}}. \quad (21)$$

Le poids total des armatures est donné par la formule suivante:

$$A = \frac{\gamma a b}{\sigma_{aL}} \left(\frac{m_{Rx}}{r_x} + \frac{m_{Ry}}{r_y} \right) = \frac{\gamma q_L b}{24 \sigma_{aL} r_y} [\rho (3 a b^2 - 4 b^2 x) + 4 a x^2], \quad (22)$$

où γ est la densité de l'acier et $\rho = \frac{r_y}{r_x}$ le rapport des bras de levier des forces internes.

Dans le cas de l'armature la plus économique, la valeur de A atteint son minimum et la distance de x est donnée par la formule

$$x = \frac{\rho b^2}{2 a}, \quad (23)$$

Il s'ensuit que les lignes de rupture obliques sont perpendiculaires aux diagonales de la dalle rectangulaire de largeur réduite ρb (fig. 1).

Le rapport économique des sections des deux armatures par unité de longueur est

$$\eta = \frac{\omega_y}{\omega_x} = \frac{\lambda}{\rho} = \frac{\rho \left(\frac{b}{a}\right)^2}{3 - 2 \rho \left(\frac{b}{a}\right)^2}. \quad (24)$$

En substituant la formule (23) dans l'équation (19) et en exprimant la variabilité aléatoire de la charge extérieure par un coefficient k , dont la valeur moyenne $k_M = 1$, on aboutit à la formule:

$$q_L = \frac{24 k m_{Ry} a^2}{\rho^2 b^4} = \frac{24 k \omega_y \sigma_{aL} \left(1 - c \frac{\omega_x \sigma_{aL}}{h_x \sigma_{bL}}\right)^2 h_x^2 a^2}{\left(1 - c \frac{\omega_y \sigma_{aL}}{h_y \sigma_{bL}}\right) h_y b^4}. \quad (25)$$

Dans les considérations suivantes, nous ferons, pour simplifier, abstraction de la variabilité des dimensions de la dalle. La variabilité des sections d'acier peut être comprise dans la variabilité de la contrainte limite σ_{aL} rapportée à la section nominale constante. Puis, pour être concis, nous ne ferons usage

que des premiers membres des équations (10) et (11), ce qui correspond à la linéarisation du problème de probabilité. Les dérivées de l'expression (25) rapportées aux valeurs moyennes peuvent être exprimées de la manière suivante:

$$\left(\frac{\partial q_L}{\partial k}\right)_M = q_{LM} = \frac{24 m_{RyM} a^2}{\rho_M^2 b^4}, \quad (26)$$

$$\left(\frac{\partial q_L}{\partial \sigma_{aL}}\right)_M = \frac{q_{LM}}{\sigma_{aLM} r_{yM}} (h_y + 2 r_y - 2 \rho h_x)_M, \quad (27)$$

$$\left(\frac{\partial q_L}{\partial \sigma_{bL}}\right)_M = -\frac{q_{LM}}{\sigma_{bLM} r_{yM}} (h_y + r_y - 2 \rho h_x)_M, \quad (28)$$

$$\left(\frac{\partial q_L}{\partial c}\right)_M = \frac{q_{LM}}{c_M r_{yM}} (h_y + r_y - 2 \rho h_x)_M. \quad (29)$$

Les dispersions μ_k^2 , μ_a^2 , μ_b^2 , μ_c^2 des quatre variables aléatoires k , σ_{aL} , σ_{bL} et c étant données, l'écart-type de la charge limite de la dalle peut être exprimé par la formule:

$$\mu_q = q_{LM} \sqrt{\mu_k^2 + \frac{\mu_a^2}{\sigma_{aLM}^2 r_{yM}^2} (h_y + 2 r_y - 2 \rho h_x)_M^2 + \frac{1}{r_{yM}^2} \left(\frac{\mu_b^2}{\sigma_{bLM}^2} + \frac{\mu_c^2}{c_M^2} \right) (h_y + r_y - 2 \rho h_x)_M^2}. \quad (30)$$

Si la distribution de la charge limite est normale, le coefficient de sécurité pour la charge extérieure q avec la dispersion $\mu_k^2 q_M^2$ est donné par la formule:

$$s = \frac{q_{LM}}{q_M} (1 - \alpha \mu_q) = \frac{24 m_{RyM} a^2}{\rho_M^2 b^4 q_M} \cdot \left[1 - \alpha \sqrt{\mu_k^2 + \frac{\mu_a^2}{\sigma_{aLM}^2 r_{yM}^2} (h_y + 2 r_y - 2 \rho h_x)_M^2 + \frac{1}{r_{yM}^2} \left(\frac{\mu_b^2}{\sigma_{bLM}^2} + \frac{\mu_c^2}{c_M^2} \right) (h_y + r_y - 2 \rho h_x)_M^2} \right]. \quad (31)$$

dans laquelle la valeur de α est déterminée par l'intégrale de Laplace. Pour une probabilité égale à 0,999, nous avons $\alpha = 3,09$.

4. Dalles continues

Les lignes de rupture dans un panneau de dalle continue sont données à la fig. 2. Sur les appuis de la dalle, nous avons les moments résistants m_{Ra} , m_{Rb} , m_{Rd} , m_{Re} et à l'intérieur du panneau les moments de rupture m_{Rx} et m_{Ry} . Les conditions de l'équilibre limite des quatre parties du panneau peuvent être exprimées par les équations suivantes:

$$m_{Ry} + m_{Rd} = \frac{1}{6} q_L x_d^2, \quad (32)$$

$$m_{Ry} + m_{Re} = \frac{1}{6} q_L x_e^2, \quad (33)$$

$$m_{Rx} + m_{Ra} = \frac{1}{6} q_L y^2 [3a - 2(x_d + x_e)], \quad (34)$$

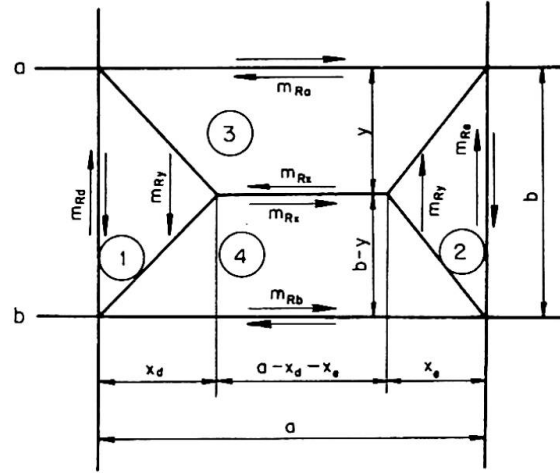


Fig. 2.

$$m_{Rx} + m_{Rb} = \frac{1}{6a} q_L (b-y)^2 [3a - 2(x_d + x_e)]. \quad (35)$$

La charge limite est donnée par la formule:

$$q_L = \frac{6(m_{Ry} + m_{Rd})}{x_d^2}, \quad (36)$$

dans laquelle

$$x_d = \frac{b_0}{2} \left[-\frac{b_0}{a_0} + \sqrt{\left(\frac{b_0}{a_0}\right)^2 + 3} \right], \quad (37)$$

$$a_0 = \frac{2a \sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}}}{\sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}} + \sqrt{m_{Ry} + m_{Re}}}, \quad (38)$$

$$b_0 = \frac{2b \sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}}}{\sqrt{m_{Rx} + m_{Ra}} + \sqrt{m_{Rx} + m_{Rb}}}. \quad (39)$$

Pour la distribution normale, la capacité portante probable est définie par la charge limite:

$$q_{LP} = \frac{6(m_{RyM} + m_{RdM})}{x_{dM}^2} \left[1 - \alpha \sqrt{\mu_k^2 + \frac{4\mu_x^2}{x_{dM}^2} + \frac{\mu_{Ry}^2 + \mu_{Rd}^2}{(m_{RyM} + m_{RdM})^2}} \right], \quad (40)$$

formule dans laquelle μ_{Ry} et μ_{Rd} représentent les écarts-types des moments de rupture m_{Ry} et m_{Rd} , tandis que μ_x est l'écart-type de la distance x_d , que l'on détermine successivement à partir des écarts-types μ_a , μ_b et μ_{Rx} , μ_{Ry} , μ_{Ra} , μ_{Rb} , μ_{Rd} , μ_{Re} , à l'aide des formules suivantes:

$$\mu_x = \frac{b_{0M}}{2} \sqrt{\left[\frac{b_0}{a_0} - \frac{\left(\frac{b_0}{a_0}\right)^2}{\sqrt{\left(\frac{b_0}{a_0}\right)^2 + 3}} \right]_M^2 \frac{\mu_a^2}{a_{0M}^2} + \left[2\frac{b_0}{a_0} - \frac{2\left(\frac{b_0}{a_0}\right)^2 + 3}{\sqrt{\left(\frac{b_0}{a_0}\right)^2 + 3}} \right]_M^2 \frac{\mu_b^2}{b_{0M}^2}}, \quad (41)$$

$$\mu_a = \frac{a_{0M}}{2} \sqrt{\frac{1}{(m_{Ry} + m_{Rd})_M} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}}} - \frac{1}{\sqrt{m_{Ry} + m_{Re}}} \right)_M^2 \mu_{Ry}^2 + \left(\frac{1}{\sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}}} - \frac{1}{\sqrt{m_{Ry} + m_{Rd}} + \sqrt{m_{Ry} + m_{Re}}} \right)_M^2 \mu_{Rd}^2 + \frac{a_{0M}^2 \mu_{Re}^2}{4a^2 (m_{RyM} + m_{ReM})} \right]}, \quad (42)$$

$$\mu_b = \frac{b_{0M}}{2} \sqrt{\frac{\mu_{Ry}^2 + \mu_{Rd}^2}{(m_{Ry} + m_{Rd})_M^2}} + \frac{1}{(\sqrt{m_{Rx} + m_{Ra}} + \sqrt{m_{Rx} + m_{Rb}})_M^2} \left(\frac{\mu_{Rx}^2 + \mu_{Ra}^2}{m_{Rx} + m_{Ra}} + \frac{\mu_{Rx}^2 + \mu_{Rb}^2}{m_{Rx} + m_{Rb}} \right)_M. \quad (43)$$

Le coefficient de sécurité de la dalle, soumise à la charge q avec la dispersion $\mu_k^2 q_M^2$, est donné par la formule:

$$s = \frac{q_{LM}}{q_M} \left[1 - \alpha \sqrt{\mu_k^2 + \frac{4\mu_x^2}{x_{dM}^2} + \frac{\mu_{Ry}^2 + \mu_{Rd}^2}{(m_{RyM} + m_{RdM})^2}} \right]. \quad (44)$$

Références

1. Z. SOBOTKA and J. MURZEWSKI: "Approximate Calculations of Distribution of a Function of Random Variables and Their Application to the Yield Condition." Bulletin de l'Académie Polonaise des Sciences. Série des sciences techniques. Volume IX, n° 1, 1961.
2. Z. SOBOTKA and J. MURZEWSKI: "A General Method for Computing the Distribution of a Function of Random Variables with Application to the Yield Condition." Archiwum Mechaniki Stosowanej 1, 14 (1962).

Résumé

L'auteur dérive d'abord les formules générales pour la détermination des paramètres statistiques d'une fonction de variables aléatoires. Les résultats simplifiés sont ensuite appliqués aux cas particuliers du coefficient de sécurité des dalles rectangulaires en béton armé à armature économique et de celui des dalles continues.

Zusammenfassung

Der Verfasser leitet zuerst die allgemeinen Formeln für die Bestimmung von statistischen Parametern einer Funktion von zufälligen Veränderlichen ab. Die vereinfachten Ergebnisse werden dann für die besonderen Fälle von Sicherheitskoeffizienten der rechteckigen Stahlbetonplatte mit der wirtschaftlichen Bewehrung und der Durchlaufplatten angewandt.

Summary

The author derives the general formulas for determining the statistical parameters of a function of random variables. The simplified results are then applied to the particular cases of the coefficient of safety of the rectangular reinforced-concrete slab with economical reinforcement and to that of continuous plates.