Zeitschrift: Ingénieurs et architectes suisses

Band: 105 (1979)

Heft: 19: Comptoir Suisse, 60e foire nationale, Lausanne, 8-23 septembre 1979

Artikel: Application du calcul probabiliste à l'étude des structures, conclusions provisoires

Autor: Rouvé, Bertrand

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-73854

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: 09.01.2026

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

Application du calcul probabiliste à l'étude des structures, conclusions provisoires

par Bertrand Rouvé, Vevey

Depuis quelques années, grâce aux études de risques liés à la construction des centrales nucléaires, la notion de sécurité des structures s'est considérablement modifiée, l'homme de la pratique ayant compris que la sécurité n'est jamais absolue, mais toujours relative.
L'ingénieur civil doit, c'est l'un des buts de son activité, réaliser des structures porteuses présentant une sécurité à la ruine optimale et uniforme, tout en étant limité par des conditions techniques et économiques.
Le développement des méthodes probabilistes et leur application à la sécurité des structures permet justement de se rapprocher de ce but. Nous allons montrer comment dans les pages qui suivent.
On distingue trois niveaux auxquels on peut traiter les problèmes de sécurité des structures :

- **niveau 3 : méthode générale fondée sur la théorie des probabilités, utilisée pour des structures exceptionnelles ou pour vérifier les simplifications des niveaux inférieurs ;**
- **niveau 2 : méthode probabiliste du premier ordre présentée ci-après ;**
- **niveau 1 : la sécurité requise est garantie par l'utilisation de coefficients partiels de sécurité, indiqués par les normes de matériaux et de charges.**

Liste des notations principales

- X_i : i-ème variable aléatoire
- x_i : une valeur de cette variable aléatoire
- x_i^* : valeur de conception de cette variable aléatoire
- m_i : moyenne des valeurs de la i-ème variable aléatoire
- σ_i : écart-type de la i-ème variable aléatoire
- v_i : coefficient de variation de la i-ème variable aléatoire ($v_i = \sigma_i/m_i$)
- G : fonction qui exprime l'état-limite de ruine
- g_i : dérivée de cette fonction selon la i-ème variable
- σ_z : écart-type de cette fonction : $\sigma_z^2 = \sum \sigma_i^2$
- β : une valeur de l'indice de fiabilité
- β_0 : valeur de l'indice de fiabilité à la frontière de ruine
- g : charge permanente
- q : charge variable
- M_p : moment plastique d'une section
- M_g : moment fléchissant dû à une charge permanente
- M_q : moment fléchissant dû à une charge variable

Les autres notations utilisées sont conformes à la liste de la norme SIA 161, chap. 1.01.

1. Principe du niveau 2 du calcul probabiliste

1.1 *Définitions*

Le résultat d'une mesure répétitive quelconque prend chaque fois une certaine valeur comprise entre des limites plus ou moins larges : c'est une *variable aléatoire*.
La fréquence de l'occurrence de certaines valeurs obéit à une loi de distribution de probabilité.
Selon l'usage, on peut décrire cette loi par une *fonction de distribution* $F_z(z)$.
Il est intéressant de comprendre l'analogie entre les caractéristiques d'une section en résistance des matériaux et les paramètres de la loi de distribution normale :

nombre des mesures N
→ aire de la section A

moyennes des mesures m
→ coordonnés au centre de gravité x_s ou y_s

écart-type σ
→ rayon de giration i_x ou i_y

produit $\sigma^2 \cdot N$
→ moment d'inertie I_x ou I_y

L'analogie entre σ et i_x (i_y) n'est bonne que si le nombre des valeurs est élevé, puisque l'écart-type se calcule fréquemment au moyen de la formule

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_i (x_i - m)^2}$$

la présence de $N-1$ au lieu de N au dénominateur ne rendant l'analogie qu'approximative.
Opérant cette correction simple, on pourrait ainsi calculer les caractéristiques selon les 2 axes d'une section décomposée en petits éléments de surface égale, au moyen des fonctions statistiques d'une simple calculatrice de poche.
Dans la suite des calculs, nous admettons que :

- la loi de distribution de chaque variable est normale (courbe en cloche de Gauss) ; elle peut aussi être log-normale, c'est-à-dire que les *logarithmes* des valeurs obéissent à une loi de distribution normale ; cette hypothèse n'est cependant pas impérative puisqu'il est possible, en suivant certaines règles, de transformer la loi de distribution.
- les différentes variables sont statistiquement indépendantes les unes des autres ; si elles ne le sont pas, il faut les rendre telles.

1.2 *Méthode du premier ordre améliorée*

Cette méthode de calcul probabiliste est dite du premier ordre (et du moment second), parce que les paramètres en sont les valeurs *moyennes* et les *écarts-types* des variables aléatoires, à l'exclusion de moments supérieurs (biais, etc.).

Il semble que cette méthode, présentée par Hasofer et Lind [1] [1], soit la première qui reste indépendante du point de référence et de la formulation de la fonction qui exprime l'état-limite de ruine. En outre, les cas-limites (écart-type très faible ou nul) sont aussi traités d'une manière rigoureuse.
Le détail de la méthode se trouve dans la littérature spécialisée, aussi ne revenons-nous ici que sur l'essentiel. On peut dire en bref qu'elle est une extension de la loi de propagation des erreurs. Le principe en est le suivant : on écrit la fonction-limite de ruine $G = G(X_i)$ à l'aide des n variables aléatoires X_i ; celle-ci représente une surface dans un système d'axes à n dimensions, dont l'origine se trouve au point où toutes les variables sont à leur valeur moyenne m_i et dont l'échelle est la même pour tous les axes, l'unité étant *un* écart-type, σ_i. Il convient de calculer la distance la plus courte entre l'origine et la surface-limite. Cette distance, qui est aussi le rayon de la sphère (à n dimensions) d'égale probabilité, est *l'indice de fiabilité* β_0.
La méthode est applicable à des variables obéissant à une loi de distribution aussi bien normale que log-normale. Il est d'usage d'utiliser la première loi pour les sollicitations et la seconde (log-normale) pour les variables exprimant la résistance, puisque celles-ci sont en général essentiellement positives.
Pour le calcul de la fonction $G(x_i^*)$ au point de repère dont les coordonnés sont

[1] Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie en fin d'article.

x_i^*, on utilise les valeurs x_i^* des variables X_i où :

$$x_i^* = m_i \cdot \exp(-\alpha_i \cdot \beta_0 \cdot v_i) \quad \text{(type résistance)} \qquad (1a)$$

$$x_i^* = m_i \cdot (1 + \alpha_i \cdot \beta_0 \cdot v_i) \quad \text{(type sollicitation)} \qquad (1b)$$

β_0 est *l'indice de fiabilité* admis ou cherché, alors que les α_i sont les *facteurs d'influence* ou les *poids* des variables X_i :

$$\alpha_i = \frac{g_i'(x_j^*) \cdot \sigma_i}{\sigma_z} \quad \text{avec} \quad \Sigma\alpha_i^2 = 1 \qquad (1c)$$

Si l'avantage de la méthode est son invariance par rapport au choix de la formulation, son inconvénient est la nécessité d'opérer par approximations successives, puisque les x_i^* dépendent des α_i, qui eux-mêmes se calculent à partir des $g_i'(x_i^*)$.

1.3 *Le chapitre « calcul » de la directive 260*

Le quatrième chapitre du projet de directive SIA 260 (mars 1979) prévoit dans la partie consacrée au contrôle de la sécurité l'application de la méthode d'Hasofer-Lind. On peut se demander s'il est opportun d'imposer une méthode de calcul dans une directive SIA, ou s'il ne serait pas préférable de l'y recommander seulement et de l'exposer dans une annexe. L'état actuel du projet présente en tous cas l'avantage de mettre sur pied d'égalité les différents matériaux et les différentes normes de construction.

2. Application au moment plastique d'un profilé laminé

2.1 *Données statistiques*

Le moment plastique d'une section en double té se calcule à l'aide des 5 variables aléatoires indépendantes suivantes (voir figure 1): la limite élastique σ_f, la largeur du profilé $2c$, sa hauteur h,[2] l'épaisseur des semelles t, et celle de l'âme d.

Selon [4], qui fournit des histogrammes de distribution de ces 5 variables pour des mesures sur environ 5000 profilés, on peut calculer les moyennes et les coefficients de variation reproduits dans le tableau 1.

Par ailleurs [5] indique d'une manière plus détaillée les mêmes grandeurs pour différents profilés à larges ailes, voir tableau 2.

2.2 *Fonction-limite*

Implicitement la nouvelle norme SIA 161 (1979) fixe le facteur de résistance $\gamma_R = \frac{1{,}60}{1{,}40} = 1{,}14$, 1,60 étant le facteur de sécurité et 1,40 le facteur de charge.

La fonction qui exprime l'état-limite de la condition de résistance des sections s'écrit donc :

[2] A la place de h, on peut aussi utiliser pour la variable X_3, la hauteur de l'âme h_s ; les résultats n'en sont que peu modifiés.

TABLEAU 1 : *Moyennes et coefficients de variation selon* [4]

	$\sigma_f = X_1$	$2c = X_2$	$h = X_3$	$t = X_4$	$d = X_5$
Valeur moyenne / Valeur nominale	—	1,002	1,005	0,967	1,020
Coefficient de variation	0,08	0,007	0,007	0,023	0,036

TABLEAU 2 : *Moyennes et coefficients de variation selon* [5] *; pour les données géométriques des profilés, on admet que la moyenne est égale à la valeur nominale*

		HEB 100	HEB 300	HEB 600	HEB 1000
Limite élastique :					
Moyenne N/mm²		289	279	264	262
Coefficient de variation		0,0621	0,0622	0,0624	0,0624
Coefficient de variation :					
Largeur de semelle	$2c$	0,0100	0,0033	0,0033	0,0033
Hauteur	h	0,0100	0,0033	0,0020	0,0010
Epaisseur des semelles	t	0,0500	0,0300	0,0200	0,0200
Epaisseur de l'âme	s	0,0500	0,0500	0,0320	0,0300

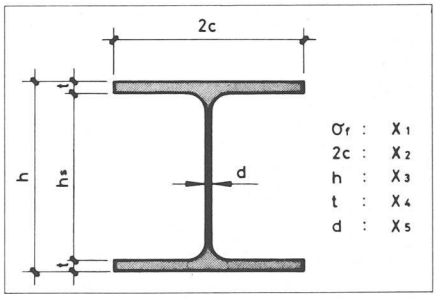

Fig. 1. — Section d'un profilé laminé avec l'indication des 5 variables aléatoires utilisées.

$$G = \frac{M_{p,\,\text{nom}}}{1{,}14} - M_p(x_i^*) = 0 \qquad (2)$$

où $M_{p,\,\text{nom}}$ est le moment plastique, calculé avec σ_f nominal (par exemple 235 ou 355 N/mm²) et les dimensions nominales du profilé

et $M_p(x_i^*)$ est le moment plastique calculé avec des valeurs réduites selon la formule (1a) pour les différentes variables aléatoires.

Pour la section selon fig. 1, on peut écrire:

$$M_p = [2ct(h-t) + \frac{1}{4}d(h-2t)^2] \cdot \sigma_f \qquad (3a)$$

$$M_p(X_i) = [X_2 X_4 (X_3 - X_4) + \frac{1}{4} X_5 (X_3 - 2X_4)^2] \cdot X_1 \qquad (3b)$$

2.3 *Calcul de l'indice de fiabilité*

Il faut donc calculer la fonction-limite pour un point x_i^* sur la frontière de ruine, point de plus grande probabilité que $G(X_i) = 0$. Cela permet de déterminer la valeur de l'indice de fiabilité β_0, ou si l'on veut, la distance (exprimée en écarts-types) entre l'origine du système (valeurs moyennes) et le point le plus proche de la surface-limite.

Le calcul de $M_p(x_i^*)$ s'effectue selon l'algorithme suivant :

1. Choix d'un β (pour commencer $\beta = 0$).
2. Calcul des $x_i = m_i \cdot \exp(-\alpha_i \cdot \beta \cdot v_i)$ pour X_1 à X_5.
3. Calcul des dérivées $\frac{\delta g(x_j)}{\delta x_i}$ pour $X_j = x_j$.
4. Calcul des facteurs d'influence α_i (formule 1c).
5. Calcul des nouveaux x_i (formule 1a).
6. Répéter 3 à 5 jusqu'à ce que les x_i restent stables.
7. Calcul du moment $M_p(x_i)$ (formule 3b) avec les x_i obtenus.
8. Avec un autre β, répétition à partir de 1.

Le résultat de cet algorithme donne les x_i pour les différents β exigés, à partir de quoi par interpolation, on peut déterminer β_0 et les x_i^* correspondants. Le tableau 3 donne les résultats intermédiaires et finals de ce calcul.

La représentation graphique de la fonction $G = \frac{M_{p,\,\text{nom}}}{1{,}14} - M_p(x_i^*)$ devrait être faite dans un espace à 5 dimensions. Cependant, les calculs montrent que les deux variables σ_f et t ont une influence prépondérante ($\alpha_1^2 + \alpha_4^2 = 0{,}98$), de sorte qu'une représentation dans le plan de ces deux grandeurs donne une image fidèle de cette application numérique.

Il ressort clairement de la formule (1c) et de la figure 2 que les facteurs d'influence des différentes variables dépendent de l'importance de chaque variable (la dérivée g_i') et de son écart-type.

2.4 *Facteur de résistance et probabilité d'insuffisance*

L'indice de fiabilité β_0 ou la distance relative entre la valeur moyenne du moment plastique M_p (m_i) et la valeur $\frac{M_{\text{nom}}}{1{,}14}$ vaut, suivant le profil, 3,6 pour HEB 1000 et 4,55 pour HEB 100.

Ces valeurs correspondent à une probabilité de 1/6800 (HEB 1000) et de 1/400 000 (HEB 100) que $M_p < M_{\text{nom}}/1{,}14$. Ceci n'est bien sûr pas la probabilité de *ruine*, celle-ci étant encore beaucoup plus faible, puisque, à ce stade, la

TABLEAU 3 : *Données et résultats partiels du calcul du profilé HEB 100*

		$X_1 = \sigma_f$ [N/mm²]	$X_2 = 2c$ [mm]	$X_3 = h$ [mm]	$X_4 = t$ [mm]	$X_5 = d$ [mm]	$M_p(x_i)$ [kNm]	$\frac{M_p(x_i)}{M_{p,\,nom}}$ —	$A(x_i)$ [mm²]
$\beta = 0$	Valeurs nominales	235	100	100	10	6	23,41	1,00	2480
	Valeurs moyennes m_i	289	100	100	10	6	28,78	1,230	2480
	Ecarts-types σ_i	18	1	1	0,5	0,3	2,148	—	—
	Coeff. de variation v_i	0,0623	0,01	0,01	0,05	0,05	0,0746	—	—
	Dérivées $g_i'(m_i)$	99 600	260 100	358 360	2 173 280	462 400	—	—	—
	Poids α_i	0,8350	0,1211	0,1669	0,5060	0,0646	1,00	—	—
$\beta = 2$	$x_i = m_i \cdot e^{-\alpha_i \beta v_i}$	259,9	99,78	99,69	9,52	5,96	24,80	1,059	2382
	$g_i' =$	95 388	223 249	309 537	1 966 684	422 639			0,960 A_{nom}
	$\alpha_i =$	0,8504	0,1105	0,1533	0,4869	0,0628	1,00		
$\beta = 4{,}0$	$x_i = m_i \cdot e^{-\alpha_i \beta v_i}$	232,9	99,60	99,44	9,11	5,93	21,37	0,913	2297
	$\alpha_i =$	0,8664	0,1005	0,1403	0,4646	0,0604	1,00		0,926 A_{nom}
$\beta_o = 4{,}55$	$x_i^* = m_i \cdot e^{-\alpha_i \beta_o v_i}$	225,8	99,56	99,38	9,01	5,92	20,52	0,876	2276
	$\alpha_i =$	0,8709	0,0979	0,1368	0,4578	0,0597	1,00	= 1/1,14	0,918 A_{nom}

On remarque que les facteurs d'influence α_i sont légèrement modifiés en fonction de β, ce qui caractérise justement la non-linéarité du problème. La valeur $\beta_o = 4{,}55$ correspond à la condition $M_p(x_i^*) = \frac{M_{p,\,nom}}{1{,}14}$.

sécurité vaut encore $\gamma_F = 1{,}40$ provenant des charges appliquées.

Ainsi on a montré qu'un facteur de résistance $\gamma_F = 1{,}14$ est suffisant pour la flexion des profilés laminés. En outre il faut ajouter que pour l'acier de construction (profilés et tôles), la valeur nominale de la limite élastique et les dimensions des profilés (diminuées des tolérances combinées) sont des *valeurs minimales garanties* qui ne tolèrent pas d'écart vers le bas, contrairement à la résistance du béton et à la limite élastique des barres d'armatures, qui sont souvent des valeurs à fractile de 2 %.

3. Effet des charges

Si l'on veut étudier les problèmes de sécurité à la ruine des structures porteuses selon les concepts probabilistes, il est indispensable de tenir compte aussi du caractère aléatoire des charges. Dans ce domaine, la difficulté principale réside justement dans le fait que les charges utiles présentent souvent un coefficient de variation élevé.

3.1 *Statistiques de charges observées*

Les calculs de ce chapitre sont basés sur les observations et les enquêtes statistiques parues dans divers documents [8], [9]. Le premier donne et interprête les résultats de mesures sur environ 35 000 locaux divers, classés par catégories. Il en ressort notamment que pour les habitations privées, les locaux de vente et les bureaux, la charge nominale ANSI [3] n'est dépassée que dans 0,01 % des cas, alors que pour les locaux destinés à l'industrie ou au stockage, la proportion est beaucoup plus grande (1 à 5 %). Nous avons repris des tableaux de [8] les valeurs moyennes, et les écarts-types pour les introduire dans nos calculs.

[3] American National Standards Institute, norme A 58.1.

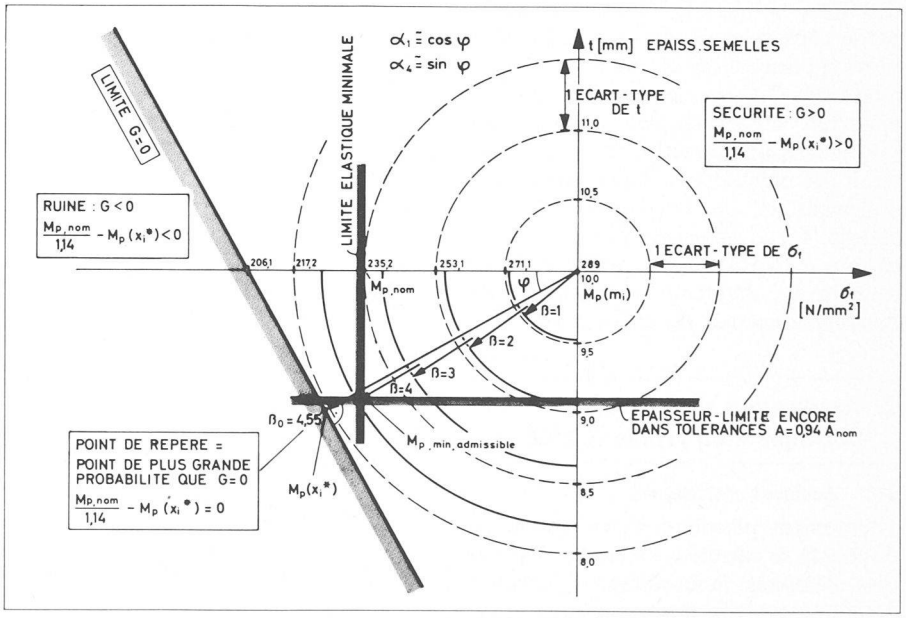

Fig. 2. — Représentation dans le plan $\sigma_f - t$ du calcul du profilé HEB 100. Le point de repère (pour $\beta_0 = 4{,}55$) se trouve aux coordonnées $x_1^* = \sigma_f = 226$ N/mm² et $x_4^* = t = 9{,}01$ mm, conformément aux valeurs obtenues pour $\beta_0 = 4{,}55$ dans le tableau 3. On remarque que les valeurs minimales garanties sont supérieures à ces valeurs x_1^* et x_4^* ; $t_{min} = 9{,}1$ mm provient de la tolérance de 6 % sur le poids, qui est, pour ce profilé, plus sévère que la tolérance sur l'épaisseur de semelle [7].

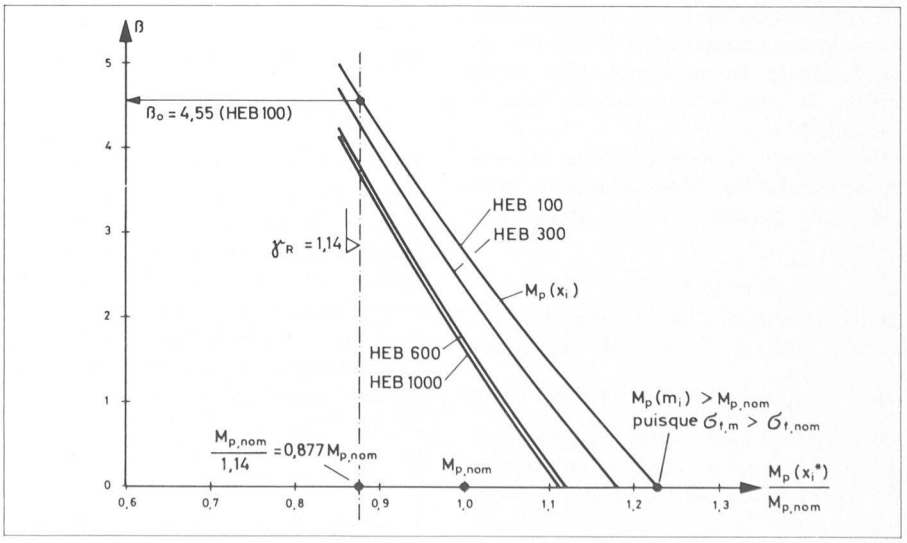

Fig. 3. — Index de fiabilité β_0 des moments plastiques. La courbe de $M_p(x_i)$ est obtenue à partir des valeurs du tableau 3 pour le HEB 100. L'équation 2 est satisfaite au moment où cette courbe croise la ligne verticale de $\frac{M_{p,\,nom}}{1{,}14}$.

TABLEAU 4 : *Résultats des observations de charges de Corotis, ASCE* [8]

Genre de bâtiment	Valeurs nominales norme A 58.1 [kN/m²]	Valeurs nominales SIA 160 q_{nom} [kN/m²]	Charges moyennes q_m [kN/m²]	Distribution normale écart-type σ_q [kN/m²]	Distribution normale coefficient variation v_q	Extrême 99,9 % observé écart-type σ_q [kN/m²]	Extrême 99,9 % observé coefficient variation v_q
Hôpitaux	2,9	—	0,44	0,23	0,51	0,31	0,71
Habitation	1,9	2,0	0,54	0,19	0,36	0,20	0,38
Bureaux	3,8	2,0	0,61	0,41	0,68	0,69	1,13
Locaux							
Industrie légère	6,0	—	0,85	0,93	1,09	1,52	1,78
Entrepôts	6,0	—	1,31	0,99	0,76	—	—
Locaux commerciaux	3,6	4,0	1,84	0,51	0,28	0,37	0,20

TABLEAU 5 : *Caractéristiques des charges idéalisées selon JCSS* [9]

Genre de bâtiment	Echantillonnage simple m_1 kN/m²	σ_q kN/m²	v_q	q_{1k} [1] kN/m²	Maximum 50 ans m_{50} kN/m²	σ_q kN/m²	v_q	q_k [2] kN/m²
Habitations	—	—	—	—	1	0,4	0,4	1,75
Bureaux (20 m²)	0,50	0,51	1,02	1,46	1,42	0,51	0,36	2,38
Locaux de vente	0,70	0,54	0,77	1,70	1,70	0,54	0,32	2,70
Neige								
$\bar{X}_R$ valeur de référence	$\bar{X}_R$	0,5 $\bar{X}_R$	0,50	1,93 $\bar{X}_R$	2,53 $\bar{X}_R$	0,5 $\bar{X}_R$	0,20	3,46 $\bar{X}_R$

[1] q_{1k} est la valeur caractéristique correspondant au fractile 95 % de m_1.
[2] q_k est la valeur caractéristique correspondant au fractile 95 % de m_{50} ou 99,5 % de m_1.

Pour les écarts-types, nous avons deux valeurs à disposition : celle calculée à partir des paramètres de la loi de distribution normale (valeur « moyenne » pour décrire au mieux l'ensemble de la distribution) et celle estimée à partir des fonctions cumulatives pour satisfaire l'extrême supérieur de la distribution (« tail approximation »).
Par ailleurs, dans cet article [8], les auteurs montrent que la meilleure loi de distribution pour décrire la plupart des genres de bâtiments est la loi de distribution Gamma.
D'autre part, nous avons utilisé les formules d'idéalisation des charges données dans [9], formules basées sur des observations. Partant des valeurs observées sur un échantillonnage simple, les auteurs donnent des lois de distributions (du type I, Gumbel), pour une extrapolation sur une durée de vie du bâtiment de 50 ans. Dans ce chapitre, nous avons utilisé ces moyennes extrapolées et les écarts-type en les comparant d'une part aux valeurs nominales données par les « valeurs caractéristiques » de cette publication ou d'autre part aux valeurs nominales données par la norme SIA 160.

3.2 *Fonctions de l'état-limite de ruine*

Afin de réduire le nombre des variables aléatoires du calcul, nous concentrons les 4 variables géométriques des profilés selon 2.1 en une seule grandeur, le module plastique de la section, Z, dont l'écart-type est calculé à l'aide des 4 variables de base ; vu le peu d'influence de ces variables, ceci ne change pratiquement rien au résultat final : elles sont toutes considérées, mais linéarisées entre elles. A cause des caractéristiques très différentes du poids propre et des surcharges, il est bon de garder ces deux variables distinctes.
Ainsi la fonction-limite peut s'écrire :

$$G = M_p - M_g - M_q = 0 \qquad (4)$$

ce qui donne pour une poutre simple fléchie :

$$G = \sigma_f \cdot Z - \frac{1}{8}\, bl^2 g - \frac{1}{8}\, bl^2 q = 0 \qquad (5a)$$

ou

$$G = \sigma_f \cdot Z \cdot \frac{8}{bl^2} - g - q = 0 \qquad (5b)$$

$$G = X_1 \cdot X_2 - X_3 - X_4 = 0 \qquad (6)$$

Dans notre cas nous n'avons pas considéré les variations du système statique : largeur de la charge b et portée de la poutre l, admises constantes. Il ne serait pas compliqué d'en tenir aussi compte, ce qui pourrait éventuellement être fait ici dans notre variable X_2 qui contiendrait ainsi toutes les données géométriques aléatoires.
La méthode de calcul peut être en outre étendue aux problèmes de résistance des cadres hyperstatiques avec le calcul dit plastique-plastique de la norme SIA 161, art. 3.043.
Elle peut aussi être appliquée aux problèmes de flambage des barres comprimées, sans trop de complication si l'on utilise les courbes de flambage européennes ; dans ce cas, la fonction-limite peut avoir la forme :

$$G = N_k(\bar{\lambda}_k^2) \cdot \sigma_f \cdot A - N_g - N_q = 0 \qquad (7)$$

où N_k fonction de $\bar{\lambda}_k^2$ est le rapport $\frac{\sigma_k}{\sigma_f}$ donné par les courbes de flambage de l'art. 3.063 (norme SIA 161) et $\bar{\lambda}_k^2 = \left(\frac{l}{\pi i}\right)^2 \frac{\sigma_f}{E}$

soit

$$G = N_k \left[\left(\frac{X_4}{\pi X_3}\right)^2 \frac{X_1}{E}\right] \cdot X_1 \cdot X_2 - X_5 - X_6 = 0 \qquad (8)$$

Il n'est pas question de calculer les expressions algébriques de dérivées g_i' de cette fonction ; le calcul numérique est de loin préférable.

3.3 *Calcul de quelques exemples*

Ces exemples ont tous été calculés à l'aide d'une calculatrice de poche programmable, ce qui montre que le problème n'est pas si compliqué qu'il en a l'air.

3.31 *Sommier d'un plancher dans un immeuble de bureaux*

En partant des charges observées dans des immeubles de bureaux par Corotis [8], nous prenons le cas d'un sommier principal de plancher de 6 m de portée, chargé sur une largeur b de 6 m aussi. Pour les valeurs relatives à la surcharge, nous prenons la moyenne et le coefficient de variation donnés dans le tableau 4, soit $q_m = 0{,}6$ kN/m² et $v_q = 0{,}667$; la valeur nominale est tirée de la norme SIA 160, soit $q_{nom} = 2{,}0$ kN/m².
Le poids propre (sommier, dalle, revêtement, le tout équivalent à 12 cm de béton) est fixé à $g_{nom} = 3$ kN/m². Selon [9] et [11], pour cette épaisseur de béton, la moyenne excède de 5 à 7 % la valeur nominale et le coefficient de variation vaut 7 % ; nous prenons donc $g_m = 3{,}15$ kN/m² et $v_g = 0{,}07$.
Les moments de flexion au centre du sommier valent

$$M_g = \frac{1}{8}\, g \cdot b \cdot l^2, \text{ etc.} \qquad (9)$$

soit $M_{g,\,\mathrm{nom}} = 81{,}0$ kNm,
$M_{q,\,\mathrm{nom}} = 54{,}0$ kNm
$M_{g,\,m} = 85{,}05$ kNm,
$M_{q,\,m} = 16{,}2$ kNm

Admettant un dimensionnement plastique en Fe 360, nous avons besoin d'un module plastique de

$$Z_{\mathrm{nec}} = \gamma \frac{M_{g+q,\,\mathrm{nom}}}{\sigma_f} = 1{,}6 \cdot \frac{135 \cdot 10^6}{235} = 919 \cdot 10^3\ \mathrm{mm}^3 \qquad (10)$$

qui correspond environ à un HEB 240 (nous gardons cependant cette valeur nominale). Selon [6], nous pouvons introduire pour ce profilé un coefficient de variation v_z égal à 0,025.
Pour la limite élastique, nous reprenons les valeurs du tableau 2 soit $\sigma_{f,\,m} = 279$ N/mm² et $v = 0{,}0622$.
Avec ces données, nous appliquons l'algorithme décrit sous 2.3 et nous calculons les valeurs x_i pour différents β (0, 2, 4 ...) selon les formules 1a et 1b. En reportant dans un graphique (figure 4) les valeurs de M_p et de M_{g+q}, nous obtenons les deux courbes $M_p(x_i)$ et $M_{g+q}(x_i)$. Le point où les deux courbes se croisent nous donne l'indice de fiabilité β_0 ; ce point est justement le point de repère de coordonnées x_i^* (fig. 4).
Ce processus peut aussi être automatisé pour trouver en un seul niveau d'itérations (ici au nombre de 5) la valeur β_0. Les x_i^* obtenus dans le tableau 6 sont les valeurs d'égale probabilité d'occurrence des variables données ; elles sont situées sur la surface de la sphère mentionnée en 1.2. Toute autre combinaison de valeurs x_i^* conduisant au même résultat $G(x_i^*) = 0$ est liée à une distorsion de la probabilité. On voit que dans cet exemple la variable qui a le plus de poids est la limite élastique ; ce fait, que nous jugeons anormal, provient de ce que la surcharge nominale est trop élevée par rapport à la surcharge moyenne et à son écart-type. En effet, 3,5 écarts-types séparent la moyenne de la valeur nominale, ce qui correspond à un fractile de 99,97 %.
D'ailleurs, la valeur obtenue pour l'indice de fiabilité $\beta_0 = 8{,}40$ montre aussi que le système donné est « trop sûr ».
Il est en outre intéressant de calculer les coefficients de sécurité partiels entre les valeurs nominales et les moyennes des variables :

$$\gamma_R = \frac{M_{p,\,\mathrm{nom}}}{M_p(x_i^*)} = \frac{216{,}0}{164{,}9} = 1{,}310$$

$$\gamma_g = \frac{99{,}9}{81{,}0} = 1{,}233$$

$$\gamma_q = \frac{65{,}0}{54{,}0} = 1{,}204$$

$$\gamma_F = \frac{M_{g+q}(x_i^*)}{M_{g+q,\,\mathrm{nom}}} = \frac{99{,}9 + 65{,}0}{81{,}0 + 54{,}0} = 1{,}221$$

TABLEAU 6 : *Données et résultats de l'exemple 1 (bureaux)*

Valeurs :		σ_f [N/mm²]	Z [10³ mm³]	M_g [kNm]	M_q [kNm]
nominale		235	919	81	54
moyenne		279	919	85,05	16,2
coefficient de variation		0,0622	0,025	0,07	0,667
$\beta = 8{,}398$	x_i^*	187,6	879	99,9	65,0
	α_i	0,759	0,215	0,297	0,538

La ruine la plus probable de ce sommier se produira pour les valeurs : $\sigma_f = 188$ N/mm², $Z = 879 \cdot 10^3$ mm³, $M_g = 99{,}9$ kNm ($g = 3{,}70$ kN/m²) et $M_q = 65{,}0$ kNm ($q = 2{,}41$ kN/m²).

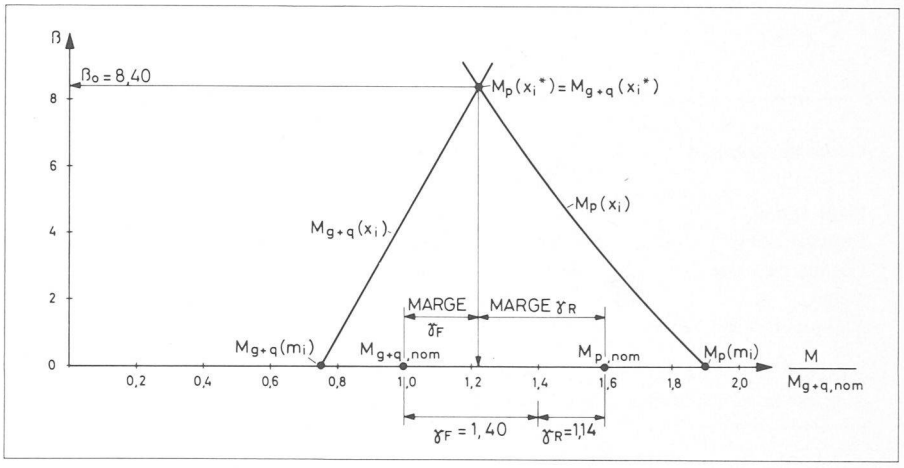

Fig. 4. — Graphique de M_{g+q} et M_p en fonction de β pour l'exemple de 3.31 (plancher de bureaux). M_{g+q} est le moment sollicitant la section dû à la charge permanente et à la surcharge ; M_p est le moment plastique de la section. L'intersection des deux courbes ($M_{g+q} = M_p$) donne l'indice de fiabilité β_0.

Ces coefficients partiels donnent aussi, contrairement à l'usage établi ($\gamma_R = 1{,}14$ et $\gamma_F = 1{,}40$), trop peu d'importance aux surcharges.
A la suite d'un calcul semblable exécuté pour les charges très faibles des locaux d'habitation (tableau 4), nous avons trouvé des résultats encore plus accentués dans le même sens

$$\alpha_1 = 0{,}866, \quad \gamma_R = 1{,}569.$$

3.32 *Sommier d'un plancher pour industrie légère*

Nous traitons cet exemple d'une manière semblable au cas précédent, et nous ne reproduisons que l'essentiel des données. Ici, nous prenons une poutre de 10 m de portée, avec aussi 10 m de largeur de charge.

Surcharge :

nominale ANSI A 58.1	6,0 kN/m²
moyenne (tableau 4)	0,85 kN/m²
coeff. variat. (tableau 4)	1,78

Poids propre : sommier + dalle + revêtement (équiv. à 16 cm de béton) :

nominal	4,0 kN/m²
moyen (excès 5 %)	4,2 kN/m²
coeff. variation	0,050

Limite élastique :

nominale SIA 161	235 N/mm²
moyenne (tableau 2)	263 N/mm²
coeff. variat. (tableau 2)	0,0624

Ainsi nous obtenons :

$$M_{g+q,\,\mathrm{nom}} = \frac{1}{8}(4{,}0 + 6{,}0)\ 10 \cdot 10^2 = 1250\ \mathrm{kNm}$$

$$Z_{\mathrm{nec}} = 1{,}6\ \frac{1250 \cdot 10^6}{235} = 8{,}511 \cdot 10^6\ \mathrm{mm}^3$$

(env. HEB 800)

Pour ne pas nous embarrasser de la portée et de la largeur, nous utilisons conformément à la formule (5b) directement les charges g et q au lieu des moments M_g et M_q, en prenant les premières grandeurs dans Z, qui devient ainsi $\bar{Z}$: module de résistance relatif :

$$\bar{Z} = Z\,\frac{8}{bl^2} = 0{,}06809 \cdot 10^{-3} \quad \left[\frac{\mathrm{mm}^3}{\mathrm{mm}^3}\right]$$

Notons cependant que cette simplification numérique ne change rien aux résultats donnés dans le tableau 7.
Ici, les facteurs d'influence α_1 et α_4 de la limite élastique et de la surcharge sont pratiquement inversés par rapport à l'exemple 1.
Les coefficients de sécurité partiels calculés comme pour le premier exemple valent :

$$\gamma_R = 1{,}173, \quad \gamma_g = 1{,}091, \quad \gamma_q = 1{,}546, \quad \gamma_F = 1{,}364.$$

Grâce au coefficient de variation de la surcharge qui est ici assez élevé, cet exemple présente les coefficients partiels auxquels nous sommes habitués (fig. 5).

TABLEAU 7 : *Données et résultats de l'exemple 2 (industrie légère)*

Valeurs :		σ_f [N/mm²]	$\bar{Z}$ [kN/m²] [N/mm²]	g [kN/m²]	q [kN/m²]
nominale		235	0,06809	4,0	6,0
moyenne		263	0,06809	4,2	0,85
coefficient de variation		0,0624	0,020	0,05	1,78
$\beta_o = 6{,}995$	x_i^*	204,5	0,06670	4,36	9,28
	α_i	0,576	0,147	0,111	0,796

Les x_i^* sont les valeurs de la ruine la plus probable.

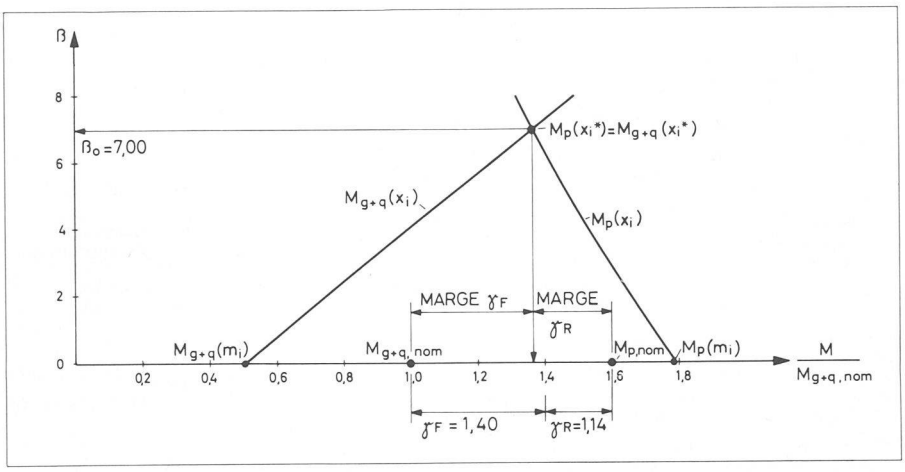

Fig. 5. — Graphique de M_{g+q} et M_p en fonction de β pour l'exemple de 3.32 (plancher pour industrie légère). La faible inclinaison de la courbe M_{g+q} provient de la grande valeur du coefficient de variation de la surcharge.

TABLEAU 8 : *Données et résultats de l'exemple 3 (local de vente)*

Valeurs :		σ_f [N/mm²]	$\bar{Z}$ [kN/m²] [N/mm²]	g [kN/m²]	q [kN/m²]
nominale		235	0,04562	4,00	2,70
moyenne		264	0,04562	4,2	1,70
coefficient de variation		0,0624	0,02	0,05	0,32
$\beta_o = 7{,}007$	x_i^*	189,2	0,04447	4,526	3,886
	α_i	0,767	0,182	0,221	0,574

Les x_i^* sont les valeurs de la ruine la plus probable.

TABLEAU 9 : *Données et résultats de l'exemple 4 (toit chargé de neige)*

Valeurs :		σ_f [N/mm²]	$\bar{Z}$ [kN/m²] [N/mm²]	g [kN/m²]	q [kN/m²]
nominale		235	0,02383	0,50	3,0
moyenne		280	0,02383	0,525	2,2
coefficient de variation		0,0622	0,025	0,05	0,2
$\beta_o = 6{,}766$	x_i^*	212,3	0,02301	0,533	4,351
	α_i	0,658	0,208	0,043	0,723

Les x_i^* sont les valeurs de la ruine la plus probable.

3.33 *Sommier d'un plancher (local de vente) avec les charges spécifiées par* [9]

Les données qui suivent sont obtenues à partir des charges moyennes observées ($q_m = 0{,}7$ kN/m²), dont on a calculé les moyennes extrêmes pendant 50 ans ($m_{50} = 1{,}7$ kN/m²) ; la valeur nominale y est indiquée avec $q_k = 2{,}70$ kN/m² (SIA 160 4,0 kN/m²).

Pour un sommier principal (portée 10 m, largeur de charge 10 m), nous admettons le même poids propre que pour l'exemple précédent : 4 kN/m².

Les résultats obtenus figurent dans le tableau 8 ; ils ressemblent à ce que nous avions en 3.31 en ce qui concerne $x_i^* = \sigma_f$ et les α_i, malgré le fait que la surcharge y est très différente (valeur moyenne plus grande, compensée par un écart-type plus petit).

Les coefficients de sécurité partiels s'élèvent à : $\gamma_R = 1{,}274$, $\gamma_g = 1{,}132$, $\gamma_q = 1{,}439$, $\gamma_F = 1{,}256$.

3.34 *Sommier d'une toiture supportant de la neige*

La toiture envisagée se trouve à l'altitude de 890 m, de sorte que la charge nominale SIA 160 s'élève à 3 kN/m². A quelle probabilité cette valeur correspond-elle, quels en sont l'écart-type et la moyenne ? Nous trouvons une réponse dans le chapitre A-06 de [9] et dans l'annexe III de [10] où, à partir de q_1, le maximum annuel de la charge de la neige, on peut calculer :

- $m_{50} = 2{,}53 \cdot q_1$ la moyenne des maximums annuels extrapolée pour 50 ans,
- $q_k = 3{,}46 \cdot q_1$ la valeur caractéristique correspondant au fractile 5 % en loi de distribution des extrêmes,
- $\sigma_q = 0{,}5 \cdot q_1$ l'écart-type.

Nous considérons ainsi que la charge nominale de la norme correspond à q_k, donc que $m_{50} = 2{,}2$ kN/m² et que $\sigma_q = 0{,}44$ kN/m².

Pour le poids propre de la toiture, nous admettons 0,5 kN/m², valeur choisie consciemment très faible, correspondant à une tôle profilée. La largeur de charge vaut 6 m, la portée 10 m, de sorte que

$$M_{g+q} = \frac{1}{8}(0{,}5 + 3{,}0)\, 6 \cdot 10^2 = 262{,}5 \text{ kNm}$$

$$Z_{\text{nec}} = \frac{1{,}6 \cdot 262{,}5 \cdot 10^6}{235} = 1{,}787 \; 10^6 \text{ mm}^3 \quad (= \text{HEB } 300)$$

$$\bar{Z} = \frac{1{,}787 \cdot 10^6 \cdot 8}{6 \cdot 10^2 \cdot 10^9} = 0{,}02383 \; 10^{-3} \frac{\text{mm}^3}{\text{mm}^3}$$

Même dans cet exemple où il est donné à une charge naturelle une influence relativement grande, on voit que les résultats sont encore tout à fait raisonnables. On obtient pour les coefficients de sécurité partiels: $\gamma_R = 1{,}147$, $\gamma_g = 1{,}065$, $\gamma_q = 1{,}450$, $\gamma_F = 1{,}395$.

3.4 *Discussion des résultats*

Pour tous les exemples traités dans le paragraphe précédent, qui se veulent représentatifs de cas pratiques de la construction métallique, les deux influences importantes sont celles de la limite élastique et de la surcharge. Comme la limite élastique est caractérisée par des paramètres (moyenne et écart-type) qui varient assez peu, c'est bien la surcharge (utile ou naturelle) qui pose les problèmes les plus aigus, de sorte que c'est cette variable qui doit être étudiée le plus soigneusement.

Dans les exemples 1 et 3, la surcharge nominale de la norme SIA 160 serait nettement trop élevée, si l'on jugeait uniquement par la méthode de calcul proposée. Faut-il en conclure que ces charges doivent être diminuées de 30 ou 50 % ? Nous ne le pensons pas, car il est nécessaire de tenir compte d'accidents d'utilisation toujours possibles, qui ne doivent cependant pas conduire à l'effondrement de la structure : fuite d'eau dans une pièce, rassemblement *imprévu* de nombreuses personnes dans un local, etc.

Pour obtenir encore plus rapidement la valeur de l'indice de fiabilité β_0 d'un système donné, ainsi que les facteurs de sécurité partiels, il est commode d'utiliser le graphique (fig. 6) calculé à partir de nombreux exemples. Les paramètres de la résistance (σ_f et Z) ont des valeurs fixées ($M_{p,\,m} = 1{,}1 \quad M_{p,\,\mathrm{nom}}$, $v = 0{,}065$), alors que le poids propre et la surcharge sont considérés ensemble, $g + q$. Leur rapport : moyenne sur valeur nominale est l'ordonnée du diagramme, alors qu'en paramètre, on a v_{g+q}, leur coefficient de variation, calculé aisément comme suit :

$$v_{g+q} = \frac{\sigma_{g+q}}{g_m + q_m} = \frac{\sqrt{(v_g \cdot g_m)^2 + (v_q \cdot q_m)^2}}{g_m + q_m}$$

On peut lire sur le diagramme β_0 (paramètre), le facteur de charge γ_F (abscisse inférieure) et le facteur de résistance γ_R en abscisse supérieure.

Comme illustration, nous reprenons l'exemple du paragraphe 3.32 :

$$\frac{\text{val. moy}}{\text{val. nom.}} = \frac{4{,}2 + 0{,}85}{4{,}0 + 6{,}0} = 0{,}505$$

$$v_{g+q} = \frac{\sqrt{(0{,}05 \cdot 4{,}2)^2 + (1{,}78 \cdot 0{,}85)^2}}{4{,}20 + 0{,}85} = \frac{1{,}53}{5{,}05} = 0{,}302$$

Dans ce diagramme, nous avons placé un certain nombre de points correspondant aux calculs pour les différentes surcharges reproduites dans les tableaux 4 et 5. On voit alors que les points donnés par les charges observées selon [8] livrent des indices β_0 beaucoup trop élevés (jusqu'à 8), de sorte que l'on s'approche dangereusement des limites d'application de la méthode, qui est sensible aux erreurs sur les « queues » extrêmes des lois de distribution.

On peut partiellement remédier à cet état en introduisant dans les fonctions limite de ruine des variables de modèle (Modellvariable), comme cela est prescrit dans le chapitre 4 du projet de directive SIA 260, pour tenir compte du caractère approximatif du modèle de la résistance et de celui des charges. Le procédé est judicieux pour que les données des cas limites (surcharge avec v très grand ou très petit) apportent encore des résultats raisonnables. Il fait un peu figure de recette de cuisine, quand il s'agit de donner des chiffres précis (par exemple $v = 0{,}05$ pour la résistance, $\sigma = 0{,}5$ kN/m² (?) pour les sollicitations).

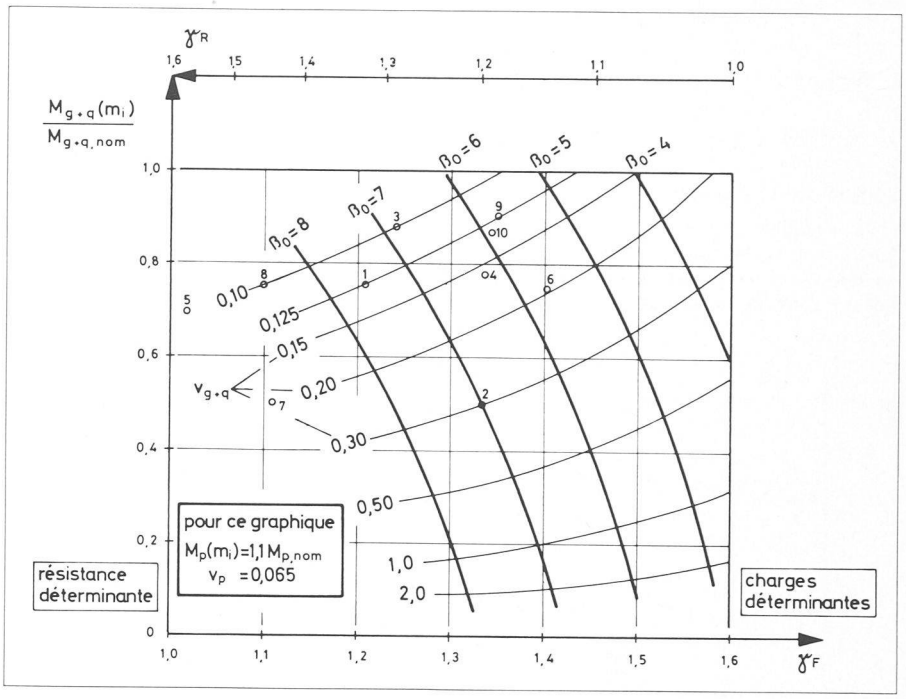

Fig. 6. — Graphique livrant directement β_0, γ_R et γ_s en fonction de $\frac{M_{g+q}(m_i)}{M_{g+q,\,nom}}$ et de v_{g+q}. Dans le cas des exemples 1 et 4, la lecture est approximative, le rapport $\sigma_{f,\,m}/\sigma_{f,\,nom}$ étant plus pessimiste pour le diagramme que pour ces exemples.

1. *Bureaux*	*(tabl. 4)*	$v_q = 0{,}68$ *(Ex. 1)*	6. *Bureaux*	*(tabl. 4)*	$v_q = 1{,}13$
2. *Industrie légère*	*(tabl. 4)*	$v_q = 1{,}78$ *(Ex. 2)*	7. *Industrie légère*	*(tabl. 4)*	$v_q = 1{,}09$
3. *Local de vente*	*(tabl. 5)*	$v_q = 0{,}32$ *(Ex. 3)*	8. *Local de vente*	*(tabl. 4)*	$v_q = 0{,}28$
4. *Charge de neige*	*(tabl. 5)*	$v_q = 0{,}20$ *(Ex. 4)*	9. *Habitation*	*(tabl. 5)*	$v_q = 0{,}40$
5. *Habitation*	*(tabl. 4)*	$v_q = 0{,}36$	10. *Bureaux 20 m*ᵉ	*(tabl. 5)*	$v_q = 0{,}36$

4. Conclusions

Les conclusions qui suivent se veulent la modeste contribution d'un ingénieur de la pratique qui a essayé d'appliquer la méthode de calcul probabiliste proposée par Hasofer-Lind [1] et par le projet de directive 260 [3] à des exemples proches de la réalité.

4.1 *Discussion de la méthode*

Même si les résultats obtenus ne sont pas toujours concluants pour des cas extrêmes surtout, il ne faut pas pour autant condamner cette méthode, qui offre l'avantage de mettre sur pied d'égalité (égale sécurité) les différents matériaux de construction, ainsi que les diverses charges sollicitant les structures porteuses.

Dans les calculs qui précèdent, on a vu que l'application de la méthode aux structures des bâtiments pouvait donner des résultats très différents suivant le type d'affectation. Pour les bureaux, par exemple, la variation de la limite élastique a plus d'importance que la variation de la surcharge, alors que c'est évidemment l'inverse qui se produit pour des constructions où la surchage réelle et son écart-type sont élevés.

Cette grande sensibilité à la valeur de l'écart-type de la surcharge peut être diminuée, comme nous l'avons vu à la fin du paragraphe 3.4, par l'introduction des deux *variables de modèle*.

Malgré les inconvénients mentionnés, la démarche nous paraît juste : *d'abord* se décider pour la méthode, *puis* choisir le niveau de charge qui sera indiquée dans la norme (moyenne, caractéristique, nominale, maximale, etc.) et les valeurs. Pour atteindre le but recherché, à savoir une sécurité optimale et uniforme, il convient de baser nos calculs ainsi que les hypothèses de départ sur la réalité des structures (résistance et sollicitations) décrite au moyen de la statistique. Actuellement, le contrôle consiste en une comparaison entre une résistance nominale, souvent inférieure à la valeur réelle et encore divisée par un coefficient et une sollicitation nominale rarement atteinte, multipliée par un facteur de charge ; ainsi la sécurité effective de la structure reste inconnue de l'ingénieur qui l'a conçue.

Quant au problème des combinaisons de charges, il se posera d'une manière inverse à la manière actuelle : avec les charges que j'ai plus ou moins arbitrairement fixées avec les paramètres statistiques, quelle est la sécurité effective ?

Que l'ingénieur de la pratique ne s'effraie cependant pas ; un calcul probabiliste de niveaux 2 et 3 ne lui sera que très rarement demandé ; il est en effet prévu que, pour les constructions courantes, seuls les *résultats* de la méthode probabiliste lui soient nécessaires, l'application en étant faite par les commissions des différentes normes de matériaux et de charges.

4.2 *Etudes encore nécessaires*

Nous possédons actuellement un certain nombre d'enquêtes et d'observations statistiques sur les surcharges utiles réelles pour certains pays étrangers, surtout les Etats-Unis. Des données semblables manquent encore, en ce qui concerne notre pays ; il en faudra même un nombre considérable, si l'on veut que les lois de distribution admises soient correctement fondées (valeurs extrêmes des « queues »); il n'est certes pas facile de déduire des charges observées à un moment donné,

les valeurs moyennes maximales sur disons 50 ans, comme il l'a été fait pour la neige dans le paragraphe 3.34.

Une fois que ces données, valeurs moyennes et écarts-types, seront acquises, il faudra encore fixer des valeurs convenables pour les coefficients de variation des incertitudes du modèle statique choisi (résistance et sollicitations).

Certaines actions continueront certainement encore longtemps à soulever des problèmes difficiles :

— le vent avec son effet extrêmement variable, non seulement dans le temps et dans son intensité, mais aussi dans la direction d'application et l'interaction éventuelle avec le bâtiment (oscillations) ;

— les séismes, dont la probabilité d'occurrence est très faible au niveau catastrophique, mais les conséquences très lourdes, et dont les effets dynamiques ne seront pas simples à traiter dans le cadre de ce concept probabiliste.

En outre, les exemples calculés ci-dessus se rapportent uniquement à la flexion d'une poutre simple. Il reste à traiter les problèmes d'interaction (moment, effort tranchant), ceux de stabilité (flambage, déversement, voilement), des assemblages, de la fatigue, etc.

Sans vouloir anticiper sur les travaux de la commission de la nouvelle norme de charge, nous pouvons déjà relever que si la directive SIA 260 amène une modification du niveau de charge indiqué (il devrait y avoir plusieurs niveaux, de significations différentes), il sera indispensable de soigneusement calibrer la nouvelle méthode de calcul au moyen de l'expérience acquise dans notre pays. On évitera ainsi de brusques changements dans nos habitudes de dimensionnement des structures, changements à priori indésirés, qu'ils soient au détriment de la sécurité, ou de l'économie.

Adresse de l'auteur :
Bertrand Rouvé, Dr ès sc. techn.
Ingénieur civil EPFZ/SIA
Ateliers de Constructions Mécaniques de Vevey S.A.
1800 Vevey

Bibliographie

[1] Hasofer, A. M. et Lind, N. C. : *Exact and Invariant Second-Moment Code Format*. Proc. ASCE, Journal of the Eng. Mech. Division, Vol. 100, No. EM 1 (1974), p. 111-121.

[2] CIRIA-Report : *Rationalisation of safety and serviceability factors in structural codes*. Constr. Industry Research and Inform. Association, London, 1976.

[3] SIA 260 : *Weisung für die Koordination des Normenwerkes des SIA im Hinblick auf Sicherheit und Gebrauchsfähigkeit von Tragwerken*, 3. Fassung, März 1979.

[4] Alpsten, G. A. : *Variations in mechanical and cross-sectional properties of steel*. International Conference on the Planning and Design of Tall Buildings, Lehigh, 1972.

[5] Petersen, Chr. : *Der wahrscheinlichkeitstheoretische Aspekt der Bauwerkssicherheit im Stahlbau*. Deutscher Ausschuss für Stahlbau, Beitrag Nr. III/4 am deutschen Stahlbautag, 1977.

[6] Rouve, B. : *Vergleich eines Teilsicherheitsfaktors γ_R mit den Querschnittsimperfektionen der Walzprofile*. SZS, Interne Mitteilung, Januar 1978.

[7] Euronorm 34-62 : *Poutrelles à larges ailes à faces parallèles, tolérances de laminage*.

[8] Corotis, R. B., Doshi, W. A. : *Probability Models for live Load Survey Results*. Proc. ASCE, Journal of the Struct. Division, Vol. 103, No. ST 6 (1977), p. 1257-1274.

[9] JCSS : *Basic Notes and Actions*. Joint Committee of Structural Safety, 3rd Draft, Lisbonne, 1976.

[10] CEB : *Système international de réglementation technique unifiée des structures*, Vol. I : Règles unifiées communes aux différents types d'ouvrages et de matériaux. Bulletin d'Information CEB No. 116 F (novembre 1976).

[11] Mirza, S. A., MacGregor, J. G.: *Variation in dimensions of reinforced concrete members*. Proc. ASCE, Journal of the Struct. Division, Vol. 105, No. ST 4 (April 1979).

Le nouveau Grand Casino de Genève

Le premier Kursaal, appelé plus tard Grand Casino, fut construit en 1885 le long du quai du Mont-Blanc. Il fut fermé en 1969, puis démoli. C'est à sa place que se construit actuellement le Grand Casino.

L'ensemble, d'un volume de 180 000 m³ et comportant une surface utile de 53 000 m², se divise en trois parties principales (fig. 1) :

— Les sous-sols, comprenant trois étages de parking offrant 250 places, des locaux de service pour l'hôtel et le théâtre, des locaux techniques et des dépôts.

— Le niveau intermédiaire avec une salle de théâtre de 1500 places, l'entrée de l'hôtel, le Casino-Dancing, des restaurants, des salles de congrès et de conférence, une piscine couverte et des boutiques, entourées d'une terrasse.

— Les niveaux supérieurs, qui forment un hôtel de cinq étages disposé en forme de fer à cheval et offrant 400 chambres et des appartements en attique.

L'hôtel, une construction en béton armé, repose sur 24 colonnes en acier forgé (Ac 52) de 300 mm de diamètre. La charge verticale de 1000 t par colonne est introduite dans chaque colonne, à partir de la dalle formant la base de l'hôtel, par quatre bras en acier rond forgé de 260 mm de diamètre, disposés suivant les arêtes d'une pyramide renversée selon un angle de 25° par rapport à l'horizontale. Les quatre bras, articulés, reposent en bas sur une « clé de voûte » pyramide en fonte d'acier de

Maître de l'ouvrage :	Aprofim SA, Genève
Architectes :	*projet :* René Favre, André Gaillard, Jean Hentsch *conseil :* Y. Rechter, A. Gaillard, P. Petrovic *pour l'exécution :* I. Galeotto, H. Stämpfli, arch. EPFZ/SIA *d'intérieur :* M. Delattre, arch. int. CAIM
Ingénieur :	E. Lygdopoulos, ing. EPFL/SIA/ASIC
Travaux d'exécution :	Consortium d'entreprises : A. Fortis, Marti SA, L. Maulini & Fils, Rampini & Cie, Spycher SA
Fournisseur de la charpente métallique :	Geilinger Constructions métalliques SA, Yvonand

Données techniques

— Dimensions en plan du bâtiment	93,65 m × 61,81 m
— Trame de l'ossature sous l'hôtel	11,55 m
— Entre-axe des colonnes supportant les dalles	8,16 m
— Epaisseur des dalles	25 cm

Poids de la construction métallique

— « Chapiteaux » sous l'hôtel, soit tête pyramidale en fonte, bras et tirants	219 t
— Têtes de poinçonnement Geilinger	57 t
— Colonnes rondes forgées	447 t
— Plaques de base	72 t
Total :	795 t