

APPLICABILITE DE L'EN 1990 – ANNEXE C AUX STRUCTURES COTIERES ?

Auteur : ROPERT François

CEREMA_REM, 134, rue de Beauvais CS 60039, 60280 Margny-lès-Compiègne France
francois.ropert@cerema.fr

RESUME : *Le projet de rédaction d'un nouvel Eurocode relatif à l'action des houles et des courants est en cours de réalisation. Une des difficultés majeures est de concilier la pratique actuelle en ingénierie côtières avec les principes des Eurocodes. Le présent travail rend compte des tentatives d'exploitation de l'annexe C de l'EN 1990 qui fournit des procédures de calcul permettant de calibrer les coefficients partiels et de combinaison. Les difficultés d'application de cette annexe qui n'est qu'informatrice, dans le cadre de la conception des ouvrages côtiers sont ici précisées sur la base d'un exemple de calculs d'estimation de probabilité de ruine d'une carapace de digue à talus et en fonction de diverses hypothèses. La question de la dépendance y est abordée au travers de l'utilisation des copules.*

MOTS CLEFS : Eurocode, digue à talus, carapace, probabilité de ruine, dépendance.

ABSTRACT : *The drafting of a new Eurocode relating to the action of waves and currents on the coastal structures is underway (in progress). One of the major problems is to reconcile the current practice in coastal engineering with the Eurocode principles. The present work reports on attempts made to exploit EN 1990 Annex C which provides calibration procedures allowing designers to define partial coefficients as well as combinations factors. The difficulties in applying that informative annex for coastal structures are specified here through a simplified example where breakwaters armour failure probabilities are computed in a whole series of different conditions. The issue of dependence consideration is tackled thank to the copula theory.*

KEYWORDS: Eurocodes, rubble-mound breakwaters, armour, failure probability, dependence.

1. Introduction

La rédaction en cours d'un nouvel Eurocode EN 1991-1-8 « Actions des vagues et des courants sur les ouvrages côtiers » a été l'occasion de tester les limites d'application des principes des Eurocodes au traitement des ouvrages côtiers.

La pratique actuelle en matière d'ingénierie côtière relève très largement d'une approche déterministe. Le choix des paramètres définissant les différents cas de charges à considérer apparait, pour une certaine part, laissé à la discrétion du concepteur. Certes, la conception des

ouvrages rigides constitués de béton ou d'acier emprunte aux procédures de calcul semi-probabiliste en recourant à l'utilisation des coefficients partiels couramment utilisés dans les Eurocodes lorsqu'il s'agit de passer des ELS aux ELU. En revanche, s'agissant des ouvrages en enrochements naturels ou artificiels, la traduction des pratiques courantes sous un format compatible avec les Eurocodes et respectant l'ensemble de ses principes s'avère un exercice délicat.

Les travaux ici mentionnés portent sur l'exploitation de l'Annexe C de l'EN 1990 qui traite des niveaux de fiabilité et des procédures de calibration des coefficients partiels et des facteurs de combinaison utilisés pour la vérification des états limites.

Les conditions d'application de ce document de référence ont été principalement examinées sur la base d'un exemple très simple. Il s'agit d'une carapace de brise-lames en enrochement dans la situation où les vagues sont la seule action variable. L'avantage d'un cas aussi simple réside dans le fait que l'action et la résistance peuvent être facilement reliées par une relation d'équilibre linéaire qui rend les calculs par intégration de la probabilité de dommage assez directs à effectuer.

Une application des formulations des coefficients partiels établis par un groupe de travail de l'AIPCN est également menée sur l'exemple traité, à titre de comparaison.

Les résultats montrent qu'en fait l'EN 1990 offrent des possibilités pouvant se traduire par des écarts significatifs dans la conception et que certaines procédures de calcul demanderaient à être clarifiées. Des indications sur les choix à privilégier parmi les multiples propositions de calcul des coefficients partiels et de combinaison seraient, de ce point de vue, fort appréciées.

2. Les coefficients partiels de l'AIPCN

Au tournant des années 90, ce groupe d'experts a proposé, des formulations de coefficients partiels portant à la fois sur l'action et sur la résistance et calibrés sur la base de résultats de calculs probabilistes de ruine en considérant les variations de l'ensemble des paramètres intervenant dans les calculs. La forme retenue pour le coefficient partiel relatif à l'action est redonnée ci-dessous :

$$\gamma_{H_s} = \frac{H_s^{T_{Pf}}}{H_s^T} + \sigma_{F_{H_s}} \left[1 + \left(\frac{H_s^{3T}}{H_s^T} - 1 \right) k_{\beta}^{Pf} \right] + \frac{k_s}{\sqrt{Pf N}} \quad (1)$$

où Pf est la probabilité de dommage visée sur un intervalle de temps T égal à la durée de vie de service de l'ouvrage, H_s^T , H_s^{3T} et $H_s^{T_{Pf}}$ étant les hauteurs de houle significative de périodes de retour T, 3T et T_{Pf} , cette dernière valeur correspondant à la probabilité Pf que $H_s^{T_{Pf}}$ soit dépassée dans un intervalle de temps égal à T. Les grandeurs $\sigma_{F_{H_s}}$, k_{β} , k_s et N sont liées à la représentation des incertitudes relatives à la houle et au modèle considéré. Le paragraphe 7.5 du rapport (AIPCN, 1993) précise que :

$$T_{Pf} = [1 - (1 - Pf)^{1/T}]^{-1} \quad (2)$$

Il importe de noter, d'une part, que les valeurs de probabilité de ruine ayant servi à la fois de la formulation et à la calibration des coefficients partiels, soit 0.01, 0.05, 0.1, 0.2 et 0.4 pour des durées de 20 à 100 ans présentent des ordres de grandeur bien plus forts que ceux de référence de l'EN 1990 qui s'échelonnent globalement de 10^{-5} à $5 \cdot 10^{-4}$ sur 50 ans et que, d'autre part, les calculs de probabilité ont été menés suivant la procédure FORM (first order reliability method).

L'extension de l'application du calcul de ces coefficients aux probabilités indiquées dans l'EN 1990 et correspondant aux indices de fiabilité β pour une durée de référence de 50 ans, respectivement de 3.3, 3.8 et 4.3 pour les trois classes de conséquence CC1, CC2 et CC3, dans le cas le plus favorable où on néglige les incertitudes liées aux statistiques et aux mesures de houle, conduirait à considérer des périodes de retour de houle de :

$$T_{Pf} = [1 - \Phi(\beta)^{1/T}]^{-1} \quad (3)$$

soit environ respectivement pour les trois classes : 100 000 ans, 700 000 ans et 6 millions d'années. L'ordre de grandeur de ces valeurs suggère déjà l'ampleur de la difficulté que représenterait un respect scrupuleux des références chiffrées de l'EN 1990 en matière de fiabilité. A noter toutefois que pour 0.01, la valeur la plus faible considérée par le groupe de travail, la période de retour s'établit au voisinage de 5000 ans.

D'autre part, l'application du format AIPCN des coefficients partiels oblige le concepteur à définir de multiples nouveaux paramètres tels que la probabilité de ruine, le niveau d'incertitude sur l'estimation de la houle ou la taille de l'échantillon ayant servi à caler le modèle statistique de houle. Autant de raisons pour lesquelles l'approche, pour élaborer qu'elle soit, n'a guère obtenue l'adhésion des praticiens. Des calculs d'application de la formule sont toutefois donnés dans le paragraphe 3.3.

3. Calcul probabiliste intégral

3.1 Démarche

Nous avons voulu, à titre de comparaison, et toujours dans l'hypothèse où sont négligées les erreurs de mesure et de statistiques de la houle, reprendre les calculs de probabilité de ruine pour le cas de l'équation d'équilibre d'état limite la plus simple considérée dans le cadre des travaux de l'AIPCN (tableau 7.1) :

$$Z N_s \Delta D \geq H_s \quad (4)$$

où Δ est la densité déjaugée par rapport à l'eau de la mer du béton, D le diamètre caractéristique d'un bloc artificiel de béton, H_s la houle significative, N_s le nombre de stabilité de ruine du bloc et le facteur Z une variable stochastique représentant l'incertitude qui s'attache à la formule et dont la valeur moyenne est l'unité. Nous adoptons dans la mesure du possible les mêmes hypothèses que celles utilisées par l'AIPCN. On considère que Δ varie autour d'une valeur moyenne de 1.4 avec un écart-type de 0.03, et que le coefficient de variation de D c'est-à-dire le rapport entre son écart-type et sa moyenne vaut 0.01.

Le concepteur va viser une taille de blocs \bar{D} en considérant un H_{SD} de dimensionnement de période de retour T_D et un N_{SD} naturellement réduit par rapport au N_s de ruine. Cette taille est donnée par :

$$N_{SD} \bar{\Delta} \bar{D} = H_{SD} \quad (5)$$

Ainsi l'équation (4) peut-elle s'écrire :

$$Z \frac{\Delta}{\bar{\Delta}} \frac{D}{\bar{D}} \geq \frac{H_s}{H_{SD}} \frac{N_{SD}}{N_s} \quad (6)$$

Le terme de gauche est un produit de 3 variables stochastiques de loi normale et dont la moyenne de chacune est un. Sachant que, d'un point de vue général, le coefficient de variation V_{xyz} du produit de 3 variables x, y, z indépendantes suivant des lois normales est :

$$V_{xyz} = \sqrt{V_x^2 + V_y^2 + V_z^2 + V_x^2 V_y^2 + V_y^2 V_z^2 + V_z^2 V_x^2 + V_x^2 V_y^2 V_z^2} \quad (7)$$

On peut calculer aisément le coefficient de variation du terme de gauche de l'équation (5). Considérant un bloc Accropode, nous prendrons un coefficient de 0.15 soit un ordre de grandeur bien supérieur à celui de la taille (0.02) et de la densité (0.01). Il en résulte que le coefficient de variation du produit des 3 variables est quasiment celui de Z que nous conserverons donc également pour le terme de gauche. Les possibles variations de D et de Δ ne jouant donc qu'un rôle négligeable, on peut désormais réécrire l'équation d'équilibre sous la forme :

$$Z \frac{N_s}{N_{sD}} H_{sD} \geq H_s \quad (8)$$

Le terme de gauche peut être interprété comme la résistance et celui de droite l'action. Dans l'exemple traité, les hypothèses prises pour les nombres de stabilité sont $N_s = 4,05$ et $N_{sD} = 2,7$. Les houles significatives de période de retour T années peuvent être présentées sous la forme suivante :

$$H_T = H_1 + \ln(T)/a \quad (9)$$

où H_1 est la houle significative annuelle valant 3,95m et a un coefficient égal à $1,61 \text{ m}^{-1}$. Les houles décennales et centennales sont respectivement de 5,38 et 6,81 m.

La probabilité que se produise une houle significative supérieure à H dans un intervalle de temps de L années est donnée par :

$$F_L(H) = 1 - \exp\{-L \exp[-a(H - H_1)]\} \quad (10)$$

De cette expression, on peut exprimer la densité de probabilité du maximum de la houle significative sur un laps de temps de L années comme étant l'opposée de la dérivée de l'expression précédente.

3.2 Probabilité de ruine sur 50 ans

Les probabilités de dépassement sur 50 ans et la densité de probabilité du maximum de houle significative sur cet intervalle de temps sont illustrées sur la figure ci-dessous :

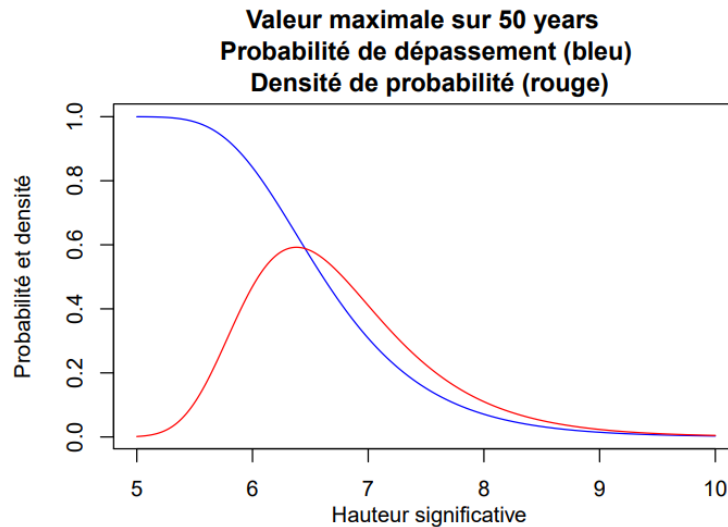


Figure 1. Distribution du maximum de la houle significative sur 50 ans

De même, il est aisé de calculer les probabilités de dépassement de la résistance ainsi que sa densité de probabilité. La comparaison des densités de probabilité relatives aux actions et résistances par exemple dans le cas où H_{sD} serait pris égal à 200 ans, peut alors être illustrée comme suit :

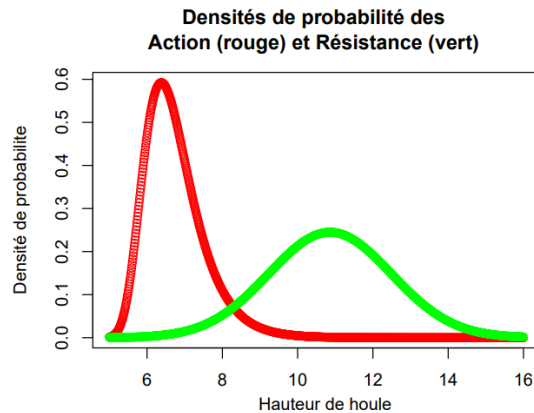


Figure 2. Densité de probabilité de l'action et de la résistance

La probabilité de ruine peut alors par exemple être calculée à l'aide de l'expression suivante :

$$P_{fL} = \int_0^{\infty} F_L(H) * f_R(H) * dH \quad (11)$$

avec

$$f_R(H) = N(\bar{R}, \sigma_R) \quad (12)$$

où N est la densité de probabilité de la loi normale de moyenne \bar{R} égale à $H_{sD} \cdot N_s / N_{sD}$ et d'écart-type σ_R valant $0.15 \bar{R}$.

Les probabilités de ruine sur 50 ans en fonction du choix de la période de retour de H_{sD} sont indiquées dans le tableau suivant :

HsD (ans)	100	200	600	1000	2000	4000
Pf50	0,025	0,014	0,0054	0,0036	0,0021	0,0012
β	1,96	2,20	2,55	2,69	2,87	3,04

Tableau 1. Probabilités de ruine en fonction de la houle de projet

Dans notre exemple, l'incertitude de la formule d'équilibre a été modélisé par une loi normale de moyenne 1 et d'écart-type de 0.15. Le degré d'incertitude n'est, en vérité, pas simple à choisir dans la mesure où il faudrait regrouper un nombre considérable d'essais pour bien identifier ce coefficient, d'autant que le modèle de la loi normale est sans doute un peu conservatif puisque c'est plutôt une loi log-normale qu'il est généralement recommandé d'utiliser pour modéliser la dispersion de la résistance des matériaux. Ainsi, à titre d'examen de sensibilité, d'autres valeurs d'indice de fiabilité sont données ci-dessous pour deux autres valeurs du paramètre 0,125 et 0,10 :

HsD (ans)	100	200	600	1000	2000	4000
β_1 avec 0,15	1,96	2,20	2,55	2,69	2,87	3,04
β avec 0,125	2,19	2,46	2,85	3,01	3,21	3,40
β avec 0,10	2,42	2,72	3,13	3,31	3,53	3,74

Tableau 2. Index de fiabilité en fonction de l'incertitude modèle

Dans l'exemple ici traité, les valeurs des index ne sont finalement pas aussi éloignées des chiffres de l'EN1990 que ne pouvaient le laisser craindre les calculs issus de l'approche AIPCN.

Rappelons d'autre part, que les calculs de probabilité, qu'il s'agisse de l'AIPCN, de l'EN1990 ou ceux ici présentés n'intègrent pas les erreurs humaines ou de mise en œuvre des ouvrages.

3.3 Probabilité de ruine sur 1 an

L'EN 1990 offrant la possibilité d'une conception à partir des probabilités de dommage sur un an, des calculs de probabilité de ruine ont également été menés pour cette durée. Le tableau suivant fournit les résultats obtenus :

HsD (ans)	100	200	600	1000	2000	4000
β avec 0,15	3,15	3,33	3,59	3,71	3,85	3,98
β avec 0,125	3,40	3,60	3,89	4,02	4,19	4,34
β avec 0,10	3,60	3,82	4,14	4,28	4,46	4,62

Tableau 3. Index de fiabilité sur un an

Comme précédemment, le souci de se rapprocher des β visés par l'EN 1990 pour les différentes classes de conséquence et pour une durée d'un an, soit 4,2 ; 4,7 et 5,2 oblige à considérer des périodes de retour bien plus élevées que celles habituellement privilégiées en ingénierie côtière.

3.4 Lien entre probabilités de ruine sur des durées différentes

On pourra s'étonner de constater que la probabilité de l'absence de ruine sur 50 ans peut s'écarter de l'élévation à la puissance 50 de la probabilité de l'absence de ruine sur un an. Par exemple, avec le paramètre de variation de 0,15 si HsD est choisi à 100 ans, les probabilités de ruine sur un an est Pf1 de $8,14 \cdot 10^{-4}$. On s'attendrait à trouver une probabilité de ruine sur 50 ans de $1 - (1 - Pf_1)^{50}$ soit 0,04 or la valeur précédemment trouvée n'est que de 0,025. L'explication réside dans le fait que les probabilités de ruine d'une année sur l'autre ne sont pas totalement indépendantes, le lien qui les relie, c'est la résistance qui est la même, évidemment dans l'hypothèse où la fatigue de l'ouvrage est négligée. L'équation que l'on retrouve dans l'EN 1990 soit :

$$\Phi(\beta_n) = [\Phi(\beta_1)]^n \quad \dots (C.3)$$

où :

β_n est l'indice de fiabilité pour une durée de référence de n ans ;

β_1 est l'indice de fiabilité pour un an.

est en fait une approximation et les correspondances données dans le texte entre les β_1 et les β_{50} ne sont en réalité pas toujours vérifiées précisément. Il est prévu que la prochaine version de EN 1990 mentionne cet aspect.

3.5 Le problème de la chaîne

La difficulté précédemment soulevée à propos de la relation entre les probabilités de ruine relatives à différents intervalles de temps se retrouve, sous une forme similaire, dans le problème de la chaîne où se pose la question de la probabilité de ruine d'un ensemble composé de plusieurs éléments.

Pour estimer la probabilité de ruine d'un ouvrage composé de n tronçons juxtaposés soumis aux mêmes sollicitations, une approche immédiate pourrait être de calculer pi la probabilité de ruine

d'un élément i puis d'évaluer la quantité $1 - \prod (1 - p_i)$. On ne parviendrait alors, qu'à une estimation par excès de la valeur cherchée car les occurrences de ruine des divers tronçons ne sont pas indépendantes puisqu'ils sont tous soumis aux mêmes sollicitations. En fait, la valeur de probabilité cherchée est celle résultant du calcul suivant :

$$P_f = \int_0^{\infty} -F_L(H) * \frac{\partial}{\partial H} \{ \prod_1^n F_{Ri}(H) \} * dH \quad (13)$$

Où les $F_{Ri}(H)$ sont les probabilités que la résistance du tronçon i soit supérieure à H . Il s'agit d'une configuration de calcul trop peu mentionnée dans la littérature relative à la fiabilité.

4 . Calcul probabiliste intégral

4.1 Les coefficients partiels

Nous rappelons que dans les Eurocodes, la valeur caractéristique est définie comme étant celle dont la probabilité de non-dépassement sur une durée d'un an est de 0,98 ce qui équivaut à une valeur de période de retour de 50 ans. La valeur de calcul E_d qui représente l'action ou l'effet de l'action est le produit de la valeur caractéristique E_k par un coefficient partiel γ_E .

L'Eurocode 0 fournit dans son annexe C des indications permettant de définir plus spécifiquement des coefficients partiels dans le cas d'actions variables. Une des procédures propose de définir pour la valeur de calcul pour l'état limite ultime, la valeur dont la probabilité de non-dépassement sur la période de référence, généralement prise égale à un ou 50 ans, vaut $\Phi(-\alpha_Y \beta)$ où β est l'indice de fiabilité, α_Y le facteur de sensibilité et Φ la loi normale. Une simplification suggère de retenir une valeur de -0.70 pour le facteur de sensibilité.

Nous reprenons ici les notations propres au document ainsi que les numérotations des équations. Il propose des valeurs de projet pouvant être définies, à la fois côté action et résistance, et en fonction de l'indice de fiabilité comme suit :

$$P(E > E_d) = \Phi(-0,7\beta) \quad \dots \text{(C.8a)}$$

$$P(R \leq R_d) = \Phi(-0,8\beta) \quad \dots \text{(C.8b)}$$

où $P(E > E_d)$ est la probabilité que l'effet de l'action soit supérieur à E_d l'effet correspondant à l'action de dimensionnement et $P(R \leq R_d)$ celle que la résistance soit inférieure à la résistance de projet R_d , (E_d, R_d) représentant le point de calcul. Le texte précise que cette procédure peut être utilisée à condition que le rapport des écarts-type d'effet et de résistance soit compris entre 0,16 et 7,6. Dans notre cas, effet et action sont confondus et suivent une loi de Gumbel pour laquelle l'écart-type peut être estimé par $\pi / a / \sqrt{6}$ soit 0,80. L'écart-type relatif à la résistance vaut $0,15 * 4,05 / 2,7 * H_{SD}$. Le rapport entre les deux écarts-type est donc de $0,28 H_{SD}$ ce qui, dans la fourchette précédente 100 ans - 4000 ans correspond à une variation entre 1,9 et 2,6 c'est-à-dire bien dans l'intervalle désigné par l'annexe C.

Ces considérations nous invitent donc à identifier comme houle de projet vis-à-vis de l'ELU de ruine des valeurs données par l'équation C.8a donnée ci-dessus, c'est-à-dire pour les trois classes de conséquences considérées d'index de fiabilité de 4,2 ; 4,7 et 5,2 les périodes de retour voisines respectivement de 600, 2000 et 7000 ans. On se situe ici assez loin des valeurs issues du document de AIPCN de 1993. En revanche, on retombe, dans une certaine mesure, sur les ordres de grandeur trouvés dans l'exemple développé plus haut. Toutefois, lorsque le calcul de l'annexe C est mené sur une période de référence de 50 ans, les périodes de retour à considérer pour les trois classes de conséquence s'établissent aux environs de 5000, 13000 et 38000 ans.

Mais dans ce cas, les niveaux de probabilité de résistance à considérer seraient alors bien plus forts que ceux indiqués avec le calcul se référant à la période d'une année.

En définitive, dans l'exemple ici traité, la valeur caractéristique est la valeur de houle significative de 50 ans de période de retour soit 6.38 m et les diverses valeurs auxquelles les calculs aboutissent, en fonction des diverses références, peuvent être regroupées dans le tableau ci-dessous :

	Référence 1 an				Référence 50 ans				AIPCN WG 12		
	$\beta 1$	RP (ans)	HsD	γD	$\beta 50$	RP (ans)	HsD	γD	RP (ans)	HsD	γD
CC1	4,2	609	7,93	1,24	3,3	4763	9,21	1,44	103404	11,12	1,74
CC2	4,7	1996	8,67	1,36	3,8	12773	9,82	1,54	691079	12,30	1,93
CC3	5,2	7336	9,48	1,49	4,3	38253	10,50	1,65	5854841	13,63	2,14

Tableau 4. Comparaison des coefficients partiels

Ce simple exemple montre la difficulté d'application stricte des préceptes de l'EN1990 qui conduiraient de façon évidente à fortement surdimensionner les structures côtières par rapport à la pratique actuelle. Dans le tableau ci-dessus, seuls les chiffres relatifs aux calculs réalisés avec la durée de référence d'un an fournissent des ordres de grandeur envisageables même si d'aucuns pourront les juger encore excessifs. Quant au coefficient de 1,5 retenu classiquement pour les actions variables, il sera également jugé bien trop conservatif pour un dimensionnement d'une digue à talus.

4.2 Les coefficients de combinaison

Actions indépendantes

L'annexe C propose également des expressions de calcul du coefficient de combinaison ψ_0 auquel on recourt dans la formulation des cas de charge incluant plusieurs actions variables de nature différente. Le texte réglementaire précise : lorsque le modèle des actions contient plusieurs variables de base, il convient d'utiliser l'expression (C.8a) pour la seule variable dominante. Pour les actions d'accompagnement, les valeurs de calcul peuvent être définies par :

$$P(E > E_d) = \Phi(-0,4 \times 0,7 \times \beta) = \Phi(-0,28\beta) \quad \dots (C.9)$$

Il faut préciser que, comme constaté dans le paragraphe précédent, le coefficient ψ_0 qui sera le rapport entre l'intensité de l'action ou l'effet de l'action dont la probabilité de dépassement est $\Phi(-0,28\beta)$ et celle dont cette probabilité est $\Phi(-0,7\beta)$ ne sera pas le même suivant que la période de référence de calcul est un an ou 50 ans. C'est ce que montrent les résultats de l'utilisation, pour notre exemple, de l'équation (C.9), résultats regroupés dans le tableau ci-dessous :

	Référence 1 an						Référence 50 ans					
	$\beta 1$	Action dominante		Action accompagnement		ψ_0	$\beta 50$	Action dominante		Action accompagnement		ψ_0
		RP (ans)	HsD	RP (ans)	HsA			RP (ans)	HsD	RP (ans)	HsA	
CC1	4,2	609	7,93	9	5,28	0,66	3,3	4762	9,21	255	7,39	0,80
CC2	4,7	1996	8,67	11	5,44	0,63	3,8	12797	9,82	322	7,54	0,77
CC3	5,2	7336	9,48	15	5,62	0,59	4,3	38278	10,50	412	7,69	0,73

Tableau 5. Coefficients de combinaison à partir de (C.9)

De plus, l'annexe C fournit également dans son paragraphe C.10 une autre procédure de calcul dans le cas de deux actions variables. Cette approche alternative se réfère, non plus à des périodes de calcul de 1 ou 50 ans mais à de plus petits intervalles dits de base, T1 et T2 au cours desquelles les valeurs des actions sont supposées constantes. Le texte définit alors un nouvel

index β' attaché à T le plus grand de ces deux intervalles de base et N_1 le nombre d'intervalles de temps de base à considérer dans la durée de référence qui peut être 1 ou 50 ans. Les deux nouveaux paramètres sont alors reliés par la relation suivante :

$$\Phi(-\beta') = \Phi(-0,7\beta) / N_1 \quad (14)$$

$\Phi(-\beta')$ peut donc être interprété comme la probabilité de dépassement de la valeur de calcul sur l'intervalle de base. Le coefficient de combinaison proposé par l'EN 1990 est exprimé (après correction des erreurs d'impression) par :

$$\psi_0 = F_s^{-1} \{ \Phi(0,4 \beta')^{N_1} \} / F_s^{-1} \{ \Phi(0,7 \beta) \} \quad (15)$$

F_s étant la fonction de répartition de probabilité de la valeur extrême de l'action d'accompagnement au cours de la durée de référence.

Cette fois, le coefficient 0.4 s'applique sur l'index relatif à l'intervalle de base alors que précédemment il concernait les durées de référence de 1 an ou 50 ans. Cette modification n'est pas sans conséquence. Reprenant l'exemple précédent, en considérant un intervalle de base d'une journée, les coefficients de combinaison estimés à l'aide des équations (14) et (15) sont précisés dans le tableau suivant.

	Durée de référence 1 an, durée de base 1 jour, $N_1 = 365$				
	Action dominante		β'	Action d'accompagnement	
	β_1	HsD		HsA	Ψ_0
CC1	4,2	7,93	4,44	2,31	0,29
CC2	4,7	8,67	4,69	2,45	0,28
CC3	5,2	9,48	4,95	2,60	0,27

Tableau 6. Coefficients de combinaison à partir de l'équation (15)

Ainsi, les multiples possibilités offertes dans l'annexe C de l'EN 1990 conduisent à des résultats qui peuvent s'écarter sensiblement les uns et des autres comme le montrent les diverses applications à notre exemple ici traité.

On constate que le coefficient de combinaison augmente avec la durée sur laquelle le calcul est basé. Le coefficient de 0.4 trouve son origine dans le calcul théorique de la probabilité de dépassement de la somme de deux intensités d'actions variables indépendantes X et Y suivant des lois normales de moyennes μ_X , μ_Y et d'écart-type σ_X , σ_Y . Supposant une même durée de base pour les deux actions, la valeur de la somme correspondant à une probabilité de dépassement pour un événement de base de $\Phi(-\beta')$, est égale à la valeur de l'une des actions correspondant à cette même probabilité augmentée de la valeur de l'autre action dont la probabilité de dépassement est :

$$p = \Phi\{-\beta'[(1 + r_\sigma)^{1/2} - r_\sigma]\} \quad (16)$$

Où $r_\sigma = \sigma_X / \sigma_Y$, l'égalité des deux écarts-type conduit à $\Phi(-0.414 \beta')$ arrondi à $\Phi(-0.4 \beta')$. C'est donc théoriquement la durée de base qui devrait être logiquement privilégiée pour le calcul. Toutefois r_σ peut être largement inférieur à l'unité et les actions variables ne suivent pas forcément des lois normales.

Outre ces difficultés d'interprétation et de choix de procédure de calcul à retenir en matière de combinaison, il importe également de rappeler que les éléments fournis par l'annexe C de l'EN 1990 en ce domaine, ne portent que sur les actions variables indépendantes. Or tel n'est pas forcément le cas des actions susceptibles de solliciter les structures côtières.

En définitive, les diverses propositions de calcul fournies dans l'annexe C conduisent à des

résultats sensiblement différents dont il est délicat de préciser lesquels seraient susceptibles d'être exploités pour les structures côtières.

Actions dépendantes

L'outil mathématique adapté au traitement du cas de deux actions variables présentant un certain degré de dépendance est sans doute la théorie des copules. Ce sont des fonctions obéissant à un certain nombre de propriétés et fournissant des probabilités conjointes, par exemple celle d'avoir de façon concomitante, l'intensité de deux actions inférieures à deux valeurs données. En ce sens, on peut en particulier définir, à l'aide d'une copule C , une fonction F_{XY} conjointe telle que, si F_X et F_Y sont les fonctions de répartition des actions X et Y :

$$F_{XY}(x, y) = C[F_X(x), F_Y(y)] \quad (18)$$

Si $F_{XY}(x, y)$ est la probabilité que l'action $X < x$ et que l'action $Y < y$, alors $F'_{XY}(x, y)$ la probabilité que l'action $X \geq x$ et que l'action $Y \geq y$ est exprimée comme :

$$F'_{XY}(x, y) = 1 + C[F_X(x), F_Y(y)] - F_X(x) - F_Y(y) \quad (19)$$

On peut alors définir la fonction de répartition de la somme S des deux actions par exemple comme :

$$F_S(s) = \int_x \frac{\partial F_{XY}}{\partial x}(x, s - x) dx \quad (20)$$

ou exprimer la fonction de survie de la somme, c'est-à-dire la probabilité de dépassement par :

$$F'_S(s) = \int_x -\frac{\partial F'_{XY}}{\partial x}(x, s - x) dx \quad (21)$$

De cette manière, les coefficients ψ_{0X} et ψ_{0Y} sont déterminés par :

$$\psi_{0X} = \{F_S^{-1}[\Phi(\beta')] - F_Y^{-1}[\Phi(\beta')]\} / F_X^{-1}[\Phi(\beta')] \quad (22)$$

$$\psi_{0Y} = \{F_S^{-1}[\Phi(\beta')] - F_X^{-1}[\Phi(\beta')]\} / F_Y^{-1}[\Phi(\beta')] \quad (23)$$

A titre d'illustration de cette démarche, nous donnons ci-après les valeurs de ψ_{0X} et ψ_{0Y} dans le cas de deux actions variables dont les fonctions de distribution sont des exponentielles :

$$F_X(x) = 1 - \exp(-a_X x) \quad \text{et} \quad F_Y(x) = 1 - \exp(-a_Y y) \quad (24)$$

La figure 3 représente les deux coefficients obtenus pour deux actions indépendantes et pour des probabilités de dépassement de référence de $1/50/365$ et $1/50/12$.

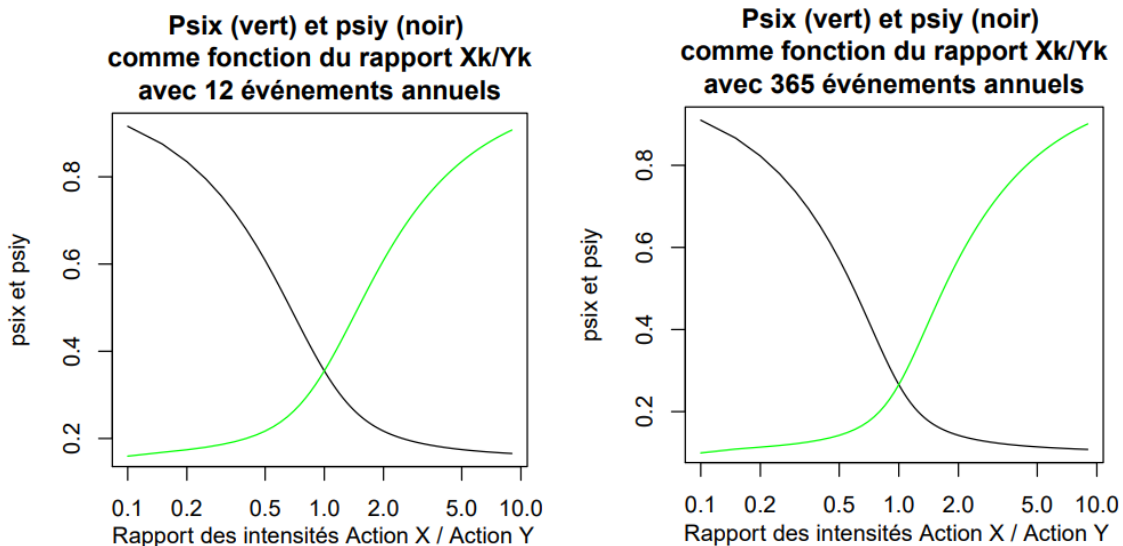


Figure 3. Coefficients de combinaison pour 12 et 365 évènements annuels

Nous privilégions ici le cas où les intensités des actions sont égales. En effet, nous référant par exemple aux valeurs caractéristiques, X_k , Y_k et S_k , on constate, au moins dans le cas traité, que :

$$S_K \leq \max(X_k, Y_k) + \psi_0(X_k = Y_k) * \min(X_k, Y_k) \quad (25)$$

Il est intéressant de noter que les valeurs du coefficient de combinaison du tableau 6 se rapprochent cette fois sensiblement des valeurs théoriques observées ci-dessus.

Il est désormais possible d'examiner l'influence de la dépendance sur le coefficient de combinaison en fonction du paramètre de la copule de Gumbel comme l'illustre la figure ci-dessous :

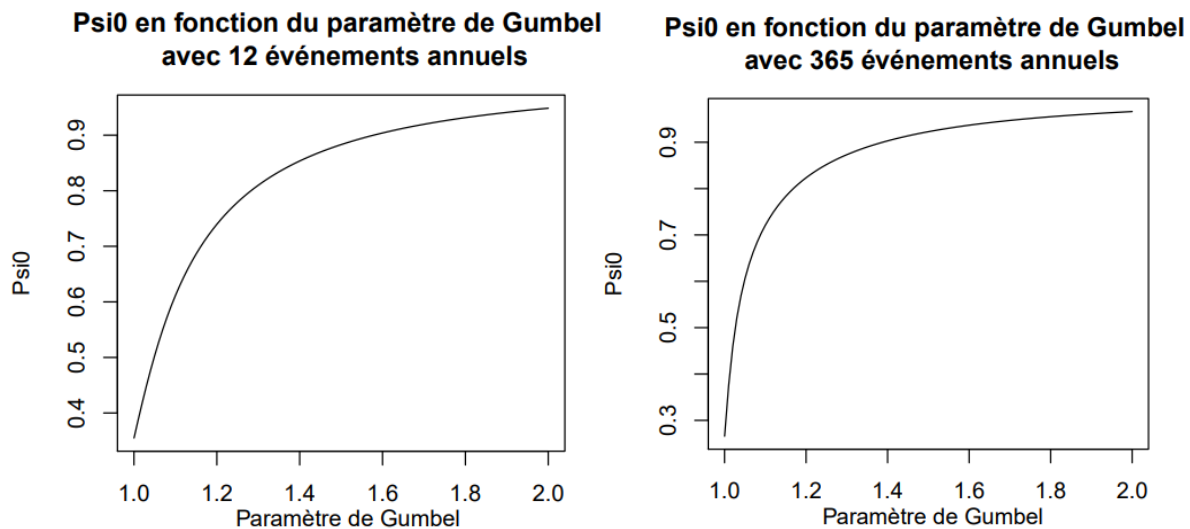


Figure 4. Coefficients de combinaison pour 12 et 365 évènements annuels

Tous ces calculs d'application des procédures de l'EN1990 et de comparaison avec des résultats théoriques montrent, outre les ambiguïtés que recèle l'annexe C, que les prescriptions de la norme peuvent s'écarter sensiblement de celles qu'une analyse plus complète et plus spécifique pourrait recommander. Cela s'explique par la nécessité qu'une norme a globalement tendance à s'orienter vers des procédures ou des paramètres conduisant à des calculs conservatifs.

Les travaux relatifs à l'écriture du futur EN 1991-1-8 n'ont pas exploité directement ce type de développements. D'ailleurs, il serait dans la majorité des cas bien délicat, d'un point de vue pratique, de caler des copules reliant des intensités d'action ou leur effet sur les structures. En revanche, le groupe de travail français dédié à la rédaction du document s'est intéressé au recours des copules pour représenter la dépendance entre les variables fondamentales que sont la hauteur de la houle et le niveau de la mer en ingénierie côtière.

En effet, la question immédiate du choix de ces paramètres de conception des structures côtières, du point de vue de l'approche déterministe, qu'il s'agisse de la stabilité ou du franchissement, aujourd'hui, dans une large mesure, laissé à la discrétion de l'ingénieur, est d'autant plus difficile à trancher que le niveau de dépendance de ces deux paramètres dépend très largement du site géographique concerné.

Les experts français ont, par souci d'une plus grande simplicité de mise en œuvre, opté pour une représentation directe de la dépendance entre hauteur de houle et niveau plutôt qu'une

modélisation entre houle et surcote même si une telle démarche se justifie davantage d'un point de vue physique. De même, c'est par souci de réalisation de calculs conservatifs, que le choix de la copule s'est orienté vers celle de Gumbel.

5. Profondeur limitée

Les calculs de probabilité de ruine précédents portaient sur un ouvrage construit en grande profondeur de sorte que l'action était représentée par la seule houle. En profondeur limitée, la hauteur de la houle est également influencée par le niveau d'eau. La probabilité de ruine doit donc prendre en considération au moins ces deux paramètres. Pour pouvoir mener à bien des calculs de cette nature, et comme nous nous intéressons en priorité aux ordres de grandeur, nous avons simplifié le calcul de transfert de houle du large à la côte au moyen des formulations classiques de Goda que l'on peut retrouver par exemple dans le Guide Enrochement (CIRIA, CUR, CETMEF, 2009).

Par souci de simplification, une seule période de houle soit dix secondes est prise en compte. Toutefois, l'influence de cette valeur testée sur notre exemple s'est avérée assez faible et n'a pas modifié substantiellement les ordres de grandeur ici mentionnés.

Chaque combinaison hauteur de houle au large – niveau de la mer donne une hauteur de houle en pied. La représentation par les copules permet de calculer les probabilités de dépassement des valeurs de houle en pied. Suivant le même mode que la procédure indiquée dans les paragraphes précédents, une possibilité de calcul de la probabilité de dépassement d'une valeur H_{pied} en pied d'ouvrage consiste à estimer par exemple l'expression suivante :

$$\text{Proba}(H_s \text{ en pied} \geq H) = \int_N -\frac{\partial F'_{XY}}{\partial y}(g(H, N), N) dx \quad (26)$$

Où $F'_{XY}(HH, N)$ est la probabilité que le niveau soit supérieur à N et la hauteur de houle au large soit supérieure à HH , g est la fonction qui renvoie la houle au large produisant, selon les formulations analytiques inversées de Goda, une houle en pied égale à H en présence d'un niveau d'eau égal à N .

A titre d'illustration, les densités de probabilité des maxima en pied susceptibles de se produire sur une durée de 50 ans sont comparées pour deux valeurs du coefficient de Gumbel et pour l'exemple d'un ouvrage implanté par fonds de - 2 devant une bathymétrie plane uniforme à 2% de pente, dans la figure ci-dessous :

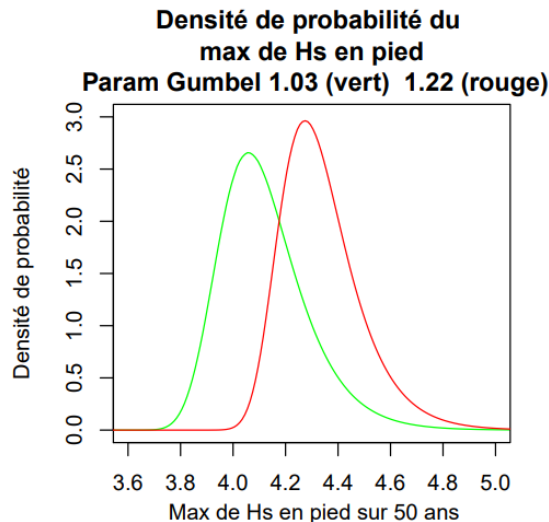


Figure 5. Influence du paramètre de Gumbel sur les maxima en pied

Comme on pouvait s’y attendre, une dépendance plus forte conduit à des maxima plus importants. Ces résultats peuvent ensuite être exploités pour calculer les probabilités de ruine de la carapace en fonction des paramètres de choix du dimensionnement, par exemple les périodes de retour du niveau et de la houle du large.

C’est l’objet du tableau 7 ci-dessous qui regroupe les résultats obtenus pour les indices de fiabilité sur 50 ans en fonction de toute une série d’associations de période de retour des deux paramètres de base, et en prenant l’hypothèse d’un paramètre de variation de 0,10 et pour les deux valeurs du paramètre de Gumbel précédemment utilisées :

	PR niveau de mer (ans)	200	600	2000	4000
PR houle du large (ans)	10	3,62	3,73	3,86	3,93
		3,33	3,45	3,58	3,66
	100	3,74	3,85	3,98	4,04
		3,46	3,58	3,7	3,78
	1000	3,85	3,96	4,08	4,14
		3,57	3,69	3,81	3,88

Tableau 7. Indices de fiabilité sur 50 ans

On peut noter que, dans notre exemple, la prise en compte d’une période de retour de 10 ans pour la houle du large suffit pour obtenir des indices de fiabilité supérieurs à ceux trouvés dans la dernière ligne du tableau 2. On constate, bien entendu, que les niveaux de fiabilité résultant d’un paramètre de Gumbel de 1,03 sont supérieurs aux chiffres obtenus avec 1,22.

6. Conclusion

Au final, les procédures de calcul exposées dans l’EN 1990 n’ont pas apporté d’aide substantielle dans la rédaction du futur Eurocode sur l’action des houles et des courants sur les structures côtières. Les raisons en sont multiples.

Les structures côtières présentent par rapport aux ouvrages aujourd’hui couverts par l’EN 1990 tels que les ponts et les bâtiments, des spécificités qui n’avaient pas, jusqu’alors, de raisons d’être prises en considération par cette norme. Ainsi la question de la dépendance entre les divers paramètres à considérer ou entre les différentes actions n’y est pas traitée de façon explicite.

De plus, dans le cas simple de l’indépendance des actions, les diverses formulations proposées conduisent à des coefficients de combinaison pouvant s’écarter sensiblement les uns des autres de sorte que leur possible exploitation dans la rédaction du projet est rendue incertaine, d’autant que le retour aux sources de ces pratiques conduit à des valeurs également différentes.

Le respect des principes de l’EN 1990 appliqués aux structures côtières relève en fait d’une véritable gageure dans la mesure où le texte visé pour ces ouvrages ne doit pas conduire à des dimensionnements vraiment différents de ceux pratiqués aujourd’hui. Or, le niveau de fiabilité des structures côtières s’avère très hétérogène et de façon générale inférieur à celui des ponts ou des bâtiments. De plus, les pratiques en ingénierie côtière portant sur les ouvrages en enrochements naturels ou artificiels s’appuient de préférence sur les états limite de service ou de début de dommage alors que la référence dans les Eurocodes serait plutôt le niveau de fiabilité du point de vue des états limite ultime.

Cette notion même de fiabilité peut également différer entre les acteurs. Ainsi l’EN1990 considère qu’un seuil de fiabilité de référence est celui qui doit être respecté à chaque instant de

la durée de vie de l'ouvrage alors que les ingénieurs côtiers préfèrent se référer à la probabilité d'occurrence de dommage sur la durée de vie entière. Cela pourra faire une différence très significative lors des choix à valider pour la prise en considération du changement climatique et notamment celle de l'élévation du niveau des mers, tout particulièrement dans le cas des ouvrages en faible profondeur et cela d'autant plus pour les scénarii les plus sévères.

Autant de raisons qui justifient les efforts de concertation entre les rédacteurs et les spécialistes de l'EN 1990. Les compromis à trouver permettront au futur EN 1991-1-8 d'apporter une aide substantielle aux praticiens, tout particulièrement dans le choix des paramètres de base à privilégier dans la conception ou dans l'estimation des performances et de stabilité des ouvrages, en fonction des enjeux représentés par la structure et de la dépendance entre les divers phénomènes physiques à considérer.

REFERENCES

AIPCN, 1993. Analyse des digues à talus en enrochements. Rapport du groupe de travail n°12 du Comité Technique Permanent II. Supplément au bulletin n°82.

AFNOR, 2003. Eurocodes structuraux. Bases de calcul des structures NF EN 1990. Mars 2003.

CEN/TC250 – prEN 1991-1-8 Final DOC, 2020. Eurocode 1 – Actions on structures – Part 1-8 : General actions – Actions from waves and currents on coastal structures.

CEREMA, 2020 – Rapport interne – On the applicability of EN 1990 to coastal structures. 2020-08.

CIRIA, CUR, CETMEF, 2009. Guide Enrochement. L'utilisation des enrochements pour les ouvrages hydrauliques. Version française du Rock Manual.