

Détermination des lois de distribution des éléments structurels des évacuateurs de crue par la méthode d'indice de condition

[Determination of the distribution laws of structural elements of spillways by the condition index method]

Guy-de-Patience FTATSI MBETMI¹, François Juvenaul TAMO CHEKAM¹, Frédéric DUPRAT², and Guy Edgar NTAMACK³

¹LASE, Université de Ngaoundéré, IUT, P.O. Box 455, Ngaoundéré, Cameroon

²LMDC, Université de Toulouse, INSA, UPS, 135 Avenue de Rangueil, 31077 Toulouse cedex 04, France

³GMA, Université de Ngaoundéré, Faculté de Sciences, P.O. Box 455, Ngaoundéré, Cameroon

Copyright © 2025 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Structural components are the least studied in the literature because of their properties that vary from one design to another, which explains the scarcity of statistical data on them. The objective of this work is to determine the Weibull parameters of the reliability laws of the structural components of a spillway using the Condition Index method. To this end, the partial Top-Down Structural Analysis of a spillway was presented. A structural fault tree served as a starting point for the determination of the Weibull parameters of the corresponding component reliability laws. Then, the state condition tables associated with each element were drawn from the analyses carried out by the experts during the dam inspections. The determination of the Condition Indices was carried out by following a succession of steps developed in detail in this paper. After a variable change and a linear regression on the empirical data, a first approximation of the Weibull parameters of each component was performed. Then, the parameters obtained were optimized using the generalized gradient reduction nonlinear solver of the Excel software, on points of distinct reliability, and starting from the previous approximations. The resulting reliability models are very close to discrete data, and generally conservative. Finally, the Kolmogorov-Smirnov conformity test performed in each case validates the law and the determined parameters with a confidence interval greater than 95%. They can be used as a basis for determining the structural reliability of spillways.

KEYWORDS: distribution law, spillway, condition index, structural elements, reliability.

RESUME: Les composants structurels sont les moins étudiés de la littérature à cause de leurs propriétés variables d'une conception à une autre, ce qui explique la rareté de données statistiques sur ces derniers. L'objectif de ce travail est de déterminer les paramètres de Weibull des lois de fiabilité des composants structurels d'un évacuateur de crues en utilisant la méthode d'Indice de Condition. À cet effet, l'Analyse Structurelle Descendante partielle d'un évacuateur de crues a été présentée. Un arbre de défaillances d'origine structurelle a servi de point de départ pour la détermination des paramètres de Weibull des lois de fiabilité des composants correspondants. Ensuite, les tableaux de conditions d'états associés à chaque élément ont été tirés des analyses effectuées par les experts lors des inspections de barrages. La détermination des Indices de Condition a été menée en suivant une succession d'étapes développées en détails dans ce papier. Après un changement de variable et une régression linéaire sur les données empiriques, une première approximation des paramètres de Weibull de chaque composant a été effectuée. Ensuite, les paramètres obtenus ont été optimisés en utilisant le solveur non linéaire à réduction de gradient généralisé du logiciel Excel, sur des points de fiabilité distincte, et partant des approximations précédentes. Les modèles de fiabilité obtenus sont très proches des données discrètes, et généralement conservateurs. Enfin le test de conformité de Kolmogorov Smirnov effectué dans chaque cas valide la loi et les paramètres déterminés avec un intervalle de confiance supérieur à 95%. Ils pourront servir de base à la détermination de la fiabilité structurelle d'évacuateurs de crues.

MOTS-CLEFS: loi de distribution, évacuateur de crue, indice de condition, éléments structurels, fiabilité.

1 INTRODUCTION

L'énergie hydroélectrique constitue l'une des principales sources d'énergie renouvelable au niveau mondial; résultant de la conversion de l'énergie hydraulique en énergie électrique, généralement réalisée à l'aide de barrages. Un élément crucial de la conception d'un barrage est son évacuateur de crues, qui régule les débits d'eau afin d'éviter les dépassements et de minimiser les impacts associés aux flux excessifs en aval; d'où l'importance du suivi fiabiliste des évacuateurs de barrage. Étant donné le coût élevé des barrages, un suivi rigoureux et une maintenance adéquate sont indispensables pour garantir leur fonctionnement optimal. C'est dans cette optique que des outils de contrôle et d'aide à la décision, au nombre desquels l'analyse de fiabilité, sont utilisés. Les lois de fiabilité de certains d'éléments constitutifs des barrages et leurs paramètres sont donnés dans la littérature [1], [2], [3]; par ailleurs ceux des composants structurels des évacuateurs de crues restent difficilement trouvable, justifier par le caractère particulier de conception d'un barrage à un autre. Dans ce travail, la méthode de l'Indice de Condition dans une approche probabiliste telle que présentée dans [4], appliquée aux données des tableaux d'évaluation d'états de [5], permettra de déterminer les paramètres de lois de Weibull de composants structurels d'évacuateurs de crues.

2 METHODOLOGIE ADOPTÉE

Les travaux de [4] proposent d'utiliser l'Indice de Condition (IC) comme base pour évaluer la probabilité de défaillance des composants. L'IC est un score numérique qui varie de 100 (condition idéal) à 0 (condition d'échec), qui est dérivé d'une analyse quantitative ou qualitative d'observations corrélées avec le potentiel d'échec de 5%. L'incertitude sur l'indice de condition est modélisée comme une variable aléatoire normalement distribuée. Les paramètres (moyenne et écart type) de IC (t) sont dérivés de la composante tableaux d'état en fonction des observations de terrain obtenues lors des inspections par des experts ou des essais. Le paramètre moyen reflète le niveau de performance attendu du composant dans un état particulier tandis que l'écart-type reflète les incertitudes dans le composant niveau de performance et évaluations des inspecteurs (tableau 1). Il est à noter que les valeurs de l'Indice de Condition sont supposées normalement distribuées et indépendantes. Le niveau de précision supplémentaire potentiellement atteint en utilisant d'autres types de distribution ou la corrélation entre les variables ne justifie pas la complexité supplémentaire requise.

Tableau 1. Échelle d'évaluation de l'indice de condition

Zone	Indice de Condition	Description de la condition	Action recommandée
1	85-100	Excellent : Aucun défaut notable, un peu de vieillissement et d'usure peuvent être visible	Une action immédiate est non requise
	70-84	Bon : seulement une légère détérioration et le défaut sont visibles	
2	55-69	Passable : Une certaine détérioration et les défauts sont visibles mais la fonction n'est pas significativement affectée	Analyse économique et alternatives de réparation sont recommandées pour déterminer l'action appropriée
	40-54	Marginal : Modéré détérioration, la fonction est adéquate	
3	25-39	Médiocre : grave détérioration de certaines parties de la structure. La fonction est inadéquate	Une évaluation détaillée est requise pour déterminer le besoin de réparation, de réhabilitation ou de reconstruction. L'évaluation de la sécurité est conseillée
	10-24	Très médiocre : Étendu détérioration. À peine fonctionnel	
	0-9	Défaillant : ne fonctionne plus. Défaillance générale ou complète d'un élément structurel majeur	

Une défaillance de structure est supposée évoluer de façon linéaire à travers l'indice de condition. La durée de vie de conception de la structure dicte initialement combien de temps une structure devrait rester dans un état spécifique. La valeur moyenne se déplacera linéairement vers l'extrémité inférieure de l'état de condition au fil du temps (Figure 1). L'écart type reste inchangé. Si une structure reste dans un état de condition plus longtemps que prévu, la valeur moyenne de l'IC restera à la valeur la plus basse possible dans l'état de condition jusqu'à ce qu'une inspection révèle que la structure est entrée dans un état de condition différent.

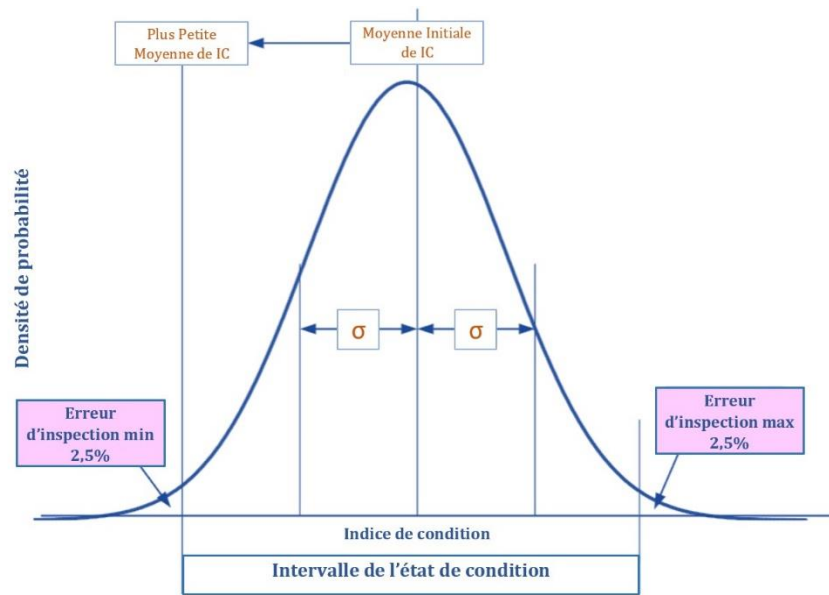


Fig. 1. Définition typique de l'état de condition en termes probabilistes

La valeur initiale de l'IC est la valeur moyenne de la distribution et l'IC, se déplaçant progressivement vers la gauche au fil du temps. La défaillance se produit lorsqu'une structure ne fonctionne plus comme prévu. On suppose que la défaillance est associée à la nécessité d'une sorte de réparation, de réhabilitation ou de reconstruction. Par conséquent, toute modification de la définition de défaillance peut être basée sur l'historique des actions de réparation. L'hypothèse initiale de l'IC_{défaillance} est $N[25, 12,5]$, [4], ce qui indique une variable distribuée normalement avec une valeur moyenne de IC=25 et un écart type de $\sigma=12,5$. L'hypothèse est basée sur la définition de l'IC présentée dans le tableau 1, où la plage d'IC de 0 à 39 déclenche le remplacement. D'après la description, un petit nombre de réparations pourraient se produire dans la gamme 40 à 54, où il y a une détérioration modérée. De même, dans la plupart des cas, un gestionnaire responsable n'attendra pas qu'une structure ne fonctionne plus (plage IC 0 – 9) pour effectuer une réparation. La figure 2 montre la distribution des défaillances de l'IC et le pourcentage présumé de remplacements qui se produiraient dans les plages des IC.

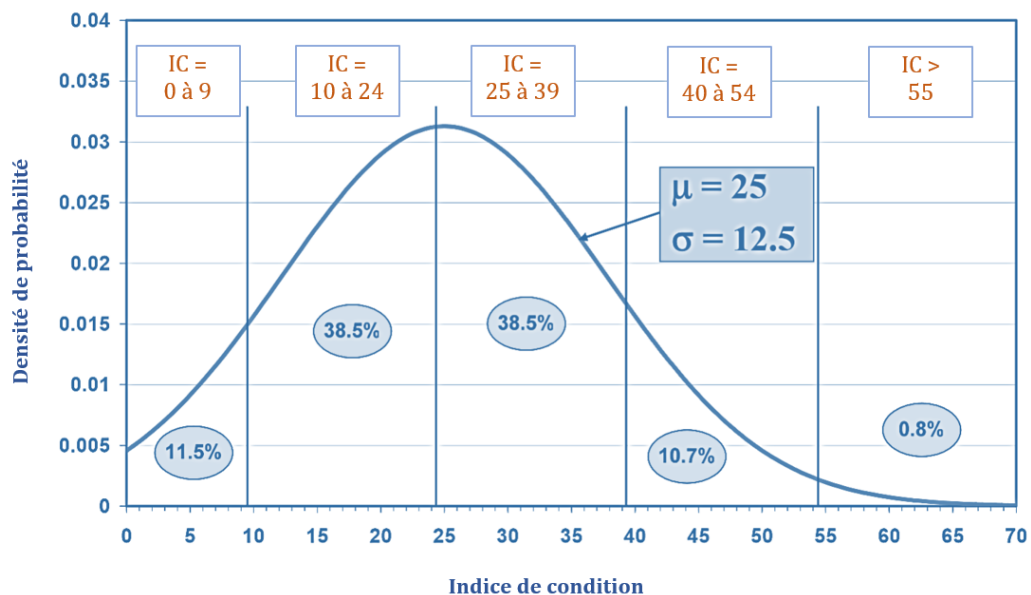


Fig. 2. Définition de l'IC de l'échec exprimée en termes probabilistes sous la forme d'une distribution normale tronquée

La méthodologie adoptée consistera, tout d'abord, à identifier les principaux éléments structuraux d'un évacuateur de crue présentés à la figure 3 [6], [3], [7].

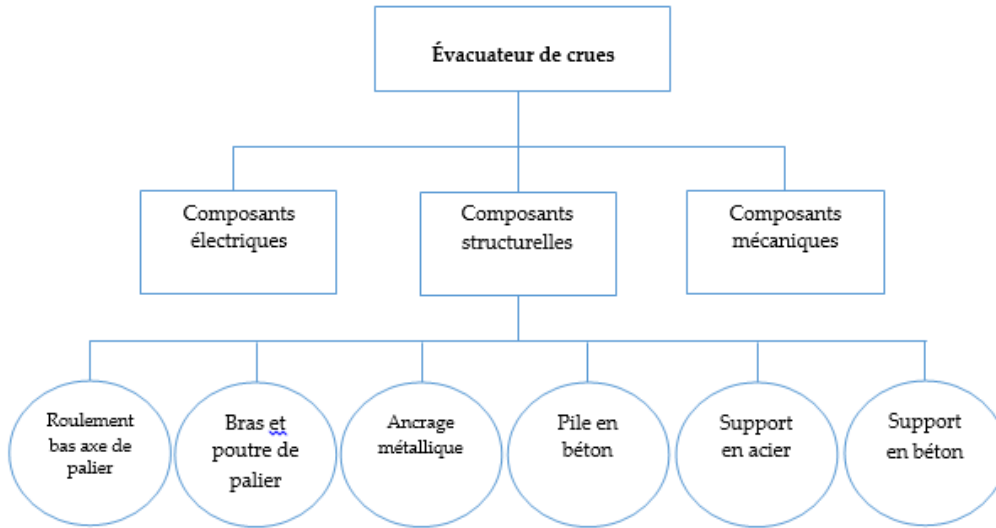


Fig. 3. Analyse Structurelle Descendante partielle d'un évacuateur de crues

Ensuite, il sera question de ressortir les différents tableaux d'état de condition construit par les experts [5]. A partir de ces tableaux d'états de condition et en suivant la démarche et les équations ci-après, le processus évolutif des Indices de Condition (IC (t)) dans le temps sera calculé, ainsi que les indices de fiabilité β (t). Enfin, les paramètres de Weibull des composants concernés seront déterminés.

Les moyennes des différents états du composant sont calculées en utilisant l'équation 1.

$$\mu_{cs_i} = \frac{CS_{min} + CS_{max}}{2} CS_{min} \quad (1)$$

Avec CS_{min} état de condition minimal, l'état de condition maximal et moyenne arithmétique de l'état i.

Les écart-types de ses différents états sont calculés en utilisant l'équation:

$$\sigma_{cs_i} = \frac{CS_{max} - \mu_{cs_i}}{1,96} \quad (2)$$

Avec σ_{cs_i} écart-types de l'état i; où la valeur numérique 1,96 est le résultat découlant de la fonction de distribution de la loi normale centrée réduite avec une erreur de 5%.

L'évolution temporaire des moyennes Indices de Conditions (IC (t)) de ces états est calculée en utilisant l'équation:

$$\mu CI_{YearX} = \max \left\{ CI_{mid} - \frac{(CI_{mid} - CI_{min}) \cdot (CS_{max} - 100 + X)}{\left(\frac{DLife}{\#CS} - 1 \right)}, CI_{min} \right\} \quad (3)$$

CI_{mid} est l'indice de condition moyen de l'état considéré, CI_{min} est l'indice de condition minimale, $DLife$ est la durée de vie prévue de la structure, $\#CS$ est le nombre d'états de condition.

Les indices de fiabilité β (t) des différents états sont calculés en utilisant l'équation:

$$\beta(t) = \frac{\mu CI(t) - \mu CI_{Failure}}{\sqrt{\mu \sigma + \mu \sigma^2_{Failure}}} \quad (4)$$

Avec $\mu CI_{Failure} = 25$ et $\mu \sigma_{Failure} = 12,5$ valeurs définies par [5], [6].

Les probabilités de défaillance en fonction du temps de chaque nœud sont calculées en utilisant l'équation:

$$P_f(t) = \phi(-\beta(t)) \quad (5)$$

Avec ϕ la fonction de distribution de la loi normale centrée réduite et est la probabilité de défaillance du composant et un instant « t ».

Et de façon complémentaire, nous calculons les fiabilités en fonction du temps de chaque composant en utilisant l'équation:

$$R(t) = 1 - P_f(t) \text{ ou } R(t) = 1 - \phi(-\beta) \quad (6)$$

Où $R(t)$ est la fiabilité du composant et un instant « t ».

Cette fiabilité peut être approchée par une distribution de Weibull à deux paramètres. La détermination de ces paramètres se fait par l'utilisation la régression linéaire selon l'équation 7 présentée ci-dessous:

$$y = ax + b \quad (7)$$

Où les variables x et y en fonction du temps de chaque composant sont calculés en utilisant les équations suivantes:

$$x_t = \ln(t) \quad (8)$$

$$y_t = \ln\left(\frac{\ln 1}{R(t)}\right) \quad (9)$$

Avec x_t et y_t l'évolution des variables x et y en fonction du temps.

Après avoir tracé la série de point $y = f(x)$, on utilise la régression linéaire pour déterminer les paramètres a et b de l'équation 7.

Ensuite, une première approximation des deux paramètres α et β de la loi de Weibull est faite selon les équations suivantes:

$$\alpha = \frac{1}{e^{\left(\frac{b}{a}\right)}} \quad (10)$$

$$\beta = a \quad (11)$$

Avec α qui est le paramètre de forme et β le paramètre d'échelle.

Après cette première approximation des paramètres α et β de la loi de Weibull associée à chaque nœud, leurs optimisations ont été effectuées via le solveur non linéaire GRG (Generalized Reduced Gradient) [8], [9] en minimisant la somme des carrés des résidus. Il est à noter que les résidus des points avec une fiabilité identique à deux instants consécutifs ont été annulés pour les exclure du processus d'ajustement (voir algorithme en (12)). Le test de Kolmogorov Smirnov [10] a permis de valider les lois de Weibull aux paramètres optimisés.

$$\text{Si } |R(t+1) - R(t)| < 0,001; \text{ alors } (R(t+1) - R(t))^2 = 0; \text{ Sinon calculer } (R(t+1) - R(t))^2 \quad (12)$$

Le test de Kolmogorov Smirnov (KS) consiste à calculer les valeurs absolues des différences existantes entre les distributions de fréquences relatives cumulées de deux échantillons (Dans notre cas, $R(t)$ et $R(t)w$) et à comparer la plus grande de ces valeurs ($D_{\max}$) au seuil critique D_α [10]. La variable D_α est calculée selon (13).

$$D_\alpha = \frac{c}{\sqrt{n}} \quad (13)$$

Où n est la taille de l'échantillon, α le quantile considéré et C une constante fonction de α . Pour nos tests de KS, les deux hypothèses sont indiquées ci-après.

H0: La fiabilité obtenue par les données discrètes est la même que la fiabilité approchée par la loi de Weibull dont les paramètres sont calculés.

H1: La fiabilité obtenue par les données discrètes est différente de la fiabilité approchée par la loi de Weibull dont les paramètres sont calculés.

$n = 50$, $\alpha = 1\%$, $c = 1,63$; donc $D_\alpha = 0,276$.

Si $D_{\max} < D_\alpha$, l'hypothèse H0 est acceptée (la loi est validée).

3 RESULTATS

Dans cette étude, on suppose que l'inspecteur classera correctement la structure 95 % du temps, bien que d'autres valeurs raisonnables (90 %, 85 %) puissent être choisies. Des facteurs tels que l'expérience de l'inspecteur, les contrôles ponctuels d'assurance qualité, les programmes de formation, la certification officielle, les réunions périodiques et les directives publiées doivent être pris en compte dans le choix de cette valeur [12]. Lorsqu'un inspecteur affecte un état de condition, il existe une plage de valeurs qui peut être assez large. Pour être prudent, on suppose que la valeur moyenne de l'IC est au centre de la plage lorsque l'état de la condition est identifié pour la première fois.

3.1 IDENTIFICATION DES PRINCIPAUX ÉLÉMENTS STRUCTURAUX

À partir de l'Analyse Structurale Descendante de la figure 3, les éléments structuraux d'un évacuateur de crues sont identifiés à la dernière ligne. Leurs désignations et codifications sont données dans le tableau 2.

Tableau 2. Principaux éléments structuraux

Codification	Désignation
R_B_A_P	Roulement Bas Axe de Palier
B_P_P	Bras et Poutre de Palier
E_M	Ancrage Métallique
P_B	Pile en Béton
S_A	Support en Acier
S_B	Support en Béton

3.2 DETERMINATION DES PARAMETRES DE WEIBULL DE LA FIABILITE DES BRAS ET POUTRE DE PALIER

La première étape consiste à déterminer les Indices de condition des « Bras et poutre de palier » à partir du tableau 3, tiré des annexes de [2], [5].

Tableau 3. Indice de condition de BPP

Bras et Poutre de Palier							
États	Score des Indice de Condition						
	0 – 9	10 – 24	25 – 39	40 – 54	55 – 69	70 – 84	85 – 100
1							X
2				X	X	X	
3	X	X	X	X	X		
4	X	X	X				

À partir du tableau 3, les quatre états du « Bras et Poutre de Palier », [85-100], [70-84], [40-69], [0-39], peuvent être relevés.

Les équations 1 à 6 ont été implémentées en considérant un pas de temps de 2 ans sur une période de 0 à 100 ans. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 4 ci-dessous.

Tableau 4. Résultats de calcul pour BPP

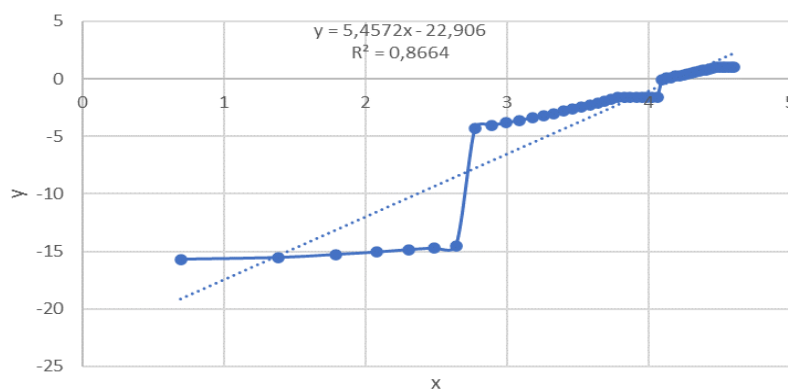
Min	Max	Moy	$\mu\sigma$ (t)	100 - t	t (an)	$\mu Cl(t)$	$\beta(t)$	pf(t)	R(t)
85	100	92,5	3,83	100	0	92,5	5,16	1,235E-07	1
85	100	92,5	3,83	98	2	92,0	5,12	1,528E-07	1
85	100	92,5	3,83	96	4	91,5	5,09	1,790E-07	1
85	100	92,5	3,83	94	6	90,9	5,04	2,328E-07	1
85	100	92,5	3,83	92	8	90,4	5	2,867E-07	1
85	100	92,5	3,83	90	10	89,9	4,96	3,525E-07	1
85	100	92,5	3,83	88	12	89,4	4,93	4,111E-07	1
85	100	92,5	3,83	86	14	88,9	4,89	5,042E-07	0,977
70	84	77	3,57	84	16	77,0	4	3,167E-05	0,973
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
70	84	77	3,57	70	30	73,6	3,74	9,201E-05	0,926
40	69	54,5	7,4	68	32	54,0	2	2,275E-02	0,916
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
40	69	54,5	7,4	40	60	40,0	1,03	1,515E-01	0,145
0	39	19,5	9,95	38	62	18,8	-0,39	6,517E-01	0,125
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
0	39	19,5	9,95	0	100	0,0	-1,56	9,406E-01	0,926

Nous calculons les variables x et y en fonction du temps de chaque nœud en utilisant les formules d'équation 8 et 9. Les résultats sont présentés dans le tableau 5. La lecture de ce dernier se fait du haut vers le bas et de la gauche vers la droite suivant les valeurs croissantes de x.

Tableau 5. Évolution des variables de l'équation 7 de BPP

x	y	x	Y	x	y	x	y	x	y	x	y
0,001	-15,907	2,89	-10,192	3,526	-3,606	3,951	-2,303	4,22	0,295	4,454	0,923
0,693	-15,694	2,996	-10,025	3,584	-3,444	3,989	-2,174	4,248	0,377	4,477	0,981
1,386	-15,536	3,091	-9,86	3,638	-3,286	4,025	-2,048	4,277	0,448	4,5	1,038
1,792	-15,273	3,178	-9,737	3,689	-3,131	4,06	-1,926	4,304	0,526	4,522	1,038
2,079	-15,065	3,258	-9,615	3,738	-2,981	4,094	-1,806	4,331	0,594	4,543	1,038
2,303	-14,858	3,332	-9,453	3,784	-2,835	4,127	0,053	4,357	0,66	4,564	1,038
2,485	-14,704	3,401	-9,294	3,829	-2,692	4,159	0,133	4,382	0,732	4,585	1,038
2,639	-14,5	3,466	-3,772	3,871	-2,572	4,19	0,22	4,407	0,794	4,605	1,038

La régression linéaire a été utilisée pour déterminer une première approximation des paramètres a et b de l'équation 7. Elle est présentée à la figure 4 ci-dessous.

Fig. 4. Régression linéaire $y = f(x)$ de BPP

On obtient $a = 5,457$ et $b = -22,906$. Selon les équations 10 et 11, on détermine les paramètres de Weibull à deux paramètres. On déduit que BPP suit une loi de Weibull (67,00; 5,46).

Ensuite, l'optimisation de ces paramètres est faite avec le solveur non linéaire GRG [8], [9]. Ce dernier a été choisi pour sa flexibilité, son efficacité, sa robustesse et sa précision dans le but d'atteindre des solutions très précises. Il est bon de rappeler que nous avons préalablement appliqué l'algorithme présenté en [12]. Les résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 6. Valeurs des résidus quadratiques après optimisation

t (Année)	$\mu_{CI}(t)$	$\beta(t)$	$pf(t)$	$R(t)$	$R(t)w$	$R(t)-R(t)w$	$(R(t)-R(t)w)^2$	$(R(t)-R(t)w)^2$
0	92,5	5,16	1,23E-07	1	1	1,23E-07	0	1,52E-14
2	92,0	5,12	1,52E-07	1	0,999	7,12E-07	0	5,08E-13
4	91,5	5,09	1,79E-07	1	0,999	1,36E-05	0	1,87E-10
6	90,9	5,04	2,32E-07	1	0,999	6,99E-05	0	4,89E-09
10	89,9	4,96	3,52E-07	1	0,999	0,00	0	4,91E-08
12	89,4	4,93	4,11E-07	1	0,998	0,00	0	2,93E-07
14	88,9	4,89	5,04E-07	0,977	0,997	0,00	4,33E-06	1,26E-06
16	77,0	4	3,16E-05	0,973	0,994	0,01	0,00	4,33E-06
...	...	...	...	...	...	...	...	...
30	73,6	3,74	9,20E-05	0,926	0,956	0,02	0,00	0,0002
32	54,0	2	2,27E-02	0,916	0,944	0,01	0,00	0,0001
...	...	...	...	...	...	...	...	...
60	40,0	1,03	1,51E-01	0,145	0,494	0,11	0,01	0,01
62	18,8	-0,39	6,51E-01	0,125	0,447	0,09	0,00	0,00
...	...	...	...	...	...	...	...	...
100	0,0	-1,56	9,40E-01	0,926	0,004	0,05	0,00	0,00

Après optimisation, nous obtenons que BPP suit une loi de **Weibull (65,48; 4,00)**, avec un $R^2 = 0,995$. La figure 5 présente l'évolution temporaire de la fiabilité ($R(t)$) de BPP; avec $R(t)$ la courbe de fiabilité obtenue par les données discrètes, et $R(t)w$ la courbe de fiabilité approchée par la loi de Weibull aux paramètres optimisés. Elles sont très proches la plupart du temps et $R(t)w$ est généralement conservateur pour les quelques cas de décalage.

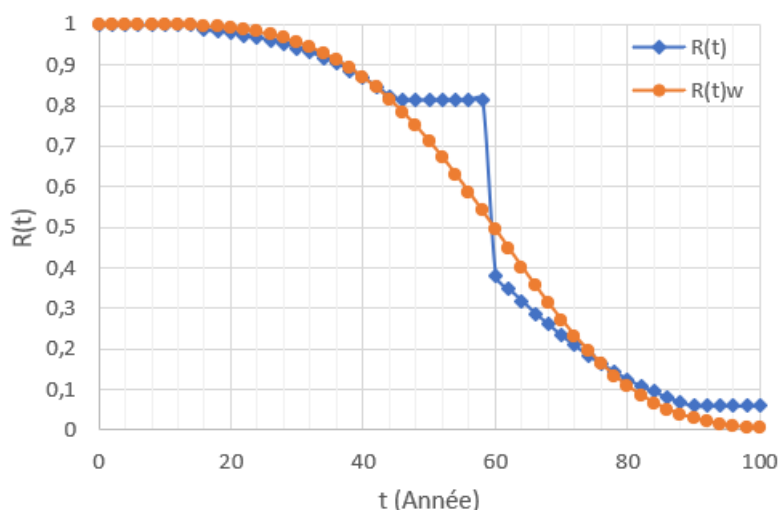


Fig. 5. Évolution de $R(t)$ de BPP discret et approcher par la loi de Weibull

Du tableau 6, on obtient $D_{\max} = 0,273 < D_{\alpha} = 0,276$; donc l'hypothèse H_0 est acceptée, la loi de Weibull et ses paramètres optimisés sont validés.

3.3 DETERMINATION DES PARAMETRES DE WEIBULL DE LA FIABILITE DE L'ANCRAGE METALLIQUE

De même, pour l'élément EM, on a le tableau 7 tiré des annexes de [2], [5] qui donne ses trois états.

Tableau 7. Indice de condition de EM

Ancrage Métallique							
États	Score des Indice de Condition						
	0 – 9	10 – 24	25 – 39	40 – 54	55 – 69	70 – 84	85 – 100
1							X
2			X	X	X		
3	X	X	X				

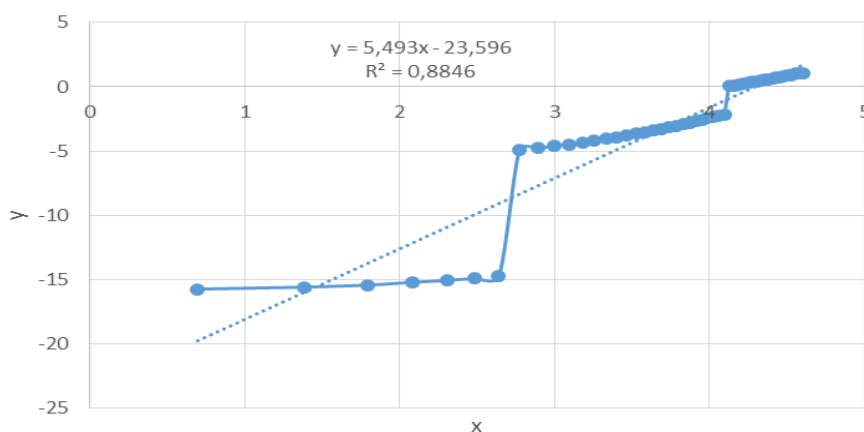


Fig. 6. Régression linéaire $y = f(x)$ de EM

On obtient $a = 5,493$ et $b = -23,596$. Le composant EM suit une loi de Weibull (66,06; 5,49).

La figure 7 présente l'évolution temporelle des courbes de fiabilité de EM. Les indicateurs affichés à droite des courbes montrent que la loi de Weibull optimisée de EM est validée.

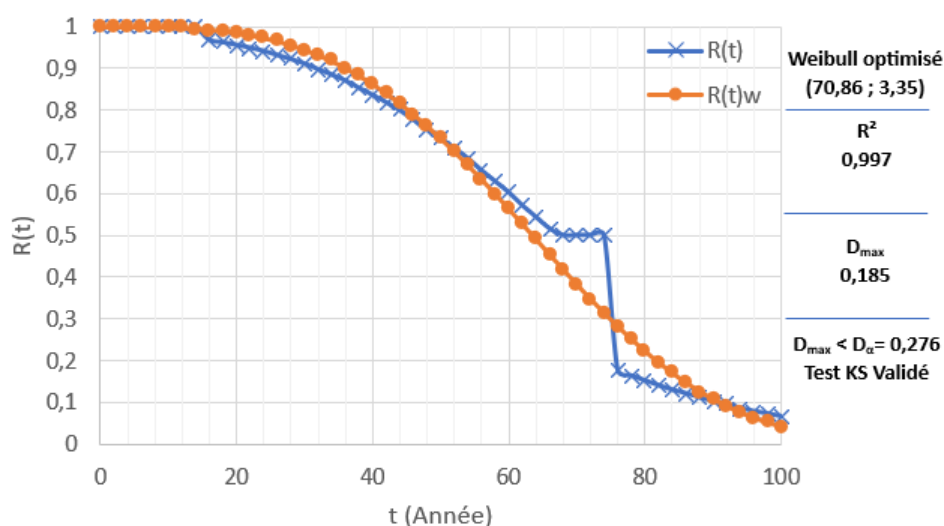


Fig. 7. Évolution de $R(t)$ de EM discret et approcher par la loi de Weibull

3.4 DETERMINATION DES PARAMETRES DE WEIBULL DE LA FIABILITE DE LA POUTRE EN BETON

Pour l'élément PB, on a le tableau 8 tiré des annexes de [2], [5] qui indique ses quatre états.

Tableau 8. Indice de condition de PB

Pile en Béton							
États	Score des Indice de Condition						
	0 – 9	10 – 24	25 – 39	40 – 54	55 – 69	70 – 84	85 – 100
1							X
2					X	X	
3			X	X			
4	X	X					

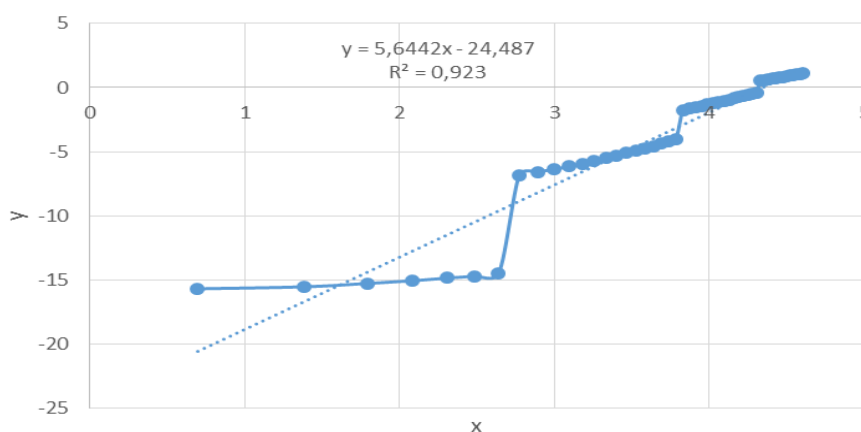


Fig. 8. Régression linéaire $y = f(x)$ de PB

On obtient $a = 5,644$ et $b = -24,487$. D'où le composant PB suit une loi de **Weibull (80,88; 5,64)**.

La figure 9 présente l'évolution temporelle des courbes de fiabilité de PB. Les indicateurs affichés à droite des courbes montrent que la loi de Weibull optimisée de PB est validée.

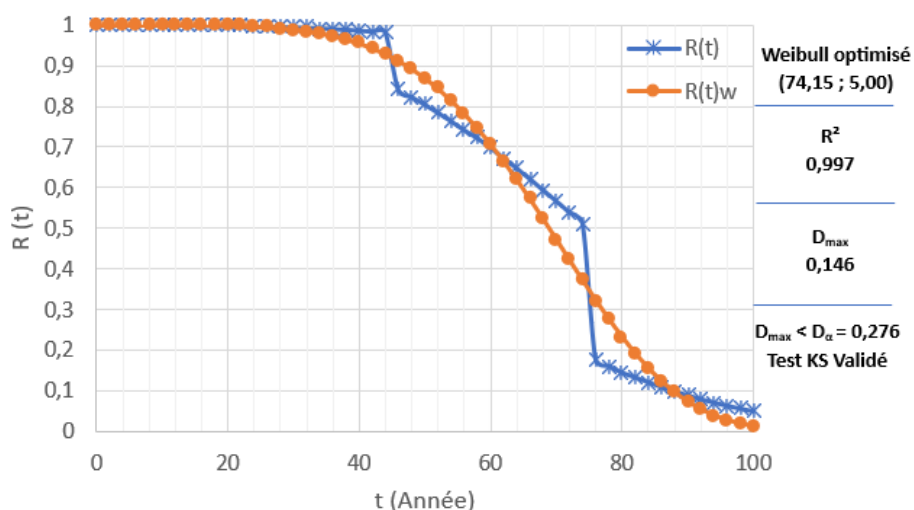


Fig. 9. Évolution de $R(t)$ de PB discret et approcher par la loi de Weibull

3.5 DETERMINATION DES PARAMETRES DE WEIBULL DE LA FIABILITE DU SUPPORT EN ACIER

Pour l'élément SA, on a le tableau 9 tiré des annexes de [2], [5] qui indique ses cinq états.

Tableau 9. Indice de condition de SA

Support en Acier							
États	Score des Indice de Condition						
	0 – 9	10 – 24	25 – 39	40 – 54	55 – 69	70 – 84	85 – 100
1							X
2						X	
3				X	X		
4		X	X				
5	X						

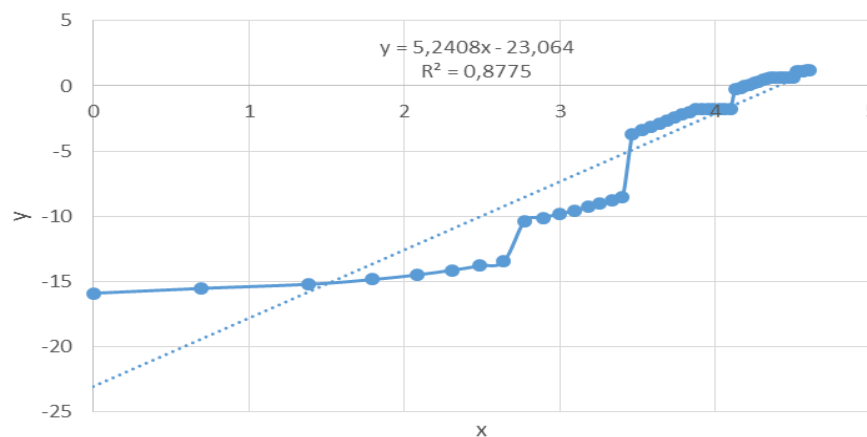


Fig. 10. Régression linéaire $y = f(x)$ de SA

On a $a = 5,241$ et $b = -23,064$. D'où le composant SA suit une loi de **Weibull (81,52; 5,24)**.

La figure 11 présente l'évolution temporelle des courbes de fiabilité de SA. Les indicateurs affichés à droite des courbes montrent que la loi de Weibull optimisée de SA est validée.

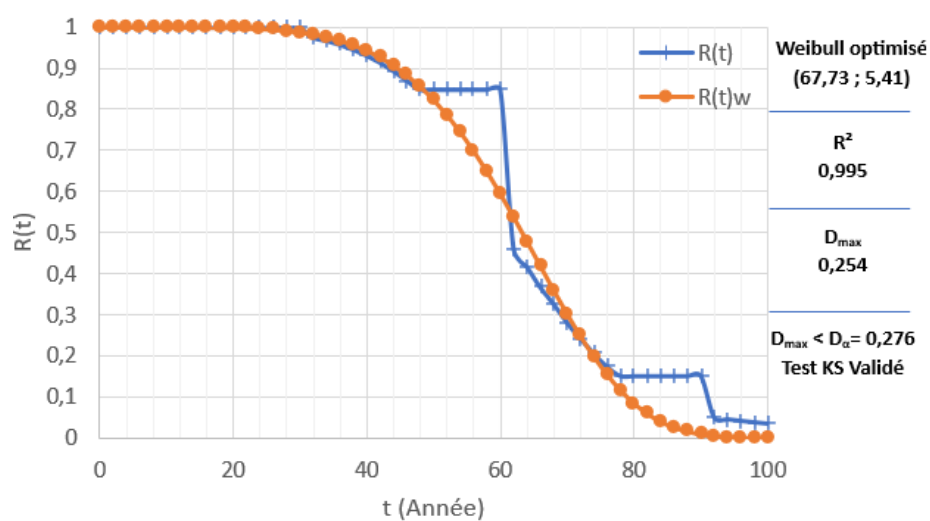


Fig. 11. Évolution de $R(t)$ de SA discret et approcher par la loi de Weibull

3.6 DETERMINATION DES PARAMETRES DE WEIBULL DE LA FIABILITE DU SUPPORT EN BETON

Pour l'élément SB, on a le tableau 10 tiré des annexes de [2], [5] qui indique ses cinq états.

Tableau 10. Indice de condition de SB

Support en Béton							
États	Score des Indice de Condition						
	0 – 9	10 – 24	25 – 39	40 – 54	55 – 69	70 – 84	85 – 100
1							X
2						X	
3				X	X		
4		X	X				
5	X						

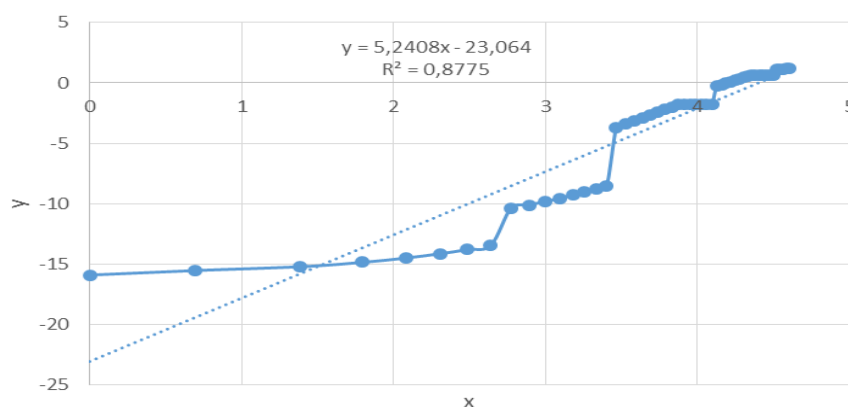


Fig. 12. Régression linéaire $y = f(x)$ de SB

On obtient $a = 5,2408$ et $b = -23,064$. D'où le nœud suit une loi de Weibull (81,52; 5,24).

La figure 13 présente l'évolution temporelle des courbes de fiabilité de SB. Les indicateurs affichés à droite des courbes montrent que la loi de Weibull optimisée de SB est validée.

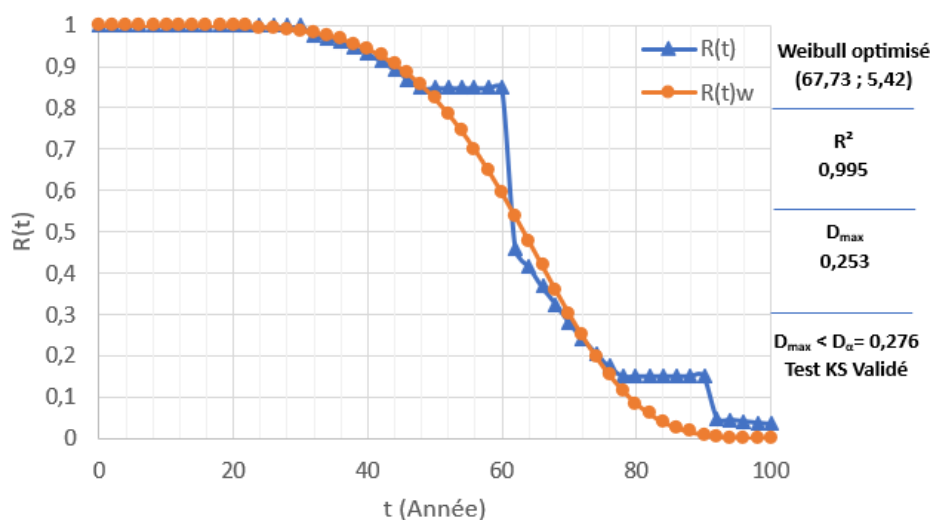


Fig. 13. Évolution de $R(t)$ de SB discret et approcher par la loi de Weibull

Le récapitulatif des paramètres de lois de Weibull des principaux composants structuraux de l'évacuateur de crues est présenté dans le tableau 11 ci-dessous.

Tableau 11. Synthèse des paramètres de lois des principaux éléments structuraux d'un évacuateur

Codification	Désignation	Loi	Paramètres	Périodes d'étude (année)
RBAP	Roulement Bas Axe de Palier	Weibull	$\alpha = 129 ; \beta = 5,18$	100
BPP	Bras et Poutre de Palier	Weibull	$\alpha = 65,47 ; \beta = 4,00$	100
EM	Ancrage Métallique	Weibull	$\alpha = 70,86 ; \beta = 3,35$	100
PB	Pile en Béton	Weibull	$\alpha = 74,15 ; \beta = 5,05$	100
SA	Support en Acier	Weibull	$\alpha = 67,73 ; \beta = 5,41$	100
SB	Support en Béton	Weibull	$\alpha = 67,73 ; \beta = 5,42$	100

4 CONCLUSION

Ce travail est un cas d'application qui développe une méthodologie permettant de déterminer les paramètres de Weibull des composants structuraux en utilisant la méthode d'indice de condition pour calculer l'évolution de la probabilité de défaillance des composants structuraux des évacuateurs de crues ainsi que leur fiabilité. Partant d'une analyse structurelle descendante d'un évacuateur de crues et des tableaux d'Indice de Condition mis en place par les experts, une succession d'étapes bien a permis d'aboutir aux différents paramètres des lois de Weibull des composants structurels. Ces lois ainsi que leurs paramètres ont passé le test de conformité de Kolmogorov Smirnov. Ils pourront légitimement être utilisés ultérieurement pour déterminer l'évolution de la fiabilité structurelle d'un évacuateur de crues dans le temps.

REMERCIEMENTS

Nous remercions les différents laboratoires pour le cadre fourni et mis à notre disposition pour l'accomplissement de ce travail.

REFERENCES

- [1] D. N. D. Hartford, G. B. Baecher, P. A. Zielinski, R. C. Patev, R. Ascila, et K. Rytters, *Operational Safety of Dams and Reservoirs: Understanding the reliability of flow-control systems*, ICE Publishing, 2016.
- [2] M. Kalantarnia, « Reliability analysis of spillway gate systems », *McGill Univ.*, 2013.
- [3] M. Kalantarnia, L. Chouinard, et S. Foltz, « Objective procedure for optimization of inspection and testing strategies for spillways », *J. Infrastruct. Syst.*, vol. 22, n° 1, p. 04015011, 2016.
- [4] A. Estes, S. Foltz, et D. McKay, « Estimating risk from spillway gate systems on dams using condition assessment data », 2005.
- [5] L. Chouinard, S. Foltz, J.-G. Robichaud, et R. Wittebolle, « Condition assessment methodology for spillways », 2008.
- [6] R. C. Patev, C. Putcha, et S. D. Foltz, « Methodology for risk analysis of dam gates and associated operating equipment using fault tree analysis », ENGINEER RESEARCH AND DEVELOPMENT CENTER VICKSBURG MS, 2005.
- [7] Ftatsi Mbetmi, « Fiabilité résiduelle des ouvrages en béton dégradés par réaction alcali-granulat: application au barrage hydroélectrique de Song Loulou », PhD Thesis, Université de Toulouse, Université Toulouse III-Paul Sabatier, 2018.
- [8] S. Smith et L. Lasdon, « Solving large sparse nonlinear programs using GRG », *ORSA J. Comput.*, vol. 4, n° 1, p. 2-15, 1992.
- [9] M. Zakwan, « Gradient-based optimization », in *Handbook of Hydroinformatics*, Elsevier, 2023, p. 243-251.
- [10] F. J. Massey Jr, « The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit », *J. Am. Stat. Assoc.*, vol. 46, n° 253, p. 68-78, 1951.
- [11] R. Cortes, « Modified Kolmogorov-Smirnov Test for the Gamma and Weibull Distribution With Unknown Location and Scale Parameters », *NTIS Springf. VA 1980 113*, 1980.
- [12] A. C. Estes, D. M. Frangopol, et S. D. Foltz, « Updating reliability of steel miter gates on locks and dams using visual inspection results », *Eng. Struct.*, vol. 26, n° 3, p. 319-333, 2004.