

Le Chaos Polynomial pour l'Identification des Paramètres du Modèle d'un Quai sur Pieux à Partir de Données d'Instrumentation

Humberto Yáñez-Godoy

Université de Nantes, Institut de Recherche en Génie Civil et Mécanique (GeM), UMR 6183 CNRS, Faculté des Sciences et des Techniques, 2 rue de la Houssinière, Nantes, F-44000 France.

RESUME. La compréhension du comportement en service est d'un intérêt primordial quand il s'agit de planifier la maintenance des ouvrages portuaires et d'accomplir des analyses de risques. Pour les structures complexes, l'instrumentation fournit des informations précieuses : elle permet d'évaluer le niveau de chargement et les déplacements et offre aussi l'occasion de comparer les grandeurs mesurées à celles indiquées dans les hypothèses de calcul. L'objet de l'article est de mettre à jour en plus les modèles. Deux quais sur pieux avec tirants d'ancrage sur la Loire ont été instrumentés. L'article se focalise sur l'un d'eux. Un modèle stochastique du chargement de la marée est proposé. Un modèle mécanique est présenté afin d'identifier des paramètres mécaniques. Une méthode originale basée sur la décomposition du chaos polynomial et sur l'évaluation du maximum de vraisemblance est mise en œuvre.

MOTS-CLÉS : instrumentation, quai sur pieux, chaos polynomial.

ABSTRACT. The modeling of in service behavior is of first importance when planning the maintenance of harbor structures and when performing risk analysis. To this aim the monitoring of structures allows assessing the level of loading and the displacements. It offers the opportunity to compare the measured quantities to those expected. Moreover the paper aims to update the parameters of the model. Two pile-supported wharfs have been monitored in the Nantes Saint-Nazaire harbors. The paper focuses on one of them. The stochastic modeling of tide loading is focused on. A mechanical modeling is presented in view to identify mechanical parameters. An original method based both on polynomial chaos decomposition and maximum likelihood estimate is applied.

KEYWORDS : monitoring, pile-supported wharf, polynomial chaos.

1. INTRODUCTION

L'optimisation de Suivi-Maintenance-Réparation des structures situées dans des zones portuaires est actuellement un défi. La tenue récente des journées techniques « Gestion du patrimoine portuaire : enjeux, pratiques et attentes » (Nantes – 20 mars 2006) atteste de ces questions ; en effet, les ports incluent un ensemble de structures hétérogènes à cause de leur fonction, leur date de construction, leur typologie et leur matériau. L'instrumentation peut s'avérer d'une aide importante en complément des modélisations usuelles qu'elles soient au niveau du comportement mécanique ou du chargement, en particulier si des problèmes couplés difficiles apparaissent ou bien si des conditions de réalisation risquent d'éloigner le comportement de l'ouvrage de son comportement théorique. L'article se focalise sur l'étude d'un quai sur pieux instrumenté au niveau des tirants d'ancrage. Les données collectées lors d'une période de deux ans sont analysées. Un modèle stochastique de la variation de l'effort dans les tirants est proposé. Des modèles mécaniques 3D et 2D sont brièvement décrits. Finalement est suggéré une identification des variables de base du modèle mécanique à partir de la collecte des

données. Alternativement à la méthode pas à pas d'identification inverse de variables de base, reposant sur l'algorithme du simplex et supposant une densité de probabilité prédéfinie, une nouvelle méthode basée sur l'identification du chaos polynomial est appliquée. L'article présente successivement l'instrumentation, les résultats de mesure, la modélisation puis l'identification.

2. DESCRIPTION DU QUAI

L'ouvrage étudié concerne l'extension du terminal à bois du Cheviré, le poste 4, nommé quai C-4 par la suite. Le quai C-4 est situé en aval du pont de Cheviré, à proximité de Nantes, sur la rive gauche de la Loire. Il s'agit d'un quai sur pieux de 180 m de longueur et 34,50 m de largeur, prévu pour recevoir des navires de longueur maximale 225 m et d'un tirant d'eau de 9,10 m. On considère ici uniquement le comportement quasi-statique de ce type de quais. Les situations de chargement comprennent : 1) le chargement vertical venant du poids propre de la structure, des grues et du stockage ; 2) le chargement horizontal venant de la poussée du remblai sur le mur d'arrière-quai (actions dues au remblayage et aux variations de la marée), l'accostage et l'amarrage des navires et des actions du vent sur les grues. Les hypothèses principales, qui sont prises généralement, proviennent d'avis d'experts et d'études d'incertitudes réalisées pendant la préparation de l'Eurocode 7 (Magnan, 2006). Nous nous concentrons ici sur le chargement où les risques et les incertitudes sont plus importants : les chargements horizontaux et particulièrement celui agissant de la rive au fleuve.

3. INSTRUMENTATION

Une stratégie d'instrumentation originale a été réalisée. Elle vise à suivre le comportement global du quai, sous chargement horizontal, dans les 5 ans suivant sa construction afin de pouvoir mieux anticiper les évolutions dans le temps, et de faciliter la maintenance par une meilleure compréhension de son fonctionnement en service. On cherche à instrumenter des composants de l'ouvrage ayant une sensibilité importante au chargement horizontal, difficilement accessibles après le chantier et à suivre le maximum de grandeurs influentes. Le chargement horizontal considéré est constitué des actions du remblai, de l'amarrage des navires et du vent sur les grues. On a ainsi choisi d'instrumenter 12 tirants d'ancrage, à proximité du mur d'arrière-quai, afin de suivre l'effort normal, et de suivre l'influence du niveau de la marée et de la nappe dans le remblai. On a utilisé une technique usuelle par jauges de déformation, directement collées à chaud sur les tirants. De plus, des mesures de hauteur de nappe d'eau dans le remblai ont été faites à l'aide de trois piézomètres implantés derrière le mur d'arrière-quai et reliés au poste d'acquisition qui centralise l'ensemble des données. Enfin, un marégraphe du PANSN, situé à 1 km en aval du Pont de Cheviré, mesure le niveau de la marée toutes les 5 minutes.

4. ANALYSE DES MESURES ET HYPOTHESES DU COMPORTEMENT

L'analyse est réalisée au niveau des tirants d'ancrage. Les étapes sont la collecte des données fournies par le dispositif d'instrumentation, l'analyse des mesures brutes et le traitement afin de mettre en évidence des corrélations pertinentes, entre les efforts et la marée et entre efforts de tirants instrumentés voisins. L'intervalle des mesures étudié dans cet article comprend la période janvier 2004 à juin 2005, pendant laquelle les efforts évoluent selon la variabilité saisonnière de la marée. Le quai étant peu exploité durant ces mesures, et aucune relation entre la présence d'un navire et le niveau d'effort n'ayant pu être mise à jour, seuls les chargements de remblai sont analysés. L'acquisition de données est effectuée toutes les 30 minutes, ce qui permet de suivre les effets des marées (marées semi-diurnes) et d'éviter un stockage trop important. Afin d'isoler l'effet de la marée, on étudie les

variations des efforts dans les tirants $\Delta F = F_2 - F_1$, correspondants aux variations des niveaux d'eau de la Loire $\Delta H = H_2 - H_1$, entre deux instants donnés t_2 et t_1 (intervalle de temps de 30 minutes). Des études précédentes (Yáñez-Godoy, 2004) ont montré que le ratio $\Delta F / \Delta H$ présente une grande dispersion pour un tirant donné pour des valeurs de coefficients de marée (CMAR)¹ inférieures à 80. Pour cette raison, ce ratio ne peut pas être considéré comme caractéristique du tirant. En revanche, pour des marées de fort coefficient (CMAR > 80), une corrélation quasi-linéaire entre la charge dans les tirants et la variation du niveau d'eau permet de caractériser le comportement de tirants. Cette observation nous amène à étudier le comportement des tirants pendant des marées de fort CMAR, dont 6 valeurs sont sélectionnées entre 95 et 100. L'intérêt d'étudier les marées de fort coefficient vient du fait que cela conduit à des études de fiabilité de quais en situation d'actions extrêmes (Yáñez-Godoy *et al.*, 2006a et Yáñez-Godoy *et al.*, 2006b). La figure 1 montre la corrélation entre ΔF et ΔH pour l'ensemble des tirants pendant des marées descendantes de fort coefficient (janvier 2004 à juin 2005). On note une évolution croissante de ΔF à mesure que ΔH augmente ; à partir de corrélations existantes entre ΔH voisins on peut identifier des intervalles $\Delta F_{\Delta H_{\text{intervalle}}}$ (tableau 1).

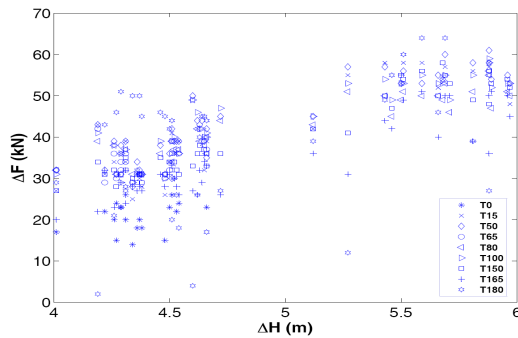
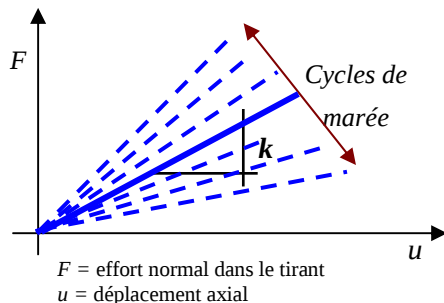


Figure 1 : Corrélation entre ΔF et ΔH .

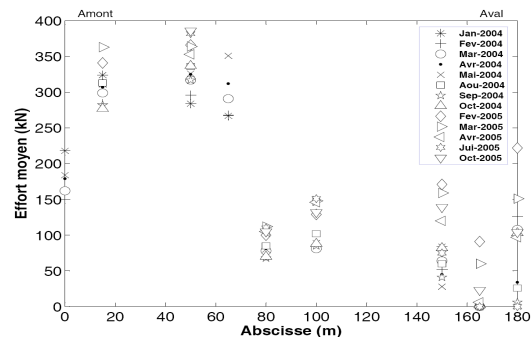
$\Delta F_{\Delta H_{\text{intervalle}}} \text{ (kN)}$	$\Delta H_{\text{intervalle}} \text{ (m)}$
32	4.00 – 4.50
35	4.51 – 4.80
42	5.10 – 5.30
54	5.40 – 6.00

Tableau 1 : Intervalles $\Delta F_{\Delta H_{\text{intervalle}}}$.

La corrélation quasi-linéaire existant entre ΔF et ΔH peut être assimilée comme un module tangent (figure 2a) qui représente le complexe « sol-tirant-plaque d'ancrage » (k), lequel est étudié durant différents cycles de marée (k peut varier). Le paramètre k est alors choisi comme la seule variable aléatoire (v.a.) qui peut justifier la variabilité de charge le long du quai (figure 2b). Ce paramètre fluctue de manière importante dans les différents tirants du fait des incertitudes lors des conditions de chantier (pose des tirants) et de l'aléa naturel des actions du remblai (voir Verdure, 2004 et Yáñez-Godoy, 2004).



a) Modèle linéaire du comportement de k .



b) Variabilité de l'effort le long du quai.

Figure 2 : Mesures d'effort et modèle proposé du comportement dans les tirants.

¹ En France, on associe à l'amplitude d'oscillation de la marée semi-diurne un coefficient nommé le coefficient de marée.

5. MODELISATION STOCHASTIQUE ET MECANIQUE

5.1. MODELISATION STOCHASTIQUE

Considérons le processus stochastique de variation de l'effort dans les tirants en fonction d'un $\Delta H_{\text{intervalle}}$ (tableau 1) pendant des marées de fort coefficient. Ce dernier est un processus stochastique discret dans l'espace et le temps : $\Delta F(x_i, t_j, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$ où x_i c'est la position du tirant, t_j est le temps initial de mesure de $\Delta H_{\text{intervalle}}$ et θ_j , l'aléa. La corrélation de $\Delta F_{\Delta H_{\text{intervalle}}}$ par rapport au temps est très faible et nous assumons un processus du type bruit-blanc au niveau du temps :

$$\Delta F(x_i, t_j, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}}) = \Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}}) \quad [\text{Eq. 1}]$$

Cela aboutit à supposer qu'à chaque date t_j , un nouvel événement θ_j de la même variable $\Delta F(x_i)$ est obtenu. Considérons la structure de ce processus stochastique dans l'espace. Nous supposons ici qu'un ensemble unique de v.a. mécaniques régit ce processus stochastique. En vue d'identifier cet ensemble de v.a. et d'être conséquent à cette supposition, un post-traitement des mesures est accompli. En effet, la dispersion de la moyenne de $\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$ est significative. Ce biais est expliqué par le nombre limité des mesures et par les incertitudes de mesure qui sont autour de 10 kN. Considérons $\mu_{\Delta F | \Delta H}$, la moyenne spatiale de l'espérance de $\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$:

$$\mu_{\Delta F | \Delta H} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})) \quad [\text{Eq. 2}]$$

où n est le nombre de tirants. En notant $\Delta F^*(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$ la v.a. centrée associée à $\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$, le redressement du signal suivant permet de filtrer les fluctuations sur la moyenne :

$$\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}}) \cong \mu_{\Delta F | \Delta H} + \Delta F^*(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}}) \quad [\text{Eq. 3}]$$

5.2. MODELISATION MECANIQUE

Un modèle mécanique de type poutre de Timoshenko libre permet de réduire considérablement les temps de calcul. Ses paramètres ont été identifiés à partir d'un modèle complet 3D du quai (voir Yáñez-Godoy *et al.*, 2006b). L'objectif de la modélisation mécanique est de fournir des fonctions robustes de transfert permettant d'identifier $k(\theta)$ à partir des v.a. définies en [Eq. 5] pour chaque $\Delta H_{\text{intervalle}}$.

6. IDENTIFICATION DE LA RAIDEUR DU COMPLEXE « SOL-TIRANT-PLAQUE D'ANCRAGE »

6.1. ÉTAPES D'IDENTIFICATION

En vue d'identifier la variable $k(\theta)$ représentant la raideur du complexe, trois étapes sont considérées après la transformation obtenu par [Eq. 3] : (a) Estimation de la charge déterministe agissant sur le remblai (référéncé la charge de marée $\Delta F_{\text{marée}, \Delta H_{\text{intervalle}}}$ par la suite) en fonction de $\Delta H_{\text{intervalle}}$, en connaissant les efforts dans les tirants et la raideur déterministe dans les tirants k_d ; (b) Estimation de chaque événement de $k(\theta | \Delta H)$ en connaissant $\Delta F_{\text{marée}, \Delta H_{\text{intervalle}}}$ et la distribution modifiée de $\Delta F(x_i, \theta_j | \Delta H_{\text{intervalle}})$ selon [Eq. 3]; (c) Identification de la distribution de $k(\theta | \Delta H)$ en utilisant le chaos polynomial (CP) (voir section 7). Notez que l'étape (a) consiste à découpler l'identification des efforts dans les tirants et la détermination des efforts du remblai. Elle est nécessaire

en raison du manque de la connaissance sur la poussée agissant sur le remblai (Verdure *et al.*, 2003, Verdure, 2004, Verdure *et al.*, 2005). La valeur déterministe sélectionnée pour la raideur des tirants est de $k_d = 61,9$ MN/m : c'est une valeur moyenne « raisonnable » parce qu'elle correspond à la raideur d'un tirant parfaitement encastrée dans la plaque d'ancrage sans considérer le sol. En effet, la présence du sol tend à augmenter la raideur car il diminue le déplacement élastique possible de la plaque d'ancrage.

6.2. PREMIERE ETAPE : ESTIMATION DE LA CHARGE DE MAREE

$\Delta F_{marée, \Delta H_{intervalle}}$ est calculé au moyen d'une analyse inverse :

$$\Delta F_{marée, \Delta H_{intervalle}} = \arg \min_{\Delta F_{marée, \Delta H_{intervalle}}} \left(\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(\Delta F^c(x_i, \Delta F_{marée, \Delta H_{intervalle}}))}{\Delta F_{\Delta H_{intervalle}}} - 1 \right)^2 \quad [\text{Eq. 4}]$$

où $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(\Delta F^c(x_i, k_d))$ est la moyenne de la variation d'effort dans les tirants le long du quai résultant du calcul avec le modèle déterministe (section 5.2) ; $\Delta F_{\Delta H_{intervalle}}$ est montré dans le tableau 1. Le problème est résolu en utilisant la méthode d'ordre zéro du simplex (Nelder *et al.*, 1965). De cette manière, on détermine les valeurs suivants pour chaque $\Delta H_{intervalle}$: 64, 71, 86 et 109 kN.

6.3. DEUXIEME ETAPE : ESTIMATION DU VECTEUR $k(\theta|\Delta H)$

Pour un ΔH donné et en connaissant $\Delta F_{marée, \Delta H_{intervalle}}$ obtenu de [Eq. 4] et du post-traitement $\Delta F(x_i, \theta_j|\Delta H_{intervalle})$ obtenu de [Eq. 3], chaque événement $k(\theta_j|\Delta H)$ est solution du problème d'optimisation :

$$k(\theta_j|\Delta H) = \arg \min_k \left(\sum_{i=1}^n (\Delta F(x_i, \theta_j|\Delta H_{intervalle}) - \Delta F^c(x_i, k)) \right)^2 \quad [\text{Eq. 5}]$$

où $\Delta F^c(x_i, k)$ est la variation d'effort dans les tirants le long du quai résultant du calcul avec le modèle déterministe et la raideur k . L'ensemble d'événements de $k(\theta|\Delta H)$ est ainsi acquis à partir de la résolution de m problèmes inverses ; où m est la taille de $\Delta F(x_i, \theta_j|\Delta H)$. Le problème est aussi résolu par la méthode du simplex. En admettant que chaque événement ΔH a la même probabilité d'occurrence, la distribution de la v.a. $k(\theta)$ est composée de tous les événements $k(\theta|\Delta H)$, quel que soit ΔH dans l'intervalle [4 m ; 6 m] pour des fort CMAR, intervalle [95 ; 100]. Les deux premiers moments statistiques μ_k et σ_k sont respectivement 62,57 MN/m et 7,56 MN/m.

7. DISTRIBUTION DE LA RAIDEUR EN UTILISANT LE CHAOS POLYNOMIAL

7.1. FORMULATION DU PROBLEME

Quand la distribution des variables ne suit pas une densité de probabilité prédéfinie et dans l'intention de systématiser l'identification à partir d'une base de données et des calculs stochastiques, des méthodes sont maintenant disponibles (Desceliers *et al.*, 2006, Ghanem *et al.*, 2006, Sakamoto *et al.*, 2002). Nous employons ici l'estimation du maximum de vraisemblance pour l'identification de la décomposition du CP (Desceliers *et al.*, 2006). Le problème est ensuite de trouver les coefficients k_i de la décomposition unidimensionnelle du CP :

$$k(\theta) = k(\xi(\theta)) = \sum_{i=0}^p k_i h_i(\xi(\theta)) \quad [\text{Eq. 6}]$$

où p est l'ordre de la décomposition du CP, $\xi(\theta)$ est le germe Gaussien, i.e. une variable normalisée et h_i le polynôme d'Hermite de grade i . En utilisant la méthode du maximum de vraisemblance, les coefficients k_i sont solution du problème d'optimisation :

$$L(\kappa) = \arg \min_{\kappa} L(\kappa) \quad [\text{Eq. 7}]$$

où κ est le vecteur de composantes k_i ($\kappa = [k_0, \dots, k_p]$) de dimension $(p+1)$ et L est la fonction de vraisemblance :

$$L(\kappa) = \prod_{j=1}^N p_k(k(\theta_j); \kappa) \quad [\text{Eq. 8}]$$

où N est la taille de l'échantillon de $k(\theta_j)$ (voir section 6.3) et $p_k(\cdot; \kappa)$ est la fonction de densité de probabilité de la variable $k(\theta)$ définie en [Eq. 6], dépendant de l'ensemble de coefficients du CP.

7.2. ALGORITHME DE RESOLUTION

La fonction de vraisemblance [Eq. 8], prend des valeurs voisines de la précision numérique. Cela conduit à modifier [Eq. 7] en :

$$- \text{Log}(L(\kappa)) = \arg \min_{\kappa} (- \text{Log}(L(\kappa))) \quad [\text{Eq. 9}]$$

En vue de systématiser l'algorithme, il est suggéré en (Desceliers *et al.*, 2006) de travailler dans un espace normalisé (Ghanem *et al.*, 1991) en utilisant des propriétés du CP et de la décomposition se servant de L_2 norm :

$$\begin{cases} k_0 = \mu_k \\ \text{Var}(k(\xi(\theta))) = \sum_{i=1}^p k_i^2 = \sigma_k^2 \end{cases} \quad [\text{Eq. 10}]$$

où μ_k et σ_k sont respectivement la moyenne statistique et l'écart type de la variable $k(\theta_j)$. Ces deux moments statistiques sont calculés à partir de l'ensemble de mesures de $k(\theta)$ obtenu en 6.3. La première condition réduit le nombre de coefficients inconnus à p et la seconde permet chercher les autres coefficients dans une hyper-sphère de rayon σ_k . D'ailleurs, en indiquant k_i^* la quantité k_i / σ_k les conditions [Eq. 10] deviennent :

$$\begin{cases} k_0 = \mu_k \\ \sum_{i=1}^p (k_i^*)^2 = 1 \end{cases} \quad [\text{Eq. 11}]$$

Ces nouvelles conditions permettent de chercher p coefficients $[k_1^*, \dots; k_i^*, \dots; k_p^*]$ dans une hyper-sphère de rayon 1. La dernière condition est intéressante pour l'optimisation des algorithmes. On note que pour $p=1$ la solution est la fonction de densité de probabilité normale centrée. Un algorithme d'optimisation est utilisé pour résoudre [Eq. 9] en connaissant [Eq. 11]. Il est basé sur des simulations de Monte Carlo.

7.3. SOLUTION DE L'IDENTIFICATION

D'abord, on considère un CP d'ordre 2. En utilisant la seconde propriété de [Eq. 11], on peut introduire des coordonnées polaires par un paramètre angulaire φ :

$$\begin{cases} k_1^* = \cos(\varphi) \\ k_2^* = \sin(\varphi) \end{cases} \text{ avec } \varphi \in [0; 2\pi] \quad [\text{Eq. 12}]$$

Sur l'évolution de $-\text{Log}(L(\varphi))$, (figure 3a)², on peut trouver le minimum de la fonction de vraisemblance au moyen d'un algorithme d'optimisation. Considérons deuxièmement un CP d'ordre 3. On peut introduire deux paramètres angulaires θ et φ :

$$\begin{cases} k_1^* = \cos(\theta) \cdot \cos(\varphi) \\ k_2^* = \cos(\theta) \cdot \sin(\varphi) \\ k_3^* = \sin(\theta) \end{cases} \text{ avec } \theta \in \left[-\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}\right] \text{ et } \varphi \in [-\pi; \pi] \quad [\text{Eq. 13}]$$

Le minimum de la fonction de vraisemblance est cherché maintenant sur l'évolution de $-\text{Log}(L(\theta; \varphi))$, (figure 3b)². Les solutions k_i^* et k_i sont présentées dans le tableau 2 ainsi que les intervalles de confiance à 95 % sur le processus de résolution numérique. La moyenne et l'écart type de $k(\xi(\theta))$ sont identiques aux deux premiers moments statistiques calculés en 6.3. Les fonctions de densité de probabilité obtenues de la décomposition du CP sont montrées dans la figure 4. En testant plusieurs lois probabilistes prédéfinies sur les mesures, on obtient que celle qui ajuste le mieux les distributions valeurs expérimentales correspond à une loi lognormale ($-\text{Log}(L(\kappa)) = 64,40$). Le calcul de la fonction de densité de probabilité avec un CP de deuxième ordre est donc suffisant.

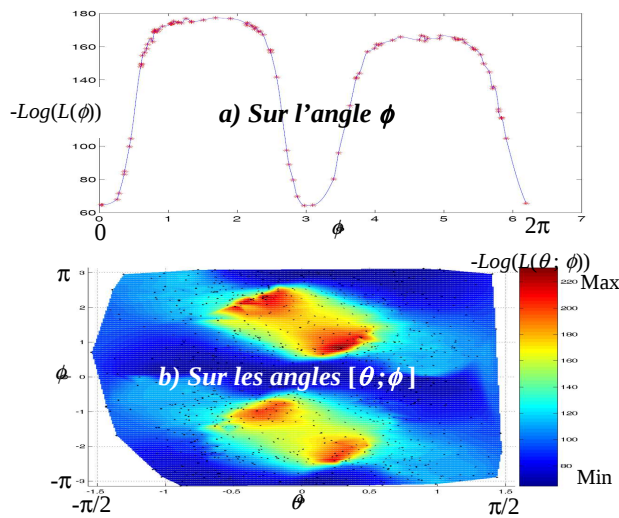


Figure 3 : Variation de $-\text{Log}(L(\kappa))$.

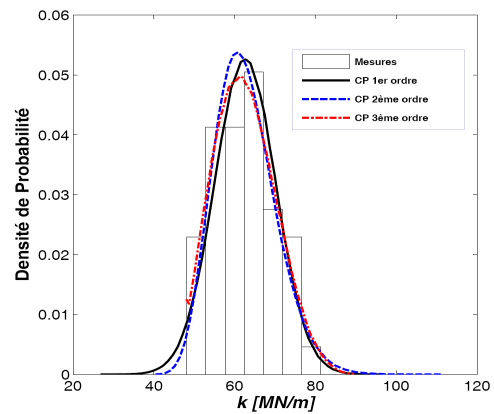


Figure 4 : Distribution statistique de k et ajustement avec un CP.

Ordre du CP	k_i^* [MN/m]	$-\text{Log}(L(\kappa))$	k_i [MN/m]
1	$k_1^* = 1$	$-\text{Log}(L(\kappa)) = 64,78$	$k_0 = 62,57$
			$k_1 = 7,56$
2	$k_1^* \in [0,9912; 0,9951]$	$-\text{Log}(L(\kappa)) \in [64,19; 64,25]$	$k_0 = 62,57$
	$k_2^* \in [0,0981; 0,1337]$		$k_1 \in [7,49; 7,52]$
3		$-\text{Log}(L(\kappa)) \in [63,12; 64,08]$	$k_2 \in [0,74; 1,01]$
	$k_1^* \in [-0,9939; -0,9931]$		$k_0 = 62,57$
	$k_2^* \in [0,0663; 0,1041]$		$k_1 \in [-7,51; -7,50]$
	$k_3^* \in [0,0422; 0,0967]$		$k_2 \in [0,50; 0,79]$
			$k_3 \in [0,32; 0,73]$

Tableau 2 : Coefficients du CP.

² Notez qu'il n'existe pas une unicité de solution à cause de la deuxième condition de [Eq. 11].

8. CONCLUSIONS

L'article a mis en avance la complexité des quais sur pieux et de leur comportement. Ensuite, la stratégie d'instrumentation pour caractériser ce comportement a été abordée. Un model mécanique est proposé pour identifier les variables principales qui régissent la variabilité de charge le long du quai ; il permet d'identifier la meilleure distribution de ces variables au sens du maximum de vraisemblance. Une identification originale est suggérée : elle est basée sur l'évaluation du maximum de vraisemblance et sur la décomposition du chaos polynomial. Cette méthode évite de supposer une distribution a priori. Un chaos polynomial d'ordre 1, 2 et 3 est considéré pour l'illustration.

REMERCIEMENTS

Ce travail a été réalisé grâce à une bourse doctorale financée par le Conseil National de Science et Technologie (CONACYT) du Mexique.

9. BIBLIOGRAPHIE

- Desceliers C., Soize C., Ghanem R. (2006), « Identification of chaos representations of elastic properties of random media using experimental vibration tests », *Computational Mechanics*, Springer Berlin / Heidelberg, Mars, pp. 831-838.
- Ghanem R., Spanos P., (1991), « *Stochastic finite elements: a spectral approach* », Dover Publications, 224 p.
- Ghanem R.G., Doostan A. (2006), « On the construction and analysis of stochastic models: characterization and propagation of the errors associated with limited data », *Journal of Computational Physics*, Volume 217, issue 1, Septembre, Academic Press Professional, Inc., pp. 63-81.
- Magnan J-P. (2006), « *Eurocode 7: calcul géotechnique* », Techniques de l'ingénieur, Construction, Editor ETI - Sciences et Techniques, C 240, pp. 1-8.
- Sakamoto S., Ghanem R. (2002), « Simulation of multi-dimensional non-gaussian non-stationary random fields », *Probabilistic Engineering Mechanics*, Volume 17, n° 2, Avril, Elsevier Ed., pp. 167-176.
- Verdure L., Casari P., Schoefs F. (2003), « Joint use of instrumentation and probabilistic modelling applied to a container wharf », *Proc. 9th Inter. Conf. On Applications of Statistics and Probability in civil engineering – ICASP 9*, San Francisco, USA, sur CD-Rom.
- Verdure L. (2004), « Cadre statistique du suivi en service des ouvrages de génie civil : application à un quai sur pieux », Thèse de doctorat, Université de Nantes, 232 p.
- Verdure L., Schoefs F., Casari P., Yañez-Godoy H. (2005), « Uncertainty updating of an on-pile wharf after monitoring », *9th International Conference on Structural Safety and Reliability – ICOSSAR 2005*, Rome, Italie, Augusti et al., publishers, Juin, pp. 1347-1354.
- Yañez-Godoy H. (2004), « Identification d'indicateurs de performance d'un quai d'accostage en estuaire », Rapport de recherche DEA, Université de Nantes, 110 p.
- Yañez-Godoy H., Schoefs F., Nouy A., Casari P. (2006a), « Extreme storm loading on in-service wharf structures : interest of monitoring for reliability updating », édition spécial « Fiabilité des matériaux et des structures et analyse des risques », *Revue Européenne de Génie Civil*, Volume 10, n°5, Hermès / Lavoisier, pp. 565-581.
- Yañez-Godoy H., Schoefs F. (2006b) « Estudio del comportamiento de un muelle sobre pilotes a partir de datos de monitoreo: Aporte de los elementos finitos estocásticos » *XV Congreso Nacional de Ingeniería Estructural*, Puerto Vallarta, Jalisco, Mexique, sur CD-Rom.