



HAL
open science

Modélisation de résultats d'inspection en présence de champs stochastiques de dégradation

Franck Schoefs, A. Clement, Anthony Nouy

► **To cite this version:**

Franck Schoefs, A. Clement, Anthony Nouy. Modélisation de résultats d'inspection en présence de champs stochastiques de dégradation. CFM 2007 - 18ème Congrès Français de Mécanique, Aug 2007, Grenoble, France. hal-03360171

HAL Id: hal-03360171

<https://hal.science/hal-03360171>

Submitted on 30 Sep 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Modélisation de résultats d'inspection en présence de champs stochastiques de dégradation

Franck Schoefs, Alexandre Clément, Anthony Nouy

*Institut de Recherche en Génie Civil et Mécanique, UMR CNRS 6183
Université de Nantes Atlantique, Ecole Centrale de Nantes
Faculté des Sciences et des Techniques, 2 rue de la Houssinière, 44322 Nantes cedex 3
Franck.schoefs@univ-nantes.fr*

Résumé :

Les inspections de structures existantes par des techniques de contrôles non-destructifs (CND) ne fournissent pas un résultat exact et il est courant de modéliser leur fiabilité en terme de probabilité de détection (PoD), probabilité de fausse alarme (PFA) et courbes de performance (ROC). Ces probabilités sont déterminées soit à partir de campagnes d'intercalibration soit par modélisation des densités de probabilité du bruit et du signal. Dans ce dernier cas, lorsque le bruit et le signal dépendent de la localisation sur la structure, les PoD et PFA sont des fonctions de l'espace. Cet article présente comment définir ces grandeurs lorsque le dommage et la procédure de détection sont des champs stochastiques.

Abstract :

Inspection by non-destructive testing (NDT) techniques of existing structures is not perfect and it has become a common practice to model their reliability in terms of probability of detection (PoD), probability of false alarms (PFA) and Receiver Operating Characteristic (ROC) curves. The assessment of PoD and PFA is even deduced from intercalibration of NDT tools or from the modelling of the noise and the signal. In this last case when the noise and the signal depend of the location on the structure PoD and PFA are spatially dependent. This paper presents how to define PoD and PFA when damage and detection are stochastic field.

Mots-clefs :

Probabilité de détection, champ stochastique, corrosion

1 Introduction

L'inspection in-situ par techniques de contrôles non-destructifs (CND) de structures conduit à des prises de décision dont les portées économiques (réparations) sont très importantes. Pour autant, compte tenu des difficultés de mise en œuvre des techniques (conditions d'accès, intempéries, nettoyage de structures), le contexte est incertain. Durant cette dernière décennie, les concepts de Probabilité de Détection (PoD) et Probabilité de Fausse Alarme (PFA) (Rouhan *et al.* 2003) ont été largement utilisés. Ils supposent la connaissance des distributions du signal global et de l'erreur dans le protocole de mesure et celle de du seuil de détection. Ce dernier est très difficile à estimer hors contexte très particulier des campagnes d'intercalibration telles que celles menées dans le projet ICON (InterCalibration of NDT Techniques for Offshore Structures) dans le secteur offshore (1994-1996) (Barnouin *et al.* 1993). Ce seuil de détection est souvent dépendant du facteur humain (expérience, ...) et plusieurs couples (PFA ; PoD) sont obtenues. La courbe reliant ces points est alors appelée ROC (Receiver Operating Characteristics).

Dans le cadre de processus stochastiques de dégradation des matériaux, ces courbes sont alors indexées par l'espace et le temps. On montre ici le formalisme permettant d'accéder aux fonctionnelles paramétrées correspondantes. Une illustration est proposée dans le cadre de l'inspection par ultra-sons de structures marines corrodées où 2000 résultats d'inspection sont utilisés.

2 Concepts fondamentaux de théorie de la détection

Le concept le plus courant qui permet une modélisation des résultats d'inspections réalisés par des techniques de contrôles non destructifs est la Probabilité de Détection (*PoD*). De nombreuses définitions, parfois erronées, sont proposées dans la littérature et un travail de revue puis de recadrage de ces définitions dans leur contexte de développement a été produit dans Rouhan (2001) et Rouhan *et al.* (2003). Soit a_d la valeur de défaut en dessous de laquelle aucune détection n'est possible. Dans la suite, ce paramètre sera appelé seuil de détection de la technique d'inspection. La probabilité de détection est alors définie par :

$$PoD = P(\hat{d} \geq a_d) \quad (1)$$

où \hat{d} désigne la valeur mesurée du défaut, modélisée par une variable aléatoire. L'aléa provient de sources différentes : erreur de mesure de la technique, mise en œuvre de la technique, aspect du défaut, expérience de l'inspecteur. Cette définition implique que *PoD* est une fonction monotone croissante en fonction de la moyenne du défaut.

La théorie de la détection offre un cadre plus général et permet notamment de définir la probabilité de fausse alarme *PFA*, à partir de la connaissance des fonctions de densité de probabilité du signal bruité $f_{\hat{d}}$ et du bruit f_{η} (Rouhan *et al.*, 2003). Le bruit dépend des conditions environnementales, du rôle de l'inspecteur (expérience, qualification, fatigue ...) et de la nature du défaut (préparation de l'état de surface, typologie, ...). La théorie de la détection propose alors les définitions (2) pour la *PoD* et la *PFA*.

$$PoD = \int_{a_d}^{+\infty} f_{\hat{d}}(\partial) d\partial \quad ; \quad PFA = \int_{a_d}^{+\infty} f_{\eta}(n) \partial n \quad (2)$$

A seuil de détection donné, le couple (*PoD*, *PFA*) caractérise la performance de la technique NDT; appelée Caractéristique Récepteur – Opérateur (*R.O.C*). Ce couple donne les coordonnées d'un point dans le repère (*PoD*, *PFA*). Considérons maintenant que a_d prend ses valeurs dans l'intervalle $[-\infty; +\infty]$, on peut construire une courbe dans ce même repère, c'est la courbe *R.O.C*. Il s'agit d'une courbe paramétrique d'équations (2).

On ne présente pas ici comment la théorie de la décision permet de baser une politique de maintenance sur ces concepts. On pourra se reporter à Faber (2002), Rouhan *et al.* (2003), Schoefs *et al.* (2004, 2006) et Straub *et al.* (2003).

3 Modélisation des résultats d'inspection pour des processus stochastiques spatiaux

3.1 Dépendance spatiale des *PoD* et *PFA*

Dans certains cas, la performance de la technique *CND* dépend de la position sur la structure et du point à inspecter. C'est le cas de l'inspection de joints soudés dans le secteur offshore. Ceci a été observé lors du projet *ICON* (Rudlin (1996), Rudlin *et al.* (1996), Barnouin *et al.* (1993)) et décrit par Schoefs *et al.* (2007a). Dans ce cas les défauts (fissures) sont localisés sur la structure et les *R.O.C* peuvent être indexées par les coordonnées du point inspecté.

Lorsque que le processus de dégradation est continu, les R.O.C sont des fonctions spatiales continues. Nous considérons un processus de dégradation modélisé par un champ stochastique $d(X,t,\theta)$ où X et t désignent respectivement l'espace et le temps.

3.2 Définition des PoD et PFA pour des modèles de dégradation stochastiques

Après inspection, le défaut mesuré $d(X,t,\theta)$ devient $\hat{d}(X,t,\theta)$. Ici \hat{d} est le champ stochastique décrivant le signal bruité. L'équation (3) définit alors le bruit $\eta(X,t,\theta)$ à partir de ces deux champs stochastiques.

$$\eta(X,t,\theta) = \hat{d}(X,t,\theta) - d(X,t,\theta) \quad (3)$$

A partir des équations (2), les *PoD* et *PFA* sont déduites par intégration de ces champs stochastiques, ce sont donc des fonctions spatio-temporelles. La difficulté réside alors dans la modélisation ou l'identification des champs stochastiques dans des conditions proches de situations réelles. En effet dans des secteurs où l'inspection est réalisée dans des conditions délicates (secteur maritime en particulier) les coûts sont prohibitifs et le recours à des campagnes d'intercalibration telles que ICON doit être réservé à des structures à enjeux économiques ou de sécurité majeurs. On cherche ici à présenter une modélisation sur la base d'un protocole existant, dans un cadre opérationnel connu.

4 Etude de cas sur des structures marines

3.1 Dépendance spatiale des PoD et PFA

Depuis plusieurs années, un protocole élaboré par le Centre d'Etudes Maritimes et Fluviales permet aux gestionnaires de structures métalliques de réaliser des campagnes d'inspections dans un cadre bien défini. Il consiste à répéter l'opération de mesure en trois points au voisinage du point d'intérêt ; des détails sont disponibles dans Schoefs *et al.* 2007a. La corrosion étant en général un processus indexé uniquement par la profondeur z , les points sont répartis selon une génératrice verticale. Dans le cas des pieux verticaux, les phénomènes d'abrasion ou d'oxygénation due aux vortex autour du cylindre peuvent affecter ces processus et des mesures sont réalisées sur les quatre points cardinaux à une cote donnée. On a montré que le champ stochastique était indexé par z uniquement et qu'ainsi, toutes les génératrices des composants inspectés sont autant de trajectoires du processus. Ce champ est noté $d(z,t,\theta)$ par la suite. Ici z vaut 0 au zéro des cotes marines et le sens du repère correspondant est vertical ascendant. Un total de 14 pieux étant inspecté sur la structure étudiée et 12 points de mesures étant réalisés à cote z_k et date d'inspection t_i données (4 points cardinaux et répétition de 3 mesures), un total de 168 occurrences de $\hat{d}(z_k, t_i, \theta)$ est disponible.

3.2 Modélisation de l'erreur

A partir du protocole présenté en 3.1, une modélisation du bruit peut être proposée (4).

$$\eta(z,t,\theta) = \hat{d}(z,t,\theta) - d(z,t,\theta) \quad (4)$$

Le champ \hat{d} est connu mais dans le cas de l'inspection de structures *in situ*, d doit être déterminé. Cela peut être réalisé de deux manières :

- d a été quantifié en utilisant une autre technique CND don't l'erreur de mesure est beaucoup plus faible que celle de la technique étudiée. Ceci ne peut être envisagé que lors de projets d'inter-calibration.

- d est supposé connu en considérant que des paramètres ou des propriétés (moyenne, type de distribution, ...) de la distribution du bruit sont connus.

On considère ici la seconde approche en supposant que :

- le bruit est d'espérance nulle (aucun biais dans l'erreur de mesure),
- la mesure de la taille du défaut est la moyenne des mesures réalisées au même point.
- le bruit et la taille du défaut sont des champs indépendants (Schoefs *et al.* 2007a).

A la cote z et à la date d'inspection t_i , les 12 mesures disponibles $\hat{d}(z, t_i, \theta)$ (5) sont considérées comme 12 réalisations de la même variable $\hat{d}(z, t_i, \theta)$.

$$\eta(z, t_i, \theta) = \hat{d}(z, t_i, \theta) - \bar{d}(z, t_i, \theta) \tag{5}$$

Où $\bar{d}(z, t_i, \theta)$ est la valeur moyenne des 12 réalisations au point j . Le bruit η inclut le bruit de l'appareil lui-même et les erreurs dues au facteur humain (expérience, fatigue, ...).

3.3 Résultats pour les mesures discrètes

Les densités du signal (histogramme en traits fins) et de l'erreur (histogrammes pleins) sont présentées en figure 1 pour les deux profondeurs -1 et +1 m.

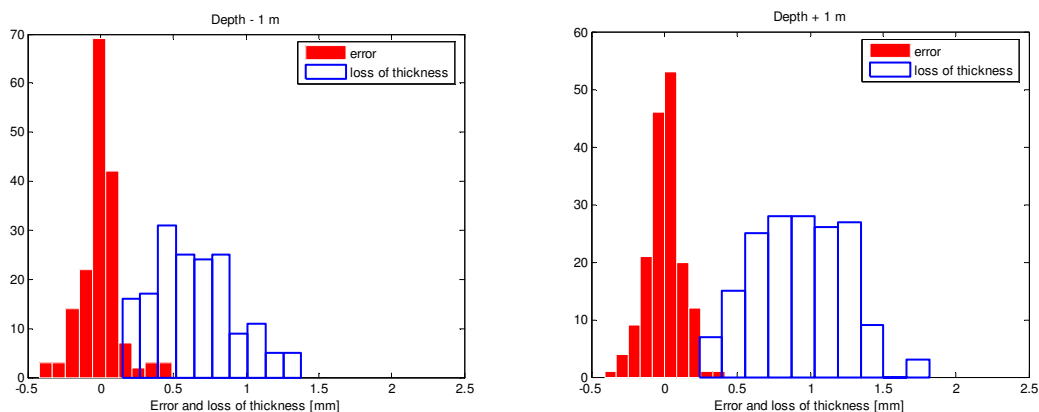


FIG. 1 – Distributions des signaux et erreurs (bruit) à -1 m et +1 m (figures gauche et droite).

On observe une erreur plus étalée en zone immergée (-1m) qu'en zone aérienne (+1m). En faisant évoluer le seuil de détection, inconnu a priori, on obtient les courbes R.O.C d'après (6) et (7). Un travail identique est effectué pour d'autres profondeurs (Fig. 2). La zone grisée correspond aux inspections réalisées en zone immergée.

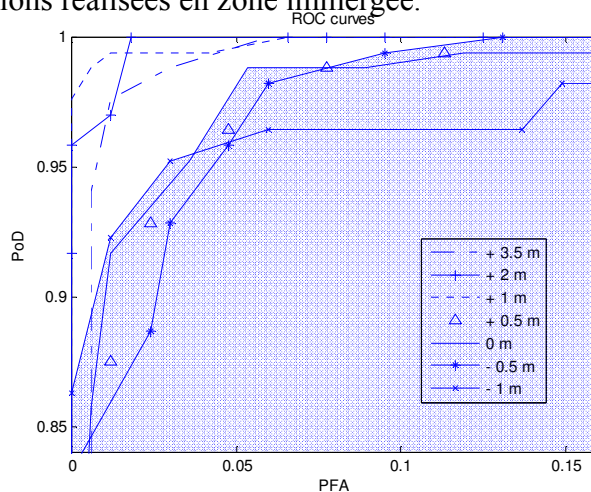


FIG. 2 – Courbes R.O.C à différentes profondeurs.

$$PoD(z_k, t_i) \approx \frac{\text{Card}(A(z_k))}{N_d(z_k)}; A(z_k) = \{j \in \{1, \dots, N_d\}; \hat{d}(z_k, t_i, \theta_j) > a_d\} \quad (6)$$

$$PFA(z_k, t_i) \approx \frac{\text{CAR}(B(z_k))}{N_\eta(z_k)}; B(z_k) = \{j \in \{1, \dots, N_\eta\}; \eta(z_k, t_i, \theta_j) > a_d\} \quad (7)$$

où $N_d(z_k)$ et $N_\eta(z_k)$ sont respectivement le nombre de mesures du défaut et du bruit disponibles à (z_k, t_i) donnés. Des études sur l'erreur (Schoefs *et al.* 2007a) montrent que l'erreur en zone immergée est systématiquement supérieure à celle en zone aérienne.

3.4 Modélisation du champ stochastique continu

Compte tenu de la complexité des phénomènes (température et oxygénation variables, cycles de marnage et crue de la rivière), aucune structure d'auto-corrélation n'a put être mise à jour jusqu'à aujourd'hui. Nous faisons ici l'hypothèse d'indépendance entre les variables aléatoires à chaque niveau. On décompose alors chaque variable sur le chaos polynomial de dimension 1 en utilisant une technique d'identification des termes maximisant la vraisemblance (Desceliers *et al.* 2006, Schoefs *et al.* 2007b) (8).

$$\hat{d}(z_k, \theta) \approx \sum_{i=0}^p \tilde{d}_i(z_k) h_i(\xi_k(\theta)) \quad (8)$$

où p est l'ordre du chaos, h_i les polynômes d'Hermite et $\xi_k(\theta)$ les germes gaussiens. Toutefois, pour les calculs de structure et les analyses de risque, il est important de pouvoir construire un champ continu. On suggère alors l'interpolation (9) au niveau des coefficients du chaos.

$$\tilde{d}_i(z, \theta) = \sum_k \varphi_k(z) \tilde{d}_i(z_k) \quad (9)$$

où $\varphi_k(z)$ sont les fonctions d'interpolation linéaire associés au point z_k . On donne dans le tableau 1 les $\tilde{d}_i(z_k=0m)$ pour un chaos de dimension 2.

	$z_k = 0m$
$\tilde{d}_0 =$	1.012
\tilde{d}_1	0.584
\tilde{d}_2	0.099

TAB. 1 – Valeurs des coefficients du chaos polynomial à l'ordre 2.

4 Conclusion

Cet article présente une extension des mesures des performances des techniques CND (PoD, PFA) au cas de champs stochastiques. Une illustration est proposée sur la base d'inspections in-situ de structures marines. On montre que des hypothèses sont nécessaires à la construction des distributions marginales du champ puis à celle du champ lui-même. Sur ce dernier point, on suggère une décomposition sur le chaos polynomial et une interpolation des coefficients. Cela permet d'obtenir une R.O.C compatible avec les données expérimentales à n'importe quelle profondeur et de conduire des calculs aux éléments finis stochastiques.

Remerciements

Ce travail est réalisé dans le cadre du programme européen MEDACHS, concernant les méthodes de diagnostic, de réparation et de maintenance des structures situées sur le littoral atlantique (<http://www.medachs.univ-bordeaux1.fr>). Les auteurs tiennent à remercier N. Ménard (Port Autonome de Nantes Saint-Nazaire) pour la mise à disposition des données.

Références

- Barnouin B., Lemoine L., Dovetr W.D., Rudlin J., Fabbri S., Rebourcet G., Topp D., Kare R., Sangouard D. 1993. Un-derwater inspection reliability trials for offshore structures. In ASME NY, editor. *Proc. of the 12th International Conference on Offshore Mechanics and Arctic Engineering*. Vol. 2 pp. 883-890.
- Desceliers C., Soize C., and Ghanem R., 2006. Identification of chaos representations of elastic properties of random media using experimental vibration tests, *Computational Mechanics*, in press March 2006, 8 p.
- Rouhan A., 2001, Evaluation de l'Intégrité Structurale des Plates-Formes Offshore Existantes à Partir de Données d'Inspection (Structural Integrity Evaluation of Existing Offshore Platforms Based on Inspection Data). *PhD Dissertation*, 131 p., novembre 2001, Université de Nantes.
- Rouhan, A. et Schoefs, F. 2003. Probabilistic modeling of in-spection results for offshore structures. *Journal of Structural Safety*, vol 25, pp. 379-399, 20 pages, 2003.
- Rudlin JR, Dover WD. 1996. The ICON database. Assisting underwater inspections. In: *Offshore technology*, vol. 4.
- Rudlin J.R. 1996. Reliability of inspection for fatigue cracks in offshore structures. Institution of Electrical Engineers, Savoy Place, London WC2R OBL, UK. 6/1-6/3.
- Schoefs, F. and Clement, A. 2004. Multiple inspection model-ing for decision making and management of jacket offshore platforms: effect of false alarms. *International Forum on Engineering Decision Making*, Switzerland, 2004.
- Schoefs F., Rguig M., Clément A. 2006, Risk assessment based on performantial criterion for inspection of offshore structures in presence of large cracks, numéro spécial "Fiabilité des matériaux et des structures et analyse des risques", *Revue Européenne de Génie Civil*, Volume 10 n°5/2006 – Hermès / Lavoisier, pp.531-547.
- Schoefs F., Clément A., Memet J.B., et Nouy A. 2007a. Spatial dependence of Receiver Operating Characteristic curves for Risk Based Inspection of corroded structures: application to on-pile wharf, *Proceeding of I.C.A.S.P'07*.
- Schoefs F., Yanez-Godoy H. et Nouy A. 2007b. Identification of random material properties from monitoring of structures using stochastic chaos, *Proceeding of I.C.A.S.P'07*.
- Straub, D, and Faber, M.H. 2003. Modelling dependency in inspection performance. *Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering*, Rotterdam, 2003.