

12^{èmes} Journées de Fiabilité des Matériaux et des Structures
7 et 8 juin 2023 | La Rochelle

JFMS 2023

Actes de la conférence

Sous la direction de Emilio Bastidas-Arteaga



Sommaire

Influence des modèles d'efficacité de maintenance sur l'optimisation des révisions des systèmes réparables	<u>Lamia MAY</u> , Radouane LAGGOUNE	p1
Gestion de l'intégrité des pipelines enterrés basée sur la fiabilité sous l'effet combiné de l'encrassement et les pertes de métal	<u>Yacine Sahraoui</u> , Mourad Nahal, Alaa Chateauneuf	P11
Estimation de la durée de vie résiduelle des pipelines corrodés	<u>AIT MOKHTAR El Hassene</u> , Yettou Anis, Amari Celia	P20
Modélisation du temps de carbonatation d'un matériau exposé à la carbonatation naturelle	<u>Franck Antelme KOUASSI</u> , Jean-Yves DAUXOIS, Frédéric DUPRAT, Thomas de LARRARD, Fabrice DEBY	p27
Analyse probabiliste de l'aléa sismique – le cas de la Roumanie	<u>Alexandru Aldea</u> , Radu Văcăreanu, Florin Pavel, Cristian Arion	p38
Shock Degradation Process in The Framework of Bridge Transportation Serviceability	<u>Bassel HABEEB</u> , Emilio Bastidas-Arteaga, Erwan Liberge, Boulent Imam	P49
Convolutional Neural Network Based Damage Detection of IASC-ASCE Benchmark by Encoding Time-series into Images	<u>Chen Shi</u> , Younes Aoues, Renata Troian, Didier Lemosse	P58
Surveillance de la santé structurale par apprentissage profond basé sur la matrice de covariance de la réponse temporelle stochastique	Rafic FADDOUL, <u>Alaa CHATEAUNEUF</u>	P66
Analyse statistique de la capacité portante d'un quai de port maritime	<u>Franziska SCHMIDT</u> , Silvia Ientile, Bruno Godart, Jean-Bernard Kovarik	P76
Optimization-based maintenance scheduling for prestressed concrete bridges using Markov chains models. The state of Indiana, U.S.	<u>Luis Francisco Rincon Prada</u> , Erica Arango, Maria Nogal, Emilio Bastidas-Arteaga, Hélder S. Sousa, Yina F. Muñoz, José C. Matos	P84
Time series analysis for database completion and forecast of sensors measurements: application to concrete structures	<u>Luis Francisco Rincon Prada</u> , Bassel Adel Habeeb, Emilio Bastidas-Arteaga, Elsa Eustáquio, Ameer Hamami, João Marcelino, Luís Oliveira Santos, Jose C. Matos, Yina F. Muñoz	P93
Évaluation de la vulnérabilité sismique d'un réservoir surélevé en béton arme due à la corrosion induite par la pénétration des ions chlorure	Nassima MILOUDI, Karima BOUZELHA, Hocine HAMMOUM, <u>Younes AOUES</u> , Quali AMIRI	P103
Synthèse bibliographique pour l'évaluation de la fiabilité des réseaux enterrés de gaz exposés au phénomène de mouvement de terrain dans la perspective d'un usage pour le transport d'hydrogène	<u>Mariam Joundi</u> , Rasool Mehdizadeh, Olivier Deck	p115
Influence des incertitudes des données d'inspection CND sur la cartographie d'alarme de corrosion des armatures : modèle de prévision du risque de corrosion avec un réseau bayésien	<u>Sam Ang Keo</u> , Thomas De Larrard, Frédéric Duprat, Sandrine Geoffroy	p125
Simulation of sandy soil degradation due to static liquefaction along with the uncertainty in soil properties	<u>Wenhao Huang</u> , Yousse Shamas, Khai Hoan Tràn, Saber Imanzadeh, Said Taibi, Edu Souza de Cursi	p135
Identification et localisation des défauts dans les ponts à l'aide de l'apprentissage profond	Douaa BENHADDOUCHE, <u>Alaa CHATEAUNEUF</u> , Vincent BARRA	P145
Réfléchir à la gestion du risque inondation par un jeu de rôle informatisé basé sur la simulation multi-agent	Franck Taillandier, Annabelle Moatty, Pénélope Brueder, Bruno Beullac, Pascal Di Maiolo, <u>Corinne Curt</u>	p155
Analyse des problématiques liées à l'évaluation structurale des ouvrages existants : cas des ponts en béton armé et béton précontraint	<u>Midula Alam</u> , Silvia Ientile, Francis Lavergne, André Orcesi, Franziska Schmidt	p166
Système d'évaluation et de gestion des ponts du réseau routier	Abdoul Salam Bah, Kotaro Sasai, Nathalie Kamileris, <u>David Conciatori</u> , Luc E. Chouinard, Gabriel Power, Nicolas Zufferey, Thomas Sanchez	p176
Analyse du coût de cycle de vie d'une structure en détérioration pour un plan d'inspection/réparation optimal	<u>Bouchra Kouddane</u> , Zoubir Mehdi Sbartaï, Sidi Mohammed Elachachi, Nouzha Lamdouar	p189

Bayesian Networks Prediction of Compressive Strength of Recycled Aggregate Concrete	<u>Tien-Dung NGUYEN</u> , Emilio Bastidas-Arteaga, Pierre-Yves Mahieux, Rachid Cherif	P198
Fragility analysis of degraded structures considering soil-structure interaction	<u>Victor Randy Medina Mordan</u> , Younes Aoues, Didier Lemosse	P208
Calcul de la fragilité fonctionnelle des enceintes de confinement des réacteurs nucléaires par couplage thermo-mécano-probabiliste	<u>David BOUHJITI</u> , Julien CLEMENT, Guillaume KIOSEYIAN, Nadia RAHNI	P220
Proposition d'une nouvelle métrique de validation des modèles mécaniques dans un cadre probabiliste	Thomas LANGLADE, Thomas HEITZ, <u>David BOUHJITI</u> , Benjamin RICHARD	P226
Probabilistic analysis based on combination of polynomial chaos and smart truncation schemes: application to fatigue crack growth.	Stephanie Chahine, <u>Hassen Riahi</u> , David Bigaud	P232
Reliable design optimization of a cantilever beam structure by using Dirlik fatigue approach	<u>Nouha Lyagoubi</u> , Younes Aoues, Leila Khalij	p242
Statistical analysis for reliability assessment of corroded structures: A pipeline case study	<u>Hicham BOUFKHED</u> , Radouane LAGGOUNE, Emilio Bastidas-Arteaga	p252
La Prédiction de la corrosion induite par des chlorures marins dans des structures en béton armé par utilisation de la méthode FORM	<u>Paulo Claude</u> , Frédéric Duprat, Thomas De Larrard, Jonathan Mai-Nhu, Patrick Rougeau, Louis Marracci, Pascal Guedon	p262
Fiabilité et viabilité de polymères renforcés de fibres de lin pour la réparation d'ouvrages en béton armé	<u>David Bigaud</u> , Hassen Riahi, Karim Benzarti	p272

Influence des modèles d'efficacité de maintenance sur l'optimisation des révisions des systèmes réparables

Lamia MAY¹, Radouane LAGGOUNE²

Laboratoire de Mécanique, Matériaux et Energétique, Faculté de Technologie, Université de Bejaia, 06000, Algérie, lamia.may@univ-bejaia.dz

²Unité de recherche LaMOS, Faculté de Technologie, Université de Bejaia, 06000, Algérie, redouane.laggoune@univ-bejaia.dz

RESUME Afin d'améliorer leur disponibilité et de prolonger leur durée de vie, les systèmes sont sujet à des révisions partielles (maintenance imparfaite) qui ont un impact sur leur fiabilité en fonction de l'effort de la maintenance effectuée, ce qui affecte ensuite l'intensité de défaillance. Pour la modélisation de l'état du système après une action de maintenance, deux approches sont couramment utilisées, à savoir la réduction d'âge virtuel et la réduction d'intensité, la combinaison des deux modèles génère les modèles hybrides. Nous considérons la politique où le système reçoit des révisions partielles périodiques, et les défaillances survenant entre les révisions partielles sont corrigées par des réparations minimales. Après un certain nombre de révisions partielles, le système subit un renouvellement. L'objectif est de trouver la périodicité des révisions ainsi que leur nombre, avant de procéder au renouvellement du système, en minimisant le coût par unité de temps. Pour résoudre le problème d'optimisation ainsi formulé, nous avons utilisé la fonction `fminsearch` de MATLAB. Les calculs ont montré que les deux modèles d'efficacité mènent à des résultats proches avec un avantage pour le modèle de réduction d'âge. En effet, l'application numérique a montré que ce dernier est moins coûteux pour un cycle de vie plus long, par la suite les résultats des deux approches ont été comparés à ceux des modèles hybrides.

Mots-clefs Révision partielle, système réparable, réduction d'âge, réduction d'intensité.

I. INTRODUCTION

Lorsque l'on considère des modèles de maintenance pour des systèmes réparables, une difficulté essentielle est de savoir comment prendre en compte l'effet des actions de maintenance préventive. Dans ce sens les hypothèses les plus explorées sont la réparation minimale (ABAO – As Bad As Old) et la maintenance parfaite (AGAN – As Good As New) [2- 4]. Néanmoins l'hypothèse de maintenance imparfaite semble être plus réaliste. En effet, après une maintenance préventive le système se retrouve dans un état entre ABAO et AGAN [5-9].

Les approches de modélisation de l'efficacité de maintenance, sont divisées en trois grandes familles : celles orientées vers la réduction de l'âge virtuel, celles orientées vers la réduction de

l'intensité de défaillance, la combinaison des deux approches précédentes génère des modèles hybrides [10]. Pour garantir une maintenance optimale des systèmes, une modélisation réaliste des effets des actions de maintenance est primordiale ; afin d'éviter ni de surestimer ni de sous-estimer l'impact de ces actions sur l'état (la fiabilité) des systèmes.

Dans leur travail, Ait Mokhtar et al. [11] ont démontré que leur approche hybride d'efficacité de maintenance reflète mieux l'impact de la maintenance comparativement aux autres approches , il serait donc intéressant d'explorer l'influence de ces différentes approches sur l'optimisation des révisions des systèmes réparables. C'est justement l'objet de la présente étude, il s'agit donc de déterminer les périodicités des révisions partielles ainsi que leur nombre, de façon optimale, selon les trois approches précédentes de modélisation de l'efficacité, et de comparer les résultats obtenus.

La méthodologie sera illustrée par des applications numériques, afin de montrer l'efficacité de la démarche proposée. Une étude de sensibilité sera également entreprise, afin d'explorer l'impact de la variation des coûts sur les périodicités des révisions partielles ainsi que le cycle de vie du système.

II. FORMALISME MATHEMATIQUE DE LA POLITIQUE DE MAINTENANCE ADOPTEE

Suivant la politique de maintenance préventive périodique avec réparation minimale à la défaillance, le système reçoit des révisions partielles périodiquement, les défaillances survenant entre révisions sont corrigées par des dépannages (réparations minimales) et au bout d'un certain nombre de révisions, le système est renouvelé. En supposant que le cycle se répète à l'infini et selon la théorie du renouvellement, le coût par unité de temps est donné par [1] :

$$C(T) = \frac{c_c H(T) + (K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.1)$$

c_c : Coût d'une réparation minimale.

c_p : Coût d'une révision partielle.

c_{ov} : Coût d'une révision générale (overhaul).

$H(T)$: Nombre de défaillance dans un intervalle de temps T

K : Nombre de périodes

T : Périodicité de révision partielle.

Sachant que les révisions partielles ont pour effet de modifier le taux de défaillance dans le cycle suivant, nous allons tenir compte de cet effet, d'abord en considérant que l'effet est de réduire l'âge virtuel du système, en second lieu nous considérons que l'effet est de réduire l'intensité de défaillance, ensuite nous utiliserons les modèles hybrides générés de la combinaison des deux approches précédentes.

Selon l'hypothèse de réparation minimale, les défaillances se produiront suivant un processus de poisson non homogène (NHPP), donc le nombre de défaillances dans un intervalle de temps T est donné par [2, 12] :

$$H(T) = \int_0^T \lambda_i(t) dt \quad (1.2)$$

$\lambda_i(\cdot)$: Taux de défaillance à la $i^{\text{ème}}$ période

En considérant dans un premier temps que l'effet des révisions est de réduire l'âge, dans cette catégorie de modèles, le principe est que dans un système donné dont l'âge égal à t avant une intervention de maintenance est réduit d'une certaine quantité, cela revient à dire que l'âge du système rajeunit du fait des actions de maintenance. Dans ce sens Doyen et Gaudoin [10] ont proposé une classe de modèles dite à réduction arithmétique de l'âge de mémoire m (ARAm) où la réduction d'âge dépend de l'effet des m dernières maintenances. Soulignons que l'âge virtuel est obtenu en soustrayant une certaine quantité à l'âge réel.

Nous prenons dans notre étude le modèle de réduction arithmétique d'âge de mémoire 1 (ARA1), où dans ce cas m est égale à 1, i.e., la maintenance réduit seulement l'intensité de défaillance à partir de l'intervention précédente, et l'intensité de défaillance après la $i^{\text{ème}}$ révision est donnée par [10] :

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t - \rho T_i) \quad (1.3)$$

$\lambda_0(\cdot)$: Taux de défaillance initial

ρ : Facteur d'amélioration.

Sachant que les révisions ont lieu à des périodicités fixes T , alors $T_i = iT$

Et pour le modèle ARA1, l'expression (1.2) devient :

$$\lambda_i(t) = \int_{iT}^{(i+1)T} \lambda_0(t - \rho iT) dt \quad (1.4)$$

En intégrant cela dans l'expression (1.1), on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c}{KT} \left[\int_0^T \lambda_1(t) dt + \int_T^{2T} \lambda_2(t) dt + \int_{2T}^{3T} \lambda_3(t) dt + \dots + \int_{(k-1)T}^{KT} \lambda_k(t) dt \right] + \frac{(K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.5)$$

En sommant les intégrales on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=0}^{K-1} \int_{iT}^{(i+1)T} \lambda_i(t - i\rho T) dt \right] + (K-1)c_c + c_{ov}}{KT} \quad (1.6)$$

En considérant que la fonction d'intensité de défaillance suit une distribution de Weibull, on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=0}^{K-1} \int_{iT}^{(i+1)T} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t - i\rho T}{\eta} \right)^{(\beta-1)} dt \right] + (K-1)c_c + c_{ov}}{KT} \quad (1.7)$$

β & η : paramètres de forme et d'échelle de Weibull respectivement.

En développant on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=1}^{K-1} \frac{1}{\eta^\beta} \left[((i+1)T - \rho iT)^\beta - (iT - \rho iT)^\beta \right] \right] + (K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.8)$$

A présent nous allons considérer que l'effet est de réduire l'intensité de défaillance. Lors d'une action de maintenance, l'effet de celle-ci se répercute sur l'intensité de défaillance et non sur l'âge du système. Dans ce type de modèles, c'est l'intensité de la défaillance qui se voit réduite d'une certaine quantité proportionnelle à l'intensité initiale, pour le modèle de réduction arithmétique d'intensité de mémoire 1 (ARI 1) dans ce cas $m = 1$ et la maintenance réduit seulement l'intensité de défaillance à partir de l'intervention précédente, l'intensité de défaillance après la i^{eme} révision est donnée par [10] :

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) - \tau \lambda_0(T_i) \quad (1.9)$$

τ : facteur d'amélioration

En considérant que la fonction d'intensité de défaillance suit une distribution de Weibull, et en intégrant cela dans l'expression (1.1) on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=0}^{K-1} \int_{iT}^{(i+1)T} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} - \tau \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{iT}{\eta} \right)^{\beta-1} \right] + (K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.10)$$

En développant on obtient :

$$C(K, T) = \frac{C_c \left[\sum_{i=0}^k \left(\frac{(i+1)T}{\eta} \right)^\beta - \left(\frac{iT}{\eta} \right)^\beta - \tau T \sum_{i=1}^{k-1} \frac{\beta}{\eta^\beta} (iT)^{\beta-1} \right] + (K-1)C_p + C_{ov}}{KT} \quad (1.11)$$

En dernier lieu, nous allons tenir compte de l'impact de révisions partielles en considérant le modèle hybride d'efficacité de maintenance. Dans ce dernier, l'intensité de défaillance à la $i^{\text{ème}}$ période est donnée, en fonction du taux de défaillance initial, comme suit [11] :

$$\lambda_i(t) = \alpha \lambda_0(t - \rho T_i) - \delta \lambda_0(T_i) \quad (1.12)$$

$\lambda_0(\cdot)$: Taux de défaillance initial

α : Facteur de réduction géométrique d'intensité de défaillance.

ρ : Facteur de réduction proportionnelle d'âge virtuel.

δ : Facteur de réduction proportionnelle d'intensité de défaillance.

En considérant que la fonction d'intensité de défaillance suit une distribution de Weibull, on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=0}^{K-1} \int_{iT}^{(i+1)T} \alpha \frac{\beta}{\eta^\beta} (t - i\rho T)^{(\beta-1)} - \delta \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{T_i}{\eta} \right)^{(\beta-1)} dt \right] + (K-1)c_c + c_{ov}}{KT} \quad (1.13)$$

En développant on obtient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=1}^{K-1} \left(\frac{T}{\eta} \right)^\beta \sum_{i=1}^{K-1} \frac{\alpha^i}{\eta^\beta} \left[((i+1)T - \rho iT)^\beta - (iT - \rho iT)^\beta \right] - \delta T \sum_{i=1}^{K-1} \frac{\beta}{\eta^\beta} (iT)^{(\beta-1)} \right] + (K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.14)$$

Si on considère le modèle hybride proposé par Doyen [12] :

$$\lambda_i(t) = \alpha \lambda_0(t - \rho T_i) \quad (1.15)$$

L'expression du coût (1.1) devient :

$$C(K, T) = \frac{c_c \left[\sum_{i=1}^{K-1} \left(\frac{T}{\eta} \right)^\beta \sum_{i=1}^{K-1} \frac{\alpha^i}{\eta^\beta} \left[((i+1)T - \rho iT)^\beta - (iT - \rho iT)^\beta \right] \right] + (K-1)c_p + c_{ov}}{KT} \quad (1.16)$$

III. APPLICATION ET RESULTATS

Il convient de noter que les données relatives à la configuration du système sont tirées du cas traité dans [11, 13]. Ces données de fiabilité et de coûts sont résumées dans le tableau 1.

TABLEAU 1. Données de fiabilité et de coûts

Modèle / Paramètre	Cc [UM]	Cp [UM]	Cov [UM]	β	η [jours]	ρ	τ	α	δ
Réduction d'âge	1000	2000	20000	3.27	409	0.3125	-	-	-
Réduction d'intensité	1000	2000	20000	3.27	409	-	0.27	-	-
Modèle hybride	1000	2000	20000	3.27	409	0.4640	-	1.2116	0.1305

Commentaire :

[UM] : unité monétaire

Notons que pour les modèles hybrides $\alpha > 0$ est le facteur d'ajustement géométrique de l'intensité de défaillance, $\delta \in \sim$, le facteur d'ajustement de l'intensité de défaillance et $\rho \in \sim$, le facteur d'ajustement de l'âge virtuel.

La minimisation du coût dans l'expression (1.8), (1.11), (1.14) ainsi que (1.16), par la fonction `fminsearch` de MATLAB, a permis de déterminer la périodicité T^* et le nombre de révisions K^* optimaux ainsi que les coûts correspondants C^* (tableau 2). Une comparaison des résultats obtenus par les deux approches : réduction d'âge et réduction d'intensité et ceux des modèles hybrides est effectuée.

TABLEAU 2. Résultats d'optimisation

<i>Modèle</i> <i>paramètre</i>	K^*	T^*	<i>Cycle de vie</i> <i>[années]</i>	C^*
<i>Réduction d'âge</i>	5	227.18	3.11	25.28
<i>Réduction d'intensité</i>	4	216.59	2.37	30.52
<i>Hybride (1.14)</i>	5	220.51	3.02	26.77
<i>Hybride (1.16)</i>	5	217	2.97	27.09

Comme le montre le tableau 2, l'approche de réduction d'âge mène à un coût inférieur pour un cycle de vie plus long. L'approche réduction d'intensité, quant à elle, revient plus coûteuse pour un cycle plus court. Tandis que les approches hybrides se situent entre les deux, avec un léger avantage pour le modèle (1.14). En effet, comme il a été montré dans [11], le modèle de réduction d'âge a tendance à sous-estimer l'efficacité de la maintenance, par conséquent le système enregistrera en réalité moins de défaillances que ce qui est suggéré par le modèle, ce qui explique la diminution du coût. Alors que le modèle de réduction d'intensité a tendance à surestimer l'efficacité, ce qui signifie que le système enregistrera en réalité plus de défaillances, donc une augmentation du coût.

Comme Le modèle hybride s'ajuste mieux à l'efficacité de la maintenance, le nombre de défaillances qu'il suggère correspond à la réalité, ce qui justifie la situation de ses optimaux entre ceux des deux approches précédentes.

Notons que le modèle hybride (1.14) est plus avantageux que le modèle hybride (1.16).

IV. ETUDE DE SENSIBILITE

Il semble que l'optimalité dans les modèles de révisions (expressions (1.7), (1.11), (1.14) et (1.16)) est surtout gouvernée par les coûts c_p et c_{ov} , il serait intéressant d'explorer l'influence de la variation de ces coûts sur les valeurs optimales, en particulier le rapport des deux coûts. Pour cela, nous faisons varier le rapport $\frac{c_{ov}}{c_p}$ et nous calculons les optimaux.

TABLEAU 3. Résultats pour le modèle réduction d'âge

<i>Paramètre</i> <i>C_{ov}/C_p</i>	5	10	15	20	25
<i>K*</i>	5	5	5	5	5
<i>T*</i>	237.39	227.18	223.12	220.93	219.56
<i>C*</i>	33.15	25.98	23.51	22.26	21.51

TABLEAU 4. Résultats pour le modèle réduction d'intensité

<i>Paramètre</i> <i>C_{ov}/C_p</i>	5	10	15	20	25
<i>K*</i>	4	4	4	4	4
<i>T*</i>	225.08	216.59	213.30	211.55	210.45
<i>C*</i>	37.76	30.52	28.04	26.78	26.03

Les résultats de l'analyse de sensibilité (tableaux 3 et 4) montrent que quel que soit le rapport entre le coût d'un renouvellement et celui d'une révision partielle, les deux approches de modélisation de l'efficacité de maintenance suggèrent le même nombre de révisions avant renouvellement. Cependant, lorsque le rapport augmente la périodicité diminue légèrement, ce qui conduit à la diminution du coût par unité de temps puisque le nombre de révisions reste constant. Par ailleurs, nous constatons que l'avantage du modèle de réduction de l'âge par rapport à celui de réduction de l'intensité est respecté quel que soit la valeur du rapport entre les coûts.

TABLEAU 5. Résultats pour le modèle hybride 1 (eq 1.14)

<i>Paramètre</i> <i>C_{ov}/C_p</i>	5	10	15	20	25
<i>K*</i>	5	5	5	5	5
<i>T*</i>	230.43	220.51	216.57	214.45	213.11
<i>C*</i>	34.15	26.77	24.23	22.94	22.16

TABLEAU 6. Résultats pour le modèle hybride 1 (eq 1.9)

<i>Paramètre</i> <i>C_{ov}/C_p</i>	5	10	15	20	25
<i>K*</i>	5	5	5	5	5
<i>T*</i>	227.71	217.91	214.02	211.92	210.60
<i>C*</i>	34.56	27.09	24.51	23.21	22.42

Les tableaux 5 et 6 montrent que le coût et le temps optimaux diminuent avec l'augmentation du rapport C_{ov}/C_p . On remarque que plus l'écart entre le coût de la révision générale et le coût des révisions partielles est large, plus C^* et T^* diminuent, ce qui peut être expliqué par le fait que dans le cas où les coûts des révisions partielles sont bas, il serait plus bénéfique de rétrécir les périodicités et multiplier le nombre de révisions partielles, avant de procéder au renouvellement du système.

V. CONCLUSION

L'objectif de ce travail est d'étudier l'influence de la modélisation de l'efficacité de la maintenance sur l'optimisation des révisions d'un système réparable. Pour cela, nous avons exploré le modèle d'efficacité basé sur la réduction d'âge ARA1 et celui basé sur la réduction d'intensité ARI1 ainsi que les modèles hybrides. Ces approches sont intégrées dans le modèle de coût de la politique de maintenance préventive périodique avec réparation minimale à la défaillance. Les résultats de l'optimisation ont montré que les deux approches réduction d'âge et réduction d'intensité suggèrent les mêmes périodicités de révisions partielles, avec un nombre de révisions légèrement plus élevé pour la réduction d'âge. Donc le modèle de réduction d'intensité a tendance à raccourcir le cycle de vie du système, pour un coût plus élevé. Ceci peut être expliqué par le fait que le modèle de réduction d'âge a tendance à sous-estimer l'efficacité de la maintenance. En effet, le nombre de défaillances sur tout le cycle serait en réalité moins important. Alors que le modèle de réduction d'intensité a plutôt tendance à surestimer l'efficacité de la maintenance. Il est à souligner que le modèle de réduction d'âge est plus avantageux que celui de réduction d'intensité, cela est vérifié quel que soit la valeur des coûts du renouvellement et celui des révisions partielles. Ensuite ces résultats ont été comparés à ceux des modèles hybrides. Ils ont montré que le modèle ARA1 semble revenir moins cher que les autres. Cependant, ce dernier a tendance à sous-estimer l'efficacité de la maintenance, tandis que le modèle ARI1 a tendance à surestimer celle-ci, alors que le modèle hybride montre un meilleur ajustement, ce qui explique la tendance des coûts obtenus. Enfin l'étude de sensibilité a montré que dans le cas où l'écart entre le coût de révision générale et le coût des révisions partielles est large, les périodicités et les coûts optimaux ont tendance à diminuer, ce qui suggère une multiplication de nombre de révisions partielles avant le renouvellement du système

REFERENCES

- [1] Gertsbakh, I., (2000). Reliability Theory with Application to Preventive Maintenance, Springer, Berlin.
- [2] Barlow, R., & Hunter, L. (1960). Optimum Preventive Maintenance Policies. *Operations Research*, 8(1), 90–100. doi:10.1287/opre.8.1.90
- [3] Barlow, R., & Hunter, L. (1960). Optimum Preventive Maintenance Policies. *Operations Research*, 8(1), 90–100. doi:10.1287/opre.8.1.90
- [4] Wang, H. (2002). A survey of maintenance policies of deteriorating systems. *European Journal of Operational Research*, 139(3), 469–489. doi:10.1016/s0377-2217(01)00197-7
- [5] Kijima, M., Morimura, H., & Suzuki, Y. (1988). Periodical replacement problem without assuming minimal repair. *European Journal of Operational Research*, 37(2), 194–203. doi:10.1016/0377-2217(88)90329-3
- [6] Bartholomew-Biggs, M., Zuo, M. J., & Li, X. (2009). Modelling and optimizing sequential imperfect preventive maintenance. *Reliability Engineering & System Safety*, 94(1), 53–62. doi: 10.1016/j.ress.2008.03.002
- [7] Malik, M. A. K. (1979). Reliable Preventive Maintenance Scheduling. *A I I E Transactions*, 11(3), 221–228. doi:10.1080/05695557908974463
- [8] Pandey, M., Zuo, M. J., Moghaddass, R., & Tiwari, M. K. (2013). Selective maintenance for binary systems under imperfect repair. *Reliability Engineering & System Safety*, 113, 42–51. doi: 10.1016/j.ress.2012.12.009
- [9] Tanwar, M., Rai, R. N., & Bolia, N. (2014). Imperfect repair modeling using Kijima type generalized renewal process. *Reliability Engineering & System Safety*, 124, 24–31. doi: 10.1016/j.ress.2013.10.007
- [10] Doyen, L., Gaudoin, O., (2006). Classes of imperfect repair models based on reduction of failure intensity of virtual age. *Reliability Engineering & System Safety*, 84, 45-56.
- [11] Ait Mokhtar, EH., Laggoune, R., Chateauneuf, A., (2023). Imperfect maintenance modeling and assessment of repairable multi-component systems. *Reliability Engineering & System Safety*, 234, pp. 109189.
- [12] Laggoune, R., Chateauneuf, A., Aissani, D., (2010). Preventive maintenance scheduling for a multi-component system with non-negligible replacement time. *International Journal of Systems Science*, 41 (7), pp. 747-761.
- [13] Ait Mokhtar, EH., Laggoune, R., Chateauneuf, A., (2017). Imperfect preventive maintenance policy for complex systems based on Bayesian networks. *Qual Reliab Eng Int* ,33(4), pp. 751–65.

Gestion de l'intégrité des pipelines enterrés basée sur la fiabilité sous l'effet combiné de l'encrassement et les pertes de métal

Yacine Sahraoui¹, Mourad Nahal¹, Alaa Chateaneuf²

¹Laboratoire Électromécanique et Sûreté de Fonctionnement, Université Mohamed-Chérif Messaadia Souk Ahras, BP 1553, Souk Ahras, 41000, Algérie, yacinemaint@yahoo.fr

²Université Clermont Auvergne, CNRS, SIGMA Clermont, Institut Pascal, F-63000, Clermont-Ferrand, France, alaa.chateaneuf@cideco.tech

RESUME La gestion de l'intégrité des pipelines souffre souvent de plusieurs formes de dégradation qui varient dans le temps et dans l'espace, principalement l'encrassement (dépôts et tartre) et les pertes de métal (corrosion). Dans ce cadre, le présent travail a pour objet de développer une méthode probabiliste pour évaluer la fiabilité du système de canalisation en fonction du temps, en tenant compte de l'intersection des deux modes de défaillance courants : le colmatage et les fuites des tubes dues à l'encrassement et à la corrosion localisée respectivement. La décomposition de Karhunen-Loève a été utilisée pour modéliser la variabilité spatiale de la corrosion, des contraintes résiduelles et de l'encrassement dans les différentes zones irrégulières (Segments, coudes de tuyau avec brides et joints soudés). Dans ce travail, le pipeline est modélisé par un système en série et les probabilités de défaillance du système sont calculées par la méthode de Monte-Carlo. La démarche méthodologique proposée est appliquée à un pipeline enterré, afin de montrer les effets des principaux paramètres du système.

Mots-clefs Encrassement et corrosion des pipelines, Fiabilité du système, zone irrégulière, Variabilité spatiale.

I. INTRODUCTION

Les pipelines sont idéalement conçus pour le transport de produits pétroliers et gaziers, où leur gestion est une fonction vitale du gouvernement. Après des années d'exploitation, la canalisation vieillissante subit différents types d'alternances tels que l'encrassement (dépôts et tartre) et les pertes de métal (A.O. Akinsanya et al., 2021). L'encrassement dans les pipelines est causé par les dépôts et tartre qui peuvent se tasser dans la conduit. Ces dépôts réduisent la section utile de passage, augmentent la rugosité interne et provoquent une augmentation des pertes de charges. Les dommages causés par la corrosion sont l'une des causes la plus fréquente qui affecte la fiabilité et l'intégrité à long terme des ouvrages métalliques enterrés, à l'exception de certains secteurs où les dommages causés par des tiers sont la cause la plus citée (Lam, C. et Zhou, W., 2016). Par conséquent, le développement de modèles de dégradation prédictifs précis est nécessaire pour l'évaluation des risques des pipelines. Ensuite, les modèles prédictifs peuvent être utilisés pour optimiser l'inspection et la planification de la maintenance des réseaux de canalisations face à un

commerce ininterrompu et à une économie qui fonctionne. Les coudes de tuyau avec brides et joints soudés (M. Nahal et al., 2019) sont utilisés dans divers systèmes de canalisations pour assembler des tuyaux et modifier le sens d'écoulement du gaz ou du liquide (Fig. 1).

En conséquence, l'évaluation de la fiabilité des pipelines doit prendre en compte la variabilité spatiale de la corrosion, des contraintes résiduelles et de l'encrassement (dépôts et tartre) dans les zones irrégulières sur toute la longueur de la conduite, afin de former un système de tuyauterie étanche et d'assurer une connexion fiable avec une longue durée de vie.

Dans ce contexte, l'originalité du présent travail réside principalement dans le développement d'une méthodologie probabiliste pour la gestion de l'intégrité des pipelines enterrés avec prise en compte de l'intersection des deux modes de défaillance courants : le colmatage et les fuites des tubes dues à l'encrassement (dépôts et tartre) et à la corrosion localisée respectivement. La décomposition de Karhunen-Loève a été utilisée pour modéliser la variabilité spatiale de la corrosion, des contraintes résiduelles et de l'encrassement dans les zones irrégulières, en tenant compte de l'autocorrélation (Y. Sahraoui et al., 2016). Dans ce travail, le pipeline est modélisé par un système en série. Les probabilités de défaillance du système sont calculées par la méthode de Monte-Carlo.

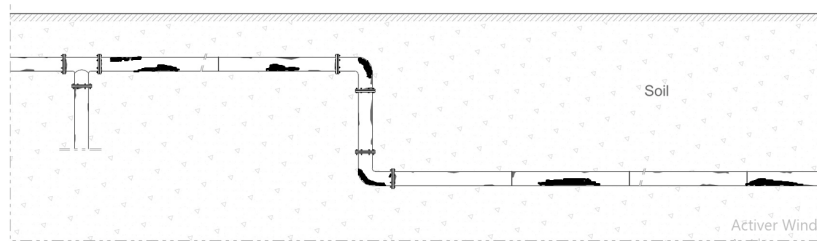


FIGURE 1. Encrassement dans les pipelines avec différentes zones irrégulières corrodées

II. INTEGRITÉ DES PIPELINES

A. Corrosion

Plusieurs études significatives des travaux expérimentaux et numériques ont été réalisées récemment, mais la plupart des chercheurs n'ont pas étudié les zones singulières dans les pipelines. Dans la pratique, les chercheurs utilisent dans la plupart des cas la corrosion localisée, où elle suit généralement un modèle de puissance afin d'exprimer la perte en épaisseur, et qui a pour formule (Y. Sahraoui et al., 2016) :

$$d(T) = k(\vec{x}, \theta) T^n \quad (1)$$

$$L(T) = \gamma k(\vec{x}, \theta) T^n \quad (2)$$

Où k et n sont des paramètres incertains de la corrosion, qui peuvent être dérivés à partir des propriétés du sol, \vec{x} et θ sont respectivement les variables spatiales et stochastiques, et γ est le rapport entre la longueur et la profondeur de la corrosion localisée.

B. Contrainte résiduelle

L'effet des processus de fabrication des pipelines génère inévitablement des contraintes résiduelles. Ces contraintes peuvent également être générées par l'impact d'autres phénomènes tels que le soudage lors de l'opération d'assemblage. R. Gou et Al., (R. Gou et Al., 2011) caractérisent les contraintes résiduelles sur les zones irrégulières du pipeline (coude, bride et soudure bout à bout) où leurs modèles sont présentés dans le tableau 1.

TABLEAU 1. Modèles de contraintes résiduelles

Zones	Contraintes résiduelles
Métal de base	$\sigma_{RS1} = 0.21 \sigma_y$
Soudure bout à bout	$\sigma_{RS2} = 0.26 \sigma_y$
Brides	$\sigma_{RS3} = 0.32 \sigma_y$
Coudes de tuyau	$\sigma_{RS4} = 0.29 \sigma_y$

Où σ_y c'est est la limite élastique du matériau.

La figure ci-dessous représente la géométrie descriptive des zones singulières avec présence du phénomène de corrosion qu'il a été modélisé en éléments finis pour voir son impact sur le comportement de notre structure.

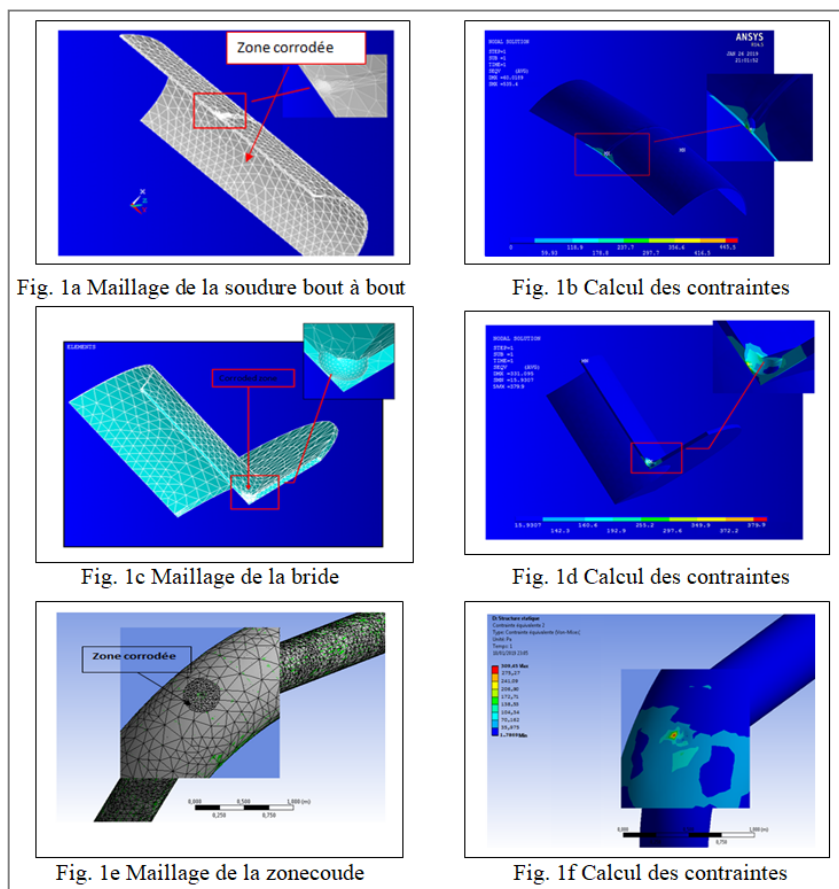


FIGURE 2. Modèles éléments fini

C. Encrassement dans les pipelines

L'encrassement dans les oléoducs est causé par le dépôt de cristaux de paraffine qui se caractérisent par une très grande dureté et de particules solides (poussières et grains de sables) qui se collent sur la paroi interne de la conduite. Dans le cas des Gazoduc, le condensât s'accumule et atteignant un certain volume au niveau des points bas du tuyau. Alors, l'encrassement dans les pipelines qui est causé par les dépôts et tartre, peut se tasser dans le tube et provoque une diminution de la section utile se traduisant par :

- Une réduction de la capacité de transport de la ligne, i.e. le débit passant au-dessous de la valeur nominale (demandée).
- Une augmentation du coût de transport.

Nous n'aborderons pas ici la problématique des pertes de charge d'une installation, où le débit d'un liquide ou d'un gaz est uniquement proportionnel à la vitesse d'écoulement et à la section de passage de la canalisation :

$$Q_{Obs} = \frac{\pi \cdot (D_{int} - D_{Enc})^2}{4} \cdot V \quad (3)$$

Avec Q_{Obs} est le débit observé à l'instant T, V est la vitesse d'écoulement du liquide ou du gaz, D_{int} est le diamètre interne du tuyau et D_{Enc} est le diamètre occupé par les dépôts et tartre à l'instant T.

Sous l'hypothèse que l'évolution temporelle du diamètre occupé par les dépôts et tartre suit un modèle de puissance, D_{Enc} peut être calculé par la formule suivante :

$$D_{Enc}(T) = A_{Enc}(\vec{x}, \theta) T^{B_{Enc}}$$

Où A_{Enc} et B_{Enc} sont des paramètres incertains de l'évolution du diamètre occupé par l'encrassement, qui peuvent être dérivés à partir de plusieurs facteurs (propriétés du produit transporté, conditions de température,....etc.), \vec{x} et θ sont respectivement les variables spatiales et stochastiques.

Notons qu'il existe très peu d'études dans la littérature scientifique sur l'évolution temporelle de l'encrassement dans les pipelines (R.A. Dawe et Y. Zhang, 1997).

D. Analyse de fiabilité

- Champs stochastique

Parmi les outils performants de génération de réalisations de champs corrélés, la décomposition de Karhunen-Loève permet d'approximer les champs aléatoires $k(\vec{x}, \theta)$, $\sigma_{RS_i}(\vec{x}, \theta)$ et $A_{Enc}(\vec{x}, \theta)$ par une série finie de variables aléatoires indépendantes normalisées ξ_i :

$$k(\vec{x}, \theta) = \bar{k}(\vec{x}) + \sum_{i=1}^M \sqrt{\lambda_i} \varphi_i(\vec{x}) \xi_i(\theta) \quad (4)$$

$$\sigma_{RS_i}(\vec{x}, \theta) = \overline{\sigma_{RS_i}}(\vec{x}) + \sum_{i=1}^M \sqrt{\lambda_i} \varphi_i'(\vec{x}) \xi_i(\theta) \quad (5)$$

$$A_{Enc}(\vec{x}, \theta) = \overline{A_{Enc}}(\vec{x}) + \sum_{i=1}^M \sqrt{\lambda_i''} \varphi_i''(\vec{x}) \xi_i(\theta) \quad (6)$$

Un des principaux atouts de cette méthode est qu'elle permet le découplage des variables spatiales x et stochastiques θ . Les premiers termes de la décomposition sont les espérances spatiales des champs aléatoires $k(\vec{x})$, $\sigma_{RS_i}(\vec{x})$, $A_{Enc}(\vec{x})$. La dépendance spatiale apparaît dans les modes propres (λ_i, φ_i) , (λ'_i, φ'_i) , $(\lambda''_i, \varphi''_i)$ du noyau de covariance, où λ , λ' , λ'' sont les valeurs propres et φ_i , φ'_i , φ''_i sont les vecteurs propres correspondants.

- Fonctions d'état limite

Dans l'analyse de fiabilité, il est nécessaire de définir une fonction d'état limite (également appelée fonction de performance) qui exprime la marge de sûreté du système. Dans le cas de double effet des deux phénomènes: corrosion & contraintes résiduelles, la fonction d'état limite est définie comme suit :

$$G_{Zi}(x_i, t) = \sigma_y(x_i) - \sigma_{VZi}(x_i, t) \quad (7)$$

Avec $\sigma_{VZi}(x_i, t)$ la contrainte de Von Mises individuelle dans chaque zone, où on peut remplacer le modèle de chaque zone singulière dans sa fonction d'état limite (M. Nahal et al. 2019).

La fonction d'état limite individuelle dans chaque zone singulière en présence des dépôts et tartre, est déterminé comme suit:

$$G_{Enc_Zi}(x_i, t) = Q_{Obs}(x_i, t) - Q_{demandé}(x_i) \quad (8)$$

- Probabilités de défaillance

En raison de la complexité du système spatio-temporel dans notre étude, la méthode de Monte-Carlo (MC) est utilisée pour le calcul des probabilités de défaillance. La probabilité de défaillance d'un seul segment ou zone i présentant un nombre m_i de défauts de corrosion et contraintes résiduelles ou en présence d'encrassement est donnée par :

$$P_{F_{individuelle}} = P\left(\bigcup_{j=1}^{m_i} [G_{ij} \leq 0]\right) \quad (9)$$

Dans ce cas-là, la probabilité de défaillance d'un système composé de n zones peut s'écrire sous la forme :

$$P_{F_{système}} = P\left[\bigcup_i^n \left(\bigcup_{j=1}^{m_i} [G_{ij} \leq 0]\right)\right] \quad (10)$$

La probabilité de défaillance de l'intersection des deux modes de défaillance courants : le colmatage et les fuites des tubes dues à l'encrassement (dépôts et tartre) et à la corrosion localisée respectivement, est définie comme suit :

$$P_{F_{intersection}} = P(G_{Zi}(x_i, t) \leq 0 \cap G_{Enc_Zi}(x_i, t) \leq 0) \quad (11)$$

III. APPLICATION

Le but de cette application numérique est de montrer l'impact de corrosion et des contraintes résiduelles ainsi que l'encrassement sur la fiabilité de la structure. Le pipeline étudié, a un diamètre extérieur D et d'épaisseur de paroi nominale t , est soumise à une pression interne P . l'acier du pipeline est de qualité X70 avec une limite d'élasticité nominale σ_y , les données d'entrée sont fournies dans le Tab. 2, où les variables aléatoires sont considérées comme distribué normalement. Le fait que très peu de travaux dans la littérature considèrent les zones singulières afin d'analyser la fiabilité des pipelines, nous a motivé à mener cette application numérique.

TABLEAU 2. Données statistiques des variables incertaines

Variable	Symbole	Valeur moyenne	Coef. de variation
Diamètre	D (mm)	508	0.03
Epaisseur	t (mm)	9.5	0.05
Limite élastique	σ_y (Mpa)	485	0.07
Pression de service	P (Mpa)	4	0.25
Taux de corrosion	k	0,144	0.56
Param. de corrosion	n	0,734	-
Débit demandé	$Q_{demandé}$ (mm/s)	$2.7 \cdot 10^5$	0.1
vitesse d'écoulement	V	1.38	0.02
Taux d'encrassement	A_{Enc}	25	0.56
Param. d'encrassement	B_{Enc}	0.5	-

A. Résultats et discussion

Avant d'analyser l'ensemble de la probabilité de défaillance du système, il a été décidé de viser l'effet de variabilité spatiale de la corrosion et des contraintes résiduelles à travers la dépendance stochastique sur chaque zone irrégulière séparément. Pour ce faire, quatre (4) zones irrégulières corrodées ont été considérées : metal de base, coudes de tuyau avec brides et joints soudés, de plus, un seul type de sol caractérisé par des facteurs k et n est considéré : limon argilo-sableux (faible). L'effet couplé du taux de corrosion variant dans l'espace et de la contrainte résiduelle est maintenant considéré dans la fiabilité des zones irrégulières du système de tuyauterie, en adoptant des champs stochastiques avec des longueurs de corrélation de 50 m et 1 m, correspondant respectivement à la longueur de corrélation spatiale de l'agressivité du sol et de la contrainte résiduelle.

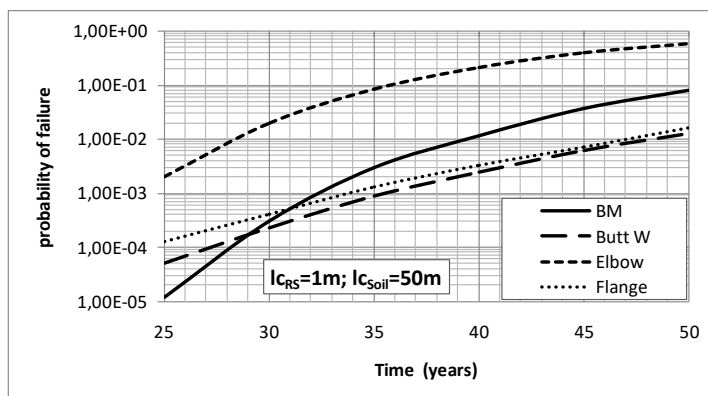


FIGURE 3. Probabilités de défaillance pour différentes zones irrégulières.

A partir des courbes représentées sur la figure.3, on peut voir que la probabilité de défaillance augmente dans le temps quelle que soit la zone irrégulière. De plus, à l'âge précoce de la structure (c'est-à-dire avant 29 ans dans cet exemple), le métal de base a la probabilité de défaillance la plus faible suivie de la zone soudée bout à bout tandis que la zone du coude présente la probabilité de défaillance la plus élevée suivie de la zone de la bride. Néanmoins, en seconde partie de vie (c'est-à-dire lorsque la durée d'exploitation de l'ouvrage est supérieure à 31 ans), la zone du coude reste toujours la zone la plus vulnérable à la corrosion, du fait essentiellement de l'impact des contraintes résiduelles qui sont plus élevées dans le coude que dans les 'autres zones, suivies de la zone du métal de base. On peut également noter que les zones soudées bout à bout et la bride présentent plus de résistance aux phénomènes de corrosion pour une durée de service au-delà de 31 ans de la structure étudiée, principalement en raison du matériau de construction utilisé. En pratique, on peut dire que lorsque la structure (canalisation) est en service pendant une période inférieure à 29 ans, les probabilités de défaillance des zones irrégulières sont de plus en plus influencées par les contraintes résiduelles, ce qui explique la plus faible probabilité de défaillance de la zone de métal de base par rapport aux autres zones. Cependant, lorsque l'âge de la structure est supérieur à 29 ans, on peut clairement discerner que l'impact de la corrosion l'emporte sur l'effet de contrainte résiduelle, ce qui explique le changement observé dans l'ordre des probabilités de défaillance des zones où la probabilité de défaillance du métal de base est devenue plus importante que celles de la bride et des zones soudées bout à bout.

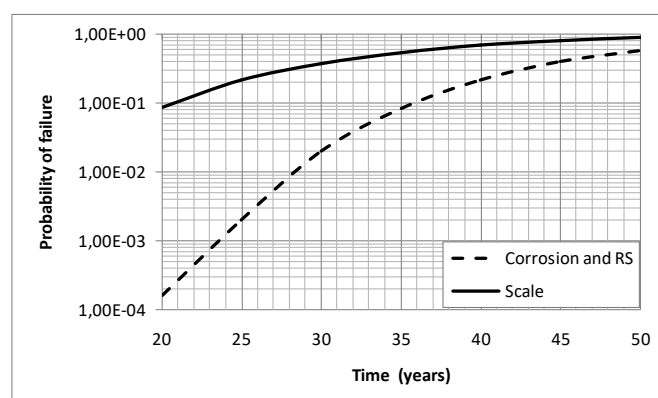


FIGURE 4. Probabilités de défaillance des coudes de tuyau pour deux cas

La figure. 4, trace les probabilités de défaillance des coudes de tuyau calculées par les modèles présentés dans la section précédente en tenant compte l'encrassement (dépôts et tartre) et le double effet des deux phénomènes: corrosion & contraintes résiduelles. En présence de l'encrassement, la probabilité de défaillance augmente fortement pour atteindre presque 1.00 après 20 ans de service. Le double effet des deux phénomènes: corrosion & contraintes résiduelles, mène à une probabilité de défaillance de 10^{-4} après 20 ans de service du tuyau. Ces courbes fournissent une image claire du niveau du risque nominal de défaillance du tube pour différents modes de défaillance.

La figure. 5, compare l'évolution temporelle des probabilités de défaillance du système global, pour les trois cas : Double effet des deux phénomènes: corrosion & contraintes résiduelle, présence de l'encrassement et l'intersection des deux modes de défaillance précédents. L'impact de cette hypothèse sur les résultats est naturellement à explorer des études futures.

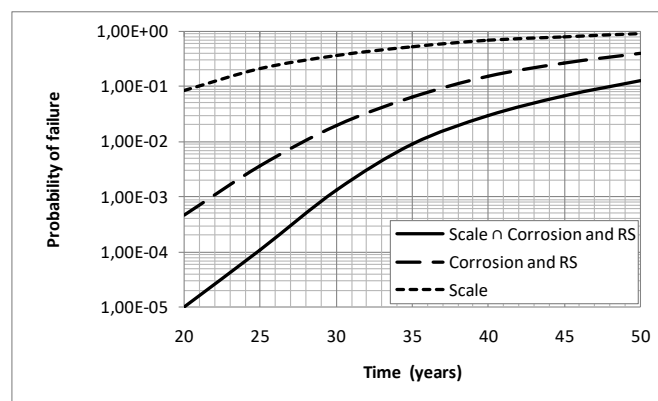


FIGURE 5. Probabilités de défaillance du système pour plusieurs cas.

Afin de définir les scénarios développés avec le temps et analyser les conséquences des défaillances d'un pipeline dues à l'encrassement et à la corrosion, on a utilisé la méthode de l'arbre d'événements, comme le montre la figure. 6, où le nettoyage et l'inspection des pipelines ont une contribution significative dans l'intégrité des pipelines et les coûts de la gestion.

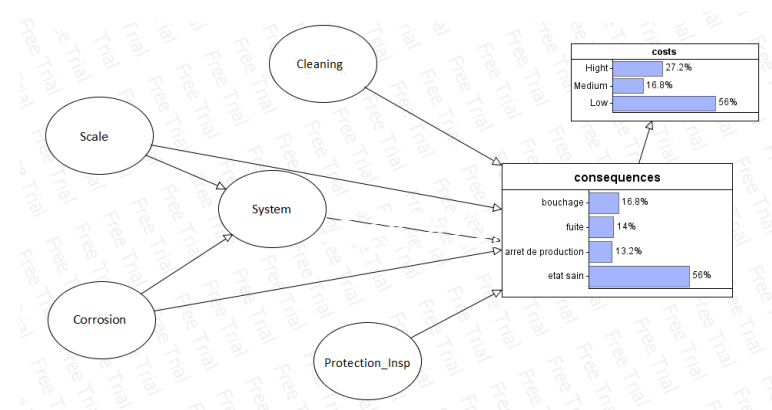


FIGURE 6. Arbre des conséquences

IV. CONCLUSION

Une méthodologie probabiliste a été développée pour la gestion de l'intégrité des pipelines enterrés avec prise en compte de l'intersection des deux modes de défaillance courants : le colmatage et les fuites des tubes dues à l'encrassement (dépôts et tartre) et à la corrosion localisée respectivement. Les simulations de Monte Carlo ont permis de calculer les probabilités de défaillance du système. Le modèle proposé peut apporter de précieuses informations destinées aux décideurs pour améliorer les performances de fiabilité du système. En perspectives de ce travail, les formulations présentées ici peuvent être utilisées dans l'élaboration d'une stratégie optimale de nettoyages des pipelines (par le renvoi des sphères et racleurs) et d'inspection des zones irrégulières grâce à l'outil intelligent (CND).

REFERENCES

- Akinsanya, AO., Qin, J., Guan, Y., Sørensen, JD., Faber, MH. (2021). Risk informed integrity management of sub-surface well production tubings subject to combined scale and corrosion degradations. *Int. J. Press. Vessels Pip*, 192, 104424. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2021.104424>
- Dawe, R.A., Zhang, Y. (1997). Kinetics of calcium carbonate scaling using observations from glass micromodels. *J. Petrol. Sci. Eng*, 18 (3–4), 179–187. [https://doi.org/10.1016/S0920-4105\(97\)00017-X](https://doi.org/10.1016/S0920-4105(97)00017-X)
- Gou R, Zhang Y, Xu X, Sun L, Yang Y. (2011). Residual stress measurement of new and in-service X70 pipelines by X-ray diffraction method. *NDT&E International* 44, 387–393. <https://doi.org/10.1016/j.ndteint.2011.03.003>.
- Lam, C., Zhou, W. (2016). Statistical analyses of incidents on onshore gas transmission pipelines based on PHMSA database. *Int. J. Press. Vessels Pip*. 145, 29–40. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2016.06.003>.
- Nahal M., Chateauneuf A., Sahraoui Y, (2019). Reliability analysis of irregular zones in pipelines under both effects of corrosion and residual stress. *Engineering Failure Analysis*., 98, 177–188. <https://doi.org/10.1016/j.engfailanal.2019.01.081>.
- Sahraoui Y., Chateauneuf A. (2016). The effects of spatial variability of the aggressiveness of soil on system reliability of corroding underground pipelines. *Int. J. Press. Vess. Pip.*, 146, 188–197. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2016.09.004>.

Estimation de la durée de vie résiduelle des pipelines corrodés

El Hassene AIT MOKHTAR^{1,2}, Anis YETTOU², Celia AMARI²

¹ Unité de recherche LaMOS, Faculté de Technologie, Université de Bejaia, Algérie, elhassene.aitmokhtar@univ-bejaia.dz

² Département de Génie Electrique, Faculté de Technologie, Université de Bejaia, Algérie,

RESUME La durée de vie résiduelle pourrait être un indicateur important pour la planification de l'inspection et de la maintenance des structures se dégradant. Dans ce travail, nous proposons une approche pour l'estimation et l'actualisation de la durée de vie résiduelle d'une section de pipeline soumis à la dégradation par corrosion. Cette approche s'appuie sur un modèle prédictif modélisant la perte d'épaisseur par corrosion pour estimer la durée de fonctionnement avant la défaillance. Afin de prendre en considération les éventuelles évolutions des facteurs agissant sur le processus de dégradation (i.e. corrosion), l'approche proposée permet la mise à jour de la durée de vie résiduelle lorsque de nouvelles mesures de dégradation sont disponibles.

Mots-clefs durée de vie résiduelle, pipelines, corrosion, actualisation bayésienne, pronostic.

I. INTRODUCTION

La corrosion est la forme la plus courante de détérioration structurelle des pipelines. Cela est principalement dû à l'environnement agressif dans lequel ils sont enterrés. Afin de maîtriser cette dégradation et d'éviter les défaillances en fonctionnement, de nombreux travaux dédiés à la planification de la maintenance et des inspections des pipelines ont vu le jour ces dernières années (Ait Mokhtar et al., 2018, Iqbal et al., 2017). En effet, une planification optimale de la maintenance permet d'une part, une exploitation optimale du cycle de vie du système. D'autre part, une minimisation des défaillances en fonctionnement aux lourdes conséquences. Afin de remplir ses objectifs, la connaissance du temps prévu jusqu'à la prochaine défaillance, communément appelé durée de vie résiduelle (*Remaining Useful Life (RUL)*), peut-être d'une grande utilité (Hu, et al., 2022).

Dans ce travail nous proposons une approche pour l'estimation de la durée de vie résiduelle des pipelines corrodés en se basant sur les modèles prédictifs de perte d'épaisseur par corrosion. Etant donné que le phénomène de corrosion est affecté par l'environnement dans lequel la structure se trouve et que cet environnement est loin d'être stable, il est important d'adapter les plans d'inspection et de maintenance à ses évolutions. Dans cette optique, l'approche proposée permet également d'actualiser la RUL lors de l'obtention de nouvelles données d'inspection et ce après avoir actualisé le modèle prédictif de corrosion.

II. DUREE DE VIE RESIDUELLE

La durée de vie résiduelle d'un bien correspond au temps restant avant qu'il ne soit plus capable de remplir ses fonctions requises. L'estimation de la RUL se fait à partir d'un processus appelé "pronostic". Ce dernier est défini comme « *l'estimation de la durée de fonctionnement avant défaillance et du risque d'existence ou d'apparition ultérieure d'un ou de plusieurs modes de défaillance* » (ISO, 2004).

Dans la littérature, trois approches principales peuvent être distinguées :

1. une approche basée sur des modèles physiques décrivant le processus de dégradation et son évolution dans le temps (e.g. fissuration, usure, corrosion, perte de performance, etc.). Dans ce cas, la connaissance du seuil à partir duquel la dégradation est considérée comme étant critique est essentielle pour la réussite de l'approche.
2. une approche basée sur les données (i.e. indicateurs de dégradation). Il s'agit ici de données de monitoring permettant de suivre l'évolution d'un ou plusieurs indicateurs de dégradation.
3. une approche basée sur l'expérience (i.e. fiabilité). Il s'agit ici d'une méthode purement statistique s'appuyant sur les données de retour d'expérience ou l'avis d'expert sur le système lui-même ou sur des systèmes similaires. Cette approche est généralement utilisée dans le cas où l'on ignore le comportement physique du processus de dégradation.

Dans ce travail, nous proposons une méthode combinant les deux premières approches. En effet, un modèle prédictif de perte de matière par corrosion est utilisé pour l'estimation de la durée de vie d'un pipeline. Ensuite, en se basant sur des données d'inspection relatives à la perte d'épaisseur, la durée de vie résiduelle est actualisée après l'actualisation des paramètres du modèle de corrosion.

III. ESTIMATION DUREE DE VIE RESIDUELLE

A. Modèle de corrosion

Dans la littérature, plusieurs approches sont utilisées pour la modélisation de la perte de matière par corrosion, donnant naissance à plusieurs modèles. Dans ce travail, nous retenons le modèle proposé par Paik et al. (1998) qui est un modèle non linéaire permettant de représenter efficacement trois phases : (i) une première phase où la perte de matière est nulle sous l'effet de la couche protectrice anticorrosion, (ii) une deuxième phase où la perte de matière est croissante dans le temps et (iii) une troisième phase où la perte de matière se stabilise sous l'effet de la formation d'une couche de corrosion protégeant la structure de l'agressivité de l'environnement. Selon Paik et al. (1998), la perte d'épaisseur par corrosion en fonction du temps s'écrit :

$$d(t) = c_1(t - T_0)^{c_2} \quad (1)$$

où $d(t)$ est la perte d'épaisseur par corrosion en fonction du temps, T_0 est la durée de vie de la couche protectrice anticorrosion, c_1 qui représente le taux de corrosion annuel est supposé suivre

la loi de Weibull à deux paramètres (i.e. le paramètre de forme β et le paramètre d'échelle η) et c_2 qui est un coefficient de corrosion compris entre 0 et 1.

B. Actualisation bayésienne du modèle de corrosion

Les coefficients c_1 et c_2 du modèle de corrosion sont généralement estimés à partir de connaissances a priori. Lors des inspections de nouvelles mesures de perte d'épaisseur sont collectées sur le système. Ces mesures peuvent être utilisées pour l'actualisation des coefficients de corrosion en utilisant l'approche bayésienne (Ait Mokhtar et al., 2016). L'algorithme utilisé permet de définir la distribution a posteriori des coefficients de corrosion à partir des coefficients initiaux et d'un échantillon d'observations représentant les pertes d'épaisseur $d^* \equiv \{d_1, d_2, \dots, d_m\}$ observées aux instants respectifs $t^* \equiv \{t_1, t_2, \dots, t_m\}$. Cet algorithme qui est proposé par Ait Mokhtar et al. (2016) est constitué des étapes suivantes :

- (1) Commencer avec les paramètres de corrosion initiaux $\theta^{(0)} \equiv \{c_1^{(0)}, c_2^{(0)}\}$
- (2) A l'itération n , générer un candidat $\theta^{(c)} \equiv \{c_1^{(c)}, c_2^{(c)}\}$ à partir d'une loi de proposition $q(\theta^{(c)} | \theta^{(n-1)})$, tel que :

$$c_1^{(c)} = \mathbf{N}(c_1^{(n-1)}, \sigma_{c_1}) \quad \text{et} \quad c_2^{(c)} = \mathbf{N}(c_2^{(n-1)}, \sigma_{c_2})$$

- (3) Calculer :
$$\rho(\theta^{(c)}, \theta^{(n-1)}) = \min \left(1, \frac{l(x|\theta^{(c)})\pi(\theta^{(c)})q(\theta^{(c)}|\theta^{(n-1)})}{l(x|\theta^{(n-1)})\pi(\theta^{(n-1)})q(\theta^{(n-1)}|\theta^{(c)})} \right)$$

avec :
$$l(x|\theta^{(c)}) = \prod_{i=1}^m \mathbf{N}_{PDF}(d^*(i), d_{ob}^{(c)}(i), \sigma_d)$$

$$d_{ob}^{(c)} = c_1^{(c)}(t^*(i) - T_0)^{c_2^{(c)}}$$

$$\pi(\theta^{(c)}) = \mathbf{W}_{PDF}(c_1^{(c)}, \beta, \eta) \mathbf{N}_{PDF}(c_2^{(c)}, c_2, \sigma_{c_2})$$

- (4) Générer une variable aléatoire U à partir de la loi uniforme dans $[0,1]$.
- (5) Prendre :
$$\begin{cases} \theta^{(n)} = \theta^{(c)} & \text{si } U \leq \rho(\theta^{(c)}, \theta^{(n-1)}) \\ \text{sinon } & \theta^{(n)} = \theta^{(n-1)} \end{cases}$$
- (6) Incrémenter n et revenir à l'étape (2)

où \mathbf{N}_{PDF} et \mathbf{W}_{PDF} sont respectivement les fonctions de densité de probabilité de la loi normale et de la loi de Weibull.

C. Estimation de la durée de vie résiduelle

L'estimation de la durée de vie résiduelle d'un pipeline corrodé se fait selon les étapes suivantes :

- (1) générer n couple de coefficients de corrosion $\{c_1, c_2\}$ à partir de la loi normale ;
- (2) pour chaque couple de coefficients, générer une trajectoire de perte d'épaisseur par corrosion à partir de l'éq. (1) ;
- (3) pour chaque trajectoire, déterminer l'instant de franchissement du seuil de défaillance D ;

La durée de vie résiduelle se calcule à partir des instants de franchissement du seuil de défaillance.

IV. APPLICATION

L'approche proposée dans ce travail est appliquée sur une section de pipeline souterrain utilisé dans le transport des hydrocarbures. Dans cette application les hypothèses suivantes sont considérées :

- La conditions géotechniques sont supposées identiques le long de la section du pipeline
- La section du pipeline est soumise à une corrosion généralisée
- La section du pipeline est d'une épaisseur initiale de 10 mm

Les paramètres du modèle de corrosion sont résumés dans le tableau 1.

TABLEAU 1. Paramètres du modèle de corrosion (Ait Mokhtar et al.,2016)

Paramètre	c_1			c_2		T_0
	β	η	μ_{c_1}	μ_{c_2}	σ_{c_1}	
Valeur	1.588	0.0926	0.083	0.829	0.083	4

A. Estimation de la durée de vie résiduelle

A partir des paramètres du tableau 1, 1000 trajectoires de perte d'épaisseur sont générées. Pour un seuil de défaillance correspondant à 80% de l'épaisseur initiale du pipeline, nous avons estimé la durée de vie résiduelle du pipeline. Les résultats obtenus sont portés sur la figure 1.

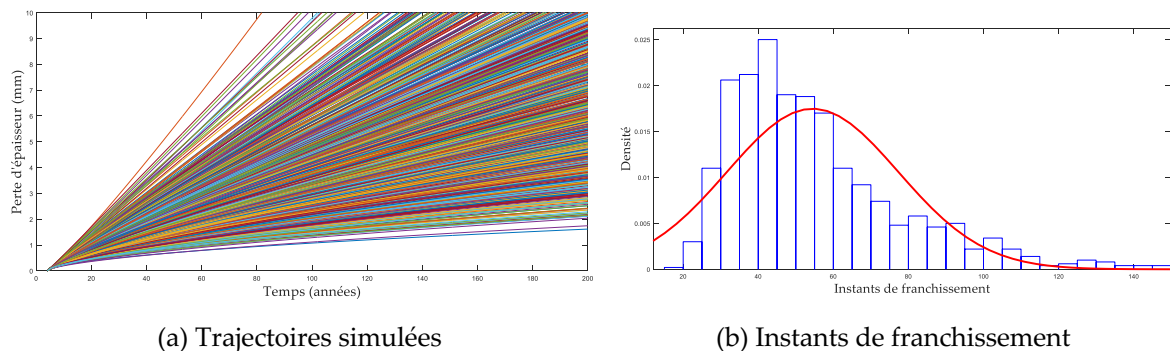


FIGURE 1. Estimation de la durée de vie résiduelle d'un pipeline

Les résultats obtenus indiquent que l'âge moyen du système est de 54.5 ans avec un coefficient de variation de 22.8 ans.

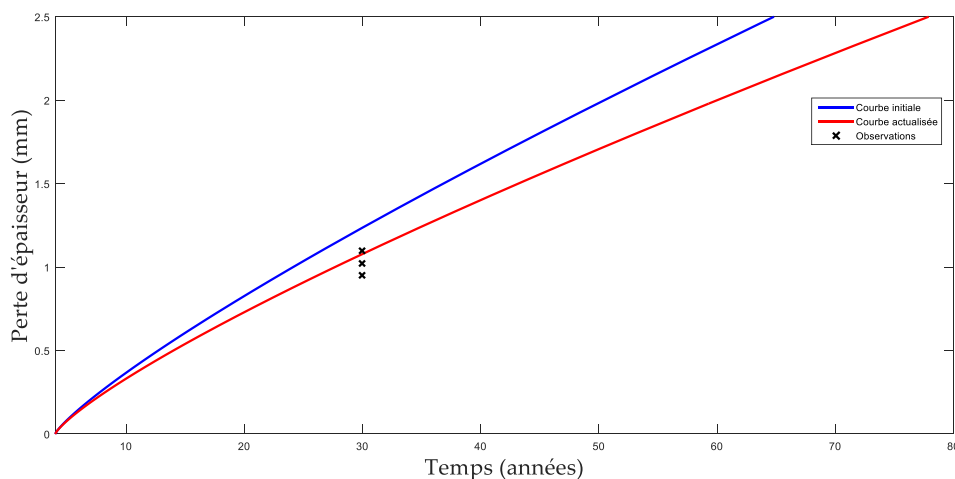
B. Actualisation du modèle de corrosion

Dans cette partie nous supposons qu'à l'instant $t = 30$ ans, une inspection est effectuée. Lors de cette inspection, trois mesures de perte d'épaisseur par corrosion sont obtenues dans trois endroits différents du pipeline tel que : $d^* = \{0.95, 1.10, 1.02\}$ (mm). L'algorithme d'actualisation a

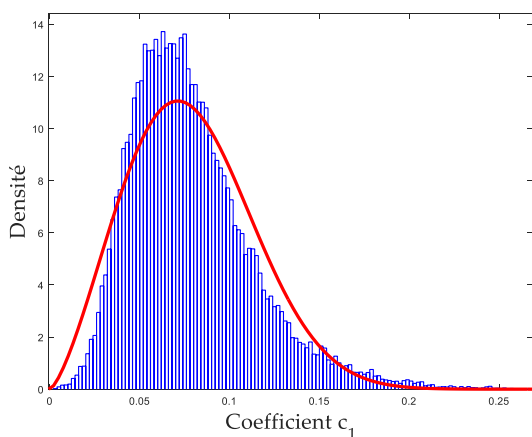
permis d'actualiser les coefficients du modèle de corrosion. Les résultats d'actualisation sont portés sur la figure 2 et le tableau 2. Ces résultats sont obtenus pour 10^5 simulations tout en ignorant 10% des premières simulations pour diminuer l'influence des paramètres de départ.

TABLEAU 2. Paramètres Actualisés du modèle de corrosion

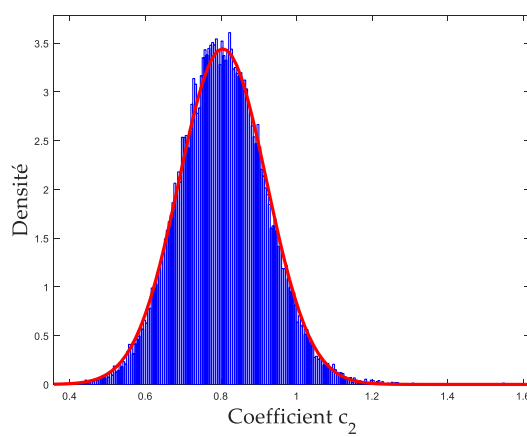
Paramètre	c_1			c_2	
	β	η	μ_{c_1}	μ_{c_2}	σ_{c_1}
Valeur	2.414	0.089	0.0787	0.804	0.116



(a) Evolution de la perte d'épaisseur après actualisation



(b) Coefficient actualisé c_1



(c) Coefficient actualisé c_2

FIGURE 2. Résultats de l'actualisation du modèle de corrosion

La figure 2 montre l'efficacité de la procédure d'actualisation des coefficients de corrosion. En effet, comme on peut le constater, la courbe de perte d'épaisseur actualisée tend à mieux représenter les observations tout en respectant l'allure du modèle initial.

C. Actualisation de la durée de vie résiduelle

Pour l'actualisation de la durée de vie résiduelle, 1000 trajectoires de perte d'épaisseur par corrosion sont simulées à partir de l'instant de l'inspection en utilisant les valeurs des paramètres du tableau 2. Les résultats obtenus sont portés sur la figure 3. Les résultats obtenus indiquent que l'âge moyen du système après actualisation est d'environ 68 ans avec un écart type d'environ 14 ans. Sachant que l'inspection est effectuée à 30 ans, la durée de vie résiduelle du système est donc de 38 ans. Par comparaison avec les résultats initiaux, on peut constater l'apport de l'actualisation qui a permis, dans un premier temps d'actualiser le modèle de dégradation en fonction des mesures collectées lors de l'inspection et dans un deuxième temps, d'actualiser la durée de vie résiduelle du système. En outre, on peut également constater une diminution considérable de l'écart type de la durée de vie résiduelle après actualisation. Cela peut permettre une meilleure gestion du plan de maintenance du système ainsi qu'une exploitation optimale de ce dernier tout en évitant les défaillances en fonctionnement.

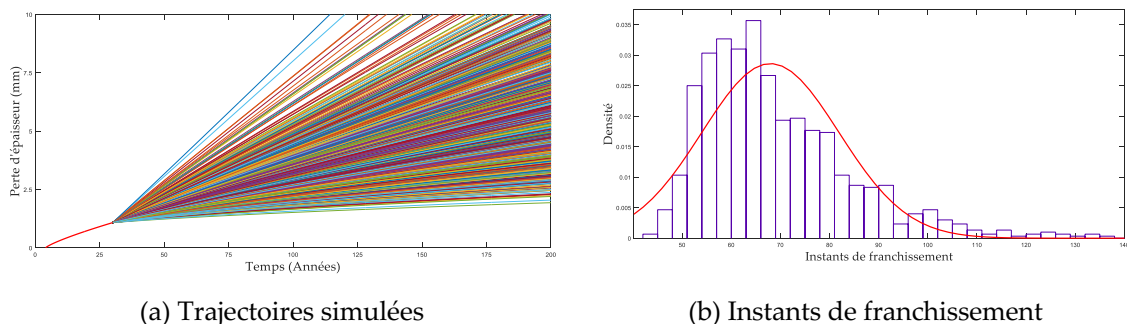


FIGURE 3. Actualisation de la durée de vie résiduelle d'un pipeline

V. CONCLUSION

L'approche proposée dans ce travail a permis une estimation de la RUL d'une section de pipeline soumis à la dégradation par corrosion en se basant sur un modèle prédictif de perte d'épaisseur par corrosion ainsi que les données d'inspection. L'apport principal de l'approche réside dans la possibilité d'actualiser la RUL lorsque des données de dégradation sont collectées sur le système. L'actualisation bayésienne a conduit à une modélisation réaliste de la dégradation (en fonction des données d'inspection) et une estimation efficace de la RUL. Cela va permettre une meilleure planification des inspections et de la maintenance de ce genre de système ainsi qu'une exploitation optimale de ce dernier. En perspective, nous travaillons sur : (i) l'influence du nombre d'observations sur le processus d'actualisation et (ii) la proposition d'une politique d'inspection et de maintenance basée sur la RUL pour les structures se dégradant par corrosion.

REFERENCES

E. Ait Mokhtar, A. Chateauneuf, & R. Laggoune, (2018). Condition based opportunistic preventive maintenance policy for utility systems with both economic and structural dependencies– application to a gas supply network. *International Journal of Pressure Vessels and Piping*, 165, 214-223. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2018.07.001>

E. Ait Mokhtar, A. Chateauneuf, & R. Laggoune, (2016). Bayesian approach for the reliability assessment of corroded interdependent pipe networks. *International Journal of Pressure Vessels and Piping*, 148, 46-58. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2016.11.002>

C. Byington, M. Roemer, & T. Galie, (2002). Prognostic enhancements to diagnostic systems for improved condition-based maintenance [military aircraft]. In *aerospace conference proceedings, ieee aerospace conference*, 6, 2815-2824. <https://doi:10.1109/AERO.2002.1036120>

Y. Hu, X. Miao, Y. Si, E. Pan, & E. Zio, (2022). Prognostics and health management: A review from the perspectives of design, development and decision. *Reliability Engineering & System Safety*, 217, 108063. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2021.108063>

ISO 13381-1. (2004) Condition monitoring and diagnostics of machines – pronostics – part1: General guidelines.

H. Iqbal, S. Tesfamariam, H. Haider, & R. Sadiq, (2017). Inspection and maintenance of oil & gas pipelines: a review of policies. *Structure and Infrastructure Engineering*, 13(6), 794-815.

Modélisation du temps de carbonatation d'un matériau exposé à la carbonatation naturelle.

KOUASSI Franck Antelme¹, DAUXOIS Jean-Yves¹, DUPRAT Frédéric², de LARRARD Thomas², DEBY Fabrice²

¹ *Institut de Mathématiques de Toulouse; UMR5219, Université de Toulouse; CNRS, INSA, F-31077 Toulouse, France, fkouassi@insa-toulouse.fr*

² *Laboratoire de Matériaux et Durabilité des Constructions, Université de Toulouse, INSA-UPS, 135 avenue de Rangueil, 31077 Toulouse cedex 04, France.*

RESUME : Nous avons mené une étude sur le temps de carbonatation à partir d'une base de données de mesures de carbonatation recueillies sur des structures soumises à la carbonatation naturelle. Nous avons utilisé l'analyse de survie pour identifier les principaux facteurs influençant le temps de carbonatation et proposer un modèle à risques proportionnels. Ce modèle a ensuite été utilisé pour évaluer la fiabilité d'un matériau soumis à la carbonatation selon différents scénarios de réchauffement climatique.

ABSTRACT : A study of the time-to-carbonation was conducted using survival analysis tools on a database composed of carbonation measurements from structures exposed to natural carbonation. These analyses allowed for the proposal of a proportional hazards model that models the effects of the main factors that influence time-to-carbonation. The model was then used to evaluate the reliability of a material exposed to carbonation under different climate warming scenarios.

Mots-clefs : Carbonatation naturelle, Béton armé, Corrosion des armatures, Modèle à risques proportionnels, Analyse de survie.

I. INTRODUCTION

La corrosion des armatures des infrastructures en béton armé est un processus chimique qui se déroule en deux phases : la phase d'initiation et la phase de propagation (TUUTTI (1992)). La carbonatation, inévitable pour la plupart des infrastructures en béton armé, est l'un des principaux éléments déclencheurs de la phase d'initiation de la corrosion. Dans cette étude, nous nous focalisons sur le rôle de la carbonatation dans le déclenchement de la phase d'initiation.

Le CO₂ gazeux se dissout dans les pores du béton puis réagit avec l'hydroxyde de calcium (Portlandite) présente dans la pâte de ciment. La consommation de la Portlandite conduit à la baisse du pH de la solution interstitielle du béton qui, combinée à d'autres phénomènes chimiques, déclenche la phase d'initiation de la corrosion (voir e.g OLLIVIER et VICHOT (2008)). La cinétique du processus de carbonatation dépend de nombreux facteurs repartis en trois groupes : les facteurs internes au béton (le rapport eau sur ciment, la quantité d'hydrates, la résistance à 28 jours, etc.);

les facteurs technologiques (conditions de cure et temps de cure) et les facteurs environnementaux (l'humidité relative, la température, la concentration atmosphérique de CO₂, etc.).

La connaissance du niveau de carbonatation à un moment donné de la période d'exploitation de la structure en béton armé est souhaitable pour les propriétaires et les gestionnaires, car elle permet de mettre en place des maintenances correctives. Ainsi, de nombreux travaux ont été réalisés et/ou sont en cours de réalisation pour prédire le niveau de carbonatation. En se basant sur les techniques de modélisation utilisées, on distingue trois catégories de modèles de carbonatation:

- Les modèles numériques (voir e.g B. et A. (2003); M. (2006)) ;
- Les modèles empiriques (voir e.g ALEXANDER, MACKECHNIE et AM (2007)) ;
- Les modèles analytiques. (voir e.g V.G., C.G. et N (1991); BAKKER (1994); ATIS, (2004); CEB-FIP (2010); P.HILL et al. (2015); TAFSESE, SISTONEN et PUTTONEN (2015)).

Nous porterons dans ce papier, un intérêt particulier à la dernière catégorie de modèles. En effet, reposant essentiellement sur l'utilisation de la solution analytique de la première loi de Fick, les modèles analytiques sont couramment utilisés par les ingénieurs génie civil pour évaluer le niveau de carbonatation d'une structure exposée à la carbonatation naturelle. La profondeur carbonatée X_c ([mm]) et l'âge t ([Année]) du matériau sont généralement liés par la relation suivante:

$$X_c = K\sqrt{t}, \quad (1)$$

où K est appelé coefficient de carbonatation. Il permet de prendre en compte l'effet des facteurs pouvant impacter le niveau de carbonatation. Les modèles analytiques diffèrent les uns des autres par l'expression de K .

Papadakis (V.G., C.G. et N (1991)) fut l'un des premiers auteurs à proposer un modèle dans lequel l'expression de K dépend de la microstructure du béton. Bakker (BAKKER (1994)) reprend ce modèle en intégrant en plus de la composition du béton, l'effet de l'humidité relative et du cycle de mouillage-séchage. Cependant, étant donné que ces modèles ont été calibrés sur des données de carbonatation accélérée, leur utilisation pour étudier la carbonatation en conditions réelles peut être difficile.

Le modèle de la *fib-Model Code 2010* donné à l'équation (2) est couramment utilisé par évaluer le niveau de carbonatation.

$$X_c(t) = \sqrt{2 \cdot k_e \cdot k_c \cdot C_s \cdot R_{NAC,0}^{-1} \cdot t \cdot W_t}, \quad (2)$$

avec :

- $X_c(t)$ ([mm]) est la valeur de profondeur carbonatée à l'âge t ([Année]) du béton,
- k_e ([–]) est un facteur quantifiant l'effet de l'humidité relative,
- k_c est le facteur de cure ([–]),
- C_s représente la quantité de CO₂ atmosphérique ([kg/m³]),
- W_t est appelé facteur de pluviométrie ([–]),
- $R_{NAC,0}^{-1}$ est la résistance inverse à la carbonatation du béton ([mm²/Année)/(kg/m³)].

Cependant, l'utilisation de ce modèle reste limitée car des tests supplémentaires de carbonatation accélérée sont indispensables pour déterminer la valeur du paramètre $R_{NAC,0}^{-1}$.

Il existe également des modèles issus de l'approche statistique. On peut citer les travaux de ATIS (2004) et de HILL et al. (2015). Le premier se focalise sur l'effet de la résistance à la compression et de la porosité sur la carbonatation des bétons à base de cendres volantes et le modèle proposé dans HILL et al. (2015) ne prend pas en compte tous les facteurs influents de la carbonatation.

En s'inspirant du modèle la *fib-Model Code 2010* et en analysant des données issues de structures exposées à la carbonatation naturelle, deux modèles de carbonatation (l'un basé sur les modèles linéaires généralisés et l'autre sur les modèles de dégradation Gamma) ont été proposés par KOUASSI et al. (2022). Toutefois, ces modèles ne prennent pas en compte l'effet de l'évolution dans le temps des facteurs environnementaux qui est une information pouvant permettre de mieux quantifier l'effet de ces facteurs sur la carbonatation.

Ainsi, dans cette étude, nous utilisons les outils de l'analyse de survie pour identifier et modéliser l'effet des facteurs (qu'ils soient dépendants ou indépendants du temps) qui influencent le temps de carbonatation. Nous appelons *temps de carbonatation*, le temps mis par le processus de carbonatation pour atteindre les armatures du béton. Cette étude sera présentée en trois grandes parties. Dans la première, nous présenterons brièvement l'analyse de survie et ses outils. La deuxième partie sera consacrée à la modélisation du temps de carbonatation. Enfin, nous utiliserons le modèle obtenu pour évaluer le temps de carbonatation d'une structure exposée à la carbonatation naturelle sous plusieurs scénarios de réchauffement climatiques.

II. OUTILS DE L'ANALYSE DE SURVIE

Analyse de survie est un ensemble d'outils statistiques permettant d'étudier le temps avant l'occurrence d'un événement d'intérêt (la panne d'un composant, la signature du premier CDI d'un nouveau diplômé, la guérison d'un patient suite à un traitement, etc.) et des différents facteurs pouvant influencer ce dernier. L'une des grandes forces des modèles de survie est leur capacité à prendre en compte les informations dites *censurées*. En effet, dans certaines études, il arrive que le vrai temps d'occurrence de l'événement d'intérêt ne soit directement observé pour certains individus, et dans ce cas les données obtenues sont appelées données censurées. Les types de censures les plus couramment rencontrés sont :

- La censure à droite (right censored) : C'est lorsqu'on est seulement capable d'observer que l'événement ne s'est pas encore produit à l'instant R.
- La censure à gauche (left censored) : C'est lorsqu'on est seulement capable d'observer que l'événement s'est déjà produit à l'instant L.

Les données obtenues dans une expérience de survie où chaque individu est observé une seule fois et où l'information obtenue à l'instant de l'observation est soit censurée à gauche, soit censurée à droite, sont appelées des données d'état actuel (ou "current status data" en anglais).

Désignons par T la v.a.r qui associe les instants d'occurrence de l'événement d'intérêt. Naturellement, T est une variable aléatoire positive discrète ou continue. En supposant que T est une v.a.r continue, elle peut être caractérisée par sa fonction de densité ou par sa fonction de

réparation. Cependant, en analyse de survie, T est décrite par sa fonction de survie ou de fiabilité (reliability function) notée $R(\cdot)$. La fiabilité d'une entité à l'instant $t > 0$ est la probabilité que l'événement ne se produise pas dans l'intervalle de temps $[0, t]$. En d'autres termes,

$$R(t) = P(T \geq t) \quad (3)$$

T est aussi caractérisée par la donnée de sa fonction de risque instantané (hazard function). Le risque instantané (hazard rate) ou taux de défaillance à l'instant t noté $\lambda(t)$ est donné par :

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}(t \leq T < t + h \mid T \geq t)}{h} \quad (4)$$

C'est la probabilité infinitésimale que l'événement se produise juste après l'instant t sachant qu'il ne s'était pas encore produit à t . Ces deux fonctions sont liées par la relation suivante :

$$R(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(s) ds\right) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (5)$$

où la quantité $\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$ désigne le risque cumulé à l'instant t .

Dans le cas où l'événement ne s'est pas encore produit à un instant $x > 0$, l'on s'intéresse souvent à la durée restante avant l'occurrence. Ce temps est appelé *durée de vie résiduelle*, et la probabilité que cette durée soit supérieure à une valeur t est appelée fiabilité conditionnelle à l'âge x et est notée $R_x(t)$, avec :

$$R_x(t) = \frac{R(x+t)}{R(x)} \quad (6)$$

Comme énoncé précédemment, l'analyse de survie permet également d'étudier l'effet des caractéristiques de l'entité sur le temps d'occurrence de l'événement d'intérêt. Les modèles de régression en survie sont des outils développés à cet effet. Ils diffèrent par la manière dont l'effet des caractéristiques est quantifié. Ainsi, on distingue : les modèles à risques proportionnels ou modèles de Cox (COX (1972)) (proportional hazard model), modèles à cotes proportionnelles, les modèles à risques additionnels et les modèles AFT (Accelerated Failure Time). Dans ce papier, nous nous concentrons que sur les modèles à risques proportionnelles que nous désignons par PH modèles. Désignons par $Z(t) = (Z^1(t), \dots, Z^p(t))^T$ le vecteur des valeurs des p facteurs (ou covariables) à t et par $Z^*(t) = \{Z(u), 0 \leq u < t\}$ l'histoire de $Z(t)$. La covariable $Z(t)$, $j = 1, \dots, p$ peut être indépendante ou dépendante du temps. Dans le cas où la covariable $Z(t)$ est invariant dans le temps, on la notera simplement Z . Les modèles de Cox supposent que pour tout instant t , le risque instantané conditionnellement à $Z^*(t)$ est donnée par :

$$\lambda_{(\theta, \beta)}(t \mid Z^*(t)) = \lambda_\theta(t) \exp(\beta^T Z(t)), \quad (7)$$

où :

– $\lambda_\theta(\cdot)$ est appelée fonction de risque de base. C'est la fonction de risque lorsque toutes les valeurs des covariables sont nulles. Elle est entièrement décrite le paramètre θ qui est à estimer.

– $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ est le vecteur des coefficients de régression. Il est à estimer. Chaque β_j , $j = 1, \dots, p$, quantifie l'effet de la covariable Z sur la fonction de risque.

La célébrité des modèles de Cox est due à la facilité d'interprétation des coefficients de régression. Pour tout $j = 1, \dots, p$ et $t > 0$, si $\beta_j > 0$, alors en supposant invariant les valeurs des covariables Z^k (k différent de j), l'augmentation d'une unité de Z_j , va entraîner une augmentation du taux de défaillance. A contrario, si $\beta_j < 0$, l'augmentation d'une unité de Z_j , va entraîner une baisse du taux de défaillance. Les paramètres du modèle θ et β sont estimés par maximum de vraisemblance.

III. ANALYSE DE SURVIE DE LA CARBONATATION

A. Base de données de modélisation

La base de données utilisée pour notre analyse est constituée de 735 mesures de carbonatation issues de structures en béton armé exposées à la carbonatation naturelle. Ces données proviennent essentiellement de la bibliographie : LIANG, HUANG et FANG (2013); EKOLU (2020); EKOLU et EDE (2014); GUIGLIA et TALIANO (2013); NEVES, BRANCO et DE BRITO (2013) et N. REVIRON AND A. URRUTIA (2016). Les informations recueillies sur les matériaux sont décrites dans le tableau 1.

TABLEAU 1. Descriptif des variables utilisées dans notre étude.

Variable	Description	Unité
X	Âge de la structure	[Année]
Y	Profondeur de carbonatation à X	[mm]
C	Épaisseur de l'enrobage	[mm]
f_{cm}	Résistance mécanique	[Mpa]
t_c	Temps de cure	[Jour]
Sl_t	Variable indiquant si le matériau est couvert ou non	[-]

En plus de ces caractéristiques, nous avons collecté auprès des stations météo les plus proches de chaque lieu d'exposition les valeurs annuelles des facteurs environnementaux tels que : l'humidité relative (Rh) [%], la température (Tp) [°C], la pression atmosphérique de CO_2 (P_{CO_2}) [ppm] et la proportion annuelle de jours de pluie (Dp) [-]. Comme on peut le voir dans l'équation (7), l'histoire de chaque facteur dépendant du temps est indispensable pour pouvoir modéliser son effet sur le risque. Ainsi, pour chaque structure et pour chaque année de la date de construction (donnée par la variable ToM) à l'année 2021, nous avons collecté les valeurs moyennes annuelles de chaque variable environnementale. Cependant, pour la variable (P_{CO_2}), seule l'historique de la période 2003-2021 est disponible. Ainsi, pour cette variable nous considérons la valeur moyenne observée sur la 2003-2021. Le tableau 2 donne un extrait de la base de modélisation (pour deux matériaux appelés respectivement id 588 et id 457). Comme on peut le remarquer, pour les matériaux protégés de la pluie, variable Dp prend la valeur 0.

TABLEAU 2. Extrait de quelques lignes de la base de données de modélisation.

id	X	t_c	f_cm	Y	C	Tp	Rh	Pco2	Dp	Slit	ToM	Localisation
588	4	4	43.0	5.38	40	17.45	77.20	392.28	0.26	Oui	2013	Cascais
588	4	4	43.0	5.38	40	17.29	77.67	392.28	0.32	Oui	2013	Cascais
588	4	4	43.0	5.38	40	17.56	77.79	392.28	0.24	Oui	2013	Cascais
588	4	4	43.0	5.38	40	16.94	75.64	392.28	0.22	Oui	2013	Cascais
457	4	2	32.5	12.00	30	25.34	63.60	400.05	0.00	Non	2017	Bhopal
457	4	2	32.5	12.00	30	25.79	65.07	400.05	0.00	Non	2017	Bhopal
457	4	2	32.5	12.00	30	25.74	59.66	400.05	0.00	Non	2017	Bhopal
457	4	2	32.5	12.00	30	26.14	60.06	400.05	0.00	Non	2017	Bhopal

V. MODELISATION DU TEMPS DE CARBONATATION

Nous nous intéressons au temps de carbonatation. C'est-à-dire à la v.a.r T qui associe la valeur de l'instant où la carbonatation va atteindre les armatures :

$$T = \min\{t, Y(t) = C\}. \quad (8)$$

On rappelle que pour former notre base de données, chaque structure a été observée une seule fois après un nombre d'années de vie donné, noté X . À cette date d'observation, nous n'observons que si le matériau est déjà carbonaté (i.e $T < X$) ou non carbonaté (i.e $T > X$). Les données obtenues sont donc des *current status data*.

Désignons par $\delta = I(T > X)$, alors l'information contenue dans la base de données est résumée par le vecteur aléatoire $(X, \delta, Z^*(X))$. Soit $\{(X_i, \delta_i, Z_i^*(X_i)), i = 1, \dots, n\}$, n observations indépendantes et identiques de $(X, \delta, Z^*(X))$. Alors sous l'hypothèse des modèles de Cox, le log de vraisemblance est alors donné par :

$$l_n(\theta, \beta) = \sum_{i=1}^n \delta_i \log(R_{(\theta, \beta)}(X_i | Z_i^*(X_i))) + (1 - \delta_i) \log(1 - R_{(\theta, \beta)}(X_i | Z_i^*(X_i))), \quad (9)$$

avec $R_{(\theta, \beta)}(X_i | Z_i^*(X_i)) = \exp\left(-\int_0^{X_i} \lambda_{(\theta, \beta)}(s | Z_i^*(s)) ds\right)$. L'expression de $\lambda_{(\theta, \beta)}(s | Z_i^*(s))$,

$\forall s \geq 0$ est donnée par la relation (7).

L'ajustement du modèle de Cox est effectué en deux étapes : 1) identification de la forme du $\lambda_{\theta}(\cdot)$ qui convient le mieux à nos données; 2) estimation des paramètres du modèle et sélection du meilleur modèle. Pour identifier la forme la plus adaptée de $\lambda_{\theta}(\cdot)$, détermine l'estimateur non-paramétrique de la fonction de risque cumulé. Ensuite, on effectue des tests d'adéquation de loi pour identifier la famille de distribution usuelle (loi exponentielle, loi de Weibull, loi Gamma, etc.) la mieux adaptée cet estimateur ainsi obtenu. Nos analyses (test d'équation graphique et test de Kolmogorov-Smirnov) relèvent que l'estimateur non-paramétrique obtenu avec nos données s'ajustent mieux à une loi de Weibull. On rappelle que la fonction de risque cumulé pour une loi de Weibull de paramètre de forme $a > 0$ et de paramètre d'échelle $b > 0$ est donnée par :

$$\Lambda_{(a,b)}(t) = \left(\frac{t}{b}\right)^a. \quad (10)$$

Ainsi, dans la suite de notre analyse, les paramètres du modèle $\theta = (a, b)$ et β ont été estimés en remplaçant l'expression de $\lambda_{(\theta, \beta)}(s | Z_i^*(s))$ dans la formule (9) par

$$\lambda_{(a, b, \beta)}(s | Z_i^*(s)) = \frac{at^{a-1}}{b^a} \exp(\beta^T Z(t)). \quad (11)$$

En ce qui concerne la sélection de modèle, elle consiste à identifier le modèle dont toutes les variables ont un effet significatif. La significativité de l'effet d'une covariable est testée à travers le test de Wald dont l'hypothèse nulle est $H_0: \beta_j = 0, \forall j = 1, \dots, p$. Ainsi, l'effet du facteur Z est considéré comme significatif si la p-value du test de Wald est inférieure à un certain seuil (généralement pris égale à 5%). Nos analyses révèlent qu'à l'exception de la variable t_c , toutes les variables ont un effet significatif sur le risque. Par ailleurs, on remarque que l'effet de la variable Dp est plus significatif lorsqu'elle est considérée comme indépendant du temps. Les valeurs estimées des paramètres, leur erreur d'estimation et les p-values des tests de Wald sont donnés dans le tableau 3.

TABLEAU 3. : Paramètres estimés, leur erreur standard et les p-values des tests Wald.

Paramètre	Valeur estimée	Erreur Std.	p-valeur
a	1.15	0.21	2.28×10^{-8}
β_0	-80	34.1	0.019
β_c	-0.32	0.03	5.55×10^{-16}
$\beta_{f_{cm}}$	-0.04	0.01	0.0006
β_{Dp}	14.5	2.19	2.26×10^{-11}
$\beta_{P_{co2}}$	0.21	0.08	0.012
β_{Rh^*}	-0.09	0.02	1.56×10^{-11}
β_{Tp^*}	0.27	0.04	7.08×10^{-7}

β_0 est tel que $b = e^{\frac{-\beta_0}{a}}$. L'indication * signifie que la variable est considérée dans la modélisation comme dépendant du temps.

Le modèle obtenu permet d'évaluer la fonction de risque instantané d'un matériau exposé à la carbonatation naturelle en utilisant la formule de l'équation (12). Pour cela, il faut disposer des informations suivantes : la valeur de l'enrobage et de la résistance à la compression, la valeur moyenne annuelle de la concentration en CO2 du lieu d'exposition, le nombre moyen annuel de jours de pluie, et l'historique des valeurs moyennes annuelles de l'humidité relative et de la température.

$$\lambda(t | Z^*(t)) = at^{a-1} \exp(-80 - 0.32C + 14.5Dp - 0.04f_{cm} + 0.21P_{co2} - 0.1Rh(t) + 0.28Tp(t)), \quad (12)$$

avec $a = 1.5$.

VI. QUELQUES APPLICATIONS DU MODELE OBTENUE

A. Analyse de la fiabilité d'un béton armé exposé à différents types de climat.

Considérons un matériau construit en 1986 de valeur d'enrobage $C = 36\text{mm}$ et de valeur de résistance mécanique $f_{cm} = 43.28\text{MPa}$. On suppose que ce matériau est exposé dans 3 villes de France

(Marseille, Paris, Strasbourg) de caractéristiques climatiques différentes (voir Tableau 4). Pour mettre en évidence l'effet du climat sur la fiabilité du matériau, on calcule avec notre modèle les valeurs de la fonction de fiabilité sur la période 1986-2021. La Figure 1 présente l'évolution de la fonction de fiabilité et de son intervalle confiance (en pointillé) du matériau, obtenue pour les trois lieux d'exposition : Marseille (courbe rouge), Paris (courbe verte) et Strasbourg (courbe bleue).

TABLEAU 4. Valeurs moyennes sur la période 1986-2021 des caractéristiques climatiques des villes d'exposition du matériau.

	$T_p[^\circ\text{C}]$	$R_h[\%]$	$P_{\text{CO}_2}[\text{ppm}]$	$D_p[\text{jour}]$
Marseille	15.58	69.2	394.2	81.3
Paris	14.45	80.8	394.3	117.0
Strasbourg	10.3	77.5	394.0	124.3

Les résultats révèlent que les valeurs de la fiabilité sont les plus faibles pour la ville de Marseille. En effet, les pores d'un matériau placé dans un climat sec avec une température relativement élevée sont moins saturés en eau, ce qui favorise la diffusion plus rapide de CO_2 et donc la carbonatation.

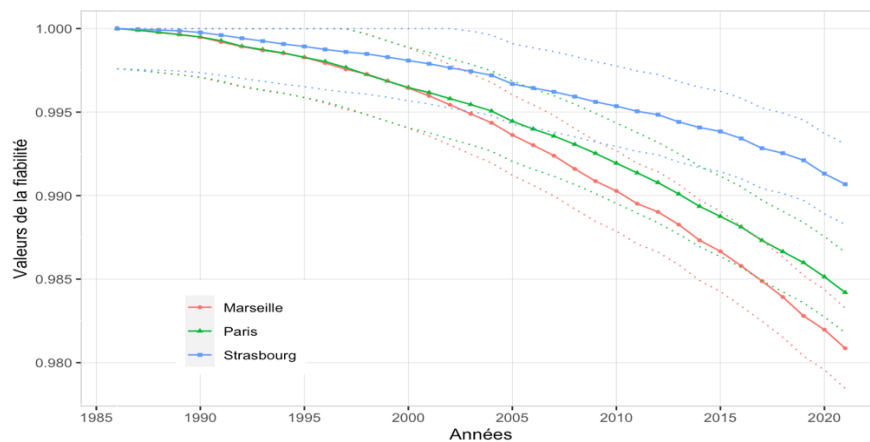


FIGURE 1. Évolution de la fiabilité du matériau selon son environnement d'exposition.

A contrario, dans un environnement avec un climat similaire à celui de Strasbourg (humide avec une température relativement faible), la diffusion du CO_2 dans les pores du matériau est ralentie, ce qui implique un niveau de carbonatation plus faible et donc des valeurs plus élevées de fiabilité pour cette ville. La position des courbes de fiabilité de Paris et de Strasbourg est due aux valeurs de la température et de la pression atmosphérique de CO_2 . En effet, bien que ces deux villes aient des valeurs similaires d'humidité relative, l'environnement de Paris reste plus sec et plus chargé en CO_2 que celui de Strasbourg. Ces différences environnementales affectent la vitesse de carbonatation du matériau et ont donc un impact sur sa fiabilité.

B. Prévision de la fiabilité sous différents scénarios de réchauffement climatiques.

Il faut noter que la valeur de la fiabilité du matériau dépend non seulement de l'environnement dans lequel il est exposé mais aussi de ses caractéristiques intrinsèques. Dans le cas présent, les résultats de la Figure 1 montrent que malgré les différences environnementales entre les villes, le matériau reste très fiable dans toutes les conditions (98% de chance de ne pas atteindre un état de carbonatation critique pour la ville de Marseille). Ceci est principalement dû à ses propriétés intrinsèques, notamment sa grande résistance et son épaisseur d'enrobage importante. Cependant, une question qui pourrait se poser est la suivante : combien d'années supplémentaires ce matériau peut-il résister à la carbonatation avant que celle-ci ne se produise avec une forte probabilité ?

Pour répondre à cette interrogation, on se propose, à l'aide de notre modèle d'évaluer les probabilités de survie conditionnelle pour les 20 années à venir. Les valeurs des caractéristiques climatiques n'étant pas encore observées, on se place sous les scénarios d'évolution climatique A1B, A2 et B1 proposés dans IPCC (2007) par le Panel Intergouvernemental du Changement Climatique (Intergovernmental Panel on Climate Change). En bref, le scénario B1 décrit un future avec un climat optimiste, à l'opposé du le scénario A2 qui décrit un future avec un climat pessimiste. Le scénario A1B quant à lui décrit un monde futur avec climat modéré. Les courbes d'évolution des caractéristiques du climat sous ces différents scénarios sont représentées à la Fig. 2.

Les courbes de survie conditionnelles à 35 ans représentées sur la Figure 3 indiquent que si le matériau est exposé aux scénarios A1B, A2 et B1, il pourra continuer à fonctionner respectivement pendant environ 10, 12 et 17 ans supplémentaires avant d'avoir 100% de chances d'atteindre un niveau critique de carbonatation. Les probabilités de survie conditionnelle sont plus élevées sous le scénario A2 que sous le scénario A1B, car bien que les deux scénarios aient des valeurs similaires pour les variables R_h , T_p et D_p , les valeurs de la pression partielle de CO_2 (P_{CO_2}) sont plus élevées sous A1B que sous A2 pour la période considérée (voir Fig. 3). Cette différence explique pourquoi le matériau pourrait survivre plus longtemps sous le scénario A2 que sous le scénario A1B.

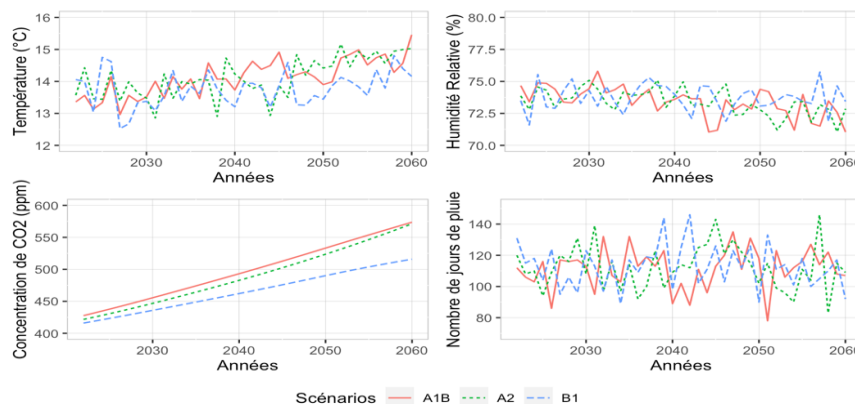


FIGURE 2. Évolution des caractéristiques du climat de Paris sous les scénarios A1B, A2 et B1.

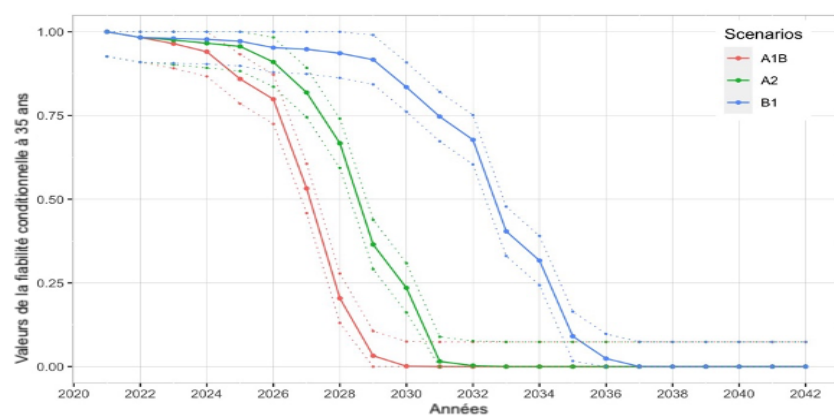


FIGURE 3. Courbes de survie conditionnelles à 35 ans sous les scénarios de changement climatique A1B, A2 et B1.

VII. CONCLUSION

Les modèles de durée de vie sont des outils statistiques efficaces et simples qui permettent d'analyser le temps avant que la carbonatation ne se produise dans un béton armé. Nous avons proposé un modèle de durée de vie en analysant des données de carbonatation de structures exposées à la carbonatation naturelle. Ce modèle prend en compte l'effet des principaux facteurs de carbonatation tout en prenant en compte la variabilité temporelle des facteurs environnementaux. Il permet également d'évaluer la fiabilité du matériau en termes de carbonatation sous différents scénarios de réchauffement climatique.

REFERENCES

- ALEXANDER, M.G., J.R. MACKECHNIE et W. AM (2007). "Carbonation of concrete bridge structures in three South African localities". In : *Elsevier Science*.
- ATIS, Cengiz Duran (2004). "Carbonation-Porosity-Strength Model for Fly Ash Concrete". In : *Journal of Materials in Civil Engineering, Vol. 16, Issue 1, February 2004, American Society of Civil Engineers*.
- B., Bary et Seillier A. (2003). "Coupled moisture-carbon dioxide-calcium transfer for carbonation of concretes". In : *Proceeding of EURO-C 2003, Computational modelling of the Concrete Structures*.
- BAKKER, R. (1994). "Predictions of service life of reinforcement in concrete under different climatic conditions at given cover". In : *International Conference on Corrosion and corrosion protection of steel in concrete, Sheffield, UK*.
- CEB-FIP (2010). "Model Code for Service Life Design, bulletin 34". In : section B1.2.7.
- COX, David R. (1972). "Regression models and life-tables". In : *Journal of the Royal Statistical Society, Series B. 34 (2)*.
- EKOLU, Stephen O. (2020). "Model for natural carbonation prediction (NCP) : Practical application worldwide to real life functioning concrete structures". In : *Engineering Structures, Volume 224*.
- EKOLU, Stephen O. et W.F van EDE (2014). "Condition assessment of a Johannesburg skyscraper". In : *International Conference on Construction Materials and Structures (ICCMATS), Johannesburg, South Africa*.

- GUIGLIA, Matteo et Maurizio TALIANO (2013). "Comparison of carbonation depths measured on in-field exposed existing r.c. structures with predictions made using fib-Model Code 2010". In : *ELSEVIER, Cement and Concrete Research Volume 38*.
- IPCC (2007). *Climate Change 2007 : The Physical Science Basis. Contribution of WorkingGroup I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel onClimate Change*. Rapp. tech.
- KOUASSI, Franck A. et al. (2022). "Engineering statistical models for carbonation depth". In : *European Journal of Environmental and Civil Engineering*.
- LIANG, Ming-Te, Ran HUANG et Shen-Ann FANG (2013). "Carbonation Service Life Prediction of Existing Concrete Viaduct/ bridges using time-dependent reliability analysis". In : *Journal of Marine Science and Technology, Vol. 21*.
- M., Thierry (2006). "Modélisation de la carbonatation atmosphérique des matériaux cimentaires". In : *Etudes et Recherches des LPC*.
- N. REVIRON AND A. URRUTIA (2016). "Corrosion investigation programme on 28 Frenchcooling tower shells". In : *Proceeding of the international conference on industrial chimneys cooling towers, ICCT2016*, p. 379-86.
- NEVES, R., F. BRANCO et J. DE BRITO (2013). "Field assessment of the relationship between natural and accelerated concrete carbonation resistance". In : *Cement and Concrete Composites* 41, p. 9-15. ISSN : 0958-9465. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.cemconcomp.2013.04.006>.
- ODD, Aalen (1978). "Nonparametric inference for a family of counting processes". In : *The Annals of Statistics, pp. 701-726*.
- OLLIVIER, J-P. et A. VICHOT (2008). *La durabilité des bétons*. Sous la dir. de Presses de l'école nationale des ponts et CHAUSSÉES, p. 347-358.
- P.HILL, Thomas et al. (2015). "Statistical analysis of the carbonation rate of concrete". In : *ELSEVIER, Cement and Concrete Research Volume 72*.
- TAFFESE, W. Z., Esko SISTONEN et Jari PUTTONEN (2015). "SCaPrM : Carbonation prediction model for reinforced concrete using machine learning methods". In : *ELSEVIER, Cement and Concrete Research Volume 100*.
- TUUTTI, K. (1992). "Corrosion of steel in concrete," in : *Swed. Cement-Concrete Researches Institute, Stockholm*.
- V.G., Papadakis, Vayenas C.G. et Fardis M. N (1991). "Experimental investigation and mathematical modeling of the concrete carbonation problem". In : *Chem. Eng. Sci.*, p. 1333-1338.

Analyse probabiliste de l'aléa sismique – le cas de la Roumanie

Alexandru Aldea¹, Radu Văcăreanu¹, Florin Pavel¹, Cristian Arion¹

¹ Université technique de constructions Bucarest UTCB, 122-124 Bd. Lacul Tei, Roumanie, alexandru.aldea@utcb.ro, radu.vacareanu@utcb.ro, florin.pavel@utcb.ro, cristian.arion@utcb.ro

RESUME La mise à jour de l'analyse probabiliste de l'aléa sismique en Roumanie est nécessaire non seulement pour la réglementation parasismique nationale, mais aussi à cause de l'impact régional de la source sismique de profondeur intermédiaire Vrancea. Les recherches sur l'aléa sismique européen montrent des valeurs élevées de l'accélération du sol sur des larges surfaces qui dépassent les frontières du pays. Les principes de l'analyse probabiliste de l'aléa sismique ont été énoncés dans le célèbre article de Cornell (1968). La méthodologie actuelle intègre les incertitudes aléatoires et épistémiques. L'article ne se concentre pas sur les aspects sismologiques, mais sur la présentation de l'utilisation des statistiques et probabilités dans l'analyse : traitement des données des catalogues sismiques, densité de probabilité des magnitudes, occurrence des événements sismiques, etc. Une équation de prédiction des valeurs spectrales des mouvements sismiques caractéristiques à la source intermédiaire de Vrancea est décrite avec des éléments sur l'analyse des résidus. Les résultats sont présentés sous la forme de courbe d'aléa sismique au site et de carte de zonage probabiliste.

Mots-clefs analyse probabiliste, aléa sismique, incertitudes, carte de zonage sismique

I. INTRODUCTION

L'analyse probabiliste de l'aléa sismique (Probabilistic Seismic Hazard Assessment PSHA) est répandue dans la pratique internationale comme méthode de réalisation des cartes de zonage sismique réglementaire. L'Eurocode 8 recommande pour l'objectif du projet parasismique « non-effondrement sous un séisme majeur » que l'action sismique soit associée à une probabilité de référence de dépassement en 50 ans égale à 10%. En Roumanie la réglementation parasismique P100-1/2013 utilise une probabilité de référence de dépassement en 50 ans égale à 20%.

La PSHA est apparue à la fin des années 60. Cornell (1968) propose de calculer des taux annuels de dépassement de niveaux du mouvement du sol et d'utiliser ces taux dans un modèle d'occurrence temporelle type Poisson. Ainsi l'aléa sismique probabiliste est donné par le niveau du mouvement du sol ayant une certaine probabilité d'être dépassé sur une certaine période. Les premières cartes d'aléa sismique probabiliste ont été publiées par Algermissen et Perkins (1976), pour les États-Unis.

La PSHA nécessite l'identification et caractérisation des sources sismiques dans la région d'étude, l'analyse de la sismicité de chaque source, le développement et/ou le choix d'équations de

prédiction du mouvement sismique (relations d'atténuation du mouvement du sol) adaptées à chaque source, et le calcul de la courbe d'aléa sismique au site étudié.

II. ANALYSE DE LA SISMICITÉ

L'analyse de la sismicité d'une source sismique est faite sur la base du catalogue des séismes qui se sont produits dans la source. Les précurseurs et les répliques ne sont pas pris en compte dans ce catalogue. Les événements sismiques qui en restent peuvent donc être considérés comme indépendants en assurant l'hypothèse d'une occurrence aléatoire dans le temps et l'espace, hypothèse qui permet l'utilisation du modèle d'occurrence temporelle de Poisson. La PSHA nécessite l'identification des distributions de probabilités des caractéristiques spatiales, de grandeur et temporelles des séismes.

II A. Distribution de probabilités de la distance source-site

La distance source-site est un paramètre important qui influence les caractéristiques des mouvements sismiques. Dans la littérature il y en a un nombre de définitions, la distance hypocentrale étant parmi les plus fréquentes utilisée. Il est possible de faire le choix d'un modèle probabiliste de la distance source-site à partir de la statistique des données disponibles dans le catalogue d'une certaine source sismique mais, comme souvent les données sont insuffisantes, cette approche peut sous-estimer la probabilité d'occurrence des séismes dans certaines parties de la source. Une approche fréquente et conservative est de considérer que les séismes ont la même probabilité d'occurrence dans tous les points de la source et de construire un histogramme à partir des distances calculées par rapport au site considéré, l'histogramme étant directement utilisée par les logiciels comme approximation du modèle probabiliste.

II B. Distribution de probabilités des magnitudes

L'analyse de la récurrence des magnitudes (Gutenberg et Richter, 1944) avec ses développements ultérieurs (McGuire et Arabasz, 1990) a deux principaux résultats : le taux moyen annuel de dépassement d'une magnitude et la densité de probabilité des magnitudes, les deux étant spécifiques à la source sismique dont le catalogue de séismes est associé.

La récurrence des magnitudes de Gutenberg et Richter identifie un modèle linéaire pour la relation entre la magnitude et le logarithme décimal du taux moyen annuel de dépassement de la magnitude (λ_m - nombre de dépassements de la magnitude m divisé par la durée du catalogue) :

$$\log_{10}\lambda_m = a - b m \quad (1)$$

a et b étant les paramètres de la sismicité déterminés à partir des données du catalogue sismique par la méthode des moindres carrés ou du maximum de vraisemblance.

Souvent la récurrence est étudiée à partir d'une magnitude limite inférieure appelée magnitude de complétude ou de coupure (m_c) qui se définit ainsi : tous les séismes de magnitude supérieure ou égale à m_c se retrouvent, de manière exhaustive, dans le catalogue. La valeur de m_c est identifiée par la qualité de l'ajustement des données observées avec celles du modèle théorique de récurrence. Il est aussi possible d'identifier l'année à partir duquel le catalogue est complet.

La loi de récurrence Gutenberg-Richter surévalue les taux associés aux grandes magnitudes et une correction du modèle a été introduite afin de les diminuer, en tenant compte d'une magnitude maximale possible/crédible de la source, m_{max} . L'identification de m_{max} est faite soit avec des approches déterministes basées sur des corrélations avec des paramètres de la rupture soit par des approches probabilistes à partir du catalogue. La méthode de Kijko (2004) a été utilisée dans les plus récentes PSHA pour la Roumanie, elle fait intervenir la magnitude maximale observée m_{max}^{obs} et la fonction de répartition des magnitudes $F_M(m)$ pour des magnitudes entre m_c et m_{max} :

$$m_{max} = m_{max}^{obs} + \int_{m_c}^{m_{max}} F_M(m) dm \quad (2)$$

La solution est obtenue de façon itérative, en remplaçant tout d'abord m_{max} avec m_{max}^{obs} en ensuite en remplaçant m_{max} avec le résultat obtenu précédemment, etc.

Par exemple, dans le cas de la source de profondeur intermédiaire Vrancea, les résultats suivants ont été obtenus : $m_c = 5.7$ et année de complétude 1802 (ce qui conduit à un catalogue avec 97 évènements) et $m_{max} = 8.2$. Pour la source de surface Shabla, située dans la mer Noire, $m_c = 4.5$ et année de complétude 1909 (catalogue avec 17 évènements) et $m_{max} = 7.8$.

Dans le cas du modèle de récurrence appelé « tronqué » qui considère les magnitudes limite inférieure (m_c) et limite supérieure (m_{max}), le taux moyen annuel de dépassement d'une magnitude m se calcule avec l'Éq. (3) et la densité de probabilité de la magnitude avec l'Éq. (4) :

$$\lambda_m = \lambda_{m_c} \frac{e^{-\beta(m-m_c)} - e^{-\beta(m_{max}-m_c)}}{1 - e^{-\beta(m_{max}-m_c)}} \quad (3)$$

$$f_M(m) = \frac{\beta e^{-\beta(m-m_c)}}{1 - e^{-\beta(m_{max}-m_c)}} \quad (4)$$

avec

$$\lambda_{m_c} = e^{\alpha - \beta m_c} \quad (5)$$

$\alpha = a \ln 10 = 2.303 a$ et $\beta = b \ln 10 = 2.303 b$; a et b étant les paramètres de la sismicité.

En la Fig.1 (a) est présenté un exemple de densité de probabilité des magnitudes et dans Fig. 1 (b) la comparaison des valeurs du taux moyen annuel de dépassement d'une magnitude (catalogue, modèle classique et modèle tronqué), pour la source de profondeur intermédiaire Vrancea.

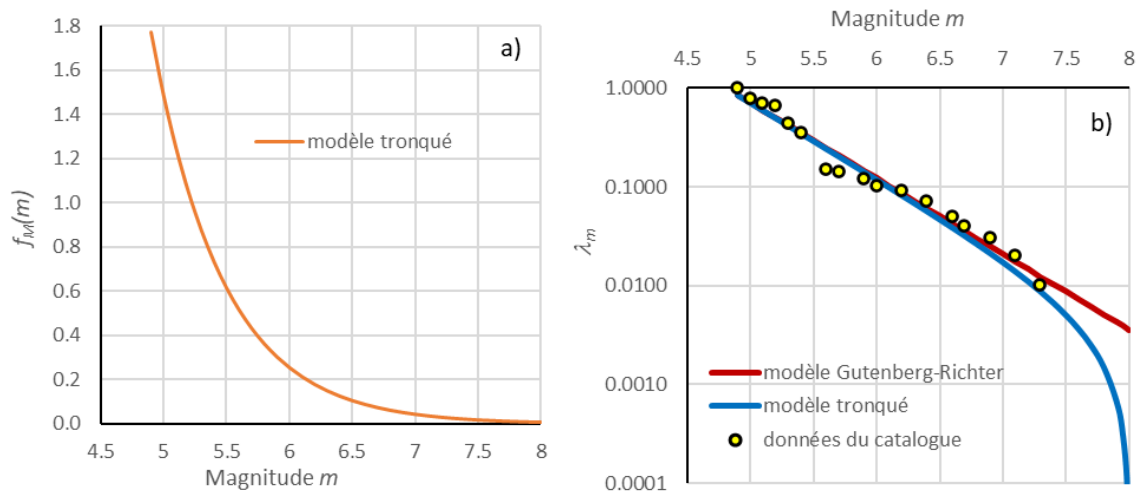


FIGURE 1. Source de Vrancea – (a) densité de probabilité des magnitudes et (b) taux moyen annuel de dépassement d'une magnitude

II C. Distribution de l'occurrence temporelle des séismes

Le modèle Poisson d'occurrence temporelle des évènements (Poisson, 1837), Éq. (6), est utilisé pour décrire du point de vue probabiliste l'occurrence des séismes produits par une source :

$$P[N = n] = \frac{(\lambda t)^n e^{-(\lambda t)}}{n!} \quad (6)$$

où N est le nombre d'évènements qui se produisent dans le temps t ; n sont les valeurs de N , $n = 0, 1, 2, \dots$; $P[N = n]$ est la probabilité d'avoir n évènements dans le temps t ; t est l'intervalle de temps ; λ est le taux moyen annuel d'évènements.

La probabilité d'avoir au moins un évènement dans l'intervalle de temps t est :

$$P[N \geq 1] = P[N = 1] + P[N = 2] + \dots + P[N = \infty] = 1 - P[N = 0] = 1 - e^{-(\lambda t)} \quad (7)$$

Dans le cas des séismes, la probabilité d'avoir au moins un séisme de magnitude supérieure à m dans le temps t est :

$$P[N \geq 1] = 1 - e^{-(\lambda_m t)} \quad (8)$$

où λ_m est le taux moyen annuel de séismes de magnitude supérieure à m , résultat de l'analyse de récurrence des magnitudes. La relation est utilisée pour exprimer la courbe d'aléa sismique en termes de probabilité de dépassement dans un certain nombre d'années (Section VI).

III. ÉQUATIONS DE PRÉDICTION DU MOUVEMENT SISMIQUE

Les équations de prédiction du mouvement du sol (Ground Motion Prediction Equations GMPEs) sont des modèles de prévision des paramètres Y des mouvements sismiques décrivant leur valeur médiane. Le plus souvent, la prédiction est faite en fonction de la magnitude m et de la distance source-site r , et parfois aussi en fonction d'autres facteurs comme la profondeur du foyer, le

mécanisme de foyer, les conditions de sol, etc. Dans la majorité des études, une distribution de probabilité log-normale est attribuée au paramètre Y . Les GMPEs fournissent aussi l'écart type $\sigma_{\ln Y}$ associé aux incertitudes aléatoires correspondant aux caractéristiques physiques et tectoniques des séismes et des vibrations sismiques qu'ils génèrent. À chaque combinaison (m, r) correspond une distribution de probabilité normale du logarithme du paramètre considéré, $\ln Y$, dont la moyenne $\overline{\ln Y}$ se calcule par remplacements dans la GMPE et l'écart type $\sigma_{\ln Y}$ est un résultat de la multi-régression non-linéaire des données. Il est donc possible de calculer la probabilité de dépasser un certain niveau y^* du paramètre Y , conditionnée par une certaine combinaison (m, r) , en utilisant la loi normale de la variable $\ln Y$:

$$P(Y > y^* | m, r) = \int_{y^*}^{\infty} \frac{1}{\sigma_{\ln Y} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln u - \overline{\ln Y}}{\sigma_{\ln Y}}\right)^2\right) du \quad (9)$$

Les GMPEs sont soit établies à partir des enregistrements sismiques disponibles pour une certaine source, soit choisies de la littérature en assurant une compatibilité sismologique. Pour l'intégration des incertitudes épistémiques dans la PSHA (Chapitre V) il faut établir et/ou choisir plusieurs GMPEs pour chaque source considérée.

Dans le cas de la PSHA pour la Roumanie, les GMPEs pour les sources de surface ont été choisies de la littérature. Pour la source de profondeur intermédiaire Vrancea, quelques GMPEs de la littérature ont été évaluées et choisies et une relation spécifique a été établie, Văcăreanu et al., (2015). Les auteurs ont utilisé une base de données d'enregistrements sismiques de Roumanie, Moldavie, Bulgarie et Serbie élargie avec des enregistrements de Japon, Nouvelle Zélande, Mexique, Chili, Indes, Myanmar, Martinique et Pérou : un total 704 enregistrements sismiques de 38 séismes de profondeur intermédiaire (avec une raisonnable compatibilité des mécanismes de rupture à jugement d'expert). La relation tient compte de la position par rapport aux montagnes Carpathes (régions fore-arc et back-arc) et considère les conditions de sol selon la classification de l'Eurocode 8. L'écart-type de l'équation tient compte des écarts-types des résidus inter-événements (qui caractérisent la variabilité des mouvements sismiques d'un séisme à l'autre) et des résidus intra-événements (qui caractérisent la variabilité des mouvements sismiques lors d'un même séisme). Une analyse détaillée des résidus a été faite afin d'étudier l'adéquation entre les prédictions du modèle et les valeurs mesurées du mouvement du sol.

Le séisme de Vrancea du 27.10.2004 (magnitude 6.0) est l'évènement avec le plus grand nombre d'enregistrements disponibles : 66 en Roumanie et dans les pays voisins. En Fig. 2 (a) est présentée la comparaison entre les prédictions de la GMPE spécifique et les valeurs d'accélération maximale (Peak Ground Acceleration PGA) enregistrées (Văcăreanu et al., 2015).

Afin d'établir les meilleures GMPEs qui peuvent être utilisées pour un certain set d'enregistrements et d'établir un classement et des poids, plusieurs approches sont maintenant disponibles. Celle de Scherbaum et al. (2004) est parmi celles utilisées dans la PSHA pour la Roumanie. Elle implique le calcul des résidus normalisés qui, idéalement, devrait avoir une distribution normale standard. Dans Fig.2 (b) est présenté un exemple d'analyse des résidus normalisés pour la GMPE de Youngs et al. (1997). L'histogramme est comparé avec la loi normale standard (ligne pointillée) et avec la loi normale ajustée aux résidus normalisés (ligne continue).

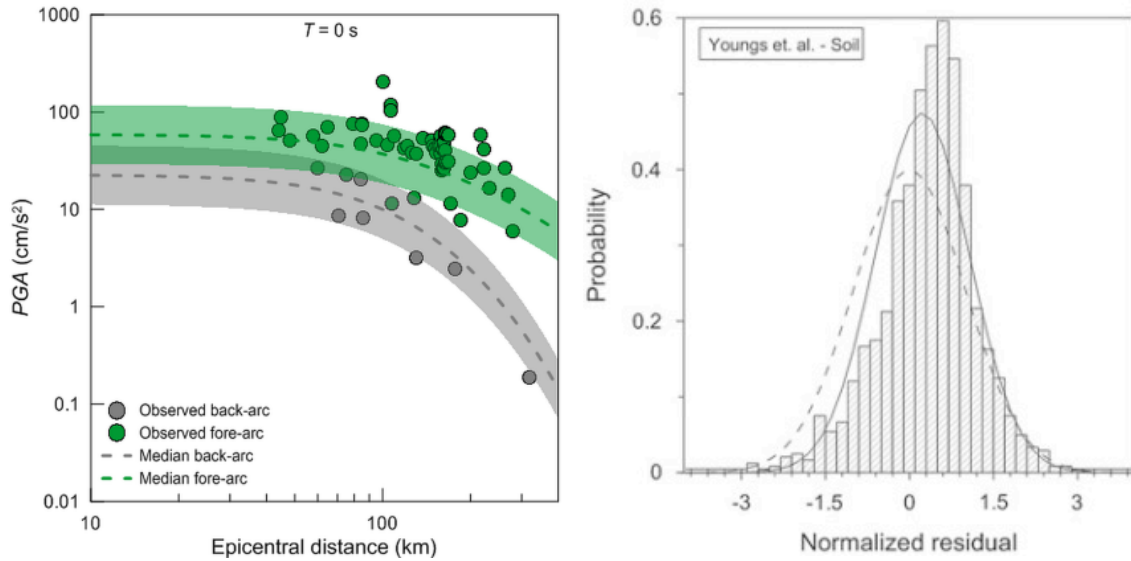


FIGURE 2. (a) Séisme de Vrancea du 27.10.2004 - comparaison entre les prédictions et les valeurs PGA enregistrées (Văcăreanu *et al.*, 2015), et (b) Exemple d'analyse des résidus normalisés (Văcăreanu *et al.*, 2013)

IV. CALCUL DU TAUX MOYEN ANNUEL DE DÉPASSEMENT

Le calcul, pour un site donné, de la probabilité de dépasser un certain niveau du paramètre y^* , en considérant une seule source sismique et toutes les combinaisons possibles de magnitudes et de distance source-site se fait à partir de la probabilité conditionnelle de dépassement (Éq. 9) en associant à chaque valeur de magnitude et de distance une probabilité, Éq. (10) :

$$P[Y > y^*] = \int_m \int_r P[Y > y^* | m, r] \cdot f_M(m) \cdot f_R(r) dm dr \quad (10)$$

où la magnitude m varie de m_c à m_{max} et la distance r entre ses valeurs minimale et maximale.

Le taux moyen annuel de dépassement de la valeur y^* se calcule en multipliant $P[Y > y^*]$ avec le taux moyen annuel de la magnitude de complétude :

$$\lambda_{y^*} = \lambda_{m_c} P[Y > y^*] \quad (11)$$

Quand le site est exposé à plusieurs sources sismiques, le taux moyen annuel de dépassement de la valeur y^* se calcule en faisant la somme des taux associés à chaque source :

$$\lambda_{y^*} = \sum_{i=1}^{N_s} \lambda_{y_i^*} \quad (12)$$

où N_s est le nombre total de sources et $\lambda_{y_i^*}$ est le taux moyen annuel de la source i ($i = 1 \div N_s$).

V. CONSIDÉRATION DES INCERTITUDES ÉPISTÉMIQUES

Les modèles probabilistes associés aux paramètres de la sismicité et des mouvements sismiques assurent l'intégration des incertitudes aléatoires dans l'analyse. La prise en compte des incertitudes épistémiques (dues à un manque de connaissances) a été introduite dans les années '80-'90 (Kulkarni *et al.*, 1984, Budnitz *et al.*, 1997, etc.) par l'utilisation des arbres logiques dont chaque branche représente une alternative scientifiquement acceptable de PSHA.

Dans la Fig. 3 est présenté l'arbre logique utilisé dans une PSHA pour la Roumanie en 2016. Les poids des branches sont basés sur des opinions d'experts dans le cas du catalogue sismique et de la magnitude maximale et sur l'analyse du meilleur ajustement dans le cas des équations de prédiction des mouvements sismiques (Chapitre III). Le calcul avec arbre logique du taux moyen annuel de dépassement de la valeur y^* se fait tout d'abord sur chaque branche et à la fin est faite la somme pondérée des résultats associés à toutes les branches (le facteur de pondération d'une branche est le produit des poids des hypothèses considérées sur la respective branche).

VI. RÉSULTATS

Si pour un site on répète le calcul du taux moyen de dépassement pour des différentes valeurs du paramètre y , en tenant compte de toutes les sources et en intégrant les incertitudes épistémiques, on obtient la courbe d'aléa sismique au site qui présente la variation du taux moyen annuel de dépassement avec y (à titre d'exemple, la Fig. 4 (a) présente la courbe pour la capitale Bucarest).

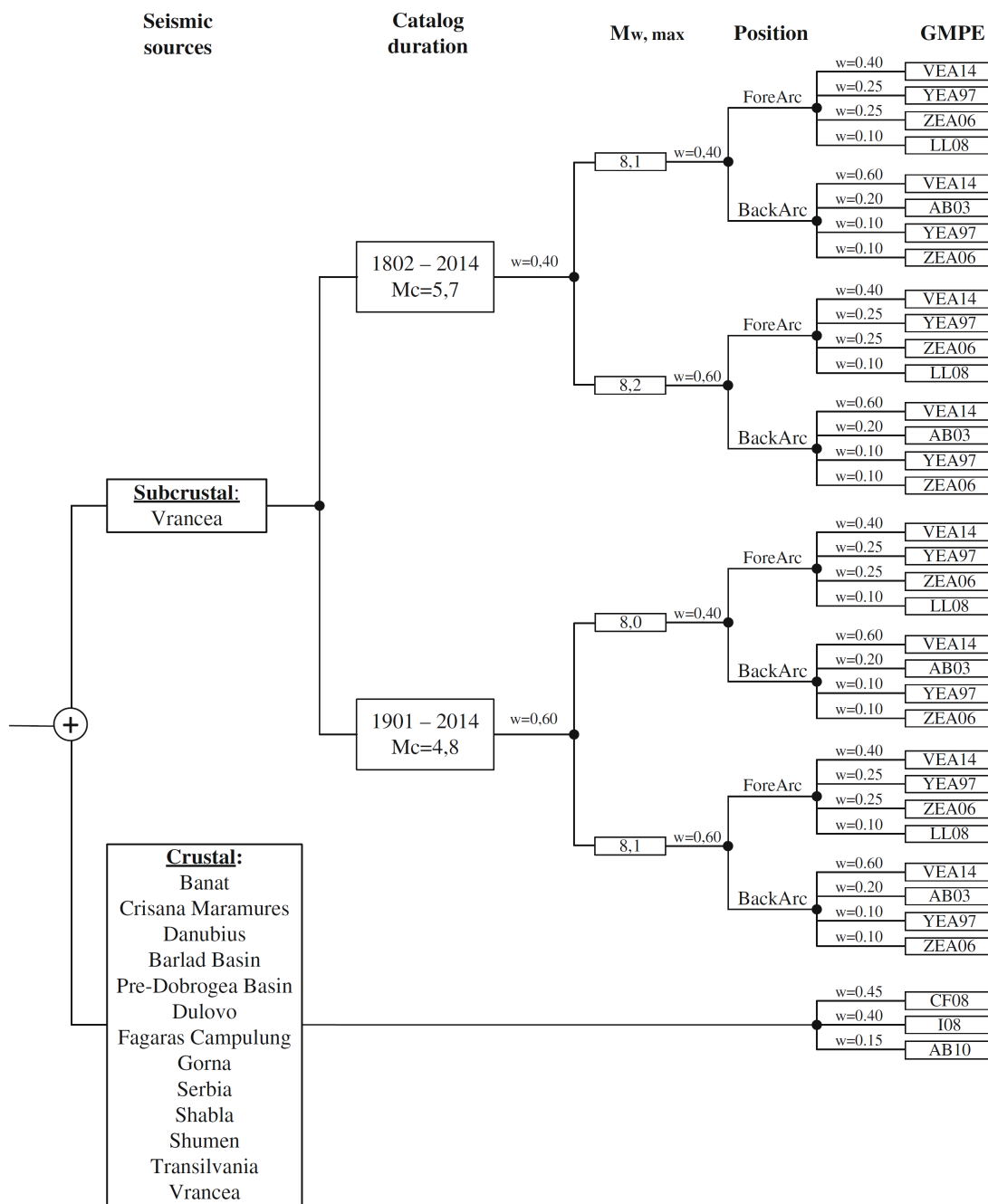


FIGURE 3. PSHA Roumanie – Arbre logique (Văcăreanu et al., 2016)

En utilisant la loi de Poisson nous pouvons exprimer la courbe d'aléa en termes de probabilité de dépassement dans un certain nombre d'années (par exemple, la courbe des taux annuels pour Bucarest est convertie en courbe de probabilité de dépassement en 50 ans, Fig. 4 (b)). À l'aide de la deuxième version de courbe nous pouvons obtenir la valeur réglementaire de l'accélération maximale du sol en fonction de la probabilité de dépassement en 50 ans recommandée par le code.

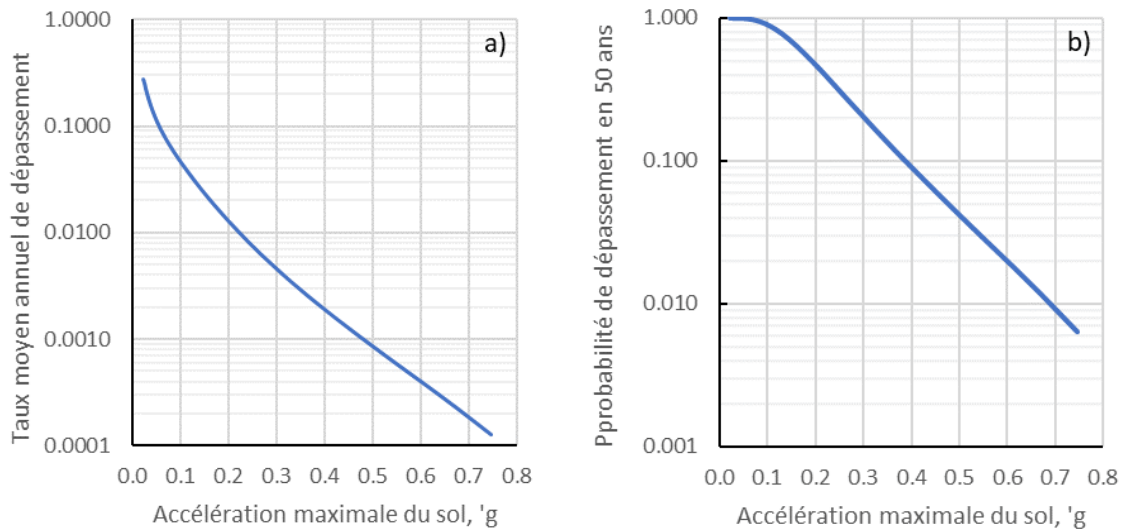


FIGURE 4. Bucarest – (a) Courbe d'aléa sismique en termes de taux moyen annuel de dépassement, et (b) en termes de probabilité de dépassement en 50 ans

La PSHA pour la Roumanie prend en considération 14 sources sismiques, dont 13 sources de surface et une source de profondeur intermédiaire. 5 sources sont sur le territoire national, 6 sont situés dans les régions de frontière avec la Hongrie, la Bulgarie, la Serbie et l'Ukraine, 1 source en Serbie et 2 sources en Bulgarie. Le calcul qui intègre la contribution de toutes les sources et des incertitudes aléatoires et épistémiques est fait dans tous les nœuds d'un réseau uniforme sur la latitude et la longitude ($0.1^\circ \times 0.1^\circ$). À partir des courbes d'aléa les valeurs spectrales sont obtenues pour les probabilités recherchées. Par exemple, dans Fig. 5 est présentée la carte de zonage de l'accélération maximale du sol ayant 10% probabilité de dépassement en 50 ans.

VII. CONSIDÉRATIONS FINALES

La PSHA est en perpétuelle évolution en raison des développements théoriques et méthodologiques et de l'accumulation de nouvelles données instrumentales. Les cartes nationales de zonage réglementaire doivent être révisées afin de tenir compte de ces développements. Parfois un changement de la probabilité de dépassement réglementaire peut aussi être envisagé par les autorités. En Roumanie, le Ministère du développement, des travaux publics et de l'administration vient de finir (2023) les procédures d'attribution du projet pour la révision du Code P100-1/2013 pour la conception parasismique des bâtiments. L'Université technique de constructions de Bucarest a été chargée d'élaborer, en 24 mois la nouvelle version du Code. La nouvelle PSHA va bénéficier de la mise à jour des informations sismologiques (sources et catalogue sismiques, dans la période 2014-2022 un total de 56 séismes de magnitude supérieure à 4 se sont produits sur le territoire, y inclus cinq avec magnitudes de 5.2 à 5.6), des nouvelles équations de prédiction des mouvements sismiques, d'une meilleure intégration des incertitudes épistémiques, et va fournir aux autorités des cartes de zonage avec différentes probabilités de dépassement. La considération des incertitudes demeura un point critique car la nature ne cesse de produire des surprises, comme on a tragiquement pu constater dans les dernières décennies, par exemple lors des séismes de 2011 au Japon (Tohoku) et Nouvelle Zélande (Christchurch).

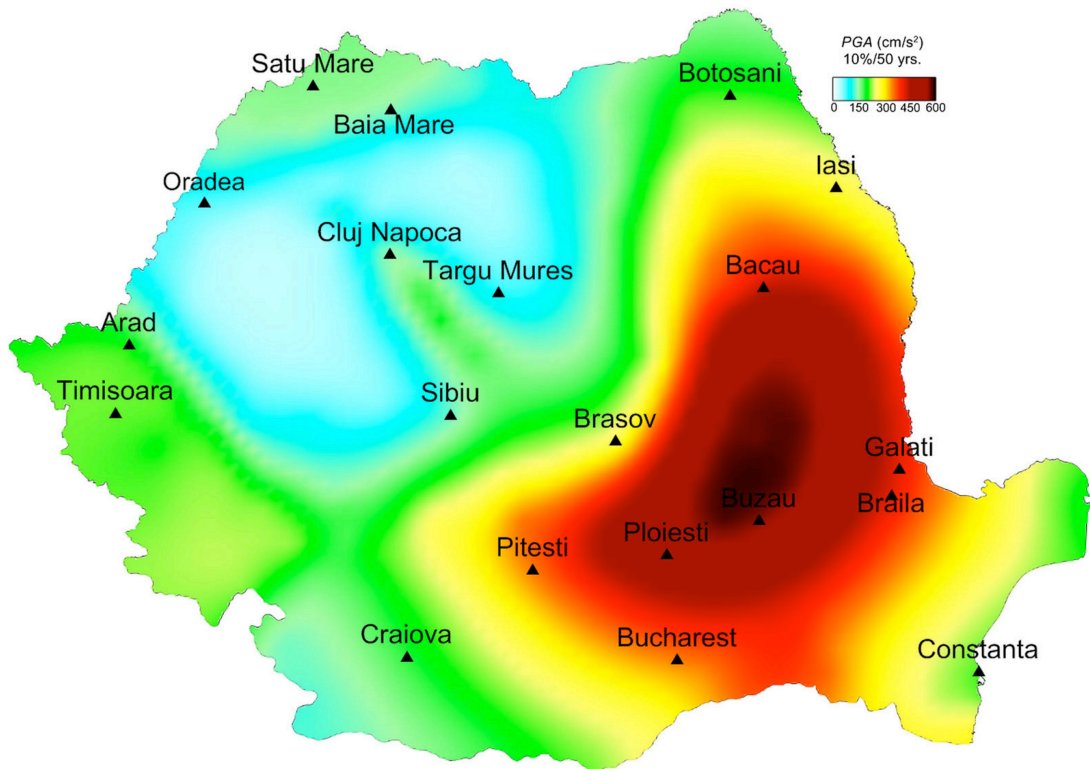


FIGURE 5. Roumanie - Carte de zonage de l'accélération maximale du sol ayant 10% probabilité de dépassement en 50 ans (Pavel *et al.*, 2016)

REMERCIEMENTS

Cette étude a reçu un support partiel du Projet "SETTING Integrated thematic services in the field of Earth observation - a national platform for innovation", cofinancé par le Fonds européen de développement régional dans le cadre du Programme opérationnel "Compétitivité" 2014-2020.

RÉFÉRENCES

S. T. Algermissen, D. M. Perkins. (1976). A probabilistic estimate of maximum acceleration in rock in the contiguous US. *USGS Open-File Report 76-416*, <https://doi.org/10.3133/ofr76416>

B. Gutenberg, C. F. Richter. (1944). "Frequency of Earthquakes in California", p. 186, Bulletin of the Seismological Society of America, vol. 34, iss. 4, pp. 185-188.

R. Budnitz, G. Apostolakis, D. Boore. (1997). Recommendations for probabilistic seismic hazard analysis: guidance on uncertainty and use of experts. *Nuclear Regulatory Commission, US*.

C.A. Cornell. (1968), Engineering seismic analysis, *Bull. Seismol. Soc. Am.* 58, 1583–1606.

EN 1998–1:2004 (2004), Eurocode 8: design of structures for earthquake resistance, Part 1: general rules, seismic actions and rules for buildings, Brussels, CEN.

F. Pavel, R. Vacareanu, J. Douglas, M. Radulian, C. Cioflan, A. Barbat. (2016). An Updated PSHA for Romania and Comparison with the Approach and Outcomes of the SHARE Project. *Pure Appl. Geophys.* 173, 1881–1905. <https://doi.org/10.1007/s00024-015-1223-6>

A. Kijko. (2004). Estimation of the Maximum Earthquake Magnitude, m_{\max} . *Pure appl. geophys.* 161, 1655–1681. <https://doi.org/10.1007/s00024-004-2531-4>

R.B. Kulkarni, R.R. Youngs, K.J. Coppersmith. (1984). Assessment of confidence intervals for results of seismic hazard analysis. In: *Proceedings of the Eighth World Conference on Earthquake Engineering*, San Francisco, Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs NJ U.S.A., vol. 1, pp. 263-270

P100-1/2013 (2013), Code for seismic design – Part I – Design prescriptions for buildings, Bucharest, Ministry of Regional Development and Public Administration.

R. K. McGuire and W. J. Arabasz, (1990). 12. An Introduction to Probabilistic Seismic Hazard Analysis. *Investigations in Geophysics* : 333-354. <https://doi.org/10.1190/1.9781560802785.ch12>

S. D. Poisson. (1837). Recherches sur la probabilité des jugements en matière criminelle et en matière civile, Bachelier, Paris.

F. Scherbaum, F. Cotton, P. Smit. (2004). On the use of response spectral-reference data for the selection and ranking of ground-motion models for seismic-hazard analysis in regions of moderate seismicity: the case of rock motion. *Bull. Seism. Soc. Am.* 94(6):2164–2185, <https://doi.org/10.1785/0120030147>

SETTING Project (2021-2023): Integrated thematic services in the field of Earth observation – a national platform for innovation, co-financed from the European Regional Development Fund through the Competitiveness Operational Programme 2014-2020, <https://setting.epos-ro.eu/>

R. Văcăreanu, A. Aldea, D. Lungu, F. Pavel, C. Neagu, C. Arion, S. Demetriu, M. Iancovici (2016). Probabilistic Seismic Hazard Assessment for Romania. In: D'Amico, S. (eds) *Earthquakes and Their Impact on Society*. Springer Natural Hazards. https://doi.org/10.1007/978-3-319-21753-6_5

R. Vacareanu, M. Radulian, M. Iancovici, F. Pavel, C. Neagu. (2015). Fore-Arc and Back-Arc Ground Motion Prediction Model for Vrancea Intermediate Depth Seismic Source, *Journal of Earthquake Engineering*, 19:3, 535-562, <https://doi.org/10.1080/13632469.2014.990653>

R. Văcăreanu, F. Pavel, A. Aldea. (2013). On the selection of GMPEs for Vrancea subcrustal seismic source. *Bull Earthquake Eng* 11, 1867–1884. <https://doi.org/10.1007/s10518-013-9515-7>

R.R. Youngs, S.J. Chiou, W.J. Silva, J.R. Humphrey. (1997) Strong ground motion attenuation relationships for subduction zone earthquakes. *Seism. Res. Lett.* 68(1):58–73, <https://doi.org/10.1785/gssrl.68.1.58>

Shock Degradation Process in The Framework of Bridge Transportation Serviceability

Bassel Habeeb¹, Emilio Bastidas-Arteaga², Erwan Liberge², Boulent Imam³

¹ GeM UMR CNRS 6183, University of Nantes, France, bassel.habeeb@etu.univ-nantes.fr

² LaSIE UMR CNRS 7356, University of La Rochelle, Avenue Michel Crépeau, 17042 La Rochelle Cedex 1, France, ebastida@univ-lr.fr, erwan.liberge@univ-lr.fr

³ University of Surrey, United Kingdom, b.imam@surrey.ac.uk

ABSTRACT

Infrastructure assets are designed to ensure a certain level of reliability. However, climate change may impact infrastructure assets in several ways affecting their reliability and availability. In the particular case of bridges crossing rivers, climate change may have a direct impact on the river discharge, leading to an increase in the frequency and magnitude of flooding events. This, in turn, is likely to result in an increased risk of bridge failure due to local scour, which is the removal of the bed material around the bridge's pier. The significance of the scouring phenomenon is related to its impact on the reliability of the bridge, as a result, the structure's capacity will rapidly decrease leading to a sudden failure. Consequently, it is essential to consider the impact of climate change on local scour when assessing the reliability of bridges crossing rivers, which can be represented by considering various Representative Concentration Pathways scenarios from climate models. This problem is addressed in this paper by proposing a Lévy process shock degradation model to study the impact of climate change on the structure's durability due to local scour. The results show the impact of climate change on the structure's long-term availability, an expected lifetime before failure, and the probability of failure. The outcome of the results indicates that the expected lifetime of the structure decreases by considering climate change.

Keywords Climate change, Bridge risk assessment, Local scour, Stochastic Lévy process, Shock degradation model.

I. INTRODUCTION

Bridges are an essential part of the infrastructure assets, providing vital transportation between communities. To ensure that bridges remain safe and functional for many years, they must be designed to ensure high durability. This can be achieved through the use of high-quality materials, proper construction techniques, and regular maintenance. Additionally, bridges should be designed to account for potential environmental factors such as flooding, earthquakes, and extreme temperatures. Subsequently, bridges can be designed to last for many years and provide safe and reliable transportation. However, climate change may have a significant impact on bridges causing the structure to be out of service. As a result of global warming, bridges are exposed to more

extreme events, such as floods, storm surges, and hurricanes causing damage to the structure and leading to costly repairs or replacement. In addition, climate change threatens to fundamentally alter the intensity and frequency of natural hazards. For instance, precipitation will be becoming more volatile and intense due to the increase in temperature which leads to more intense floods, in turn, this can cause soil erosion of bed material around the bridge's pier over rivers, which in turn affects the stability of the foundation and causes sudden failure of bridges.

Climate change modifies the structural deterioration risks of bridges, such as corrosion (Bastidas-Arteaga et al., 2020). In addition, it has an indirect impact due to the potential changes in the removal patterns of riverbed materials at bridge foundations resulting in a sudden failure of the structure and is known to be one of the leading causes of bridge failure worldwide (Kallias and Imam, 2016). For example, a survey of U.S. bridge failures indicates that 84 percent of the bridges in the United States are over rivers and 60 percent of 823 failures surveyed were associated with local scour. Moreover, the annual cost for scour-related bridge failures in the United States is about \$30 million and flood damage repair costs for Federal-aid highways are about \$50 million (Mark N. Landers, 1992).

The available scour prediction models commonly in use can be classified into deterministic, probabilistic, and observation-based. Scour prediction models are mathematical models used to predict the rate of scour around bridge foundations. These models are used to assess the stability of structures in areas prone to scour. The HEC-18 model is widely used by engineers and researchers to predict local scour around bridge piers, the model is developed by the U.S. Army Corps of Engineers to predict local scour around bridge piers. The model takes into account the effects of turbulence and uses a variety of parameters, such as flow velocity, pier size, river flow, river dimension, flow depth, and sediment characteristics to estimate the depth of scour around a pier (Arneson et al., 2012).

The failure of a structure can be represented stochastically by using the probability distribution to represent the likelihood of different outcomes occurring. Stochastic Lévy shock degradation processes are mathematical models used to describe the progressive and shock degradation of a system over time due to random shocks following a Poisson distribution. These models are based on the Lévy distribution, which is a probability distribution that describes the probability of a random variable taking on a certain value. The system is assumed to degrade over time due to random shocks, and the Lévy distribution is used to describe the probability of the system experiencing a certain level of degradation. Those models can be used to predict the future state of a system, present different scenarios, and can also be used to optimize maintenance schedules and other system parameters (Sánchez-Silva and Klutke, 2016).

This paper investigates the reliability of a bridge over a river in the face of climate change-induced local scour. The HEC-18 model is used to compute the local scour, taking into account the impact of climate change by considering various Representative Concentration Pathway scenarios (RCPs) conducted from climate models. A stochastic Lévy process is then employed to simulate various states of failure over time due to local scour and to assess the impact of climate change on the structure's capacity, long-term availability, an expected lifetime before failure, and probability of failure. The reliability of the structure is related to the states of failure which are considered when the local scour depth exceeds the foundation depth of the bridge's pier.

The paper is divided as follows, Section II discusses the method used to evaluate the local scour and the applied stochastic Lévy process, Section III presents the case study and the database, and Section IV assesses the system's performance and presents a risk assessment by considering the impact of climate change.

II. METHODOLOGY

This paper computes the local scour using the HEC-18. This results in various forms of failures induced by local scour for each RCPs over the years 2011-2095 when the local scour depth exceeds the foundation depth, which are then represented stochastically using a Lévy process to account for shock deteriorations. This aims to stochastically represent the influence of the river discharge values variation on the local scour depth in the face of climate change. A probabilistic assessment is carried out in Section IV to assess the system's performance when considering climate change induced-local scour.

The HEC-18 design equation for local scour around bridge piers accounts for the effects of flow velocity, sediment size, channel geometry, pier shape characteristics, and bed material characteristics on the rate of scour. The HEC-18 design equation, writes:

$$\gamma_s = 2HK_1K_2K_3K_4 \left[\frac{a}{H} \right]^{0.65} Fr^{0.43} \quad (1)$$

$$Fr = \frac{V}{[gH]^{0.5}} \quad (2)$$

where γ_s is the local scour depth, H is the flow depth, a is the width of the pier, K_1 is the coefficient of pier shape, K_2 is the coefficient of the angle of attack, K_3 is the coefficient of stream bed condition, K_4 is the coefficient of river bed material size, Fr is the Froude number, V is the velocity of flow, and g is the gravity acceleration.

The depth of the local scour can vary based on the variations of the river flow, in which high river flow values can lead to a significant increase in the computed depth. To account for this, a stochastic Lévy process (Compound Poisson process) is proposed to simulate the shock deteriorations of local scour with shock sizes ξ_i that follows a Poisson process and the process also presents the damage on the structure at time t due to the computed local scour depth γ_s . For $t \in [0, \infty]$, the number of shocks N_t is defined as a Poisson process, supposing that shock sizes ξ_i are a sequence of independent, identically distributed random variables with a rate $\lambda \in [0, \infty]$. The damage on the system due to shock deterioration, writes:

$$D(t) = D_0 + \sum_{i=1}^{N_t} \xi_i, \quad t \geq 0 \quad (3)$$

where $D(t)$ is the damage at time t and D_0 is the initial state of damage on the system.

System lifetime is the period during which the system remains operational before it needs to be replaced or maintained, and therefore, it can then be defined as the relation between the capacity of the system and the threshold limit states k^s which in this study represents the foundation depth. The system lifetime, writes:

$$L = \inf\{t \geq 0 : \max[C_0 - D(t), k^s] \leq k^s\} \quad (4)$$

where L is the system lifetime and C_0 is the initial capacity of the system (nominal life).

The long-term availability of the system indicates the degree of availability of the system from a given period (2011 to 2095) in the face of climate change, it writes:

$$A = \frac{1}{\lambda_1} \left[\frac{1}{\lambda_1} + \frac{1}{\lambda_2} \right] \quad (5)$$

where A is the long-term availability of the system, λ_1 is the rate of maintenance time, and λ_2 is the rate of the system being out of service.

The system fails when the local scour depth exceeds the foundation depth. Subsequently, the probability of failure at time t involves the concept of the failure rate. The probability of failure, writes:

$$P_f(t) = 1 - \sum_{i=0}^n \frac{(\alpha t)^i}{i!} e^{-\alpha t} \quad (6)$$

where α is the failure rate and n is the number of years to failure.

III. Application

a. Case study

The DCL-7066 bridge was categorized as a structure of high priority for scour within the Scour Assessment Program (Wallingford, 1992). The bridge is located over the Cherwell River, 1.5 km to the west of Bletchingham, United Kingdom. Location plan is presented in Figure 1. The bridge is a dual-span structure featuring a sharp-nosed pier with a width of 2 m. and has a bed-to-soffit height of around 4.5 m. Cross section of the bridge is presented in Figure 2.



Figure 1. Location plan (Wallingford, 1992).

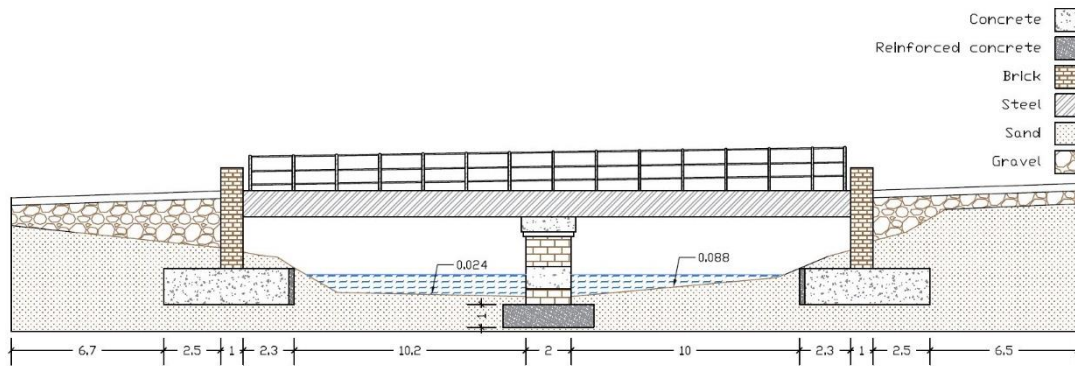


Figure 2. Vertical cross section of the bridge.

b. Database

The database was produced within the IMPACT-2C climate research project with high regional resolution. The database includes river flow projections, i.e., RCPs 2.6, 4.5, and 8.5 from 2011 to 2095.

IV. RESULTS AND DISCUSSION

This section presents the impact of climate change on the system’s performance and probability of failure by including the river flow scenarios, i.e., RCPs 2.6, RCPs 4.5, and RCPs 8.5 from 2011 to 2095.

In **Figure 3**, the river discharge is expected to vary and increase in the future due to changes in precipitation and temperature. However, the magnitude of these changes varies depending on the region and the forcing factors of the RCPs of a specific model (Habeb and Bastidas-Arteaga, 2022).

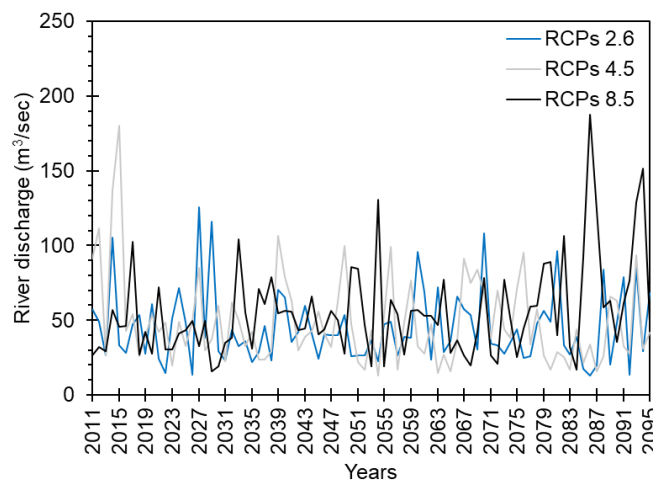


Figure 3. River discharge variations.

The response of river discharge variations of RCPs climate models to the formation of local scour is highly variable and depends on the specific characteristics of the river system and climate model driving factors. In general, climate models predict an increase in river discharge. This can lead to increased erosion and sediment transport, resulting in increased local scour. In Figure 4, the system is expected to fail when the local scour depth computed from the HEC-18 model exceeds the foundation (1 m). The number of local scour failures increases when considering a higher order of RCPs, in which the system is expected to fail 6, 8, and 11 times between 2011 and 2095 when taking into account the impact of climate change of RCPs 2.6, RCPs 4.5, and RCPs 8.5, respectively.

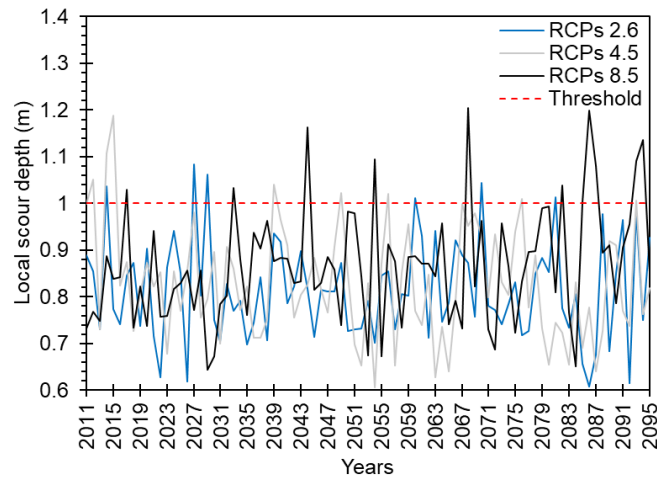


Figure 4. Local scour.

By implementing the stochastic Lévy process, it is possible to simulate various paths of failures based on the rate of failures estimated from the HEC-18 model and represent all the simulations with upper line (UL) and lower line (LL) of 95 % confidence levels. In Figure 5, Lévy simulations estimate the number of failures between 2011 and 2095. At the end of the simulations in 2095 (year 85), the number of failures considering both UL and LL integrate between 5-7, 6-10, and 8-14 for RCPs 2.6, 4.5, and 8.5, respectively.

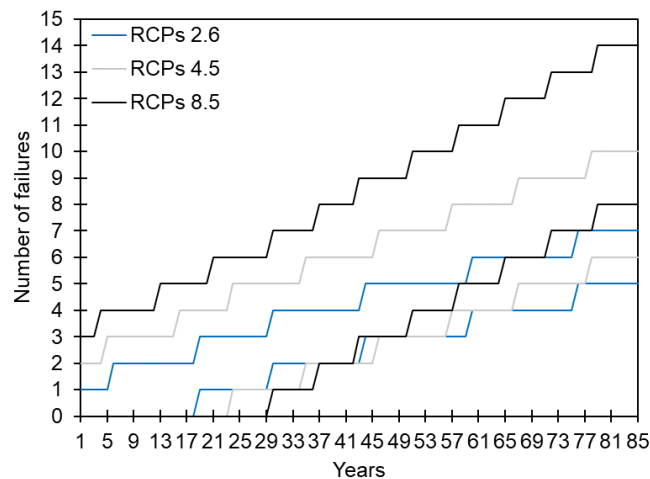


Figure 5. Number of failures

The lifetime of the system is the period during which the system remains operational before it needs to be replaced or maintained (Eq. (4)). The lifetime of the system is expected to decrease due to the impact of climate change as a result of the increased number of failures over the time interval between 2011 and 2095. In Figure 6 are presented the upper, lower, and average lifetimes of the system estimated over the time interval between 2011 and 2095 for three climate change scenarios. The system on average will no longer be available for service after every 14-18, 10-16, and 7-12 for RCPs 2.6, 4.5, and 8.5, respectively. The comparison of average values in Figure 6b confirms that RCPs 8.5 represents the pessimistic case scenario.

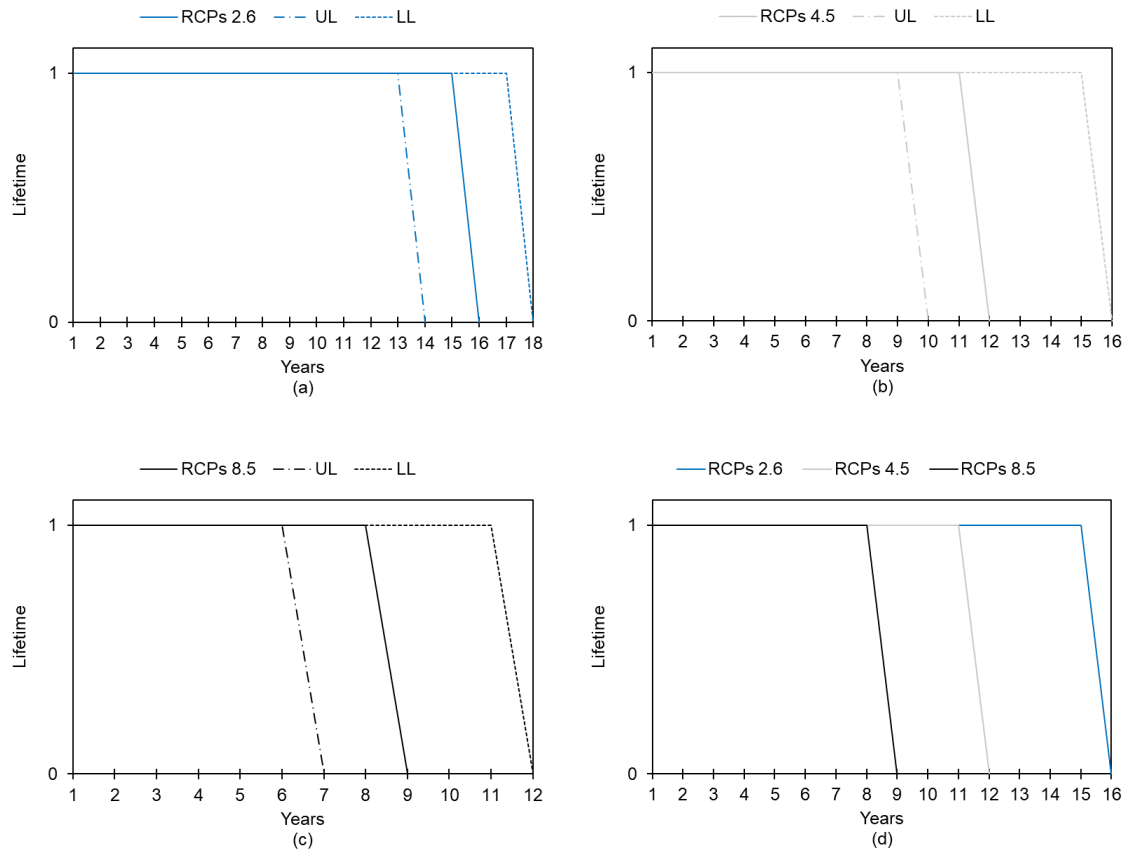


Figure 6. Lifetime of the system.

The long-term availability of the system (Eq. (5)) depends on the failure rate and the degree of maintenance. It is presented in Table 1 for each RCPs in terms of UL and LL. The results show that the long-term availability of the system is below the acceptable value of 95 % of availability for RCPs 4.5 and 8.5.

Table 1. Long-term availability

Climate scenario	UL	LL
RCPs 2.6	96 %	97.1 %
RCPs 4.5	94.5 %	96.6 %
RCPs 8.5	92.4 %	95.5 %

Figure 7 presents the probability of failure of the system due to the impact of climate change induced-local scour. The system is expected to fail with a higher probability of failure for RCPs 8.5, 4.5, and 2.6, respectively.

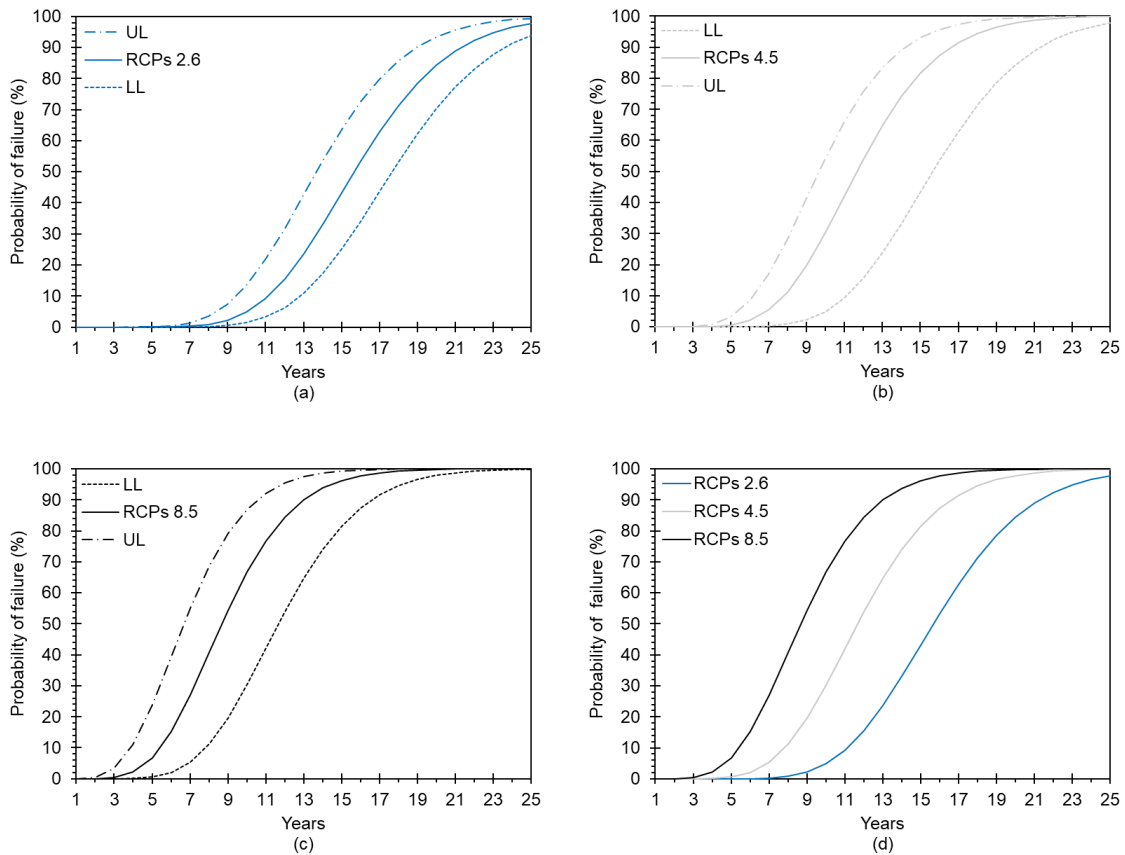


Figure 7. Probability of failure.

V. CONCLUSION AND PERSPECTIVES

The impact of climate change on the stability of bridges over rivers is highly variable. Herein, we present a stochastic approach to represent this impact stochastically by embedding the impact of climate change using RCPs from climate models on the induced-local scour. The results present a higher probability of failure of the system when considering higher Representative Concentration Pathway scenarios, i.e., RCPs of a climate model. In addition, the results are presented with upper and lower lines to represent the several simulations obtained by the Lévy process.

Future work should consider hydraulic constraints to define the years when there is a river discharge that can cause the sediments to be in a suspension motion. This is due to the fact that the HEC-18 model is used to design the systems over historical return periods. In addition, the HEC-18 design model is considered to overestimate the local scour, and therefore, a coefficient of filling could be applicable in the case where there are sediments transported with the flow.

REFERENCES

- Arneson, L.A., Zevenbergen, L.W., Lagasse, P.F., Clopper, P.E., 2012. Evaluating Scour at Bridges Fifth Edition, Fifth. ed. U.S. Department of Transportation Federal Highway Administration.
- Bastidas-Arteaga, E., Soueidy, C.-P.E., Amiri, O., Nguyen, P.T., 2020. Polynomial chaos expansion for lifetime assessment and sensitivity analysis of reinforced concrete structures subjected to chloride ingress and climate change. *Struct. Concr.* 1–12.
<https://doi.org/10.1002/suco.201900398>
- Habeeb, B., Bastidas-Arteaga, E., 2022. Climate change indicators dataset for coastal locations of the European Atlantic area. *Data Brief* 43, 108339. <https://doi.org/10.1016/j.dib.2022.108339>
- Kallias, A.N., Imam, B., 2016. Probabilistic assessment of local scour in bridge piers under changing environmental conditions. *Struct. Infrastruct. Eng.* 12, 1228–1241.
<https://doi.org/10.1080/15732479.2015.1102295>
- Mark N. Landers, 1992. Bridge Scour Data Management (U.S. Geological Survey). University of Nebraska, Lincoln.
- Sánchez-Silva, M., Klutke, G.-A., 2016. Reliability and Life-Cycle Analysis of Deteriorating Systems, Springer Series in Reliability Engineering. Springer International Publishing, Cham. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-20946-3>
- Wallingford, H., 1992. Hydraulic Aspects of Bridges: Assessment of the Risk of Scour (EX 2502) (Technical Report). Hydraulics Research Ltd, Oxfordshire, United Kingdom.

Convolutional Neural Network Based Damage Detection of IASC-ASCE Benchmark by Encoding Time-series into Images

Chen Shi¹, Younes Aoues¹, Renata Troian¹, Didier Lemosse¹

¹Normandie Univ, INSA Rouen Normandie, Laboratoire de Mécanique de Normandie (LMN), 685 avenue de l'Université, 76800 Saint-Étienne-du-Rouvray, France, chen.shi@insa-rouen.fr

ABSTRACT Civil engineering structures are essential to the infrastructure and directly impact people's lives and safety. Notably, many structures are in worrisome working conditions, with damage deterioration and occasionally collapse. Combining deep learning with structural health monitoring can provide unprecedented tools for structural damage detection and identification. This paper explores the use of acceleration features to predict the damage state of a structure using time-series acceleration data collected from the Phase I IASC-ASCE Structural Health Monitoring (SHM) benchmark model, where the primary identified damage is the removal of diagonal braces and beam connections. In this study, to overcome the limitations of using neural networks hampered by the small amount of data collected in shaker tests, three methods were used to encode time-series acceleration data as images, i.e., two-dimensional numerical matrix (2D Matrix), Short-Time Fourier Transform (STFT), and Wavelet Transform (WT). The encoded images were then used as input to the Convolutional Neural Networks (CNN) model. Two training/test scenarios are used to show the efficiency of the proposed method of structural damage recognition. The results show that the WT combined with the CNN is the best approach regarding accuracy and efficiency.

Keywords Convolutional Neural Networks (CNN), Structural Health Monitoring (SHM), Short-Time Fourier Transform (STFT), Wavelet Transform (WT), structural damage detection

I. INTRODUCTION

Structural damage detection and Structural Health Monitoring (SHM) of infrastructure have always been an issue that cannot be ignored because they are closely related to our lives. Many monitoring and detection methods have been developed to provide practical early warning of structural damage or abnormalities. Considerable effort has been invested in vibration-based methods, which use the vibration response of the monitored structure to assess its condition and identify structural damage. Meanwhile, Machine Learning (ML) and especially Deep Learning (DL) algorithms have become more feasible with the development of emerging computing power and sensing technologies in the past decade. They are widely used for vibration-based structural damage detection with excellent performance and often with stringent accuracy.

Convolutional Neural Networks (CNN) have contributed much to damage detection research in computer vision. One of the research directions is the analysis of surface images of structures

directly, as in Sony et al. (2021), Cha et al. (2018), Li et al. (2018), and Wang et al. (2018). However, some non-visible structural damage may also seriously affect the daily operation of the structure as well as its remaining service life. Moreover, the images required in the literature on vision-based methods for damage identification are often available at specific angles and distances, which makes the collection of structural surface images difficult. To further monitor structural damage that is not visible to the naked eye and break through the limitations of visual-based damage, researchers have turned their attention to data collected by sensors placed on structures, as in Chun et al. (2015), Abdeljaber et al. (2017), and Khodabandehlou et al. (2019). In such methods, the data are generally stored as time histories, such as acceleration data. In addition to directly processing acceleration data, many researchers preprocess sensor data by dynamic recognition techniques to extract damage features for subsequent analysis, as in Mantawy et al. (2022), Azimi et al (2020), and Chong et al. (2014).

However, these data conversion methods cannot achieve high accuracy and few computations simultaneously when facing large volumes of data. To overcome the drawbacks of methods utilizing time-series data in training machine learning models, especially the small data size, the paper utilizes various techniques to encode time-series data into images to feed the input layer of CNN models, which are very effective tools in computer vision.

METHODOLOGY

In this study, our approach is validated on the IASC-ASCE benchmark problem. Next, we describe our methodology, which consists of introduction of the benchmark structure, the framework for handling the structural damage detection problem, the technique for encoding time series data into images, and the CNN-based SHM.

A. IASC-ASCE benchmark

The IASC-ASCE benchmark problem was introduced by Johnson et al. (2004). Figure 1 shows the geometry of this benchmark structure. It is a four-story, two-bay by two-bay (grade 300W) steel-frame scale model structure with a footprint of $2.5 \text{ m} \times 2.5 \text{ m}$ and a frame height of 3.6 m .

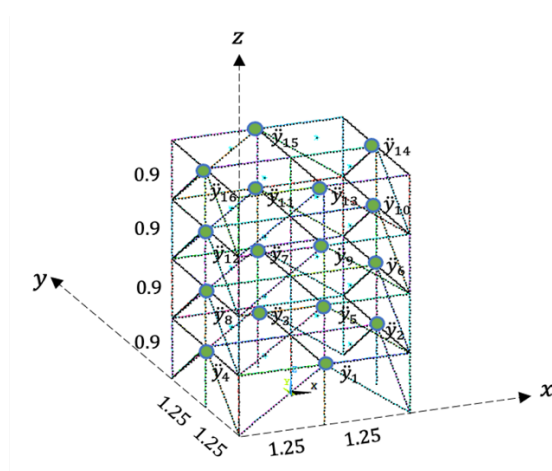


FIGURE 1. Numerical model of the ASCE SHM Benchmark structure

The sections are specifically designed for this scale model: the section type of columns is $B100 \times 9$; the type of floor beams is $S75 \times 11$; the support system consists of two 12.7 mm diameter threaded steel rods placed diagonally. The damage introduced in the benchmark was obtained by removing diagonal bracing at specific locations or loosening bolts at several connection locations. In this work, we have used the acceleration signal of 16 nodes of the structure, marked with green points. These measurement points are located at the middle of each side of the structure, two in the x and two in the y directions per floor.

B. Damage detection procedure

This section summarizes a structural damage detection procedure. The proposed pipeline can automatically learn fault characteristics and identify the structure's health from the raw vibration signals. Figure 2 shows the overall procedure of the proposed structural damage detection pipeline.

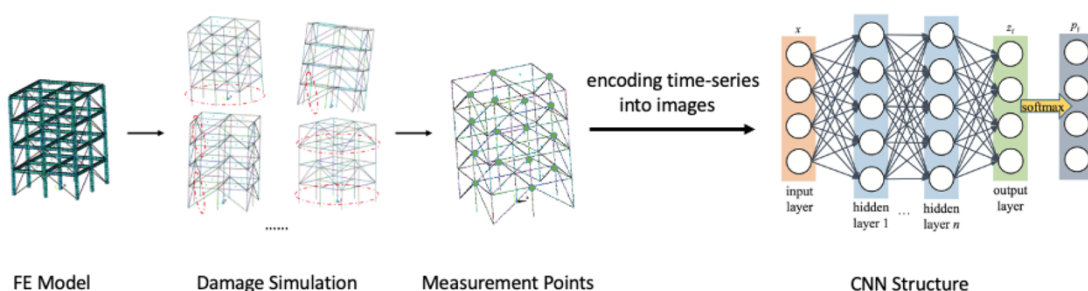


FIGURE 2. General pipeline of structural damage detection

Vibration signals with different damage modes are collected at fixed measurement points on different finite element models of the IASC-ASCE reference structure. After that, the raw vibration signals are converted into images as input to the CNN. The different techniques used in this paper for converting time series acceleration data into images and the CNN used are further described in the following sections. The main objective of this paper is to compare the different techniques for converting time series acceleration data into images when combined with CNN for structural damage detection.

C. Encoding time-series into images

The type and amount of recorded data play an important role in structural SHM. In most cases, the data are recorded in temporal order, i.e., before the damage occurs (no damage state), during different degrees of damage, and after the damage occurs. However, structural damage features are not easily recognized by CNN in the one-dimensional time-domain signal. One feasible consideration is to slice the one-dimensional data and convert it into a two-dimensional numerical matrix. Another approach is to convert the original data from the time domain to the frequency domain and then use it as the input image for CNN. As shown in Figure 3, the original vibration signal (Acceleration data over time) is truncated by a sliding window by defining the "Frame" length as $128 * 128$. This operation allows the generation of a set of sub-time series, then we preprocess frames as feature maps by transforming to two-dimensional numerical matrix (2D Matrix).

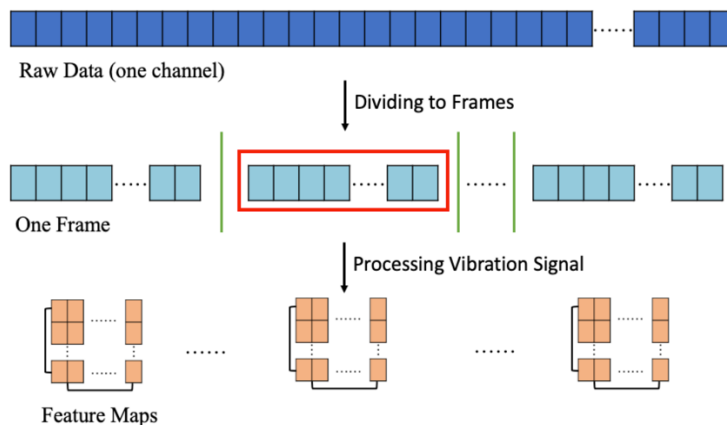


FIGURE 3. Schematic diagram of processing data into two-dimensional numerical matrices

We also apply Short-Time Fourier Transform (STFT) and Wavelet Transform (WT) to these generated sub-samples. Analyzing signals in the time domain is a common and effective way of modern signal processing. Fourier transform is a powerful tool, and it can reflect the overall spectral characteristics of the signal well. However, the Fourier transform can only obtain information about the frequency components of the signal to be processed, but not time information of each frequency component, which results in two signals with very different time domains may have the same spectrum. For non-smooth signals such as structural fault vibration signals, the signal frequency changes with time, and the instantaneous frequency and amplitude information at each moment are also important, which will increase the success rate of damage identification. By selecting the wavelet basis function $\psi_{a,b}(t)$ and adjusting the scaling factor a and translation factor b , wavelet transform with different time-frequency widths can be obtained, which can be matched with the original signal at any time to complete the time-frequency localized two-dimensional analysis of the signal, as shown in Figure 4.

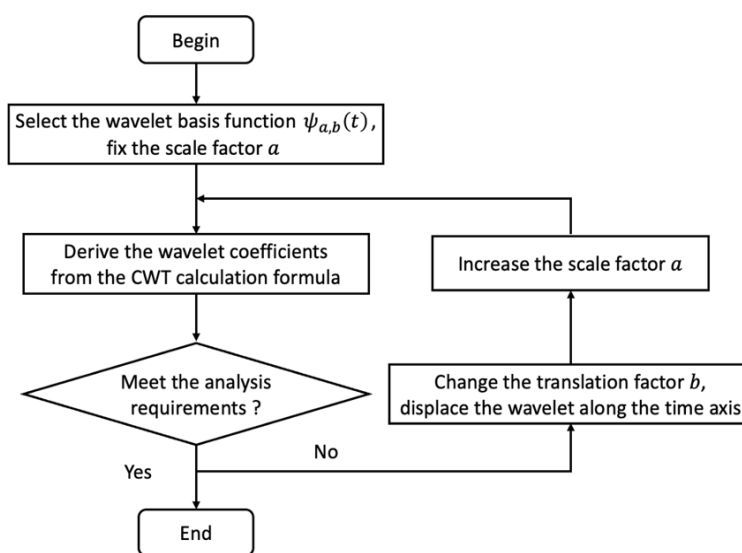


FIGURE 4. Numerical Basic flow of Wavelet Transform

D. Proposed CNN-Based SHM

CNNs are feedforward artificial neural networks inspired by the visual cortex of animals. CNNs have been widely used in object detection in images, videos, and the classification of images (Li 2021). As shown in Figure 5, each CNN consists of five kinds of layers: the input layer, the convolutional layer, the pooling layer, the fully connected layer, and the output layer. The input layer is a passive layer that accepts the input image and passes the input to convolutional layers. The convolutional layers apply different filters to the input image to extract characteristic features. These filters are not fixed and are trained by a backpropagation algorithm. The subsampling (pooling) layers reduce the dimension of the convolutional layer output following each convolutional layer. The fully connected layers are similar to the hidden layers of a multilayer perceptron and together with the output layer, produce the output vector of the CNN.

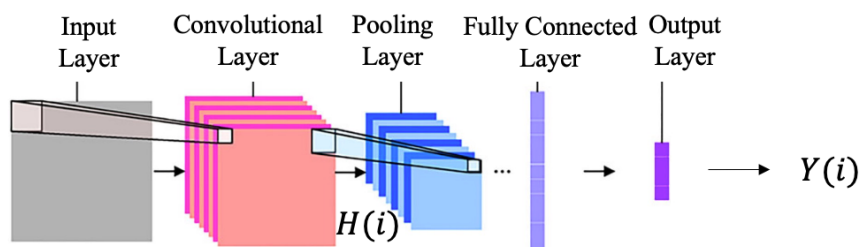


FIGURE 5. General CNN structure

The process of a convolutional neural network is to transform the original matrix H_0 through multiple levels of data become H_i , and map it to a new mathematical model of feature representation Y_i . In this study, the acceleration data obtained from the different damage patterns of the IASC-ASCE benchmark structure are encoded as input “images”. The training data fed into the CNN corresponding to 9 damage patterns. For this purpose, a CNN with four convolutional layers (kernel size = 3), four max pooling layers (kernel size = 2), one fully connected layer (number of neurons = 9), and a SoftMax layer as the output layer is adopted as show in Figure 6. We adopt Negative Log-Likelihood Loss (NLLoss) as our loss function, Stochastic Gradient Descent (SGD) as our optimization way. We use a learning rate scheduler to adapt the learning rate during the training process with an initial value of 0.1, it will be reduced by a factor of 0.1 every 10 epochs. In addition, to prevent the model from overfitting the training data, we apply an early stopping strategy: stop training when the model's performance on the training set changes within 0.001 for ten consecutive times instead of continuing training until the training loss is minimized.

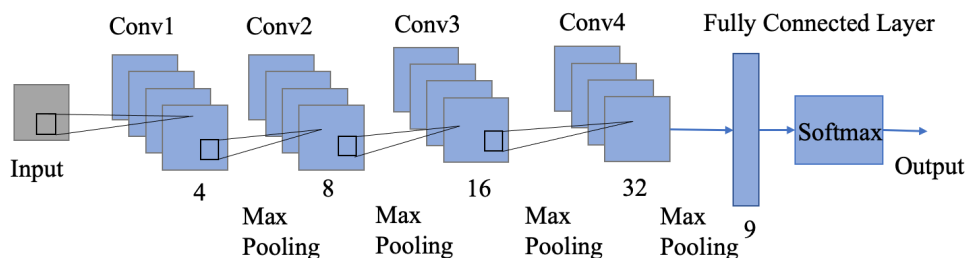


FIGURE 6. The proposed CNN structure

III. DISCUSSION & RESULTS

A MATLAB-based finite element analysis code is developed by the IASC-ASCE SHM Task Group to generate the simulated structural response data (Johnson 2004). In this study, we use nine different damage patterns (including the undamaged pattern) of the IASC-ASCE benchmark structure proposed in Abdeljaber et al. (2018) as the training and testing dataset for the proposed CNN. In order to overcome the limitations of using neural networks hampered by the small amount of data collected in shaker tests, three methods were used to encode time-series acceleration data as images, i.e., 2D Matrix, STFT, and WT. The sampling frequency of raw data is 1000Hz. The time-length of SFTF is $128 * 128/1000 = 16.384s$, the frequency-length of STFT is 50Hz (discard useless information in high frequency). Therefore, for one channel of data (400s), we can get $40,000/(128 * 128)/2 \approx 48$ spectrograms; for each damage pattern i , we have 16 channels, so we can get $16 * 48 = 768$ spectrograms; for all damage patterns, we can get $9 * 16 * 48 = 6912$ spectrograms. We use Daubechies 5 (bd5) wavelet with its own scaling and wavelet function. The encoded images were then used as input to the CNN model. The damage prediction results of the CNN using three different methods to encode the acceleration data into images are shown in Table 1. "Length of Samples" is the size of the vibration signal in seconds. "Model" represents the technique used to convert the time series into images. "Accuracy" measures the proportion of correct predictions out of the total number of predictions made. We will further explain the accuracy in the form of the confusion matrix, which shows the number of correct and incorrect predictions made by the classifier, broken down by each class. "Training time" means the time taken to run the code. We conduct two sets of experiments with data lengths of 40s and 400s, and each experiment calculates the prediction accuracy and training time for different models (2D Matrix, STFT, WT). When the duration of the acceleration data to be processed increases from the 40s to 400s, the prediction accuracy increases from 68% to 75% using the 2D Matrix model, and the training time increases from 20.34s to 3min53s; the prediction accuracy increases from 73% to 92% using the STFT model, and the training time increases from 3.82s to 39.11s; the prediction accuracy using the WT model increases from 89% to 98%, the training time increases from 3.30s to 35.03s. The results show that the WT combined with the CNN is optimal in accuracy and efficiency.

TABLE 1. Comparison of damage prediction results for benchmark structure

Length of Samples	Model	Accuracy	Training time
40s	2D Matrix	68%	20.34s
	STFT	73%	3.82s
	WT	89%	3.30s
400s	2D Matrix	75%	3min53s
	STFT	92%	39.11s
	WT	98%	35.03s

To better describe the performance of STFT and WT combined with the CNN on structural damage prediction, we use their corresponding confusion matrices for further analysis. It is a visualization of the relationship between actual and predicted values in a classification problem. The confusion matrix of all training dataset of CNN predicted damage pattern result (data length: 400s, data preprocessing: STFT) is shown in Figure 7(a). For ease of expression, we abbreviate the damage pattern as DP. We can find that the prediction accuracy of DP 0 (i.e., no damage to the structure) is

98%, DP 1 is 95%, DP 2 is 93%, and DP 3 is 96%, with a small amount of mutual confusion occurring between their four DPs. The prediction accuracy of DPs 4 and 5 is 100%. DP 6 has a prediction accuracy of 85%, and DP 7 has a prediction accuracy of 69%, much lower than the other impairment modes. DPs 6 and 7 are relatively easy to confuse for the CNN, with the number of each damage pattern being 768, with 226 cases of DP 6 being mistaken for 7, and 114 cases of DP 7 being mistaken for 6. The prediction accuracy of DP 8 is 97%. In summary, the final training time is 39.11s, and the overall accuracy is 92%. The confusion matrix of all training dataset of CNN predicted fault mode result (data length: 400s, data preprocessing: WT) is shown in Figure 7(b). We can find that the prediction accuracy of DPs 0, 1, 3, 4, 5, and 8 is 100%. The prediction accuracy of DP 6 is 95%, and the prediction accuracy of DP 7 improves from 69% to 91% when comparing STFT and WT to data processing. In summary, the final training time is 35.03s, and the overall accuracy is 98%.

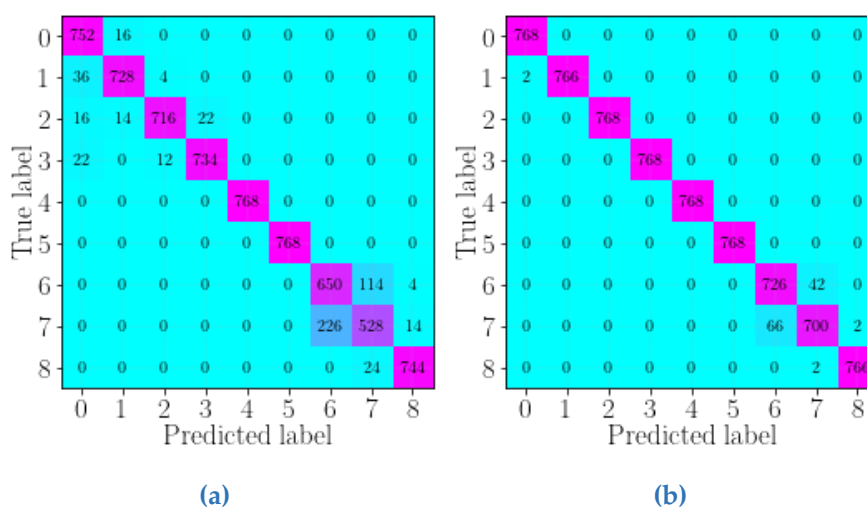


FIGURE 7. Confusion matrix of the trained CNN prediction failure mode results for 400s length of samples with different preprocess models, (a): STFT, (b): WT.

IV. CONCLUSIONS

This paper compares the effectiveness of three methods to encode time-series acceleration data into images when combined with CNN for structural damage identification. When the duration of the acceleration data to be processed increases from 40s to 400s, the prediction accuracy using the WT method increases from 89% to 98%, the training time increases from 3.30s to 35.03s. The results show that the WT combined with the CNN method is optimal in accuracy and efficiency. Therefore, when collecting data is expensive, pre-processing data with WT should be preferred. In addition, the CNN architecture used in this paper is simple and less likely to lead to overfitting. Moreover, the method used in this paper encodes the time series data as images, i.e., it takes into account that the loading period may also be one of the causes of the damage and does not ignore the time effect of the time series, which provides the possibility to apply the proposed method to fatigue damage of structures.

REFERENCES

- Mantawy, I.M., & Mantawy, M.O. (2022). Convolutional neural network based structural health monitoring for rocking bridge system by encoding time-series into images. *Structural Control and Health Monitoring*, 29(3), e2897. <https://doi.org/10.1002/stc.2897>
- Sony, S., Dunphy, K., Sadhu, A., & Capretz, M. (2021). A systematic review of convolutional neural network-based structural condition assessment techniques. *Engineering Structures*, 226, 111347. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2020.111347>
- Johnson, E.A., Lam, H.F., Katafygiotis, L.S., & Beck, J.L. (2004). Phase I IASC-ASCE structural health monitoring benchmark problem using simulated data. *Journal of engineering mechanics*, 130(1), 3-15. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9399\(2004\)130:1\(3\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9399(2004)130:1(3))
- Li, Z., Liu, F., Yang, W., Peng, S., & Zhou, J. (2021). A survey of convolutional neural networks: analysis, applications, and prospects. *IEEE transactions on neural networks and learning systems*. <https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/9451544>
- Cha, Y. J., Choi, W., Suh, G., Mahmoudkhani, S., & Büyüköztürk, O. (2018). Autonomous structural visual inspection using region-based deep learning for detecting multiple damage types. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, 33(9), 731-747. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/mice.12334>
- Li, S., Zhao, X., & Zhou, G. (2019). Automatic pixel-level multiple damage detection of concrete structure using fully convolutional network. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, 34(7), 616-634. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/mice.12433>
- Wang, N., Zhao, Q., Li, S., Zhao, X., & Zhao, P. (2018). Damage classification for masonry historic structures using convolutional neural networks based on still images. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, 33(12), 1073-1089. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/mice.12411>
- Chun, P.-J., Yamashita, H., & Furukawa, S. (2015). Bridge damage severity quantification using multipoint acceleration measurement and artificial neural networks. *Shock and Vibration*, 2015, <https://doi.org/10.1155/2015/789384>
- Abdeljaber, O., Avci, O., Kiranyaz, S., Gabbouj, M., & Inman, D.J. (2017). Real-time vibration-based structural damage detection using one-dimensional convolutional neural networks. *Journal of Sound and Vibration*, 388, 154-170. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022460X16306204>
- Azimi, M., & Pekcan, G. (2020). Structural health monitoring using extremely compressed data through deep learning. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, 35(6), 597-614. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/mice.12517>
- Chong, J.W., Kim, Y., & Chon, K.H. (2014). Nonlinear multiclass support vector machine-based health monitoring system for buildings employing magnetorheological dampers. *Journal of Intelligent Material Systems and Structures*, 25(12), 1456-1468.

Surveillance de la santé structurale par apprentissage profond basé sur la matrice de covariance de la réponse temporelle stochastique

Rafic J. FADDOUL¹, Alaa CHATEAUNEUF^{2,3}

¹ Centre Libanais d'études et de recherches de la construction, Faculté d'ingénierie, Ecole Supérieure d'Ingénieurs de Beyrouth (ESIB), Université Saint-Joseph de Beyrouth, Beyrouth, Liban, rafic.faddoul@usj.edu.lb

² CIDECO, 2 avenue Blaise Pascal, Campus scientifique des Cézeaux, 63170 Aubière Cedex, alaa.chateauneuf@cideco.tech

³ Université Clermont Auvergne, Clermont-Auvergne-INP, Institut Pascal, 63000 Clermont-Ferrand, alaa.chateauneuf@uca.fr

RESUME

Cet article propose une approche innovante pour l'identification des désordres structuraux au sein des infrastructures de génie civil, soumises aux excitations ambiantes stochastiques. L'ouvrage est modélisé par éléments finis, afin de permettre la création de la base de données, comprenant les rigidités aléatoires des éléments, d'une part, et les matrices de covariance correspondantes, d'autre part. Ces matrices de covariance sont calculées à partir de la réponse temporelle de la structure sous les conditions normales de trafic.

L'ensemble d'apprentissage permet l'entraînement du réseau de neurones, qui est composé de six couches convolutives suivies de deux couches totalement connectées. Etant entraîné et validé, ce réseau de neurones permet l'identification, la localisation et la quantification des désordres dans l'ouvrage.

La capacité prédictive du modèle est démontrée au moyen de l'analyse du pont de Longues au département du Puy-de-Dôme, sous différentes conditions de trafic et d'ampleur des désordres. Les résultats montrent le grand potentiel du modèle élaboré dans la surveillance de la santé structurale.

Mots-clés : surveillance, santé structurale, détection de défauts structuraux, réseau de neurones convolutif, apprentissage profond.

I. INTRODUCTION

Au cours du temps, le domaine de l'optimisation des processus d'inspection, de maintenance et de rénovation (IM&R) a connu un développement considérable, donnant naissance à de nombreuses approches scientifiques innovantes. L'engouement pour ce secteur ne cesse de croître, alimenté par

plusieurs facteurs convergents, tels que : (i) l'évolution constante des technologies de calcul et d'instrumentation ; (ii) la nécessité croissante de gérer efficacement les infrastructures de génie civil vieillissantes ; (iii) la recherche de solutions durables et respectueuses de l'environnement ; et (iv) la reconnaissance, tant par les professionnels que par le grand public, de l'importance des données et des méthodes d'analyse associées pour éclairer les prises de décision.

Assurer la fiabilité des structures existantes est d'une importance cruciale pour garantir leur intégrité, leur durabilité et leur sécurité. En effet, dans de nombreux domaines, notamment les bâtiments et les infrastructures de génie civil, la détection précoce des défauts structuraux permet de prévenir les accidents potentiels, d'optimiser la maintenance et de réduire les coûts de réparation.

Par conséquent, la surveillance en temps réel et la détection des défauts structuraux jouent un rôle clé dans la gestion proactive des risques associés aux défaillances potentielles. Dans ce contexte, cet article propose une méthodologie basée sur les réseaux neuronaux pour identifier les défauts dans les structures soumises aux excitations ambiantes (i.e. charges naturelles ou opérationnelles, telles que le vent, le trafic,...). L'ensemble d'apprentissage du réseau de neurones (RN) sera employé en utilisant la modélisation par éléments finis (EF) et les matrices de covariance.

II. METHODOLOGIES DE SURVEILLANCE

Les méthodologies de surveillance de la santé structurale (structural health monitoring SHM en anglais) peuvent être classées en deux catégories principales : locales et globales.

Les méthodologies de SHM locale se concentrent sur l'évaluation et la surveillance de zones spécifiques ou de composants individuels d'une structure. Elles utilisent des capteurs et des techniques d'inspection dédiés pour détecter et quantifier les défauts et les dommages à l'échelle locale, tels que les fissures, la corrosion ou la dégradation des matériaux. Les méthodes de SHM locale sont généralement très précises et offrent une résolution élevée, car elles sont spécifiquement conçues pour évaluer des problèmes particuliers ou des zones d'intérêt bien déterminées (Kralovec & Schagerl, 2020). Cependant, elles peuvent être coûteuses et difficiles à mettre en œuvre à grande échelle, en particulier sur les grandes infrastructures.

Les méthodologies de SHM globale visent, en revanche, l'évaluation de l'état général d'une structure dans son ensemble (Doebeling, Farrar, & Prime, 1998). Plutôt que de se concentrer sur des zones spécifiques ou des composants individuels, les méthodes de SHM globale utilisent des capteurs et des techniques d'analyse qui permettent de surveiller l'état de la structure, en tenant compte des interactions entre ses différents éléments. Les méthodologies de SHM globale sont généralement moins coûteuses et plus faciles à mettre en œuvre à grande échelle, car elles nécessitent moins de capteurs et d'équipements spécialisés (Farrar & Worden, 2007). Cependant, elles peuvent être moins précises et moins sensibles aux petits défauts ou dommages localisés (Sohn et al. 2003).

En fonction des besoins spécifiques d'un projet de surveillance, il peut être nécessaire d'adopter une combinaison des méthodes locales et globales pour obtenir une image complète de l'état de la structure (Carden & Fanning, 2004, Balasubramaniam, 2023). La sélection des capteurs, des techniques de mesure doit aller de pair avec le choix et le développement des algorithmes

d'analyse appropriés pour tout système de SHM, qu'il soit local ou global (Brownjohn, 2007, Lynch & Loh, 2006).

Faddoul et al. (2013) ont proposé une méthodologie d'Inspection-Maintenance et Réparation (IM&R) intégrant les réseaux bayésiens dans un processus de décision markovien partiellement observable. L'objectif de cette approche est de pouvoir prendre en compte, de manière dynamique, les informations pertinentes sur le processus de détérioration. Ces informations peuvent provenir des conditions météorologiques, des sollicitations enregistrées par un système de capteurs sur la structure et/ou des états de condition des éléments observés sur une structure similaire. Cette méthodologie vise à améliorer la prise de décision en matière d'IM&R en tenant compte des données en temps réel et en adaptant les actions de maintenance et de réhabilitation en conséquence. En s'appuyant sur des recherches intégrant les arbres de décision dans un cadre de programmation dynamique visant à optimiser les décisions IM&R relatives aux structures de génie civil (Faddoul et al., 2011, 2013, 2015), Geara et al. (2020) ont proposé une approche bayésienne pour actualiser les distributions de probabilité concernant les éléments structuraux en fonction des données fournies par les capteurs. Cette approche bayésienne permet de prendre en compte de manière précise les incertitudes et les variations associées aux informations collectées par les capteurs, en mettant à jour les distributions de probabilité à mesure que de nouvelles données sont disponibles.

III. METHODOLOGIE PROPOSEE

La méthodologie proposée est décrite sur la figure 1. Elle s'appuie sur la modélisation de la structure par éléments finis (EF), afin de permettre l'apprentissage du réseau de neurones profond. Les accélérations aux nœuds, correspondant aux capteurs sur la structure réelle, sont évaluées sous l'effet d'une excitation ambiante stochastique (i.e. trafic aléatoire). Dans cette démarche, nous admettons que le désordre structural sur un élément se traduit par une perte de rigidité de cet élément, c'est-à-dire que nous modélisons un défaut par la diminution relative du module d'élasticité de l'élément (ce qui est équivalent à la diminution de sa rigidité).

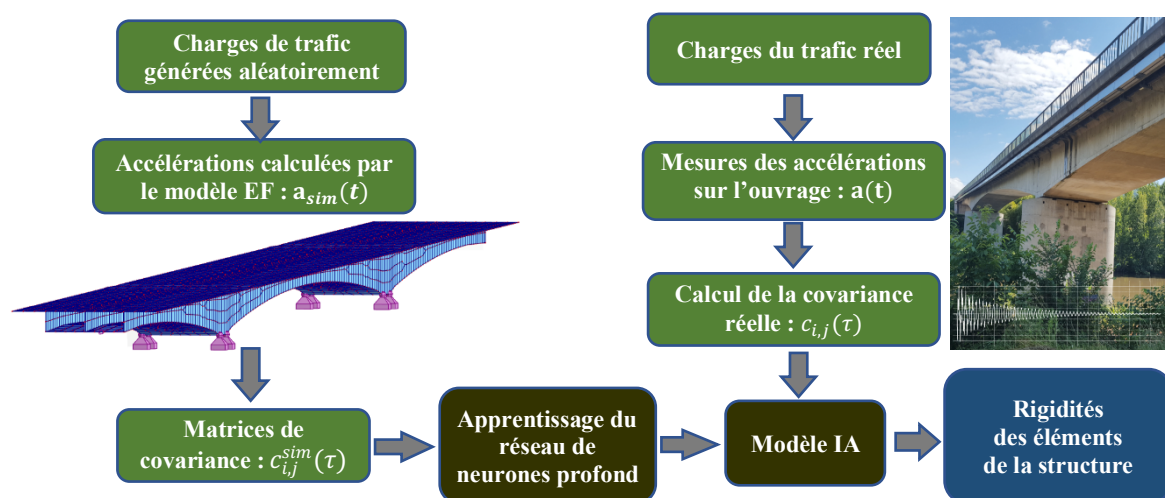


FIGURE 1. Méthodologie d'apprentissage profond pour l'identification de l'ouvrage.

Le comportement de la structure peut être décrit par l'équation :

$$\mathbf{a}(t) = \mathbf{M}(\mathbf{E}, \mathbf{L}(t)) \quad (1)$$

où $\mathbf{a}(t)$ est le vecteur accélération en fonction du temps des nœuds obtenu de la structure, \mathbf{M} représente la fonction de transfert de la structure, \mathbf{E} est le vecteur des modules de Young des éléments et $\mathbf{L}(t)$ est un vecteur aléatoire qui représente l'excitation stochastique ambiante à laquelle la structure est soumise.

Étant donné que les accéléromètres couramment utilisés dans la pratique sont numériques avec un taux d'échantillonnage fini t_e et pour une durée du signal finie T , le vecteur $\mathbf{a}(t)$ sera remplacé par une matrice \mathbf{A} de dimensions $S \times N$, où S est le nombre de capteurs et N est le nombre de points échantillonnés dans le temps, qui est égal à : $N = t_e \times T$.

$$\mathbf{A} = \mathbf{M}(\mathbf{E}, \mathbf{L}(t)) \quad (2)$$

Les matrices de covariance, pour un décalage temporel τ , sont exprimées par :

$$(c_{i,j}(\tau))_{\substack{i=1\dots S, \\ j=1\dots S}} = (a_{i,j})_{\substack{i=1\dots S, \\ j=1\dots N-\tau}} \times \left((a_{i,j})_{\substack{i=1\dots S, \\ j=\tau\dots N}} \right)^T \quad (3)$$

Grâce au modèle EF, nous pouvons simuler la réponse vibratoire de la structure soumise à l'excitation ambiante. La réponse vibratoire simulée sera exprimée par :

$$\mathbf{A}_{sim} = M_{ef}(\mathbf{E}, \mathbf{L}_{sim}(t)) \quad (4)$$

où \mathbf{A}_{sim} est la matrice accélération simulée, M_{ef} est le modèle éléments finis de la structure et \mathbf{L}_{sim} est l'excitation ambiante simulée. Les matrices de covariance décalées seront alors exprimées par :

$$(c_{i,j}^{sim}(\tau))_{\substack{i=1\dots S, \\ j=1\dots S}} = (a_{i,j}^{sim})_{\substack{i=1\dots S, \\ j=1\dots N-\tau}} \times \left((a_{i,j}^{sim})_{\substack{i=1\dots S, \\ j=\tau\dots N}} \right)^T \quad (5)$$

Notre objectif est de construire un ensemble d'apprentissage artificiel où chaque point de données (attributs) sera représenté par un ensemble de matrices de covariance pour un intervalle de valeurs de τ . Les étiquettes correspondantes seront les vecteurs représentant les rigidités des éléments de la structure.

Les matrices de covariance décalées sont retenues comme attributs pour l'analyse dynamique opérationnelle des structures soumises à une excitation ambiante stochastique, car elles contiennent l'essentiel de l'information modale et permettent ainsi de réduire l'impact du bruit de mesure. En effet, en calculant la corrélation entre les sorties des différents capteurs, il est possible de moyenniser le bruit et d'obtenir un signal plus clair représentant la véritable réponse structurale. Ainsi, ces matrices garantissent la robustesse face aux données non stationnaires, qui sont souvent présentes dans les scénarii réels, puisqu'elles se focalisent sur les relations entre les capteurs plutôt que sur la réponse directe des capteurs individuels. De plus, leur calcul est rendu efficace grâce à l'utilisation de la transformée de Fourier rapide (FFT), ce qui réduit la charge computationnelle et permet une analyse plus réalisable pour des applications à grande échelle en temps réel.

A. Construction d'un ensemble de données d'apprentissage

Dans notre méthodologie, le jeu de données d'apprentissage est composé de paires de configurations de rigidité et de signaux temporels d'accélération aux points prédéfinis de la structure (i.e. positions des capteurs). Pour ce faire, nous faisons appel à un modèle éléments finis

qui prend, en entrée, une combinaison spécifique des rigidités des éléments, et produit, en sortie, les accélérations aux emplacements des capteurs, aux pas de temps discrétisés.

Pour réaliser le calcul dynamique, un chargement stochastique est appliqué au modèle éléments finis, afin de simuler l'excitation ambiante à laquelle la structure est soumise. Bien que notre approche ne calcule pas explicitement les paramètres modaux de la structure et que nous opérons dans le domaine temporel, nous émettons l'hypothèse que la majorité des informations utiles du signal est constituée par les données modales. Par conséquent, les valeurs spécifiques des différents paramètres de simulation doivent être déterminées de manière à collecter le maximum d'informations modales contenues dans le signal initial.

Afin d'éviter l'*aliasing* (i.e. répliques du spectre), le taux d'échantillonnage, conformément au théorème de Nyquist, doit être le double de la plus grande fréquence propre mesurable de la structure. De plus, une durée de simulation suffisante doit être choisie pour garantir une résolution adéquate du contenu fréquentiel. De façon similaire, il convient d'ajuster l'incrément du décalage temporel τ de manière à ce qu'il soit aussi fin que possible, en cohérence avec les considérations relatives au taux d'échantillonnage. Par ailleurs, il est important de choisir une étendue de τ suffisamment longue, en accord avec les raisons évoquées pour la durée de simulation.

B. Réseaux de neurones convolutifs :

Lorsque les matrices de corrélation sont utilisées comme caractéristiques d'apprentissage, notamment lorsque l'étendue de τ est longue, l'application d'un réseau de neurones entièrement connecté (FCN) peut soulever des problèmes de mémoire et de complexité de calcul. En effet, dans les FCN, chaque neurone doit être connecté à tous les autres neurones des couches adjacentes, ce qui engendre un nombre considérable de paramètres à apprendre et à stocker en mémoire.

Dans notre cas, la taille des données d'entrée est de $S \times S \times N$, S étant le nombre de capteurs utilisés et N le nombre de décalages temporels retenus. En considérant une seule couche cachée de taille H , le nombre total de paramètres serait de $S \times S \times N \times H$, sans inclure les biais. Ceci équivaut à plusieurs millions de paramètres. Par contre, les réseaux de neurones convolutifs (CNN) permettent de réduire considérablement le nombre de paramètres à apprendre par rapport aux FCN, grâce à l'utilisation de filtres (ou noyaux) pour réaliser des convolutions locales sur les données d'entrée.

Dans un CNN, pour chaque couche convolutive, sont associés K filtres de taille $F \times F$; F étant le paramètre de filtrage des données, choisi généralement entre 1 et 5. Ces filtres balayent les cartes d'activations qui sont un espace tridimensionnel de hauteur H , longueur L et de profondeur K . F est généralement beaucoup plus petite que H et L . Ainsi, pour chaque couche convolutive le nombre total de paramètres est égal à $F \times F \times K$, sans inclure les biais. Par conséquent, le nombre de paramètres à apprendre est indépendant de la taille des données d'entrée et dépend uniquement de la taille du filtre et du nombre de filtres.

Les matrices de covariance décalées dans le temps représentent les dépendances temporelles entre différentes mesures des capteurs. Un CNN permet de caractériser ces dépendances aux différents niveaux de complexité et d'abstraction, de manière hiérarchique. Dans les couches inférieures du CNN, les filtres convolutifs apprennent à reconnaître des motifs simples et locaux dans les matrices de covariance. Ces motifs peuvent correspondre à des dépendances à court terme

entre les mesures des capteurs, identifiant les structures temporelles de base. Au fur et à mesure que l'information se propage à travers les couches supérieures du CNN, ces caractéristiques simples sont combinées et agrégées pour représenter des structures temporelles plus complexes et globales. Les couches supérieures sont capables de représenter les dépendances à long terme et les relations complexes entre les mesures des capteurs.

La normalisation des entrées joue un rôle important dans la préparation des données pour l'entraînement des réseaux de neurones, en particulier lorsque les données d'entrée ont une structure complexe. Pour nos besoins, la forme des données d'entrée est similaire à celle d'une image ayant S canaux de couleur différents, une hauteur S et une largeur N . En mettant les données d'entrée à une échelle comparable, plusieurs avantages sont obtenus. Premièrement, cela permet une convergence plus rapide de l'algorithme d'optimisation en réduisant les oscillations et les mises à jour des pondérations pendant la rétropropagation. Deuxièmement, cela améliore la stabilité numérique du modèle en évitant des valeurs extrêmes d'activation et de gradient, susceptibles de provoquer des problèmes tels que la saturation des neurones et le phénomène de disparition ou d'explosion des gradients.

Nous effectuons aussi une normalisation par lots après chaque couche neuronale. Cette méthode normalise les activations des couches intermédiaires pendant l'entraînement, ce qui permet une meilleure propagation des gradients, une convergence plus rapide et une plus grande stabilité du modèle. Il convient de souligner que la normalisation des données d'entrée et la normalisation par lots ont des objectifs légèrement différents. Alors que la normalisation des données d'entrée vise à homogénéiser les différentes dimensions d'entrée (i.e. la normalisation est effectuée entre les colonnes des données), la normalisation par lots, quant à elle, s'effectue sur les lignes d'un lot.

IV. APPLICATION NUMERIQUE

Le pont de Longues (Fig 2) se trouve au niveau de la route départementale D225 en sortie de Vic-Le-Comte. Il s'agit d'un pont à caisson en béton précontraint inauguré en 1971, d'une longueur totale de 160 m entre les culées.

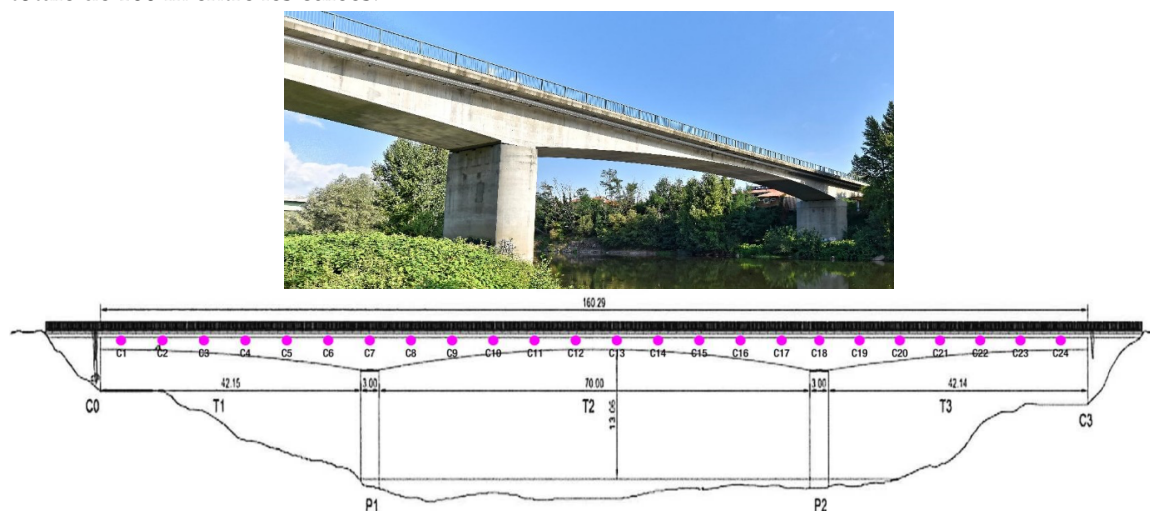


FIGURE 2. Pont de Longues : profil de l'ouvrage et emplacement des capteurs.

Un total de 24 capteurs sont installés sur le pont de Longues, sur la partie basse du caisson, au niveau de l'âme centrale des deux alvéoles. Les capteurs C1 à C6 sont situés sur la travée rive gauche du pont avec un espacement de 6,24 m. Le capteur C7 se trouve au droit de la pile P1. Les capteurs C8 à C20 sont situés sur la travée centrale du pont avec un espacement de 6,64 m. Le capteur C21 se trouve au droit de la pile P2. Les capteurs C22 à C24 sont situés sur la travée rive droite du pont avec un espacement de 6,24 m. Ces capteurs sont capables de mesurer les accélérations et les inclinaisons des éléments, dans les trois dimensions, ainsi que la température ambiante et l'orientation du capteur par rapport au nord magnétique.

Pour l'application numérique dans cette étude, nous utilisons seulement 5 capteurs pour valider les algorithmes, à savoir les capteurs C3, C5, C12, C17 et C24. Ces capteurs ont été choisis de manière arbitraire, sans recourir à une procédure d'optimisation qui aurait été appropriée si le maître d'ouvrage avait décidé d'installer uniquement 5 capteurs. De plus, nous utilisons uniquement la composante verticale des mesures obtenues à partir de ces capteurs, sans tenir compte de la température ambiante. La performance du modèle peut être considérablement améliorée lorsque ces informations sont prises en compte, mais nous nous limitons, dans cette étude, à l'évaluation de la capacité discriminatoire des vibrations verticales pour l'identification, la localisation et l'évaluation des désordres structuraux.

Dans cette application, les fréquences propres pertinentes de la structure sont inférieures à 25 Hz. Selon le théorème de Nyquist, le taux d'échantillonnage doit être au moins deux fois supérieur à la plus grande fréquence dans le signal, pour éviter l'aliasing. Pour cela, nous avons adopté un taux d'échantillonnage de 50 Hz lors de la création de l'ensemble d'apprentissage.

La figure 3 montre un échantillon d'accélérations obtenues lors du passage des véhicules. La base de données d'apprentissage est réalisée avec des vitesses moyennes de trafic allant de 50 à 150 km/h ; la vitesse réglementaire sur la route nationale étant égale à 80 km/h. Le pourcentage de poids lourds a été fixé à 15% par rapport au nombre total de véhicules. Des tests numériques préliminaires ont montré que l'efficacité du réseau était significativement compromise si les signaux utilisés lors de la validation étaient dus à des véhicules roulant à des vitesses en dehors de la plage considérée pour l'ensemble d'apprentissage. Selon ces tests, le réseau était relativement robuste aux variations du pourcentage des poids lourds.

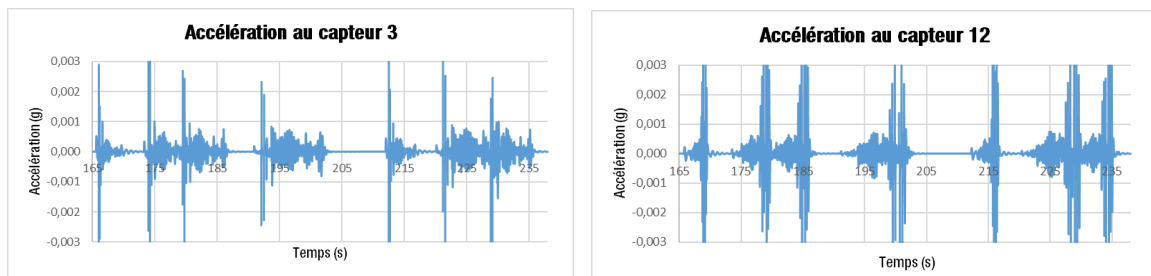


FIGURE 3. Accélérations obtenues à différents capteurs.

Le taux d'incrément du décalage temporel τ a été aussi choisi à 50 Hz. La longueur du signal est fixée à 2000 secondes (soit 33 minutes) qui donne une résolution de fréquence égale à :

$$\Delta f = \frac{1}{T} = \frac{Fs}{N} = 0,025 \text{ Hz} \quad (6)$$

Bien que l'on puisse croire qu'une telle résolution en fréquence paraît excessivement précise, nous avons eu besoin de 2000 secondes comme durée du signal, car nous estimons les matrices de corrélation en supposant l'ergodicité du signal, c'est-à-dire que nous effectuons une moyenne temporelle plutôt qu'une moyenne d'un ensemble de signaux. En conséquence, plus la durée du signal est longue, plus notre estimation sera précise.

De nombreuses itérations ont été effectuées pour définir les valeurs appropriées des méta-paramètres, permettant d'aboutir à l'architecture décrite dans le Tableau 1. Le réseau de neurones convolutif a été implémenté à l'aide de la bibliothèque PyTorch. L'optimiseur utilisé est ADAM, avec un taux d'apprentissage fixé à 0,001. La fonction de coût employée est l'Erreur Quadratique Moyenne (EQM). La taille du lot d'apprentissage est de 100. Une normalisation par lot est réalisée après chaque couche du réseau afin d'améliorer la convergence du modèle. Cette technique consiste à standardiser les activations des neurones pour chaque lot d'apprentissage, réduisant ainsi les écarts entre les différentes distributions des données. Le nombre d'époques maximal, au-delà duquel on observe une stabilisation de la fonction de coût, est de 40 époques.

TABLEAU 1. Architecture du réseau convolutif

Couche	Nombre de filtres (K)	Taille du filtre (FxF)	Pas	Remplissage	Fonction d'activation
Entrée	-	-	-	-	-
Conv1 / Conv2	5 / 32	3x3	1	même	Relu
MaxPool1	-	1x2	2	-	-
Conv3 / Conv4	32 / 64	3x3	1	même	Relu
MaxPool2	-	1x2	2	-	-
Conv5	32	3x3	1	même	Relu
MaxPool3	-	1x2	2	-	-
Conv6	32	3x3	1	même	Relu
MaxPool4	-	2x2	2	-	-
Aplatir	-	-	-	-	-
Comple1/Comple2	1024 /248	-	-	-	Relu
Sortie	28	-	-	-	Linéaire

Un ensemble d'apprentissage constitué de 28000 réalisations a été simulé en accord avec les descriptions présentées dans les sections précédentes. Cet ensemble a par la suite été séparé en deux sous-ensembles distincts afin de permettre l'apprentissage et la validation du modèle. Le premier sous-ensemble, appelé ensemble d'entraînement, correspond à 90% des données (soit 25 200 réalisations) et sert à entraîner le modèle. Le second sous-ensemble, nommé ensemble de test, représente 10% des données (c'est-à-dire 2 800 réalisations) et est utilisé pour évaluer la performance du modèle entraîné.

Les courbes d'apprentissage et de validation montrent que le réseau de neurones est très performant pour détecter les défauts, les localiser et évaluer leur amplitude. En effet, l'Erreur Quadratique Moyenne (EQM) obtenue sur l'ensemble de validation est de l'ordre de 0,0008, soit une erreur-type d'environ 2%. Toutefois, un phénomène de fuite (leakage) est souvent observé entre l'élément défectueux et les éléments directement adjacents. Par exemple, si un élément défectueux présente une diminution de rigidité de 80%, il arrive que l'un des éléments adjacents présente un faux positif avec une indication de défaut de 30% par le modèle.

Il est également intéressant de constater que le réseau ne souffre pas de surapprentissage (overfitting), quel que soit le nombre d'époques. En effet, d'après la Figure 4 on remarque que la courbe de coût pour l'ensemble de validation suit de près celle de l'ensemble d'apprentissage. Une explication possible de ce phénomène est que les attributs d'entrée (dans notre cas, les matrices de covariance) sont suffisamment lisses par rapport à la configuration des défauts. Cette explication est également soutenue par le phénomène de fuite mentionné précédemment.

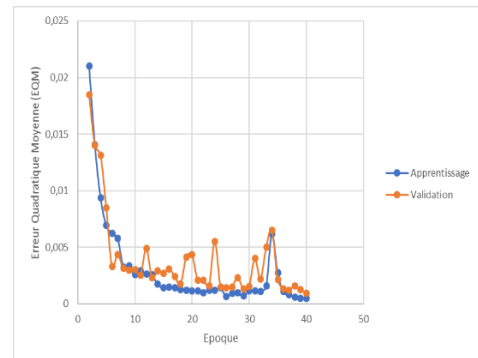


FIGURE 4. Courbes d'apprentissage et de validation du modèle.

Dans la figure 5, nous présentons les prévisions obtenues pour différents niveaux de dégradation dans l'élément 5, sous différents scénarii de trafic. Il est à noter que les trafics simulés ne sont pas ceux de l'ouvrage réel, qui se trouve sur une route nationale. Toutefois, ce trafic nous permet de confirmer la validité du modèle d'apprentissage pour une large plage de conditions d'exploitation. De même, les niveaux de dégradation sont obtenus par simulations éléments finis, dans le but confirmer les performances du modèle d'apprentissage.

Quels que soient le type de trafic et l'ampleur des désordres simulés dans les ensembles d'apprentissage et de validation, nous observons que la capacité de prévision du modèle est très bonne, en termes de localisation et de quantification de la perte de rigidité, i.e. du désordre.

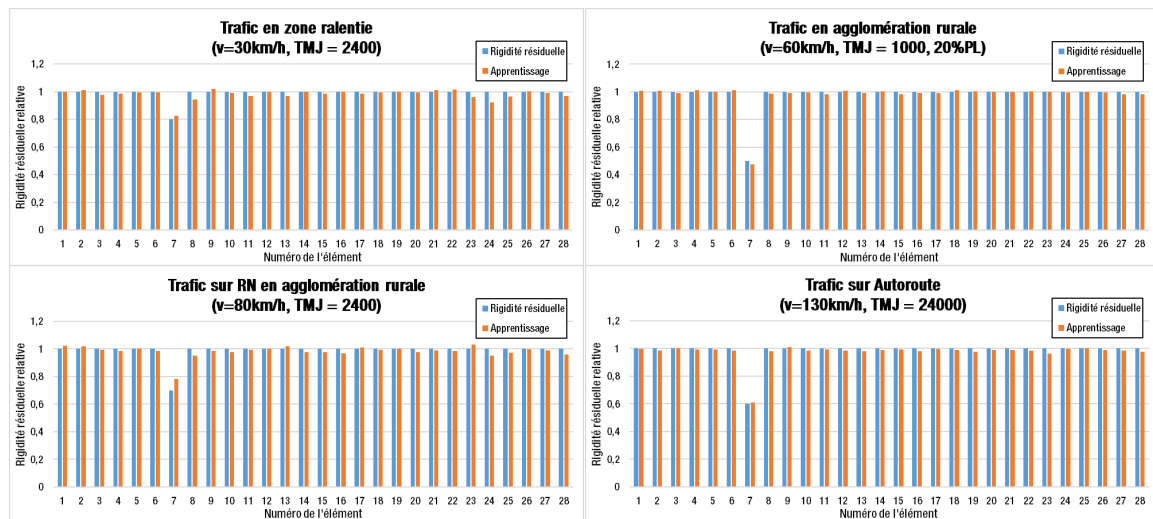


FIGURE 5. Comparaison des rigidités effectives et celles prévues par le modèle.

V. CONCLUSION

Ce travail porte sur l'apprentissage profond avec un réseau de neurones convolutif, dont les données sont constituées des matrices de covariance de la réponse temporelle sous les conditions normales de trafic. Le réseau de neurones a pour objectif d'identifier, de localiser et de quantifier les désordres dans l'ouvrage.

La construction de l'ensemble d'apprentissage est effectuée à l'aide d'un modèle éléments finis de l'ouvrage, où les rigidités des éléments sont aléatoirement injectées pour calculer les réponses dynamiques en fonction du trafic aléatoire. Les matrices de covariance sont ensuite calculées à partir de ces réponses temporelles. Le réseau de neurones est constitué de six couches convolutives suivies de deux couches totalement connectées.

La capacité prédictive du modèle est évaluée sur le modèle du pont de Longues au Puy-de-Dôme, où seulement cinq capteurs ont été considérés. Le modèle s'est avéré très performant dans la détection et la localisation des dégradations, quelles que soient les conditions de trafic et l'ampleur des désordres. L'application de la méthode sur des données réelles est en cours et confirme la robustesse de la méthode développée.

REFERENCES

- Balasubramaniam, K., Sikdar, S., Ziaja, D., Jurek, M., Soman, R., & Malinowski, P. (2023). A global-local damage localization and quantification approach in composite structures using ultrasonic guided waves and active infrared thermography. *Smart Materials and Structures*, 32(3), 035016.
- Brownjohn, J. M. W. (2007). Structural health monitoring of civil infrastructure. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 365(1851), 589-622.
- Carden, E. P., & Fanning, P. (2004). Vibration based condition monitoring: a review. *Structural health monitoring*, 3(4), 355-377.
- Doebbling, S. W., Farrar, C. R., & Prime, M. B. (1998). A summary review of vibration-based damage identification methods. *The Shock and Vibration Digest*, 30(2), 91-105.
- Faddoul, R., Raphael, W., & Chateauneuf, A. (2011). A generalised partially observable Markov decision process updated by decision trees for maintenance optimisation. *Structure and infrastructure engineering*, 7(10), 783-796.
- Faddoul, R., Soubra, A. H., Raphael, W., & Chateauneuf, A. (2013). Extension of dynamic programming models for management optimisation from single structure to multi-structures level. *Structure and Infrastructure Engineering*, 9(5), 432-447.
- Faddoul, R., Raphael, W., Soubra, A. H., & Chateauneuf, A. (2013). Incorporating Bayesian networks in Markov decision processes. *Journal of infrastructure systems*, 19(4), 415-424.
- Faddoul, R., Raphael, W., Soubra, A. H., & Chateauneuf, A. (2015). Partially Observable Markov Decision Processes incorporating epistemic uncertainties. *European Journal of Operational Research*, 241(2), 391-401.
- Farrar, C. R., & Worden, K. (2007). An introduction to structural health monitoring. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 365(1851), 303-315.
- Geara, C., Faddoul, R., Chateauneuf, A., & Raphaël, W. (2020). Hybrid inspection-monitoring approach for optimal maintenance planning. *Structure and Infrastructure Engineering*, 16(11), 1551-1561.
- Kralovec, C., & Schagerl, M. (2020). Review of structural health monitoring methods regarding a multi-sensor approach for damage assessment of metal and composite structures. *Sensors*, 20(3), 826.
- Lynch, J. P., & Loh, K. J. (2006). A summary review of wireless sensors and sensor networks for structural health monitoring. *The Shock and Vibration Digest*, 38(2), 91-130.
- Sohn, H., Farrar, C. R., Hemez, F. M., Shunk, D. D., Stinemates, D. W., Nadler, B. R., & Czarnecki, J. J. (2003). A review of structural health monitoring literature: 1996-2001. Los Alamos National Laboratory Report, LA-13976-MS.

Analyse statistique de la capacité portante d'un quai de port maritime

Franziska Schmidt¹, Silvia Ientile², Bruno Godart³, Jean-Bernard Kovarik⁴

¹ Université Gustave Eiffel, MAST-EMGCU, Champs sur Marne, France, franziska.schmidt@univ-eiffel.fr

² Université Gustave Eiffel, MAST-EMGCU, Champs sur Marne, France, silvia.ientile@univ-eiffel.fr

³ Université Gustave Eiffel, MAST, Champs sur Marne, France, bruno.godart@univ-eiffel.fr

⁴ Université Gustave Eiffel, VP3, Champs sur Marne, France, jean-bernard.kovarik@univ-eiffel.fr

RÉSUMÉ Le gestionnaire du quai Hermann du Pasquier du port du Havre souhaite ausculter et évaluer son ouvrage : en effet, cet ouvrage précontraint a subi des pertes de précontrainte et la résistance à la compression du béton est inconnue. Par ailleurs, les charges attendues sont en augmentation. Cette auscultation a été réalisée par inspection du béton et des aciers, ainsi que par des essais destructifs sur prélèvements (fils d'acier et carottes de béton).

Des essais à l'arbalète ont permis d'estimer la tension résiduelle dans les câbles, qui a pu être analysée en termes de pertes : d'un côté, les pertes de précontrainte mesurées ont été comparées aux formules de l'Eurocode 2. De l'autre, leur caractère gaussien -proposé par le JCSS- a été testé. De plus, des essais de compression réalisés sur carottes ont permis de déterminer la résistance caractéristique à la compression telle qu'utilisée dans les calculs aux Eurocodes, tout en étudiant la variabilité de ses valeurs.

Cette évaluation d'un ouvrage existant aux Eurocodes a nécessité le recueil de données sur ouvrage. Les données recueillies ont été analysées statistiquement, et des valeurs ont dû être proposées pour les calculs déterministes (voire semi-probabilistes) réalisés par les bureaux d'étude.

Mots-clés Ouvrage existant ; béton précontraint ; analyse statistique ; calcul de fiabilité.

I. INTRODUCTION

Le Port du Havre, devenu en 2008, Grand Port Maritime du Havre (GPMH), est le 58^{ème} port mondial en 2013, 2^{ème} en France après Marseille. Le quai Hermann du Pasquier a été reconstruit entre 1949 et 1952, après les bombardements américains de la Seconde Guerre mondiale. Suite à une évolution des usages de ce quai du Port du Havre, une nouvelle structure de quai sera construite au-dessus du quai existant, qui permettra de reprendre des charges plus importantes. Le GPMH a profité de cette opportunité afin d'ausculter la partie du quai considérée : béton, précontrainte, aciers passifs.

La revue Travaux (Cot, 1950) de Juin 1950 décrit la structure du quai : le quai est constitué d'un « d'un appontement autostable, de longueur 1200 m, dont le tablier en béton précontraint repose sur des palées de trois piles de diamètre 1,50 m. Le tablier de l'appontement est réalisé par tronçons préfabriqués de 25 m de longueur en béton précontraint. Chaque tronçon comporte une dalle générale de 18 cm d'épaisseur reposant sur un quadrillage formé de quatre nervures transversales (entretoises) et de trois nervures longitudinales (poutres) », voir Figure 1.

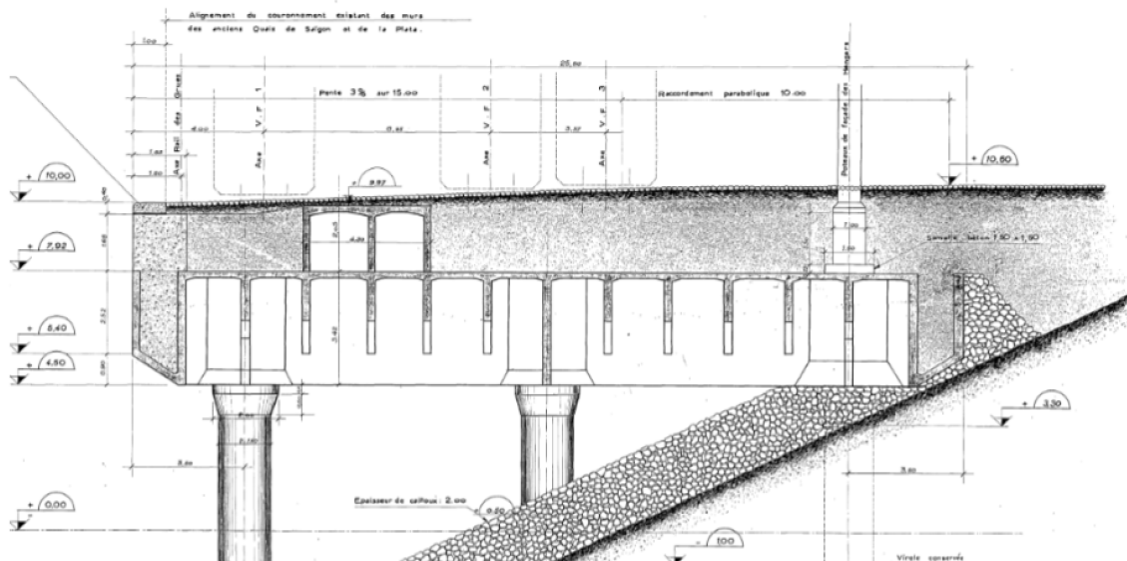


FIGURE 1: Schéma du quai, selon (Cot, 1950).

Cet article présente la description statistique des caractéristiques mécaniques mesurées, pour le béton (essais compression-module) et les aciers de précontrainte (arbalète). Ces mesures ont servi à 1/ déterminer des valeurs caractéristiques utilisées dans les recalculs semi-probabilistes usuels de la structure, 2/ permettre un recalcul probabiliste (fiabiliste) de la structure portante du quai.

II. CARACTÉRISTIQUES MÉCANIQUES DE L'ACIER

Les caractéristiques de l'acier ont été déterminées par prélèvements de fils d'acier (essais de traction) et essais à l'arbalète (*Auscultation Des Ouvrages d'Art. Fiche C4-3 : Mesure de La Tension Des Câbles et Armatures de Précontrainte Au Moyen de l'arbalète.*, n.d.). Pour cela, des fenêtres ont dû être réalisées pour accéder aux 29 câbles par caisson, nous nous sommes accordés sur le nombre de 12 d'entre elles afin d'avoir une bonne représentativité des câbles en place. Le procédé de précontrainte mis en œuvre est de type STUP et les câbles sont constitués de 18 fils parallèles de diamètre 5mm.

Ces fenêtres ont été positionnées après repérage des armatures passives, réalisé à l'aide d'un radar : ce travail a permis un premier constat, sans impact sur la précontrainte, mais important pour le recalcul de l'ouvrage, qui est celui d'une non-uniformité du ferrailage passif : il a été constaté un espacement entre armatures horizontales variant entre 15 et 40 centimètres. Les armatures

verticales sont généralement espacées d'une vingtaine de centimètres, mais la valeur précise peut varier entre 17 et 27 cm selon nos constatations sur ces 12 fenêtres.

En ce qui concerne les essais à l'arbalète, les fils d'une des fenêtres n'ont pu être investigués par l'arbalète, puisque complètement rongés par la corrosion. Pour les autres fils testés (au nombre de 18), la tension pour un fil a pu être déterminée (moyenne de 13 kN, avec un écart-type de 2 kN), permettant de calculer la contrainte résiduelle (moyenne de 663 MPa, avec un écart-type de 104 MPa), voire Figure 2.

Ces valeurs sont à comparer avec les valeurs relevées au manomètre lors de la construction (entre 21,1 kN et 23,4 kN pour un fil), et les valeurs mesurées lors d'une expertise précédente en 2008 (14,2 kN de moyenne). Les valeurs mesurées en 2022 sont légèrement inférieures à celles de 2008, mais avec une incertitude moindre, voir Figure 3.

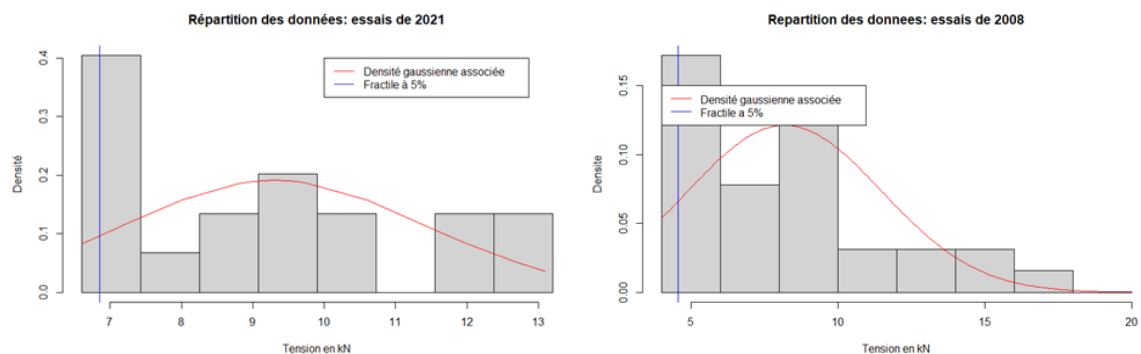


FIGURE 2: Histogramme des tensions mesurées sur ouvrage en 2021 (à gauche) et en 2008 (à droite).

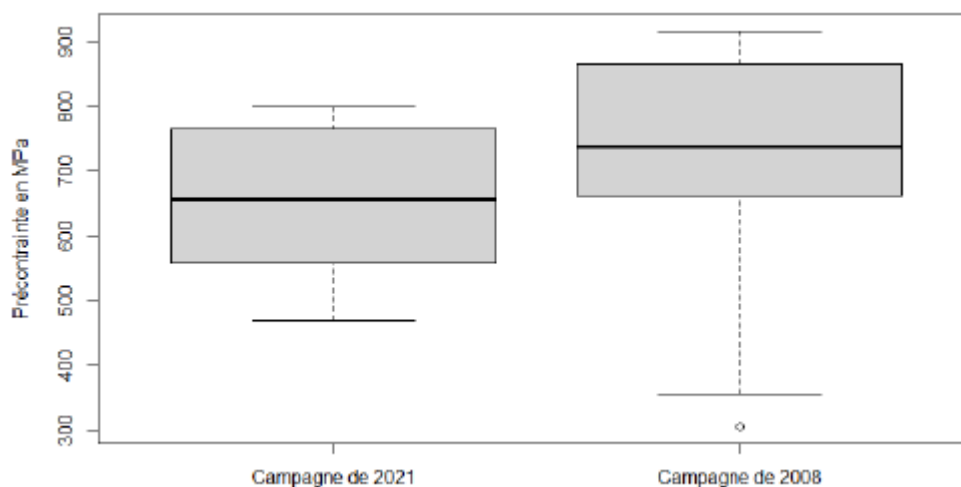


FIGURE 3: Comparaison (boxplot/boîte à moustaches) des tensions résiduelles mesurées en 2008 (à droite) et 2021 (à gauche).

Il est à noter que, contrairement à ce qui est proposé par le JCSS (Joint Committee for Structural Safety, 2000), les tensions mesurées ne suivent pas une distribution type gaussien, ce qui est bien

visible sur les Figures 2 et 3, et également confirmé par les tests de Kolmogorov-Smirnov et Shapiro-Wilk.

On observe ainsi une diminution de la précontrainte de 719.5 MPa en 2008 à 652.2 MPa en 2021.

Cette diminution pourrait correspondre aux pertes différées de précontrainte, notamment par relaxation, puisque les pertes instantanées ont eu lieu avant les essais de 2008. Cependant, l'Eurocode 2 précise que celles-ci ne sont comptabilisées que durant 500 000 heures, soit durant 57 ans. Le quai Hermann du Pasquier ayant déjà 70 ans en 2008, les pertes constatées, au regard de l'Eurocode, ne peuvent être considérées comme des pertes différées. Dès lors, il convient de privilégier la thèse de la variation statistique, sauf à envisager un phénomène encore inconnu. Les mesures de 2008 et 2021 ayant lieu sur des zones différentes, et de plus sur des câbles différents, on ne peut de manière rationnelle rien présumer quant à d'éventuelles pertes entre 2008 et 2021. En outre, les écarts-types mesurés sont élevés : 167,8 MPa en 2008, soit 23%, et 106,4 MPa en 2021, soit 16.3%. Aussi, les fluctuations statistiques semblent expliquer la différence mesurée.

Ce qui peut permettre de conclure quant à la variation, statistique ou non, mesurée entre ces deux dates, est un test de Student. Ce test statistique permet de comparer deux échantillons de deux populations, et de mesurer si la différence des moyennes entre les deux échantillons est statistiquement significative, et ceci au moyen d'une p-value. Si la p-value est inférieure à un seuil, en général 5% ou 1%, on peut rejeter l'idée que les populations ont la même moyenne. En revanche, une p-value supérieure à ce seuil ne permet pas de rejeter cette hypothèse : il est donc statistiquement possible que les deux populations correspondent à une même moyenne de précontrainte. Dans le cas présent, nous obtenons une p-value de 0.15, supérieure à 5%, ce qui signifie qu'on ne peut rejeter l'hypothèse statistique que les deux échantillons de mesure correspondent à la même moyenne de précontrainte. Aussi, on peut légitimement considérer que les variations entre 2008 et 2021 sont vraisemblablement d'origine statistique.

La valeur à considérer pour les calculs statistiques est donc déterminée sur la base de l'ensemble des résultats d'essais à l'arbalète (essais de 2008 et 2021).

En outre, 10 fils d'acier ont été prélevés pour être soumis à des essais de traction. Un acier a eu une rupture non ductile (acier prélevé dans la fenêtre 632,5 Sud, dont les aciers étaient complètement attaqués par la corrosion), les autres ont tous eu une rupture ductile. Les résultats des essais de traction ont déterminé que la résistance moyenne à la rupture des aciers est de 1448,6 MPa, avec un écart-type de 78,3 MPa. L'allongement correspondant est de 3,1%, avec un écart-type de 0,7%.

III. CARACTÉRISTIQUES MÉCANIQUES DU BÉTON

16 carottes ont été prélevées dans la structure de l'ouvrage, voir Figure 4 : il s'agit donc de 4 x 4 zones d'essai, que nous avons choisi à différentes hauteurs dans les entretoises. Néanmoins, les carottes sont visuellement très différentes, alors même qu'elles peuvent venir de la même zone de prélèvement.



FIGURE 4: Aspect visuel de quelques carottes de béton : À gauche, aspect visuel et sain. À droite, aspect sain, mais avec des vides de taille conséquente.

3.1. Résistance caractéristique du béton

Ces corps d'épreuves ont permis de déterminer la résistance caractéristique du béton, ainsi que le module d'Young et le coefficient de Poisson du béton du quai Hermann du Pasquier.

En ce qui concerne la détermination de la résistance caractéristique à la compression f_{ck} , la norme NF EN 13791/CN :2021 (F) a été appliquée et 3 corps d'épreuves ont dû être retirés de l'échantillon.

Les 15 valeurs finalement retenues sont considérées comme appartenant à la même zone de prélèvement, et leur nombre est suffisant par rapport au minimum de 8 valeurs imposées par la norme NF EN 13791/CN pour caractériser une zone de prélèvement.

Sans les traitements imposés par cette norme, on obtient pour la résistance à la compression non corrigée $f_{ck, is}$ une moyenne de $m = 48,9 MPa$ et un écart-type de $\sigma = 15,7 MPa$.

Avec les facteurs de correction donnés par la norme $K_1=1,05$ et $K_2=1$, on obtient $m = 51,3 MPa$ et $\sigma = 16,5 MPa$.

Selon la norme NF EN 13791/CN, l'utilisation du test de Grubbs à 1% ou 5% nous permet d'éliminer les valeurs aberrantes. Néanmoins, aucune valeur aberrante n'est détectée ici avec ce test.

On obtient alors $f_{c, m(n), is}$ en multipliant par K_1 et K_2 .

$f_{ck, is}$ est définie comme la valeur minimale entre la quantité $[f_{c, m(n), is} - k_n s]$ (où $k_n = 1,86$ pour $n = 13$, s est l'écart-type empirique) et la quantité $[f_{c, is, la plus faible} + M]$ (avec $M = 4 MPa$ ici) ; elle est égale à $24,9 MPa$.

Pour finir, $f_{ck} = \frac{f_{ck, is}}{0,85} = 30 MPa$ (évaluation pour structure existante).

3.2. Module d'Young et coefficient de Poisson

L'historique de chargement appliqué pour la détermination du module d'Young et la méthodologie de post-traitement des résultats d'essais sont ceux de la norme NF EN 12390 : en particulier, l'historique de chargement consiste en l'application de trois cycles de décharge-charge entre des efforts correspondant à 30% et 5% de la résistance en compression respectivement. Le protocole impose l'observation de la dispersion des mesures de déplacement obtenues avec les trois capteurs de déplacement installés sur l'éprouvette. Si la dispersion est trop importante, l'essai est renouvelé.

La norme NF EN 12390-13:2014 fixe la limite de cet écart à 20% (Méthode B, section 7.3.2, « premier contrôle »).

Certaines carottes ont ainsi donné des résultats à ne pas considérer en raison d'anomalie de mesures (donc un problème avec les capteurs de mesure, peut-être lié aux imperfections des carottes). D'autres, en revanche, peuvent être utilisés sans aucun doute, car ils sont dans les tolérances (faible excès de variation, 21,5% au lieu de 20% de la déformation 2 pour une carotte).

Pour les autres corps d'épreuve, la raison pour laquelle nous avons une dispersion des mesures hors tolérance est probablement due à l'effet combiné de petites imperfections de carottes (même si elles sont dans les tolérances du relevé dimensionnel) et de petites imprécisions de centrage des corps d'épreuve dans la presse. En tenant compte de cela, les carottes utilisables pour déterminer le module d'Young sont celles dont la dispersion des mesures du module est hors tolérance, mais dont les pourcentages de dispersion sont homogènes et qui donnent des valeurs dans la gamme du module d'Young. En outre, nous avons pu vérifier que les courbes de contrainte-déformation correspondantes sont des courbes classiques montrant un bon comportement du béton. Ces valeurs peuvent donc être utilisées à titre indicatif.

Différents échantillons peuvent ainsi être formés, avec les moyennes et écarts-types correspondants (Tableau 1) : le module d'Young peut alors être estimé en moyenne à 40 GPa, et le coefficient de Poisson à 0,17.

TABLEAU 1: Synthèse des résultats en termes de module d'Young et coefficient de Poisson.

Échantillon	Module d'Young	Coefficient de Poisson
Carottes optimales	$\mu = 40,4 \text{ GPa}$, $\sigma = 0,7 \text{ GPa}$	$\mu = 0,17$, $\sigma = 0,03$
Échantillon de taille maximale	$\mu = 38 \text{ GPa}$, $\sigma = 5,4 \text{ GPa}$	$\mu = 0,17$, $\sigma = 0,02$

IV. CONCLUSION

Cet article donne quelques éléments sur les caractéristiques mécaniques des matériaux, mesurées sur site et sur prélèvements. Ces éléments démontrent la grande palette d'hypothèses statistiques possibles, et la difficulté de déterminer une valeur unique qui pourrait être utilisée dans le cadre des recalculs semi-probabilistes (ou déterministes de l'ouvrage).

Il est à noter que l'auscultation a également traité la problématique de la durabilité, par la mesure de paramètres à rapprocher des indicateurs de durabilité (Baroghel-Bouny et al., 2004; Carcassès & Cussigh, 2021; *FD P 18-480. Justification de La Durabilité Des Ouvrages En Béton Par Méthode Performantielle*, 2022; LCPC, 2010).

Ce domaine est complexe par l'histoire des ouvrages étudiés : ceux-ci ont été construits, non avec les Eurocodes, mais avec des règlements de calculs de l'époque, ou encore des fois sans réglementation au sens administratif du terme. De plus, les techniques de construction ont évolué, ce qui rend les règlements actuels de l'Eurocode 2 parfois non pertinents pour une application "naïve". Souvent également, les documents d'ouvrages, et donc les hypothèses de calculs, ne peuvent plus être recherchés et vérifiés. L'application de procédures et les méthodes de détermination de caractéristiques de matériaux et/ou de durabilité peuvent être discutées.

Dans le cadre de cette auscultation du quai Hermann Pasquier du port du Havre, certaines conclusions générales ont pu être tirées :

- Les bétons ne respectent pas les normes actuelles de formulation : la teneur en ciment est inférieure à la limite donnée dans la norme NF EN206/CN, le dosage en alcalins est un peu trop élevé près des parements, néanmoins il est difficile de relier ces prescriptions règlementaires considérées comme suffisantes (mais non nécessaires) à la durabilité effective de l'ouvrage.
- La résistance caractéristique du béton est estimée à 30 MPa, et est donc a priori équivalente à la résistance prise en compte lors du dimensionnement du quai.
- La détermination des tensions résiduelles dans les câbles a montré une grande disparité dans les valeurs mesurées. Il se pose ainsi la question de la distribution sous-jacente, et ainsi des hypothèses de calcul fiabiliste à proposer. On constate que la tension résiduelle des câbles a continué à diminuer entre 2008 et 2022, mais l'origine de cette diminution n'est pas certaine. Nous avons estimé que la tension résiduelle moyenne des câbles est de 663 MPa, avec une tension résiduelle à 95% de 6,85 kN par fil. Les pertes de précontraintes ont atteint environ 30% par rapport aux valeurs initiales. Il est donc important de vérifier si la capacité structurale de l'ouvrage est suffisante avec cette tension résiduelle, et le cas échéant de limiter le tonnage admissible. Il a également été recommandé au gestionnaire de l'ouvrage de 1/ réitérer l'essai de mesure de la tension résiduelle dans 5 à 10 ans pour étudier l'évolution de la tension, 2/ de mettre à jour les calculs de capacité portante de l'ouvrage avec les tensions mesurées et 3/ de vérifier les hypothèses et refaire les calculs du dossier d'ouvrage, en version probabiliste.

RÉFÉRENCES

- Auscultation des Ouvrages d'Art. Fiche C4-3 : Mesure de la tension des câbles et armatures de précontrainte au moyen de l'arbalète.* (n.d.).
<https://www.ifsttar.fr/collections/CahiersInteractifs/CII1/methodes-auscultation-structure-mesuresforces.html>
- Baroghel-Bouny, V., Andrade, C., Castellote, M., Brazillier, D., Costaz, J.-L., Couty, R., Degeimbre, R., Divet, L., Godart, B., Grimaldi, G., Guedon-Dubied, S., Hasni, L., Hornain, H., Larive, C., Le Roux, A., Linger, L., Monachon, P., Moranville-Regourd, M., Petre-Lazar, I., ... Yssorche-Cubaynes, M.-P. (2004). Conception des bétons pour une durée de vie donnée des ouvrages. Maîtrise de la durabilité vis-à-vis de la corrosion des armatures et de l'alcali réaction. In *Association Française de Génie Civil (AFGC)*.
<https://www.afgc.asso.fr/app/uploads/2007/10/Indicateurs-durabilite.pdf>
- Carcassès, M., & Cussigh, F. (2021). *Définition de seuils de performance en fonction des classes d'exposition. Lirable du PN Perfdub.*
- Cot, P.-D. (1950). La reconstruction des quais du port du Havre. *Revue Travaux*, 188, 449–466.
- FD P 18-480. *Justification de la durabilité des ouvrages en béton par méthode performantielle.* (2022).

Joint Committee for Structural Safety. (2000). *JCSS Probabilistic Model Code. Part 3: Resistance Models*.
https://www.jcss-lc.org/publications/jcsspmc/jcssprestress_final.pdf

LCPC. (2010). *Maîtrise de la durabilité des ouvrages d'art en béton*.

Optimization-based maintenance scheduling for prestressed concrete bridges using Markov chains models. The state of Indiana, U.S.

Luis Rincon^{1,2}, Erica Arango¹, Maria Nogal³, Emilio Bastidas-Arteaga², Hélder S. Sousa¹, Yina F. Muñoz¹, José C. Matos¹

¹ Universidade do Minho, Guimarães, Portugal, id9635@alunos.uminho.pt

² LaSIE UMR CNRS 7356, La Rochelle Université, La Rochelle, France, luis.rincon_prada@univ-lr.fr

³ Technical University of Delft, Delft, The Netherlands.

ABSTRACT Road transport infrastructures have high strategic importance for nations' economic and social development. Bridges are considered as critical assets for road network functionality i.e., any damage can have disastrous social repercussions. However, bridges are one of the most exposed assets; their deterioration can be attributed to material properties, load, and climatic factors, or catastrophic events. As a result, maintenance, rehabilitation, and repairs of existing structures account for about 50% of construction sector spending in most developed nations, and this percentage is projected to rise. Establishing a network-level budget and maintenance schedule is particularly complex due to the heterogeneity of bridge configurations and functions. Deterioration models are established in this sense to determine asset performance and cost-effective and efficient planned maintenance solutions to ensure continuous and correct operation. Markov chains are one of the most used models in this sense, i.e., to assess structure deterioration. The stochastic nature of Markov chains allows for taking into account the uncertainty of complex phenomena as well as their ease of application and compatibility. This study analyzed box beam and girder prestressed concrete bridges in the state of Indiana, U.S. Markov chains degradation models were implemented using National Bridge Inventory data of the last thirty-one years. Annual maintenance costs and budgets were established, and a genetic optimization algorithm was applied to determine the minimum annual maintenance cost for a period of eleven years. The results of the study demonstrate the contribution of the proposed methodology to ensure proper infrastructure maintenance and reduce costs.

Keywords Bridge management systems; Degradation models; Markov chains models; Optimization, Maintenance

I. INTRODUCTION

The road system has become heavily reliant on society, thus any disruptions to the infrastructure could have serious negative effects on people's well-being and economic growth (Arango, Sousa and Matos, 2021). Thus, the aging of bridges and their degradation over time is a major concern for transportation departments around the world. According to the most recent Infrastructure Report Card, 42% of all bridges in the United States (U.S.) are at least 50 years old, and more than 40,000

bridges are classified as structurally deficient (ASCE, 2021). To maintain the nation's bridges at reasonable health, the report estimated that an amount of \$125 billion is required.

Adequate, and timely maintenance of bridges is critical to ensure the safety and reliability of the infrastructure. According to the current rate of investment for bridges in the U.S, it would take until 2071 to complete all repairs without considering future deterioration and it is estimated that the additional deterioration over the next 50 years will become overwhelming (ASCE, 2021).

Establish maintenance schedules that allow for optimal management of resources and ensure adequate service is vital. Supporting transportation departments in making more informed bridge maintenance decisions requires an understanding of the bridge degradation process. Bridge degradation is a complex process that is influenced by multiple factors, such as exposure to extreme weather conditions, traffic loading, quality of construction and maintenance, among others (Rincon *et al.*, 2022). Moreover, degradation is not a linear and predictable process, which increases the complexity of the phenomenon and makes it difficult decision-making process. In this context, degradation models are valuable tools to represent the degradation process of bridges. The main degradation models are based on the idea that bridge degradation can be described as a stochastic process, with Markov chains being the most used models in bridge management systems (Li, Sun and Ning, 2014; Moscoso *et al.*, 2022). However, entities such as nations or departments must establish maintenance budgets for regions considering all existing structures and the available resources. Therefore, the individual analysis of a bridge provides insufficient information for decision-making and maintenance planning must consider the portfolio of the bridges in the network analyzed.

This paper presents a maintenance scheduling based on optimization as an essential tool to plan the investment needed to maintain the required performance of a portfolio of bridges. Considering, degradation models based on Markov chains, developed and applied to determine the need for future maintenance of the state's high traffic prestressed concrete bridges. Optimization model is used to minimize the maintenance cost in a given analyzed period – e.g, 11 years. The methodology is applied for a portfolio of bridges in the state of Indiana, using the National Bridges Inventory (NBI) database. It demonstrates that the methodology can be of great value to transportation departments in improving the safety and reliability of transportation infrastructure.

The paper is structured as follows: Section 2 presents the methodology implemented. Section 3 presents the application's information. Section 4 describes the results and discussion of the procedure. Finally, the conclusions of the research are presented.

II. METHODOLOGY

The methodology has two main steps: (I) the development of Markov models and (II) optimization-based maintenance scheduling.

A. Stochastic models

Bridge degradation can be described by Markov chain models, which define condition states and set probabilities of passing a next state or remaining in the same state (Yi Jiang, 2010). This model

describes systems that change over time in a finite set of states, where the probability of changing from one state to a state with higher damage depends only on the current state. In a Markov chain model, the transition probability matrix is determined by the term $P_{i,j}$ defined as the probability of transitioning from state i to state j during a set period. This probability is computed using the CR database using equation 1.

$$P_{i,j} = \frac{n_{i,j}}{n_i} \quad (1)$$

Where, $n_{i,j}$ is the number of bridges with state i that change to state j in the following year, and n_i is the number of bridges with state i in the analyzed period. From equation 1, the transition probability matrix is established and used in equation 2 to describe the condition of an analyzed bridge.

$$C(t) = C_o * P^t \quad (2)$$

Where, C_o is the initial condition of the bridge, t is the time analyzed in years and P is the matrix of the transition probability matrix. The present research used the historic data of the bridges in the state of Indiana to establish a Markov chain model that describes the degradation of the bridges analyzed throw time from the initial condition and after every maintenance intervention.

B. Metaheuristic optimization models

Metaheuristic optimization models are a strategy of solving a problem using higher levels of abstractions (Kaveh, 2017). These models aim at finding a minimum or maximum of a system and are particularly more efficient and faster than traditional models when there are complex variables and configurations. Genetic Algorithms (GA) are based on the concept of generations and population, where the population is a set of solutions of the problem to be optimized (Ghodoosi *et al.*, 2018). These solutions are combined with each other considering criteria such as mutation, copying, swapping, and surviving, to create a second generation set of solutions. In this way, optimal solutions to the problem can be obtained. GA has proven to be one of the most effective and robust optimization techniques for single-objective optimization problems (Liu, Hammad and Itoh, 1997).

III. APPLICATION

A. Database availability

The Federal Highway Administration established the National Bridge Inventory (NBI), a system for the annual inspection of bridges based on the "Recording and Coding Guide for the Structure Inventory and Appraisal of the Nations Bridges" (U.S. Department of Transportation, 1995). The NBI is a database that since 1992 has annually recorded more than 617,000 bridges across the United States and provides information about construction materials, geometry, location, design loads, connecting roadway information, average daily traffic, among others. In addition, the NBI establish a Condition Rating (CR) used to describe the existing, in-place bridge as compared to the as-built condition. These condition ratings describe the condition of the Deck, Superstructure and Substructure according to visual criteria such as cracking, deterioration, damage, sections loss, malfunction, among others. As a result of these inspections, the load-carrying capacity is not

considered in the criteria (U.S. Department of Transportation, 1995). Table 1 shows the CR scale, ranging from 9 associated with a new structure to 0, which corresponds to the total loss of the structure.

Due to the differences in degradation related to roadway characteristics evidenced by Rincon et al. (2022), and the differences due to the intrinsic characteristics of the structures evidenced by Moscoso et al. (2022), the present study analyzed bridges in the state of Indiana (U.S.) that have an average daily traffic of more than 10,000 vehicles, built in prestressed concrete and of beam-slab, slab or box-beam type structures. The research considers CRs as states in Markov chain models. Thus, the CRs of 117 existing, reconstructed and destroyed bridges were considered, and the characteristics of Deck, Superstructure and Substructure were analyzed separately.

TABLE 1. Condition rating scale. Adapted from U.S. Department of Transportation, (1995)

Code	State	Description
9	Excellent	New condition, no noteworthy deficiencies
8	Very good	No repair needed
7	Good	Some minor problems, minor maintenance needed
6	Satisfactory	Some minor deterioration, major maintenance needed
5	Fair	Minor section loss, cracking, spalling or scouring for minor rehabilitation; minor rehabilitation needed
4	Poor	Advanced section loss, deterioration, spalling or scouring; major rehabilitation needed
3	Serious	Section loss, deterioration, spalling or scouring that have seriously affected the primary structural components
2	Critical	Advanced deterioration of primary structural elements for urgent rehabilitation; bridge may be closed until corrective action is taken
1	Imminent failure	Major deterioration or loss of section; bridge may be closed to traffic, but corrective action can put it back to light service
0	Failed	Out of service and beyond corrective action

IV. RESULTS AND DISCUSSION

The database of 117 existing, destroyed, and reconstructed bridges was used to establish the damage state transition probabilities. Equation 3 presents the transition probability matrix for substructure, where a bridge with substructure rating of 9 has a 68% probability of remaining in that state and a 32% probability of deteriorating to the next state.

$$P = \begin{bmatrix} 0.68 & 0.32 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.92 & 0.08 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.95 & 0.05 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.96 & 0.03 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.93 & 0.07 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.95 & 0.05 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.75 & 0.25 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.99 & 0.01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.84 & 0.16 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

The damage state transition probabilities matrix obtain from the Markov chain models was used to stablish the degradation of the 58 state's high traffic prestressed concrete bridges in currently in use in the state of Indiana. Figure 1 shows the degradation of the superstructure of one bridge with an initial CR of 9 can have over a 200-year lifespan. Without any maintenance, this bridge will start to show a poor condition where a major rehabilitation is needed from year 69 onwards.

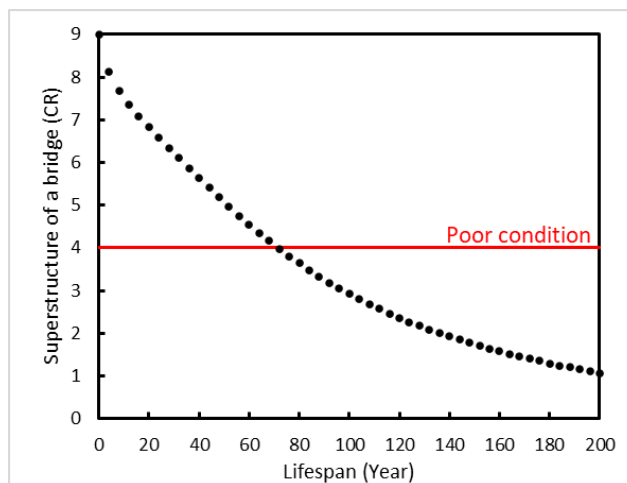


FIGURE 1. Degradation of the superstructure of a bridge with initial CR of 9

A. Maintenance optimization

The objective of the optimization is to minimize the maintenance intervention costs of the portfolio bridges, X , during a window of time. These costs are calculated as

$$\min_X \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I c_i^j x_i^j \tag{2}$$

where c_i^j is the cost of intervention to raise the condition rate one level for the element (i) of the bridge (j) and x_i^j is the number of condition rate levels increase for the element (i) in the bridge (j) to guarantee an acceptable level of service to the bridge under analysis. J is the total number of bridges, and I represent the elements of the bridge, in this case the deck, superstructure, and substructure. In order to give greater importance to the maintenance of bridges in worse condition c_i^j is penalized for the higher CR as, $c_i^j = c_i^j + 0.2c_i^j CR/CR_0$. Where CR_0 is the optimum CR value, i.e., 9 in this case.

Eq. (1) is subjected to four constraints; first, there is a maximum budget per element that must not be exceeded during the period analyzed, this maximum budget is calculated on the basis of the number of CR levels that element (i) is short of to reach CR_0 . Second, it is desired that at least 50% of the total annual budget must be invested. The third restriction is used to establish that the total maintenance actions should not exceed the total annual budget with the objective of avoiding years with large maintenance budgets and others without maintenance, which can bring consequences to the municipalities and users. Finally, the fourth restriction establishes that the CR of bridges must be higher than the acceptable level of service. In this case bridge elements should not be less than

4, thus guaranteeing that despite the need for major rehabilitation, the structure is still in a usable condition, does not represent a risk or seriously affect the road network.

The 2021 Infrastructure Report Card reports that the current maintenance budget in the United States is \$14.4 billion, which equates to approximately \$23,000 per bridge. The report specifies that with the annual maintenance budget, it would take until 2071 to make all the necessary repairs today (ASCE, 2021). The mentioned report states that with the annual budget, it would take 50 years to repair the current damage without considering future deterioration and suggests a minimum increase of 58% to the budget to improve the condition of the current bridges. In the preliminary analysis of this research, it became evident that under the assumptions imposed, a 100% increase in the budget would only be enough to prevent the deterioration of the bridges analyzed for 3 years.

Therefore, a budget per bridge was established at 3,715,116 €, assumed as three times the equal distribution of the current U.S. bridge maintenance budget from the 2021 Infrastructure Report Card projections, in the aim of having a budget that is capable of repairing future deterioration. On the other hand, consider CR definition in Table 1, maintenance activities are classified as a (i) proactive actions if the $CR \geq 7$, and (ii) reactive actions for lower CR values.

Maintenance activities cost are considered from the information available in the Bridge Inspection and Diagnosis Manual are taken into account (Japan International Cooperation Agency, 2017). It establishes a price list for the repair of the different components of a bridge depending on the health index (See Table 2) and establishes a linear relationship between the percentage of damage and the repair cost. The present study assumes a linear relationship between condition ratings and maintenance activities cost.

TABLE 2. Costs of repair of the different elements of a bridge. Adapted from Japan International Cooperation Agency (2017)

Deck	Cost	Unit
Pavement	4.4	€/m ²
Expansion Joint	71.5	€/m
Accessories	38.5	€/m
Approaches	68.2	€/m
Superstructure	Cost	Unit
Beams	267.3	€/m ²
Deck slab	319	€/m ²
Diaphragm	144.1	€/m ²
Substructure	Cost	Unit
Bearing	1459.7	€/m
Substructure	391.6	€/m ²

The adjusted prices of the Japan International Cooperation Agency (2017), contemplated a linear relationship between damage and maintenance, therefore the algorithm did not contemplate a difference between the maintenance of a structure with good condition (CR of 8) and another with poor condition (CR of 4). To give greater importance to the maintenance of bridges in worse condition, a difference of 20% was established, thus it is better to maintain a structure in worse condition than one in better condition. Therefore, the accuracy of the results depends on the

availability of costs for the case under study. Also, the consideration of non-linear functions to indicate the maintenance cost for each CR could improve the accuracy of the results if the cost per element required it.

Figure 2 shows the annual maintenance cost for the window analyzed and the number of bridges intervened for each year. From year 10 onwards, there is an annual increase in expenditure and the number of bridges intervened decreases. From year 12 onwards the number of bridges under poor condition in need of repair exceeds the available budget.

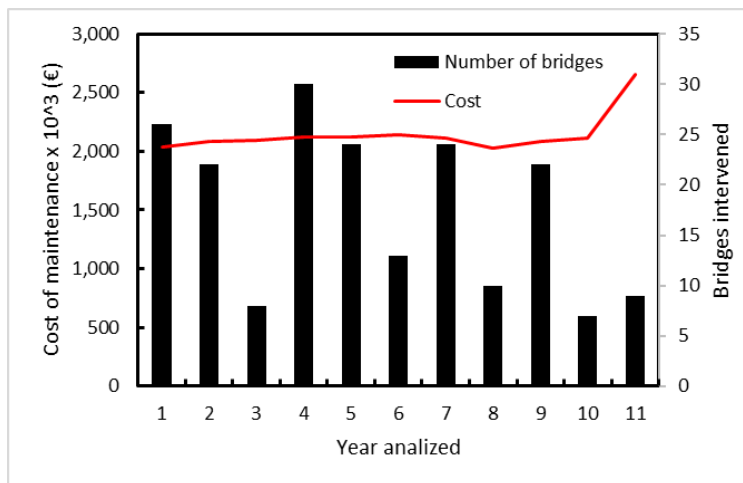


FIGURE 2. Bridges intervened and maintenance cost.

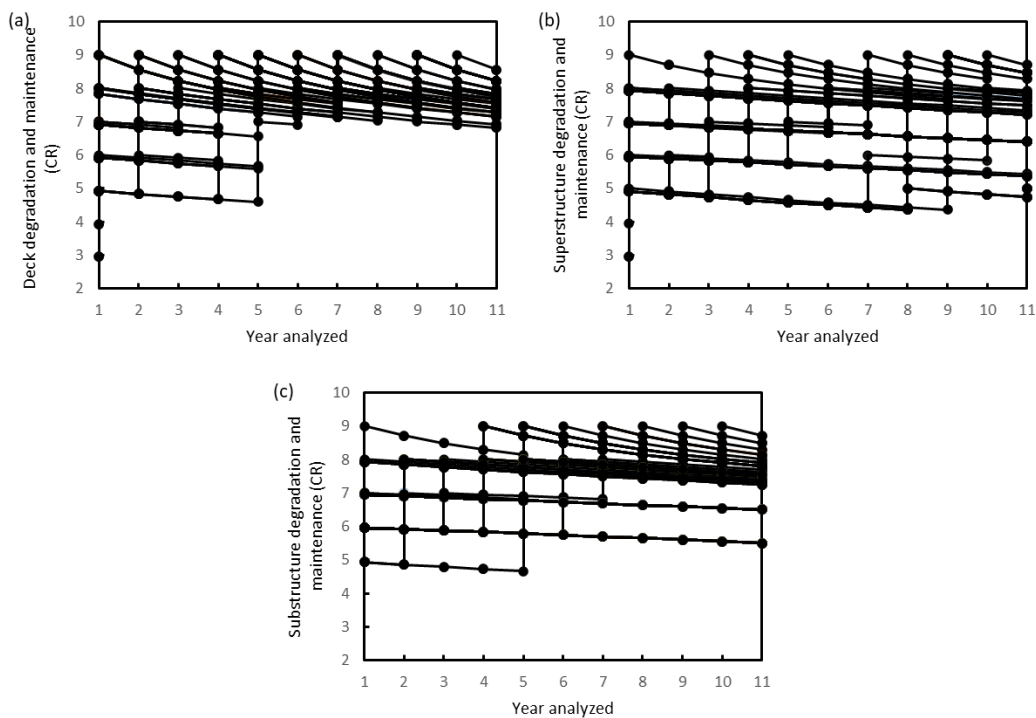


FIGURE 3. Degradation and maintenance of the elements of the bridges analyzed: (a) deck, (b) superstructure, and (c) substructure

Figure 3 depicts the CR when simulating degradation and maintenance of the 58 bridges analyzed for its three components deck, superstructure, and substructure. Since decks have the lowest maintenance costs (Table 2), the model tends to give them maintenance priority by maintaining an average degradation of 7.69 at the end of the 11 years analyzed. Meanwhile maintenance actions for the substructures are less regular, thus they present the worst CR average with 6.65. At the year 12, four bridges reach a poor state in the superstructure, and thus the system exceeds the annual budget consequently the algorithm cannot continue (See Figure 4).

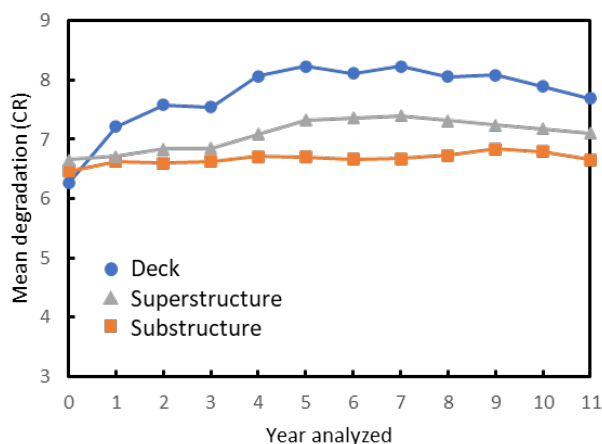


FIGURE 4. Mean degradation of bridge elements.

V. CONCLUSIONS

According to the 2021 Infrastructure Report Card, \$22.7 billion is needed to maintain the current state of bridges in the U.S., which equates to €1,951,424 per bridge per year (ASCE, 2021). However, the results showed that a budget of €3'715,116 per bridge per year is not enough to compensate for the expected degradation.

The assumption of maintenance cost reduction depending on the damage presents adequate results. However, a multi-objective optimization that considers bridges near poor conditions without the cost reduction may present a better solution. Other factors such as the connectivity and road importance may help in the design of better maintenance strategies. That aspect will be addressed in future works.

The optimization model showed that from year 12 onwards, the elements that reach a poor condition exceed the annual maintenance budget. However, the results are very sensitive to maintenance costs, which can vary depending on the area and the maintenance required.

ACKNOWLEDGEMENTS

This work is financed by national funds through FCT - Foundation for Science and Technology, under grant agreement 2021.05862.BD attributed to the first author.

This work is financed by national funds through FCT, Foundation for Science and Technology, under grant agreement 2020.05755.BD attributed to the second author.

This work was partly financed by FCT / MCTES through national funds (PIDDAC) under the R&D Unit Institute for Sustainability and Innovation in Structural Engineering (ISISE), under reference UIDB / 04029/2020, and under the Associate Laboratory Advanced Production and Intelligent Systems ARISE under reference LA/P/0112/2020.

REFERENCES

Arango, E.L., Sousa, H.S. and Matos, J.C. (2021) 'Risk Assessment of Road Infrastructures as Key for Adaptability Measures Selection', in, pp. 673–687. Available at: https://doi.org/10.1007/978-3-030-73616-3_52.

ASCE Committee on America's Infrastructure (2021) '2021 Infrastructure Report Card', *American Society of Civil Engineers*, pp. 72–79.

Ghodoosi, F. *et al.* (2018) 'Maintenance Cost Optimization for Bridge Structures Using System Reliability Analysis and Genetic Algorithms', *Journal of Construction Engineering and Management*, 144(2). Available at: [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)CO.1943-7862.0001435](https://doi.org/10.1061/(ASCE)CO.1943-7862.0001435).

Japan International Cooperation Agency (2017) 'Bridge Inspection and Diagnosis Manual', (October).

Kaveh, A. (2017) *Applications of Metaheuristic Optimization Algorithms in Civil Engineering*. Cham: Springer International Publishing. Available at: <https://doi.org/10.1007/978-3-319-48012-1>.

Li, L., Sun, L. and Ning, G. (2014) 'Deterioration prediction of urban bridges on network level using Markov-chain model', *Mathematical Problems in Engineering*. Available at: <https://doi.org/10.1155/2014/728107>.

Liu, C., Hammad, A. and Itoh, Y. (1997) 'Multiobjective Optimization of Bridge Deck Rehabilitation Using a Genetic Algorithm', *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, 12(6), pp. 431–443. Available at: <https://doi.org/10.1111/0885-9507.00075>.

Moscoso, Y.F.M. *et al.* (2022) 'Bridge deterioration models for different superstructure types using Markov chains and two-step cluster analysis', *Structure and Infrastructure Engineering*, pp. 1–11. Available at: <https://doi.org/10.1080/15732479.2022.2119583>.

Rincon, L.F. *et al.* (2022) 'Stochastic degradation model analysis for prestressed concrete bridges', in *IABSE symposium Prague*. Prague.

U.S. Department of Transportation (1995) *Recording and Coding Guide for the Structure Inventory and Appraisal of the Nation's Bridges*, *Federal Highway Administration Report*. Estados Unidos. Available at: <https://doi.org/FHWA-PD-96-001>.

Yi Jiang (2010) 'Application and comparison of Regression and Markov chain Methods in Bridge Condition Prediction and System Benefit Optimization', *Journal of the Transportation Research Forum.*, 49(2), p. 210.

Time series analysis for database completion and forecast of sensors measurements: application to concrete structures.

Luis Rincon^{1,2}, Bassel Habeeb³, Emilio Bastidas-Arteaga², Elsa Eustáquio⁴, Ameer Hamami², João Marcelino⁴, Luís Oliveira Santos⁴, Jose C. Matos¹, Yina F. Muñoz¹

¹ Universidade do Minho, ISE, ARISE, Department of Civil Engineering, Guimarães, Portugal, id9635@alunos.uminho.pt

² Laboratory of Engineering Sciences for Environment UMR CNRS 7356, La Rochelle University, France, luis.rincon_prada@univ-lr.fr

³ Institute for Research in Civil and Mechanical Engineering UMR CNRS 6183, University of Nantes

⁴ Laboratório Nacional de Engenharia Civil, Lisboa, Portugal

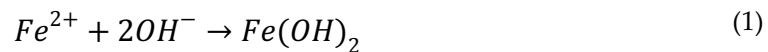
ABSTRACT Despite the high durability level associated with reinforced concrete bridges, they are nonetheless susceptible to natural hazards and extreme events can impair their performance and serviceability throughout their lifespan. For that reason, maintenance, rehabilitation, and repair actions on existing structures are projected to rise and currently account for about 50% of the construction sector spending in most developed nations. To establish long-term maintenance schedules, it is vital to know the state of a structure and its degradation over time. Therefore, the monitoring of structures has become a necessary task to guarantee their use throughout their lifespan. Maintenance and inspection schemes depend on these systems that periodically or continuously collect information using chemical, optical, sound sensors, among others. However, the reliability of these sensors depends on environmental factors, durability, and even power outages. When any of these factors affect the sensors, their acquisition of information can be interrupted temporarily or permanently. This paper focuses on the completion of this missing data. The study uses one year of data from sensors monitoring a reinforced concrete structure that suffered interruptions in the acquisition processes. To reduce possible uncertainties that affect the analysis of the degradation of the materials and the reliability of the structures, the database of concrete electrical resistivity and concrete temperature of the sensors were analyzed, and time-series analysis method, artificial neural network models and generalized linear and non-linear models were used specifically to fill in the missing database values and perform predictions. Finally, the results are discussed, and recommendations are established for the application of this methodology for the analysis of the sensors used.

Keywords Autoregressive integrated moving average models, Structural health monitoring, Sensors, Artificial neural network models, Generalized linear models.

I. INTRODUCTION

The long-term durability and safety of a structure depend on the conditions to which it is exposed, such as extreme events, unpredicted load and natural hazards. According to global statistics on bridge collapses, natural hazards are the primary reason for failure. The French government

recently disclosed that out of the 12,000 maintained bridges, 840 are at risk of collapse following the incident of the Genoa motorway bridge collapse, a problem that is widespread throughout Europe as well (Willsher, Tondo and Henley, 2018). These conditions must be considered during the design, construction, and maintenance phases. Corrosion is one of the primary issues faced by concrete structures in coastal or estuary areas, where the presence of chloride ions, as well as carbon dioxide, can penetrate concrete and compromise the structural integrity of the bridge reducing its service life. For the contamination with chlorides, the corrosion process occurs primarily through the reaction described in Equation 1. Corrosion begins when the concentration of chlorides in the corrosion cell reaches a threshold value, destroying the protective passive film, and causing the ferrous ions to react with hydroxyl ions present in concrete. This reaction results in the production of a white precipitate of ferrous hydroxide which oxidizes to the more familiar forms of brown-toned oxides (Bastidas-Arteaga, 2009).



In natural exposure, the corrosion of reinforcing steel can be highly variable due to uncertainties in concrete properties, environmental conditions, and other factors (Marsh and Frangopol, 2008).

In recent years, there has been a growing interest in the use of sensors in concrete structures to monitor their condition and detect early corrosion (Llorens, Serrano and Valcuende, 2019; Shevtsov *et al.*, 2022). Sensors provide real-time information about the condition of the structure, which can be crucial for making informed decisions about maintenance and repair. Concrete resistivity sensors proved to be durable for long-term monitoring and are particularly important in coastal areas where exposure to saltwater can accelerate the corrosion process, making regular monitoring of concrete resistivity a crucial part of structural maintenance (Figueira, 2017). Concrete resistivity is a critical parameter in the durability of reinforced concrete structures, as it measures the electrical resistance of concrete, which is a key indicator of the presence of chloride ions that can lead to corrosion initiation of the steel reinforcement within the structure (Azarsa and Gupta, 2017). Early signs of corrosion can be detected, and appropriate measures can be taken to prevent further damage, which can greatly extend the life of the structure.

Several intrinsic and external factors may affect the electrical resistivity of the concrete (Azarsa and Gupta, 2017). Temperature is one of the key influence factors influencing concrete resistivity, as the temperature of concrete increases, its electrical resistivity decreases (Presuel and Liu, 2012). Mainly, the increase in temperature causes a growth in the mobility of ions within the pore solution of the concrete, which in turn leads to an increase in the electrical conductivity of concrete, generally expressed as an inverse linear relation to electrical resistivity (Pereira *et al.*, 2009; Presuel and Liu, 2012). Therefore, when using sensors to measure the electrical resistivity of concrete, it is common to install temperature sensors to account for these variations in the data analysis (Azarsa and Gupta, 2017).

One of the challenges associated with long-term structural health monitoring using electrical resistivity sensors is the possibility of discontinuous measurements and missing data. This can occur when the sensor is unable to make continuous measurements due to various factors, such as power outages, sensor malfunctions, or data transmission issues. For the data analysis, it is crucial

to carefully consider the data collection process and ensure that the sensor is functioning properly to minimize the occurrence of discontinuous measurements and missing data. However, even when the sensor is functioning properly, there may be instances where certain data points are missing due to signal noise or other factors. The presence of discontinuous measurements and missing data can significantly affect the accuracy of the data collected, making it difficult to obtain a complete picture of the phenomena. To address this issue, researchers have developed various statistical forecasting methods that can be used to estimate missing data points based on the available information (Habeeb *et al.*, 2021). Despite the accuracy of these, data imputation methods are highly dependent on the quality and quantity of the available data (Habeeb *et al.*, 2021).

This article presents a study on the use of statistical forecasting methods in monitoring systems for concrete structures near coastal areas. Data from temperature and concrete electrical resistivity sensors from a concrete structure in Portugal are analyzed and statistical forecasting methods are implemented in the recovery of missing information. The results suggest that these methodologies can be useful tools to improve the quality of sensor data and increase the effectiveness of monitoring systems in the early detection of corrosion and other structural problems. The paper is structured as follows: Section 2 presents the methodology implemented. Section 3 presents the application's information. Section 4 describes the results and discussion of the procedure and the forecast. Finally, the conclusions of the research are presented.

II. METHODOLOGY

A. Times series forecasting model.

Time series forecasting models make future predictions based on the statistical information of historical data considering pattern recognition. This method uses several techniques to extract important statistics and characteristics from time series data, like the trend, seasonality, and irregular components. By quantifying the main features of data and random variation, time-series analysis has become a widely applicable approach (Habeeb *et al.*, 2021).

Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) models are among the most widely used statistical models for short-term time series analysis (Ho and Xie, 1998). These models have three fundamental characteristics: the autoregressive (AR) model, the moving average (MA) model and the integrated differencing (I) model. The autoregressive part of the model uses past values of the time series to predict future values and can be described as

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

where X_t is the state, c is a constant, φ_i is a parameter of the model, ε_t is a random white noise WN and σ_ε^2 is the variance of the random white noise.

The moving average (MA) component of the model uses the error of the previous prediction to improve the accuracy of the current prediction and can be described as

$$X_t = \omega + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

where θ is a parameter of the model and ω , often equals to zero, is the expectation of X_t .

The ARIMA model is used to fit the historical dataset of the resistivity sensors, in which the parameters fitted by the model are used to represent the Box & Jenkins forecasting 95 % confidence intervals. In addition to capturing the historical patterns of the dataset (Box and Jenkins, 1990).

B. Artificial Neural Network models (ANN)

ANN is based on the understanding and imitation of the human brain, where each neuron processes the information separately and simultaneously (Ukrainczyk, Banjad and Ukrainczyk, 2004). ANN models have existed since 1943 (Landahl, McCulloch and Pitts, 1943), however, have become popular, as they overcome the deficiencies of mechanistic and statistical models in prediction and only be applied to certain research areas in civil engineering such as material simulation (Hegazy, Tully and Marzouk, 1998; O. Akande *et al.*, 2014), material deterioration (Huang, 2010; Chou, Ngo and Chong, 2017; Kim, Kim and Lee, 2020; Rincon *et al.*, 2022), among others.

C. Generalized Linear and Non-Linear Models

Generalized linear models (GLM) are a class of statistical models that allow modeling the relationship between a response variable and one or more predictor variables, using a link function and probability distribution appropriated for the type of data being modeled (Dunn, 2023). GLM has been widely used in the estimation of nonlinear models in statistics (Yang, Yu and Zhong, 2023). On the other hand, generalized nonlinear models (GNLM) are an extension of GLMs that allow modeling nonlinear relationships between response and predictor variables through nonlinear link functions, a useful factor when the relationship between variables is suspected to be nonlinear, or when the linear link function is not adequate to model the relationship between variables (De Marco *et al.*, 2013). The present research used GLM and GNLM to forecast the missing data of concrete temperature considering a normal distribution of data given by the relationship between the concrete temperature and the concrete resistivity sensor.

III. APPLICATION DESCRIPTION

A. The test bed

Concrete electrical resistivity and temperature data were collected from a reinforced concrete bridge located in Portugal. The data were measured between July 2015 and August 2016, with a daily periodicity.

B. Sensors

Concrete electrical resistivity was measured using a two-graphite electrode resistivity sensor that consisted of measuring the electrical resistance of concrete through the insertion of two graphite electrodes (height=10mm and diameter=8 mm) with a set spacing (50 mm). Its installation was done by removing a concrete core and installing the electrodes in two 81 mm holes followed by sealing the core. Electric contacts from the electrodes were protected using a two components epoxy resin.

The temperature was measured using RTD platinum temperature sensors installed in the same core of the two graphite electrode resistivity sensors (Bruno *et al.*, 2021). Data acquisition was performed with a Datataker DT80 Universal Input Data Logger.

C. Sensor's output

The two graphite electrode resistivity sensors took a daily measure of the concrete electrical resistivity of the bridge, measured in ohms as shown in Figure 1(left). Some data are missing due to problems with the data acquisition system or the power supply unit of the data acquisition system. The concrete temperature was measured in degrees Celsius using the same daily frequency.

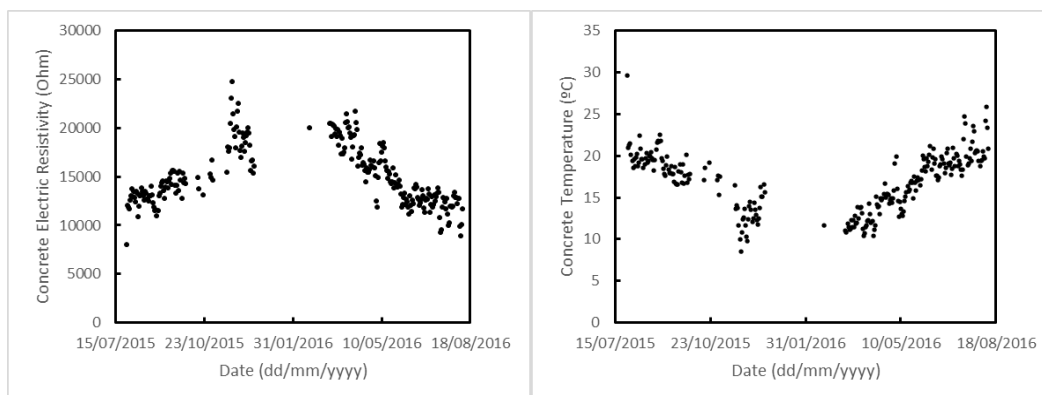


FIGURE 1. (left) Concrete electric resistivity and (right) Concrete temperature of the bridge analyzed.

IV. RESULTS AND DISCUSSION

A. Data filling for concrete resistivity

Figure 2 shows the period analyzed from September 2015 to March 2016, which contemplates the loss of data at seven points in time, the size days of these missing data vary between 1 to 61 days as seen in Table 1. In these seven gaps, no daily temperature or resistivity values were recorded. An additional gap is created to compare the forecast with measured data (Table 2). Figure 2 (Left) shows the localization in time of the missing data in orange and the artificial gap created in blue.

TABLE 1. Information on the missing data

Initial date	Ending date	Gap size
27/09/2015	28/09/2015	1
03/10/2015	16/10/2015	13
18/10/2015	22/10/2015	4
23/10/2015	30/10/2015	7
03/11/2015	18/11/2015	15
20/12/2015	19/02/2016	61
20/02/2016	13/03/2016	22

TABLE 2. Information on the artificial gap created.

Initial date	Ending date	Gap size
30/06/2016	22/07/2016	22

For the data-filling process, we first used the ARIMA method to establish a fitting model that will be used by the ANN model to make the forecasting. Figure 2(Right) shows in detail the prediction results for the second gap contemplated between October 3 and 16, 2015. It also shows the lower and upper limits of the Box Jenkins method that establishes with a reliability of 95% the area where the missing data may be located. With this information and the ARIMA model, the gap data are trained and predicted using ANN.

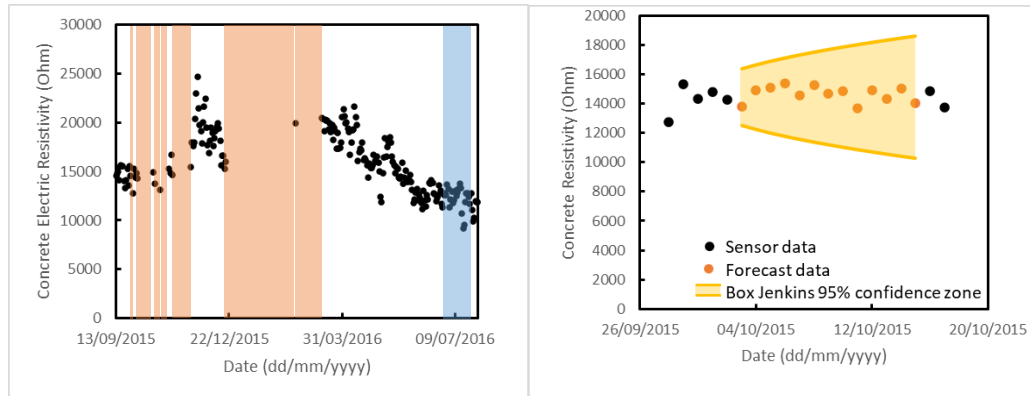


FIGURE 2. (Left) Localization of the missing data (orange) and an artificial gap for analysis purposes (blue), and (Right) concrete resistivity forecasting from 3 to 16 October 2015.

Table 3 presents the main error metrics of the predicted values for the different gaps using the above methodology. The results suggest that in general, the model may be providing fairly accurate predictions according to the fitting ARIMA model except for the first gap which predicts the concrete resistivity of a single day and the RMSE-MAE value suggest that the prediction may not be accurate.

TABLE 3. Errors indicators for the forecast data of concrete resistivity.

Model	ME	RMSE-MAE	MAPE (%)
Gap 1	0.21	5.01	1.29
Gap 2	-0.02	0.09	0.11
Gap 3	0.00	0.45	0.15
Gap 4	-0.04	0.05	0.08
Gap 5	-0.01	0.07	0.08
Gap 6	0.00	0.13	0.05
Gap 7	0.01	0.07	0.06
Artificial gap	0.03	0.17	0.06

B. Data filling for temperature

For the forecast of the temperature values, the correlation between temperature and resistivity was analyzed, as shown in Figure 3, where an inversely proportional relationship between the analyzed variables can be observed.

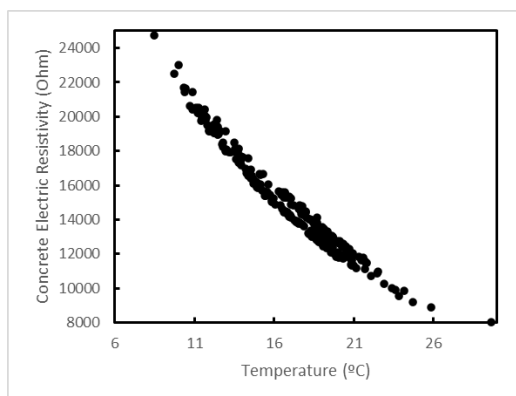


FIGURE 3. Relation between concrete resistivity and temperature sensors.

From this relationship, generalized linear and nonlinear models were used to predict temperature values. Normal distributions were considered and a potential model for GNLM was established. Figure 4 presents the results for the GLM and GNLM models, where a good fit with the existing data is observed, but the change from descending to ascending trend found in the winter solstice zone presents a small trend of temperature increase that could be corrected if the predictive models had enough data to consider the seasonality.

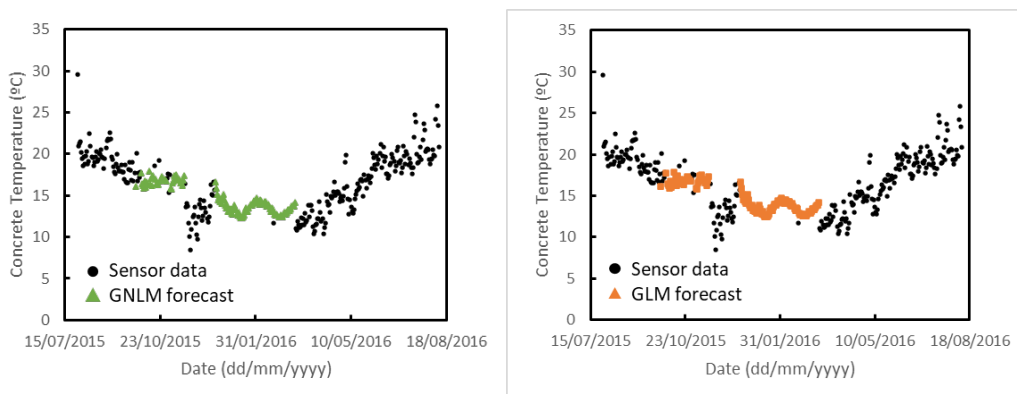


FIGURE 4. Temperature forecast of GLM and GNLM

C. Accuracy of predictive models

An analysis was performed to verify the correlation of the data with the predictions. For this, an artificial gap of 23 days was established between June 30 and July 22, 2016. Figure 5 shows the resistivity measured by the sensor and that forecasted using ANN, and the temperature predictions measured by the sensor and the forecast using the GLM and GNLM models. Both figures show an adequate approximation. The main error indicators were calculated, such as mean error (ME), square root of the average of the square errors (RMSE), mean absolute error (MAE), mean absolute percentage error (MAPE) and R^2 for the virtual gap analyzed (See Table 4). The results indicate that the two models used have a small deviation from the true values according to MAPE and present decent estimates according to R^2 . However, the combination of high RMSE-MAE and relatively low MAPE suggests that the model may need further improvement.

TABLE 4. Errors indicators for the forecast data of temperature.

Model	ME	RMSE-MAE	MAPE (%)	R^2 (%)
GLM	0.78	0.28	5.48	67.5
GNLM	0.74	0.27	5.36	67.5

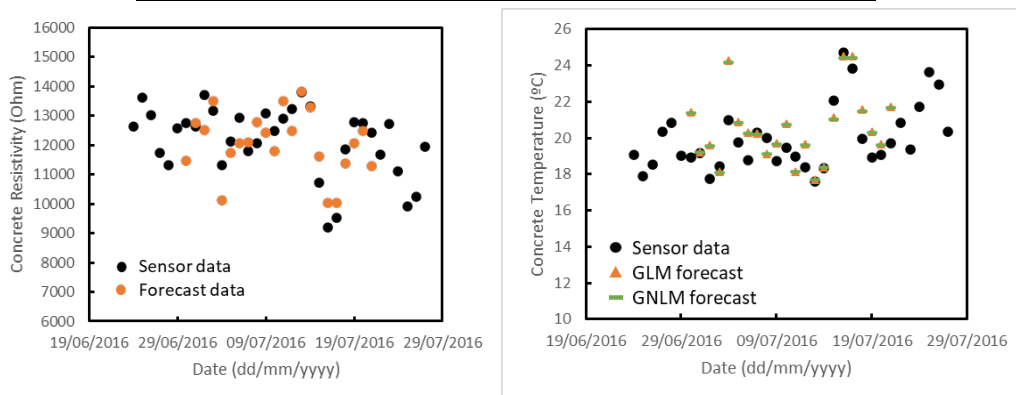


FIGURE 5. (Left) Resistivity and (right) temperature forecast for the artificial gap.

CONCLUSIONS

The time series prediction using the ARIMA method and the ANN proposes a suitable solution to the problem of missing data from structural health monitoring systems. The ARIMA model provides R^2 value of 65.9% which gives an acceptable value for the forecasting performed.

The proposed GNLM provides R^2 value of 67.5%, accuracy in forecasting, similar to GLM with an R^2 of 67.5%. The amount of data that the models can forecast with an acceptable error was not analyzed in this article. These models fit adequately due to the clear relationship between temperature and resistivity, which allows for filling the missing temperature gaps.

However, it is important to note that the main function of the resistivity sensor is to indicate the presence of chloride ingress in the concrete. During this period the relationship between resistivity and temperature remained constant. However, this relationship can vary with the chloride ions concentration, making the forecast of temperature from concrete resistivity a less accurate procedure if the reduction in electrical resistance with increasing chlorides is not considered. Further work in this area will focus on considering this non-linear relationship as well as integrating information from other sensors or environmental measurements to improve the completion algorithms.

Much of the missing data for the problem analyzed is located around the winter solstice, which can be one of the days with the lowest temperatures, but this is not reflected in the prediction. Therefore, a model that considers seasonality could give better results in the maximum and minimum temperature events.

ACKNOWLEDGES

This work is financed by national funds through FCT - Foundation for Science and Technology, under grant agreement 2021.05862.BD attributed to the first author.

This work was partly financed by FCT / MCTES through national funds (PIDDAC) under the R&D Unit Institute for Sustainability and Innovation in Structural Engineering (ISISE), under reference UIDB / 04029/2020, and under the Associate Laboratory Advanced Production and Intelligent Systems ARISE under reference LA/P/0112/2020.

REFERENCES

- Azarsa, P. and Gupta, R. (2017) 'Electrical Resistivity of Concrete for Durability Evaluation: A Review', *Advances in Materials Science and Engineering*, 2017, pp. 1–30. Available at: <https://doi.org/10.1155/2017/8453095>.
- Bastidas-Arteaga, E. (2009) *Probabilistic service life modeling of RC structures subjected to the combined effect of chloride-induced corrosion and cyclic loading*. Universidad de los Andes. Available at: <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01065817>.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G. (1990) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. USA: Holden-Day, Inc.
- Bruno, S. et al. (2021) 'Technical Proposal for Monitoring Thermal and Mechanical Stresses of a Runway Pavement', *Sensors*, 21(20), p. 6797. Available at: <https://doi.org/10.3390/s21206797>.
- Chou, J.-S., Ngo, N.-T. and Chong, W.K. (2017) 'The use of artificial intelligence combiners for modeling steel pitting risk and corrosion rate', *Engineering Applications of Artificial Intelligence*, 65(August), pp. 471–483. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.engappai.2016.09.008>.
- Dunn, P.K. (2023) 'Generalized linear models', in *International Encyclopedia of Education (Fourth Edition)*. Elsevier, pp. 583–589. Available at: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-818630-5.10077-6>.
- Figueira, R. (2017) 'Electrochemical Sensors for Monitoring the Corrosion Conditions of Reinforced Concrete Structures: A Review', *Applied Sciences*, 7(11), p. 1157. Available at: <https://doi.org/10.3390/app7111157>.
- Habeeb, B. et al. (2021) 'Stochastic Carbon Dioxide Forecasting Model for Concrete Durability Applications', in *18th International Probabilistic Workshop, Lecture Notes in Civil Engineering 153*, pp. 753–765. Available at: https://doi.org/10.1007/978-3-030-73616-3_58.
- Hegazy, T., Tully, S. and Marzouk, H. (1998) 'A neural network approach for predicting the structural behavior of concrete slabs', *Canadian Journal of Civil Engineering*, 25(4), pp. 668–677. Available at: <https://doi.org/10.1139/cjce-25-4-668>.
- Ho, S.L. and Xie, M. (1998) 'The use of ARIMA models for reliability forecasting and analysis', *Computers & industrial engineering*, 35(1–2), pp. 213–216.
- Huang, Y.-H. (2010) 'Artificial Neural Network Model of Bridge Deterioration', *Journal of Performance of Constructed Facilities*, 24(6), pp. 597–602. Available at: [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)CF.1943-5509.0000124](https://doi.org/10.1061/(ASCE)CF.1943-5509.0000124).
- Kim, J.J., Kim, A.R. and Lee, S.W. (2020) 'Artificial neural network-based automated crack detection and analysis for the inspection of concrete structures', *Applied Sciences (Switzerland)*, 10(22), pp. 1–13. Available at: <https://doi.org/10.3390/app10228105>.

Landahl, H.D., McCulloch, W.S. and Pitts, W. (1943) 'A statistical consequence of the logical calculus of nervous nets', *The Bulletin of Mathematical Biophysics*, 5(4), pp. 135–137. Available at: <https://doi.org/10.1007/BF02478260>.

Llorens, M., Serrano, Á. and Valcuende, M. (2019) 'Sensores para la Determinación de la Durabilidad de Construcciones de Hormigón Armado.', *Revista ingeniería de construcción*, 34(1), pp. 81–98. Available at: <https://doi.org/10.4067/S0718-50732019000100081>.

De Marco, A. *et al.* (2013) 'Assessing ozone and nitrogen impact on net primary productivity with a Generalised non-Linear Model', *Environmental Pollution*, 172, pp. 250–263. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2012.08.015>.

Marsh, P.S. and Frangopol, D.M. (2008) 'Reinforced concrete bridge deck reliability model incorporating temporal and spatial variations of probabilistic corrosion rate sensor data', *Reliability Engineering & System Safety*, 93(3), pp. 394–409. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.ress.2006.12.011>.

O. Akande, K. *et al.* (2014) 'Performance Comparison of SVM and ANN in Predicting Compressive Strength of Concrete', *IOSR Journal of Computer Engineering*, 16(5), pp. 88–94. Available at: <https://doi.org/10.9790/0661-16518894>.

Pereira, E. *et al.* (2009) 'A Galvanic Sensor for Monitoring the Corrosion Condition of the Concrete Reinforcing Steel: Relationship Between the Galvanic and the Corrosion Currents', *Sensors*, 9(11), pp. 8391–8398. Available at: <https://doi.org/10.3390/s91108391>.

Presuel, F. and Liu, Y. (2012) 'Temperature Effect on Electrical Resistivity Measurement on Mature Saturated Concrete', in *NACE - International Corrosion Conference Series*.

Rincon, L.F. *et al.* (2022) 'Novel trends on the assessment and management of maritime infrastructures: Outcomes from GIIP project', in *Eighth World Conference on Structural Control and Monitoring (8WCSCM)*. Orlando, USA.

Shevtsov, D. *et al.* (2022) 'Progress in Sensors for Monitoring Reinforcement Corrosion in Reinforced Concrete Structures—A Review', *Sensors*, 22(9), p. 3421. Available at: <https://doi.org/10.3390/s22093421>.

Ukrainczyk, N., Banjad, I. and Ukrainczyk, V. (2004) 'Application of neural network in predicting damage of concrete structures caused by chlorides', in *International Symposium: Durability and Maintenance of Concrete Structures*, pp. 187–194.

Willsher, K., Tondo, L. and Henley, J. (2018) 'Bridges across Europe are in a dangerous state, warn experts'. Available at: <https://www.theguardian.com/world/2018/aug/16/bridges-across-europe-are-in-a-dangerous-state-warn-experts>.

Yang, Y., Yu, C. and Zhong, R.Y. (2023) 'Generalized linear model-based data analytic approach for construction equipment management', *Advanced Engineering Informatics*, 55, p. 101884. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.aei.2023.101884>.

Évaluation de la vulnérabilité sismique d'un réservoir surélevé en béton armé due à la corrosion induite par la pénétration des ions chlorure

Nassima Miloudi¹, Karima Bouzelha¹, Hocine Hammoum¹, Younes Aoues², Ouali Amiri³

¹Department of civil engineering, Mouloud Mammeri University, 15000 Tizi Ouzou, Algeria.

²INSA Rouen Normandie, Laboratoire de Mécanique de Normandie (LMN), Rouen, France.

³Université de Nantes, Polytech Nantes, GeM UMR-CNRS 6183, Saint-Nazaire, France. younes.aoues@insa-rouen.fr

RESUME

Pour assurer les conditions convenables de pression dans les réseaux de distribution d'eau potable, les réservoirs en béton armé sont souvent réalisés sur les sommets de collines ou des monticules. C'est la raison pour laquelle, ces structures sont soumises à des actions climatiques extrêmement agressives. En Algérie, la plupart de ces réservoirs ont été construits à partir des années 1970, et plusieurs dégradations dues à la corrosion de leurs armatures ont été observées. Par ailleurs, l'action sismique provoque la fissuration des éléments de structure en béton armé, ce qui accélère la pénétration des ions chlorure et donc la corrosion des armatures, ce qui affecte la durée de service et la sécurité de ces structures. Dans le cadre de cette recherche, nous présentons une analyse fiabiliste en fonction du temps d'un réservoir surélevé soumis à la corrosion par piqûres induite par la pénétration des ions chlorure et à l'action sismique. Pour l'estimation de l'étendue de la corrosion des armatures dans les environnements contaminés par les chlorures, le modèle de Liu and Weyers est adopté. La probabilité de défaillance de l'ouvrage est évaluée à l'aide des simulations de Monte Carlo. Les courbes de fragilité du réservoir en fonction du temps sont réalisées pour plusieurs accélérations sismiques, et pour différents taux d'agressivité de la corrosion.

Mots-clés : réservoirs en béton armé, corrosion par piqûres, analyse fiabiliste, probabilité de défaillance, courbes de fragilité.

I. INTRODUCTION

Les réservoirs sont soumis à des conditions très rudes, à cause de leurs lieux d'implantation pouvant être des milieux atmosphériques d'agressivité extrême. Ces milieux environnants les exposent à un risque de corrosion nuisible. La corrosion induite par pénétration des ions chlorures est l'une des principales causes de la détérioration dans le temps des structures en béton armé (Nguyen, 2014). Cette corrosion par piqûres est localisée sur des petites surfaces et entraîne

une réduction substantielle de la section (Duprat, 2006) ; ce qui la rend dangereuse. Dans la durée de service d'une structure en béton armé, nous pouvons distinguer deux phases de dégradation par corrosion : une phase d'initiation de la corrosion et une autre de sa propagation. La durée de la phase d'initiation est déterminée par la vitesse de neutralisation du béton d'enrobage, ou la vitesse de pénétration des agents agressifs ; tels que les chlorures (Duprat, 2006). Lorsque la concentration en chlorures au niveau des barres d'aciers est suffisamment importante, la phase de propagation commence, puis l'acier se corrode, sa section diminue et peut causer la ruine de la structure (Stewart et al, 1998). Le diagramme de Tuuti résume les deux phases du mécanisme de corrosion (Duracrete, 2000). Pour prédire la durée de service des ouvrages, il est nécessaire d'évaluer la phase d'initiation (ou d'incubation) de la corrosion, qui définit le temps nécessaire pour que le premier lit des armatures soit dépassivé. La corrosion par pénétration des ions chlorures est initiée lorsque la concentration de chlorures atteint la concentration seuil provoquant la dépassivation des armatures (Aoues, 2008).

La prédiction du vieillissement des structures en béton soumises à la corrosion des armatures est une démarche complexe, non seulement parce que les phénomènes mécaniques et chimiques concernés sont complexes mais aussi en raison de leur caractère aléatoire (Duprat, 2006). Plusieurs types d'incertitudes affectent les propriétés physiques et chimiques des matériaux, ainsi que les paramètres environnementaux. La prise en compte de ces incertitudes dans l'analyse mécanique de ces structures est une condition indispensable pour l'évaluation de sa fiabilité. C'est avec cet objectif que les approches probabilistes sont développées depuis plusieurs décennies. Ces approches permettent, en effet d'étudier la fiabilité des composants du système et l'influence des incertitudes des paramètres de conception sur les performances mécaniques (Duncan, 2000).

C'est dans ce contexte que s'inscrit ce travail de recherche qui a pour objectif une analyse fiabiliste dépendant du temps d'un réservoir surélevé en béton, en tenant compte de la variabilité intrinsèque de la corrosion par pénétration des ions chlorures. Le modèle de Housner (Hammoum et al, 2016) qui permet de faire une analyse hydrodynamique est utilisé pour une analyse sismique (modale spectrale) du réservoir surélevé. Pour l'évolution du taux de corrosion par piqûres dans les aciers sous contraintes de traction pour une bande unitaire, nous utilisons le modèle de Liu et Weyers (1998). Le temps d'initiation est défini par la relation de Duracrete (2000). Une analyse fiabiliste basée sur les simulations de Monte Carlo est présentée, où plusieurs paramètres du modèle mécanique sont modélisés par des variables aléatoires. Une application pratique, aux différentes zones sismiques définies par le Règlement Parasismique Algérien (RPA, 2003) est présentée.

II. MODELE MECANIQUE DU RESERVOIR SURELEVE

Dans cette section, nous présentons l'approche déterministe utilisée pour le développement du modèle mécanique permettant l'évaluation des contraintes de traction à la base du support, sous les charges sismiques, tenant compte de la corrosion par piqûres. Les sollicitations sismiques sont déterminées par le modèle de Housner qui décompose l'action du liquide dans le réservoir de stockage en une action passive provoquant des actions d'impulsion et une action active provoquant des actions d'oscillation (Davidovici et Haddadi, 1982). La modélisation de

l'ensemble du réservoir est représentée par son équivalent mécanique et son modèle mathématique (Miloudi *etal.*,2021).

Le support en fût est soumis à un effort normal vertical N (représentant le poids de la cuve pleine ainsi que le poids de la tour du support) et à un moment de flexion M, dû aux forces sismiques horizontales. Le fût est donc sollicité en flexion composée (M, N). Il se développe, sur la fibre extrême du fût, des contraintes normales de traction qui sont évaluées par la relation (1) :

$$\sigma = \frac{N}{\Omega} - \frac{M}{I} v \quad (1)$$

Où $v(m)$ désigne la distance de la fibre la plus tendue du fût par rapport à un axe passant par le centre de gravité du réservoir.

$\Omega(m^2)$ est l'aire du support de forme annulaire.

$I (m^4)$ représente, le moment d'inertie du support, par rapport à un axe passant par le centre de gravité du réservoir.

L'effort de traction(N)développé sur une bande unitaire du support, entièrement tendue est donné à l'état limite de service, en fonction de la contrainte normale de traction appliquée (MPa), comme suit :

$$T_s = \sigma_s \cdot (e_s \cdot 1) \quad (2)$$

Où $e_s(m)$ et désignent respectivement l'épaisseur de la paroi de la tour du réservoir

La section d'armatures nécessaire(mm^2) correspondant à l'effort de traction est donnée par :

$$A_{nec} \geq \frac{T_s}{\sigma_{st}} \quad (3)$$

Le Fascicule 74 (1998) préconise de limiter la contrainte admissible des armatures tendues à $\overline{\sigma}_{st}(MPa)$, en considérant les fissurations comme très préjudiciables, soit :

$$\overline{\sigma}_{st} = 0.8 \min \left\{ \frac{2}{3} f_e ; \max \left(\frac{f_e}{2} ; 90 \sqrt{\eta f_{tj}} \right) \right\} \quad (4)$$

Où :

$f_e(MPa)$ désigne la limite élastique des aciers.

$f_{tj}(MPa)$ désigne la résistance caractéristique à la traction du béton à j jours (pour $j=28$ jours). Elle est calculée en fonction de la résistance à la compression du béton f_{c28} comme suit :

$$f_{t28} = 0.6 + (0.06 f_{c28}) \quad (5)$$

La section d'armatures longitudinales $A_s(t)$ (mm) à l'instant t , dans une bande unitaire du support, est calculée en fonction de la section résiduelle $A_r(t)$ (mm) d'une barre et du nombre de barres dans la bande (n_b) :

$$A_s(t) = n_b A_r(t) \quad (6)$$

La section résiduelle de la barre $A_r(t)$ est donnée par le modèle proposé par Duprat (2006) comme suit :

$$A_r(t) = \begin{cases} \frac{\pi d_0^2}{4} - A_1 - A_2 & \text{si } p(t) \leq \frac{d_0}{\sqrt{2}} \\ A_1 - A_2 & \text{si } \frac{d_0}{\sqrt{2}} < p(t) \leq d_0 \\ 0 & \text{si } p(t) > d_0 \end{cases} \quad (7)$$

Où $p(t)$ désigne la profondeur de la piqure, définie par Val et al. (1997), comme suit :

$$p(t) = 0.0116 \alpha \int_{t_{ini}}^t i_{corr} dt \quad (8)$$

Où i_{corr} désigne le taux de corrosion ($\mu A/cm^2$)

Concernant l'évaluation du temps d'initiation à la corrosion t_{ini} , le modèle physique utilisé est obtenu à partir de la deuxième loi de diffusion de Fick (Miloudi *et al.*, 2021). Il est exprimé comme suit :

$$t_{ini} = \left(\left(\frac{c^2}{4k_e k_t k_c D_0 (t_0)^n} \right) \left[\operatorname{erf}^{-1} \left(1 - \frac{C_{cr}}{C_s} \right) \right]^{-2} \right)^{\frac{1}{1-n}} \quad (9)$$

Les différents paramètres de calcul de t_{ini} sont définis dans le tableau 1.

TABLEAU 1. Paramètres utilisés pour le modèle probabiliste de corrosion

Variable	Désignation des paramètres	Unités	Distribution	Moyenne	COV	Références
d_0	Diamètre initiale de la barre	mm	Déterministe	16	-	Hammoum et al., 2016
n_b	Nombre de barre dans la bande unitaire	barres	Déterministe	14	-	Hammoum et al., 2016
C	Dosage en ciment	kg/m ³	Déterministe	400	-	Duracrate, 2000
T	Temperature	Kelvin	Déterministe	25+273	-	-
R_{be}	Résistivité du béton	Ohm	Normale	1500	0.15	Duracrate, 2000 Liu and weyers, 1998
D_0	Coefficient de diffusion	m ² /an	Normale	3.10^{-11}	0.2	Duracrate, 2000
C_s	Concentration des ions chlorures à la surface des aciers	kg/m ³	Log-normale		0.138	Duracrate, 2000
C_{cr}	Concentration seuil des ions chlorure	kg/m ³	Normale	0.48	0.3125	Duracrate, 2000
c	Enrobage du béton	mm	Normale	40	0.25	Hammoum et al., 2016
k_e	Facteur prenant en compte les caractéristiques de l'environnement	-	Gamma	0.676	0.17	Duracrate, 2000
k_t	Facteur du type de test	-	Normale	0.832	0.03	Duracrate, 2000
k_c	Facteur prenant compte le temps de cure (28 jours)	-	Bêta	0.8	0.12	Bastidas et al 2015
t_0	Temps pour lequel D_0 a été mesuré	-	Déterministe	28/365		Duracrate, 2000
n	Facteur de vieillissement	-	Bêta	0.65	0.11	Duracrate, 2000
α	Facteur de piqûre tenant compte de la corrosion non uniforme des barres	-	Normale	5.65	0.22	Duracrate, 2000

III. ANALYSE FIABILISTE DU RESERVOIR SURELEVE

L'intégration du modèle déterministe présenté précédemment dans un cadre probabiliste approprié est nécessaire pour effectuer des évaluations probabilistes des performances du réservoir. En théorie de la fiabilité des structures, la défaillance est définie avec la forme générale d'une fonction d'état limite G (Soltanian et al., 2018), comme suit :

$$G(X) = R(X) - S(X) \quad (10)$$

R représente la résistance du matériau, S et la sollicitation induite par le chargement. X est le vecteur des variables aléatoires. La zone de défaillance est définie par $G(X) \leq 0$. La zone de sûreté est définie par $G(X) > 0$.

Dans cette étude, la fonction d'état limite s'écrit en fonction de l'effort de traction résistant $T_R(X)$ et de l'effort de traction sollicitant $T_s(X)$, comme suit :

$$G(X) = T_R(X) - T_s(X) \quad (11)$$

Où, l'effort de traction résistant et l'effort de traction sollicitant sont respectivement définis par les équations (12) et (13) :

$$T_R(X) = A_r(X)\bar{\sigma}_{st} \quad (12)$$

$$T_s(X) = A_{nec}(X)\bar{\sigma}_{st} \quad (13)$$

Par conséquent, la fonction d'état limite peut s'écrire sous la forme :

$$G(X) = [A_r(X) - A_{nec}(X)]\bar{\sigma}_{st} \quad (14)$$

Le principe de base de la conception structurelle est que la fonction d'état limite soit supérieure à zéro ($G > 0$). L'objectif principal de cette conception est de s'assurer que le critère de performance est valable pendant toute la durée de service du réservoir. La probabilité de défaillance est exprimée par :

$$P_f = \text{Prob}(G(X) \leq 0) = \text{Prob}(R \leq S) \quad (15)$$

Le calcul de la probabilité de défaillance P_f est mené avec les simulations de Monte Carlo classique. Pour fixer le nombre de tirages, nous avons procédé à un test de convergence, où le nombre de 10^6 simulations a été retenu.

Concernant les variables incertaines intervenant dans le modèle de corrosion ainsi que leurs lois de distribution, celles-ci sont tirées de la littérature. Ainsi, les paramètres du modèle mécanique sont donnés dans le tableau 1. Pour la résistance à la compression du béton f_{c28} une analyse statistique sur des échantillons de données a été réalisée et différentes lois ont été ajustées. Pour la suite de l'étude, la loi Log-normale est adoptée en se basant sur le test d'adéquation de Kolmogorov-Smirnov.

IV. APPLICATION PRATIQUE

Nous considérons un réservoir de stockage d'eau de capacité 200 m^3 , posé sur un support en tour. Les caractéristiques géométriques du réservoir sont illustrées dans le tableau 2.

TABLEAU 2. Caractéristiques géométriques du réservoir (Hammoum et al., 2016)

Paramètres	Valeurs	unités
Diamètre intérieur de la cuve du réservoir	8,20	m
Hauteur d'eau moyenne dans la cuve H_e	4,95	m
Hauteur du support du réservoir (fût)	14,50	m
Diamètre intérieur de la tour (fût)	5,00	m
Diamètre extérieur de la tour (fût)	5,40	m
Epaisseur de la tour (fût)	0,20	m
Volume réel du réservoir	200,497	m^3

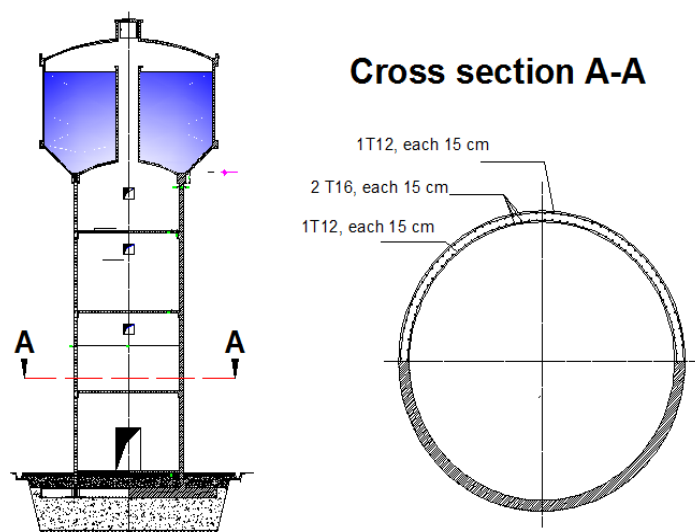


FIGURE 1. Le réservoir surélevé étudié avec le ferrailage du support

Pour étudier l'effet de la corrosion par piqûres sur la section des armatures, nous considérons que le réservoir est implanté dans une zone dite atmosphérique. Quatre environnements à différents taux d'agressivité, correspondant à différentes concentrations d'ions chlorures (C_s) sont considérés (tableau 3). Dans cette zone dite atmosphérique, le réservoir n'est pas exposé directement à l'eau de mer, mais les embruns transportés par le vent sont les principales sources de chlorures (Val et al, 1997).

TABLEAU 3. Valeurs moyennes des paramètres (C_s) en fonction de l'environnement (Weyers, 1993)

Environnement	Description	C_s (kg/m ³)
1	Environnement à faible agressivité	1.80
2	Environnement à agressivité modérée	3.50
3	Environnement à haute agressivité	5.30
4	Environnement à agressivité extrême	7.40

Par ailleurs, pour estimer l'influence de l'intensité sismique sur la durabilité du réservoir, quatre zones sismiques définies par le RPA2003 sont étudiées (tableau 4).

TABLEAU 4. Valeurs moyennes des coefficients de zone sismique (RPA, 2003)

Zone sismique	Description	Coefficient de zone(A)
I	Zone de faible sismicité	0.12
IIa	Zone de moyenne sismicité	0.20
IIb	Zone de forte sismicité	0.25
III	Zone de très forte sismicité	0.30

Pour évaluer l'influence de l'agressivité de l'environnement sur la probabilité de défaillance P_f de l'ouvrage, nous avons mené une analyse pour chaque milieu en considérant les différentes zones sismiques. Les résultats de la probabilité de défaillance en fonction du temps, sont consignés dans les figures (2à 5). Nous constatons que les courbes suivent la même allure avec le temps, la probabilité de défaillance augmente avec l'agressivité du milieu et l'intensité de l'action sismique. Cette évolution est plus prononcée durant les cinq premières années avant de suivre une évolution modérée ; ce phénomène est d'autant plus visible dans le milieu d'agressivité extrême ; ceci peut être expliqué par l'augmentation des concentrations de chlorures qui implique des vitesses de corrosion plus élevées ainsi qu'une propagation plus rapide des ions chlorures. Le Tableau 5 donne les probabilités admissibles respectivement pour une durée de référence de service d'un an et pour une durée de référence de service de 50 ans. Ces probabilités seuils sont recommandées par la norme de l'Eurocode (NF EN 1990) pour les états limites de service (ELS) des structures Génie Civil.

Les figures 2 à 5 montrent qu'à l'instant $t = 0$, quel que soit l'agressivité du milieu et la zone sismique d'implantation de l'ouvrage, la probabilité de défaillance admissible pour une durée de référence d'un an ($P_f^{adm,1}$) n'est pas atteinte. La figure 2 montre que pour le milieu d'agressivité faible, la probabilité de défaillance admissible pour une durée de référence de 50 ans ($P_f^{adm,50}$), n'est pas dépassée pour toutes les zones sismiques. Toutefois, pour un environnement d'agressivité modérée, le seuil est atteint en zone III de forte sismicité. Pour un environnement de forte agressivité, le seuil est atteint pour les zones IIa, IIb et III. Cependant pour le milieu d'extrême agressivité, la probabilité de défaillance dépasse la probabilité admissible quel que soit la zone sismique.

L'évolution de P_f semble cohérente car, à mesure que l'agressivité augmente, le phénomène de corrosion accélère la perte de section des barres conduisant à la perte de résistance. Cela induit à une fragilité à l'action sismique, c'est ce qui est mis en évidence dans la figure 5, où la probabilité de défaillance admissible est largement atteinte avant l'âge de 50 ans pour les zones IIa, IIb et III. Ces résultats montrent la nécessité de la prise en compte de l'incertitude des paramètres du modèle mécanique lors de la vérification de la durée fonctionnelle des réservoirs surélevés en béton armé.

TABLEAU 5. Indice de fiabilité β et P_f admissible correspondant (Eurocode NF EN 1990)

Etat limite	Indice de fiabilité			
	1 an		50 ans	
	β	$P_f^{adm,1}$	β	$P_f^{adm,50}$
Aptitude au service	2.9	0.0019	1.5	0.0668

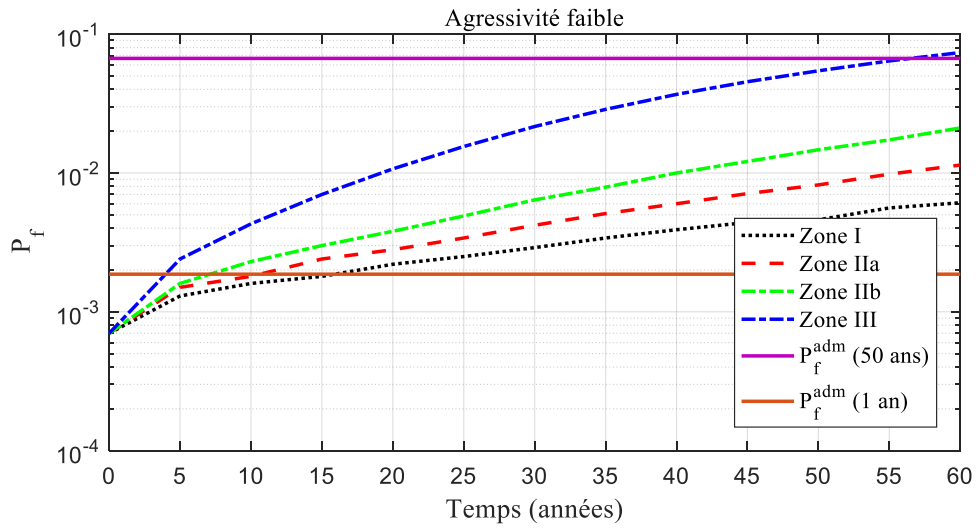


FIGURE 2. La probabilité de défaillance en fonction du temps, pour un environnement de faible agressivité

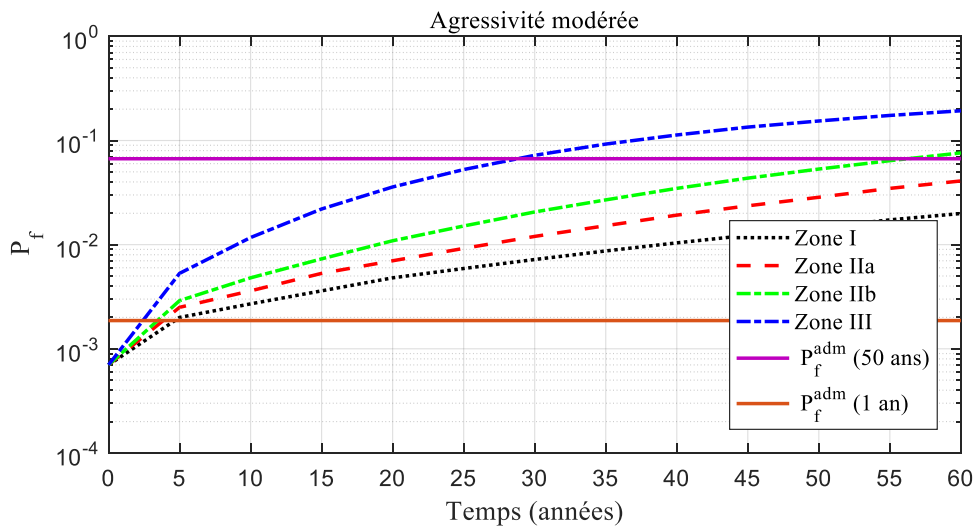


FIGURE 3. La probabilité de défaillance en fonction du temps, pour un environnement d'agressivité modérée

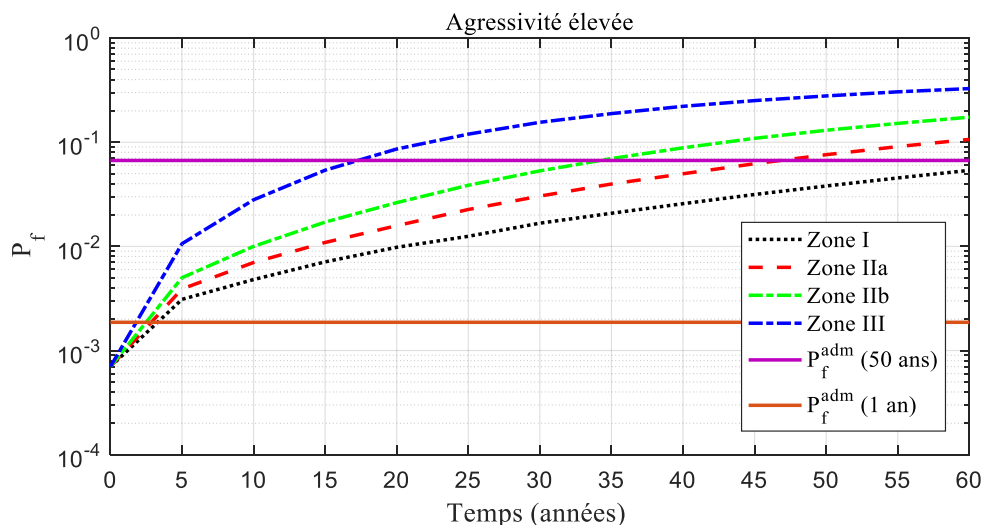
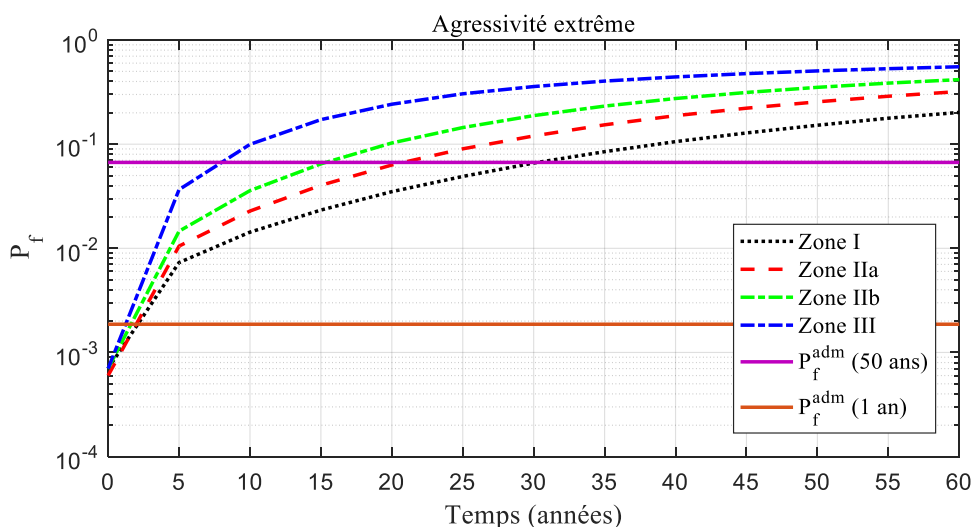


FIGURE4. La probabilité de défaillance en fonction du temps, pour un environnement d’agressivité élevée



FIGURES5. La probabilité de défaillance en fonction du temps, pour un environnement d’extrême agressivité

Pour mettre en évidence l’influence de l’accélération sismique sur la probabilité de défaillance, la figure 6 présente une courbe de fragilité pour les différents environnements d’agressivité de corrosion. Nous constatons que la probabilité de défaillance augmente avec l’intensité de l’accélération sismique (dépendant de la zone sismique) pour un même environnement, cette augmentation est plus prononcée pour un environnement d’extrême agressivité. En effet, pour une même zone sismique, la probabilité de défaillance augmente avec l’agressivité de la corrosion du milieu environnant.

Nous constatons que le réservoir placé dans un environnement d'agressivité extrême, la probabilité de défaillance est toujours supérieure à la probabilité admissible pour une durée de référence de 50 ans ($P_f^{adm,50}$) quel que soit la zone sismique considérée.

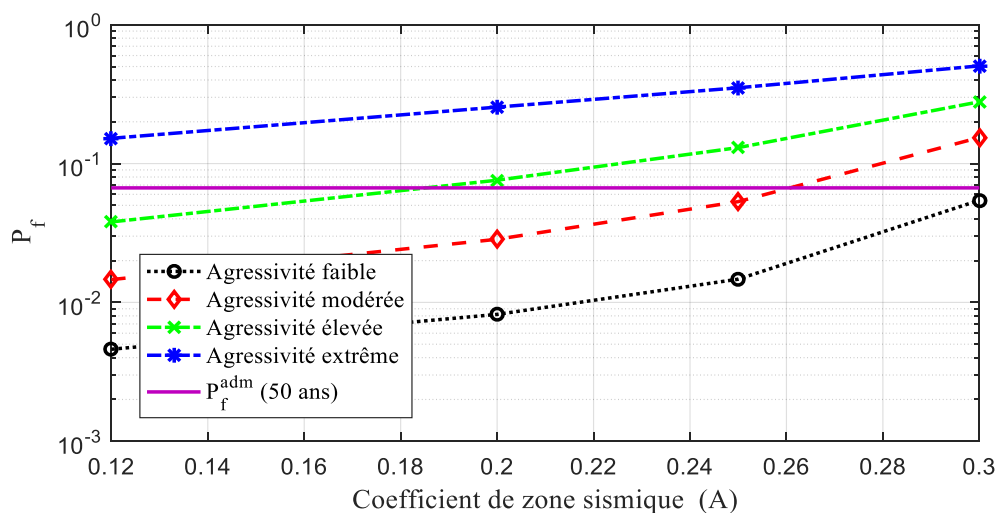


FIGURE 6. Courbe de fragilité à l'âge de 50ans

V. CONCLUSION

Les résultats de cette étude permettent de conclure que l'estimation de la probabilité de défaillance en considérant les paramètres aléatoires du modèle mécanique et le modèle de corrosion, permet de mieux analyser l'évolution de la fiabilité en tenant compte de la corrosion des aciers. Nous déduisons que la fiabilité est une approche importante dans la conception, la maintenance et l'évaluation de la vulnérabilité des structures hydrauliques. A travers notre étude, nous avons montré que l'évolution de la corrosion par piqûres des aciers est affectée par l'agressivité du milieu et aggravée par l'intensité de la zone sismique. Le modèle mécanique mis au point couplé avec le modèle de corrosion et le modèle fiabiliste permettent de prédire la durée de service d'un réservoir vis-à-vis de la pathologie de corrosion des aciers en zone sismique, à travers l'évaluation des probabilités de défaillance.

Les méthodes déterministes, telles que décrites par les règlements, destinés aux ingénieurs sont nécessaires et bien élaborées. Cependant, elles restent de nos jours insuffisantes. De ce fait, il est recommandé d'intégrer les critères environnementaux dans les codes de conception comme sources d'incertitude et d'agression dans la définition des classes d'exposition des ouvrages avec leurs variabilités, afin de concevoir des ouvrages plus durables dans les environnements agressifs.

REFERENCES

P.T. Nguyen, E. Bastidas-Arteaga, O. Amiri & C.P. El Soueidy. (2017). An Efficient Chloride Ingress Model for Long-Term Lifetime Assessment of Reinforced Concrete Structures Under Realistic Climate and Exposure Conditions. *International Journal of Concrete Structures and Materials*.11: 185. <https://doi.org/10.1007/s40069-017-0185-8>.

F. Duprat. (2006). Reliability of RC beams under chloride-ingress. *Construction and Building Materials*. 49(4), 1605-1616. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2006.08.002>.

M.G. Stewart & D.V. Rosowsky. (1998). Time-dependent reliability of deteriorating reinforced concrete bridge decks. *Structural Safety*, 20, 91-109. [https://doi.org/10.1016/S0167-4730\(97\)00021-0](https://doi.org/10.1016/S0167-4730(97)00021-0).

Duracrete. (2000). Statistical quantification of the variables in the limit state functions. contract BRPRCT95-0132, Project BE95-1347 n° Report No BE95-1347/R7, The European union, BriteEuRam III.

Y. Aoues. (2008). Optimisation fiabiliste de la conception et de la maintenance des structures. Thèse de Doctorat, Université Blaise Pascal-Clermont II, France.

J.M. Duncan. (2000). Factors of safety and reliability in geotechnical engineering. *J Geotech GeoenvironEng*, 126(4), 307–316. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1090-0241\(2000\)126:4\(307\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1090-0241(2000)126:4(307)).

H. Hammoum, K. Bouzelha& N.E. Hannachi. (2016). Étude au séisme d'un réservoir surélévée en béton armé. *Annales du BTP*, N° 2, Editions ESKA, Paris.

Y. Liu & R.E. Weyers. (1998). Modeling the time to corrosion cracking in chloride contaminated reinforced concrete structures. *ACI Materials Journal*, 95(6), 675-680. <https://doi.org/10.14359/410>.

Règlement parasismique algérien. (1999 corrigés en 2003). Document technique réglementaire DTR BC 2 48, Centre National de Recherche Appliquée en Génie Parasismique, Ministre de l'Habitat.

N. Miloudi, K. Bouzelha, H. Hammoum, Y. Aoues & O. Amiri. (2021). Temporal analysis of the performance of an elevated concrete tank considering the corrosion of the steel reinforcement. *Frattura ed IntegritàStrutturale* ,56 (2021) 94-114. <https://doi.org/10.3221/IGF-ESIS.56.08>.

Fascicule 74 texte officiel (1998). Construction des réservoirs en béton-Cahier des clauses techniques générales. *Ministère de l'équipement des transports et du logement*. Paris, France.

D.V. Val & R.E. Melchers. (1997). Reliability of deteriorating RC slab bridges. *Journal of Structural Engineering (ASCE)*, 123(12), 1638 – 1644. [doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9445\(1997\)123:12\(1638\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9445(1997)123:12(1638)).

H. Soltanian, A. Firouzi&S. Mohammadzadeh. (2018). Time dependent reliability analysis of railway sleepers subjected to corrosion. *Structural Concrete*, 19, 1409–1418. <https://doi.org/10.1002/suco.201800112>.

Eurocodes structuraux. (2003). Bases de calcul des structures, norme européenne, ISSN 0335-3931, ICS : 91.010.30 ; 91.080.01, NF EN 1990.

Synthèse bibliographique pour l'évaluation de la fiabilité des réseaux enterrés de gaz exposés au phénomène de mouvement de terrain dans la perspective d'un usage pour le transport d'hydrogène

Mariam JOUNDI¹, Rasool MEHDIZADEH¹, Olivier DECK¹

¹ Université de Lorraine, CNRS GeoRessources, Ecole des Mines de Nancy, Campus ARTEM, CS14234, 54042 Nancy Cedex, France ; mariam.joundi@univ-lorraine.fr

RESUME Cet article présente une synthèse bibliographique pour l'évaluation de la réponse des réseaux enterrés exposés aux mouvements de terrain, en mettant particulièrement l'accent sur l'approche fiabiliste. Tout d'abord, les différents types de mouvements de terrain qui affectent les conduites enterrées et qui sont abordés dans la littérature sont identifiés. Ensuite, les différentes approches pour évaluer la réponse des conduites aux mouvements de terrain sont exposées, en soulignant leurs avantages et limites, ainsi que leurs pertinences en contexte d'incertitude. Finalement, les approches probabilistes visant à évaluer la fiabilité des réseaux enterrés sont abordées, en détaillant les sources d'incertitudes prises en compte, les méthodes de propagation d'incertitudes utilisées, les fonctions de défaillance adoptées et les principaux types de sorties de ces travaux. En résumé, cette synthèse bibliographique permet de prendre connaissance des avancées déjà effectuées sur le sujet, tout en identifiant les lacunes à combler.

Mots-clés Fiabilité, interaction sol-structure, conduites enterrées, incertitudes

I. CONTEXTE DE L'ÉTUDE

L'hydrogène (H₂) a été reconnu pour ses potentialités à devenir une des clés de base d'un système énergétique à faible empreinte carbone. Il a donc suscité un grand intérêt de la part des décideurs politiques et de l'industrie en tant qu'élément central de l'infrastructure future.

Dans sa course vers la neutralité climatique à l'horizon 2050, l'Union Européenne semble ainsi miser sur l'hydrogène vert, comme source d'énergie à fort potentiel. Il en résulte la nécessité de développer des solutions de transport sécurisé de l'hydrogène. Le gouvernement français semble prioriser la réutilisation des réseaux gaz pour le transport et le stockage d'H₂ (GRT gaz, 2019). Ceci engendre une évolution des caractéristiques mécaniques des réseaux, et en conséquence, augmente leur vulnérabilité vis-à-vis des sollicitations externes. Il a été démontré que l'acier de pipelines pouvait perdre jusqu'à 40% de sa ductilité après une exposition à 100 bars de H₂ (Boots *et al.* 2021). La problématique de la vulnérabilité des réseaux est encore renforcée par le changement climatique et l'évolution des activités humaines associées à la transition écologique.

Dans une démarche de gestion de risques, il est essentiel d'évaluer et de cartographier le niveau de risque de ces réseaux, afin de distinguer les tronçons ayant un niveau de risque acceptable de ceux nécessitant une réduction de leur vulnérabilité. Dans le cadre d'une thèse démarrée récemment (Octobre 2022), on s'intéresse à l'évaluation de la vulnérabilité des réseaux exposés à différentes

typologies de mouvements de terrains, en visant le développement de courbes de fragilité permettant d'évaluer les probabilités de défaillance des réseaux en fonction de leurs caractéristiques, des propriétés mécaniques du terrain environnant et de la nature des mouvements de terrain. Le but est d'aboutir à un modèle fiable permettant de mener des études de sensibilité et d'évaluer l'influence des incertitudes sur les résultats.

L'évaluation des conséquences des mouvements de terrains sur les réseaux enterrés nécessite la prise en compte des phénomènes d'interaction sol-structure (sol-conduite). Ces phénomènes ont été étudiés dans la littérature selon différentes approches (modélisations analytiques, numériques et physiques). Cette synthèse expose donc les différentes approches utilisées pour évaluer la réponse des réseaux aux différents types de mouvements de terrain qui peuvent affecter ces derniers (figure 1), en soulignant leurs avantages et limites, ainsi que leurs pertinences en contexte d'incertitude. Ensuite, les approches probabilistes visant à évaluer la fiabilité des réseaux sont abordées, en détaillant les sources d'incertitudes prises en compte, les méthodes de propagation d'incertitudes utilisées, les fonctions de défaillance adoptées et les principaux types de sorties.

Ce travail servira de référence pour mettre en valeur l'originalité de la recherche envisagée dans la thèse déjà évoquée, en prenant en compte les lacunes actuelles de la littérature sur ce sujet.

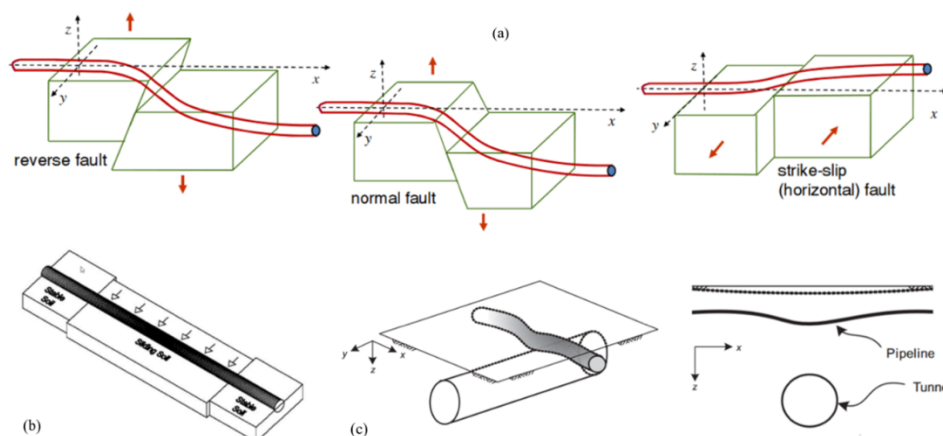


FIGURE 1. Représentation schématique de la configuration des conduites enterrées traversant : (a) Différents types de failles (Karamanos *et al.* 2014), (b) glissement de terrain (Casamichele *et al.* 2004) et (c) creusement d'un tunnel (Klar *et al.* 2005)

II. MOUVEMENTS DE TERRAIN AFFECTANT LES CONDUITES ENTERRÉES

Les mouvements de terrain représentent un risque majeur pour l'environnement bâti, avec des implications pour les infrastructures et la sécurité humaine. Ces mouvements peuvent être causés par des facteurs naturels tels que le mouvement des failles, la liquéfaction du sol, les glissements de terrain et le retrait-gonflement des sols argileux, ainsi que par des activités humaines telles que le creusement de tunnels, l'exploitation minière souterraine et le pompage excessif des eaux souterraines. Ces mouvements peuvent affecter les zones urbaines et non-urbaines.

Les sources de mouvements de terrain les plus étudiés dans la littérature adressant le comportement des réseaux enterrés sont : le mouvement des failles, les glissements de terrain et les affaissements liés aux creusements des tunnels, à l'exploitation minière et à la baisse de la nappe phréatique. De nombreuses études ont examiné le comportement et évalué la réponse des conduites

enterrées dans ces conditions. Ces derniers seront présentées et discutées plus profondément dans les sections suivantes. La figure 1 fournit une représentation schématique de la configuration des conduites enterrées traversant différents types de mouvements de terrain.

III. MODÉLISATION ANALYTIQUE

L'étude du comportement des conduites enterrées peut être réalisée à travers une modélisation analytique basée sur une approche théorique. Au cours des dernières années, la littérature sur la modélisation analytique des conduites enterrées exposées à des mouvements de terrain a connu une croissance significative. Ces approches traitent le système sol-conduite comme un modèle poutre-ressort. Le sol est modélisé par des éléments de rigidité de type Winkler (Hu *et al.* 2022 ; Xu *et al.* 2020) ou Pasternak (Yang et Li 2021) qui prend en compte la déformation de cisaillement dans le sol en considérant une interaction entre les ressorts. La conduite est modélisée par une poutre. Le tableau 1 présente quelques études développant une approche analytique, en fonction du type de mouvement de sol étudié et des grandeurs d'intérêt calculés.

TABLEAU 1. Catégorisation générale de quelques recherches abordant la modélisation analytique des conduites enterrées exposées à des mouvements de terrain

Type de mouvement	Grandeur d'intérêt calculée	Références
Mouvement de failles	Moment de flexion et la déformation en flexion de la conduite	Hu <i>et al.</i> 2022
	La déflexion et les déformations de la conduite	Sarvanis et karamanos 2017
	Les déformations axiales et en flexion dans la conduite	Karamitos <i>et al.</i> 2011
		Trifonov and cherniy 2010
	Moment de flexion de la conduite	Karamitos <i>et al.</i> 2007
Affaissement minier	Contrainte normale associée à la flexion dans la section de la conduite	Xu <i>et al.</i> 2020
Tassement et soulèvement de la surface du sol	Les forces et les déformations internes de la conduite	Kouretzis <i>et al.</i> 2015

La comparaison de ces études permet d'identifier les principales limites suivantes :

- Approches limitées à une modélisation plane, ne permettant pas de prendre en compte facilement l'effet de la 3^e dimension ;
- Incapacité à prédire les déformations locales (ovalisation par exemple) de la section transversale due à la nature unidimensionnelle de la modélisation ;
- Absence de prise en compte de l'impact du flambage local sur le comportement du système ;
- La pression interne, les effets thermiques, et les charges externes (surcharge du terrain par exemple) sont souvent négligées.

En conséquence, bien que les expressions analytiques de la réponse des pipelines soient pratiques pour une approche probabiliste nécessitant un grand nombre de calculs et la réalisation d'analyses de sensibilité, il convient de souligner que les hypothèses simplificatrices adoptées peuvent être inadaptées pour une utilisation opérationnelle et des scénarios pratiques.

IV. MODÉLISATION NUMÉRIQUE

Un nombre significatif d'études ont été menées en utilisant des modèles numériques à éléments finis, bien plus que pour les approches analytiques ou expérimentales. Les résultats de ces approches sont de plus en plus précis, grâce aux techniques d'analyse numérique actuellement disponibles, qui permettent de résoudre ce problème de manière rigoureuse tout en minimisant les approximations et les hypothèses simplificatrices nécessaires. Les modèles numériques peuvent être 3D en modélisant la conduite par des éléments de plaques et le sol par des éléments volumiques (Dey et Tesfamariam 2022, Demirci *et al.* 2021, Luo *et al.* 2015, Vazouras *et al.* 2015). Certains modèles 2D reproduisent une configuration similaire aux modèles analytiques avec une poutre pour la conduite et des ressorts pour modéliser le sol (Ni *et al.* 2018, Wang *et al.* 2011). Les modèles numériques permettent de dépasser les limites identifiées pour les modèles analytiques. Bien que la modélisation numérique puisse fournir des prédictions plus validées de la réponse de conduites enterrées (ex. validation par Demirci *et al.* 2021), elle est moins adaptée aux approches probabilistes qui nécessitent un grand nombre de calculs en raison du temps de calcul associé.

V. MODÉLISATION PHYSIQUE

Outre les méthodes analytiques et numériques mentionnées, de nombreuses recherches expérimentales ont été menées au cours des deux dernières décennies pour étudier les performances des conduites enterrées soumises à des mouvements de terrain. Ces travaux correspondent à des modèles réduits dont le facteur d'échelle n'est pas toujours explicitement renseigné. Le tableau 2 synthétise les travaux réalisés en fonction du type de mouvement étudié et du dispositif utilisé. Ce type d'approche vient plutôt valider les modèles numériques et/ou analytiques sans apporter vraiment d'intérêt direct pour les calculs probabilistes vu l'impossibilité de répéter une expérience physique un très grand nombre de fois.

TABLEAU 2. Description générale de quelques recherches abordant la modélisation physique

Type de mouvement	Dispositif	Références
Mouvement de failles	Split-box	Demirci <i>et al.</i> 2021
		Vatani Oskouei <i>et al.</i> 2019
	Split-box avec table vibrante	Sim <i>et al.</i> 2012
Affaissement du sol	Sacs d'eau enterrés sous la conduite	Li <i>et al.</i> 2022
	Système de trappes contrôlées	Costa <i>et al.</i> 2021
	Dispositif à plaques mobiles	Zhou <i>et al.</i> 2019
Glissements de terrain	Centrifugeuse géotechnique	Zhang and Askarinejad 2019
		Oliveira <i>et al.</i> 2017
	Dispositif à câble de tirage	Almahakeri <i>et al.</i> 2014

VI. MÉTA-MODÈLES

Comme l'approche probabiliste implique un grand nombre d'évaluations des sorties de modèles, il peut être pratique d'utiliser des expressions établies permettant des calculs rapides des réponses des conduites (moment, courbure, etc.) lorsque ces derniers sont soumises à un mouvement de terrain. Ces expressions, également appelées méta-modèles, sont établis en extrapolant les sorties des modèles de base afin de pouvoir générer des sorties plus rapidement pour des valeurs des paramètres d'entrée quelconques. Le modèle de base peut être un modèle numérique, ou un modèle analytique dont la résolution et/ou l'établissement peuvent s'avérer coûteux en termes de temps. Par ailleurs, un métamodèle offre l'avantage de pouvoir être utilisé ultérieurement très simplement, sans nécessité d'avoir accès au modèle de base dont la diffusion peut être limitée.

Les méta-modèles développés dans la littérature sur l'évaluation de la réponse des conduites enterrés sont de type « surface de réponses » et reposent sur des méthodes de régression non linéaires selon une stratégie des moindres carrés afin d'ajuster des courbes aux sorties d'intérêts provenant du modèle de base. Le tableau 3 répertorie les approches de modélisation adoptée dans le modèle de base, le nombre d'appels N de ce dernier, ainsi que les modèles d'interactions sol-tube utilisés dans les modèles de base sur lesquels reposent les méta-modèles développés. Les méta-modèles présentés ont étudié la réponse normalisée d'une conduite en divisant la valeur d'intérêt (moment ou courbure) obtenue en tenant compte de l'interaction sol-structure, par la réponse de la même conduite subissant un déplacement équivalent à celui du sol (i.e. sans prise en compte de l'interaction sol-structure).

TABLEAU 3. Description des méta-modèles trouvés dans la littérature

Approche	Modèle ISS	N	Méta-modèle	Références
Analytique 1D	Poutre-ressort (Winkler)	10000	Moments de flexion maximaux normalisés de la conduite en fonction de la rigidité relative conduite-sol	Wols et van Thienen 2014
Analytique 1D	Poutre-ressort (Winkler)	2000	Moments de flexion maximaux normalisés de la conduite et rotation des joints en fonction de la rigidité relative conduite-sol	Wols et van Thienen 2015
Numérique EF 2D	Poutre-ressort (Winkler)	900	Rapport courbure maximale de la conduite/courbure maximale du sol en fonction de la rigidité relative conduite-sol	Wang <i>et al.</i> 2011
Numérique EF 3D	Plaque et sol continu	18	Déformation maximale de la conduite en fonction des caractéristiques géométriques, mécaniques et du déplacement	Shadab Far <i>et al.</i> 2019

Ces méta-modèles présentent des courbes ayant une allure similaire faisant intervenir un paramètre de rigidité relative entre la conduite et le sol (figure 2). En d'autres termes, si la rigidité relative entre la conduite et le sol est faible, cela signifie que la conduite est souple par rapport à un sol rigide. Dans ce cas, le déplacement du sol sera entièrement transmis à la conduite, ce qui se traduira par une réponse normalisée égale à 1 ; ce qui est équivalent à considérer que les phénomènes d'interaction sol-structure n'ont pas d'influence significative. En revanche, pour des valeurs élevées de rigidité relative, on sera dans le cas d'une conduite rigide dans un sol meuble, ce qui rend difficile

la transmission des déplacements du sol à la conduite, se traduisant par une réponse normalisée presque nulle. Dans le méta-modèle développé par Wols et van Thienen 2014, une relation entre le paramètre de rigidité R_3 et le moment de flexion maximal normalisé est ajustée par l'expression empirique suivante: $M_{norm} = \frac{1+a_1R_3^{b_1}}{1+a_2R_3^{b_2}}$ (1) ; où a_1 , a_2 , b_1 et b_2 sont des paramètres d'ajustement.

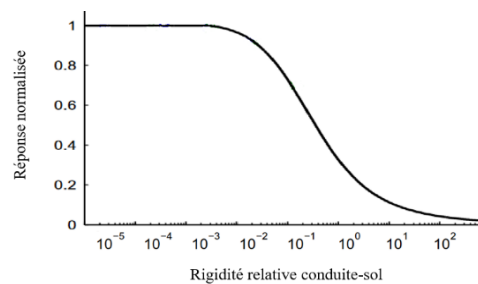


FIGURE 2. Représentation de l'allure des méta-modèles établis dans la littérature

La validité du méta-modèle est évidemment dépendante de la validité du modèle de base utilisé, du nombre d'appels N de ce dernier, et de la formulation mathématique du méta-modèle lui-même. Le seul méta-modèle reposant sur des modèles numériques tridimensionnels ne s'appuie que sur 18 simulations (Shadab Far *et al.* 2019) ; tandis que les autres ont pris en compte un nombre relativement élevé d'appels pour couvrir une large gamme de configurations de la zone d'étude.

Étant données les limites importantes de la modélisation analytique liées aux hypothèses simplificatrices utilisées, la conversion des modèles numériques en équations algébriques facilitera la réalisation de calculs probabilistes basés sur des hypothèses moins simplificatrices.

VII. ANALYSE FIABILISTE DES CONDUITES ENTERRÉES

Il y a relativement peu d'études disponibles dans la littérature portant sur l'évaluation de la fiabilité des réseaux enterrés exposés aux mouvements de terrain. Bien que certaines études probabilistes utilisant des courbes de fragilité puissent être trouvées dans la littérature, celles-ci se concentrent plutôt sur les réponses sismiques des conduites enterrées (Jahangiri et Shakib 2020, Lee *et al.* 2016), et non pas sur les mouvements de terrain que nous cherchons à explorer. Cette section expose donc les différentes études trouvées qui mettent en œuvre une approche fiabiliste en décrivant les sources d'incertitude prises en compte, les fonctions de défaillance adoptées, les méthodes de propagation d'incertitudes utilisées, ainsi que la forme des résultats.

A. Incertitudes prises en compte

Les principales sources d'incertitudes prises en compte sont les caractéristiques géométriques et mécaniques de la conduite, les caractéristiques mécaniques du sol et les paramètres de mouvement du sol (forme, intensité, etc.). Dans certaines études comme celle de Wols et van Thienen 2014, les paramètres d'ajustement définissant le méta-modèle (équation (1)) ont également été considérés comme des variables incertaines. Afin de prendre en compte l'incertitude associée à ces paramètres, les distributions statistiques utilisées sont généralement des lois normales ou log-normales. Les variables incertaines définissant le sol ont souvent été associées à une variance plus élevée, en raison de la difficulté à évaluer ces paramètres (Wols et van Thienen en 2014 et 2015). Il convient de

souligner que la variabilité spatiale du sol est une source d'incertitude qui semble être rarement abordée dans la littérature traitant de ce sujet.

B. Propagation des incertitudes

La plupart des études se sont appuyées sur la méthode Monte Carlo conventionnelle, qui est assez coûteuse en termes de ressources informatiques. Certaines études ont optimisé leur calcul par la procédure d'Hypercube Latin, ce qui réduit considérablement les coûts de calcul par rapport à la simulation de Monte Carlo. Le tableau 4 expose différentes méthodes de propagation d'incertitudes utilisées dans les recherches trouvées en spécifiant le nombre de paramètres incertains pris en compte dénoté n et le nombre de simulations effectuées dénoté i .

TABLEAU 4. Description des études de fiabilité des réseaux

Propagation des incertitudes	n	i	Références
Monte Carlo	11	10^8	Wols et van Thienen 2014
Monte Carlo	12	10^8	Wols et van Thienen 2015
Hypercube Latin	6	200	Ni et Mangalathu 2018
Hypercube Latin	7	200	Ni <i>et al.</i> 2018

Un point à considérer dans une analyse probabiliste est le nombre de simulation i . En particulier i augmente rapidement pour des faibles probabilités de défaillance P_f . La règle utilisée par Wols et van Thienen 2014 est : $i > 400 (1/P_f - 1)$ afin qu'une marge d'erreur $\pm P_f/10$ corresponde à un intervalle de confiance à 95% de P_f .

C. Fonction de fiabilité

La fonction de fiabilité, désignée par les notations Z ou G , est définie en se fondant sur des critères de défaillance spécifiques. Elle permet d'évaluer la probabilité de défaillance du réseau dans des conditions données, en calculant la probabilité $P(Z < 0)$. Ainsi, pour l'étude menée par Wols et van Thienen en 2014, la fonction de fiabilité adoptée est : $Z = \sigma_f - \sigma_{p,max}$, où σ_f représente la contrainte admissible du matériau de la conduite et $\sigma_{p,max}$ la contrainte maximale dans la conduite. Si $Z < 0$, une défaillance se produit. D'autres études ont également adopté différentes fonctions en se basant sur des critères de défaillance autres que la contrainte maximale, tels que la déformation par flexion maximale (Wang *et al.* 2011) ou la rotation maximale des joints (Wols et van Thienen en 2015) si ceux-ci existent. Il est à noter qu'à ce jour, la littérature ne présente pas de démarche fiabiliste complète couvrant l'ensemble des modes de défaillance à la fois et permettant d'assurer la fiabilité de la conduite face à toute éventualité.

D. Types de sorties

Les études ayant recours à une méthode probabiliste pour évaluer la fiabilité des réseaux ont présenté leurs résultats sous différentes formes. Certains chercheurs ont présenté les résultats par la densité de probabilité de la réponse de la fonction de fiabilité, comme illustré dans la figure 3a de l'étude de Wols et van Thienen en 2014, tandis que d'autres ont choisi de représenter les résultats sous forme de courbes de fragilité comme Ni et Mangalathu 2018 et Ni *et al.* 2018 (figure 3b).

Un autre type de sorties pour l'évaluation de la fiabilité des structures qui peut s'avérer très utile dans notre étude sont les courbes de fragilité par niveau d'endommagement. Cette méthode n'a pas été abordée dans la littérature sur l'évaluation de la vulnérabilité des conduites enterrées exposées à des mouvements de terrain permanents, mais a été utilisée avec succès pour l'évaluation de la vulnérabilité sismique des bâtiments (par exemple, Hemsas et Elachachi 2009) en calculant la répartition des probabilités d'endommagement pour différents niveaux de dommages possibles, en fonction du déplacement spectral maximum S_d (figure 3c). Dans notre étude, établir des courbes similaires permettrait d'évaluer le degré d'endommagement spécifique aux conduites enterrées en fonction des sollicitations étudiées, telles que le déplacement permanent maximal S_{max} . Cette approche serait utile pour cartographier le niveau de risque des réseaux de gaz enterrés en fonction du contexte dans lequel elles se trouvent, afin de distinguer les tronçons à risque acceptable de ceux nécessitant une réduction de leur vulnérabilité avant leur utilisation pour le transport d'hydrogène.

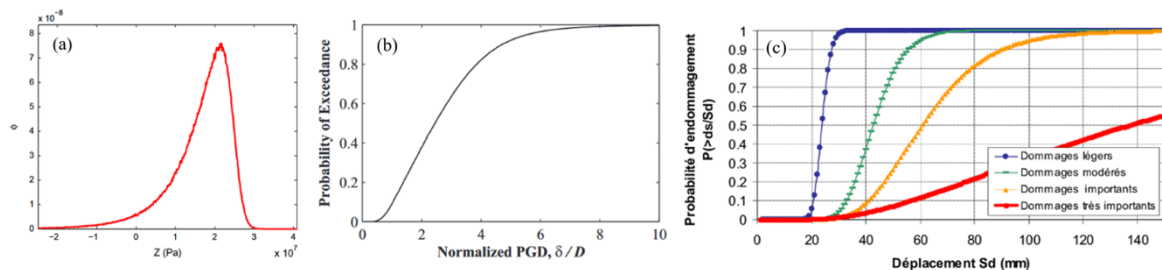


FIGURE 3. Présentation des résultats de certaines études par : (a) densité de probabilité (Wols et van Thienen en 2014) ; (b) courbes de fragilité (Ni *et al.* 2018) ; et (c) courbes de fragilité par niveau d'endommagement (Hemsas et Elachachi 2009)

VIII. CONCLUSION

Les conclusions les plus significatives de cette synthèse bibliographique sont les suivantes :

- La majorité des études fiabilistes pour l'étude de l'interaction sol-tube enterré s'appuie sur des modèles analytiques simples. Aucun méta-modèle s'appuyant sur un nombre significatif de calculs n'a été développé à partir de modèle numérique 3D comme modèle de base.
- L'influence de la variabilité spatiale du sol sur la réponse des conduites enterrées exposées aux mouvements de terrain semble être rarement traitée dans la littérature, alors qu'elle peut affecter les résultats.
- La littérature ne présente pas de démarche fiabiliste complète couvrant l'ensemble des modes de défaillance en même temps.

RÉFÉRENCES

Almahakeri, M., Fam, A., Moore, I.D., 2014. Experimental Investigation of Longitudinal Bending of Buried Steel Pipes Pulled through Dense Sand. *J. Pipeline Syst. Eng. Pract.* 5, 04013014. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)PS.1949-1204.0000141](https://doi.org/10.1061/(ASCE)PS.1949-1204.0000141)

Boot, T., Riemslag, T., Reinton, E., Liu, P., Walters, C.L., Popovich, V., 2021. Assessing the Susceptibility of Existing Pipelines to Hydrogen Embrittlement, in: *The Minerals, Metals & Materials Society (Ed.), TMS 2021 150th Annual Meeting & Exhibition Supplemental Proceedings*,

The Minerals, Metals & Materials Series. Springer International Publishing, Cham, pp. 722–729. https://doi.org/10.1007/978-3-030-65261-6_65

Casamichele, P., Maugeri, M., Motta, E., 2004. Numerical analysis of buried pipes subjected to lateral soil movements. *Risk Analysis* IV

Costa, Y.D.J., Zornberg, J.G., Costa, C.M.L., 2021. Physical modeling of buried PVC pipes overlying localized ground subsidence. *Acta Geotech.* 16, 807–825. <https://doi.org/10.1007/s11440-020-01058-9>

Demirci, H.E., Karaman, M., Bhattacharya, S., 2021. Behaviour of buried continuous pipelines crossing strike-slip faults: Experimental and numerical study. *Journal of Natural Gas Science and Engineering* 92, 103980. <https://doi.org/10.1016/j.jngse.2021.103980>

Dey, S., Tesfamariam, S., 2022. Probabilistic Seismic Risk Analysis of Buried Pipelines Due to Permanent Ground Deformation for Victoria, BC. *Geotechnics* 2, 731–753. <https://doi.org/10.3390/geotechnics2030035>

Hemsas, M., Elachachi, S.M., 2009. Vulnerabilite sismique des structures quasi- symetriques a murs porteurs en b.a et methodes de capacite spectrale.

Hu, Z., Ren, X., Wang, Q., Wang, R., Pan, R., 2022. Analytical method for the mechanical response of buried pipeline under the action of strike-slip faulting. *Underground Space* 7, 268–277. <https://doi.org/10.1016/j.undsp.2021.08.003>

Karamanos, S.A., Keil, B., Card, R.J., 2014. Seismic Design of Buried Steel Water Pipelines, in: *Pipelines 2014*. Presented at the Pipelines 2014, American Society of Civil Engineers, Portland, Oregon, pp. 1005–1019. <https://doi.org/10.1061/9780784413692.091>

Karamitros, D.K., Bouckovalas, G.D., Kouretzis, G.P., 2007. Stress analysis of buried steel pipelines at strike-slip fault crossings. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 27, 200–211. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2006.08.001>

Karamitros, D.K., Bouckovalas, G.D., Kouretzis, G.P., Gkesouli, V., 2011. An analytical method for strength verification of buried steel pipelines at normal fault crossings. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 31, 1452–1464. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2011.05.012>

Klar, A., Vorster, T.E.B., Soga, K., Mair, R.J., 2005. Soil–pipe interaction due to tunnelling: comparison between Winkler and elastic continuum solutions. *Géotechnique* 55, 461–466. <https://doi.org/10.1680/geot.2005.55.6.461>

Kouretzis, G.P., Karamitros, D.K., Sloan, S.W., 2015. Analysis of buried pipelines subjected to ground surface settlement and heave. *Can. Geotech. J.* 52, 1058–1071. <https://doi.org/10.1139/cgj-2014-0332>

Li, H.-J., Zhu, H.-H., Wu, H.-Y., Zhu, B., Shi, B., 2022. Experimental investigation on pipe-soil interaction due to ground subsidence via high-resolution fiber optic sensing. *Tunnelling and Underground Space Technology* 127, 104586. <https://doi.org/10.1016/j.tust.2022.104586>

Luo, X., Lu, S., Shi, J., Li, X., Zheng, J., 2015. Numerical simulation of strength failure of buried polyethylene pipe under foundation settlement. *Engineering Failure Analysis* 48, 144–152. <https://doi.org/10.1016/j.engfailanal.2014.11.014>

Ni, P., Mangalathu, S., Yi, Y., 2018. Fragility analysis of continuous pipelines subjected to transverse permanent ground deformation. *Soils and Foundations* 58, 1400–1413. <https://doi.org/10.1016/j.sandf.2018.08.002>

Ni, P., Mangalathu, S., 2018. Fragility analysis of gray iron pipelines subjected to tunneling induced ground settlement. *Tunnelling and Underground Space Technology* 76, 133–144. <https://doi.org/10.1016/j.tust.2018.03.014>

Oliveira, J.R.M.S., Rammah, K.I., Trejo, P.C., Almeida, M.S.S., Almeida, M.C.F., 2017. Modelling of a pipeline subjected to soil mass movements. *International Journal of Physical Modelling in Geotechnics* 17, 246–256. <https://doi.org/10.1680/jphmg.15.00059>

Sarvanis, G.C., Karamanos, S.A., 2017. Analytical model for the strain analysis of continuous buried pipelines in geohazard areas. *Engineering Structures* 152, 57–69. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2017.08.060>

Shadab Far, M., Hassani, N., Muho, E.V., 2019. Empirical expressions for the maximum induced strain on buried steel pipelines crossing strike-slip faults. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 116, 490–494. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2018.10.037>

Sim, W.W., Towhata, I., Yamada, S., 2012. One-g shaking-table experiments on buried pipelines crossing a strike-slip fault. *Géotechnique* 62, 1067–1079. <https://doi.org/10.1680/geot.10.P.142>

Trifonov, O.V., Cherniy, V.P., 2010. A semi-analytical approach to a nonlinear stress–strain analysis of buried steel pipelines crossing active faults. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 30, 1298–1308. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2010.06.002>

Vatani Oskouei, A., Tamjidi, A., Pourshabani, P., 2019. Effects of burial depth in the behavior of buried steel pipelines subjected to strike-slip fault. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 123, 252–264. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2019.04.031>

Vazouras, P., Dakoulas, P., Karamanos, S.A., 2015. Pipe–soil interaction and pipeline performance under strike–slip fault movements. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering* 72, 48–65. <https://doi.org/10.1016/j.soildyn.2015.01.014>

Wang, Y., Shi, J., Ng, C.W.W., 2011. Numerical modeling of tunneling effect on buried pipelines. *Can. Geotech. J.* 48, 1125–1137. <https://doi.org/10.1139/t11-024>

Wols, B.A., van Thienen, P., 2015. Modelling the effect of climate change induced soil settling on jointed drinking water distribution pipes. *Computers and Geotechnics* 70, 106–115. <https://doi.org/10.1016/j.compgeo.2015.07.007>

Wols, B.A., van Thienen, P., 2014. Modelling the effect of climate change induced soil settling on drinking water distribution pipes. *Computers and Geotechnics* 55, 240–247. <https://doi.org/10.1016/j.compgeo.2013.09.003>

Xu, X., He, K., Su, Y., 2020. Safety Analysis of Pipe–Soil Coordination Deformation Affected by Mining Subsidence. *Geotech Geol Eng* 38, 2187–2198. <https://doi.org/10.1007/s10706-019-01156-w>

Zhang, W., Askarinejad, A., 2019. Behaviour of buried pipes in unstable sandy slopes. *Landslides* 16, 283–293. <https://doi.org/10.1007/s10346-018-1066-1>

Zhou, M., Wang, F., Du, Y.-J., Liu, M.D., 2019. Laboratory evaluation of buried high-density polyethylene pipes subjected to localized ground subsidence. *Acta Geotech.* 14, 1081–1099. <https://doi.org/10.1007/s11440-018-0698-6>

Influence des incertitudes des données d'inspection CND sur la cartographie d'alarme de corrosion des armatures: modèle de prévision du risque de corrosion avec un réseau bayésien

Sam Ang Keo^{1,*}, Thomas De Larrard², Frédéric Duprat², Sandrine Geoffroy²

¹ Cerema, Research team ENDSUM, 23 Amiral Chauvin Avenue, 49130 Les Ponts-de-Cé, France,

sam-ang.keo@cerema.fr

² LMDC, UPS-INSA Toulouse, 135 Avenue de Rangueil, 31077 Toulouse Cedex 4, France,

delarrar@insa-toulouse.fr, duprat@insa-toulouse.fr, geoffroy@insa-toulouse.fr

RESUME: L'article présente une méthodologie pour établir une cartographie d'alarme de corrosion liée aux niveaux de corrosion des armatures de la première couche dans des structures en béton armé (RC). Les données d'inspection par contrôle non destructif (CND) obtenues à partir de campagnes d'inspection sur différentes structures RC sont utilisées pour construire un modèle prédictif basé sur un réseau bayésien (RB). La méthodologie consiste en trois étapes principales : la construction de la base de données à partir des données d'inspection CND, l'apprentissage de la structure du RB et de ses paramètres à partir des données CND, et l'utilisation du RB pour avoir la cartographie des alarmes de corrosion. L'incertitude des mesures sur site est prise en compte dans ce modèle prédictif pour améliorer la précision des probabilités d'alarme de corrosion obtenues. Les paramètres de la structure RB physiquement optimale sont le potentiel de corrosion, le taux de corrosion, la résistivité électrique et l'alarme de corrosion. Les données d'inspection CND d'une face de pile d'un pont sont utilisées comme nouvelles informations pour mettre à jour le RB dans la dernière étape. La méthodologie permet d'estimer la probabilité d'alarme de corrosion lorsque les indicateurs ne sont pas disponibles simultanément (en raison des contraintes de mesures CND sur site). La cartographie obtenue à partir du modèle prédictif RB peut être utilisée comme un outil efficace pour la stratégie de maintenance en indiquant les zones les plus critiques de la structure inspectée vis-à-vis de la corrosion.

Mots-clefs : Cartographie, Corrosion, Données CND, Réseau bayésien, Prévision du risque

I. INTRODUCTION

Divers indicateurs de durabilité obtenus à partir de mesures sur site ont été utilisés dans les techniques de surveillance de la corrosion (Andrade and Alonso, 2004). Une méthodologie de détermination des niveaux de corrosion des armatures de la première couche a déjà été proposée en combinant deux types d'indicateurs issus de mesures sur site, dits observables rapides et

complémentaires (Gomez et al., 2018). Les observables complémentaires (résistivité électrique de l'enrobage de béton, taux de corrosion et résistance de polarisation) sont plus fiables et fournissent plus d'informations pour le diagnostic de corrosion que les observables rapides (capacité, épaisseur de l'enrobage de béton et potentiel de corrosion) mais prennent plus de temps pour réaliser les essais. Pour résoudre le problème de l'information incomplète (le nombre de points sur la face où les données des observables complémentaires et des observables rapides sont simultanément disponibles est limité), les réseaux bayésiens se sont révélés d'un grand intérêt.

L'objectif de l'article est de créer des cartographies 2D fiables des probabilités d'alarme de corrosion (qui sont liées aux niveaux de corrosion) des armatures de la première couche. Une méthodologie basée sur un réseau bayésien (RB) incorporant des données des observables rapides et complémentaires est proposée. Afin d'améliorer la précision des probabilités d'alarme de corrosion, le modèle prédictif proposé tient compte de l'incertitude des mesures sur site.

II. MÉTHODOLOGIE

A. Procédure globale de la méthodologie proposée

La méthodologie proposée pour créer une cartographie de l'alarme de corrosion des armatures dans les structures inspectées est illustrée par un organigramme dans la FIGURE 1.

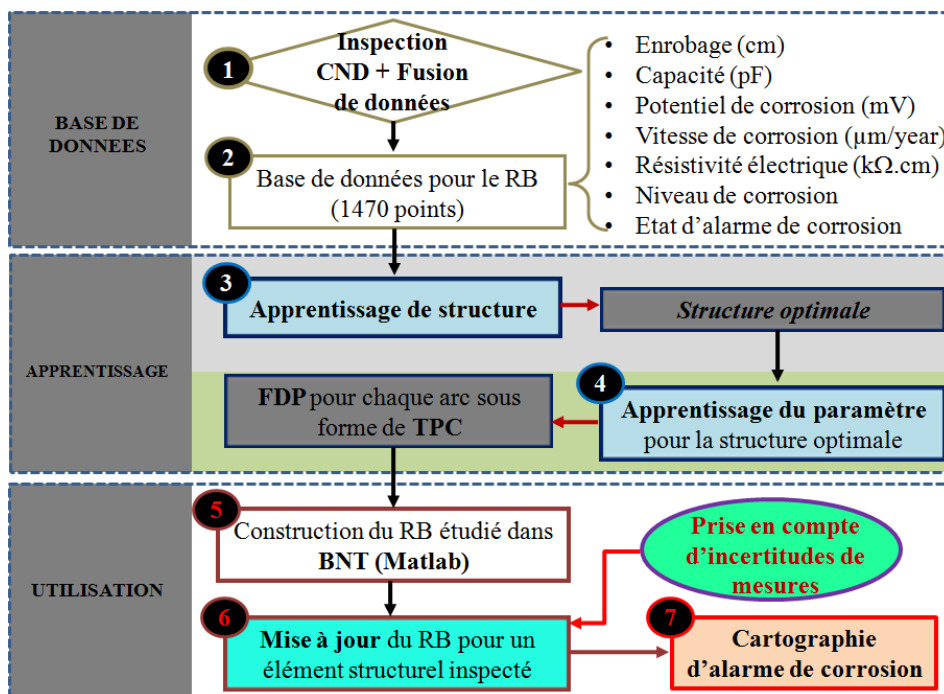


FIGURE 1. Organigramme de la procédure globale pour la méthodologie proposée

La méthodologie peut être divisée en trois principales étapes: la construction de la base de données à partir des données d'inspection CND disponibles, l'apprentissage des paramètres de la structure

de réseau bayésien étudiée et finalement l'actualisation du RB pour créer la cartographie des probabilités d'alarme de corrosion.

Au cours de la première étape, une base de données de 1470 points a été créée en appliquant des méthodes de fusion des données à toutes les données disponibles (obtenues à partir de campagnes d'inspection CND). La combinaison de ces observables a conduit à une base de données robuste pour la construction et l'apprentissage du RB. Précisons ici que le principal écueil de cette première étape de traitement des données réside dans une mise en œuvre complexe en plusieurs étapes, et la nécessité de disposer de tous les observables mentionnés. Il a donc été décidé de construire un second outil d'estimation du niveau de corrosion, lequel pourrait être utilisé même si une partie seulement de ces observables est disponible : c'est ce que permet le réseau Bayésien.

La deuxième étape de la méthodologie repose sur la construction du RB, expliquée en détail dans (Murphy, 2002). Cette étape se déroule en deux temps. En premier lieu il convient de déterminer quelle architecture de réseau est la plus pertinente (de savoir quels sont les observables à faire figurer dans le réseau et avec quelles relations de causalité avec les autres nœuds du réseau). Pour cela, l'algorithme Hill-Climbing programmé dans *R* permet de calculer un « score » d'un réseau, représentatif de sa pertinence statistique par rapport à une base de données, et de trouver l'architecture permettant d'obtenir le meilleur score. Cette architecture est proposée sur des bases purement statistiques, sans considération physiques. Un compromis a été établi pour que le réseau sur lequel les résultats de cette étude sont présentés soit physiquement cohérent, avec un score très proche de celui proposé par l'algorithme d'optimisation. Le second temps consiste à opérer l'apprentissage du réseau afin d'obtenir les densités de probabilité conditionnelle représentant les fonctions de probabilité conditionnelle (FPC) pour chaque variable du réseau. Ces FPCs peuvent être représentées sous forme de CPTs (Tables de Probabilités Conditionnelles : le processus d'apprentissage du réseau consiste précisément à identifier ces tables). *Netica* a été utilisé pour l'apprentissage du paramètre de la structure étudiée à partir de base des données d'inspection CND. *Netica* autorise les valeurs manquantes et permet de spécifier une pondération aux probabilités d'origine. Il peut effectuer un apprentissage par gradient descendant afin de gérer de grandes quantités de données manquantes ou de variables non observées, ainsi que par l'algorithme EM (Expectation and Maximization). L'outil peut discrétiser les variables continues et permet de contrôler la discrétisation. Les CPTs obtenues à partir de l'apprentissage des paramètres sont des éléments indispensables pour transposer le modèle RB de *Netica* à un autre outil dans la dernière étape de la méthodologie. L'utilité du modèle RB a été faite dans *BNT* (Bayes Net Toolbox) avec la mise à jour en utilisant les données CND disponibles pour chaque élément structurel inspecté afin d'obtenir les probabilités d'alarme de corrosion des armatures.

B. Niveaux de corrosion et l'alarme de corrosion

Le risque de corrosion des armatures en béton a été généralement classé en quatre niveaux (0 : négligeable, 1 : faible, 2 : modéré et 3 : élevé) en fonction de trois paramètres : le potentiel de corrosion (E), la vitesse de corrosion (V) liée au courant de corrosion, et la résistivité électrique (R) de l'enrobage béton des armatures (Andrade and Alonso, 2004). Des niveaux de corrosion plus intermédiaires (0.5, 1.5 et 2.5) ont été définis en intégrant deux critères supplémentaires : les valeurs limites de la résistivité électrique du béton d'enrobage et la condition que le gradient du potentiel

de corrosion (ΔE) sur la face de l'élément structurel inspecté doit être supérieure ou égale à 3 mV/cm. Les niveaux de corrosion sont indiqués dans le TABLEAU 1.

TABLEAU 1. Critères pour différents niveaux de corrosion, y compris les niveaux intermédiaires

Niveau de corrosion	V	E	ΔE	R
	($\mu\text{m/an}$)	(mV)	(mV/cm)	($\text{k}\Omega\cdot\text{cm}$)
0	≤ 1.5	ou ≥ -125	-	ou > 100
0.5	≤ 1.5	< -125	ou ≥ 3	ou ≤ 100
1	1.5 - 4	> -240	-	-
1.5	1.5 - 4	[-240 to -275)	≥ 3	-
	3.5 - 4	≤ -275	-	≤ 100
2	≥ 4	≤ -275	-	-
2.5	≥ 4	≤ -350	≥ 3	-

Les critères d'alarme de corrosion ont également été définis en fonction des états de corrosion : « pas d'alarme » et « alarme ». L'état sans alarme (code binaire : 0) signifie qu'il n'y a pas de corrosion, tandis que l'état d'alarme (code binaire : 1) correspond soit à l'apparition de corrosion (niveau de corrosion supérieur à 1.5).

C. Construction d'un réseau bayésien (RB) dans Matlab

Il s'agit de la construction des réseaux bayésiens (RB) avec la base de données construite précédemment, et de l'actualisation du RB en utilisant l'outil *BNT* dans Matlab, ainsi que de nouvelles données CND. L'utilité du RB dans *BNT* permet de travailler avec de nombreuses fonctions statistiques dans Matlab, surtout la boîte à outils de statistiques et d'apprentissage automatique (statistics and machine learning). Plus particulièrement, cela facilite également la création directe de cartographies de probabilités à partir des inférences avec les données d'inspection CND qui peuvent se présenter sous forme de matrice.

Cet outil soutient de nombreux algorithmes d'inférences exactes et approximatives pour les RBs ordinaires et dynamiques (DBN). Un réseau bayésien peut être construit dans *BNT* en suivant les étapes présentées dans FIGURE 2 avec l'actualisation du réseau dans la dernière étape.

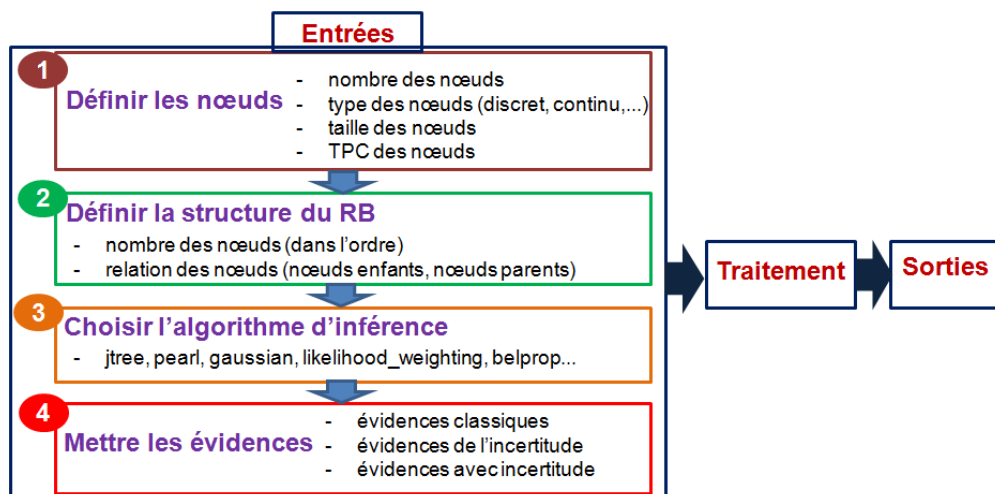


FIGURE 2. Construction du RB dans BNT

Dans la deuxième étape (définition de la structure du réseau), la structure optimale physique du réseau ayant quatre nœuds est utilisée. Cette structure est obtenue par l'apprentissage de structure avec différentes architectures et par *des expériences ainsi que des connaissances d'experts du domaine sur des signes d'interaction entre les variables*. La structure optimale du RB utilisée dans le BNT est présentée dans la partie de résultats (FIGURE 3).

D. Prise en compte des incertitudes des mesures sur site dans le RB

Les incertitudes portées par des variables du réseau bayésien modélisé sont indispensables pour avoir un modèle de prédiction assez fiable. De nombreuses lois de distribution peuvent être utilisées pour décrire une variable aléatoire. Les lois usuelles pour des incertitudes en génie civil sont les lois normales, log-normale et bêta. La loi normale est utilisée dans notre étude. Dans des réseaux bayésiens, cette loi peut être utilisée pour déterminer la vraisemblance (Likelihood) d'un point de mesure par rapport à la loi de distribution d'échantillonnage, représentée par la relation ci-dessous :

$$f(y|\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-\mu)^2} \quad (1)$$

Où y est une valeur scalaire observée à partir d'une distribution normale paramétrée par une moyenne μ et la variance σ^2 .

Dans notre cas, les probabilités des points inspectés d'être dans chaque intervalle, pour chaque paramètre du RB (par exemple, E , qui représente le potentiel de corrosion), peuvent être obtenues par l'intégration ci-dessous :

$$P(E_i|\mu_E = E_i, \sigma_E) = \int_{E_{initial}}^{E_{final}} f(y = E_i|\mu = E_i, \sigma = \sigma_E); E_i \in [E_{initial}, E_{final}] \quad (2)$$

Il est à noter que la valeur de l'indicateur du point inspecté est considérée comme la moyenne (μ) dans la fonction de la loi normale utilisée. De plus, la valeur initiale et celle finale de chaque paramètre du réseau (par exemple: $E_{initial}$ et E_{final}) correspondent aux bords d'un intervalle de discrétisation (par exemple: $E1$). La valeur de l'écart-type de chaque variable est déterminée à partir des incertitudes de mesures (répétabilité). Dans notre étude, cette valeur a été donnée par les ingénieurs qui ont réalisé les campagnes de mesures in situ pour avoir des données CND comme base de données de notre modèle prédictif (valeur estimée à 12.5%). Après avoir fait des intégrations, les probabilités représentant la répartition de la valeur du point inspecté dans tous les intervalles de discrétisation sont obtenues.

III. RÉSULTATS

A. Les architectures de RB étudiées

Les variables (paramètres du RB) de l'étude ont été divisées en cinq intervalles représentatifs selon les critères de corrosion. Plusieurs structures RB avec leur score Bayesian Information Criterion

(BIC) (Leray, 2006; Scutari and Denis, 2015) obtenu dans le processus d'apprentissage de la structure sont illustrées dans la **FIGURE 3**. La structure physiquement optimale est illustrée à la **FIGURE 3**(d).

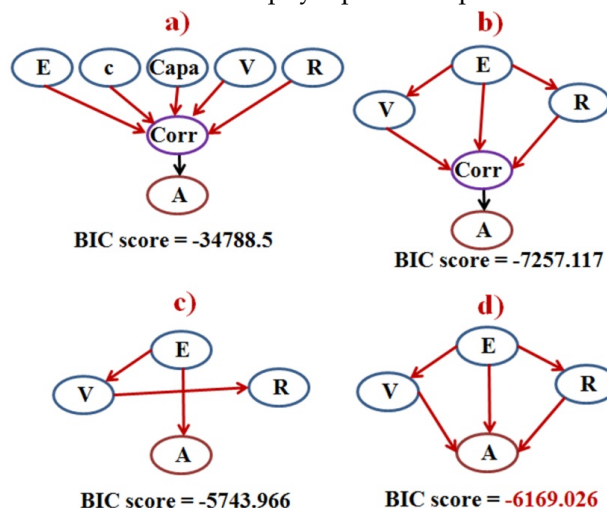


FIGURE 3. Réseau bayésien lors de l'apprentissage de la structure, (a) structure initiale, (b) Structure physiquement optimale à 5 variables, (c) Structure optimale à 4 variables proposées par le hill-climbing, (d) Structure physiquement optimale à 4 variables

L'étape d'optimisation de l'architecture du réseau a fait ressortir un résultat qui interpelle le physicien et/ou l'ingénieur : le réseau est plus pertinent d'un point de vue statistique s'il ne fait pas apparaître la capacité et l'enrobage, raison pour laquelle les résultats qui sont présentés dans la suite du rapport sont basés sur l'étude des potentiels et vitesses de corrosion, et sur la résistivité électrique. Cela ne signifie évidemment pas que l'enrobage par exemple n'a pas d'incidence sur le risque de corrosion. Mais, sur les ouvrages étudiés, l'enrobage est très peu variable sur les parements, au contraire des autres observables, de sorte que la variabilité de l'enrobage, étant très faible sur ces ouvrages, n'a pas d'effet statistique sur l'estimation du niveau de corrosion. Il faudrait pour corriger ce biais pouvoir mettre en œuvre une méthodologie analogue sur des ouvrages présentant une variabilité plus importante de l'enrobage.

B. Probabilité d'appartenance à un intervalle pour un point de mesure après la prise en compte des incertitudes des mesures

Les variables (paramètres du RB) E, V et R représentent respectivement le potentiel de corrosion, la vitesse de corrosion et la résistivité électrique de l'enrobage. Ces variables continues dans la présente étude ont été divisées en cinq intervalles représentatifs : E (E₁, E₂, E₃, E₄, E₅), V (V₁, V₂, V₃, V₄, V₅) et R (R₁, R₂, R₃, R₄, R₅). La discrétisation est menée à partir des valeurs seuils ayant permis de classer les points étudiés en fonction de leur niveau de corrosion estimé. Ces seuils sont présentés dans le TABLEAU 2.

TABLEAU 2. Intervalles représentatifs pour les variables en fonction des critères de corrosion

Classe	1	2	3	4	5
E (mV)	[-440, -280)	[-280, -220)	[-220, -120)	[-120, -70)	[-70, 85.5)
V (µm/an)	[0, 0.8)	[0.8, 1.45)	[1.45, 3)	[3, 4)	[4, 17.9)
R (kΩ.cm)	[2, 63.6)	[63.6, 104.2)	[104.2, 159.7)	[159.7, 217.3)	[217.3, 490)

La FIGURE 4 montre clairement la répartition d'un point ayant la valeur de potentiel de -275 mV dans tous les cinq intervalles de discrétisation: E1, E2, E3, E4 et E5.

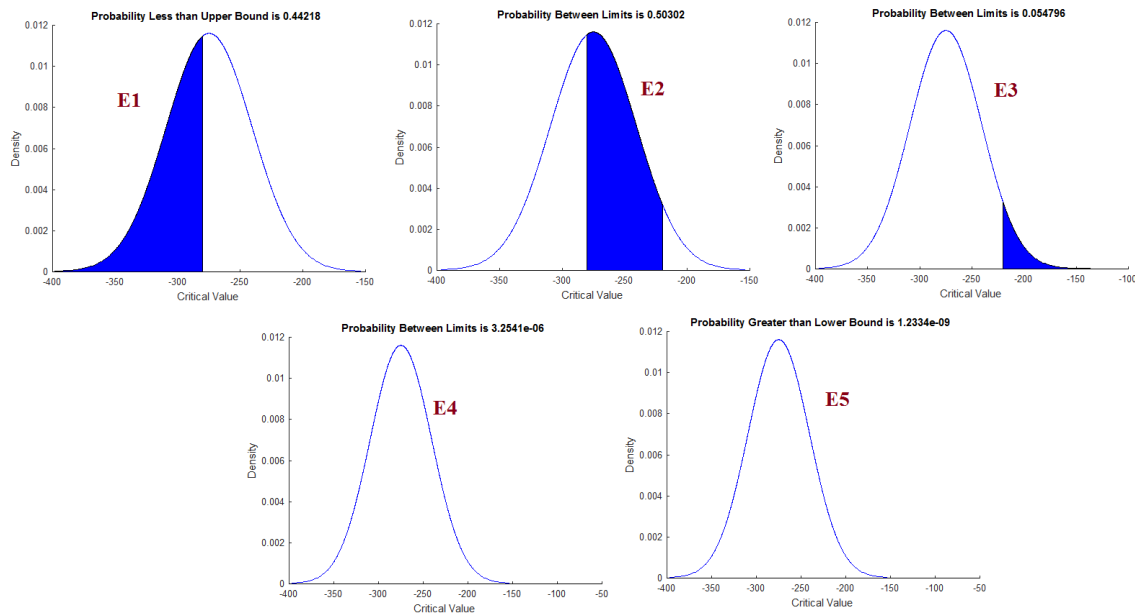


FIGURE 4. Probabilités de la répartition d'un point ayant le potentiel de corrosion de -275 mV après la prise en compte des incertitudes des mesures

On constate donc que la probabilité d'appartenance à un intervalle pour un point de mesure varie de $[0, 1, 0, 0, 0]$ (dans le cas où les incertitudes des mesures ne sont pas prises en compte) à $[0.442, 0.503, 0.055, 0, 0]$ après la prise en compte des incertitudes de mesures dans l'exemple donné ici. Notons également que cette prise en compte permet de nuancer la discrétisation de l'information (puisque, sans prise en compte de l'incertitude, la probabilité d'appartenance à un intervalle ne dépend pas de la position de la mesure dans cet intervalle, au contraire de ce qui est observé lorsqu'on tient compte de l'incertitude de la mesure).

C. Probabilités d'alarme de corrosion des armatures

Les incertitudes portées par des variables du réseau bayésien modélisé sont indispensables pour avoir un modèle de prédiction assez fiable. La qualité de la prévision par tous les cas d'inférence dans le modèle RB proposé peut être améliorée en incluant des incertitudes des mesures dans le modèle. Le modèle RB peut prendre en compte l'évaluation de l'incertitude basée sur la répétabilité des mesures, ce qui peut permettre d'éliminer ou de réduire les erreurs causées par de différents facteurs lors des mesures sur site. Pour bien discuter des effets de la prise en compte des incertitudes de mesures sur des probabilités d'alarme de corrosion obtenues, les cartographies pour une face de la pile ($1.3 \text{ m} \times 2 \text{ m}$) sont présentées dans la FIGURE 5.

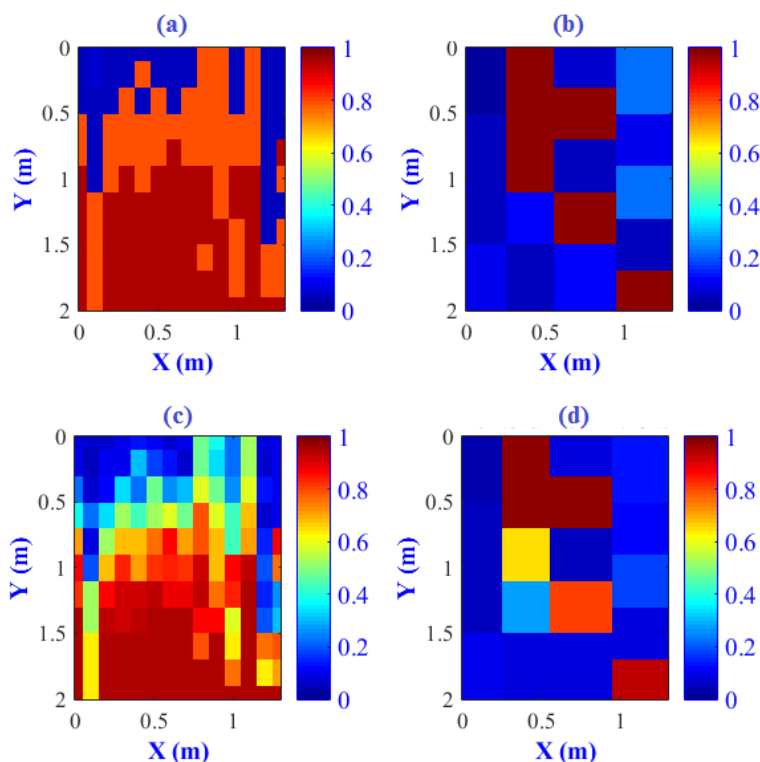


FIGURE 5. Cartographies des probabilités d'alarme de corrosion pour une face de la pile d'un pont, (a) Observation de E sans incertitude de mesures, (b) Observation de V, R sans incertitude de mesures, (c) Observation de E avec incertitude de mesures, (d) Observation de V, R avec incertitude de mesures

Pour qualifier les avantages de la prise en compte des incertitudes de mesures sur les cartographies des probabilités obtenues à partir de notre modèle prédictif par RB, il convient de comparer les figures deux à deux dans les cartographies de la FIGURE 5 : de (a) vers (c) et de (b) vers (d). La première observation est que la prise en compte de l'incertitude de mesure permet une estimation plus nuancée de la probabilité d'alarme de corrosion (plus de valeurs sont accessibles qu'en négligeant l'incertitude de mesure). Une autre observation porte sur la diminution du nombre de points pour lesquels la probabilité d'alarme est de 50%. Pour ces points, la prise en compte de l'incertitude de mesure permet d'estimer une probabilité inférieure.

Observons également les « graphiques à barres » de la FIGURE 6 (pour un autre élément structurel inspecté), représentation des différentes valeurs de probabilités de corrosion sur les parements sans prise en compte de la position des points étudiés.

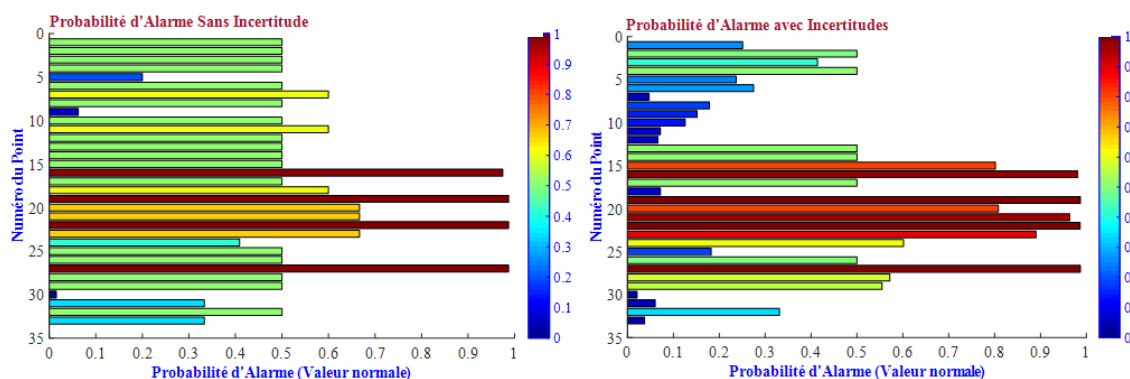


FIGURE 6. Graphiques à barres des probabilités d'alarme de corrosion pour une jetée (dans le premier cas d'inférence)

Les graphiques à barres montrent clairement l'effet de la prise en compte des incertitudes de mesures dans le RB sur la distribution des valeurs des probabilités d'alarme de corrosion. Cela peut être observé par le passage de graphique à gauche (le cas sans incertitudes de mesures) vers celui à droite (le cas de pris en compte des incertitudes de mesures). L'avantage principal repose sur la réduction du nombre des points ayant les valeurs de probabilités d'alarme de 0.5 dans chaque ouvrage inspecté. La valeur de probabilité d'alarme de corrosion de 0.5 correspond à un état indéterminé (entre alarme et non-alarme), ce qui ne nous permet pas de conclure quant à l'état de la corrosion au point inspecté. Cette indétermination résulte la plupart du temps de valeurs de potentiel et de vitesse de corrosion incompatibles l'une avec l'autre. La prise en compte de l'incertitude de mesure permet d'atténuer cet effet, notamment car l'actualisation dépend dans ce cas de la position de la mesure effectuée dans l'intervalle décrivant l'observable discrétisé.

IV. CONCLUSIONS ET PERSPECTIVES

Le présent article a proposé une méthodologie basée sur un réseau bayésien (RB) afin de créer des cartes d'alarme de corrosion des renforts de première couche pour les structures réelles inspectées. L'incertitude des mesures sur site a été prise en compte dans le modèle prédictif afin d'améliorer la précision de la probabilité d'alarme de corrosion.

Les données d'inspection CND sur une pile du pont sont utilisées comme de nouvelles informations pour une structure RB physiquement optimale, conduisant à l'obtention de probabilités postérieures d'alarme de corrosion à travers huit cas d'inférence. La prise en compte de l'incertitude des mesures fournit des estimations plus nuancées de la probabilité d'alarme de corrosion et diminue le nombre de points pour lesquels la probabilité d'une alarme de corrosion est de 50%.

Ainsi, la fiabilité du modèle permet de déduire des probabilités d'alarme de corrosion pour d'autres points (sur la structure inspectée) où les valeurs des indicateurs ne sont pas disponibles simultanément. La prise en compte de l'incertitude des mesures conduit à améliorer le jugement dans l'utilisation du modèle prédictif RB comme un outil efficace dans la stratégie de maintenance.

Comme perspective de ce travail, il faudrait pour corriger ce biais pouvoir mettre en œuvre une méthodologie analogue sur des ouvrages présentant une variabilité plus importante de l'enrobage.

REMERCIEMENT

Les auteurs tiennent à remercier LERM pour les données d'inspection CND et l'information des campagnes expérimentales, et à tous les partenaires du projet *DIAMOND* (DIAGnostic corrosion et MONitoring pour la Durabilité des structures en béton armé et métalliques) pour le soutien financier.

REFERENCES

- Andrade, C., Alonso, C., 2004. Test methods for on-site corrosion rate measurement of steel reinforcement in concrete by means of the polarization resistance method. *Mater. Struct.* 37, 623–643. <https://doi.org/10.1007/BF02483292>
- Gomez, C.C., De Larrard, T., Duprat, F., Geoffroy, S., 2018. Estimation du niveau de corrosion sur structures en béton armé par une méthodologie multicritère à partir d'essais non-destructifs. Presented at the 10ème journée de Fiabilité des Matériaux et des Structures, Bordeaux.
- Leray, P., 2006. Réseaux Bayésiens: Apprentissage et Modélisation des Systèmes complexes (HDR thesis (in French)). Université de Rouen, Rouen.
- Murphy, K.P., 2002. Dynamic Bayesian Networks: Representation, Inference and Learning (PhD thesis). University of California, Berkeley, California, USA.
- Scutari, M., Denis, J.-B., 2015. Bayesian Networks with Examples in R. Taylor & Francis Group.

Simulation of sandy soil degradation due to static liquefaction along with the uncertainty in soil properties

WH. Huang¹ *, Y. Shamas¹, K. H. Tran^{2,3}, S. Imanzadeh^{1,2}, S. Taibi², E. Souza de Cursi¹

¹ Normandie Univ., INSA Rouen Normandie, Laboratoire de Mécanique de Normandie, 76801 Saint-Etienne du Rouvray, France

² Normandie Université, UNIHAVRE, Laboratoire Ondes et Milieux Complexes, CNRS UMR 6294, Le Havre, France

³ Thai Nguyen University of Technology, Faculty of Civil Engineering and Environment, Thai Nguyen province, Vietnam

* wenhao.huang@insa-rouen.fr

ABSTRACT For loose saturated sand, when subjected to static loading in undrained condition, the pore water pressure inside the soil tends to increase and the effective stress tends to decrease to zero resulting in the degradation of the soil structure, this phenomenon is called static liquefaction. Although static liquefaction has been studied for decades, it is still necessary to have a better understanding about this kind of soil behavior and its effect on the structure safety. In this research paper, the NorSand model was used to evaluate the static liquefaction of Hostun sand RF. The input parameters of the model were determined based on the experimental data. After that, the triaxial paradigm was built to modelized the triaxial experimental test. And then, the modeling sample was subjected to static loading until reaching the axial strain of 30%. This process gives the clear observation of the degradation of the modeling sample with the variation of deviator stress, pore water pressure in function of deformation development. The results show that under static loading, the deviator stress of the modeling sample reaches the maximum at very small axial strain, after that, the deviator stress decreases to almost 0 corresponding to degradation of soil structure. The modeling sample was liquefied at the end of loading process with zero effective stress condition. The results also present the input parameters for NorSand model which give the suitable fitting between the modeling and experimental results. Thereafter, the effect of relative density uncertainties on the soil degradation was studied. The model predictions show that for fully saturated loose sandy soil, maybe there is a critical value for the relative density, and when the relative density is greater than this value, the degradation on the soil structure will not occur. Finally, NorSand model can provide a theoretical basis for the design of structures with considering the uncertainties on soil parameters.

Keywords Soil structure degradation, Saturated loose sand, Triaxial undrained test, Static liquefaction, NorSand model, Uncertainties, Structure safety

I. INTRODUCTION

As a common construction material in civil engineering (transportation and water conservancy), the mechanical properties of sandy soil are the focus of basic research in engineering and

construction, and a hot spot in geotechnical research, the liquefaction of sandy soils is one of the issues of particular concern. The idea of static liquefaction was initially introduced during the evaluation of hydrostatic landslide hazards. In 1975, Castro [1-4] was the first to propose the concept of static liquefaction and conducted an analysis of the conditions that lead to liquefaction. The main reason for its generation is that when a saturated soil is in a situation where it cannot be drained, the pore water pressure inside the soil increases continuously due to the static load, which causes loss of shear strength and reduction of effective stress in the soil, and eventually leads to a phenomenon in which the soil exhibits fluid-like characteristics. This phenomenon can also be considered as the degradation of soil mass, which will have a huge impact on the stability of engineering structures.

In this paper, the finite element simulation method was used to simulate the whole mechanical process to show the degradation of sandy soil during static liquefaction. Through this simulation, the effect of relative density of saturated sandy soil on soil degradation is analyzed. Thereafter, the soil liquefaction potential was discussed. This research also gives the data to model the behavior of Hostun sand RF, a reference material usually used in laboratory testing, using Norsand model; however, not mentioned clearly in literature.

II. MATERIAL

The study material of this paper is Hostun sand RF, and the undrained properties of Hostun sand RF under very looseness are obtained by combining the experimental results in the literature [5], where FIGURE 1 shows the particle shape size of Hostun sand RF under microscope [6], and FIGURE 2 shows the particle distribution of Hostun sand RF, and comparing it with the particle gradation of liquefaction-prone material and non-liquefaction-prone material [7], it can be seen that Hostun sand RF is in between.



FIGURE 1. Hostun sand RF under the microscope [6]

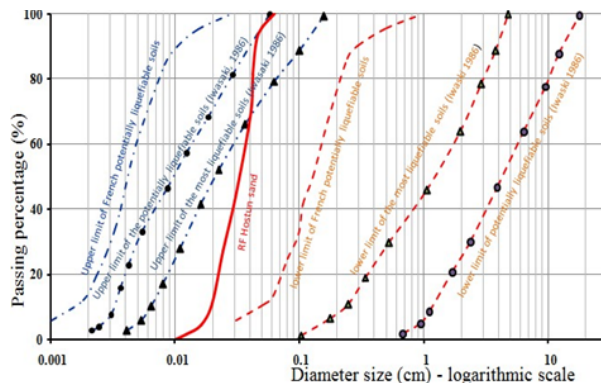


FIGURE 2. Comparison of particle gradation of Hostun sandy soil and liquefaction-prone material, and non-liquefaction-prone material [7]

TABLE 1 lists the basic physical properties of Hostun sand obtained from the literatures [8-9]. The specific gravity of this sandy soil is 2.65, its maximum and minimum void ratios are 1.041 and 0.648, respectively, and the friction angle of this material is around 40°. In addition, since the material used in this paper is sandy soil, it is necessary to know the limiting (D_{60}) and effective

(D_{10}) particle sizes of the soil, from this, the uniformity coefficient C_u ($C_u=D_{60}/D_{10}$) can be calculated, and $C_u < 5$, the sandy soil is uniformly and poorly graded.

TABLE 1. Particle size composition and basic physical property index of Hostun sand RF [8-9]

Grain specific weight ρ (g/cm ³)	D_{60} (μm)	D_{10} (μm)	e_{max}	e_{min}	Friction angle φ ($^\circ$)
2.65	400	200	1.041	0.648	40

III. ISOTROPIC TRIAXIAL UNDRAINED TEST OF SATURATED SAND

A. Isotropic triaxial undrained shear strength characteristics of saturated sand

As shown in Figure 3 (a-b) [21], the undrained shear test controls the volume of the soil specimen by preventing drainage during shear, which results in a change in pore water pressure. Negative pore water pressure is generated when the soil tends to expand, while positive pore water pressure is generated when the soil tends to contract. Dense sand produces positive and then negative pore water pressures, and the shear strength increases almost linearly until failure. Very loose sand shrinks during shear, resulting in a decrease in shear strength that may lead to soil degradation. The effective stress path is bent to the left for loose sand and to the right for dense sand, while moderately dense sand shrinks during dilational deformation, making it difficult to attribute the volumetric deformation of sandy soils exclusively to density [11].

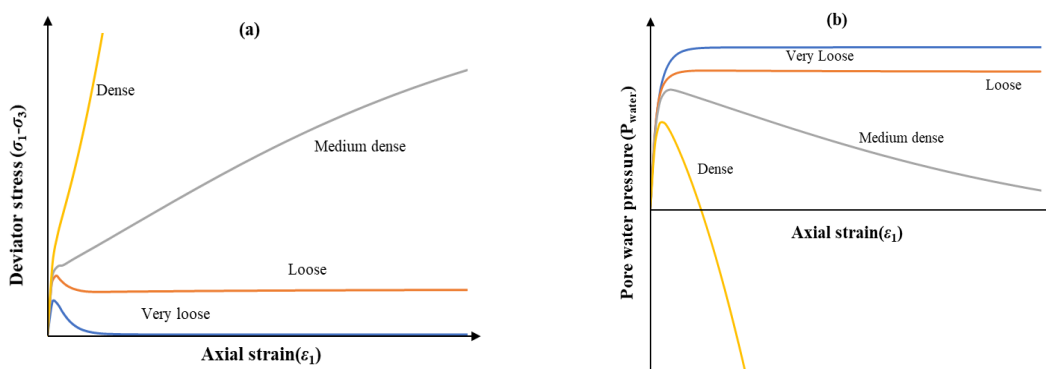


FIGURE 3. Triaxial undrained test of saturated sand [21]:
(a-b) stress-strain curves

B. Isotropic triaxial undrained test of saturated loose Hostun sand RF

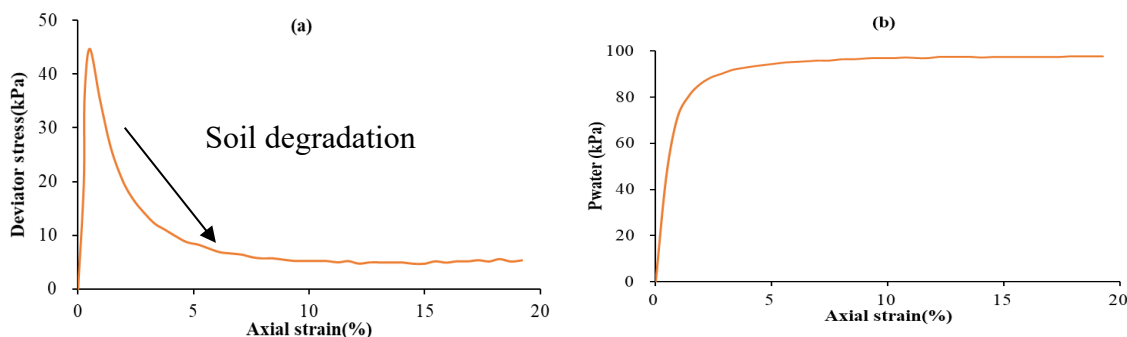
The experiment in this paper were taken from the literature [5], which conducted an isotropic triaxial undrained test on Hostun sand RF with the test characteristics shown in TABLE 2. The type of test was an undrained test, the saturation of the specimen was fully saturated, the void ratio before shearing was 1.007, from Table 1 and Equation 1, the relative density before shearing of the saturated sample in this experiment can be calculated as 8.7% (very loose), and the

confining stress was controlled at 100 kPa. The size of the sample is a standard triaxial sample with a height of 140mm and a diameter of 70mm.

TABLE 2. Characteristics of isotropic triaxial undrained tests on Hostun RF sand

Experimental test [2]	Test type	Saturation	Confining stress	The void ratio before shearing	The relative density before shearing
	Undrained	Fully saturated	100 kPa	1.007	8.7%

The experimental results are shown in FIGURE 4, where FIGURE 4(a) shows the relationship curve between the deviator stress and the axial strain, which shows that the shear strength of the soil reaches the peak when the strain is very small, and then decreases sharply (close to 0) as the strain increases, and then remains stable. This test has a very obvious strain softening phenomenon with similar characteristics to the very loose sandy soil in Fig. 3(a). In geotechnical engineering this phenomenon is called static liquefaction, which can be explained using FIGURE 4(b). Due to the undrained condition, the pore water pressure in the soil increases rapidly, which leads to a decrease in the effective stress in the soil, even close to 0, the structure of soil degrades and develops characteristics similar to that of liquid.



**FIGURE 4. Experimental relation curve between measured excess pore water pressure, deviatoric stress with axial strain of fully saturated Hostun sand RF [11]
(a) Deviator stress-strain curve and (b) Pore water pressure-strain curve**

To consider the probabilistic notion of void ratio measurement in experimental tests presenting in figure 5(a) [7], the lines corresponding to the interval of void ratio distribution are shown in figure 5(b). The lines with their equations can be used in calculating the probabilistic of soil degradation potential.

(a)

(b)

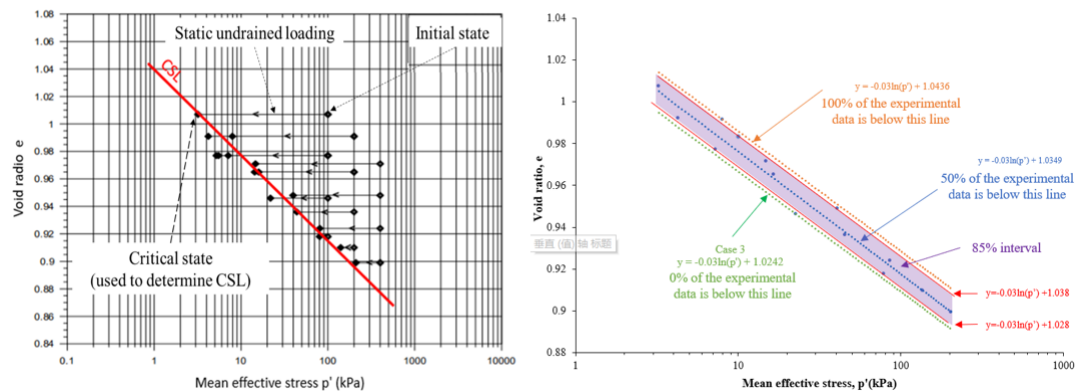


FIGURE 5. Probabilistic notion of void ratio measurement in experimental tests

IV NUMERICAL SIMULATION

A. Norsand model

The characteristics of soil are affected by many factors, such as the change of confining pressure and void ratio, the strength and deformation of soil will be greatly changed. Although these characteristics can be obtained through experimental methods, it is extremely labor-intensive, material and time consuming. Therefore, a useful constitutive model can predict the strength changes and deformation characteristics of soils quickly, cheaply and with sufficient accuracy.

The NorSand model, first proposed by Mike Jefferies [12], is a critical state model for sands and is capable of accurately capturing soil behavior from static liquefaction of very loose sands to swelling of very dense sands. The NorSand model is primarily used to simulate the large deformation behavior of sands, up to failure, and is particularly suitable for analyzing the static liquefaction behavior of soils [13-14]. In addition, the soil parameters of the NorSand model are independent of void ratio and confining stress, which means that the parameter values remain constant for each type of soil. And the NorSand model requires relatively few soil parameters, which can be estimated by laboratory experiments or in situ tests, as shown in TABLE 3, the soil parameters required for the NorSand model and the values of each parameter for the Hostun sand RF are listed.

Although the NorSand model has been widely used to simulate the liquefaction behavior of sand, there are still some limitations when using the model to simulate the liquefaction phenomenon in sand. The main limitation is that the model is based on homogeneous and isotropic sand, so there may be errors when simulating non-homogeneous or anisotropic sand. In addition, the model assumes that the sand is in a fully saturated state and does not consider the influence of fine particle content on liquefaction behavior, so there may also be errors in predicting the results when simulating sand with fine particles or partial saturation. However, in this study, these limitations can be ignored because the experimental material used is the Hostun sand RF, which does not contain any fine particle content, and the saturation state is fully saturated, so the error caused by these limitations can be negligible.

TABLE 3. Soil parameters of NorSand model [15]

Description	Parameters	Values
Critical state locus	'Altitude' of CSL: Γ	1.00
	Slope of CSL: λ_e	0.03
Dilation limit	Material parameter : χ_{tc}	4
Strength parameter	Critical friction ratio : M_{tc}	1.4
	Material parameter : N	0.35
Plastic hardening	Hardening parameter : H_o	100
	Hardening parameter : H_ψ	0
Elasticity	Reference value of the shear modulus at the reference pressure: G_{ref}	15000
	Exponent of the power-law elasticity: n_c	0.5
	Poisson's ratio : ν	0.2

B. Modeling of isotropic triaxial undrained test of saturated loose Hostun sand RF

In this study, the finite element method is used to simulate the undrained shear test of saturated sandy soil using PLAXIS 2D software. The size of the specimen is shown in FIGURE 6(a) as a standard triaxial specimen with a height of 140 mm and a diameter of 70 mm, with two symmetrical axes and the top of the specimen simulating shear by applying pressure to the specimen through the attachment of a top-cap.

The model size does not have an effect on the simulation results because the soil sample is set as a weightless material during the simulation [17-18]. Therefore, the axisymmetric model in PLAXIS 2D was chosen for the simulation, a quarter of the sample is taken along the two symmetry axes of the sample for the simulation as shown in FIGURE 6 (b), where FIGURE 6(b) shows the implementation in the software simulation. Its deformation boundary conditions are similar to those of laboratory tests. In this calculation, a medium mesh was chosen. The deformation along the symmetrical axes is normally fixed, and only smooth movement along the symmetrical axis is allowed, while the deformation perpendicular to the symmetrical axis is free, the applied distributed load simulates the deviator stress and confining stress respectively.

In addition, because this test is an undrained test, all boundaries are impermeable, that is, there is no water flow, so after the pressure is applied, excess pore water pressure will be generated inside the sample.

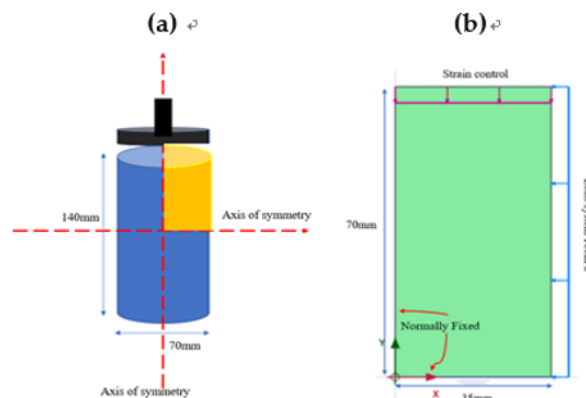


FIGURE 6. Simulation of undrained triaxial test

(a) The size of the specimen, (b) Numerical simulation

C. Comparison of experimental and numerical simulation results

After the modeling was completed, the results were compared with the experimental results, as shown in FIGURE 7(a), it can be seen that with the increase of axial strain, both the simulated and experimental results its overall trend is consistent, from the very beginning of the rapid increase in shear strength to the peak followed by a rapid decline close to 0, from the obvious strain softening of the simulation results, one can see that the NorSand model is able to simulate the degradation (liquefaction phenomenon) of sandy soil well. As far as the accuracy of the simulation is concerned, it can be seen that the peak shear strength of the simulated and experimental results is about 0.5% of the axial strain, where the peak strength of the simulated results (45.7 kPa) is very close to that of the experimental results (44.7 kPa), and the maximum difference of the shear strength in the range of 2%-8% of the axial strain is about 2 kPa.

From FIGURE 7(b), it can be seen that the general trend of the simulated and experimental results is also basically the same, with the increase of axial strain, the pore water pressure increases rapidly from 0 to the maximum value, and then remains stable, this change of pore water pressure is the main reason for soil structure degradation. The difference between the simulated (98.1 kPa) and experimental (97.8 kPa) maximum pore water pressure values is not significant, in the range of 0-8% axial strain, the maximum difference of pore water pressure between numerical simulation and experimental test is 4 kPa.

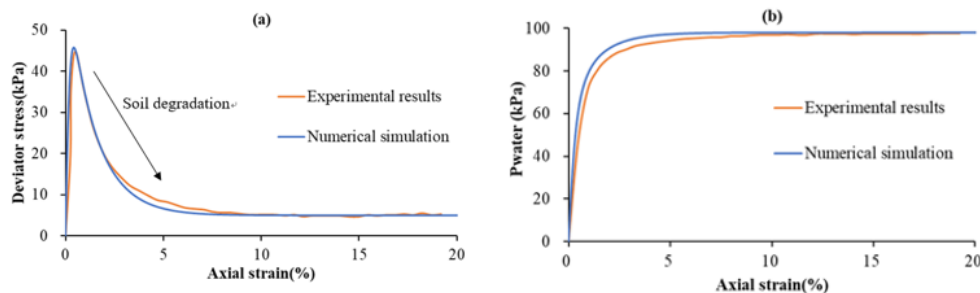


FIGURE 7. Comparison between numerical simulation and experimental results:

(a) Deviator stress-strain curves and (b) Pore water pressure-strain curves

D. Sensitivity analysis to relative density

It is known that the undrained shear strength of sand is influenced by factors such as relative density, effective confining stress and saturation, and the mechanical behavior of sand can vary under different conditions. The degradation of soil structure is closely related to its shear strength, in order to unilaterally study the uncertainties of relative density on the degradation of sandy soil, only change the relative density of sand under the control of other factors, use the NorSand model to simulate and predict the mechanical behavior of saturated Hostun sand RF from very loose ($D_r = 5\%$) to loose ($D_r = 30\%$).

As shown in FIGURE 8 (a), it is a stress-strain curves with relative density from 5% to 30%. It can be seen that with the increase of relative density, the peak strength of sand also increases continuously, this is because with the increase of relative density, the soil become more and more dense, and the ability to resist shear will become stronger and stronger. However, the axial strain

corresponding to the peak strength has little change (<1%), which shows that the relative density of soil has little effect on the axial strain when the soil reaches the peak strength. In addition, after the peak strength appears, the stress-strain curves will show a downward trend, and the downward range continue to decrease with the increase of the relative density until the strength reach the minimum value. After reaching the minimum stress, with the increase of axial strain, when the relative density is less than or equal to 25%, the stress-strain curves begin to stabilize, and when the relative density is 30%, the shear strength increase slowly with the increase of axial strain.

FIGURE 8 (b) shows the relationship curves between pore water pressure and axial strain under different relative density. It can be seen that with the increase of axial strain, the pore water pressure in soil also increases to the maximum value due to undrained conditions, and the maximum value decreases with the increase of relative density. After the pore water pressure reaches the maximum, with the increase of axial strain, when the relative density is less than or equal to 25%, the pore water pressure no longer change and remain stable, while for the sample with the relative density of 30%, there be a slow decay.

Soil degradation is very dangerous for the safety of engineering structures, the pore pressure ratio (R_u) is often used in geotechnical engineering to discern whether liquefaction has occurred [19-20], and R_u is calculated as shown in Equation 2.

$$R_u = \frac{P_{\text{excess}}}{\sigma'_1} \quad (2)$$

Where P_{excess} is the excess pore water pressure, and σ'_1 is the principal effective stress in the initial state, when $R_u > 0.95$, the calculation point is considered to be liquefied, and in order to prevent this phenomenon, it can be seen that increasing the relative density of soil can effectively prevent soil degradation by combining FIGURE 8 (c). For the very loose saturated sandy soil ($D_r < 15\%$) is the most prone to degradation, which is because the pore water pressure at this time is greater than 95kPa, and the effective stress of the soil basically tends to 0 under the premise of the confining stress of 100kPa, this means that according to equation 2, the pore pressure ratio (R_u) is greater than 0.95, so it is considered that liquefaction occurs and the soil structure is degraded. As the relative density increases, the pore water pressure of the sandy soil decreases from very loose to loose ($15\% < D_r < 35\%$) and the effective stress increases, the pore pressure ratio (R_u) is smaller than 0.95, thus making it more resistant to degradation.

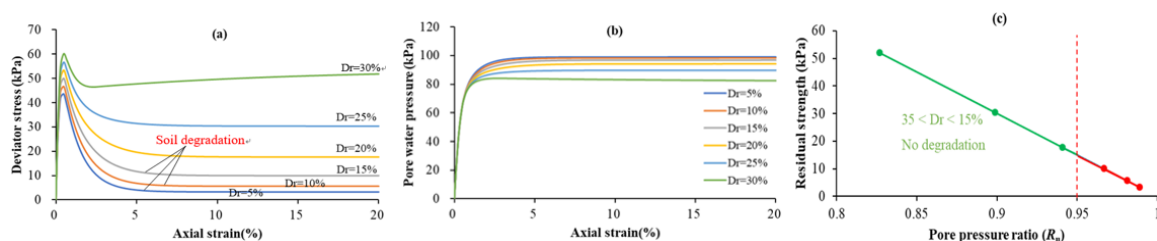


FIGURE 8. Effect of simulated relative density on RF shear strength of saturated Hostun sand (a-b) Stress-Strain curves and (c) Residual strength-Pore pressure ratio curve

V CONCLUSION

This paper investigates and analyzes the undrained properties of saturated sandy soils, then to combine the experimental data in the literature to verify the applicability of the NorSand model, and then, the NorSand model was used to analyze the uncertainties of soil degradation from the perspective of relative density. The conclusions drawn from this study are summarized as below.

1. The NorSand model has limitations in simulating undrained sand behavior, only applicable to uniform, and fully saturated sand. However, the soil in reality can be in unsaturated state with the void ratio distributing around a mean value. And it is necessary to have more study to take into account the effect of saturation degree and the distribution law on the degradation of soil due to the liquefaction.
2. In undrained experiments with saturated sandy soils, bulk variation causes a change in pore water pressure. Shearing dense sand generates negative pore water pressure, increasing soil shear strength, while shearing loose sand generates positive pore water pressure, decreasing soil shear strength.
3. The NorSand model agrees well with experimental data for very loose Hostun sand RF. At small axial strains (<1%), deviatoric stress in the soil reaches a maximum, rapidly decreasing (close to 0) and then stabilizing.
4. Simulation results demonstrate that relative density of saturated sandy soil strongly affects soil degradation due to the liquefaction. As relative density increases, soil resistance increases. The most susceptible to soil degradation is when relative density is below 15%.

REFERENCES

1. Castro, G. (1975). Liquefaction and cyclic mobility of saturated sands. *Journal of the geotechnical engineering division*, 101(6), 551-569. <https://doi.org/10.1061/AJGEB6.0000173>
2. Castro, G., & Poulos, S. J. (1977). Factors affecting liquefaction and cyclic mobility. *Journal of the Geotechnical Engineering Division*, 103(6), 501-516. <https://doi.org/10.1061/AJGEB6.0000433>
3. Casagrande, A. (1976). Liquefaction and cyclic deformation of sands-a critical review. *Harvard Soil Mechanics Series*, Harvard University, Cambridge, Massachusetts., (88).
4. Kramer, S. L., & Seed, H. B. (1988). Initiation of soil liquefaction under static loading conditions. *Journal of Geotechnical Engineering*, 114(4), 412-430. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9410\(1988\)114:4\(412\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9410(1988)114:4(412))
5. Benahmed, N. (2001). *Comportement mécanique d'un sable sous cisaillement monotone et cyclique: application aux phénomènes de liquéfaction et mobilité cyclique* (Doctoral dissertation, Marne-la-vallée, ENPC).
6. Tran, K. H., Imanzadeh, S., Taibi, S., & Dao, D. L. (2020). Liquefaction Behavior of Dense Sand Relating to the Degree of Saturation. In *Geotechnics for Sustainable Infrastructure Development* (pp. 879-886). Springer Singapore. 10.1080/19648189.2021.1999333
7. Iwasaki, T. (1986). Soil liquefaction studies in Japan: state-of-the-art. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 5(1), 2-68. [https://doi.org/10.1016/0267-7261\(86\)90024-2](https://doi.org/10.1016/0267-7261(86)90024-2)
8. Fargeix, D. (1986). *Conception et réalisation d'une presse triaxiale dynamique: application à la mesure des propriétés des sols sous sollicitations sismiques* (Doctoral dissertation, ANRT, Université Pierre Mendès France (Grenoble II)).

9. Tran, K. H., Imanzadeh, S., Taibi, S., Souli, H., Fleureau, J. M., & Hattab, M. (2022). Liquefaction of unsaturated soils-volume change and residual shear strength. *European Journal of Environmental and Civil Engineering*, 1-21. <https://doi.org/10.1080/19648189.2022.2075471>
10. Kovačević, M. S., Jurić-Kaćunić, D., Librić, L., & Ivoš, G. (2018). Engineering soil classification according to EN ISO 14688-2: 2018. *Građevinar*, 70(10.), 873-879. <https://doi.org/10.14256/JCE.2437.2018>
11. Kato, S., Ishihara, K., & Towhata, I. (2001). Undrained shear characteristics of saturated sand under anisotropic consolidation. *Soils and Foundations*, 41(1), 1-11. <https://doi.org/10.3208/sandf.41.1>
12. Jefferies, M. G. (1993). NorSand: a simple critical state model for sand. *Géotechnique*, 43(1), 91-103. <https://doi.org/10.1680/geot.1993.43.1.91>
13. Sternik, K. (2014). Technical Note: Prediction of Static Liquefaction by Nor Sand Constitutive Model. *Studia Geotechnica et Mechanica*, 36(3), 75-83. <https://doi.org/10.2478/sgem-2014-0029>
14. Woudstra, L. J. (2021). Verification, Validation and Application of the NorSand Constitutive Model in PLAXIS: Single-stress point analyses of experimental lab test data and finite element analyses of a submerged landslide. <http://resolver.tudelft.nl/uuid:dc29fd0a-6e8a-4f94-92d1-cd7b9a66c4fa>
15. Jefferies, M., & Been, K. (2015). *Soil liquefaction: a critical state approach*. CRC press.
16. Bataee, M., Hamdi, Z., Irawan, S., Ashena, R., & Ghassemi, M. F. (2017, October). Effect of saturation alteration on wellbore stability during WAG Injection. In *SPE Russian Petroleum Technology Conference*. OnePetro. <https://doi.org/10.2118/187826-MS>
17. Surarak, C., Likitlersuang, S., Wanatowski, D., Balasubramaniam, A., Oh, E., & Guan, H. (2012). Stiffness and strength parameters for hardening soil model of soft and stiff Bangkok clays. *Soils and foundations*, 52(4), 682-697. <https://doi.org/10.1016/j.sandf.2012.07.009>
18. Galavi, V. (2010). Groundwater flow, fully coupled flow deformation and undrained analyses in PLAXIS 2D and 3D. *Plaxis Report*.
19. Jiaer, W. U., Kammerer, A. M., Riemer, M. F., Seed, R. B., & Pestana, J. M. (2004, August). Laboratory study of liquefaction triggering criteria. In *13th world conference on earthquake engineering*, Vancouver, BC, Canada, Paper (No. 2580).
20. Asaadi, A., & Sharifipour, M. (2015). Numerical simulation of liquefaction susceptibility of soil interacting by single pile. *International Journal of Mining & Geo-Engineering*, 49, 47-56. [10.22059/IJMGE.2015.54363](https://doi.org/10.22059/IJMGE.2015.54363)
21. Zhao, C. G., Bai, B., & Wang, Y. X. (2004). *Fundamentals of soil mechanics*.

Identification et localisation des défauts dans les ponts à l'aide de l'apprentissage profond

Douaa BENHADDOUCHE¹, Alaa CHATEAUNEUF², Vincent BARRA³

¹ Université Clermont-Auvergne, Clermont-Auvergne-INP, Institut Pascal, LIMOS, 63000 Clermont-Ferrand, CIDECO

² Université Clermont Auvergne, Clermont-Auvergne-INP, Institut Pascal, 63000 Clermont-Ferrand, CIDECO

³ Université Clermont-Auvergne, CNRS, Mines de Saint-Étienne, Clermont-Auvergne-INP, LIMOS, 63000 Clermont-Ferrand

RESUME

Avec l'évolution de la technologie des réseaux de capteurs et l'émergence des méthodes de l'intelligence artificielle pour l'analyse des grandes masses de données, la surveillance de la santé structurale est devenue un outil pratique pour évaluer la sécurité et la performance des structures. Les variations dans les conditions environnementales et opérationnelles sont les facteurs principaux qui causent l'apparition des défauts structuraux. Un effort considérable a été investi dans les approches basées sur les vibrations et l'apprentissage profond. Selon le type de données utilisées pour alimenter le modèle d'apprentissage profond, les approches de détection proposées sont regroupées en deux familles : les approches non paramétriques, et les approches paramétriques. L'approche paramétrique emploie les accélérations pour déterminer les paramètres inconnus de la structure, comme les fréquences propres et les courbures modales. Dans ce cadre, nous avons développé une méthode qui utilise les courbures modales pour entraîner un auto-encodeur profond ; les erreurs de reconstruction du modèle sont exploitées pour identifier et localiser les défauts. La méthode a été validée sur le modèle numérique d'un pont réel. Plusieurs scénarios de défauts avec différents niveaux de gravité ont été testés. Les résultats de détection ont montré que l'auto-encodeur profond entraîné sur les courbures modales de l'état intact, est capable d'identifier et de localiser les désordres lorsque le bruit de mesure est maîtrisé.

Mots-clés : surveillance, santé structurale, détection de défauts structuraux, auto-encodeur, apprentissage profond.

I. INTRODUCTION

Au cours des deux dernières décennies, de nombreux systèmes de surveillance de la santé structurale (Structural Health Monitoring) ont été mis en œuvre dans des applications mécaniques, aérospatiales et en génie civil. La surveillance de la santé structurale est définie comme un processus d'évaluation non destructive in-situ, qui utilise plusieurs types de capteurs tels que les capteurs acoustiques, de pression, et des accéléromètres, fixés sur une structure ou qui y sont intégrés (Bisby, 2004). Ces capteurs obtiennent des données, qui sont ensuite collectées, stockées, et analysées pour évaluer la sûreté et le rendement de la structure par la détection précoce des défauts structuraux. Dans la surveillance de la santé structurale, la détection des défauts consiste à identifier tout changement dans le comportement dynamique d'une structure. Ce changement résulte de l'évolution des défauts causés par les conditions environnementales (température, vent

et humidité, précipitations et neige) et opérationnelles (charges ambiantes, charges massiques, vitesse opérationnelle) appliquées sur cette structure. Une hiérarchie verticale de détection a été proposée par (Rytter, 1993) qui comprend quatre niveaux : 1- L'identification du défaut ; 2- La localisation du défaut ; 3- La quantification du défaut ; et 4- La prédiction du défaut. Les méthodes traditionnelles de détection des défauts structuraux, comme les essais non destructifs et les inspections visuelles présentent des limites (Avci et al., 2021). Par conséquent, le développement des méthodes de détection automatique pour réduire le coût et le temps de réparation est devenu indispensable. Grâce à leur capacité d'identifier les défauts invisibles dans les sections internes d'une structure, les méthodes basées sur les vibrations sont très répandues. La raison derrière l'efficacité de ces méthodes est que les défauts structuraux se traduisent par la variation des caractéristiques structurales comme la rigidité et se manifestent dans la réponse vibratoire de la structure (Zhang et al., 2022). Avec l'émergence des algorithmes d'intelligence artificielle et leurs succès dans diverses applications (reconnaissance de modèles, classification d'images, traitement du langage naturel, etc.). Le domaine de la surveillance de la santé structurale s'est emparé de ces méthodes pour analyser les données de vibrations issues d'un réseau de capteurs installé sur la structure. Les méthodes basées sur les vibrations et l'apprentissage automatique sont regroupées en deux catégories : la première concerne les approches non paramétriques, qui emploient des techniques statistiques de modélisation des séries temporelles (ARIMA, ARX, et ARMAX par exemple). La seconde catégorie concerne les approches paramétriques, qui utilisent les propriétés dynamiques de la structure telles que les fréquences et les modes propres, les courbures modales, et les taux d'amortissement. Les résultats de détection des approches paramétriques et non paramétriques basées sur la classification supervisée et non supervisée reposent sur la technique d'extraction de caractéristiques utilisées. Il s'avère que les techniques utilisées dans la littérature sont gourmandes en ressources et en temps de calcul. De plus, aucune combinaison d'une méthode d'extraction et d'un classificateur est le choix optimal pour détecter tout type de défauts (Avci et al., 2021). Pour surmonter ces limites, les réseaux de neurones profonds ont été largement utilisés. Ces derniers sont connus pour leur efficacité dans l'extraction automatique des caractéristiques, et de leur robustesse face aux données bruitées, imprécises ou mal définies. De nombreuses études sur la détection des défauts ont utilisé les séries temporelles d'accélération et les propriétés modales pour entraîner les modèles d'apprentissage profond. (Rastin et al., 2021) ont proposé une méthode non supervisée, basée sur un auto-encodeur à convolution pour l'identification des dommages et l'évaluation de l'état global de la structure. Deux modèles numériques, et le pont de Tianjin, ont été utilisés pour évaluer les performances de cette méthode. (Dhiraj et al., 2021) ont développé une méthode composée d'un réseau de convolution profond et d'un modèle de régression linéaire multivariée qui utilise les fonctions de transmissibilité pour détecter, localiser et quantifier les défauts. La méthode a été testée sur les modèles éléments finis de deux structures. La plupart des approches reposent sur un mode supervisé, qui nécessite des données étiquetées de l'état sain et endommagé de la structure surveillée. Ce qui les rend peu pratiques pour les infrastructures de génie civil (Avci et al., 2021), parce que les données provenant de différents états endommagés de ces structures ne sont pas accessibles. De plus, la détection de défauts se limite aux types de défauts considérés dans la phase d'entraînement. Ainsi le mode non supervisé semble plus approprié puisqu'il permet de détecter tout type de défaut, du fait qu'il n'utilise que les données de la structure saine pour entraîner le réseau de neurones. Néanmoins, les travaux sur l'apprentissage profond non supervisé restent limités, et sont souvent capables d'identifier l'existence du défaut, et dans certains cas, de fournir l'information sur l'emplacement (Jiang et al., 2021) ou l'amplitude de défaut lorsqu'il est important. Compte tenu de ces défis, l'objectif de notre travail est de proposer une méthode paramétrique d'apprentissage non supervisé pour identifier et

localiser les défauts structuraux via un auto-encodeur profond pour apprendre la distribution des états structuraux, et les erreurs de reconstruction du modèle pour identifier et localiser les défauts. Cet article est organisé comme suit. La section 2 présente la méthode proposée, elle se concentre sur la compréhension de l'architecture et les hyperparamètres du modèle utilisé, ainsi que sa phase d'entraînement. La section 3 est consacrée à la validation expérimentale de la méthode à l'aide du modèle numérique d'un pont, suivie d'une discussion sur les résultats, les performances et les limites de la méthode. La section 4 conclut l'étude présentée et propose quelques suggestions de travaux futurs.

II. MÉTHODOLOGIE

Les paramètres dynamiques de structures tels que les fréquences et les modes propres ou les coefficients d'amortissement, ont été beaucoup utilisés comme indicateurs de l'existence de défauts structuraux dans les méthodes basées sur les vibrations. La raison pour laquelle ces paramètres ont été largement exploités est la facilité de les mesurer sur les structures réelles (Ma et al., 2020). De plus, il a été reporté plusieurs fois que ces propriétés sont sensibles aux défauts mais également aux variations des conditions environnementales (Niyirora et al., 2022). Les fréquences et les modes propres sont directement reliés à la rigidité de la structure. De ce fait, une modification des fréquences propres ou un changement dans les modes indiquent facilement la présence de défauts et leur sévérité. Pour une meilleure localisation des défauts, d'autres paramètres dynamiques ont été proposés, parmi lesquels : la densité spectrale de puissance (Yu et al., 2019) et les courbures modales (Hou and Xia, 2021) qui ont montré plus de sensibilité aux défauts que les modes (Pandey et al., 1991). Dans le travail présenté ici, nous avons utilisé les courbures modales de l'état sain de la structure pour entraîner un auto-encodeur profond. Le modèle apprend à reconstruire les courbures modales de la structure sur les points de mesure. Les erreurs de reconstruction du modèle dans l'étape de test sont utilisées pour identifier et localiser les défauts. La figure 1 compare les courbures de l'état sain et celles des cinq scénarios de défauts. Dans cette étude, neuf points de mesure sont considérés. Les pics sur les courbes apparaissent aux points de mesure proches du défaut. Par exemple, sur la figure 1, le scénario 1 correspond au défaut **se trouvant** dans la zone couverte par les points de mesure C4, C5, et C6. La méthode proposée est composée de deux phases : l'apprentissage de l'état de référence (ou initial) de la structure, et l'identification et la localisation des désordres par les erreurs de reconstruction. Durant la première phase, l'auto-encodeur profond apprend la distribution des courbures modales dans l'état intact afin de les reproduire. Et dans la deuxième phase, les erreurs de reconstruction dans l'état endommagé sont utilisées comme indicateurs de l'existence de défauts sur la structure et pour les localiser.

Apprentissage de la distribution de l'état structural

Dans cette phase, un auto-encodeur profond a été utilisé pour apprendre la distribution des courbures modales dans l'état intact de la structure. Nous supposons que la distribution des courbures modales dans un état d'endommagement dévie de la distribution des courbures apprise par le modèle, ce qui nous permettra de détecter les désordres. Un auto-encodeur est un réseau de neurones de type propagation en avant, son apprentissage se fait en utilisant la rétropropagation basée sur les algorithmes d'optimisation. Un auto-encodeur est entraîné d'une manière non supervisée à reproduire son entrée, il ne nécessite donc pas d'échantillons de l'état endommagé dans la phase d'apprentissage. Un auto-encodeur est composé de deux réseaux : l'encodeur et le décodeur. L'encodeur plonge les données d'entrée x dans un espace latent de petite dimension h alors que le décodeur tente de reconstruire les données originales à partir de h pour obtenir \hat{x} .

La fonction de transfert de chaque partie est exprimée comme suit :

$$\mathbf{h} = \mathbf{f}(\mathbf{x}) = \Phi(\mathbf{W}\mathbf{x} + \mathbf{b}) \quad (1)$$

$$\hat{\mathbf{x}} = \mathbf{g}(\mathbf{h}) = \Phi'(\mathbf{W}'\mathbf{x} + \mathbf{b}') \quad (2)$$

où \mathbf{W}, \mathbf{W}' et \mathbf{b}, \mathbf{b}' sont respectivement les matrices de pondérations et les vecteurs de biais de l'encodeur et du décodeur, tandis que Φ et Φ' sont respectivement les fonctions d'activations de l'encodeur et du décodeur. L'auto-encodeur optimise les paramètres d'apprentissage \mathbf{W}, \mathbf{W}' et \mathbf{b}, \mathbf{b}' en utilisant une fonction de coût L entre l'entrée \mathbf{x} et la sortie du décodeur $\hat{\mathbf{x}}$.

La dimension d'un auto-encodeur est le nombre de neurones dans la couche latente qui sépare ses deux parties. Il est dit auto-encodeur profond, lorsqu'il contient plus qu'une couche cachée.

L'auto-encodeur profond proposé dans cet article a pour dimension 3 (DAE-3D) et est composé de 5 couches cachées. Il a été entraîné sur 100 époques par lots de 256 données de courbures modales de l'état sain seulement. L'algorithme d'optimisation Adam a été utilisé pour mettre à jour les pondérations du réseau. L'objectif de l'actualisation des pondérations est de minimiser la perte entre les séries de courbures reconstruites et réelles. Nous avons utilisé l'erreur quadratique moyenne (MSE) comme fonction de coût pour calculer cette perte. La fonction MSE pour n entrées est donnée comme suit :

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2 \quad (3)$$

La fonction d'activation de la couche de sortie de l'encodeur est linéaire, et comme les séries de courbures ont été normalisées à $[-1,1]$ dans cette méthode, l'activation de la couche de sortie du décodeur est la tangente hyperbolique. La fonction d'activation *Leaky-ReLU* est utilisée sur les autres couches de l'encodeur et du décodeur. Le pas d'apprentissage est fixé à 0,01 et le reste des paramètres comme l'initialisation des pondérations et des biais a été effectuée par la méthode de Glorot (Glorot and Bengio, 2010). Les nombres de couches et de neurones dans chaque couche ont été choisis expérimentalement. Le réseau a été codé en Python en utilisant la librairie *Tensorflow* (<https://www.tensorflow.org>). La figure 2 montre l'architecture de l'auto-encodeur profond utilisé.

Identification et localisation des défauts

Après l'étape d'apprentissage de la distribution des données de l'état intact, le modèle est utilisé pour identifier la présence des défauts dans la structure, puis pour déterminer leurs emplacements. Les courbures modales d'un état endommagé sont employées dans cette phase pour détecter les désordres. L'intuition sous-jacente de cette hypothèse, est que les défauts modifient les propriétés dynamiques de la structure par rapport à celles de l'état intact (ou initial). Cela se traduit par l'inefficacité du l'auto-encodeur profond à reproduire les courbures modales de l'état endommagé. En conséquence, les grandes valeurs de MSE résultent de l'écart entre les courbures de l'état endommagé et celles prédites par le modèle. Ces valeurs de MSE sont supérieures aux valeurs de MSE calculées pendant la phase d'apprentissage. Pour cela, nous avons déterminé un seuil d'erreur (SE), basé sur les erreurs en phase d'apprentissage, pour identifier la présence de défauts dans la structure. Le seuil est calculé comme suit :

$$SE = \text{Max} \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m mse_{ij} \right] \quad (4)$$

où m est le nombre de modes et mse_{ij} est l'erreur quadratique moyenne de reconstruction sur le point de mesure i sur le mode j . Cette technique peut être utilisée sur n'importe quel mode afin d'identifier la présence de défauts ; le type de défaut reste néanmoins inconnu. Pour la localisation, le maximum des valeurs MSE calculées pour chaque point de mesure, est supposé être la valeur du

capteur proche de l'emplacement du défaut. Dans cette étape, chaque mode est traité séparément. Après les phases d'entraînement, d'identification et de localisation, les résultats de détection des 10 modes sont agrégés et le résultat final est obtenu par consensus. L'occurrence de chaque capteur détecté proche d'un défaut sur les 10 modes est utilisée comme critère du consensus.

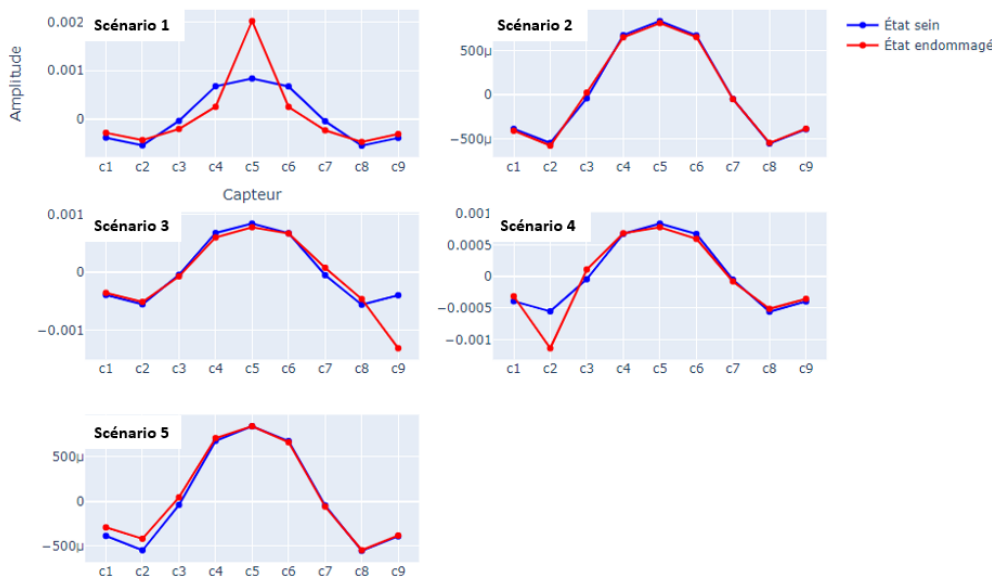


FIGURE 1. Comparaison entre les courbures modales de l'état sain et de l'état endommagé.

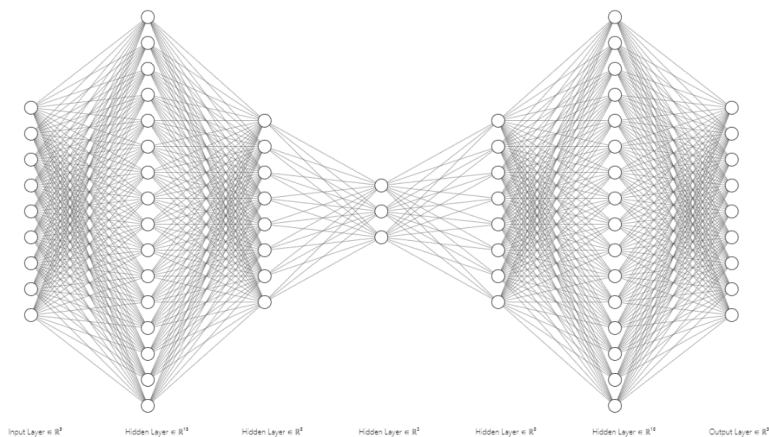


FIGURE 2. Architecture du DAE-3D utilisé.

III. RÉSULTATS ET DISCUSSION

Pour étudier l'efficacité de la méthode proposée, nous l'avons appliquée sur un modèle numérique du pont de Longues au Puy-de-Dôme (63). La structure de test employée est un modèle éléments finis composé de 28 éléments et 29 nœuds, neuf points de mesure ont été définis sur différents éléments du modèle pour enregistrer sa réponse dynamique dans l'état sain et l'état d'endommagement par des essais de tirer-lâcher. Cinq scénarios de défauts ont été simulés pour vérifier l'efficacité de la méthode. Ces défauts correspondent à la réduction de rigidité des éléments sur lesquels ils ont été déterminés. La figure 3 illustre le modèle numérique du pont, ainsi que les emplacements des défauts. Les C_i sont les points de mesure, et les éléments endommagés sont

entourés par des cercles rouges. Après avoir calculé les dix premiers modes de la structure, un jeu de données de taille (20000,9) a été généré pour chaque mode à l'état intact, et cinq jeux de données de taille (200,9) ont été créés pour chaque scénario de défaut. Tous ces jeux de données ont été normalisés entre $[-1,1]$ en utilisant la formule $\frac{x-x_{min}}{x_{max}-x_{min}}$ avant d'être présentés à notre auto-encodeur profond pour la phase d'entraînement et de test.



FIGURE 3. Pont de Longues : ouvrage, modèle numérique et localisation des capteurs et des défauts.

Deux jeux de données ont été créés, avec faible bruit et bruit important ; le bruit est modélisé par des variables aléatoires gaussiennes indépendantes qui affectent les rigidités des éléments. De plus, deux niveaux de gravité de défauts ont été définis pour les scénarios d'endommagement : 20% défauts faibles et 80% défauts sévères, afin de tester la capacité de détection de la méthode vis-à-vis du niveau de bruit et de la sévérité des désordres. Dans la phase d'entraînement, 25% du jeu de données a été utilisé pour valider l'apprentissage du modèle. La figure 4 illustre les résultats d'entraînement sur le mode 6 dans l'état intact et le scénario du défaut 2 sur le point de mesure C1. Dans cet exemple, nous remarquons que l'auto-encodeur profond est capable de reconstruire les courbures de l'état intact avec une bonne précision, alors que dans le cas endommagé, la différence entre les courbures mesurées et prédites est assez conséquente.

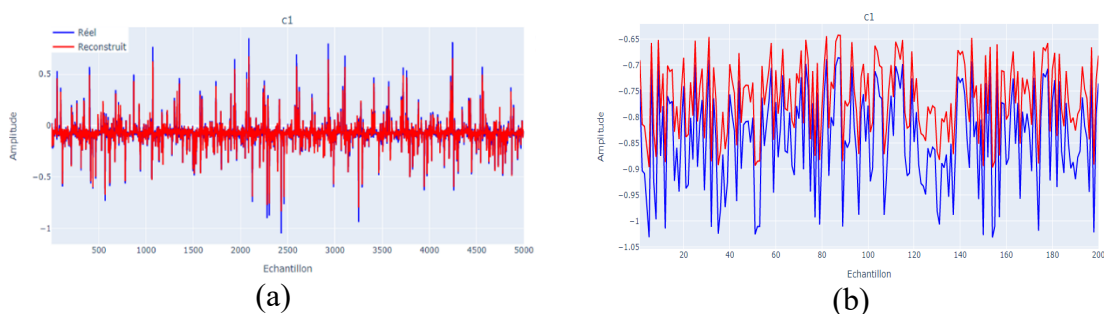


FIGURE 4. Comparaison des courbures originales et reconstruites du point C1 pour : (a) état intact, (b) état endommagé.

La méthode proposée exploite cette différence pour identifier puis localiser les défauts. L'identification des cas endommagé se fait à l'aide d'un seuil d'erreur défini en phase d'entraînement. Les cas dont les MSE sont supérieures à ce seuil sont considérés comme cas endommagés. La raison pour laquelle ces erreurs dépassent le seuil, est à la présence de défauts dans la structure. Dès lors, son comportement dynamique a changé, et le modèle est incapable de

reconstruire les courbures modales précisément dans l'état endommagé. La figure 5 montre les résultats d'identification des défauts en utilisant les deux jeux de données avec des niveaux de bruit faible et élevé. Les figures 5.a et 5.b présentent les erreurs de reconstruction sur les dix modes à tous les points de mesure dans l'état intact (en bleu) et dans l'état endommagé (5 scénarios de défauts : scénario 1 en verre, scénario 2 en jaune, scénario 3 en orange, scénario 4 en rose, et scénario 5 en rouge, avec les 2 pourcentages de sévérité) des données avec un bruit faible, et les figures 5.c et 5.d montrent les erreurs de reconstruction des 9 points de mesure dans l'état intact et l'état endommagé avec un bruit important. La ligne rouge sur les quatre figures représente le seuil d'identification. Nous remarquons que la valeur de ce seuil est quasiment la même pour chaque jeu de données, ce qui est évident parce que l'entraînement se fait avec le même ensemble de données. La valeur du seuil dans ce cas est très faible, et égale à 3×10^{-5} . Ce qui montre que notre modèle a bien appris la distribution des données dans l'état intact. Nous observons que sur les deux ensembles de données et avec les différents pourcentages de gravité des défauts, il existe une variation significative des valeurs d'erreurs dans l'état endommagé (les cinq scénarios de défauts) comparée aux valeurs d'erreurs à l'état sain, qui sont approximativement constantes. En outre, la plupart de ces erreurs se trouvent en dessus du seuil, d'où l'identification des désordres dans la structure. Notre méthode est donc apte à identifier les défauts même à faible degré de gravité. Quant à la localisation, nous avons remarqué que certains modes donnent de grandes erreurs sur les points de mesure voisins de l'élément endommagé, ou n'arrivent pas à localiser correctement quelques défauts. Pour cela, nous avons utilisé un consensus de localisation entre les modes basé sur le nombre de fois qu'un capteur i a eu la plus grande valeur d'erreur sur les dix modes.

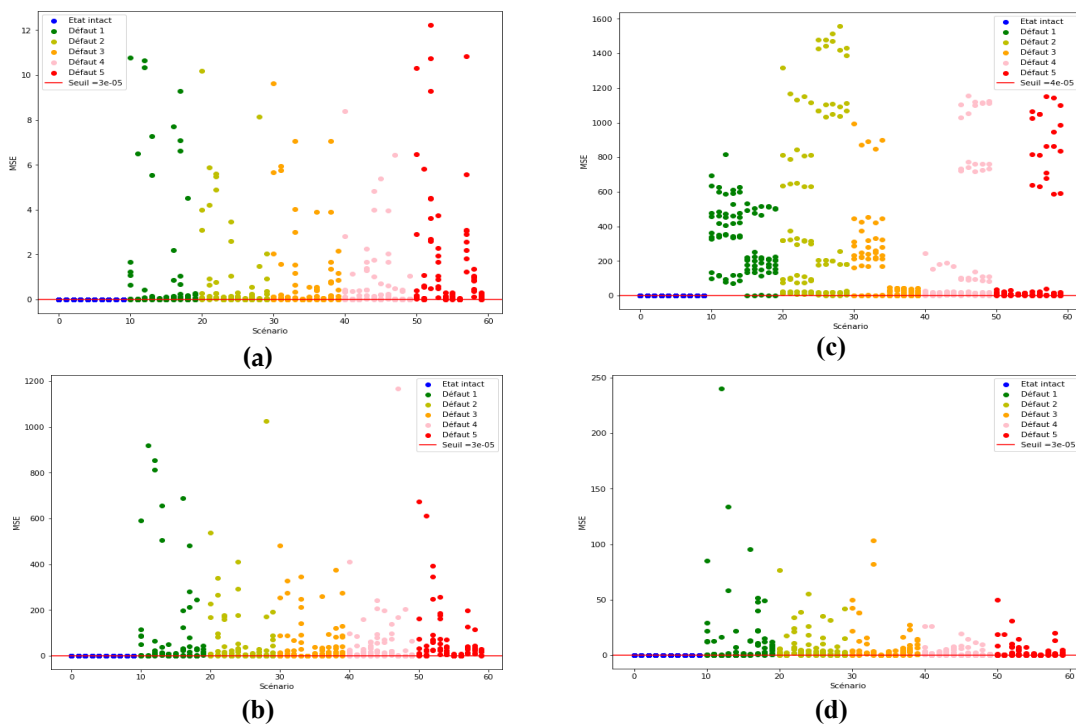


FIGURE 5. Comparaison des erreurs de reconstruction dans l'état intact et dans les cinq états endommagés en utilisant les deux jeux de données simulés : (a) données avec bruit faible et défauts de 20%, (b) données avec bruit faible et défauts de 80%, (c) données avec bruit important et défauts de 20%, (d) données avec bruit important et défauts de 80%.

La figure 6 montre les résultats de localisation sur le mode 1 et 5. Nous remarquons sur la figure 6.a que tous les défauts, illustrés sur la figure 3, ont été correctement localisés par le mode 1.

Cependant, pour le mode 5 seulement 2 défauts sur 5 (défaut 1 sur C5 et défaut 5 sur C3) ont été précisément localisés. Pour les trois autres défauts, ce sont les points de mesure voisins qui ont été détectés proches des emplacements des défauts. Par exemple, le défaut 3 est détecté sur C8 alors qu'il se trouve sur C9.

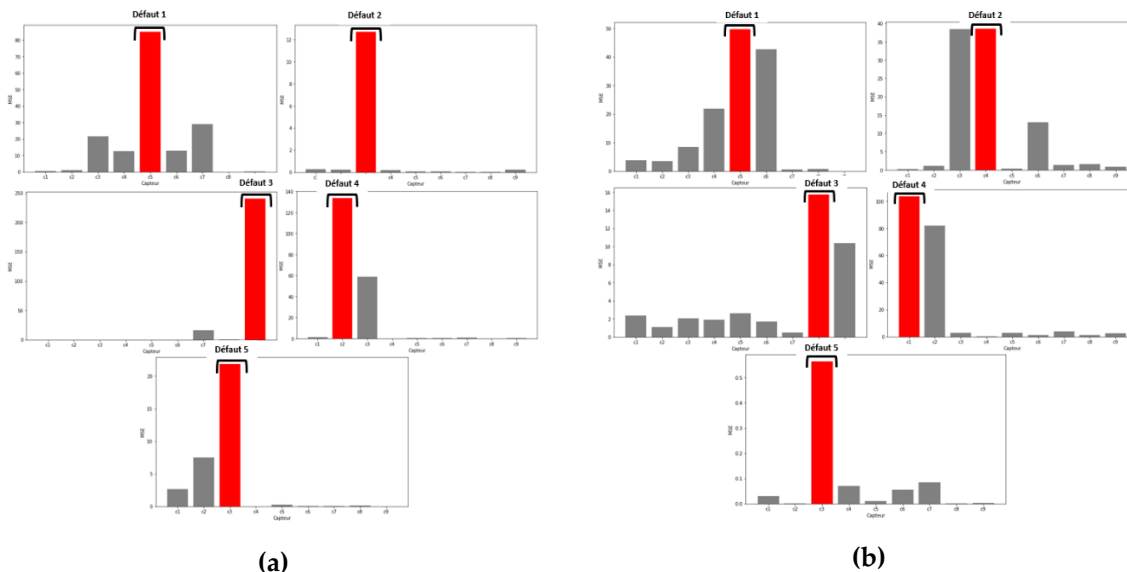


FIGURE 6. Localisation des défauts de 80% en cas de bruit élevé : (a) mode 1, (b) mode 5.

Les tableaux de la figure 7 présentent le résultat final de la localisation des cinq défauts par les dix modes sur les deux jeux de données. Sur la dernière colonne de chaque tableau sont précisés les capteurs situés sur les éléments endommagés des cinq scénarios de défaut comme défini sur la figure 3. Sur les autres colonnes, sont indiqués les capteurs ayant les valeurs maximales d'erreurs de reconstruction pour chaque scénario de défaut. La liste de capteurs au-dessus de chaque tableau correspond aux capteurs proches des défauts des 5 scénarios respectivement.

<p>(a) cas des données avec bruit faible et défauts de 20%</p>	Capteurs sur défauts: ['c5', 'c3', 'c9', 'c2', 'c3']											
		Mode1	Mode2	Mode3	Mode4	Mode5	Mode6	Mode7	Mode8	Mode9	Mode10	Réel
	D1	c5	c6	c5	c6	c5	c6	c5	c6	c5	c6	C5
	D2	c3	c3	c3	c4	c4	c3	c5	c3	c3	c1	C3
	D3	c9	c8	c6	c8	c6	c7	c9	c9	c6	c8	C9
	D4	c2	c2	c1	c2	c2	c3	c3	c1	c2	c1	C2
D5	c3	c1	c6	c3	c1	c3	c3	c1	c3	c3	C3	
<p>(b) Cas des données avec bruit faible et défauts de 80%</p>	Capteurs sur défauts: ['c5', 'c3', 'c9', 'c2', 'c3']											
		Mode1	Mode2	Mode3	Mode4	Mode5	Mode6	Mode7	Mode8	Mode9	Mode10	Réel
	D1	c5	c6	c5	c6	c5	c6	c5	c6	c5	c6	C5
	D2	c3	c3	c3	c3	c4	c3	c5	c3	c3	c3	C3
	D3	c9	c8	c6	c8	c9	c9	c9	c9	c7	c8	C9
	D4	c2	c2	c2	c2	c2	c3	c3	c2	c2	c1	C2
D5	c3	c1	c6	c3	c2	c3	c4	c1	c3	c6	C3	

(c) Cas des données avec bruit important et défauts de 20%	Capteurs sur défauts: ['c5', 'c5', 'c9', 'c5', 'c5']											
		Mode1	Mode2	Mode3	Mode4	Mode5	Mode6	Mode7	Mode8	Mode9	Mode10	Réel
	D1	c5	c4	c5	c9	c5	c9	c5	c4	c5	c1	C5
	D2	c5	c6	c5	c9	c5	c9	c5	c4	c5	c9	C3
	D3	c9	c4	c5	c9	c5	c9	c5	c4	c9	c1	C9
	D4	c5	c4	c5	c9	c5	c9	c5	c4	c1	c9	C2
D5	c5	c4	c5	c9	c5	c9	c5	c4	c1	c9	C3	
(d) Cas des données avec bruit important et défauts de 80%	Capteurs sur défauts: ['c5', 'c3', 'c9', 'c2', 'c3']											
		Mode1	Mode2	Mode3	Mode4	Mode5	Mode6	Mode7	Mode8	Mode9	Mode10	Réel
	D1	c5	c4	c5	c4	c5	c6	c5	c6	c5	c6	C5
	D2	c3	c3	c3	c3	c4	c3	c5	c3	c3	c8	C3
	D3	c9	c9	c7	c8	c8	c7	c8	c9	c9	c9	C9
	D4	c2	c2	c1	c2	c1	c3	c4	c2	c2	c1	C2
D5	c3	c4	c3	c1	c3	c4	c4	c3	c3	c6	C3	

FIGURE 7. Résultat final de localisation des défauts

Ces résultats montrent que la méthode a pu localiser correctement les défauts de 80% de gravité pour les données avec bruit faible (figure 7.b) et pour les données avec bruit important (figure 7.d). Les défauts de 20% de gravité ont été bien localisés sur les données de bruit faible (figure 7.a). Néanmoins, sur les données de bruit important (figure 7.c) seulement 2 défauts sur 5 ont été correctement localisés.

IV. CONCLUSION

Ce travail porte sur l'apprentissage profond non supervisée qui s'appuie sur un auto-encodeur profond pour assurer les deux premiers niveaux de détection, à savoir l'identification et la localisation des désordres dans une structure à partir des courbures modales. La méthode est composée de deux étapes : l'apprentissage de la distribution des courbures modales de l'état sain de la structure, et l'identification et la localisation des désordres. La première étape permet d'avoir une distribution de référence qui présente l'état intact de la structure, ce qui garantit la détection dans la deuxième étape de toute déviation de cette distribution. Cette déviation traduit le changement des propriétés dynamiques de la structure, engendrée par des désordres. Afin de valider les performances de cette méthode, nous l'avons appliquée au modèle éléments finis du pont de Longues au Puy-de-Dôme. Neuf points de mesure ont été définis le long de l'ouvrage et cinq scénarios de désordres ont été simulés. Deux ensembles de données ont été générés, pour représenter les niveaux de bruit faible et élevé. Les scénarios de défauts ont été simulés par la réduction de rigidité des éléments endommagés, avec deux pourcentages : 80% pour des défauts sévères, et 20% pour des défauts faibles. Un auto-encodeur profond à trois dimensions a été utilisé dans l'étape d'apprentissage. Il a été entraîné sur les courbures modales des dix premiers modes de la structure dans l'état intact. Puis les erreurs de reconstruction calculées par l'erreur quadratique moyennée (MSE) ont été exploitées pour identifier et localiser les défauts. Pour détecter les défauts, un seuil d'erreur de reconstruction a été déterminé en considérant la valeur maximale d'erreurs sur les points de mesure. Les résultats de cette technique ont montré l'efficacité de notre méthode pour l'identification des défauts à la présence d'un bruit important sur les données, et des défauts minimes. Afin de remédier à la fausse identification des emplacements de défauts, une

localisation par consensus a été employée. Cette méthode a été efficace pour localiser les défauts sévères sur les deux ensembles de données. Cependant, elle ne permet pas la localisation des faibles défauts lorsque le niveau de bruit devient important. La méthodologie présentée ici permet d'identifier et de localiser les défauts structuraux importants. Elle sera prochainement testée sur les données de la structure réelle. Dans les futurs travaux, nous travaillerons sur l'amélioration de la technique de localisation des faibles désordres lorsque les données sont fortement bruitées, et augmenter ainsi la capacité de détection de cette méthode, à l'aide d'outils statistiques appropriés pour mesurer le degré de gravité des défauts.

REFERENCES

- Rytter A. *Vibrational Based Inspection of Civil Engineering Structures*. Aalborg: Dept. of Building Technology and Structural Engineering, Aalborg University, 1993. 193 p.
- Avci, O., Abdeljaber, O., Kiranyaz, S., Hussein, M., 2021. A review of vibration-based damage detection in civil structures: From traditional methods to Machine Learning and Deep Learning applications. *Mechanical Systems and Signal Processing* 45.
- Bisby, L.A., 2004. *An Introduction to Structural Health Monitoring*.
- Dhiraj, Agarwal, A., Agrawal, A., Meruane, V., Sangwan, K.S., 2021. Development of a Machine Learning-based model for Damage Detection, Localization, and Quantification to Extend Structure Life. *Procedia CIRP* 98, 199–204. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2021.01.030>
- Glorot, X., Bengio, Y., 2010. Understanding the difficulty of training deep feedforward neural networks.
- Hou, R., Xia, Y., 2021. Review on the new development of vibration-based damage identification for civil engineering structures: 2010–2019. *Journal of Sound and Vibration* 491, 115741. <https://doi.org/10.1016/j.jsv.2020.115741>
- Jiang, K., Han, Q., Du, X., Ni, P., 2021. A decentralized unsupervised structural condition diagnosis approach using deep auto-encoders. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering* 36, 711–732. <https://doi.org/10.1111/mice.12641>
- Ma, X., Lin, Y., Nie, Z., Ma, H., 2020. Structural damage identification based on unsupervised feature extraction via Variational Auto-encoder. *Measurement* 160, 107811. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2020.107811>
- Niyirora, R., Ji, W., Masengesho, E., Munyaneza, J., Niyonyungu, F., Nyirandayisabye, R., 2022. Intelligent damage diagnosis in bridges using vibration-based monitoring approaches and machine learning: A systematic review. *Results in Engineering* 16, 100761. <https://doi.org/10.1016/j.rineng.2022.100761>
- Pandey, A.K., Biswas, M., Samman, M.M., 1991. Damage detection from changes in curvature mode shapes. *Journal of Sound and Vibration* 145, 321–332. [https://doi.org/10.1016/0022-460X\(91\)90595-B](https://doi.org/10.1016/0022-460X(91)90595-B)
- Rastin, Z., Amiri, G.G., Darvishan, E., 2021. Unsupervised Structural Damage Detection Technique Based on a Deep Convolutional Autoencoder. *Shock and Vibration* 11.
- Yu, Y., Wang, C., Gu, X., Li, J., 2019. A novel deep learning-based method for damage identification of smart building structures. *Structural Health Monitoring* 18, 143–163. <https://doi.org/10.1177/1475921718804132>
- Zhang, C., Mousavi, A.A., Masri, S.F., Gholipour, G., Yan, K., Li, X., 2022. Vibration feature extraction using signal processing techniques for structural health monitoring: A review. *Mechanical Systems and Signal Processing* 177, 109175. <https://doi.org/10.1016/j.ymssp.2022.109175>

Réfléchir à la gestion du risque inondation par un jeu de rôle informatisé basé sur la simulation multi-agent

Franck Taillandier¹, Annabelle Moatty¹, Pénélope Brueder¹, Bruno Beullac¹, Pascal Di Maiolo¹, Corinne Curt¹

¹INRAE, Aix Marseille Univ, RECOVER, Aix-en-Provence, France, franck.taillandier@inrae.fr

²ADEME, 2 Bd de Gabès - 13008 Marseille

RESUME La gestion des inondations est un enjeu majeur pour de nombreux territoires. Cependant, les stratégies de gestion de ce risque sont souvent peu performantes car elles ne sont pas pensées dans un cadre multicritère, sur le long-terme et en impliquant les citoyens. Pour répondre à cet enjeu, nous avons conçu un jeu sérieux Sim-MANA basé sur un modèle multi-agent (MANA-Flo) visant à sensibiliser le grand public à la gestion de ce risque en intégrant une grande variété de solutions structurelles (digue, noues, végétalisation, délocalisation...). Les joueurs, qui incarnent chacun un rôle, doivent discuter et négocier pour choisir des projets sur leur territoire qui sont alors évalués sur plusieurs critères au travers du modèle MANA-Flo qui permet de simuler une inondation. Différents éléments matériels tels qu'une maquette 3D du territoire permettent de renforcer l'immersion des joueurs. Un dispositif d'évaluation des apprentissages du jeu a été conçu et des ateliers test seront menés en 2023.

Mots-clefs Inondation, gestion des risques, jeu sérieux, modèle multi-agent, Solution fondée sur la nature

I. INTRODUCTION

La combinaison des effets du changement climatique avec l'augmentation des enjeux exposés, et parfois de leur vulnérabilité, notamment dans les zones urbaines côtières, a fait de la gestion des risques un enjeu majeur pour le développement de ces territoires (Wang et al., 2023). Différentes stratégies structurelles et non structurelles peuvent être envisagées pour faire face aux risques naturels, notamment les inondations (Curt et al., 2020). Les stratégies structurelles classiques reposent avant tout sur une "protection dure", c'est-à-dire un élément anthropique (digue, barrage, etc.) visant à protéger des enjeux d'un aléa. Cette approche, si elle est efficace, pose plusieurs problèmes car ces structures donnent souvent une impression trompeuse de protection totale à la population, encourageant ainsi l'urbanisation et à des comportements à risque, et par ailleurs, génèrent des dégradations sur l'environnement et le paysage. Une stratégie alternative consiste à utiliser des solutions fondées sur la nature (SfN). L'UICN définit les SfN comme des "actions visant à protéger, gérer durablement et restaurer les écosystèmes naturels ou modifiés afin de répondre directement aux défis sociétaux d'une manière efficace et adaptative tout en garantissant le bien-être humain et les avantages de la biodiversité" (UICN, 2016). Ainsi, au-delà des enjeux de protection, les SfN procurent des co-bénéfices pouvant être très diversifiés et

concerner des aspects socioculturels et économiques tels que l'amélioration de l'attractivité des lieux, la création d'emplois verts, la qualité de vie et la santé (Curt et al., 2022; Raymond et al., 2017).

Les résultats du projet H2020 NAIAD (2016-2019) révèlent que les SfN mises en œuvre en milieu urbain pour réduire les hauteurs d'eau ou les débits de crues sont efficaces pour les événements de faible période de retour mais le sont moins pour les événements extrêmes (Degache-Maspero, 2019). De plus, l'efficacité des SfN est conditionnée par la bonne santé écologique des systèmes. Les SfN sont techniquement efficaces à certaines échelles spatiales et dépendent fortement du contexte local (social, économique, culturel). En tant que tel, leur déploiement pour mettre en œuvre la transition vers un mode de développement plus durable implique de surmonter des obstacles techniques, institutionnels, réglementaires, économiques et financiers. En effet, les questions de dimensionnement, de mise en œuvre, d'évaluation et de suivi des SfN et de leurs co-bénéfices impliquent des connaissances et des compétences spécifiques à différentes échelles (du sous-écosystème à l'échelle de la région administrative) qui font défaut (Giordano et al., 2020). Le manque de retour d'expérience et de protocoles standardisés pour évaluer l'efficacité des SfN en termes d'atténuation des risques est un obstacle au financement de ces actions. Une autre contrainte est liée à la temporalité de l'efficacité de ces solutions, en effet certaines d'entre elles atteignent leur efficacité maximale en plusieurs années voire décennies (lorsqu'elles impliquent la plantation et la croissance d'arbres par exemple) (Degache-Maspero, 2019). Les incertitudes, notamment en ce qui concerne l'efficacité de la prévention, sont à l'origine de nombreux obstacles sociaux et culturels à la mise en œuvre des SfN [(Giordano et al., 2020).

Ces obstacles et incertitudes rendent l'implémentation des SfN encore marginale ; les solutions d'ingénierie classiques étant largement privilégiées. Au travers de ce travail, nous proposons un dispositif permettant de sensibiliser les différents acteurs d'un territoire aux SfN, afin de leur permettre de mieux les connaître et de mieux appréhender leurs intérêts et leurs limites. Ce dispositif cherche à intégrer toutes les parties prenantes, depuis les techniciens, les élus jusqu'aux habitants, dans le processus de prise de décision, afin que ces différents acteurs discutent collectivement des stratégies possibles pour gérer les inondations. Pour cela, nous avons proposé un jeu sérieux Sim-MANA qui combine jeu de rôle et simulation informatisée basée sur un modèle multi-agent (SMA). Sim-MANA a été conçu pour 5 à 15 joueurs, plus un maître de jeu. Il ne nécessite aucune connaissance ou compétence initiale pour les joueurs, bien qu'il soit tout à fait jouable par des experts dans le domaine des inondations, ou par une équipe mixte (experts et béotiens). Il place les joueurs à la tête d'un conseil municipal au cours duquel ils doivent prendre des décisions relatives à l'aménagement du territoire et à la gestion des inondations (inondations et ruissellement) en zone urbaine. Le jeu a été conçu autour de trois objectifs associés aux connaissances à transférer aux joueurs : 1) sensibiliser aux différents enjeux liés au développement d'un territoire soumis aux inondations ; 2) informer sur les différentes stratégies pour faire face aux inondations et en particulier les SfN, et leurs avantages et inconvénients ; 3) montrer le compromis entre les différents enjeux et les perceptions des différentes parties prenantes, et donc la complexité du système. En outre, Sim-MANA vise à initier et développer la discussion, partager opinions et idées, et permettre un débat collectif sur la gestion des inondations dans le cadre de la planification urbaine.

II. ETAT DE L'ART

Différents jeux ont été proposés pour sensibiliser aux inondations et/ou fournir des connaissances pour la gestion des risques. Une revue de littérature a identifié 37 jeux liés à la gestion des risques d'inondation (Forrest et al., 2022). Ces jeux présentent des caractéristiques variées : informatisés ou non, prenant en compte la phase pré-événement, la phase de gestion de crise et/ou les phases post-événement, pour un ou plusieurs joueurs, etc. Nous nous concentrerons plus précisément dans cette partie sur les jeux qui intègrent la phase pré-événement (gestion du territoire avant l'événement) et offrent l'opportunité d'utiliser des stratégies avec des SfN en zone urbaine.

Jeux de société et/ou jeux de rôle. Il existe quelques jeux sérieux de type jeu sur table axés sur la gestion des inondations, mais peu d'entre eux s'intéressent à la phase précédant l'événement et encore moins aux SfN. Par exemple, Flood control game (Ernst et al., 2012) et AnyCare (Terti et al., 2019) sont consacrés à la gestion de crise. Le jeu Floodplain Management Game propose aux joueurs d'élaborer une stratégie pour atténuer les inondations (Magnuszewski et al., 2012), mais il se concentre sur le rôle des agriculteurs et les stratégies sont axées sur la production agricole et sur les solutions grises (digues et canaux). À notre connaissance, aucun jeu de ce type n'est consacré aux SfN pour la prévention des risques d'inondation.

Jeux basés sur des simulations informatiques. Plusieurs jeux sérieux informatisés ont été proposés pour sensibiliser les acteurs à la gestion des inondations. Mais, à notre connaissance, seuls deux jeux dans la littérature considèrent des stratégies basées sur les SfN : LittoSIM (Becu et al., 2017) et SPRITE (Taillandier and Adam, 2018). LittoSIM est un modèle de simulation participatif développé pour sensibiliser aux inondations côtières sur l'île d'Oléron. Il vise à rendre les connaissances scientifiques accessibles aux élus locaux et aux agents communaux, et à leur permettre de faire le lien entre ces connaissances et les stratégies de gestion. Si LittoSIM a été calibré à l'origine pour l'île d'Oléron, des développements récents (LittoSIM-GEN (Laatabi et al., 2022)) ont permis de le transposer à d'autres territoires (comme la Camargue ou la Normandie) via la mise en place d'un système d'archétypes définis selon le type de littoral inondable. SPRITE s'appuie également sur le cas de l'île d'Oléron. Il vise à fournir un support pour l'enseignement de la gestion des risques aux étudiants de premier cycle. Ces deux modèles proposent de jouer le rôle du maire, dont l'objectif est d'améliorer la sécurité des habitants, notamment en utilisant les SfN, tout en tenant compte des enjeux économiques et environnementaux, sur plusieurs années.

Ces deux jeux présentent des différences avec nos objectifs : (i) ils ciblent un public spécifique (élus et agents communaux pour LittoSIM, puis gestionnaires des risques pour LittoSIM-GEN ; et étudiants pour SPRITE) ; (ii) ils se focalisent sur la submersion marine et non sur les inondations (crues et ruissellement) ; (iii) le territoire étudié est celui de l'île d'Oléron dans son ensemble (SPRITE) ou de plusieurs communes de l'île (LittoSIM), alors que le territoire visé dans notre cas est plus restreint (commune/quartier) ; (iv) ces jeux proposent de jouer des rôles de maires, alors que nous souhaitons pouvoir jouer le rôle de différents acteurs locaux. Nous pouvons mentionner un troisième jeu issu de la littérature et qui a des liens avec notre travail : Virtual River (den Haan et al., 2020). Ce jeu hybride combine jeu de société et jeu vidéo afin de permettre une réflexion collective sur la gestion d'une rivière aux Pays-Bas. Bien que la problématique soit différente de la nôtre (pas centré sur les inondations et les SfN), certains éléments sont pertinents pour nos

objectifs dans Sim-MANA : la notion de rôles différenciés, la combinaison d'éléments virtuels et physiques, et l'utilisation d'une interface physique pour gérer la simulation informatique.

III. MODELE MANA-Flo

A. Principes

Afin de sensibiliser et de fournir des connaissances sur la gestion du risque d'inondation (actions de prévention et d'atténuation), nous avons conçu un modèle Agent (SMA) appelé MANA-Flo. Ce modèle est basé sur SiFlo (Taillandier et al., 2021), qui est un SMA dédié à la simulation des inondations dans les zones urbaines. SiFlo prend en compte à la fois l'aléa (déversement de l'eau) et la réaction de la population, qui peut effectuer différentes actions : protéger sa maison, évacuer, partager des informations, etc. SiFlo est capable de simuler différents scénarios, mais chaque scénario doit être instancié dans le modèle via les paramètres du modèle. Toutefois, le temps de calcul de la simulation ne permet pas d'utiliser SiFlo dans le cadre d'un jeu où le participant doit obtenir rapidement des résultats. MANA-Flo est donc une version simplifiée et interactive de SiFlo, destinée à être utilisée dans le cadre d'un jeu.

B. Agents

MANA-Flo considère 10 types d'agents : Grille, Bâtiment, Route, Rivière, Digue, Voiture, Habitant, Piscine, Réseau d'eaux pluviales et Monde (agent global). La **grille** est le support du monde virtuel et peut être considérée comme le plateau de jeu. Elle est composée d'un ensemble de cellules de dimensions de 10 m x 10 m. Chaque cellule a une altitude (la grille intègre les informations topographiques). La dynamique de l'écoulement de l'eau utilise la grille. L'agent **rivière** constitue le chemin préférentiel pour l'écoulement de l'eau. Chaque segment de rivière est caractérisé par une largeur et une profondeur. Les précipitations et l'eau arrivant de l'amont vont modifier le remplissage de la rivière et peuvent conduire à son débordement. L'agent **bâtiment** couvre tous les types de bâtiments : résidentiels, commerciaux (magasins ou bureaux) et recevant du public (ERP). L'eau peut pénétrer dans les bâtiments et les endommager. Ils sont caractérisés par leur hauteur et leur nombre d'étages, qui peuvent servir d'abri aux habitants en cas de crue. L'agent **digue** regroupe tous les types d'éléments dont le but est de faire obstacle à l'eau. Il peut s'agir d'un barrage en remblai, d'un mur, etc. Les digues sont caractérisées par leur hauteur et leur résistance. L'agent **bassin**, caractérisé par un volume, représente toute structure ou dispositif permettant de capter et de stocker l'eau. L'agent **route** correspond à tout élément routier. Les routes constituent le réseau sur lequel les agents habitant se déplacent (à pied ou en voiture). L'agent **réseau d'eaux pluviales** correspond à tous les éléments du réseau permettant l'évacuation des eaux pluviales. Comme la route, il est géolocalisé et caractérisé par une capacité d'évacuation. L'agent **voiture** est le moyen de déplacement privilégié des agents habitant. Les agents habitant peuvent les utiliser pour se déplacer rapidement, mais elles représentent aussi un danger. L'eau peut endommager les voitures et les empêcher de quitter une zone ; les agents qui voyagent en voiture dans des zones inondées sont particulièrement vulnérables. Les agents **habitant** modélisent un ménage. Leur comportement s'inspire de SiFlo (Taillandier et al., 2021) en utilisant les mêmes actions possibles : évacuer, rester à la maison, sortir, évacuer l'eau, sécuriser leur

voiture, protéger leurs biens, protéger la maison contre les intempéries, informer d'autres personnes. MANA-Flo utilise pour leur comportement un modèle réactif basé sur des "profils archétypaux" qui donnent aux agents habitant des préférences pour certains comportements (par exemple, fuir, protéger les biens, attendre). L'agent **projet** correspond aux actions possibles qui peuvent être choisies par les joueurs. La mise en œuvre d'un projet peut donner lieu à plusieurs sous-actions, comme par exemple la construction de nouveaux bâtiments et de nouvelles routes.

C. Dynamique

Le modèle MANA-Flo utilise une double dynamique : l'inondation et la gestion du risque ; le passage de l'une à l'autre est géré par le modèle. L'inondation utilise un pas de temps de 30 s et simule le déroulement de l'événement. La gestion se met en œuvre sur 2 ans et intègre la composante interactive du modèle, en proposant à l'utilisateur de choisir des projets à mettre en œuvre.

Dynamique d'inondation. La simulation de l'inondation est basée sur le modèle SiFlo. Tout d'abord, l'agent monde met à jour les données environnementales (par exemple l'eau provenant de l'amont, la pluie) à partir de scénarios prédéfinis. Cela nous permet de définir le nouvel apport d'eau dans le système. Ensuite, un sous-modèle de déversement est utilisé pour simuler l'écoulement de l'eau. À chaque pas de temps, l'eau s'écoule vers les cellules voisines d'altitude inférieure (en tenant compte de la topographie, de la hauteur d'eau, du lit de la rivière et des ouvrages de protection) ; l'écoulement est réparti entre les cellules en fonction de la pente. Il en résulte un niveau d'eau actualisé pour chaque cellule de la grille. À partir de ces niveaux d'eau, MANA-Flo calcule l'état des routes ; les routes inondées peuvent ralentir la vitesse des véhicules, être dangereuses ou impraticables. Après la route, MANA-Flo met à jour l'état des bâtiments. En fonction de la perméabilité des bâtiments, l'eau sur la cellule peut plus ou moins pénétrer dans le bâtiment. Comme pour la route, l'eau dans le bâtiment peut causer des dommages (par exemple, la détérioration des meubles, des revêtements de sol, etc.). Enfin, les agents habitant vont agir. Dans un premier temps, ils "perçoivent" leur environnement. Selon leur situation, leur vie peut être menacée (mort ou blessure). Ils agissent en fonction de leur archétype et de ce qu'ils connaissent de la situation (e.g. présence d'eau proche). Le même processus est reproduit à chaque pas de temps jusqu'à la fin de l'événement d'inondation (paramètre du scénario).

Processus de gestion. Au début de cette dynamique, MANA-Flo informe sur les conséquences de l'inondation précédente et remet à jour neuf indicateurs appartenant à trois catégories : l'environnement (biodiversité, changement climatique et espaces naturels), l'attractivité (nombre d'habitants, services et entreprises, et satisfaction de la population) et la sécurité face à l'inondation (humaine, matérielle publique, matérielle privée). Il calcule ensuite le coût des réparations que les différents joueurs doivent payer. Il est à noter que la partie financière du jeu se fait par le biais de pièces de monnaie réelles et en dehors du cadre du modèle. Les joueurs peuvent ensuite agir sur le territoire en choisissant des projets à mettre en œuvre. Le modèle propose 18 projets différents déclinés en 3 niveaux de protection ou variantes en termes de localisation. Ces projets couvrent à la fois des projets d'infrastructure de protection (barrage écrêteur de crue, digues...), des SfN (jardins de pluie, bassins arborés...), et des actions d'aménagement (construction d'un nouveau quartier, d'établissement de service, de

commerces...). Chaque action contribue positivement à certains indicateurs et peut en dégrader d'autres. MANA-Flo met à jour les indicateurs après chaque nouvelle action.

D. Implémentation

MANA-Flo a été implémenté sous GAMA 1.9 (Taillandier et al., 2019), plateforme de simulation multi-agents, en open-source, qui offre de nombreuses fonctions intéressantes pour MANA-Flo. GAMA permet une intégration native des données SIG. GAMA offre différentes fonctionnalités permettant d'intégrer de l'interactivité dans la simulation. Il fournit notamment, via un plugin spécifique, une fonction permettant de lire et de transcrire un QR code en une action au cours de la simulation.

En entrée, MANA-Flo utilise des fichiers OSM et ASC pour tous les éléments géographiques (bâtiments, routes, topographie...). Si, théoriquement, le modèle peut être appliqué à n'importe quel territoire, dans le cadre de la simulation interactive, il a été conçu pour être appliqué à un territoire virtuel spécifique. Ce territoire appelé La Vita rassemble de nombreuses caractéristiques des zones urbaines du sud-est de la France, conçu sous SIG (depuis le modèle numérique de terrain jusqu'à l'occupation des sols).

En sortie, MANA-Flo fournit une carte du territoire simulé avec les principaux éléments (bâtiments, routes, digues...) (Fig. 1). Il est possible d'afficher sur la carte des informations sur l'inondation actuelle (c'est-à-dire la hauteur d'eau, les bâtiments et les routes endommagés), et sur les inondations passées, sur le PLU et ou encore sur la topographie. Outre la carte, le modèle fournit un histogramme avec les valeurs actualisées des indicateurs. Il propose aussi différentes informations au maître du jeu : des éléments narratifs liés à l'inondation (par exemple, météo), les conséquences de l'inondation et des éléments liés aux projets mis en œuvre.

Chaque projet a un QR-code, et pour réaliser un projet pendant la simulation, l'utilisateur doit passer son QR-code devant la caméra ce qui permet d'implémenter directement le projet dans le monde simulé. La carte et les indicateurs sont mis à jour en tenant compte de ce nouveau projet.

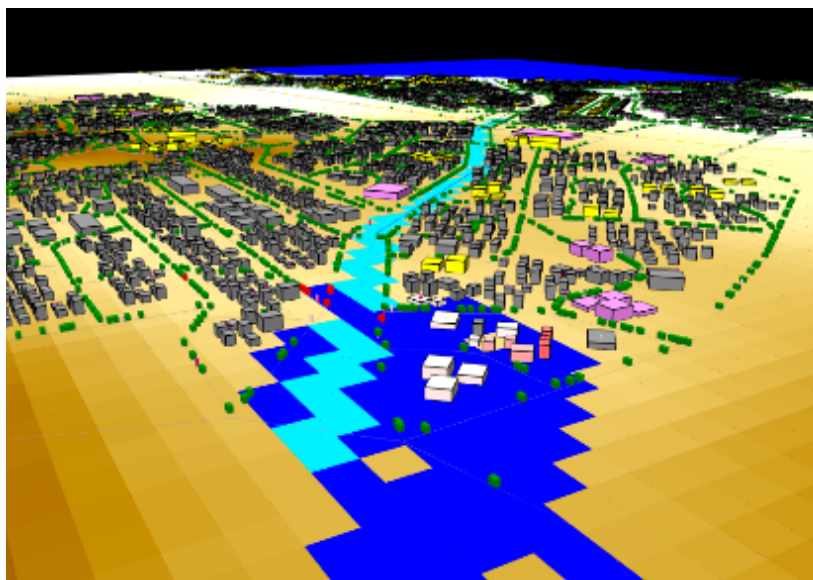


FIGURE 1. Exemple de vue sur la carte pendant une simulation d'inondation (GAMA)

III. JEU SIM-MANA

A. Principes et composants

Sim-MANA a été conçu dans le but de réunir des joueurs ayant différents niveaux de connaissances et points de vue sur la gestion des inondations. Les joueurs endossent l'un des cinq rôles suivants : équipe municipale, services techniques, syndicat de l'environnement, représentant des habitants et représentant des entreprises. Trois tours sont organisés, chaque tour représentant deux années, soit les six années d'un mandat municipal français. A chaque tour, les joueurs sont informés de la situation grâce à la carte et aux indicateurs. En fonction de leur rôle, les joueurs choisissent les projets qu'ils souhaitent porter parmi les 18X3 projets possibles. Les projets sont de différentes natures : projet d'aménagement (construction de nouveaux quartiers, de bâtiments de services, de parcs, modification du PLU...), projets de désartificialisation (jardins de pluie, désimperméabiliser, végétaliser...), projet d'ouvrage de protection (barrage, murets de protection ...), projet de SfN (bassin de rétention arboré, noue...). Un joueur qui souhaite porter un projet doit le présenter aux autres joueurs au sein du Conseil municipal. S'il est retenu, il est implémenté dans la simulation par la lecture de son QR-code et changement du module de la maquette (*cf. Infra*). Chaque projet ayant un coût, il est bien sûr nécessaire que les joueurs puissent le payer pour que le projet soit implémenté. Une inondation est ensuite simulée avec une intensité allant d'une crue décennale à une crue centennale. Le jeu utilise un scénario d'aléa inspiré de celui de SRPITE (Taillandier and Adam, 2018) : une petite inondation (N1) au tour 0 (avant le premier tour des joueurs) pour expliquer le principe des inondations, une inondation moyenne (N2) au T1 pour permettre aux joueurs de tester leurs premiers choix, une inondation très forte (N4) au T2 pour mettre en difficulté les joueurs et véritablement éprouver leur stratégie, en leur permettant potentiellement de la réviser, et pour finir une inondation forte (N3) pour qu'il puissent tester et valider leur proposition finale. Le scénario de jeu est ainsi à chaque fois unique car dépendant des

choix des joueurs. L'impact des inondations dépendra des projets implémentés ; il est à noter qu'il y a des effets d'interactions entre les projets vis-à-vis de l'inondation, induisant que l'apport en termes de protection d'un ouvrage dépend aussi des autres ouvrages implémentés. Cela justifie le recours à un modèle agent pour simuler les inondations plutôt que de précalculer l'impact de toutes les stratégies possibles (plusieurs milliards de stratégies différentes).

Le jeu utilise différents éléments matériels. Il nécessite un ordinateur capable de faire tourner la simulation dans un temps raisonnable (pour les tests, un Intel(R) Core(TM) i7-9850H CPU 2.60GHz avec 32 GB de ram a été utilisé) avec une caméra (de n'importe quel type). La simulation est projetée sur une maquette en 3D du territoire, décomposée en 48 modules de 14 cm de côté (la maquette totale a une dimension de 1,20 m x 0,90 m). La maquette permet aux joueurs de mieux se représenter la topographie et la localisation des éléments. En outre, les projets sont associés à des modules. Pour mettre en œuvre des projets, les joueurs doivent remplacer le module actuel par le module avec le projet (par exemple avec un barrage en plus).

Le jeu comprend également un ensemble de fiches : une pour chaque rôle précisant les objectifs de chacun, leurs moyens d'action sur le territoire (budget et projets qu'ils peuvent réaliser) ainsi que des éléments narratifs de contexte. Chaque projet dispose également d'une fiche, donnant une brève présentation, expliquant qui peut le porter (quel rôle) et qui peut s'y opposer, sa localisation, ses conséquences en termes d'indicateurs et son coût. L'argent dans le jeu est une monnaie virtuelle appelée "espego" représentée par des pièces de métal de valeur 1 à 100.

B. Session de jeu

Le jeu se déroule dans le cadre d'un atelier composé de 4 phases : mise en place, briefing, session de jeu et débriefing. La mise en place se déroule avant l'arrivée des joueurs. Elle a pour but d'installer le matériel et de vérifier le fonctionnement du modèle. Le briefing commence par l'accueil des joueurs. Le maître du jeu explique ensuite rapidement le déroulement de la session et demande aux joueurs de remplir un questionnaire préliminaire sur leurs connaissances des inondations, des SfN et leurs perceptions des mesures de gestion des inondations. Le maître du jeu attribue ensuite un rôle à chaque joueur - ou équipe. Chaque joueur doit lire aux autres sa carte de rôle. Ces informations peuvent être utilisées dans le jeu pour négocier, par exemple. Après l'attribution des rôles, le maître du jeu expose le contexte général de La Vita, et lance la simulation qui commence par une première inondation décennale. Pendant cette simulation, le maître du jeu peut expliquer des éléments plus spécifiques tels que le rôle de la rivière Vitello pour la ville, les types de bâtiments qui se trouvent dans les zones à risque, etc. Cette étape lance le jeu. Le maître du jeu expose les conséquences, et les nécessités de réparations et de reconstruction. La première phase de négociation/décision peut alors commencer.

Le jeu se termine par une dernière inondation et ses conséquences, avant de passer au débriefing, moment de réflexion qui permet de comparer l'expérience du jeu avec la réalité (Crookall, 2010). Il commence par la réponse individuelle à un questionnaire permettant d'identifier les apprentissages associés au jeu et de recueillir le ressenti de chaque joueur (il fait écho au premier questionnaire rempli en début de session). Ensuite, le maître du jeu demande aux joueurs leur retour sur le jeu ; leur perception et leur vécu, ce qui favorise les échanges entre joueurs, ensuite, ce qu'ils ont compris ou appris du jeu ; et enfin, ce qu'ils auraient dû faire pour

obtenir un meilleur résultat. Cela devrait les amener à repenser aux différentes possibilités qui s'offrent à eux, y compris l'utilisation des SfN. Une fois cette phase terminée, on demande aux joueurs s'ils pensent que ce type de stratégie est possible sur leur territoire de vie et quelles sont les stratégies spécifiques qu'ils pourraient envisager. L'objectif est ici de revenir à la réalité et de confronter leur expérience de jeu aux contraintes et opportunités que peut avoir leur propre ville. Cela devrait conduire à des échanges entre joueurs et les motiver à s'engager dans un processus de réflexion sur les stratégies alternatives de gestion des risques d'inondation.

C. Validation

Le protocole d'évaluation des apprentissages des ateliers Sim-MANA s'articule autour de deux outils, le questionnaire en deux parties, et une fiche d'observation (basée sur le modèle des observations non participantes) remplie par l'équipe scientifique. Le jeu a été testé dans 3 ateliers, et de nouveaux sont prévus. Les résultats obtenus ne sont donc pas définitifs et doivent être complétés. Actuellement, 15 personnes ont joué à Sim-MANA : principalement des personnels d'INRAE ou de Aix-Marseille Université, occupant des postes variés (stagiaire, chercheur, appui à la recherche) et avec des connaissances très variables sur les inondations et les SfN.

Dans l'ensemble, de nombreux joueurs ont apprécié l'aspect jeu de rôle et l'idée de travailler ensemble pour trouver des solutions. Plusieurs joueurs ont souligné qu'ils trouvaient intéressant de confronter, à travers les rôles, plusieurs points de vue sur les inondations et sur l'aménagement du territoire. Certains ont dit que le jeu les avait amenés à développer des connaissances et des compétences, et à adopter une nouvelle perception du risque d'inondation en relation avec l'aménagement du territoire. Ils ont tous été capables de donner une définition des SfN à la fin de l'atelier, alors que beaucoup n'en avaient pas été capables auparavant. Parmi les critiques, le manque de lisibilité de leur action, notamment sur l'interaction de chaque projet avec les indicateurs, a été mentionné. D'autres ont souligné le fait qu'ils avaient reçu trop d'informations au début de l'atelier et qu'ils ne se sont sentis à l'aise avec les projets qu'au troisième tour. Pour remédier à ces problèmes, nous avons remanié les fiches projet et de rôle en synthétisant davantage les informations (et en particulier les conséquences des projets sur les indicateurs) et nous avons modifié la présentation avant le jeu, en ajoutant des éléments au discours du maître du jeu tels qu'une présentation très synthétique des différents projets. Lors du deuxième atelier, à l'initiative d'un des joueurs, l'équipe a souhaité proposer une nouvelle action, non disponible dans le jeu (faire une étude d'impact sur un projet). Le maître du jeu a pu le faire (grâce à sa connaissance de l'aléa et du territoire), et cette "nouvelle" action a donc été intégrée à la session de jeu. Ainsi, même si le jeu est lié à la simulation et au modèle, ce qui limite la capacité d'intégrer des solutions nouvelles et imprévues, il reste une marge de créativité que nous encourageons. Le rôle du maître du jeu est très important à cet égard pour définir ce qui peut et ne peut pas être fait, et pour trouver des solutions permettant de suivre la créativité des joueurs.

En complément des éléments qualitatifs et en attendant que suffisamment de questionnaires aient été remplis pour les éléments quantitatifs, nous avons proposé de calculer quelles étaient les stratégies optimales du jeu. Sim-MANA est un type de jeu où les joueurs doivent choisir et planifier des actions, en maximisant un ensemble d'indicateurs tout en respectant des contraintes (par exemple, le budget versus les coûts des actions). Ceci peut être pensé comme un problème

d'optimisation multi-objectif que nous avons modélisé et avons résolu par algorithmes génétiques. Les résultats, présentés sous forme de fronts de Pareto, fournissent des informations sur les différentes stratégies optimales (les stratégies non dominées). Sans entrer dans les détails, cette approche a permis de justifier que les SfN sont particulièrement intéressantes dans le jeu, en raison notamment de leurs co-bénéfices. Ainsi, le jeu tendrait à favoriser ce type d'approche sans pour autant obliger les joueurs à ne faire que des SfN ; les solutions classiques restent très efficaces en termes de protection des biens et des populations, et la plupart des stratégies optimales combinent projets d'infrastructure protection et d'aménagement avec des SfN. L'idée de MANA-Flo n'est ainsi pas de favoriser les SfN ou d'en faire une panacée, mais d'élargir le spectre de réflexion habituel en poussant les acteurs à aborder la gestion des inondations avec une vision multicritère, dans laquelle les SfN ont un réel intérêt et se montrent très complémentaires d'autres stratégies.

IV. CONCLUSION

Nous avons présenté le jeu Sim-MANA qui vise à sensibiliser les différents acteurs d'un territoire à la gestion des risques d'inondation, en particulier par l'utilisation des SfN. Il est basé sur un SMA, MANA-Flo, qui permet de simuler une inondation en prenant en compte les choix d'aménagement faits par les joueurs, et d'évaluer les différentes dimensions de la gestion du territoire. Sim-MANA est avant tout un support pour inciter les acteurs à se pencher sur ce sujet, à discuter ensemble, à comprendre les enjeux et les compromis de la gestion des risques d'inondation. Le jeu et le modèle sont opérationnels. Les tests en cours sont susceptibles de les faire évoluer légèrement (notamment au niveau des paramètres), mais le jeu est « jouable » et a montré des résultats encourageants lors des premiers ateliers tests. Ces séances seront poursuivies dans les prochains mois, le prochain enjeu étant de toucher les acteurs de terrain (élus, services techniques, associations, habitants, etc.). Cela, devrait permettre d'apporter des éléments de validation de l'approche.

REMERCIEMENTS

Ce travail a été réalisé dans le cadre du projet MANA, financé par la Fondation MAIF.

REFERENCES

- Becu, N., Amalric, M., Anselme, B., Beck, E., Bertin, X., Delay, E., Long, N., Marilleau, N., Pignon-Mussaïd, C., Rousseaux, F., 2017. Participatory simulation to foster social learning on coastal flooding prevention. *Environ. Model. Softw.* 98, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2017.09.003>
- Crookall, D., 2010. Serious Games, Debriefing, and Simulation/Gaming as a Discipline. *Simul. Gaming* 41, 898–920. <https://doi.org/10.1177/1046878110390784>
- Curt, C., Di Maiolo, P., Schleyer-Lindenmann, A., Tricot, A., Arnaud, A., Curt, T., Parès, N., Taillandier, F., 2022. Assessing the environmental and social co-benefits and disbenefits of natural risk management measures. *Heliyon* 8, e12465. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12465>
- Curt, C., Tricot, A., Parès, N., Di Maiolo, P., Curt, T., Taillandier, F., Arnaud, A., Schleyer-Lindenmann, A., 2020. Assessment of the sustainability of risk management measures: an interdisciplinary approach, in: *26th International Association People – Environment Studies*. Québec, Canada.

- Degache-Maspero, A., 2019. Les Solutions d'adaptation fondées sur la Nature dans le Programme LIFE, Des solutions fondées sur la nature pour s'adapter au changement climatique. Rapport au Premier ministre et au Parlement.
- den Haan, R.J., van der Voort, M.C., Baart, F., Berends, K.D., van den Berg, M.C., Straatsma, M.W., Geenen, A.J.P., Hulscher, S.J.M.H., 2020. The Virtual River Game: Gaming using models to collaboratively explore river management complexity. *Environ. Model. Softw.* 134, 104855. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2020.104855>
- Ernst, L., de Bruijne, J.E., Booister, N., Tretjakova, D., van Weele, E., 2012. The flood control game as a means to improve crisis communication. *Compr. Flood Risk Manag. Res. Policy Pract.* 425.
- Forrest, S.A., Kubíková, M., Macháč, J., 2022. Serious gaming in flood risk management. *WIREs Water* 9, e1589. <https://doi.org/10.1002/wat2.1589>
- Giordano, R., Pluchinotta, I., Pagano, A., Scricciu, A., Nanu, F., 2020. Enhancing nature-based solutions acceptance through stakeholders' engagement in co-benefits identification and trade-offs analysis. *Sci. Total Environ.* 713, 136552. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.136552>
- Laatabi, A., Becu, N., Marilleau, N., Amalric, M., Pignon-Mussaud, C., Anselme, B., Beck, E., Bertin, X., Monfort, A., Hayoun, C., Rousseaux, F., 2022. LittoSIM-GEN: A generic platform of coastal flooding management for participatory simulation. *Environ. Model. Softw.* 149, 105319. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2022.105319>
- Magnuszewski, P., Stefanska, J., Sendzimir, J., Romaniuk, P., Taillieu, T., Zsuzsanna, F., Balogh, P., 2012. A Gaming Exercise to Explore Problem-Solving Versus Relational Activities for River Floodplain Management. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2079020>
- Raymond, C.M., Frantzeskaki, N., Kabisch, N., Berry, P., Breil, M., Nita, M.R., Geneletti, D., Calfapietra, C., 2017. A framework for assessing and implementing the co-benefits of nature-based solutions in urban areas. *Environ. Sci. Policy* 77, 15–24. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2017.07.008>
- Taillandier, F., Adam, C., 2018. Games Ready to Use: A Serious Game for Teaching Natural Risk Management. *Simul. Gaming* 49, 441–470. <https://doi.org/10.1177/1046878118770217>
- Taillandier, F., Di Maiolo, P., Taillandier, P., Jacquenod, C., Rauscher-Lauranceau, L., Mehdizadeh, R., 2021. An agent-based model to simulate inhabitants' behavior during a flood event. *Int. J. Disaster Risk Reduct.* 64, 102503. <https://doi.org/10.1016/j.ijdrr.2021.102503>
- Taillandier, P., Gaudou, B., Grignard, A., Huynh, Q.-N., Marilleau, N., Caillou, P., Philippon, D., Drogoul, A., 2019. Building, composing and experimenting complex spatial models with the GAMA platform. *GeoInformatica* 23, 299–322. <https://doi.org/10.1007/s10707-018-00339-6>
- Terti, G., Ruin, I., Kalas, M., Láng, I., Cangròs i Alonso, A., Sabbatini, T., Lorini, V., 2019. ANYCaRE: a role-playing game to investigate crisis decision-making and communication challenges in weather-related hazards. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* 19, 507–533. <https://doi.org/10.5194/nhess-19-507-2019>
- UICN, 2016. Définition des solutions fondées sur la nature.
- Wang, M., Game, P., Gourbesville, P., 2023. Integrated modelling approach for flood forecasting in small Mediterranean catchment – Application to the Cagne Catchment, France. *IOP Conf. Ser. Earth Environ. Sci.* 1136, 012021. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/1136/1/012021>

Analyse des problématiques liées à l'évaluation structurale des ouvrages existants par ajustement des coefficients partiels – cas des ponts en béton armé et béton précontraint

Midula Alam¹, Silvia Ientile², Francis Lavergne³, Franziska Schmidt², André Orcesi^{2,4}

¹ Université Gustave Eiffel, Département MAST, Laboratoire EMGCU, 14-20 Boulevard Newton – Cité Descartes, 77420 Champs-sur-Marne, France, midula.alam@univ-eiffel.fr

² Université Gustave Eiffel, Département MAST, Laboratoire EMGCU, 14-20 Boulevard Newton – Cité Descartes, 77420 Champs-sur-Marne, France

³ Cerema, ITM, 8 Boulevard Newton, 77420 Champs-sur-Marne, France

⁴ Cerema, ITM, équipe de recherche ENDSUM, 8 Boulevard Newton, 77420 Champs-sur-Marne, France

RESUME Le vieillissement des ouvrages d'art, soumis à des environnements agressifs et à des conditions d'exploitation pouvant évoluer, fait de la préservation de ce patrimoine un enjeu majeur. Pour des considérations environnementales et économiques, la gestion d'un patrimoine d'ouvrages implique de connaître les structures et de pouvoir les évaluer pour déterminer le besoin de réparation et d'entretien. La connaissance de l'état du patrimoine permet de cibler des typologies d'ouvrages présentant des pathologies récurrentes. Il est alors possible de proposer une classification des ouvrages types regroupant les pathologies courantes, les particularités de calcul et les modes de défaillance associés. Dans cet article, l'analyse de ces éléments permet de mettre en avant les problématiques liées à l'évaluation structurale d'ouvrages existants en identifiant des familles de ponts en béton armé et béton précontraint concernées en se basant sur les guides d'applications et les cas d'études dans la littérature.

Mots-clefs ponts existants, gestion de patrimoine, évaluation structurale, béton armé, béton précontraint

I. INTRODUCTION

Les problématiques de gestion du patrimoine routier existant expliquent le besoin d'évaluer les structures existantes. En effet, garantir la sécurité et le confort des utilisateurs tout en considérant les implications économiques et environnementales nécessite d'avoir un outil d'aide à la décision complet et fiable. Ces outils guident les gestionnaires pour les priorisations de réparations et d'entretien des ouvrages. L'évaluation passe généralement par un recensement des ouvrages, des auscultations, évaluations régulières et une analyse des risques. Chacun de ces aspects présente des problématiques variables. Dans le cadre de cette étude, l'accent est porté sur les questions d'évaluation structurale de l'ouvrage. L'objectif est d'effectuer une analyse des paramètres à

considérer pour effectuer une évaluation structurale ajustée au mieux aux caractéristiques propres d'une famille d'ouvrage, sans prétendre à fournir un état de l'art.

En Europe, le cadre normatif est fixé par les Eurocodes (Association française de normalisation, 2007) qui est prévu initialement pour le dimensionnement des structures neuves. La NF EN 1990:2002 précise toutefois qu'elle est applicable pour l'évaluation structurale de constructions existantes en prenant en compte des dispositions additionnelles ou modifiées, pouvant se révéler nécessaires. Elle est ainsi le document de référence pour mener les études. Par ailleurs, la vérification technique TS 17440 fournit désormais un cadre spécifique dédié à l'évaluation des structures existantes (TS 17440, 2020). En France, des guides proposent des recommandations pour conseiller le projeteur, en charge d'un projet d'évaluation.

L'évaluation structurale, consistant à effectuer un recalcul d'un ouvrage avec des données actualisées (Barras et al., 2016), peut se réaliser par des méthodes plus ou moins complexes (approches semi-probabilistes, réalisation d'un modèle aux éléments finis ou modèle à barre avec analyse probabiliste). Les méthodes d'évaluation semi-probabilistes, basées sur les coefficients partiels, requièrent des volumes d'information moins importants que pour l'analyse probabiliste. Par ailleurs, la vérification technique TS 17440 laisse la possibilité d'ajuster les coefficients partiels sous réserve d'avoir les informations nécessaires pour le faire. Il est alors important de déterminer le volume d'information indispensables pour pouvoir effectuer cette actualisation des coefficients partiels (TS 17440, 2020).

II. NOTIONS CLÉES POUR L'AJUSTEMENT DES COEFFICIENTS PARTIELS

Dans le cadre des approches semi-probabilistes, les coefficients partiels permettent de prendre en compte les incertitudes de mesures, de méthodes et statistiques.

Le bulletin *fib 80*, propose deux formalismes d'ajustement des coefficients partiels (Allaix et al., 2016) : la Design Value Method (DVM) et l'Adjusted Partial Factor Method (APFM). Dans le cas de l'application de la méthode DVM, pour les résistances, un exemple de formule permettant de calculer un coefficient partiel est donné par :

$$\gamma_m = \frac{X_k}{X_d} = \frac{\mu_X (1 - f_{0.95} V_X)}{\mu_X (1 - \alpha_R \beta_c V_X)} \quad (1)$$

avec X une variable aléatoire de résistance suivant une loi normale, X_k et X_d respectivement les valeurs dites « caractéristiques » et de « design » (ou « conception ») des indicateurs de performance, $(\mu_X; V_X)$ les paramètres de la variable aléatoire (respectivement moyenne et coefficient de variation), $f_{0.95}$ le quantile à 95% de la loi normale, β_c l'indice de fiabilité cible et α_R de coefficient de sensibilité (donné par l'équation 2) (König and Hosser, 1982).

$$\alpha_R = \frac{\beta_c - \Delta\beta_c}{\beta_c} \times \frac{\min\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right) \sqrt{1 + \max\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right)^2} - \max\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right) \sqrt{1 + \min\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right)^2}}{\min\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right) - \max\left(\frac{\sigma_S}{\sigma_R}\right)} \times \sqrt{i} - \sqrt{i-1} \quad (2)$$

avec S et R deux variables aléatoires représentant les sollicitations et la résistance globale (respectivement), σ_S et σ_R les écart-types associés, i l'ordre d'importance de la variable aléatoire X (1 si variable dominante et 2 sinon).

D'après les équations 1 et 2, l'ajustement d'un coefficient partiel peut se faire à partir de l'actualisation des paramètres des lois de distribution des variables aléatoires, de l'indice de fiabilité cible ou du coefficient de sensibilité. Ce dernier dépendant des écart-types des variables aléatoires caractérisant la résistance et sollicitation globales de l'ouvrage et nécessite donc d'avoir des informations permettant de caractériser des variables aléatoires capables de décrire les grandeurs et les incertitudes associées. L'indice de fiabilité cible dépend de la période de référence des événements récurrents et également de considérations socio-économiques (Steenbergen et al., 2015). La norme XPCEN/TS 17440 laisse la possibilité de baisser l'indice de fiabilité cible mais cela implique de pouvoir montrer les conséquences d'un tel choix. Dans la pratique, une évaluation structurale ne prend pas en compte les ajustements de coefficients partiels et encore moins la possibilité de baisser l'indice de fiabilité à l'État Limite Ultime (ELU).

La collecte d'information peut se faire par des méthodes très variées qui peuvent être destructives ou non destructives. Les recherches sont en cours pour mettre en place des méthodes Structural Health Monitoring (SHM) afin de suivre l'état d'un ouvrage (Dixit and Gupta, 2022). Toutes ces méthodes peuvent largement contribuer à l'évaluation d'une structure existante. Cependant, de nombreuses méthodes étant encore expérimentales, nous ne considérons que les méthodes les plus couramment utilisées.

À partir des cas d'application dans la littérature et des guides de conception pour des ouvrages types, l'article identifie dans la suite, selon les familles d'ouvrage, les particularités en fonction des pathologies des matériaux et de la structure, des vérifications prévues par les guides de conception, des anciens règlements et des tests courants. Cette analyse permet la sélection de paramètres à considérer pour l'ajustement des coefficients partiels dans le cadre de l'évaluation structurale des ponts routiers types existants.

III. ANALYSE DES PONTS COURANTS EN BETON ARME ET BETON PRECONTRAINT

Zhang et al. (2022a) distinguent des critères de défaillance selon les périodes de la vie de l'ouvrage (en construction, en service ou en destruction), l'âge, le type de matériaux, l'usage et la durée de service. Parmi les études utilisées par Zhang et al. (2022a), les ponts routiers en béton ou en métal sont ceux ayant connu le plus de défaillances. 70% des défaillances sont liés à des défauts de dimensionnement, de construction, d'hydraulique, des collisions ou des surcharges.

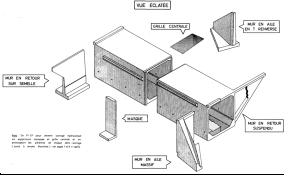
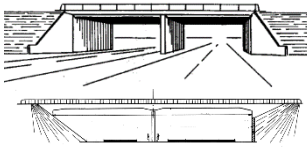
Plusieurs travaux ont été menés pour déterminer des grilles ajustées de coefficients partiels (Ballière et al., 2012; Steenbergen et al., 2015). Cependant, il est assez difficile de systématiser ces grilles étant donné la multiplicité des typologies d'ouvrage, mais également des règlements de dimensionnement, ou encore des pathologies liées aux différentes familles d'ouvrage. En considérant l'époque de fabrication, l'environnement et les méthodes de fabrication, on établit une liste des pathologies communément retrouvées pour certaines familles d'ouvrage. On distingue dans l'étude, les insuffisances structurales propres aux familles d'ouvrage des insuffisances liées aux matériaux qui ensuite peuvent provoquer des insuffisances structurales à terme.

À partir des guides de conception des ouvrages courants, il est possible de déterminer les éléments clés liés au mode de fonctionnement de ces ouvrages, aux principaux éléments constituant la structure et aux pathologies les plus récurrentes. Les ouvrages courants considérés sont les

suivants : Passages inférieurs en cadre fermé de béton armé (*PI.CF 67, 1966*), Passage inférieur en portique ouvert (*PI.PO 74, 1974*), Portique Ouvert Double (*POD 76, 1976*), Passages supérieurs ou inférieurs en dalle pleine continue en béton armé (*PSI.DA 68, 1973*), Passages supérieurs ou inférieurs à dalle précontrainte (*PSI.DP 69, 1969, PSIDP.EL, 1985*), Passages supérieurs ou inférieurs à dalle nervurée (*PSI DN 1981, 1981*), Pont à poutres en béton armé (*PSI.BA 77, 1977*), Poutres précontraintes par adhérence (*PR.AD 73, 1973*), Ponts à poutres préfabriquées précontraintes par post-tension (*VIPP 96, 1996; Millan et al., 1996*).

Les tableaux 1 et 2 reprennent l'analyse des éléments structuraux visibles en fonction de la famille d'ouvrage. On retrouve surtout 3 grands types de ponts : les ponts cadres, les ponts dalles et les ponts à poutres. Les pathologies du béton sont communes à toutes les familles (vieillessement du béton, carbonatation, perte d'enrobage), celles des aciers dépendent de la nature de ces derniers (passifs ou actifs) avec des problématiques de corrosion, mais on retrouve également des pathologies plus spécifiques à la famille. Pour les ouvrages en béton armé, on retrouve assez classiquement les tests suivants : suivi des armatures (position, section), mesure de l'ouverture des fissures, suivi de la géométrie.

TABLEAU 1a. Caractéristiques et particularités des ouvrages en béton armé

Famille	PICF	PIPO	POD
Structure	Pont cadre et portique	Pont cadre et portique	Pont cadre et portique
Schéma			
Pathologie structure	<ul style="list-style-type: none"> • Déformations imposées par mouvement des remblais, • Mouvement d'appuis 		
Guides	PICF 67 (1966) basé sur le fascicule 61	PIPO 74	POD 76 (prolongement du dossier pilote PIPO) basé sur le fascicule 61
Fréquence	Les plus fréquents	Fréquents (et simples à réaliser)	Fréquents car construits lorsqu'une portée plus importante que les PICF étaient nécessaires
Avantages / Fragilités	Très robustes mais faiblesses au niveau des éléments préfabriqués (normes moins exigeantes)	Très robustes	
Vérifications recommandées	<ul style="list-style-type: none"> • Ferrailage extérieur du piédroit • Vérification de la compression du sol sous la traverse inférieure • Résistance à l'effort tranchant (cisaillement du béton, adhérence des aciers) • Vérification moment fléchissant (automatique avec la feuille de calcul) 		<ul style="list-style-type: none"> • Pas de prise en compte de la variation d'inertie dans les traverses due à la présence des goussets
Remarque	Pont cadre construits sans marges sur les critères de vérification en cisaillement (taux de cisaillement non pondéré entre 7 et 7,5 kg/cm ²)		Structure proche du portique ouvert simple mais franchissement de plus grande portée pour des coût faibles
Éléments de structure	<ul style="list-style-type: none"> • Tablier (traverse supérieure) • Fondation enterrée (traverse inférieure) • Culées incorporées (piédroits) • Goussets 	<ul style="list-style-type: none"> • Piédroits fondés sur des semelles superficielles ou sur des fondations • Traverse supérieure • Goussets 	<ul style="list-style-type: none"> • PIPO avec un appui intermédiaire sous la traverse • Permet pour une même surcharge et une même section résistance de franchir une brèche

	<ul style="list-style-type: none"> • Une seule travée de portée maximale 22m • Radier interrompu 	<ul style="list-style-type: none"> • plus large que le PIPO • Piedroits, traverse, goussets et appuis intermédiaire
--	--	---

TABLEAU 1b. Caractéristiques et particularités des ouvrages en béton armé

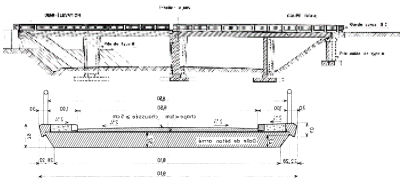
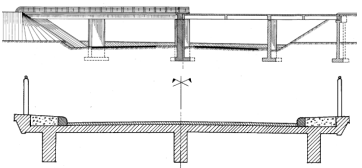
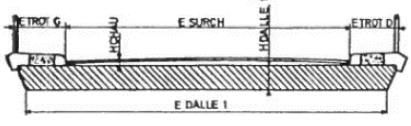
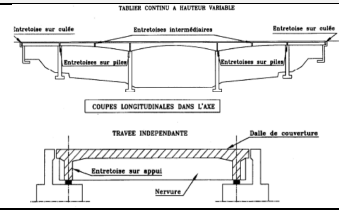
Famille	PSIDA	PSIBA
Structure	Ponts dalles	Ponts à poutres
Schéma		
Pathologie structure	<ul style="list-style-type: none"> • Déformations imposées par mouvement des remblais, mouvement d'appuis, • Sensibilité aux tassements d'appuis et aux mouvements horizontaux de culées. 	Fissuration de la face supérieure, autour des barres
Guides	PSIDA 68	PSIBA 77 basé sur le fascicule 61
Fréquence	Ouvrages courants	Ouvrage en béton armé moins courant à l'époque de l'apparition du guide
Avantages / Fragilités	Robustes (grâce à son monolithisme, géométrie simple) avec une réserve de sécurité importante	Poids plus faible que les ponts-dalle (même précontraint) donc moins de charges permanentes liées au poids propre
Vérifications recommandées		<ul style="list-style-type: none"> • Vérification des armatures, bielles, • Vérification effectuée en moment fléchissant et efforts tranchants (poutre et dalle), • Importance du choix des barres.
Remarque		<ul style="list-style-type: none"> • Ouvrage coulé sur cintre, • Hypothèses des entretoises indéformables => méthode de COURBON pour la répartition transversale, • Encastrement partiel.
Éléments de structure	<ul style="list-style-type: none"> • Dalle d'épaisseur constante en béton armé généralement de section rectangulaire (avec ou sans chanfreins latéraux), • Coulés sur cintre, • De 2, 3 ou 4 travées selon les caractéristiques de la voie à franchir et le biais de franchissement : 3 travées => supprimer l'appui intermédiaire sur le terre-plein central. 	<ul style="list-style-type: none"> • Tablier : poutres longitudinales généralement préfabriquées de hauteur constante solidarisées par des entretoises en travée et sur appui et supportant un hourdis en béton armé, • Travées peuvent être indépendantes ou continues, • Dalle de couverture avec épaisseur constante • Poutres à hauteur constantes, solidarisées ou non par des entretoises pleines.

TABLEAU 2. Caractéristiques et particularités des ouvrages en béton précontraint

Famille	PSIDP	PSIDN
Structure	Ponts dalles	Ponts dalles
Schéma		
Pathologie acier	Oxydation des aciers, corrosion fissurante, mauvaise injection	Oxydation des aciers, corrosion des aciers passifs et des câbles de précontraintes
Pathologie béton	Vieillessement du béton	
Pathologie structure	<ul style="list-style-type: none"> • Déformations imposées par mouvement des remblais, mouvement d'appuis • Sensibilité aux tassements d'appuis et aux mouvements horizontaux de culées 	
Guides	PSIDP 69, PSIDP.EL (1985) basé sur le BPEL	PSIDN 81
Robustesse / Fragilité	Robuste si bien injectés	
Tests	<ul style="list-style-type: none"> • Suivi d'ouverture de fissures, • Essai à l'arbalète, parfois surveillance acoustique de la précontrainte • Pesée des réactions d'appuis • Suivi de la géométrie globale de la structure 	
Éléments de structure	<ul style="list-style-type: none"> • Dalle précontrainte longitudinalement et armée transversalement de hauteur constante, • Coulés sur cintre ou mis en place par poussage, • 2, 3 ou 4 travées selon les caractéristiques de la voie à franchir et le biais de franchissement. 	<ul style="list-style-type: none"> • Tabliers des ponts à dalles nervurées sont constitués : <ul style="list-style-type: none"> soit d'une dalle à une nervure à larges encorbellements, soit d'une dalle à plusieurs nervures larges ou étroites de formes trapézoïdales ou rectangulaires. • Tablier longitudinalement de hauteur constante ou variable.

Le tableau 3 regroupe les principales méthodes d'évaluation structurale des ouvrages existants. Les méthodes DVM et APFM sont des méthodes semi-probabilistes basées sur le principe de la méthode FORM (First Order Reliability Method) qui détermine la probabilité de défaillance en transformant toutes les variables aléatoires en lois normales centrées réduites, et dont l'évaluation est basée sur un quantile des variables. Elle diffère de la méthode FOSM (First Order Second Moment Method) qui considère que la fonction de défaillance évaluée en les paramètres est une gaussienne dont l'évaluation est faite en considérant la moyenne des variables. La méthode MC (Monte-Carlo) est une méthode qui permet de déterminer la probabilité de défaillance par un grand nombre de tirages de valeurs des paramètres. Enfin la méthode ECoV (Estimation of Coefficient of Variance of Resistance), méthode particulière parmi les méthodes GRF (Global Resistance Factor) telles que définies dans le MC2010 (Comité euro-international du béton, 2013) définissant la résistance globale de la structure comme une variable aléatoire, fixe la valeur du coefficient partiel global en fonction des écarts entre valeurs caractéristiques et valeur moyenne de la résistance. Les cas d'application sont néanmoins centrés très souvent sur des poutres, et non pas à une structure entière et l'étude se fait assez fréquemment sous moment fléchissant avec quelques

applications à l'effort tranchant. De plus, les cas d'étude sont généralement menés à l'ELU car l'étude porte sur la défaillance d'un élément de structure. Les méthodes mises en place dans ces cas d'étude peuvent ensuite être appliquées aux différentes parties des ouvrages présentées dans les tableaux 1 et 2.

Le tableau 3 met en évidence l'importance du coefficient partiel sur l'acier, et les tableaux 1 et 2 indiquent que les aciers sont sujets à la corrosion. La prise en compte d'une variable aléatoire actualisée qui considère l'époque de fabrication de l'acier et une section théorique prenant en compte des modèles de dégradation de l'acier soumis à la corrosion, permet d'avoir un coefficient partiel ajusté plus précis. De plus, un ouvrage atteint de corrosion peut subir des conséquences variées (défaillance locale ou généralisée) selon des critères différents (localisation de la pathologie, redondance de la structure, qualité des matériaux, qualité d'exécution...) dont certains sont spécifiques à la structure et d'autres spécifiques à une famille d'ouvrage. Néanmoins, ces ajustements peuvent engendrer une augmentation des incertitudes de modèle. Intervient alors la question de la précision des modèles de dégradation.

TABLEAU 3. Quelques études de cas pour l'évaluation d'un élément de pont en béton

Niveau	Méthode		Principe			Ouvrage / élément(s)	Conclusions	Source
	APFM	DVM	MC	FORM	FOSM			
Probabiliste	✓		✓	✓		Zone d'ancrage à l'extrémité d'une poutre rectangulaire en BA sous effort tranchant à l'ELU	Possibilité de déterminer des coefficients partiels pour caractériser les aciers corrodés à partir de la capacité d'ancrage	(Blomfors et al., 2019)
			✓			Poutres rectangulaires et en T en BA à l'ELU sous le moment fléchissant	Importance du ratio entre la charge et la résistance de l'acier Faible sensibilité aux caractéristiques du béton Poutres rectangulaires sont plus économiques	(Akbari and Jafari, 2018)
Probabiliste / Semi-		✓	✓	✓	✓	Poutre continue sur deux appuis, coulée sur place ou préfabriquée en BA en moment fléchissant à l'ELU	La résistance du béton sur le comportement en flexion n'est pas si pertinente Qualité des éléments préfabriqués principalement définie par la résistance de l'acier	(Biondini et al., 1999)
Semi-probabiliste	✓	✓		✓		Poutre et colonne en BA exposé au vent sous moment fléchissant à l'ELU	Surestimation de l'indice de fiabilité par DVM et APFM pour la colonne (surestimation plus importante par la méthode APFM) sous coefficient pour les structures neuves	(Caspeele et al., 2013)
	✓	✓		✓		Pont en béton précontraint construit dans les années 90 en Italie à l'ELU (moment fléchissant et effort tranchant)	Grande importance de la précontrainte, des actions thermiques et de la durée de vie résiduelle considérée	(Gino et al., 2020)
		✓		✓	✓	Poutre en BA posé sur deux appuis à l'ELU (moment fléchissant et effort tranchant)	Sensibilité des coefficients partiels au mode de défaillance	(Novák et al., 2022)
		✓		✓		Poutre en BA à l'ELU	Prise en compte des incertitudes du modèle, la conversion des résultats, la variabilité des propriétés des matériaux et l'effet des actions Besoin d'analyser les ouvrages au cas par cas Précautions à prendre avant d'ajuster les coefficients partiels (qualité des matériaux, réalisation des travaux, entretien de la structure, ...)	(Zhang and Toutlemonde, 2022b)

Le tableau 3 permet également de mettre en avant l'importance d'ajuster le coefficient partiel sur l'acier sans surestimation de celui-ci pour le cas des ponts PRAD étant donné que les normes étaient plus souples pour les poutres préfabriquées. De plus, l'ajustement du coefficient partiel mérite de prendre en compte le mode de défaillance de la structure en proposant des coefficients partiels différents selon la fonction d'état limite considérée.

IV. CONCLUSION

L'évaluation structurale des ponts existants en béton armé et en béton précontraint comporte plusieurs défis transversaux : la récolte des données (difficulté d'accès au pont ou parties de la structure), intégration des anciennes règles de conception, ajustement de l'indice de fiabilité cible, prise en compte du comportement non linéaire. Elle est effectuée par des méthodes semi-probabiliste ou probabiliste. Dans les deux cas, l'analyse nécessite d'avoir des données et de pouvoir intégrer les informations.

Dans le cas des ouvrages en béton armé et béton précontraint, chacun des éléments peut présenter diverses modes de défaillance selon la disposition des éléments et causes de défaillance. L'influence du mode de défaillance n'est pas négligeable sur le résultat de l'analyse. Une étude de l'ouvrage par élément ne fournit donc pas des résultats aussi précis qu'en prenant compte toute la structure. De plus, toutes les variables n'ont pas le même effet sur l'évaluation structurale selon le type de la structure étudiée. Certaines actualisations de coefficient partiel sont alors plus pertinentes que d'autres. On note notamment le cas du coefficient partiel sur l'acier. Enfin la non-linéarité est un élément important à prendre en compte afin de modéliser un comportement précis pour le matériau, en particulier aux ELU.

REFERENCES

- Akbari, J., Jafari, Calibration of Load and Resistance Factors for Reinforced Concrete Beam.pdf. CEIJ 217–227. <https://doi.org/10.7508/cej.2018.01.012>
- Allaix, D.L., Botte, W., Diamantidis, D., Engen, M., Faber, M., Hendriks, M., Mancini, G., Prieto, M., Tanner, P., Thöns, S., Weber, M., Holický, M., Linneberg, P., Schnell, J., Vrouwenvelder, T., 2016. fib Bulletin 80. Partial factor methods for existing concrete structures, fib Bulletins. fib. The International Federation for Structural Concrete, Lausanne. <https://doi.org/10.35789/fib.BULL.0080>
- Association française de normalisation, 2007. Eurocode - Bases de calcul des structures - Annexe nationale à la NF EN 1990/A1:2006.
- Ballière, A., Ben Milad, Y., Colas, A.-S., Cremona, C., Davi, D., Humeau, J.-B., Le Quéré, C., Marcotte, C., Michel, J., Orcesi, A., Poulin, B., Vion, B., 2012. Théorie de la fiabilité - Application à l'évaluation structurale des ouvrages d'art. Les rapports 143.
- Barras, P., Carles, J.-C., Champenoy, D., Cordier, N., Corfdir, P., Defaux, S., Dias, F., Germain, D., Hekimian, A., Labourie, L., Lacombe, J.-M., Neiers, S., Peyrac, P., Renaudin, F., Rizard, F., 2016. Conception des réparations structurales et des renforcements des ouvrages d'art, Cerema. Ed, Références.
- Biondini, F., Bontempi, F., Toniolo, G., 1999. Comparison of Semi-Probabilistic vs Full-Probabilistic Safety Formats for Concrete Structures. Presented at the 3rd International Conference on

- Analytical Models and New Concepts in Mechanics of Concrete Structures, Wroclaw, Pologne.
- Blomfors, M., Larsson Ivanov, O., Honfí, D., Engen, M., 2019. Partial safety factors for the anchorage capacity of corroded reinforcement bars in concrete. *Engineering Structures* 181, 579–588. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2018.12.011>
- Caspeele, R., Sykora, M., Allaix, D.L., Steenbergen, R., 2013. The Design Value Method and Adjusted Partial Factor Approach for Existing Structures. *Structural Engineering International* 23, 386–393. <https://doi.org/10.2749/101686613X13627347100194>
- Comité euro-international du béton (Ed.), 2013. *Fib model code for concrete structures 2010*, Ernest & Sohn A Wiley Brand. ed. Ernst & Sohn, Berlin.
- Dixit, M., Gupta, A.K., 2022. A Review of Different Assessment Methods of Corrosion of Steel Reinforcement in Concrete. *Iran J Sci Technol Trans Civ Eng* 46, 735–752. <https://doi.org/10.1007/s40996-021-00644-5>
- Eurocode 1 - Actions sur les structures - Partie 2 : actions sur les ponts, dues au trafic (Norme), 2004. . Afnor.
- Évaluation structurale et réparation des Viaducs à travées Indépendantes à Poutres Préfabriquées précontraintes par post-tension (Guide méthodologique), 2021. , Collection Références. Cerema.
- FprCEN - Evaluation et rénovation des structures existantes (Spécifications techniques), 2020. . Afnor, France.
- Gino, D., Castaldo, P., Bertagnoli, G., Giordano, L., Mancini, G., 2020. Partial factor methods for existing structures according to *fib* Bulletin 80: Assessment of an existing prestressed concrete bridge. *Structural Concrete* 21, 15–31. <https://doi.org/10.1002/suco.201900231>
- Guide de conception - Ponts à poutres préfabriquées précontraintes par post-tension (Guide de conception), 1996. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- König, G., Hosser, D., 1982. The simplified level II method and its application on the derivation of safety elements for level I. *CEB Bulletin no. 147*.
- Millan, A.-L., Le Khac, V., Paillusseau, P., 1996. *Guide de conception - VIPP*.
- Novák, L., Červenka, J., Červenka, V., Novák, D., Sýkora, M., 2022. Comparison of advanced semi-probabilistic methods for design and assessment of concrete structures. *Structural Concrete* *suco.202200179*. <https://doi.org/10.1002/suco.202200179>
- O'Brien, E.J., Schmidt, F., Hajjalizadeh, D., Zhou, X.-Y., Enright, B., Caprani, C.C., Wilson, S., Sheils, E., 2015. A review of probabilistic methods of assessment of load effects in bridges. *Structural Safety* 53, 44–56. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2015.01.002>
- Ouvrages types - Passage Inférieur en Portique Ouvert (Guide de conception), 1974. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Ouvrages types - Passages Supérieurs ou Inférieurs à Dalle Précontrainte (Guide de conception), 1969. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Ouvrages types - Passages Supérieurs ou Inférieurs en Dalle Nervurée (Guide de conception), 1981. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Ouvrages types - Passages Supérieurs ou Inférieurs en dalle pleine continue en Béton Armé (Guide de conception), 1973. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Ouvrages types - Ponts à poutres en béton armé (Guide méthodologique), 1977. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Ouvrages types - Portique Ouvert Double (Guide méthodologique), 1976. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.

- Ouvrages types - Poutres précontraintes par adhérence (Guide méthodologique), 1973. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, Bagnaux, France.
- Ouvrages types pour autoroute - Passage inférieur en cadre fermé de béton armé (Guide méthodologique), 1966. . Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes, France.
- Steenbergen, R.D.J.M., Sýkora, M., Diamantidis, D., Holický, M., Vrouwenvelder, T., 2015. Bulletin fib 80 - Economic and human safety reliability levels for existing structures. *Structural Concrete* 16, 323–332. <https://doi.org/10.1002/suco.201500022>
- Zhang, G., Liu, Y., Liu, J., Lan, S., Yang, J., 2022a. Causes and statistical characteristics of bridge failures: A review. *Journal of Traffic and Transportation Engineering (English Edition)* 9, 388–406. <https://doi.org/10.1016/j.jtte.2021.12.003>
- Zhang, Y., Toutlemonde, F., 2022b. Calibrating partial safety factors in line with required reliability levels for concrete structures. *European Journal of Environmental and Civil Engineering* 26, 3863–3879. <https://doi.org/10.1080/19648189.2020.1824820>

SYSTÈME D'ÉVALUATION ET DE GESTION DES PONTS DU RÉSEAU ROUTIER

Bah, Abdoul Salam¹, Sasai, Kotaro², Kamileris, Nathalie³, Conciatori, David⁴, Chouinard, Luc⁵, Power, Gabriel⁶, Zufferey, Nicolas⁷ and Thomas Sanchez⁸

¹ Université Laval, Québec, Canada, abdoul-salam.bah.1@ulaval.ca

² McGill University, kotaro.sasai@mail.mcgill.ca

³ Université Laval, Québec, Canada, nathalie.kamileris.1@ulaval.ca

⁴ Université Laval, Québec, Canada, david.conciatori@gci.ulaval.ca

⁵ McGill University, luc.chouinard@mcgill.ca

⁶ Université Laval, Québec, Canada, gabriel.power@fsa.ulaval.ca

⁷ GSEM – University of Geneva, Genève, Suisse n.zufferey@unige.ch

⁸ Université de Lyon, Lyon, France, thomas.sanchez@univ-lyon1.fr

RESUME La congestion du réseau routier et les pertes de service sont associées aux activités d'entretien et de réparation du réseau. Ce phénomène est fréquent dans les zones urbaines densément peuplées où la congestion des ponts, des autoroutes ou des petites rues a une incidence négative sur les coûts et la pollution liés à l'utilisation d'un véhicule (usure des pneus, entretien, carburant, émissions) et sur les temps de déplacement en raison des détours. Les systèmes actuels de gestion des ponts (par exemple Pontis, Bridgit, Kuba, Danbro, FINNRA) sont basés sur des chaînes de Markov et l'optimisation numérique pour évaluer l'évolution de l'état d'un pont et utilisés pour planifier les activités d'entretien et de réparation sur des structures individuelles indépendamment les unes des autres. Ils négligent les impacts négatifs de ces activités sur le réseau et ses utilisateurs. Cet article présente une procédure pour évaluer l'état d'un réseau routier en fonction de l'état des ponts individuels et de l'impact des fermetures partielles ou complètes des ponts et de l'augmentation des temps de parcours par les utilisateurs. L'impact des fermetures est évalué au moyen d'une procédure qui réaffecte le trafic sur la base de l'équation de Wardrop pour une analyse locale origine-destination des détours de trafic pour chaque pont et évalue les impacts sur les coûts pour les utilisateurs du réseau. L'état général du réseau est déterminé comme une somme pondérée de l'état de chaque pont et des niveaux de trafic. Les évaluations du réseau peuvent être utilisées par les décideurs pour planifier les activités d'entretien et de réparation qui maximisent l'efficacité globale du réseau. La procédure proposée est démontrée pour un réseau de référence de trois ponts à Montréal et divers scénarios de réparation et d'entretien.

Mots-clefs ponts urbains, gestion, analyse réseau, impact sur les utilisateurs

I. INTRODUCTION

La gestion du trafic pendant les travaux d'entretien ou de réhabilitation des réseaux routiers en milieu urbain représente un défi pour les gestionnaires d'infrastructures. L'analyse de réseau peut être utilisée pour optimiser les activités d'entretien dans l'espace et dans le temps afin de réduire les impacts négatifs sur les temps de parcours, les coûts liés à l'utilisation d'un véhicule (usure des pneus, entretien, carburant), les accidents et la pollution urbaine. Les coûts socio-économiques annuels associés aux perturbations de ces activités ont été estimés à 4.2 milliards de dollars CAD en 2018 pour la Communauté métropolitaine de Montréal (CMM), à 1.3 milliard de dollars CAD pour Laval et la Côte-Nord, et à 2.9 milliards de dollars CAD pour Longueuil et la banlieue sud (LAPRESSE, 2018).

Plusieurs systèmes de gestion des ponts (BMS- Bridge Management Systems) ont été développés dans le but d'évaluer l'état des ponts individuels et de prévoir les activités futures d'entretien, de réparation et de remplacement. Cependant, ces systèmes sont principalement utilisés pour l'évaluation des ponts individuels et ne peuvent pas être utilisés pour effectuer des analyses qui tiennent compte des impacts sur le niveau de service du réseau (Adey et al., 2003 ; Orcesi et Cremona, 2010 ; Nili et al., 2021). Au fil des ans, le déficit d'entretien cumulé a été important et a entraîné une augmentation des activités annuelles d'entretien et de réparation qui nécessitent une planification dans le temps et dans l'espace (ASCE, 2021).

Plusieurs modèles de gestion intégrée des ponts dans les réseaux routiers ont été proposés. Ces modèles sont basés sur des estimations des taux de détérioration, de la fiabilité, des risques, de la résilience et des coûts, afin de programmer les réparations majeures et/ou le remplacement des structures du réseau (Banerjee et al., 2019 ; Cavalline et al., 2015 ; Dong et al., 2014 ; Guo et al., 2017 ; Liu et Frangopol, 2006). Cependant, l'optimisation des activités dans l'espace et le temps ne prend pas en compte la fermeture partielle ou totale des ponts et les impacts sur les usagers. Par conséquent, ces outils d'analyse décisionnelle n'ont pas réussi à fournir des estimations précises des avantages ou des résultats attendus dans la gestion des actifs d'infrastructure routière (Frangopol et Bocchini, 2012). La hiérarchisation et la priorisation des structures à entretenir ou à réhabiliter sont un choix important pour les gestionnaires afin de fournir des rendements économiques optimaux aux utilisateurs et aux propriétaires des infrastructures.

Cet article présente une méthodologie originale pour la gestion intégrée des ponts routiers. Une cotation de réseau est proposée pour évaluer le niveau de performance du réseau routier qui tient compte de la fermeture partielle ou totale d'un ou plusieurs ponts au trafic routier. La cotation du réseau fournit des informations aux gestionnaires d'infrastructures pour choisir les réparations de ponts à privilégier. La cotation du réseau prend en compte l'état des composants du pont dans le réseau et les caractéristiques du trafic sur le réseau. La robustesse du modèle est démontrée par un réseau de trois ponts à Montréal. Aussi, cet article comprend 3 parties, (1) évaluation de la cotation d'une structure, résumant des travaux antérieurs déjà publiés, (2) évaluation de la cotation de l'état d'un réseau routier, (3) résultats et discussions sur (a) le réseau simplifié de Montréal en 2018, (b) les retards des usagers du réseau routier, (c) les impacts financiers au niveau des retards occasionnés sur les usagers et la dépréciation des véhicules routiers.

II. ÉVALUATION DE LA COTATION D'UNE STRUCTURE

Le modèle de transport (TransChlor[®]) est utilisé pour le transport non linéaire unidimensionnel des ions chlorures dans le béton. Il prend en compte la diffusion thermique, le transport de l'eau par diffusion et par capillarité, la diffusion des ions chlorures et la carbonatation. Le modèle utilise des éléments finis pour résoudre les équations de transport des ions chlorures en fonction de la profondeur et du temps par différences finies (Conciatori et al., 2008).

Le modèle considère le lieu géographique d'un pont à Montréal et les conditions climatiques à partir des données horaires provenant de stations météorologiques, c.-à-d. la température, l'humidité externe et les précipitations. La cinétique des véhicules permet de définir les zones d'exposition aux produits salants. Le degré et le type d'exposition au microclimat environnant sont évalués pour chaque élément du pont. Le moment de passage de la saleuse et la concentration épanchée sont des paramètres importants pour connaître les concentrations en ions chlorures à l'interface du béton. Une intervention de salage dépend des conditions microclimatiques, c.-à-d. des précipitations ou d'un haut taux d'humidité relative dans l'air reliés à une température de l'air en dessous de 0°C (obtenue par itération). Cette itération se fait sur le nombre de passages de la saleuse qui est estimé par la consommation annuelle de sel dans une région (quantité de sel déposée par la saleuse lors de son passage) (Conciatori et al., 2010).

Des tests non destructifs ont permis de caractériser les propriétés de perméabilité du béton. Le transport d'ions, de gaz et d'eau dans le béton dépend directement de sa perméabilité. La perméabilité à l'air du béton et sa résistivité ont été mesurées sur le béton de peau de différents éléments structuraux du pont (dalle, mur de front et au niveau des murs de soutènement). Ces mesures sont sensibles à la teneur en eau dans le réseau poral : la teneur en eau réduit la perméabilité à l'air et la résistivité du béton. Si un béton est totalement saturé, soit une résistivité électrique inférieure à $\rho = 1 \text{ k}\Omega\cdot\text{cm}$, la mesure de perméabilité à l'air est impossible. Le coefficient de perméabilité à l'air k_T est mesuré avec l'appareil de perméabilité Torrent[®] (Denarié, et al., 2005 ; Torrent, 1997). La résistivité électrique du béton est mesurée avec l'appareil Wenner[®] (Conciatori, 2006 ; Gowers et Millard, 1999). Les données du modèle TransChlor[®], comme le coefficient de diffusion de l'eau, des concentrations en ions chlorures et le coefficient de capillarité, sont directement déduites de ces résultats d'essai de perméabilité à l'air.

Les simulations avec le modèle de détérioration TransChlor[®] sont validées avec des mesures provenant de carottes prélevées sur la face inférieure et supérieure de la dalle. Pour le dessous de la dalle, le modèle suppose une exposition au brouillard chargé de sel, tandis qu'une exposition directe protégée par le bitume est prise en compte pour le dessus de la dalle. La dalle du pont étudié ne comporte pas de membrane de protection. Les profils des ions chlorures dans la dalle obtenue avec le modèle de détérioration TransChlor[®] corrélaient avec les tests expérimentaux. La variabilité observée sur les carottes est due au fait qu'elles ont été prélevées de manière dispersée sur la dalle où certaines carottes étaient situées à des expositions plus sévères aux chlorures (Keserle et al., 2021).

La variation temporelle de la teneur en chlorure total est évaluée à différentes profondeurs dans le béton. Le seuil de concentration des ions chlorures nécessaire à l'initiation de la corrosion est entre 0.025 et 0.030% par poids de béton et est basé sur les données de la Federal Highway Administration (More, 2001). Cette évolution est très rapide à 25 mm d'enrobage, car la succion capillaire domine

les processus de transport. À des profondeurs plus importantes (> 50 mm), le profil de concentration en ions chlorures augmente plus lentement avec le temps puisque le transport est majoritairement diffusif. La diffusion est également prédominante pour la partie supérieure de la dalle (Bah et al., 2022). La probabilité d'initiation de la corrosion est obtenue par le produit de convolution entre les distributions de probabilité de la concentration en ions chlorures au niveau des aciers d'armature et la distribution de probabilité cumulée de la résistance des aciers aux chlorures pour initier la corrosion à une profondeur dans le béton.

La cotation d'un élément structural s'évalue au travers de deux cotes, la cote de matériau et la cote de comportement. *Cote matériau* : l'état du matériau d'un élément structural est une fonction probabiliste représentant la possibilité de corrosion de l'acier d'armature P_f (en %). Par exemple, le mur de front est exposé aux éclaboussures dues au trafic et à leur vitesse de circulation. La partie supérieure, quant à elle, est exposée au brouillard salin. La hauteur maximale a été considérée pour déterminer les différentes surfaces exposées (Keserle et al., 2021). Ces deux zones d'exposition sont dissociées en deux éléments distincts ayant la même sensibilité face aux sollicitations climatique et environnementale. *Cote comportement* : l'évaluation du comportement d'un élément dépend de l'incidence de ses défauts. La note de comportement quantifie l'impact d'un élément structural sur la fonctionnalité de la structure. Une cote de comportement 4 correspond à un élément dont les défauts n'affectent aucunement ou conduisent seulement à une légère incidence sur son comportement. Lorsqu'elle est égale à 1, cette cote représente un élément dont les défauts ont une incidence très importante sur son comportement. Les éléments de pont sont classés en deux catégories : principaux et secondaires. Des critères généraux permettent d'évaluer la diminution de l'aptitude d'un élément à jouer son rôle dans le comportement global d'une structure (Bah et al., 2022). L'importance d'un élément dans la structure et l'incidence des défauts sur sa fonctionnalité ont été identifiées selon le manuel d'inspection des structures du Ministère des Transport du Québec (MTQ, 2017).

L'approche de type "parent-enfant", basée sur l'analyse de l'arbre de décision, permet d'identifier le lien entre la performance de l'élément à l'échelle locale et la performance globale du pont. Par exemple, une défaillance du sol se répercute sur la fondation de la culée, qui se répercute à son tour sur l'assise du pont, puis sur la dalle, etc. Cette approche permet de considérer, dans la cotation de la structure, l'incidence d'une défaillance d'un élément sur les autres éléments auquel il est lié. Aussi, cette démarche permet de pondérer plus massivement les éléments qui ont un impact important sur l'ensemble de l'ouvrage (Bah et al., 2022).

III. ÉVALUATION DE LA COTATION DE L'ÉTAT DU RÉSEAU ROUTIER

La cotation du réseau évalue le réseau routier en fonction de la notation de chaque pont du réseau et de sa capacité de trafic. L'état des structures est évalué à deux niveaux : (i) une évaluation du matériau qui estime le niveau de dégradation des structures, comme introduit précédemment (ii) une évaluation du comportement qui apprécie l'impact de la dégradation sur le comportement et la sécurité des structures. Les caractéristiques du trafic routier prises en compte sont la vitesse affichée (v), le trafic journalier moyen (Q), la capacité (C) et la disponibilité d'itinéraires alternatifs (D).

3.1 Réseau urbain simplifié

Un réseau de trois ponts dans la ville de Montréal (Fig. 1) a été sélectionné pour appliquer le modèle de cotation du réseau. Le réseau est situé dans une zone à forte densité de population de la ville et les structures étudiées sont des structures vieillissantes. Le réseau idéalisé est représenté sur la Fig. 1 et se compose de trois ponts en parallèle qui fournissent un accès NW-SE à travers la ville. Un scénario de fermeture du pont 1 est illustré avec des détours acheminés par les ponts 2 et 3. Les trois ponts sont situés sur des artères routières majeures et les routes secondaires ne sont pas prises en compte.



FIGURE 1. Réseau urbain à l'étude avec 3 ponts (P1 à P3)

Le réseau est modélisé en considérant des structures situées sur une autoroute (P1) et sur des artères principales (P2 et P3). Différentes configurations de trafic sont étudiées en fonction d'une ou plusieurs fermetures partielles ou totales de ponts, correspondant à des réparations mineures ou majeures. Les détours sont représentés pour les différentes combinaisons de fermetures de ponts en considérant l'origine et la destination présentées par les nœuds noirs pour les scénarios de (a) à (f) (Fig. 2).

TABLEAU 1. Caractéristiques du trafic

Ponts	Vitesse affichée (km/h)	Détour affiché (km)	Nombre de voies/direction du trafic	Capacité (Vh/h)	Débit (Vh/h)	Cotation	
						Matériau	Comportement (%)
P1	100	13.5	3	9373	8888	88.40	100
P2	50	13.95	3	4362	2651	83.40	88.40
P3	50	15.8	3	2402	2066	70.7	81.90

Les données de trafic régulier comprennent le trafic journalier moyen (Q_0), la capacité (C_0), la vitesse affichée (v), le nombre de voies par direction et la longueur des déviations (D) pour les différents scénarios de fermeture du pont (Tableau 1). Le détour moyen est obtenu en fonction du taux de distribution du trafic sur les liens de détour présentés dans l'équation 3. Les valeurs de capacité et de débit sont données pour un sens de circulation à l'heure de pointe.

3.2 Cotation du réseau

Le système d'évaluation du réseau comprend une cotation d'état de service et une cotation de sécurité qui caractérisent les performances du réseau. Les perturbations dues aux fermetures totales ou partielles de ponts sur le réseau pendant les activités de maintenance sont prises en compte. Le principe de transport de la distribution du trafic de Wardrop est utilisé pour évaluer l'effet des

fermetures des ponts sur le trafic à travers le réseau. La distribution du trafic considère un maximum de deux détours alternatifs entre le nœud (origine) et le nœud (destination) de chaque scénario de (a) à (f) (Fig. 2). Le choix d'un détour est déterminé par le premier principe de Wardrop (Matsoukis et Michalopoulos, 1986) :

$$t_f = t_0 * \left(1 + \varepsilon \left[\frac{V}{Q}\right]^\omega\right) \tag{1}$$

où t_f est le temps de parcours; t_0 est le temps de parcours sans fermeture (écoulement libre), V est le volume de trafic affecté à une déviation, Q est l'écoulement de la liaison sans fermeture et ε & ω sont des paramètres empiriques fixés à 0.15 & 4.0 (Matsoukis et Michalopoulos, 1986). Le volume de trafic sur le pont fermé est redistribué à chaque déviation de telle sorte que le temps de parcours de chaque déviation soit égal. Le gestionnaire peut donc identifier le détour et les retards les plus probables pour chaque scénario de fermeture partielle ou totale.

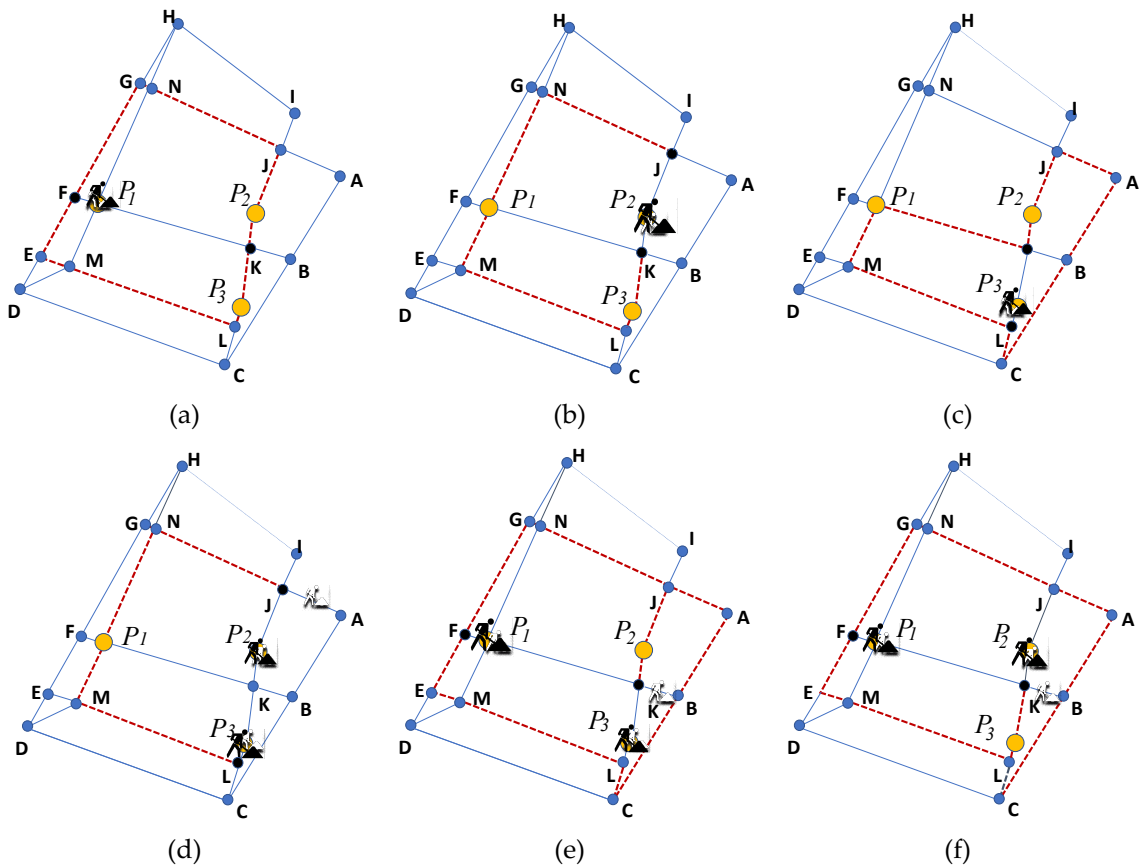


FIGURE 2. Réseau d'étude simplifié (ligne pointillée rouge=détour) a) fermeture P1, b) fermeture P2, c) fermeture P3, d) fermetures P2 et P3, e) fermetures P1 et P3, f) fermetures P1 et P2

Par exemple, en supposant une fermeture totale ou partielle du pont P1, le temps de parcours associé aux détours peut être déterminé à partir de l'équation 1, qui fournit le pourcentage du trafic initial du pont P1 qui reste sur le pont 1 ($0 \leq a \leq 1$, pour une fermeture partielle), et qui fait un détour par le pont P2 (b) et par le pont P3 (c). Le volume de trafic sur chaque pont est obtenu à partir de l'équation 2. Le détour équivalent final D^* du trafic du pont pendant la fermeture est donné par l'équation 3.

$$\begin{cases} Q_{1,tot} = Q_1 \cdot a \\ Q_{2,tot} = Q_2 + Q_1 \cdot b \\ Q_{3,tot} = Q_3 + Q_1 \cdot c \\ a + b + c = 1 \end{cases} \quad (2)$$

$$D^* = \frac{D_0 \cdot a + D_1 \cdot b + D_2 \cdot c}{a + b + c} \quad (3)$$

L'indice de réseau (NI) évalue les niveaux de service et de sécurité du réseau routier pour un scénario donné de fermeture de pont en fonction de la longueur de la déviation D , du débit Q , de la capacité C et de l'état des ponts CS (soit pour le service, soit pour la sécurité). L'indice du réseau est défini comme le rapport entre l'état du réseau dans l'état idéal et l'état du réseau avec un scénario de fermetures ou d'interventions f pour chaque pont i du réseau.

$$NI = \frac{\sum_{i=1}^n D_{0,i} \cdot Q_{0,i} / (CS_{0,i} \cdot C_{0,i})}{\sum_{i=1}^n D_{f,i} \cdot Q_{f,i} / (CS_{f,i} \cdot C_{f,i})} \quad (4)$$

Le numérateur et le dénominateur de cette équation représentent le rapport entre la distance totale parcourue par les usagers du pont i (la demande) divisé par la capacité du pont multipliée par l'état du pont (l'offre), ce qui fournit une mesure du niveau de performance de chaque pont.

Trois types de fermeture sont étudiés pour ce réseau: (1) une fermeture totale, (2) une fermeture partielle à 75% et (3) une fermeture partielle à 50% de chaque pont, un par un. Les conséquences économiques des détours sont évaluées uniquement pour les coûts des usagers (Liu et Frangopol, 2006). Les coûts considérés comprennent la consommation de carburant CC (équation 5), l'usure des pneus et la dépréciation des véhicules VD (équation 6) (Pedneault et al., 2019) et le temps perdu (équation 1).

$$CC = \left(D_{\text{détours moy}} \cdot \beta(v_{\text{détours moy}}) - D_{\text{nœuds}} \cdot \beta(v_{\text{normal}}) \right) * k * Q * N \quad (5)$$

$$VD = \left(D_{\text{détours moy}} - D_{\text{nœuds}} \right) * k * Q * N * \gamma \quad (6)$$

où N est la durée de la fermeture (h), D est le détour (km), v est la vitesse du trafic (km/h), $\beta(v)$ représente les coûts du carburant en fonction de la vitesse en \$/km, γ indique les coûts en fonction de la distance pour l'amortissement, l'entretien et les pneus en \$/h et k est le nombre de voies de circulation (prix en dollars canadiens). Les coûts β valent 0.19/0.76, 0.177/0.433, 0.171/0.412 et 0.167/0.365 \$/h pour les vitesses respectives 30, 40, 50, 70 km/h et pour respectivement les véhicules usagers/camions. Les coûts β valent 23.63, 23.02 et 48.58 \$/h pour respectivement des voyages d'affaire, autres et camions. Tous les coûts sont donnés en dollars canadiens.

IV. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

4.1 Cotation du réseau routier

Les cotations du réseau (service et sécurité) sont comparées pour les scénarios de fermeture totale (100%) et partielle de 75 à 50% des ponts P1 à P3 dans la Fig. 3.

La fermeture totale d'un seul pont produit le même indice de réseau et une diminution de 40% par rapport à l'état actuel sans fermeture. Étant donné que le pont P1 est situé sur une autoroute, on s'attendait à ce qu'il ait plus d'influence sur l'indice de réseau ; cependant, les résultats peuvent être attribués à la capacité des ponts P2 et P3 à accueillir le trafic détourné de l'autoroute. Pour les fermetures partielles, l'impact sur l'indice de réseau est légèrement plus élevé pour le pont P1 que

pour les fermetures partielles des ponts P2 ou P3. Comme prévu, les fermetures partielles ont des impacts moindres d'environ 43% et 48% pour les fermetures à 75% et 50%. Des impacts plus importants sont observés dans le cas de la fermeture de plusieurs ponts et surtout lorsque P1 est fermé avec un autre pont, quel que soit le niveau de fermeture. L'impact le plus sévère se produit lorsque P1 et P2 sont fermés. Dans les cas où les structures présentent approximativement le même degré de détérioration, le choix de la structure à réhabiliter doit être basé sur la minimisation de l'impact du trafic sur les usagers.

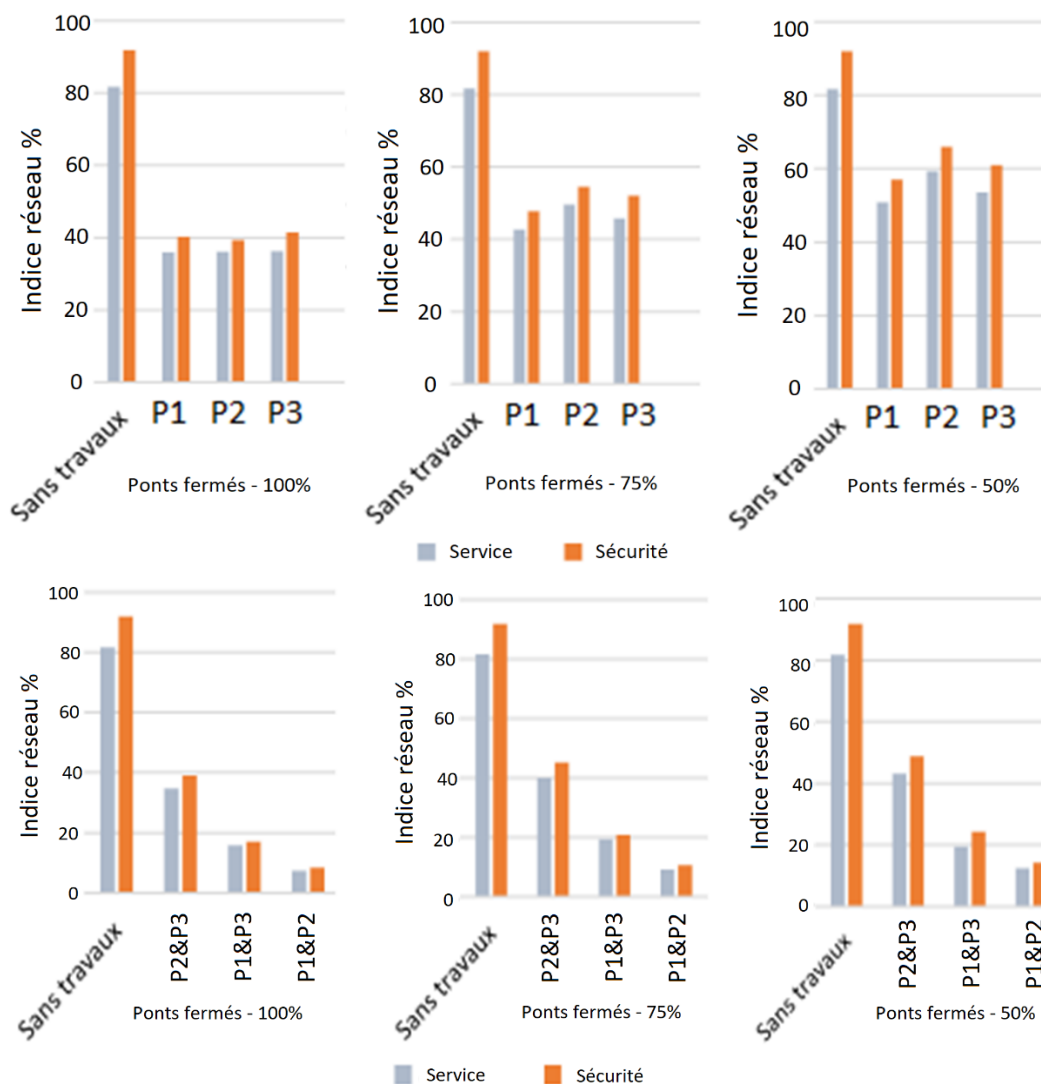


FIGURE 3. Cotation du réseau pour l'année 2018

4.2 Retards pour les usagers

La fermeture d'un pont entraîne des retards de trafic également dans le cas d'une fermeture avec des travaux mineurs comme l'exemple du pont P1. En revanche, la fermeture de P3 ayant le trafic le plus faible, la capacité d'écoulement dans le réseau est modérée avec un petit retard dans le cas de travaux majeurs ou de remplacement (Fig. 4). La fermeture partielle de 50% réduit l'impact du

retard dû à la déviation de P1. P2 et P3 ont approximativement les mêmes paramètres de trafic du débit et de la vitesse. C'est pourquoi il n'y a pas de changement visuel dans les graphiques de retard des usagers pour la fermeture de l'un ou l'autre de ces deux ponts.

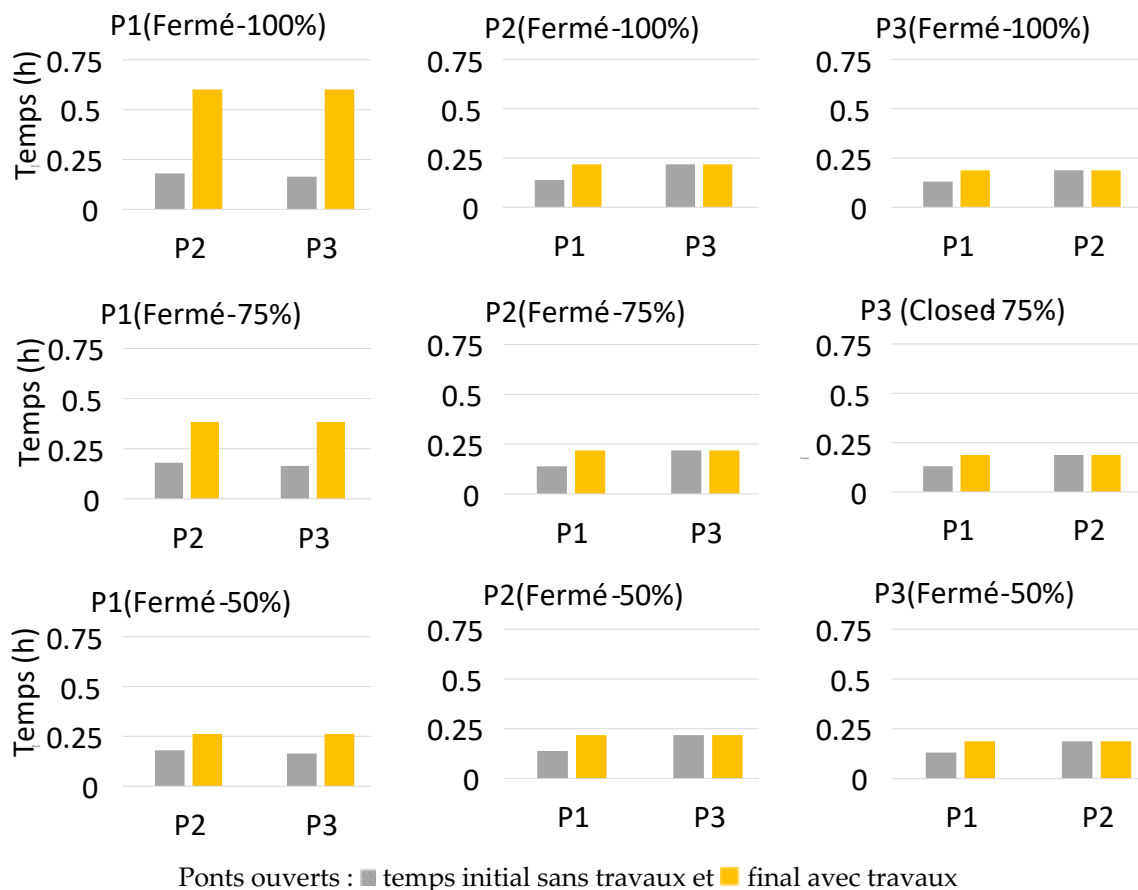


FIGURE 4. Retards pour les usagers dû aux fermetures partielles totales d'un pont

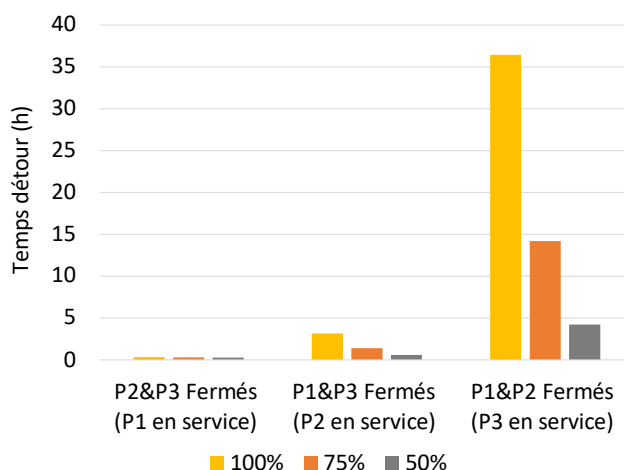


FIGURE 5. Retards pour les usagers dû aux fermetures partielles totales de plusieurs ponts

Le retard des usagers pour des fermetures multiples est illustré à la Fig. 5. La fermeture du pont autoroutier P1 avec P2 provoque un retard important du trafic pour les usagers. Le pont P3, dans ce cas, fournit un service insuffisant pour la demande de trafic. À l'inverse, la fermeture concomitante des ponts P2&P3, de faible capacité, entraîne peu de gêne pour les usagers. Les temps de parcours sont légèrement réduits avec une baisse temporaire de la vitesse et des retards mineurs. La fermeture totale de P1&P3 entraîne des retards importants de 2 à 3 heures. Les fermetures partielles améliorent les conditions de circulation, sauf pour les fermetures partielles des ponts P1&P2, où les retards sont encore de 4-5 heures. Ce résultat montre que le gestionnaire ne devrait jamais fermer les ponts P1&P2 ou P1&P3 en même temps.

4.3 Impacts financiers

Les coûts imputés aux usagers sont étroitement liés à la qualité de service du réseau routier. La qualité de service est un critère stratégique dans la planification du transport routier. Ce critère quantifie par un facteur économique le degré de gêne occasionné lors des travaux d'entretien ou de réhabilitation résultant de la fermeture partielle ou totale des ponts. L'évaluation de ces coûts permet d'apprécier les conséquences financières pour les usagers. (Arif et Bayraktar, 2018). Les coûts sont affectés par la longueur de la déviation et la vitesse de déviation pour chaque catégorie de fermeture présentée dans le tableau 2.

TABLEAU 2. Paramètres du trafic du réseau de référence

Ponts fermés	Ponts ouverts	Longueur du détour moyen (km)	Vitesse moy./pourcentage de fermeture		
			100%	75%	50%
P2&P3	P1	13.5	40.4	46.0	51.4
P1&P3	P2	13.95	4.43	9.93	24.0
P1&P2	P3	15.8	0.43	1.11	3.74
P1	P2&P3	8.39	15.5	24.4	35.8
P2	P1&P3	10.85	22.3	34.9	61.5
P3	P1&P2	10.35	21.1	31.7	67.8

Lorsque le détour est le plus long, il augmente les coûts de carburant pour les usagers du réseau. C'est le cas de la fermeture des ponts P1 et P2, qui fait basculer le trafic sur le pont P3, dont la capacité est la plus faible et le détour le plus long (Tableau 2). L'augmentation de la congestion du réseau se traduit également par une hausse des coûts de carburant et de la pollution urbaine, et la longueur du détour influe sur les coûts des usagers des véhicules, comme l'illustre le cas de la fermeture des ponts P1&P2 (Fig. 6). Un niveau élevé de trafic avec une augmentation de la longueur de la déviation entraîne des coûts plus élevés.

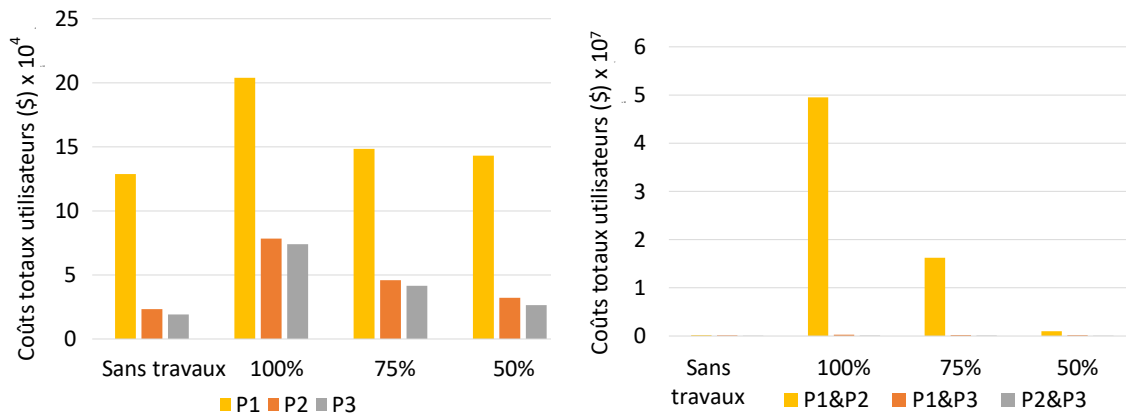


FIGURE 6. Coûts des utilisateurs

V. CONCLUSIONS

Cette étude présente une analyse de la performance du réseau routier à travers la définition d'un réseau. Cette approche de gestion des ponts a permis, à travers une connaissance de l'état des structures, d'obtenir une cotation qui évalue les impacts des fermetures de ponts lors de leur entretien ou de leur réhabilitation. L'étude montre que les structures de grande capacité ont le plus grand impact sur la performance du réseau pendant leur entretien ou leur réhabilitation. Pour les réparations ou les remplacements majeurs, la fermeture complète des ponts de faible capacité est la meilleure option. Cette stratégie permet de réduire l'impact de l'entretien sur les usagers, tandis que l'entretien régulier avec fermeture partielle des structures à forte capacité permettrait de réduire considérablement la saturation (congestion) du réseau routier aux heures de pointe. En plus de la connaissance de l'état de détérioration des structures, la prise en compte des caractéristiques des liaisons (longueur des détours, vitesse de déplacement, débit et capacité) dans les décisions d'entretien permet une meilleure planification stratégique de la gestion des infrastructures routières. L'optimisation des décisions d'entretien et l'analyse du modèle de gestion sur un réseau étendu avec plus de ponts sont la prochaine étape de ce projet pour évaluer sa robustesse et ses limites. Diverses méthodes d'optimisation peuvent être envisagées pour cela (Zufferey, 2002).

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient la "Banque islamique de développement", le "Fonds de recherche du Québec – Nature et technologies" pour leur soutien financier. Les auteurs tiennent également à remercier le Service des infrastructures, de la voirie et des transports de la ville de Montréal et le Ministère des Transports du Québec pour leur collaboration.

REFERENCES

Adey B., Hajdin, R., and Brühwiler, E. (2003). Supply and Demand System Approach to Development of Bridge Management Strategies. *Journal of Infrastructure Systems*, 9(3), 117-131. <https://doi.org/10/cz8kvz>.

Arif, F., and Bayraktar, M. E. (2018). Current Practices of Transportation Infrastructure Maintenance Investment Decision Making in the United States. *Journal of Transportation Engineering*, Part A: Systems, 144(6), 04018021. <https://doi.org/10/gmqkxt>.

ASCE. (2021). https://infrastructurereportcard.org/wpcontent/uploads/2020/12/Bridges_2021.pdf, American Infrastructure Report Card.

Abdoul S. Bah, Thomas Sanchez, Yan Zhang, Kotaro Sasai, David Conciatori, Luc Chouinard, Gabriel J. Power and Nicolas Zufferey, (2022) Assessing the condition state of a concrete bridge combining visual inspection and nonlinear deterioration model. *Structure and Infrastructure Engineering*, <https://doi.org/10.1080/15732479.2022.2081987>.

Banerjee, S., Vishwanath, B. S., and Devendiran, D. K. (2019). Multihazard resilience of highway bridges and bridge networks: A review. *Structure and Infrastructure Engineering*, 15(12), 1694-1714. <https://doi.org/10.1080/15732479.2019.1648526>.

Cavalline, T. L., Whelan, M. J., Tempest, B. Q., Goyal, R., and Ramsey, J. D. (2015). Determination of Bridge Deterioration Models and Bridge User Costs for the NCDOT Bridge Management System (FHWA/NC/2014-07). <https://trid.trb.org/view/1405296> Article FHWA / NC / 2014-07.

Conciatori, D. (2006). Effet du microclimat sur l'initiation de la corrosion des aciers d'armature dans les ouvrages en béton armé, *Thèse de doctorat*, École Polytechnique Fédérale de Lausanne. <http://infoscience.epfl.ch/record/56049>.

Conciatori, D., Brühwiler, E., and Gysler, R. (2010). Brine absorption in concrete at low temperature: Experimental investigation and modeling. *Journal of Materials in Civil Engineering*, 23(6), 846-851. <https://doi.org/10/fwgg7p>.

Conciatori, D., Sadouki, H., and Brühwiler, E. (2008). Capillary suction and diffusion model for chloride ingress into concrete. *Cement and Concrete Research*, 38(12), 1401-1408. <https://doi.org/10/b3gvv4>.

Denarié, Emmanuel, Maître Michael, Conciatori, David, and Brühwiler, Eugen. (2005). Air permeability measurements for the assessment of the in situ permeability of cover concrete, Rehabilitation and Retrofitting. *International Conference on Concrete Repair*, 6 p.

Dong, Y., Frangopol, D. M., and Saydam, D. (2014). Sustainability of Highway Bridge Networks Under Seismic Hazard. <https://doi.org/10.1080/13632469.2013.841600>. *Journal of Earthquake Engineering*, 18(1),41-66.

Frangopol, D. M., and Bocchini, P. (2012). Bridge network performance, maintenance and optimisation under uncertainty: Accomplishments and challenges. *Structure and Infrastructure Engineering*, 8(4), 341-356. <https://doi.org/10/dbwp2r>.

Gowers, K. R., and Millard, S. G. (1999). Measurement of Concrete Resistivity for Assessment of Corrosion Severity of Steel Using Wenner Technique. *ACI Materials Journal*, 96(5). <https://doi.org/10/ggr6zpz>.

Guo, A., Liu, Z., Li, S., and Li, H. (2017). Seismic performance assessment of highway bridge networks considering post-disaster traffic demand of a transportation system in emergency conditions. *Structure and Infrastructure Engineering*, <https://doi.org/10.1080/15732479.2017.1299770>. 13(12), 1523-1537.

Keserle, G. C., Sanchez, T., Conciatori, D., & Chouinard, L. (2021). Monitoring Environmental and Climatic Exposure Conditions for Structures in Cold Regions. *Journal of Cold Regions Engineering*, 35(2), 04021007. <https://doi.org/10/gh37hg>.

LAPRESSE (2018, septembre 13). Site web: <https://www.lapresse.ca/actualites/grand-montreal/201809/13/01-5196357-les-couts-de-la-congestion-evalues-a-42-milliards-pour-2018.php>.

Liu, M., and Frangopol, D. M. (2006). Optimizing Bridge Network Maintenance Management under Uncertainty with Conflicting Criteria: Life-Cycle Maintenance, Failure, and User Costs. *Journal of Structural Engineering*, 132(11), 1835-1845. <https://doi.org/10/P2d657>.

Matsoukis, E. C., and Michalopoulos, P. C. (1986). Road traffic assignment—a review: Part II: equilibrium methods. *Transportation Planning and Technology*, 11(2), 117-135. <https://doi.org/10.1080/03081068608717335>.

Moore, M. E., Phares, B. M., Graybeal, B. A., Rolander, D. D., and Washer, G. A. (2001) Reliability of visual inspection of highway bridges, *FHWA, ed., USDOT*, Washington, DC.

MTQ. (2017). Manuel d'inspection des structures. [www3.publicationsduquebec.gouv.qc.ca > guides > guide24.fr.html](http://www3.publicationsduquebec.gouv.qc.ca/guides/guide24.fr.html).

Nili, M. H., Taghaddos, H., and Zahraie, B. (2021). Integrating discrete event simulation and genetic algorithm optimization for bridge maintenance planning. *Automation in Construction*, 122, 103513. <https://doi.org/10/gmf4cp>.

Orcesi, A. D., and Cremona, C. F. (2010). A bridge network maintenance framework for Pareto optimization of stakeholders/users costs. *Reliability Engineering & System Safety*, 95(11), 1230-1243. <https://doi.org/10/dt4695>.

Pedneault, J., Bayan, C., Sorelli, L., Margni, M., Conciatori, D., Desjardins, V., & Fafard, M. (2019). Analyse du coût total de possession sur le cycle de vie d'un pont routier à platelage en aluminium. *Projet*, 787,1.

Torrent. (1997). Proceq, TORRENT Permeability Tester—*Mode d'emploi*, Proceq SA, Zürich.

Zufferey, N. (2002). Heuristiques pour les problèmes de coloration des sommets d'un graphe et d'affectation de fréquences avec polarités. Thèse EPFL. 10.5075/epfl-thesis-2668.

Analyse du coût de cycle de vie d'une structure en détérioration pour un plan d'inspection/réparation optimal

Bouchra Kouddane^{1,2}, Zoubir Mehdi Sbartai¹, Sidi Mohammed Elachachi¹, Nouzha Lamdouar²

¹I2M, Université de Bordeaux ; Talence, France, bouchra.kouddane@u-bordeaux.fr

²EMI, Université Mohammed V ; Rabat, Maroc,

Résumé

En général, au cours de leurs durées de service, les systèmes tels que les bâtiments, les ponts et les plates-formes offshore deviennent moins fiables et nécessitent des procédures d'inspection/entretien appropriées. Les décideurs sont souvent confrontés au défi de choisir entre des solutions moins coûteuses et d'autres plus efficaces. Pour y parvenir, une meilleure stratégie d'inspection/maintenance doit être élaborée à l'aide d'une méthode d'optimisation de coût de cycle de vie.

L'objectif de ce travail est d'aider à la prise de décision en choisissant une solution équilibrant les performances de la structure et son coût de cycle de vie. La stratégie d'optimisation s'applique aux dommages dont l'évolution peut être modélisée au fil du temps. En minimisant le coût total du cycle de vie et en maintenant une fiabilité admissible, la meilleure stratégie d'inspection/réparation est définie. Les variables de décision dans l'optimisation sont le temps auquel les inspections/réparations sont effectuées et le nombre d'inspections, au cours de la durée de vie de la structure.

L'effet de plusieurs facteurs est mis en évidence, telles que la qualité de la technique d'inspection, le coût attendu d'une défaillance structurelle, ainsi que les effets des intervalles de temps de contrôle uniformes et non uniformes.

Mots-clefs : optimisation, coût total, minimisation, CND, fiabilité.

I. INTRODUCTION

Faire des estimations quantitatives de la durée de vie des structures en béton est devenu possible grâce à la bonne compréhension de la mécanique et de la cinétique de plusieurs événements qui conduisent à la dégradation du béton. La dégradation de la résistance d'une structure en béton exposée à un environnement agressif peut être évaluée à partir d'un modèle de croissance de dommages (Mori and Ellingwood, 1994). Comprendre les mécanismes de dégradation structurelle est essentiel pour quantifier la performance du cycle de vie des systèmes structurels sous incertitude. Certaines études ont été menées pour déterminer les stratégies d'inspection/maintenance optimales pour les structures métalliques soumises à la fatigue, en supposant qu'un composant est remplacé si l'intensité des dommages détectés dépasse une valeur

critique (Thoft-Christensen and Sørensen, 1987). En ce qui concerne la détection de la dégradation du béton, de nombreuses études ont proposé la mise en œuvre de techniques d'évaluation non destructives. Par exemple, (Kashif Ur Rehman et al., 2016) ont fourni un aperçu intéressant des techniques de CND utilisées pour la détection des défauts dans les ponts en béton armé. Pour mettre en évidence les avantages et les inconvénients des CND, plusieurs études comparatives ont été réalisées (Yehia et al., 2007), (Pushpakumara et al., 2017), (Gucunski et al., 2012).

La stratégie d'optimisation est applicable pour tout type de dommage dont l'évolution peut être modélisée dans le temps. Toute stratégie d'évaluation de la durée de vie implique un certain nombre d'éléments essentiels : un modèle de détérioration, des propriétés matérielles caractéristiques pertinentes, et des facteurs ou marges de sécurité qui prennent en compte les incertitudes du système global (Somerville, 1992), (Bismut and Straub, 2019).

Cet article propose une nouvelle méthodologie pour optimiser la stratégie d'inspection/réparation de la durée de vie d'une structure en minimisant le coût total du cycle de vie tout en satisfaisant différentes contraintes et en introduisant des méthodes d'inspection non destructives. Les variables de décision dans l'optimisation sont les moments auxquels les inspections/réparations sont effectuées et le nombre d'inspections, pendant la durée de vie de l'ouvrage. L'influence du nombre d'inspections peut être prise en compte en résolvant le problème d'optimisation pour un certain nombre de valeurs différentes (de 1 à 10) afin d'identifier la valeur pour laquelle le coût total est minimum.

Un programme Python a été développé pour calculer le problème de minimisation et les coûts attendus. Un plan d'inspection optimal implique plusieurs aspects tels que le coût et la qualité de l'inspection par CND, le coût de la réparation, le coût de défaillance, le taux d'actualisation net, les inspections uniformes ou non uniformes, etc. Le problème fondamental consiste à calculer le nombre d'inspections optimales en tenant compte des aspects indiqués, mais en maintenant également un certain niveau de fiabilité.

II. MODELISATION PROBABILISTE DES DOMMAGES STRUCTURELS

Plusieurs modèles ont été développés pour prédire la durée de vie du béton soumis à des processus de dégradation (Clifton, 1991). Une variété de méthodes CND, chacune avec des coûts et qualités différents, peut être utilisée pour évaluer l'état d'une structure pendant sa durée de vie (Onoufriou and Frangopol, 2002). Dans cet article, l'intensité d'endommagement η , qui définit le degré d'endommagement existant dû à la diminution du module d'Young au fil du temps, est définie comme le rapport :

$$\eta(t) = \frac{E0 - E(t)}{E0} \quad (1)$$

Où $E0$ = module d'Young initial du béton, $E(t)$ = module d'Young au temps t , et t = temps en années.

L'intensité du dommage peut avoir une valeur comprise entre zéro et un. Le module de Young représente l'élasticité du matériau. Dans certains cas particuliers, il peut également être utilisé pour l'étude et la mesure indirecte de la porosité, de la création de fissures, de la dureté, de la résistance à la compression, etc. La technique de vitesse d'impulsion ultrasonique est la plus qualifiée pour déterminer avec précision le module d'Young (Lin, 2018).

Un module de Young $E(t)$ décroissant en fonction du temps peut être calculé comme suit :

$$E(t) = E0 - k * Ti \quad (2)$$

Où k est le taux de croissance des dommages. Par conséquent, après la réparation, le module de Young $E(t)$ est calculé comme suit :

$$E(t) = E_r - k * Ti \quad (3)$$

Où E_r est le module de Young du béton réparé qui peut être estimé par le CND. Le coût associé à une méthode d'inspection réelle est estimé sur la base de la qualité de la détectabilité. Ainsi, pour définir la qualité d'une méthode d'inspection non destructive, une fonction de détectabilité des dommages est nécessaire. En considérant l'intensité des dommages η , la fonction de détectabilité est modélisée dans cette étude comme une fonction de distribution normale cumulative pour chaque méthode du CND (Frangopol et al., 1997).

La probabilité de détection des dommages est approximée comme suit :

$$PoD = \begin{cases} 0, & \eta \leq \eta_{min} \\ \Phi\left(\frac{\eta - \eta_{0.5}}{0.1 \eta_{0.5}}\right), & \eta_{min} < \eta \leq \eta_{max} \\ 1, & \eta > \eta_{max} \end{cases} \quad (4)$$

Où $\eta_{0.5}$ est l'intensité du dommage pour laquelle la méthode CND a une probabilité de détection de 50%. L'intensité minimale des dommages détectables « η_{min} » et l'intensité maximale au-dessus de laquelle la probabilité de détection est de 1 « η_{max} » sont données, sachant que $\sigma = 0.1 \eta_{0.5}$:

$$\eta_{min} = \eta_{0.5} - 3\sigma = 0.7 \eta_{0.5} \quad (5)$$

$$\eta_{max} = \eta_{0.5} + 3\sigma = 1.3 \eta_{0.5} \quad (6)$$

III. LES DIFFERENTS COUTS AU COUR DE LA DUREE DE VIE D'UNE STRUCTURE

A. Coût d'inspection

En général, l'efficacité des méthodes non destructives affecte le coût d'inspection. Le coût associé à une méthode d'inspection, peut être estimé en fonction de la qualité de la détectabilité comme suit, où C_{init} est le coût initial (Mori and Ellingwood, 1994) :

$$C_{insp} = 0,07 C_{init} (1 - 0,7 \eta_{0.5})^{20} \quad (7)$$

Ainsi, le coût d'inspection global attendu pour un plan impliquant N_{insp} inspections est :

$$C_{INSP} = \sum_{i=1}^{N_{insp}} \frac{C_{insp}}{(1+r)^{T_{insp,i}}} \quad (8)$$

Un taux d'actualisation r de 0.02 est utilisé.

B. Coût de réparation

La structure ne sera pas réparée si l'intensité des dommages est inférieure à η_{min} . En cas de réparation après une inspection ayant une détectabilité médiane de $\eta_{0.5}$, l'intensité des

dommages passera de η_i à η_{rep} . Lorsque $\eta_i > \eta_{max}$, l'endommagement de la structure réparée sera réduit à $\eta_{0,5}$.

$$\eta_{rep} = \begin{cases} \eta_i, & \eta_i \leq \eta_{min} \\ \frac{\eta_{min} + \eta_i}{2}, & \eta_{min} < \eta \leq \eta_{max} \\ \eta_{0,5}, & \eta_i > \eta_{max} \end{cases} \quad (9)$$

Ce document suppose que lorsqu'un dommage est détecté, il est réparé. Dans ce cas, le coût de la réparation peut être exprimé comme suit :

$$C_{rep} = m * C_{init} * e_{rep}^Y \quad (10)$$

Où Y est un paramètre du modèle égal à 0,5 et $m = 5$. L'effet d'une activité de réparation e_{rep} peut être quantifié comme suit :

$$e_{rep} = \frac{|\eta_i - \eta_{rep}|}{\eta_{0,5}} \quad (11)$$

Alors le coût total de réparation attendu est :

$$C_{REP} = \sum_{j=1}^n (P(E_j)) * \sum_{i=1}^{N_{insp}} \frac{C_{rep\ i,j}}{(1+r)^{T_{insp,i}}} \quad (12)$$

Où i allant de 1 jusqu'au nombre d'inspections et j de 1 jusqu'au nombre de branches dans l'arbre d'événements. $P(E_j)$ est la probabilité d'occurrence pour chaque branche dans l'arbre d'événements. $C_{rep\ i,j}$ est le coût de réparation dans chaque branche.

C. Coût de défaillance

En utilisant la fonction de distribution cumulative de Weibull, la probabilité de défaillance P_f calculée avant chaque inspection est déterminée comme suit :

$$P_f = \begin{cases} 0, & \eta_i \leq \eta_{min} \\ 1 - \left[\exp - \left(\frac{\eta_i - \eta_{min}}{\eta_{0,5}} \right)^\alpha \right], & \eta_i > \eta_{min} \end{cases} \quad (13)$$

Le coût de défaillance attendu C_{FAIL} peut être exprimé comme suit :

$$C_{FAIL} = C_{fail} * P_{fail} \quad (14)$$

Où C_{fail} est le coût de défaillance et P_{fail} est la probabilité de défaillance sur la durée de vie de la structure calculé à partir de P_f .

L'arbre d'événements est présenté dans la Figure 1, en considérant 2 inspections dans cet exemple. Chaque branche comporte trois probabilités de défaillance (avant la première inspection, avant la deuxième inspection et à la fin du cycle de vie). Après la première inspection, Il existe deux options, P(R) et P(NR), qui indiquent la décision de réparation ou de non-réparation. En considérant les événements P(R) et P(NR) indépendants, la probabilité d'occurrence des trajectoires (E1, E2, E3, et E4) peut être déterminée.

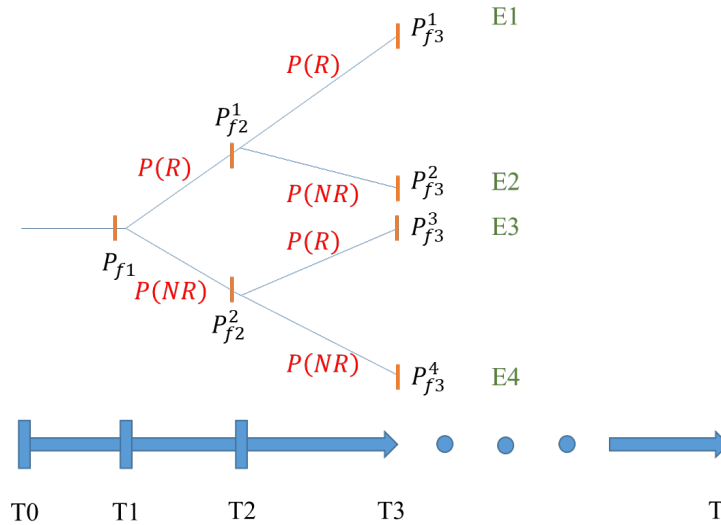


FIGURE 1. Analyse de l'arbre des événements, cas de deux inspections.

D. Coût total attendu

Le coût total annuel de la structure est utilisé pour déterminer le plan optimal de gestion de la maintenance. Le coût total prévu C_T peut être exprimé comme suit :

$$C_T = C_{init} + C_{INSP} + C_{REP} + C_{FAIL} \tag{15}$$

V. RESULTATS ET DISCUSSIONS

a. Intervalles d'inspection

Bien que les intervalles d'inspection réguliers soient plus pratiques et plus faciles à gérer, la prise en compte d'intervalles de temps non uniformes peut permettre de réduire les coûts et d'améliorer l'efficacité. La procédure d'optimisation de la durée de vie pour des intervalles d'inspection non uniformes consiste à déterminer le nombre idéal d'inspections N_{insp} et les moments optimaux pour effectuer les inspections et les réparations.

Trouver le minimum de : $C_T = C_{init} + C_{INSP} + C_{REP} + C_{FAIL}$ (16)

Tel que : $t_{min} \leq t_i \leq t_{max}$

$$\sum_{i=1}^{N_{insp}} t_i \leq T$$

Où T = durée de vie de la structure, $t_i = T_i - T_{i-1}$ intervalle de temps entre les inspections $i - 1$ et i . t_{min} et t_{max} sont les temps d'inspection minimum et maximum. Dans cette étude, on suppose que la durée de vie de la structure est de 100 ans. Initialement, la stratégie d'inspection est limitée à des intervalles de temps uniformes, en considérant le nombre d'inspections N_{insp} . Le problème d'optimisation est résolu pour toutes les valeurs de N_{insp} et ensuite la valeur qui produit le plus petit coût total attendu est considérée comme le nombre optimal d'inspections. La figure 2 montre les résultats de l'analyse des coûts pour différents nombres d'inspections à intervalles uniformes. Pour les mêmes paramètres considérés dans la stratégie d'intervalle uniforme, la figure 3 présente les coûts totaux attendus sur la durée de vie pour différents nombres d'inspections associées à des intervalles de temps non uniformes. Au fur et à mesure que le nombre d'inspections augmente, le coût de réparation augmente, tandis que le coût de défaillance diminue. La figure 2 indique que le

nombre optimal d'inspections sur la durée de vie est de 6 dans le cas d'inspections à intervalle uniforme, avec un coût total attendu minimal de 1146,6. Alors que la stratégie optimale d'intervalle d'inspection non uniforme (figure 3) produit une solution plus économique avec seulement 3 inspections à 61, 75 et 84 ans et un coût total minimum de 1061,3.

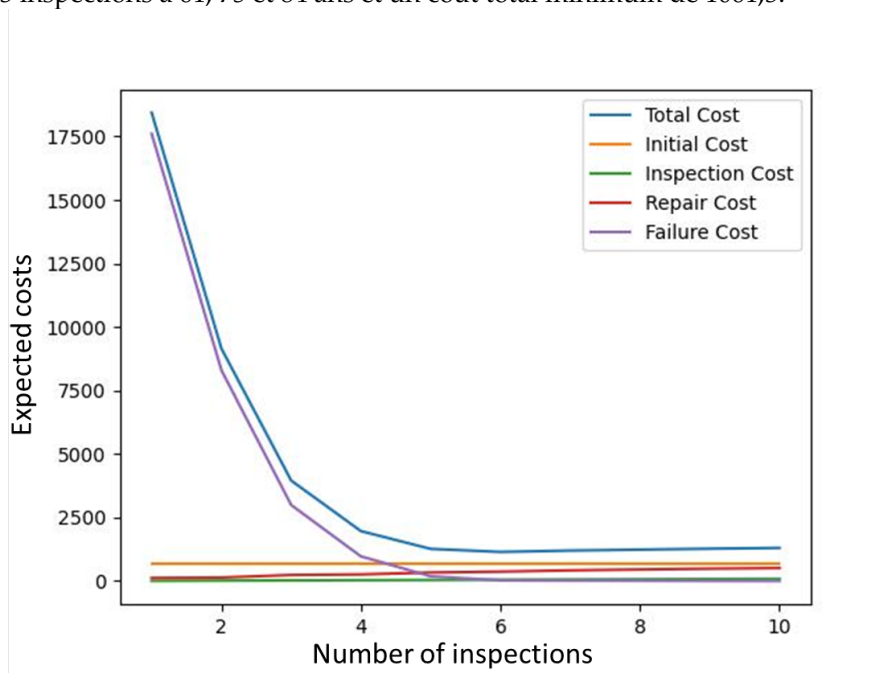


FIGURE 2. Les différents coûts attendus en fonction du nombre d'inspections avec intervalles uniformes

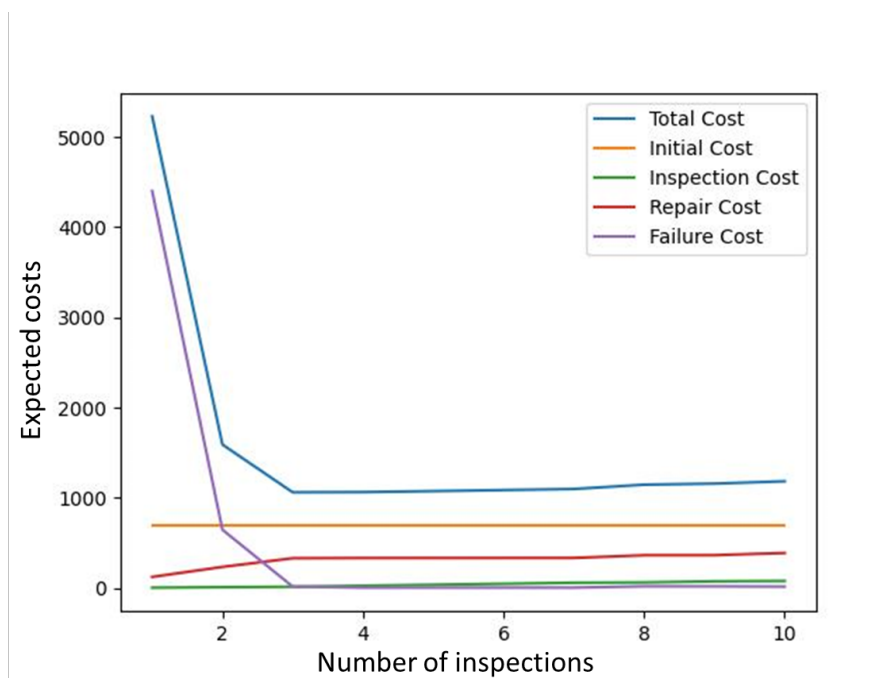
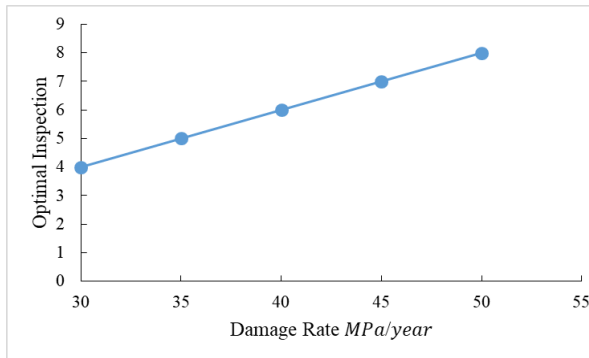


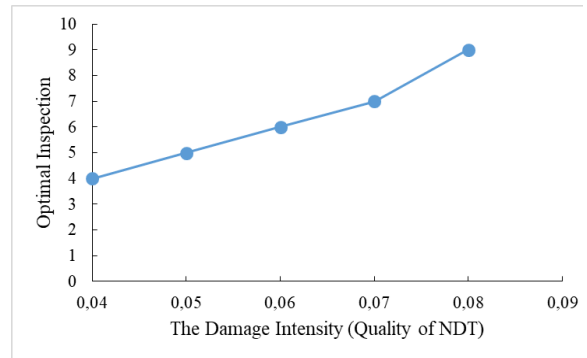
FIGURE 3. Les différents coûts attendus en fonction du nombre d'inspections avec intervalles non uniformes

b. Étude paramétrique sur les variables d'optimisation

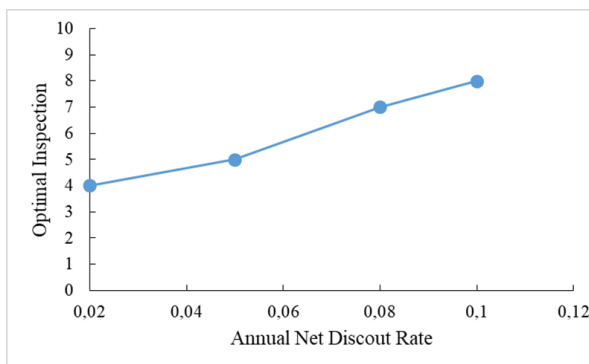
Une analyse paramétrique est introduite dans le cas où les intervalles d'inspection sont uniformes, afin d'évaluer l'influence de chaque variable dans la détermination du nombre optimal d'inspections. Les variables analysées sont : le taux d'endommagement, la qualité du CND, le taux d'actualisation annuel et le coût de défaillance. L'influence du taux d'endommagement est présentée dans la figure 4 (a), lorsque le taux est grand, le nombre d'inspections optimales dans le cycle de vie du composant est élevé. De plus, lorsque le taux d'endommagement augmente, la première inspection apparaît plus tôt et les intervalles de temps entre les inspections successives sont plus petits. La qualité de la technique non destructive a un effet remarquable sur la stratégie optimale d'inspection/réparation. Cet effet est illustré dans la figure 4 (b) en utilisant 5 intensités de dommages différentes. Lors de l'utilisation d'une bonne qualité d'inspection (faible intensité de dommage), le nombre optimal d'inspections diminue de 9 à 4 inspections. La figure 4 (c) présente le nombre optimal d'inspections en fonction du taux d'actualisation annuel (r). Le taux d'actualisation annuel semble être un facteur important dans l'étude d'optimisation, car il influence également la détermination du nombre optimal d'inspections au cours du cycle de vie du composant. Les coûts de défaillance ont également une grande influence sur la détermination du nombre optimal d'inspections. La figure 4 (d) montre que si le coût de la défaillance augmente, alors le nombre d'inspections augmente. Le nombre optimal d'inspections sur la durée de vie est de 5 lorsque le coût de la défaillance est de 10000. Dans les mêmes conditions, lorsque le coût de défaillance est de 50 000, le nombre optimal d'inspections est de 6. Par conséquent, un coût de défaillance plus élevé conduit à une solution optimale nécessitant plus d'inspections.



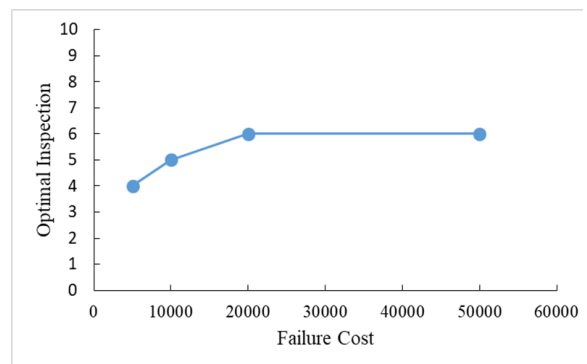
(a)



(b)



(c)



(d)

FIGURE 4. L'influence du a) taux d'endommagement, b) la qualité du CND, c) le taux d'actualisation annuel net et d) le coût de la défaillance sur le nombre optimal d'inspections (intervalles uniformes).

VI. CONCLUSION

Ce travail montre l'efficacité de la minimisation du coût total attendu du cycle de vie afin de trouver la stratégie optimale d'inspection-réparation des structures qui se détériorent avec le temps. Pour illustrer l'approche, une structure ayant subi une diminution de performances (module d'élasticité) a été utilisée. Le modèle d'arbre d'événements a permis une organisation systématique et une évaluation plus fiable des options de réparation. En ce qui concerne la stratégie d'optimisation, la stratégie d'inspection/réparation à intervalle non uniforme est plus rentable et nécessite moins d'inspections/réparations sur la durée de vie de la structure. Comme indiqué précédemment, les effets de la variation : du taux d'endommagement, de la qualité des techniques d'inspection, du taux d'actualisation annuel net et du coût de la défaillance ne peuvent être négligés. Les résultats montrent que chacun des paramètres impliqués peut être pris en compte pour déterminer le nombre d'inspections optimal à effectuer tout au long de la durée de vie du composant. Par conséquent, la méthodologie développée dans cet article présente un réel potentiel pour combiner les considérations économiques et de sécurité dans la conception structurelle. Des efforts futurs sont nécessaires pour traiter de manière cohérente un autre problème d'optimisation, en minimisant le coût total attendu et en maximisant l'indice de fiabilité.

REFERENCES

- Bismut, E., Straub, D., 2019. Optimal Adaptive Inspection and Maintenance Planning for Deteriorating Structural Systems. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.20252.85129>
- Clifton, J.F., 1991. Predicting the remaining service life of concrete (No. NISTIR-4712). National Inst. of Standards and Technology (NML), Gaithersburg, MD (United States). Center for Atomic, Molecular and Optical Physics. <https://doi.org/10.2172/469656>
- Frangopol, D.M., Lin, K.-Y., Estes, A.C., 1997. Life-Cycle Cost Design of Deteriorating Structures. *J. Struct. Eng.* 123, 1390–1401. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9445\(1997\)123:10\(1390\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9445(1997)123:10(1390))
- Gucunski, N., Maher, A., Ghasemi, H., Ibrahim, F., 2012. Segmentation and condition rating of concrete bridge decks using NDE for more objective inspection and rehabilitation planning. pp. 617–624. <https://doi.org/10.1201/b12352-83>
- Kashif Ur Rehman, S., Ibrahim, Z., Memon, S.A., Jameel, M., 2016. Nondestructive test methods for concrete bridges: A review. *Constr. Build. Mater.* 107, 58–86. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2015.12.011>
- Lin, K., 2018. Non-destructive measurement for Young's modulus using a self-mixing laser diode.
- Mori, Y., Ellingwood, B.R., 1994. Maintaining Reliability of Concrete Structures. II: Optimum Inspection/Repair. *J. Struct. Eng.* 120, 846–862. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9445\(1994\)120:3\(846\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9445(1994)120:3(846))
- Onoufriou, T., Frangopol, D.M., 2002. Reliability-based inspection optimization of complex structures: a brief retrospective. *Comput. Struct.* 80, 1133–1144. [https://doi.org/10.1016/S0045-7949\(02\)00071-8](https://doi.org/10.1016/S0045-7949(02)00071-8)

- Pushpakumara, B.H.J., Silva, S.D., Silva, G.H.M.J.S.D., 2017. Visual inspection and non-destructive tests-based rating method for concrete bridges. *Int. J. Struct. Eng.* 8, 74–91. <https://doi.org/10.1504/IJSTRUCTE.2017.081672>
- Somerville, G., 1992. Service Life Prediction--An Overview. *Concr. Int.* 14, 45–49.
- Thoft-Christensen, P., Sørensen, J.D., 1987. Reliability analysis of tubular joints in offshore structures. *Reliab. Eng.* 19, 171–184. [https://doi.org/10.1016/0143-8174\(87\)90002-3](https://doi.org/10.1016/0143-8174(87)90002-3)
- Yehia, S., Abudayyeh, O., Nabulsi, S., Abdelqader, I., 2007. Detection of Common Defects in Concrete Bridge Decks Using Nondestructive Evaluation Techniques. *J. Bridge Eng.* 12, 215–225. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0702\(2007\)12:2\(215\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0702(2007)12:2(215))

Bayesian Networks Prediction of Compressive Strength of Recycled Aggregate Concrete

Tien-Dung NGUYEN^{*1,2}, Rachid CHERIF¹, Pierre-Yves MAHIEUX¹, Emilio BASTIDAS-ARTEAGA¹

¹LaSIE UMR CNRS 7356, University of La Rochelle, Avenue Michel Crépeau, 17042 La Rochelle Cedex 1, France, tien-dung.nguyen@univ-lr.fr, rachid.cherif@univ-lr.fr, pierre-yves.mahieux@univ-lr.fr, ebastida@univ-lr.fr

²Faculty of Road and Bridge Engineering, The University of Danang - University of Science and Technology, 54 Nguyen Luong Bang Street, Lien Chieu District, Danang City, Viet Nam, ntdung@dut.udn.vn

ABSTRACT Many studies proposed machine learning approaches for prediction models analysing the impact factors on recycled aggregate concrete (RAC) compressive strength. However, most machine learning algorithms require a large dataset size for the model's generalisation capability. Few studies have used Bayesian Networks (BNs) based probabilistic inference techniques towards this aim. This paper uses BNs to predict the compressive strength of recycled aggregate concrete. The BNs approach utilised available data of three input parameters: water-to-cement ratio, aggregate-to-cement ratio, and recycled aggregate replacement ratio to compute the output's prior and posterior probability of RAC's compressive strength. The results highlight the potential applicability of BNs in predicting the compressive strength of RAC.

Keywords Recycled aggregate concrete, Bayesian networks, Compressive strength.

I. INTRODUCTION

To use fewer raw materials, recycled aggregate (RA) offers a good substitute for natural aggregate (NA). When structures like bridges, buildings, roads, and trains are destroyed, as well as occasionally when disasters like floods, wars, and earthquakes occur, the resulting debris can be utilised to create RA. However, the mortar of the RA that has been bonded to it has decreased in quality because of increased porosity and water absorption (Zhu et al., 2020). This results in the quality of recycled aggregate concrete (RAC) being inferior to those of the original concrete, most obviously in its compressive strength (Eguchi et al., 2007). Many factors, such as the mixed design elements or the characteristics of the recycled aggregate (RA), have an impact on the compressive strength of RAC (Abdollahzadeh et al., 2016).

Moreover, its characteristics are also impacted by the interfacial transition zones (ITZs) (Poon et al., 2004). Nearly all investigations found that the compressive strength of RAC reduced as replacement increased (Alexandridou et al., 2018; Faella et al., 2016), while some have shown the opposite, particularly as later age (Basheer et al., 2005; Gholampour and Ozbakkaloglu, 2020) because RA particles have non-hydrated cement adhered to their surfaces. These residues react with water to increase the late strength development, resulting in a complicated relationship between mix ratio, RA physical characteristics, and compressive strength.

Machine learning techniques have been created to forecast the compressive strength of RAC. They include Support Vector Machines (SVM), Radial Basis Functions (RBF), Neuro-Fuzzy Inference Systems (ANFIS), Genetic Programming (GP), and Artificial Neural Networks (ANNs). Dantas et al. (Dantas et al., 2013) presented the ANNs for predicting the compressive strength of RAC at the age of 3, 7, 28 and 91 days using 24 input parameters. Deshpande et al. (Deshpande et al., 2014) modelled compressive strength of RAC by ANNs, Model Tree (MT) and Non-linear Regression (NTR), which utilising 9 mandatory input parameters and 5 input non-dimensional parameters. Several researchers have examined the impacts of combining various ratios of the components that affect concrete's compressive strength (CS) and their estimation using all machine learning approaches (Nguyen et al., 2023). However, due to the uncertain nature of the materials and the many parameters involved in the problem, compressive strength prediction of RAC is still a challenging task.

All machine learning algorithms need a sizable dataset to generalise the models (Bui et al., 2018). Due to time constraints, the cost of the tests, and the implementation challenges in practice, learning can only be conducted with a limited number of sites in actual practice. As a result, other statistical and/or probabilistic methodologies could be used to quantify uncertainty while making the most effective use of the currently accessible data. Therefore, it makes sense to approach this topic using a Bayesian approach. To estimate the compressive strength of RAC, Bayesian networks (BNs) were used in the present study. The NETICA software package was used to create and run the BNs model. The model phases' prior and posterior probabilities were calculated using test data from numerous published publications. The Python programming language is used to create the BBNs-based updating prediction model.

II. BAYESIAN NETWORKS AND ITS APPLICATION

A. Bayesian Networks (BNs)

A BNs is often a particular kind of graphical model represented as a directed acyclic graph (DAG). Nodes in a DAG represent variables or states and are graphical representations of things that happen in the real world. Drawing an edge between two nodes indicates a causal relationship between them. A directed edge will lead from the cause factor towards the effect variable if there is a causal connection between the nodes. There is a Probability Density Function (PDF) for each parameter in the DAG, and the concept and scale of the PDF are determined by the edges connecting to the variables.

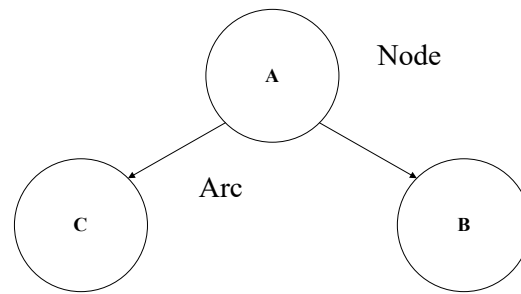


FIGURE 1. A simple Bayesian Network

A straightforward BN is depicted in figure 1; it has three nodes that stand in for the three considered parameters A, B, and C, with B and C being children of the parent node A. Conditional probability distributions for the child nodes are dependent on the parent node. A marginal probability distribution exists for the parent node. Given the prior and the conditional probabilities $p(A)$ and $p(B|A)$, Bayes' rule enables the computation of the posterior probability $p(A|B)$:

$$P(A/B) = \frac{P(B/A)P(A)}{P(B)} \quad (1)$$

B. Application to predict compressive strength of RAC

When employing AI techniques to predict the mechanical properties of RAC, the input data, chosen model, and hyperparameters are all crucial components in reaching the necessary accuracy (Ahmad et al., 2021). Most studies in the literature on the topic included crucial input qualities like cement content, water content, and W/C, as well as the testing age. In contrast, a few studies utilised physical traits like maximum aggregate size and water absorption of aggregate in prediction models (Nguyen et al., 2023). All the machine learning approaches utilised input variables related to mixing design, physical properties, and age of recycled aggregate concrete in the available literature. In this study, BNs also choose suitable input parameters to predict RAC compressive strength (Nunez et al., 2021). Figure 2 depicts the BNs architecture for predicting the compressive strength of RAC considered in this study. It can be observed that the input variables are aggregate–cement ratio (A/C), water–cement ratio (W/C), replacement ratio (R), and compressive strength as output variable. The NETICA package is used to create the BN-based prediction model.

Before defining the architecture of the BN, it is important to analyse if correlation between the considered variables (nodes) exists. Figure 3 shows the Pearson correlation coefficients that measure the linear connection between two variables or to quantify this relationship. It ranges from -1 to 1. A negative linear correlation between two variables is shown by a value of -1. No linear association between two variables is indicated by a 0, and a complete positive linear relationship between two variables is indicated by a value of 1. As shown in figure 3, the values vary from -0.29 to 0.4, resulting in W/C, A/C, and R being three independent input variables.

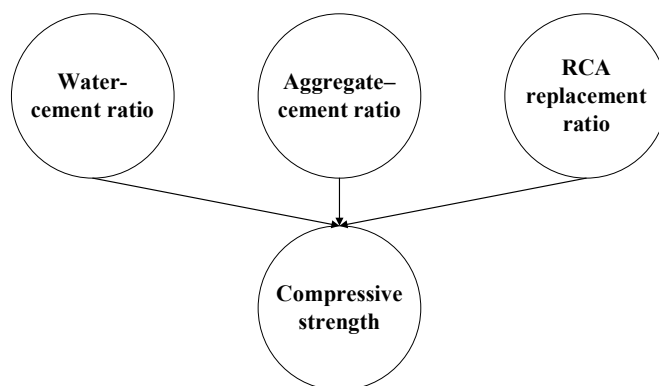


FIGURE 2. Proposed BNs for predicting compressive strength of RAC

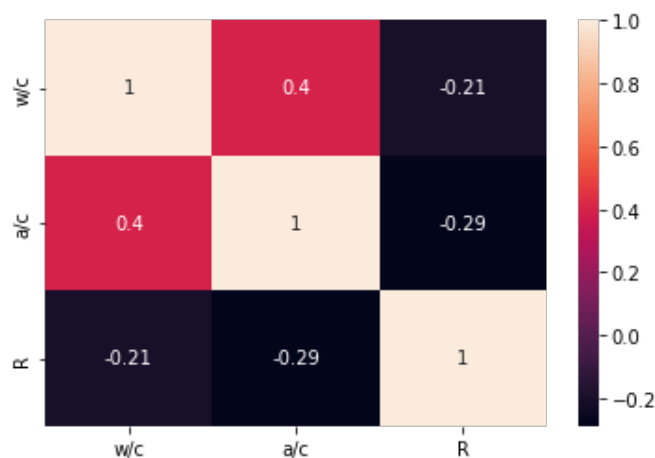


FIGURE 3. Correlation matrix of input parameters

C. Assessment of prior and conditional probabilities

Based on data from numerous previously published works (Suescum-Morales et al., 2021), all parent nodes are continuous and partitioned into various states within established constraints at the beginning of this phase. The intervals (upper and lower bounds) for each parameter should contain the parameter's theoretically/physically permissible values. These ranges can be determined using pre-existing databases, similar research cases, or expert knowledge. The boundaries of each node are given in table 1.

TABLE 1. The discretisation of nodes for the model

Nodes	Number of states	Boundaries
W/C	5	[0.35, 0.6]
A/C	3	[2, 3.2]
R	4	[0, 100]
Compressive strength	5	[25, 50]

Next, the prior probability was calculated directly from the relative frequency of the database. The details of the discretisation of the different nodes are summarised in Table 1 and the relative frequencies are shown in figure 4. The selected number of nodes and states results in a conditional probability table having a large number of rows. The minimum values for output parameters is 300 to fulfil the CPT.

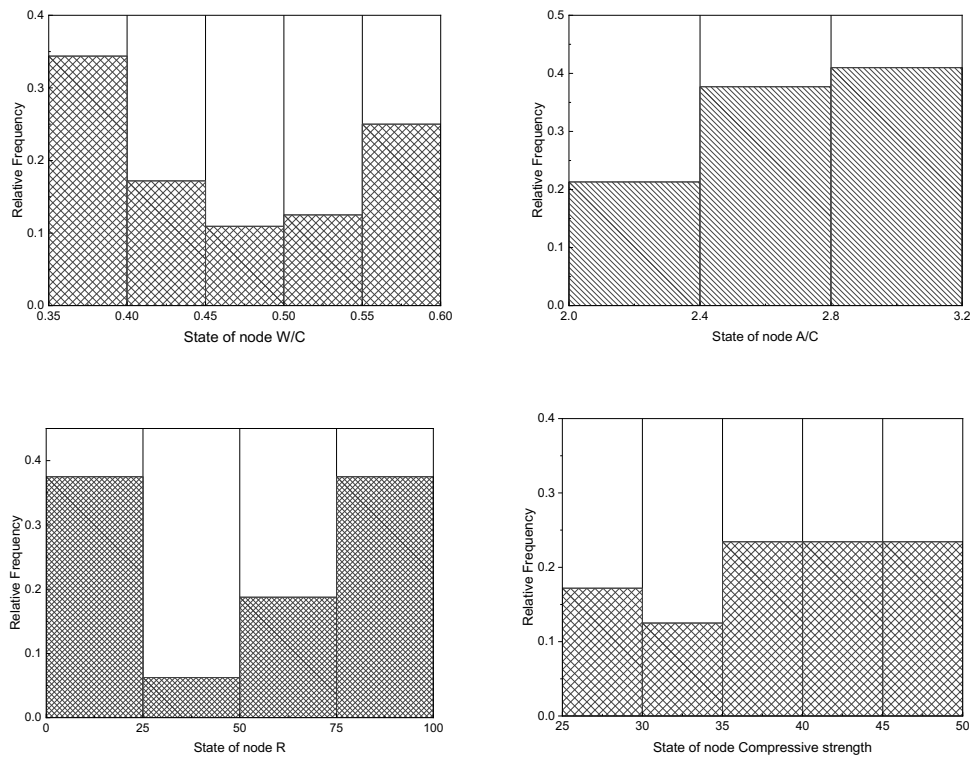


FIGURE 4. Histogram of all nodes in BNs

Figure 4 also provides the parent and child nodes' prior probabilities and states of all nodes in the BNs. The table summarises the discretisation details and a priori knowledge of the various nodes. We can see from figure 4 that the water-cement ratio values in prior distribution are concentrated mainly in two states, 0.35-0.4 and 0.55-0.6; these are 34.3% and 25.1%, respectively. Regarding the aggregate-cement ratio, values in the distribution focus on 40.9% at state 2.8-3.2. The replacement ratio values in the distribution emphasise 37.5% and 37.5% at two states, 0-25 and 75-100, respectively. The values of output prior distribution mainly concentrate on three states, 35-40 MPa, 40-45 MPa and 45-50 MPa; these are 23.4%, 23.4% and 23.4%, respectively. Even if the prior probabilities of the parent nodes have different shapes, the distribution of the compressive strength is almost uniform. This highlights the non-linear relations between parent and child nodes that should be accurately represented by the BNs.

The relationship in a BN is quantified by a set of tabulated conditional probabilities that display one probability distribution for each possible combination of parent values. This study's

conditional probability table (CPT) sizes would be (5x3x4) rows and 5 columns, respectively. By calculating the frequency with which the child node's value occurs when the parent node's value is given, the conditional probability values of the child node can be calculated. After that, the CPT values were reviewed and adjusted as necessary to satisfy engineering judgment. Table 2 shows the conditional probability table of the BNs model. These prior probabilities and conditional probabilities have been used for Bayesian inference.

TABLE 2. Conditional probability table of the BNs model

No. of rows	Node and states			States of node Compressive strength and Conditional probability				
	W/C	A/C	R	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50
1	0.35-0.4	2-2.4	0-25	0	0.1667	0	0	0.8333
...
13	0.4-0.45	2-2.4	0-25	0	1	0	0	0
...
25	0.45-0.5	2-2.4	0-25	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
...
37	0.5-0.55	2-2.4	0-25	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
...
49	0.55-0.6	2-2.4	0-25	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
...
60	0.55-0.6	2.8-3.2	75-100	0	0	0.33	0.33	0.34

D. Assessment of posterior probabilities

The output (child) node, which has a marginal probability distribution, can be determined by the following equation:

$$P(CS) = \sum_{\frac{W}{C}, \frac{A}{C}, R} P((CS) \left| \frac{W}{C}, \frac{A}{C}, R \right) P\left(\frac{W}{C}, \frac{A}{C}, R\right) \text{ with } P\left(\frac{W}{C}, \frac{A}{C}, R\right) = P\left(\frac{W}{C}\right)P\left(\frac{A}{C}\right)P(R) \quad (2)$$

NETICA software package is useful to implement this BN and to compute the posterior probability of compressive strength results. The posterior probabilities of an output parameter are shown in figure 5. The results for the child node show that the states 25–30, 35–40 and 40–45 had the highest posterior probabilities of the output parameter, at 21.1%, 25.7%, and 21.1, respectively. The posterior results increase compared to the prior probability for the states 25-30 and 35-40, whereas the posterior probability of states 40-45 decreases by 2.3%.

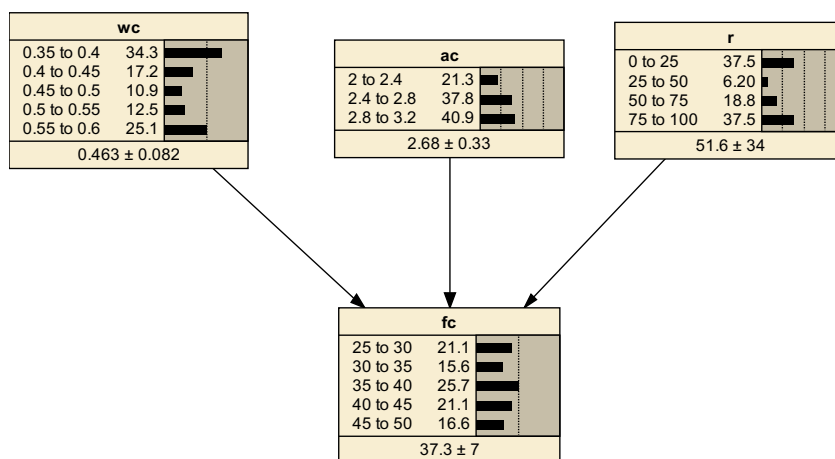


FIGURE 5. Posterior probability of all nodes in BNs

E. Assessment of belief or probability updating

This BBNs-based evaluation approach has many advantages, including changing CPTs and node beliefs whenever new knowledge or data becomes available. The performance of the BBNs model can be adapted to new information/data for its nodes or parameters, allowing for the construction of a model by using the best data/information available and later incorporation of evidence. The results allow to use the best data currently available as evidence of observational data or variable correlations for distribution updating.

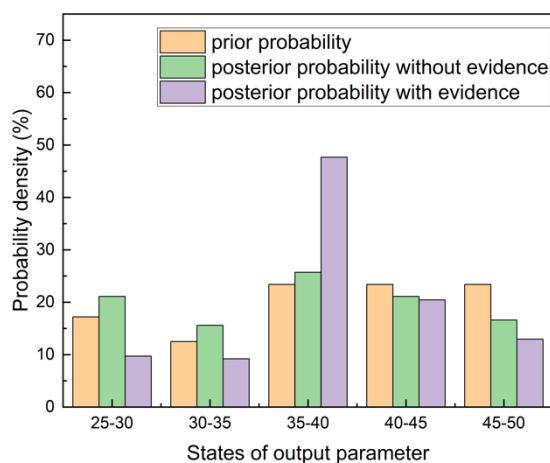


FIGURE 6. Histogram of the output node (compressive strength)

This study used data from a literature review (Casuccio et al., 2008; Kou et al., 2007) to evaluate beliefs or update probabilities to assess the effects of new information or evidence. In the approach, the output data was utilised to update the model. Because the output node had relationship with all input nodes, the posterior probability of all nodes was updated with observational data. It can be observed from figure 6 that the posterior probability values with

evidence of output node have increased by 22% at the state 35-40. At other states, the posterior probability values decreased slightly at the states 40-45 and 45-50, these results are slower than without evidence by 0.5% and 2.5%, respectively. Table 3 summarises the model's posterior probability values of all parent nodes. It can be observed that the posterior probability of all input nodes has changed with new information. More specifically, the posterior probability of node W/C has maximum values for two primary states, 0.35-0.4 and 0.55-0.6, by 33.29% and 29.96% compared to the prior probability at 34.3% and 25.1%, respectively. The posterior probability of node A/C had a maximum value at the state 2.4-2.8 of 42.38% compared to the prior value at the state 2.8-3.2 of 40.9%. The posterior values of node replacement ratio focus on the states 0-25 and 75-100, these results are 33.24% and 34.32% compared to 37.5% and 37.5% of prior values, respectively.

TABLE 3. The posterior probabilities of the parent nodes

Parameters	States	Prior probability (%)	Posterior probability (%)
Water to cement ratio	0.35-0.4	34.3	33.29
	0.4-0.45	17.2	17.89
	0.45-0.5	10.9	8.71
	0.5-0.55	12.5	10.15
	0.55-0.6	25.1	29.96
Aggregate to cement ratio	2.0-2.4	21.3	20.48
	2.4-2.8	37.8	42.38
	2.8-3.2	40.9	37.14
Replacement ratio (%)	0-25	37.5	33.24
	25-50	6.2	7.76
	50-75	18.8	24.68
	75-100	37.5	34.32

The Bayesian model in this paper can predict compressive strength from the values of input parameters. In figure 7, we assume that the prior probability of the W/C node is 10%, 80%, and 10% for three states 0.35-0.4, 0.4-0.45, 0.45-0.5, respectively. The prior probability of the A/C node is 10%, 80%, and 10% for three states 2-2.4, 2.4-2.8, 2.8-3.2, respectively. The prior probability of the R node is 10%, 80%, and 10% for three states 0-25, 25-50, and 50-75, respectively. The Bayesian model shows that the probability of output has the highest value at the state 35-40 MPa.

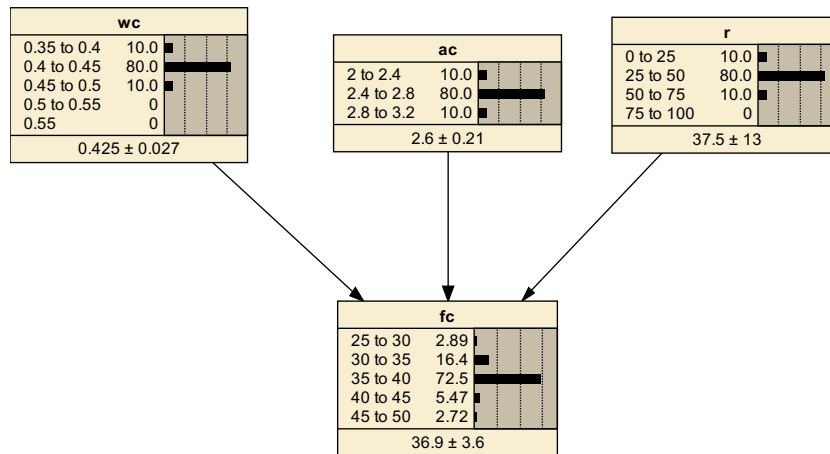


FIGURE 7. Posterior probability of all nodes in BNs

III. CONCLUSION

Nearly all machine learning techniques were used to forecast RAC's compressive strength but needed a larger amount of input data. The BNs model, however, offers numerous benefits that other approaches do not. BNs can quantify uncertainty while maximising the usage of the currently available knowledge. The proposed model, grounded in probability theory, can be a fresh approach to illustrate the data by a probability distribution (the prior and posterior probability of input and output information). BNs are a suitable method if there is inadequate data or information. This model can still be developed using expert knowledge or a medium data set and information. According to the findings in the study, the suggested BBNs can also update the model whenever new information/data becomes available. The application is the strength of this method compared to other hybrid forms. We can quickly update information without spending much time on a new model.

REFERENCES

- Abdollahzadeh, G., Jahani, E., & Kashir, Z. (2016). Predicting of compressive strength of recycled aggregate concrete by genetic programming. *Computers and Concrete*, 18(2), 155–163. <https://doi.org/10.12989/CAC.2016.18.2.155>
- Ahmad, A., Farooq, F., Ostrowski, K. A., Śliwa-Wieczorek, K., & Czarnecki, S. (2021). Application of Novel Machine Learning Techniques for Predicting the Surface Chloride Concentration in Concrete Containing Waste Material. *Materials*, 14(9), 2297. <https://doi.org/10.3390/ma14092297>
- Alexandridou, C., Angelopoulos, G. N., & Couteliris, F. A. (2018). Mechanical and durability performance of concrete produced with recycled aggregates from Greek construction and demolition waste plants. *Journal of Cleaner Production*, 176, 745–757. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.12.081>

Basheer, L., Basheer, P. A. M., & Long, A. E. (2005). Influence of coarse aggregate on the permeation, durability and the microstructure characteristics of ordinary Portland cement concrete. *Construction and Building Materials*, 19(9), 682–690. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2005.02.022>

Bui, D.-K., Nguyen, T., Chou, J.-S., Nguyen-Xuan, H., & Ngo, T. D. (2018). A modified firefly algorithm-artificial neural network expert system for predicting compressive and tensile strength of high-performance concrete. *Construction and Building Materials*, 180, 320–333. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2018.05.201>

Dantas, A. T. A., Batista Leite, M., & de Jesus Nagahama, K. (2013). Prediction of compressive strength of concrete containing construction and demolition waste using artificial neural networks. *Construction and Building Materials*, 38, 717–722. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2012.09.026>

Deshpande, N., Londhe, S., & Kulkarni, S. (2014). Modeling compressive strength of recycled aggregate concrete by Artificial Neural Network, Model Tree and Non-linear Regression. *International Journal of Sustainable Built Environment*, 3(2), 187–198. <https://doi.org/10.1016/j.ijsbe.2014.12.002>

Eguchi, K., Teranishi, K., Nakagome, A., Kishimoto, H., Shinozaki, K., & Narikawa, M. (2007). Application of recycled coarse aggregate by mixture to concrete construction. *Construction and Building Materials*, 21(7), 1542–1551. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2005.12.023>

Faella, C., Lima, C., Martinelli, E., Pepe, M., & Realfonzo, R. (2016). Mechanical and durability performance of sustainable structural concretes: An experimental study. *Cement and Concrete Composites*, 71, 85–96. <https://doi.org/10.1016/j.cemconcomp.2016.05.009>

Gholampour, A., & Ozbakkaloglu, T. (2020). Long-term behavior of recycled aggregate concrete. In *Advances in Construction and Demolition Waste Recycling* (pp. 301–320). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-819055-5.00015-2>

Nguyen, T.-D., Cherif, R., Mahieux, P.-Y., Lux, J., Ait-Mokhtar, A., & Bastidas-Arteaga, E. (2023). Artificial intelligence algorithms for prediction and sensitivity analysis of mechanical properties of recycled aggregate concrete: A review. *Journal of Building Engineering*, 66, 105929. <https://doi.org/10.1016/j.jobe.2023.105929>

Nunez, I., Marani, A., Flah, M., & Nehdi, M. L. (2021). Estimating compressive strength of modern concrete mixtures using computational intelligence: A systematic review. *Construction and Building Materials*, 310, 125279. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2021.125279>

Poon, C. S., Shui, Z. H., & Lam, L. (2004). Effect of microstructure of ITZ on compressive strength of concrete prepared with recycled aggregates. *Construction and Building Materials*, 18(6), 461–468. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2004.03.005>

Suescum-Morales, D., Salas-Morera, L., Jiménez, J. R., & García-Hernández, L. (2021). A Novel Artificial Neural Network to Predict Compressive Strength of Recycled Aggregate Concrete. *Applied Sciences*, 11(22), 11077. <https://doi.org/10.3390/app112211077>

Zhu, P., Hao, Y., Liu, H., Wang, X., & Gu, L. (2020). Durability evaluation of recycled aggregate concrete in a complex environment. *Journal of Cleaner Production*, 273, 122569. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122569>

Fragility analysis of degraded structures considering soil-structure interaction

Victor Randy Medina¹, Younes Aoues¹, Didier Lemosse¹

¹Normandie Univ, INSA Rouen Normandie, Laboratoire de Mécanique de Normandie (LMN)
victor.medina_mordan@insa-rouen.fr, younes.aoues@insa-rouen.fr, didier.lemosse@insa-rouen.fr

ABSTRACT

The fragility curve plays an important role in estimating the structural vulnerability under an earthquake disaster. The zone of the most interest is the fragility curve where failure rarely occurs. Due to the lognormal hypothesis, the classical approach is limited by a considerable quantity of epistemic uncertainty. A second approach, the nonparametric one overcomes this problem. However, it requires Monte Carlo Simulations to estimate the probability of exceedance of the limit state, which can be computationally intensive, to estimate the interest zone of the fragility curve. To overcome this drawback, this work aims to reduce the number of nonlinear response evaluations of the pushover analysis, to estimate the fragility curve by using surrogate modeling updated by adding new samples that best represent the system's response, also known as Active Learning Approach. This paper proposes a methodology for calculating failure probabilities of the seismic fragility curve with a considerable reduction of the computational cost.

Keywords fragility curve, active learning, soil-structure interaction, Kriging, degradation.

I. INTRODUCTION

Undoubtedly, earthquakes are among the natural phenomena that mostly affect structures, where severe economic and human losses can be caused, especially in large cities [1]. To assure the safety of the occupants, it is very important to understand the behavior of structures under earthquake effects. The fragility curve is a measure of the probability of a structure reaching a certain level of damage for a given seismic intensity. The classical fragility curve approach is limited by its high epistemic uncertainty, due to its dependency on the log-normal assumption, especially when the amount of data is limited [2]. A nonparametric approach based on Monte Carlo simulations can be employed, but the large number of required simulations and complexity of nonlinear evaluations make it impractical. A new methodology is proposed to overcome these drawbacks, based on a surrogate model and active learning approach. Today, the combination of Monte Carlo simulations and surrogate modeling with active learning approaches are the most powerful methods to perform the reliability analysis of complex structures [3].

The use of surrogate modeling and an active learning approach to estimate the seismic fragility curve represents an original method that can be substantial progress in earthquake engineering. This approach has the potential to improve the assessment of a structure's vulnerability to earthquake damage by reducing the computational cost and improving the representation of the

structural response. Engineers could benefit significantly from this development because it would enable them to better understand the risks posed by earthquakes and develop more effective strategies for risk mitigation. Moreover, this study's proposed approach has broader applications in other areas of engineering where an accurate representation of nonlinear response is critical but computational cost is a concern.

II. FRAGILITY CURVE

A fragility curve is a useful tool for evaluating the vulnerability of a system to external hazards such as earthquakes, and it plays a critical role in engineering, insurance, and risk assessment. It represents the relationship between the hazard intensity and the resulting damage to a system. Generally, shows that as the intensity increases, the probability of damage or failure also increases.

There are two main types of fragility curves: parametric and nonparametric. *Parametric fragility curves* assume a specific functional form for the relationship between hazard intensity and probability of damage or failure, typically described by a known mathematical function. While they are easy to interpret and provide a simple representation between hazard and probability of damage, they may not be appropriate for systems with complex nonlinear relationships or limited data.

Nonparametric fragility curves, on the other hand, are based on data-driven approaches and do not assume a specific functional shape for the relationship between hazard intensity and probability of damage or failure. They can capture complex and nonlinear relationships and can handle heterogeneous data. However, constructing nonparametric fragility curves may be more computationally intensive and require a larger amount of data to accurately capture the relationship.

Both types of fragility curves have their advantages and limitations, and choosing which type to use depends on the specific characteristics of the system being evaluated. In general, a structural fragility curve is a powerful tool for estimating the potential damage caused by earthquakes, allowing engineers, policymakers, and risk assessors to better understand the risk posed by external hazards and develop effective strategies to mitigate them, as well as design timely maintenance and repair plans to avoid loss of structural capacity in the event of stronger earthquakes.

III. STRUCTURAL ANALYSIS

Nonlinear static analysis

In seismic engineering assessment, for economic and convenience reasons, structures must be designed considering plastic deformations. For this reason, a nonlinear analysis is necessary, although in the literature the result of the dynamic analysis is shown as the reference response, it also turns out to be an analysis with high computational cost. For this reason, this study bases its structural response on a static nonlinear analysis that shows good agreement with the dynamic response in structures where the first mode of vibration is predominant. This method allows for efficient capture of the plastic response of the structure considering the plastic hinges.

For this study, a two-story structure was used with 4.7 m on the first floor and 3.7 m on the second floor, with 9.1 m between columns, type I steel beam structure is evaluated. Considering a bilinear material model with Young's modulus of 200 GPa and yield strength of 250 MPa and hardening's coefficient of 1% taking as design parameter the relative displacement at the reference node, located at the center of mass of the upper level, and the total height of the structure.

The finite element model is evaluated by using ANSYS software, with BEAM188 type elements, respecting the strong-column weak-beam design. Both the dead and live loads are considered for the modal analysis and the fundamental period determination of the structure.

The fundamental period is used to determine the design spectral acceleration according to the European standard Eurocode 8. With it, in addition to the seismic mass (ratio of the fixed and variable load according to EC8) and the normalized modal displacement, the equivalent lateral force is calculated to perform the nonlinear static analysis. This high-step size-dependent analysis requires the application of Newton's and Arc-Length's method of response search to ensure convergence and reliable results.

Degradation model

Corrosion is one of the most observed degradation phenomena in the literature for steel structures. In steel is defined as the deterioration of the material due to the environment over time. If structure deterioration is measured as mass loss, then the amount of mass per unit of time that a structure loses due to the environment is known as the corrosion rate. The mass loss usually occurs at the surface of the structure and at a uniform rate, called uniform corrosion, where structural members gradually lose thickness at a uniform rate, corrosion rate can be estimated as the following power function [4]:

$$C = At^B \quad (1)$$

Here we have: C = average depth of corrosion (μm); t = time in years; A = corrosion rate at first year represents the initial rate of the corrosion; and B = represents the long-term corrosion. Table 1 shows the average values, according to different types of environments for carbon steel and weathering steel.

TABLE 1 Average values for corrosion parameters A and B for carbon and weathering steel [5]

Environment	Carbon steel		Weathering steel	
	A	B	A	B
Rural	34.0	0.65	33.3	0.50
Urban	80.2	0.59	50.7	0.57
Marine	70.6	0.79	40.2	0.56

Corrosion is a complex phenomenon that varies widely and depends on the environment. It occurs when the surface of a structure is exposed to the elements and results in the formation of oxide, which reduces the thickness of the structural member. The thickness reduction is an estimate

based on the assumption of average uniform corrosion, rather than an actual measurement of the structural member. Despite this limitation, the approximation is commonly used in the literature to study the effects of degradation on structures and civil constructions [6-7].

Soil-structure iteration

Winkler's simplified model is commonly used to analyze soil-structure interaction. The model represents the interaction by using a beam supported on a series of independent but closely spaced springs. The behavior of these springs can be modeled as linear, elastic-plastic, or multi-linear hysteresis.

Linear springs are the simplest model and remain linear regardless of the load. Elastic-plastic springs, on the other hand, relative strength required to produce a unitary deformation change after the yield point. Multi-linear hysteresis models improve the representation of soil-structure interaction after the elastic limit is reached [8]. For this paper, perfect elastic-plastic behavior is assumed to model the springs of the Winkler model. This assumption simplifies the analysis while still providing accurate results.

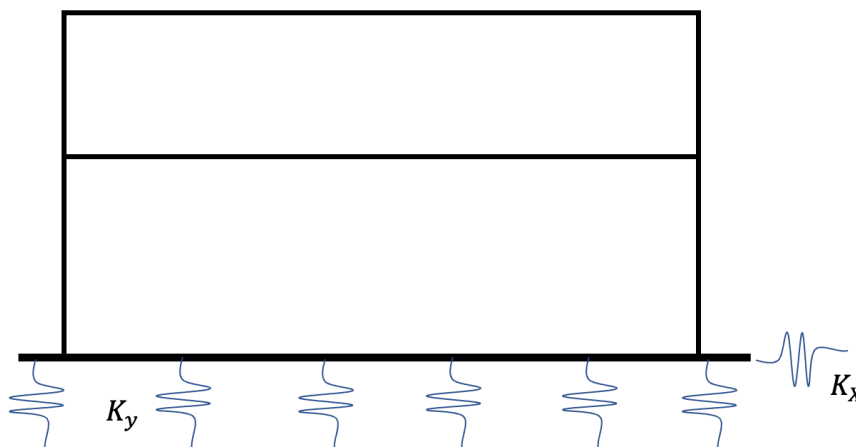


FIGURE 1. Soil-Structure Interaction Winkler Spring Model

Malekizadeh et al. [9] suggested that a constant stiffness in all vertical springs can be assumed if the existence of hinges in the columns is considered because these consider the participation of rotation in the footing. Gazetas et al. [8] proposes expressions for the stiffness value of the vertical and horizontal springs of the Winkler model. These expressions are used in the framework of this work to represent the soil-structure iteration.

Vertical stiffness:

$$K_y = \frac{GL}{(1 - \nu)} [0.73 + 1.54 (B/L)^{0.75}] \quad (2)$$

Horizontal stiffness:

$$K_x = \frac{GL}{(2 - \nu)} [2 + 2.5(B/L)^{0.85}] \quad (3)$$

Where G is the shear modulus, L is the length of the footing, B is the width, and ν is the Poisson's ratio of the foundation material. According to the literature, the depreciation of the soil-structure interaction can lead to an underestimation of the total displacement of the structure in the seismic analysis.

TABLE 2 Average values for soil-structure interaction Winkler model

Parameter	Value
G_0	50 MPa
L	10.2
B	0.3

IV. RELIABILITY ANALYSIS

Active Learning

Active learning is a machine learning tool that focuses on the learning process by actively selecting samples to be used for training the model. The goal of active learning is carefully selecting the samples so that the machine learning algorithm can learn as much as possible with a minimum amount of data. Active learning is especially useful in situations where the data process is time-consuming [10].

Surrogate Model

A surrogate model is a simplified or approximate model that is used to represent the behavior of a more complex system. The purpose of a surrogate model is to provide a faster and more efficient way of predicting a system response, while still capturing the important characteristics of the system's behavior. There are several types of surrogate models, including polynomial models, response surface models, neural networks, and Kriging models.

The choice of surrogate model depends on the specific characteristics of the system being modeled, including the type of input-output relationship, the presence of nonlinearities or discontinuities, and the number and quality of available data.

Surrogate models are often used in combination with optimization and uncertainty analysis methods, such as design optimization, sensitivity analysis, and probabilistic analysis. The surrogate

model provides a fast and efficient way of evaluating the objective function or the system's response, while the optimization and uncertainty analysis methods provide a way of finding the optimal inputs and quantifying the uncertainty in the system's outputs.

Uncertainties Parameters

For the scope of this study, uncertainty parameters associated with geometry and material are considered. Young's modulus, yield strength, and live loads are considered uncertainty parameters. Soil shear modulus and corrosion degradation curve constants are also considered uncertainty parameters. The table summarizes the uncertain parameters, their mean values, and their respective distributions.

TABLE 3 Random variables with their probability distribution

Parameter	Mean	COV (%)	Distribution
Young's modulus (E)	200GPa	10	Lognormal
Yield strength (Fy)	250MPa	10	Lognormal
Hardening Coeff (b)	1%	10	Normal
Live load (Q)	25 ton	10	Normal
First-year corrosion (A)	70.6 μm	66	Lognormal
Long-term corrosion (B)	0.79	2	Lognormal
Soil-Shear modulus (G0)	50 MPa	10	Lognormal

The effect of 20 years of corrosion is evaluated, assuming the structure is located in a marine environment. In Type D soil according to the Eurocode classification and the seismic intensity is imposed in terms of peak ground acceleration.

V. RESULTS AND DISCUSSIONS

The capacity curve describes the maximum load that a structure can withstand. Therefore, changes in this curve represent a change in the total capacity of a structure to resist an external hazard, such as an earthquake. Figure 2 illustrates the reduction of the structural capacity when soil-structure interaction is considered. It is also possible to observe that with a lower force, it is possible to reach a given limit state. Neglecting the influence of soil on the maximum displacement given a ground motion intensity may lead to a possible overestimation of the actual capacity.

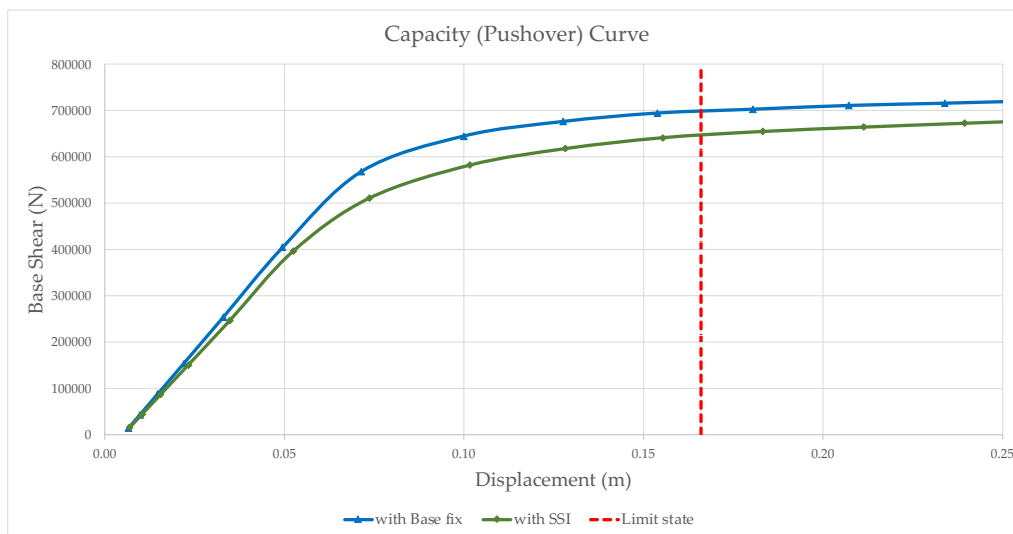


FIGURE 2. Base fix vs Soil-Structure Interaction model capacity curve

Like the previous case, figure 3 displays variations in the pushover curve, when a degradation model is applied due to corrosion that increases exponentially over the years according to the power degradation model.

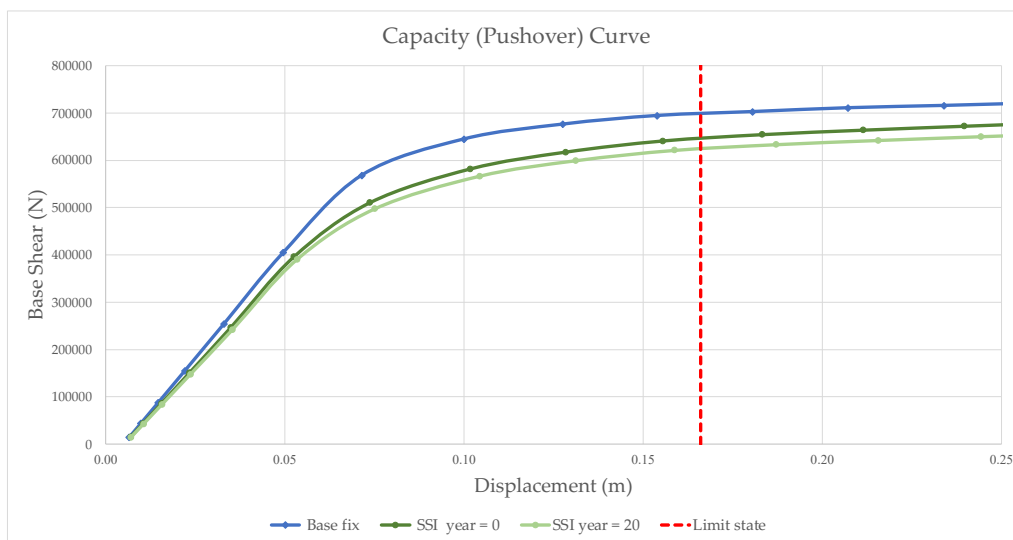


FIGURE 3. Base fix vs SSI with uniform corrosion model capacity curve

To test the effectiveness of Active Learning based Monte Carlo simulations, a fragility study with a simple configuration is made. In the first case, there was no degradation, and the structure was fixed to the base. Both methods were evaluated to compare their results. Figure 4 displays the correspondence between the two methods, with estimates of the probability of failure. The Confidence Interval (CI) is shown in dot lines and is imperceptible for Active Learning but

considerably larger for Monte Carlo simulations. The uncertainties associated with material, capacity, and load are quantified by the Modulus of Elasticity, yield strength, hardening coefficient, and live loads.

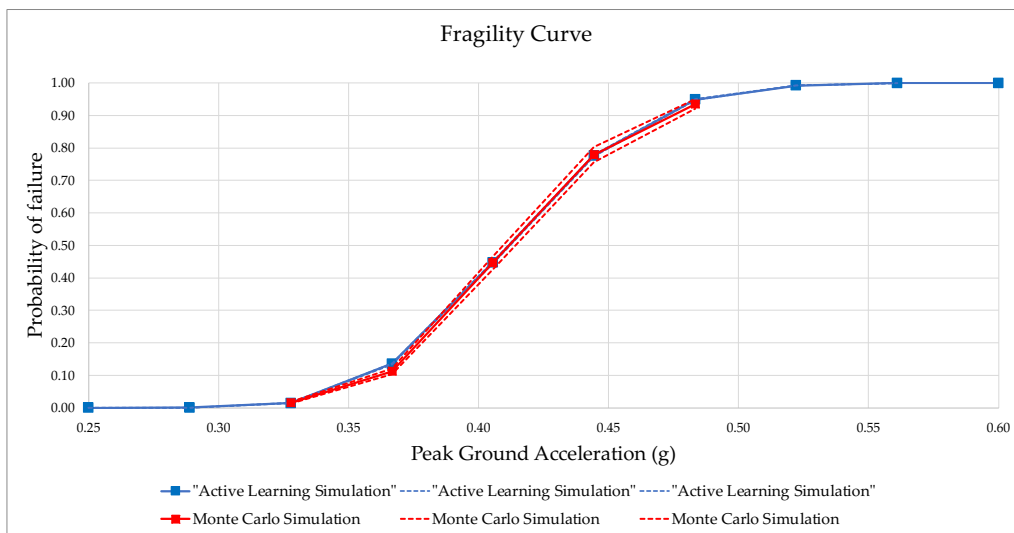


FIGURE 4. Monte Carlo vs Active Learning Fragility Curve

Figure 5 shows the difference lies in the required time to obtain each discrete point on the fragility curve. With the Active Learning method, the necessary time is much lower than in Monte Carlo.

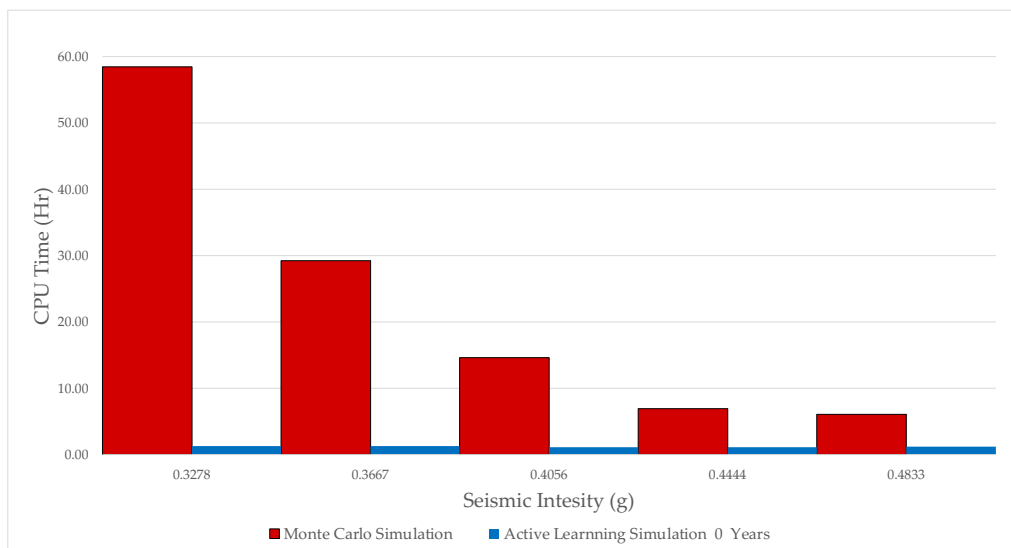


FIGURE 5. Monte Carlo vs Active Learning CPU Time

The Active Learning method demonstrates its robustness by measuring the estimation's coefficient of Variation (CoV). Referring to Figure 4, it is evident that the confidence interval is larger in the Monte Carlo simulations, while it is imperceptible in Active Learning-based Monte Carlo simulations. Figure 6 displays the comparison in the coefficient of variation (CoV), resulting in much smaller values for the Active Learning method.

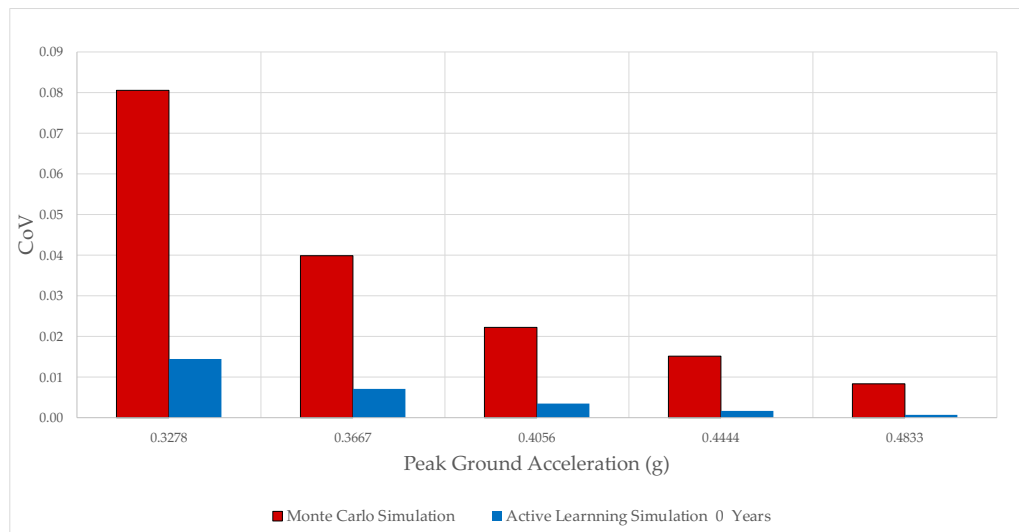


FIGURE 6. Monte Carlo vs Active Learning Coefficient of Variation

It should be noted with a simple analysis, where factors such as degradation and soil-structure interaction are not considered. In the case of an acceleration of 0.3278g, Monte Carlo Simulation takes more than two days (60 hours) and 10 000 simulations to achieve a probability of failure of 1.45% and a relatively high coefficient of variation of 8%.

Changes in probabilistic fragility analysis are observed when the soil-structure interaction is considered, as well as a degradation model in nonlinear response. No implementation of these considerations in seismic studies may result in an unrealistic analysis that deviates from reality. Figure 7 shows the degradation in the structural fragility between the cases of fixed-base, SSI with no corrosion, and 20 years of corrosion, increasing the probability of failure for a given seismic acceleration.

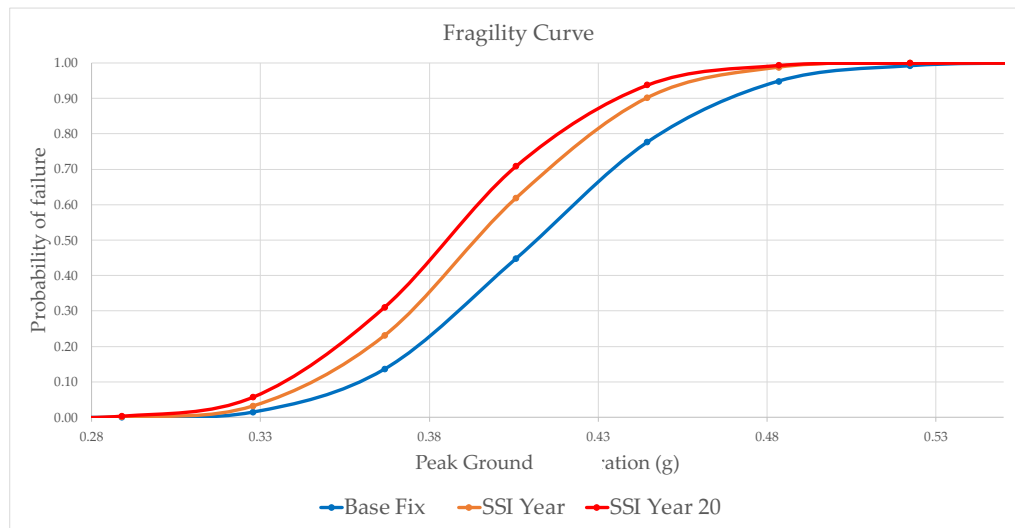


FIGURE 7. Fragility variation in different scenarios

When considering soil-structure interaction and degradation in seismic fragility analysis, the required time to access the failure probability increases by an average of 60%, making Monte Carlo simulations impractical. The computation time comparison in the following Figure 8 is based on the use of Active Learning.

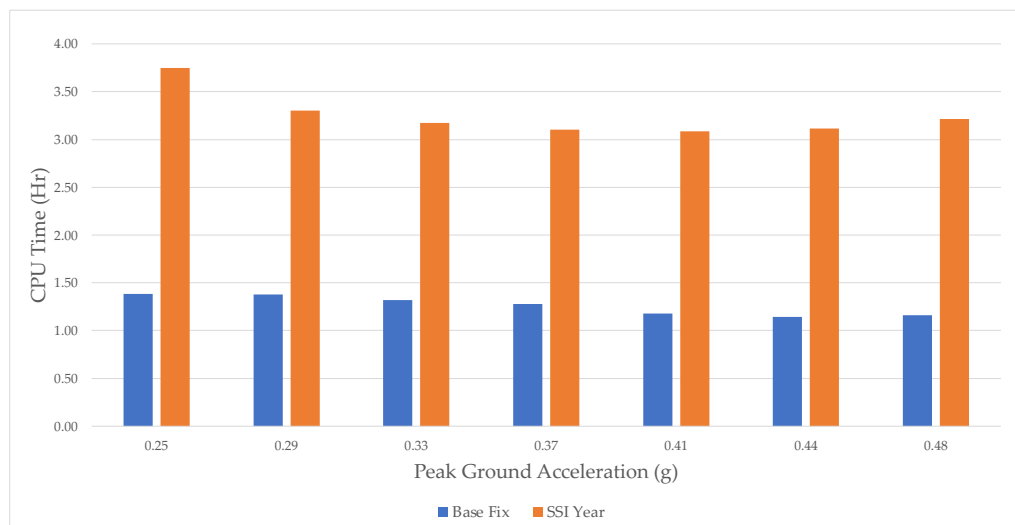


FIGURE 8. The computation time of the discrete points on the fragility curve with ALS

VI. CONCLUSIONS

Based on the results shown above, it is possible to reach the following conclusions:

1. Soil-structure iteration can affect the seismic response of the structure, so it is important to consider it in the seismic analysis.

2. The degradation model due to corrosion can cause important variations in the pushover curve, which should be considered in seismic vulnerability studies.
3. Active Learning-based Monte Carlo simulations are a more efficient methodology than crude Monte Carlo simulations in estimating the probability of failure and reducing the coefficient of variation in the fragility curve.
4. Considering the degradation and soil-structure interaction in the seismic fragility analysis requires more time to estimate the probability of failure, making Monte Carlo simulations impractical.
5. Significant changes in probabilistic fragility are observed when a degradation model is considered. Neglecting these considerations in the seismic vulnerability studies may lead to underestimating the damage.

VII. REFERENCES

- [1] M. Kassem, F. M. Nazri and E. N. Fargasi, "The seismic vulnerability assessment methodologies: A state of the art review," *Ain Shams Engineering Journal*, pp. 849-864, 2020.
- [2] B. Sudret et C. Mai, «Calcul des courbes de fragilité sismique par approches non-paramétriques,» 2013.
- [3] M. Moustapha, S. Marelli and B. Sudret, "Active learning for structural reliability: Survey, general framework and benchmark," *Structural Safety*, pp. 804-832, 2022.
- [4] M. Secer and E. T. , "Corrosion Damage analysis of steel frames considering lateral torsional buckling," *Procedia Engineering*, vol. 171, pp. 1234-1241, 2017.
- [5] J. R. Kayser and A. S. Nowak, "Reliability of Corroded Steel Girder Bridges," *Structural Safety* , vol. 6, no. 1, pp. 53-63, 1989.
- [6] Y. Bai, K. Younghoon, Y. Hui Bin, S. Xiao Feng and J. Hua, "Reassessment of the jacket structure due to uniform corrosion damage," *Ships and Offshore Structures*, vol. 11, no. 1, pp. 105-112, 2016.
- [7] D. E. Choe, P. Gardoni, D. Rosowsky and T. Huakaas, "Probabilistic capacity models and seismic fragility estimates for RC columns subject to corrosion," *Reliability Engineering and System Safety*, vol. 93, no. 3, pp. 383-393, 2008.
- [8] G. Gazetas, "Formulas and charts for impedances of surface and embedded foundations," *Journal of Geotechnical Engineering*, vol. 117, no. 9, pp. 1363-1381, 1991.
- [9] M. Malekizadeh, N. Fanaie and A. A. Pirasteh, "Vertical component effects of earthquake and soil-structure interaction on steel gabled frames," *Journal of Constructional Steel Research*, vol. 196, no. 1346, 2022.

- [10] B. Echard, N. Gayton and M. Lemaire, "AK-MCS: an active learning reliability method combining Kriging and Monte Carlo simulation," *Structural Safety*, vol. 33, no. 2, pp. 145-154, 2011.
- [11] T. Zhao, Y. Zheng and W. Zhe, "Improving computational efficiency of machine learning modeling of nonlinear processes using sensitivity analysis and active learning," *Digital Chemical Engineering*, vol. 3, 2022.

Calcul de la fragilité fonctionnelle des enceintes de confinement des réacteurs nucléaires par couplage thermo-mécano-probabiliste

David BOUHJITI¹, Julien CLEMENT¹, Guillaume KIOSEYIAN², Nadia RAHNI²

¹IRSN/PSN-EXP/SES/LMAPS, B.P. 17 - 92262 Fontenay-aux-Roses Cedex, France david.bouhjiti@irsn.fr

²IRSN/PSN-EXP/SCEPS/BEPAM, B.P. 17 - 92262 Fontenay-aux-Roses Cedex, France

RESUME Dans le cadre des études probabilistes de sûreté (EPS) de niveau 2, l'Institut de Radioprotection et de Sûreté Nucléaire (IRSN) analyse le comportement structural et fonctionnel des enceintes de confinement des réacteurs nucléaires (troisième et dernière barrière du dispositif de défense en profondeur des réacteurs à eau sous pression) dans des conditions d'accident grave. Plusieurs scénarii sont envisagés faisant suite à une séquence impliquant la perte totale des sources en alimentation électrique externe et conduisant à une forte montée en température et en pression à l'intérieur de l'enceinte. Dans de telles conditions, l'objectif des études EPS2 est de quantifier les risques liés aux exigences de sûreté fondamentale attribuée aux enceintes de confinement et de hiérarchiser les modes de défaillance. Dans ce papier, nous nous intéressons particulièrement aux calculs de fragilité (probabilité conditionnelle de défaillance à des chargements thermomécanique d'accident grave donné) alimentant les EPS2 précédentes. Ainsi, ce papier présente une démarche générale de propagation d'incertitudes lors de la prévision du comportement thermomécanique des enceintes de confinement à double parois *via* une modélisation non linéaire du comportement du béton armé et précontraint ; avant de détailler ensuite la démarche de calcul des probabilités conditionnelles par un recours à des techniques de méta modélisation.

Mots-clefs Fragilité fonctionnelle, couplage thermo-mécano-probabiliste, enceinte de confinement nucléaire

I. INTRODUCTION

Les ouvrages de génie civil de grande envergure, notamment ceux dans l'industrie nucléaire, subissent des sollicitations simultanées et différentes de nature chimique, thermique, hydrique et mécanique. Cela influence l'évolution de leurs performances dans le temps ; ce que nous appelons communément le « vieillissement » dans des conditions normales de service (Bouhjiti, 2018). S'agissant de structures stratégiques, il est important d'intégrer ces effets de vieillissement lors de l'évaluation de leurs marges de tenue à des conditions accidentelles avec une probabilité d'occurrence donnée.

Dans ce travail, nous nous intéressons particulièrement à la quantification probabiliste des performances fonctionnelles de telles structures. En ce sens, notre objectif est d'établir une

stratégie permettant une estimation objective des courbes de fragilité de performance à une condition donnée (de service ou accidentelle) tenant compte des incertitudes spatiales et temporelles inhérentes aux propriétés matérielles et structurales.

Il est à noter que la stratégie envisagée est purement numérique et prédictive en aveugle dans le sens où la durée d'exploitation simulée (au-delà de l'âge actuel de l'ouvrage) ainsi que les conditions accidentelles (n'ayant heureusement pas eu lieu jusqu'à date) ne peuvent point être comparées à des mesures in situ. Le but est de fournir une méthodologie permettant d'anticiper et de prévoir le comportement de la structure si de telles conditions sont remplies dans le futur compte tenu de nos meilleures connaissances à l'heure actuelle.

II. Démarche générale de calcul de fragilité

Par soucis de concision, nous considérons ici que les lois de comportement utilisées et le modèle structural (modèle aux éléments finis) associé sont vérifiés et validés pour assurer une représentativité physique objective aux conditions de service ou d'accident simulées (démarche V&V dans (Heitz, 2022)). Par la suite, ces éléments ne sont pas détaillés pour mettre en exergue davantage la méthode de calcul de fragilité que le modèle physique retenu. Nous supposons également que l'utilisateur dispose d'une bonne quantification de ces incertitudes permettant de les décrire selon des lois de distribution données. En fonction de ces éléments, le calcul de fragilité se fait selon le diagramme suivant :

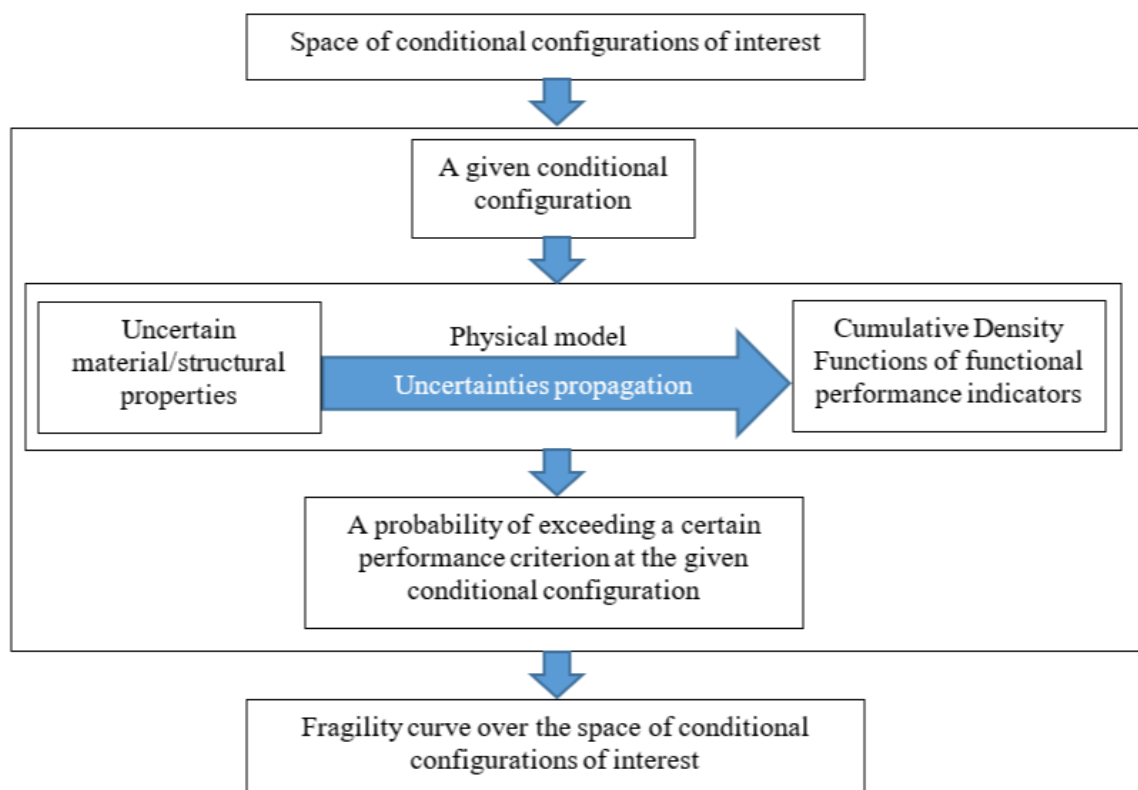


FIGURE 1. Démarche générale du calcul des courbes de fragilité

Bien souvent, le nombre des paramètres d'entrée des modèles non linéaires ainsi que les temps de calcul sont relativement importants. L'utilisation des méthodes de type Monte Carlo ou Quasi Monte Carlo est donc peu adapté aux applications industrielles. Parmi les solutions possibles, la construction des modèles de substitution ou méta modèles (chaos polynomial entre autres (Bouhjiti, 2018) et (Baroth et al., 2007)) est l'une des plus répandues avec un objectif de décrire l'espace des paramètres incertains tout en limitant le nombre de calculs non linéaires à réaliser. La difficulté dans ce cas réside dans le choix des plans d'expérience numérique et dans la sélection des fonctions mathématiques d'ajustement.

Notons que dans le cas présent, la méta modélisation s'applique à deux niveaux distincts, d'abord lors de la propagation des incertitudes matérielles et structurales via le modèle physique à condition de chargement fixé puis au fur et à mesure que l'on explore l'espace des configurations conditionnelles d'intérêt.

III. Fragilité fonctionnelle thermomécanique des enceintes de confinement

La performance fonctionnelle des enceintes de confinement nucléaire en conditions accidentelles est d'un intérêt majeur pour l'évaluation du risque associé et/ou l'analyse par arbre de défaillances lors des EPS2. Ces calculs doivent prendre en compte les phénomènes de vieillissement en conditions de service (principalement comportement au jeune âge du béton, fluages et retraits et déformations thermiques) avant d'envisager (par simulation numérique) un accident grave entraînant une augmentation de la température et de la pression à l'intérieur de l'enceinte de confinement. Cette augmentation induirait des dommages croissants dans l'épaisseur du mur et réduirait finalement la capacité de confinement du bâtiment nucléaire (dégradation de la fonction d'étanchéité).

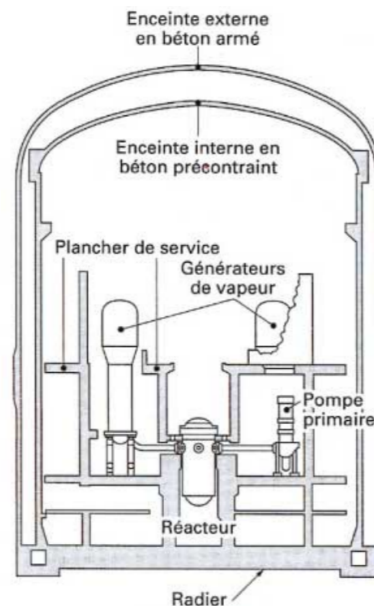


FIGURE 2. Conception type d'une enceinte de confinement à double parois sur le parc nucléaire français (sans liner métallique du côté intrados)

Dans la présente étude, les calculs numériques sont réalisés (avec le logiciel Cast3m) pour des enceintes de confinement à double paroi sans revêtement métallique. Le comportement à long terme du béton est calculé selon l'Eurocode 2 (toutes les formules ont été adaptées aux mesures in situ pour améliorer la représentativité du modèle physique) et est réalisé pour une durée de service prévisionnelle de 60 ans. Les conditions accidentelles (température intérieure et augmentation de la pression) s'appliquent une fois cette durée atteinte. Les calculs thermiques sont effectués selon un régime transitoire à l'aide d'un modèle 3D complet avec 472 289 éléments finis (solides à 20 nœuds). De plus, des calculs mécaniques sont réalisés selon un formalisme d'endommagement continu (Ottosen, 1977) en utilisant un modèle 3D complet avec 272 508 éléments finis (solides à 8 nœuds). Les barres de renforcement et les câbles de précontrainte sont modélisés par des 311 637 segments linéaires avec une liaison parfaite acier-béton (segments à 2 nœuds).

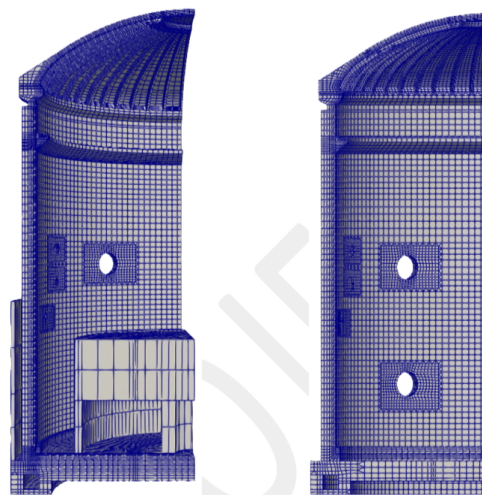


FIGURE 3. 1/4 du maillage du mur de confinement interne d'une enceinte à double parois (à gauche) maillage relativement grossier à destination des calculs mécaniques (à droite) maillage relativement fin à destination du calcul thermique transitoire

Dans un premier temps, et en guise de démonstration de faisabilité, un seul paramètre aléatoire a été considéré (il s'agit de la perméabilité à l'air sec mesurées pendant les essais de pressurisation à l'occasion des visites décennales). Une vingtaine de scénarii d'accident grave sont couverts par les calculs non linéaires. Chaque calcul non linéaire, en ordre de grandeur, nécessite 4 à 6 semaines de calcul. Ces derniers constituent donc le plan d'expérience numérique permettant la construction du modèle de substitution du modèle non linéaire (partie thermomécanique). La définition de ce plan est principalement basée sur les dires des experts thermo hydrauliciens de l'IRSN.

Aussi, pour tenir compte de l'incertitude épistémique associée à la méta modélisation, les courbes de fragilité sont calculées selon un certain niveau de confiance α (la confiance visée ici caractérise les écarts entre le méta modèle et la réponse du modèle non linéaire. Nous supposons que ces écarts suivent une distribution normale centrée).

A l'issu des différents calculs non linéaires, nous disposons de l'état mécanique de l'enceinte de confinement pour plus de 900 configurations de chargements thermomécaniques (tous les instants et tous les scenarii confondus).

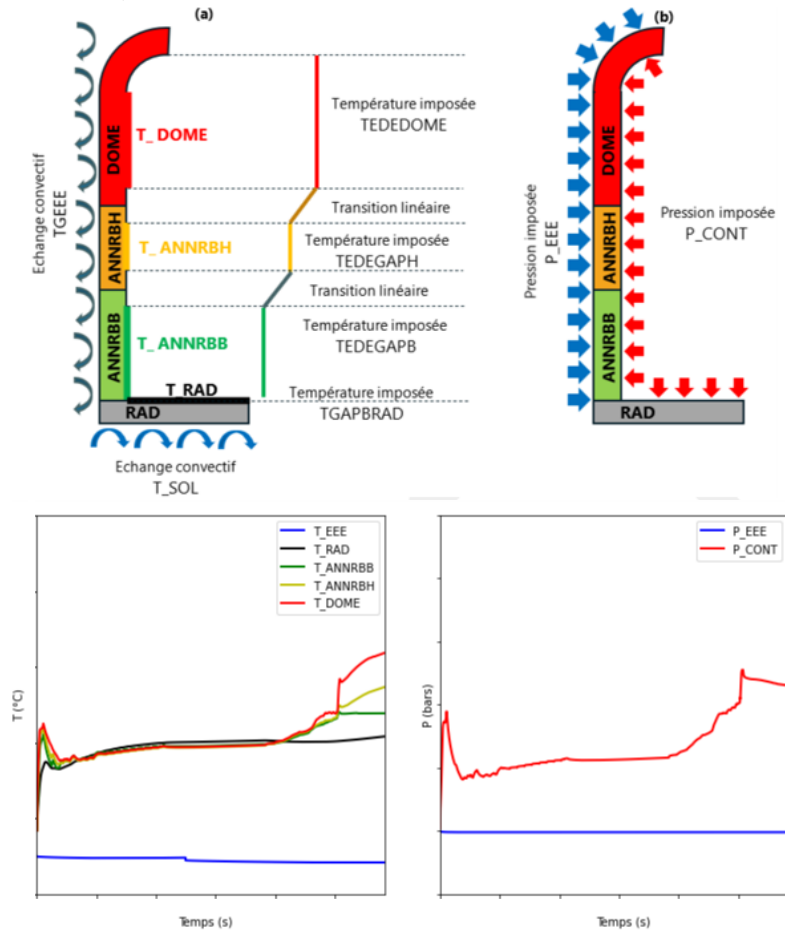


FIGURE 4. Exemple de répartition des conditions thermomécanique en situation d'accident grave

L'analyse de ce nuage de points a permis d'identifier le modèle de substitution suivant de la fonction d'étanchéité visée :

$$f_{\alpha} = f_{DR} [e^{a_0} (I_{T_m})^{a_1} (I_{T_{\Delta}})^{a_2} (I_P)^{a_3}] e^{\pm \frac{t_{\alpha}}{2} \sigma_{\epsilon}}$$

Avec f_{DR} la fonction de performance mesurée pendant le dernier essai de pressurisation décennal, $(I_{T_m}, I_{T_{\Delta}}, I_P)$ sont des indicateurs thermomécaniques du chargement d'accident grave appliqué (température moyenne dans l'épaisseur du mur de confinement, le gradient thermique et la pression interne), σ_{ϵ} l'écart-type associé aux écarts entre le modèle de substitution et le résultat du calcul non linéaire, $a_{0,1,2,3}$ sont des paramètres d'ajustement, t_{α} le coefficient de Student a n-2 degrés de liberté.

Nous pouvons noter, qu'à condition thermomécanique donnée, la distribution de f_{α} est la même que celle de f_{DR} mesurée sur le parc (la caractérisation de cette distribution se base donc sur des mesures couvrant les dizaines de tranches d'un palier donné).

Finalement, le calcul de probabilité conditionnelle de dépassement d'un critère donné devient explicite et accessible à faible coût et peut être mené soit de façon analytique (quand le choix des distributions aléatoires le permet) soit par tirage de Monte Carlo ou quasi-Monte Carlo.

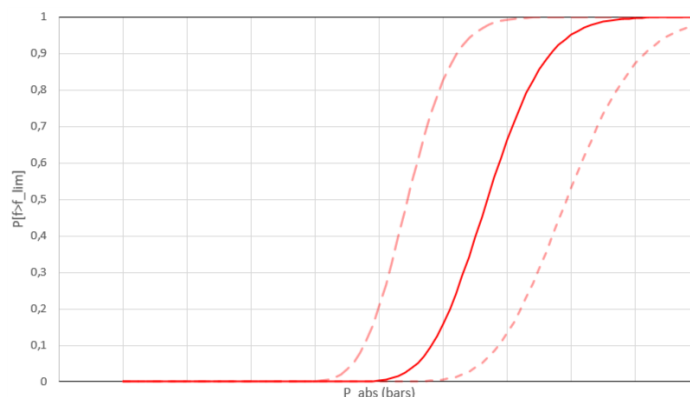


FIGURE 5. Exemple de courbes de fragilité (probabilité conditionnelle à un chargement thermomécanique donné) et l'intervalle de confiance associé à 5%-95%

Notons que la courbe de fragilité précédente caractérise les probabilités de dépassement d'un seuil donné à une condition Pression-Température donnée tenant compte des incertitudes matérielles et structurales. L'intervalle de confiance quant à lui est exclusivement associé à la qualité du méta modèle comparé au modèle originel.

IV. Conclusions

Cette contribution vise à proposer une méthode pratique et opérationnelle pour l'évaluation des courbes de fragilité fonctionnelle des enceintes de confinement dans le cadre des EPS2. Grâce à l'application de techniques de méta modélisation, les coûts de calcul sont considérablement réduits, ce qui permet une estimation de la fragilité sur la base de calculs non linéaires à grande échelle en présence de nombreuses sources d'incertitudes et sans aucune hypothèse préalable sur la forme de la courbe de fragilité.

REFERENCES

Bouhjiti D. 2018. Analyse probabiliste de la fissuration et du confinement des grands ouvrages en béton armé et précontraint. Thèse Communauté Université Grenoble Alpes. Grenoble. France.

Heitz T. 2022. Vérification et validation de modèles non linéaires en génie civil. Techniques de l'ingénieur. Réf : C6006V1.

Baroth J., Bressolette P., Chauviere C., Fogli M. (2007). An efficient SFEM using Lagrange Polynomials: application to nonlinear mechanical problems with uncertain parameters. *Comp. Meth. Appl. Mech.* 196(46-58): 4419-4429

Ottosen, N. S. (1977). A failure criterion for concrete. *Journal of the Engineering Mechanics Division*, 103(4), 527-535.

Proposition d'une nouvelle métrique de validation des modèles mécaniques dans un cadre probabiliste

Thomas LANGLADE¹, Thomas HEITZ¹, David BOUHJITI¹, Benjamin RICHARD¹

¹ IRSN/PSN-EXP/SES/LMAPS, B.P. 17 - 92262 Fontenay-aux-Roses Cedex, France david.bouhjiti@irsn.fr

RESUME Dans le domaine nucléaire, la validation de résultats prévisionnels du comportement des structures obtenus par simulations numériques est une tâche cruciale qui repose (encore) bien souvent sur les connaissances, appréciations et dires des experts. Aucun des guides ou corpus réglementaires publiés au cours des dernières décennies ne propose une méthode claire, simple et opérationnelle permettant de quantifier objectivement la validité (écart satisfaisant entre les résultats du modèle et l'observable mesuré) des modèles utilisés ou des résultats obtenus. Pour répondre à ce besoin, le présent papier propose une démarche générale et surtout une nouvelle métrique destinée à la quantification de la validité d'un modèle dans son domaine de définition initiale (échelle de l'éprouvette ou de la maquette par exemple) et au-delà par extrapolation (échelle de la structure faisant l'objet de calcul prévisionnel). La métrique est inspirée des travaux de Roy et Oberkampf (2011) avec les améliorations suivantes : formulation probabiliste de la métrique et décomposition de la métrique en deux variables ; une associée au risque de surestimer la réponse réelle et une autre associée au risque de la sous-estimer. Ce travail s'inscrit dans une perspective de développement d'outils d'ingénieur facilitant la déclinaison opérationnelle dans un cadre industriel (Langlade T. et al., 2022) du guide ASN N°28 (ASN, 2017).

Mots-clefs Métrique, validation des modèles, couplage mécano probabiliste

I. INTRODUCTION

La Validation est une notion faisant référence à l'ensemble des méthodes et outils permettant de quantifier la justesse d'un modèle donné et sa représentativité dans un domaine expérimental investigué et au-delà. Dans ce sens, la Validation d'un modèle est souvent menée en trois étapes :

- Etape A : Au sein du domaine expérimental investigué, cette première étape vise à évaluer la capacité du modèle à reproduire la physique des phénomènes et à prévoir les différents observables d'intérêt (c'est souvent le cas à l'échelle d'éprouvettes ou de maquettes expérimentales). Notons que la mesure disponible est souvent partielle (voir « Validation Domain » dans la Figure 1) ; elle concerne un domaine spatiotemporel discret (points de mesures particuliers, acquisition de données selon une fréquence donnée, etc.).
- Etape B : En considérant le modèle représentatif et valide à l'étape A, le même modèle peut être appliqué par interpolation/extrapolation à des cas d'études différents du domaine expérimental initial (voir « Application Domaine dans la Figure 1 »). Les différences entre le domaine de validité initial et celui d'application

peuvent concerner l'échelle de modélisation (éprouvette, maquette, structure), la nature des chargements et leurs amplitudes, les conditions aux limites, etc. Notons que dans un cadre industriel, particulièrement dans l'objectif de quantification des marges de tenue aux chargements accidentels, la mesure expérimentale sous chargements extrêmes est rarement disponible.

- Etape C : Après l'application du modèle au-delà de son domaine de validation initial, il est question désormais de l'évaluation de la représentativité des résultats obtenus et des incertitudes associées à ces prévisions compte tenu des écarts entre les résultats du modèle et les mesures à l'étape A.

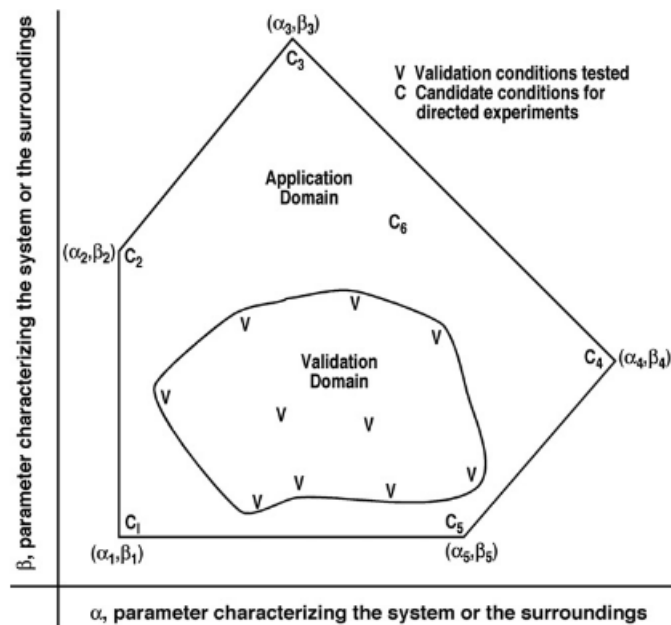


FIGURE 1. Illustration du domaine de validation initial et du domaine d'application – cas 2D issu des travaux de Roy et Oberkamp (2011)

Par la suite, il est question de proposer des outils mathématiques de mesure de la validité d'un modèle donné suivant les étapes A à C. Le fait de disposer de ces outils ne signifie pas que l'on soit capable *in fine* de conclure de façon binaire si le modèle étudié est valide ou non ; il est davantage question de quantifier les écarts (et incertitudes associées) auxquels il faudrait s'attendre quand le domaine d'application du modèle s'éloigne de son domaine de validation. Nous supposons également que l'utilisateur de ces outils dispose de suffisamment d'éléments lui permettant de quantifier les incertitudes des paramètres d'entrée.

II. Une proposition de métrique probabiliste à deux variables (Etape A)

Tout problème physique est entaché d'incertitudes. La propagation des incertitudes (quelle que soit la méthode utilisée) permet d'identifier les effets de telles variations en entrée sur les observables d'intérêt. Si notre connaissance des incertitudes des entrées et du modèle était

parfaite, alors par simulation, la distribution probabiliste de la réponse d'intérêt serait totalement identique à celle mesurée. En d'autres termes, la fonction expérimentale de la fonction de répartition et celle numérique se chevaucheraient et l'écart entre les deux serait nul. Dans la plupart sinon la totalité des cas industriels, ces deux distributions diffèrent car notre modèle est imparfait et les incertitudes épistémiques et aléatoires peuvent difficilement être réduites à zéro.

Dans Roy et Oberkampf (2011), la métrique associée à l'écart entre les deux distributions expérimentale et numérique correspond à la différence des aires sous les fonctions de répartition (x étant la réalisation de l'observable) :

$$d = \int_{-\infty}^{+\infty} |CDF_{NUM}(x) - CDF_{EXP}(x)| dx$$

Cette métrique présente les caractéristiques suivantes :

- Elle est scalaire
- Elle est de même unité que l'observable
- Elle est empirique par définition (car dépendante des données expérimentales)
- Elle est déterministe car elle ne dispose d'aucune distribution probabiliste associée
- Elle est globale car elle couvre tout le domaine probabiliste sans information particulière à des fractiles données.

Pour améliorer ce dernier point, nous proposons de redéfinir la métrique originelle dans Roy et Oberkampf (2011) de telle sorte à distinguer deux métriques : une associée à la surestimation d_+ et une autre à la sous-estimation d_- du modèle de la réponse expérimentale. A noter que la somme des deux en valeur absolue correspond à la métrique originelle dans Roy et Oberkampf (2011). Cela permet d'écrire :

$$d = d_+ + |d_-| \quad \text{avec} \quad d_- = \int_{-\infty}^{+\infty} \langle CDF_{NUM}(x) - CDF_{EXP}(x) \rangle_- dx$$

$$d_+ = \int_{-\infty}^{+\infty} \langle CDF_{NUM}(x) - CDF_{EXP}(x) \rangle_+ dx$$

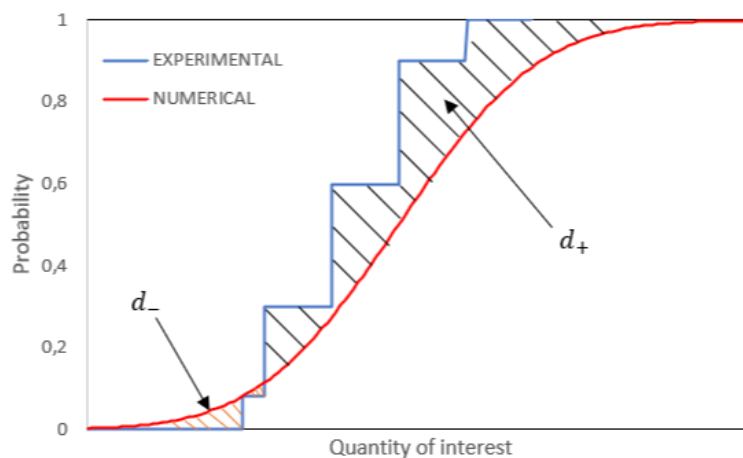


FIGURE 2. Illustration des nouvelles métriques d_- et d_+ quantifiant l'écart entre les prévisions d'un modèle donné et les observations expérimentales de référence

La Figure 2 illustre la distinction entre les variables \underline{d} et \underline{d}_+ , i.e. respectivement les tendances du modèle à sous-estimer et surestimer les valeurs attendues, là où la métrique d est défini comme leur différence globale et absolue. Grâce à cette nouvelle formulation, nous pouvons désormais identifier les valeurs (\underline{d}_- et \underline{d}_+) à des fractiles donnés et quantifier la tendance du modèle à surestimer ou sous-estimer les observables d'intérêt; cela introduit une certaine dissymétrie dans les écarts de prévision attendus du modèle et permet donc de mieux apprécier la validité du modèle compte tenu des incertitudes associées aux entrées.

III. Interpolation/Extrapolation de la métrique (Etape B)

Supposons désormais que les résultats expérimentaux sont disponibles pour plusieurs configurations décrites par une variable Y . Cela signifie que pour chacune de ces configurations, et via l'étape A, nous pouvons accéder aux métriques associées en fonction des réalisations : $\underline{d}_+(\mathbf{y})$ et $\underline{d}_-(\mathbf{y})$. Par régression (linéaire ou non linéaire), il devient possible d'interpoler et d'extrapoler les métriques précédentes à des configurations Y' non explorées expérimentalement. Si la régression est bien faite, les résidus devraient suivre une distribution normale centrée avec un certain écart type. Ainsi, le domaine de prévision associé à la régression des métriques peut être estimé via les fonctions suivantes (après modification des formules dans Devore (2015) afin de tenir compte des dissymétries entre la borne supérieure et la borne inférieure des métriques) :

$$d(\alpha, Y) = \begin{cases} \underline{d}_+(\mathbf{y}) - t_{\frac{\alpha}{2}, N-p} \cdot s_+ \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{N} + \frac{N \cdot (Y - \bar{y})^2}{N \cdot (\sum_{i=1}^N y_i^2) - (\sum_{i=1}^N y_i)^2}} \\ \underline{d}_-(\mathbf{y}) + t_{\frac{\alpha}{2}, N-p} \cdot s_- \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{N} + \frac{N \cdot (Y - \bar{y})^2}{N \cdot (\sum_{i=1}^N y_i^2) - (\sum_{i=1}^N y_i)^2}} \end{cases}$$

Avec \hat{d} l'estimateur de d par régression, $t_{\frac{\alpha}{2}, N-p}$ le facteur de Student de paramètres ($\frac{\alpha}{2}$, N et p), α le niveau de confiance visé, N le nombre de configurations pour lesquels des mesures expérimentales sont disponibles (y_1, y_2, y_3, \dots), p le nombre de paramètres associés à la régression (2 dans le cas d'une régression linéaire), s l'écart-type associé aux résidus, Y la configuration pour laquelle une estimation de la métrique est souhaitée, \bar{y} la moyenne des réalisations (y_1, y_2, y_3, \dots) disponibles.

La Figure 3 illustre une régression linéaire des estimateurs des métriques \hat{d} sur le domaine de validation ainsi que l'intervalle de prédiction à un niveau de confiance donné extrapolé sur le domaine d'application.

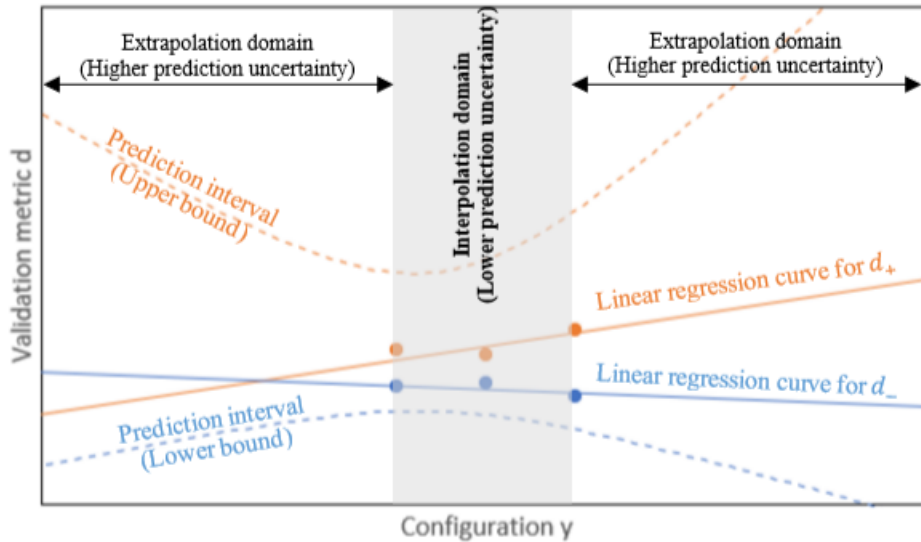


FIGURE 3. Exemple d’une régression linéaire des métriques en fonction des configurations y et des domaines de prévision à un niveau de confiance donné

IV. Représentativité du modèle au-delà du domaine de validité initiale (Etape C)

Finalement, nous disposons d’une métrique à deux variables définis dans un cadre probabiliste et tenant compte des incertitudes des entrées du modèle objet de la mesure de validité. Ces deux métriques peuvent donc servir à estimer le domaine de prévision du modèle pour toute configuration ; qu’elle soit au sein ou en dehors du domaine de validité initial.

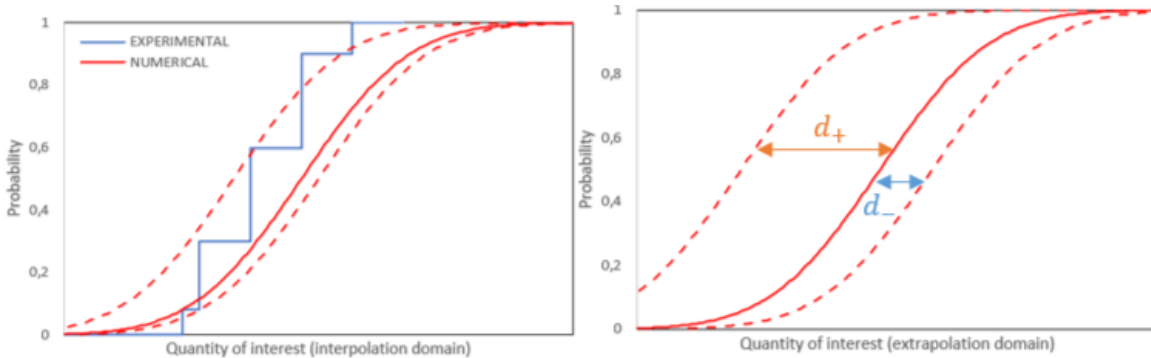


FIGURE 4. Exemple d’un intervalle de prévision d’un modèle donné (à gauche) dans le domaine des configurations exploré expérimentalement (à droite) dans une configuration en dehors du domaine de validité initial

Nous notons que l’intervalle de prévision est d’autant plus large que le domaine d’application s’éloigne du domaine de validité initial. La réduction de ces incertitudes peut se faire par enrichissement du domaine de validité, par investigation expérimentale dans des conditions se rapprochant le plus possible des configurations d’intérêt, ou encore par amélioration physique du modèle lui-même. Cet investissement est à mener en fonction des ressources à disposition ainsi

que de la criticité des résultats vis-à-vis d'un critère donné (niveau de conservatisme des marges de tenue structurale ou fonctionnelle par exemple).

V. Conclusion

Ce papier vise à fournir une méthodologie de quantification de la précision d'un modèle donné dans son domaine de validation expérimentale et au-delà. Pour ce faire, une nouvelle métrique de validation à deux variables est proposée. Elle permet de tenir compte des incertitudes aléatoires et épistémiques du problème physique traité et fournit un intervalle de prédiction à toute configuration simulée (couverte par des mesures/observations expérimentales ou non). L'information probabiliste qui lui est associée permet une meilleure compréhension du comportement du modèle.

La méthodologie fournie et les équations associées peuvent être appliquées à tout problème physique et à tout modèle (numérique, analytique ou autre) pour quantifier les intervalles de prévision des sorties d'intérêt à un niveau de confiance donné.

A la suite de la définition du cadre théorique de la métrique, les auteurs déclinent actuellement la démarche pour diverses applications industrielles : cas d'entrechoquement entre deux planchers (suite des travaux de Langlade et al. (2022)), cas de comportement structural sous sollicitations sismiques (maquettes IDEFIX (Heitz, 2017) et SMART (Richard et al., 2018)), entre autres.

REFERENCES

Roy, C. J., & Oberkampf, W. L. (2011). A comprehensive framework for verification, validation, and uncertainty quantification in scientific computing. *Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering*, 200(25-28), 2131-2144. <https://doi.org/10.1016/j.cma.2011.03.016>

Devore, J. L. (2015). *Probability and Statistics for Engineering and the Sciences*. Cengage Learning.

Langlade T. et al. 2022. Validation and verification of nonlinear mechanical models for nuclear buildings and equipment: an application. SMiRT-26. Special session: Challenges and recent advances from European Research Projects.

Heitz T. 2017. Comportements non-linéaires locaux et modélisation numérique de l'amortissement dans les structures de génie civil en dynamique. Thèse de doctorat ENS Cachan.

Richard B., Voltaire F., Fontan M., Mazars J., Chaudat T., Abouri S. and Bonfils N. 2018. SMART 2013: Lessons learned from the international benchmark about the seismic margin assessment of nuclear RC buildings, *Engineering Structures*, 161, 207-222.

ASN. 2017. Qualification des outils de calcul scientifique utilisés dans la démonstration de sûreté nucléaire – 1ère barrière. ASN.

Probabilistic analysis based on combination of polynomial chaos and smart truncation schemes: application to fatigue crack growth.

Stéphanie CHAHINE¹, Hassen RIAHI¹, David BIGAUD¹

¹Univ Angers, LARIS, SFR MATHSTIC, F-49000 Angers, France, Stéphanie.chahine@univ-angers.fr

ABSTRACT This work presents an original uncertainty propagation method, called sparse-PCE, developed to assess the reliability of a cracked plate with spatially varying uncertain mechanical properties. It combines regression techniques to compute the unknown coefficients of the PCE-based metamodel and an efficient truncation scheme which uses prior available second order statistical moment information to identify the most important components of the polynomial chaos basis on the model responses of interest. In this way, the PCE coefficients corresponding to the components with weak effects are discarded, and the computational efforts devoted to solving the regression problem is significantly reduced. An economy index is introduced in the form of a ratio between the respective cardinalities of the sparse and the full chaos polynomial basis, which allows us to objectively assess the computational cost saving obtained by the proposed truncation scheme based on second moment information.

Keywords random field, uncertainties propagation, moments analysis, sensitivity analysis, high probabilistic dimension, polynomial chaos, fatigue crack growth

I. INTRODUCTION

Fatigue crack growth is a random process (Ghonem and Dore, 1987), mainly due to the uncertainties observed on the mechanical properties of the materials, on the applied loading as well as the parameters defining the geometry of the structure. These sources of uncertainties may have a harmful effect on the integrity of cracked structures and should be taken into account to ensure safe designs. To this end, uncertainties propagation methods which have been developed over the past forty years (Stefanou, 2009), seems to be the best alternative. Among them we find the well-established metamodeling method based on Polynomial Chaos Expansion (PCE), introduced to deal with engineering problems in the early 1990's thanks to the work of (Ghanem and Spanos, 1991). The key idea is to build an accurate mathematical approximation of the model response of interest (e.g. fatigue lifetime) based on a limited set of evaluations of the primary implicit mechanical model. Such an approximation is referred to as a response surface, surrogate model or metamodel. Once the PCE-based metamodel is obtained, different kinds of uncertainty propagation analysis, such as reliability analysis, can be carried out by simply performing the well-known Monte-Carlo Simulations (MCS). Unfortunately, the PCE-based metamodeling method still suffer from inefficiency when dealing with problems having high probabilistic dimensionality defined as the number of the uncertain parameters.

II. Proposed approach

A. Construction of PCE-based metamodels

Let us consider a computational model f describing the behavior of an engineering system, whose input parameters $\mathbf{x} = \{x_1, \dots, x_N\}^T \in \mathcal{D}_x$ are uncertain quantities represented by an N -dimensional random variable $\mathbf{X} = \{X_1, \dots, X_N\}^T \in \mathcal{D}_x$ with a prescribed probability density function $p_x(\mathbf{x})$, and $y = f(\mathbf{x})$ the model response of interest taken for the sake of simplicity as a scalar. Let also assume that the random variable Y with a probability density function $p_Y(y)$, representing the variability of the model response y induced by the randomness of the input parameters, has a finite variance, and that the components of the N -dimensional random variable $\mathbf{X} = \{X_1, \dots, X_N\}^T$ are statistically independent. The PCE-based metamodel of $Y = f(\mathbf{X})$ thus reads (Xiu and Karniadakis, 2002):

$$Y = f(\mathbf{X}) \approx f^{PCE}(\mathbf{X}) = \sum_{k=0}^{P-1} a_k \Psi_{\alpha_k}(\mathbf{X}) \quad (1)$$

where P denotes the number of terms in the PCE, $\alpha_k = (\alpha_k^1, \dots, \alpha_k^N)$, $k = 0, \dots, P-1$ a set of multi-indices also called N -tuples of integers (i.e., $\alpha_k \in \mathbb{N}^N$), Ψ_{α_k} , $k = 0, \dots, P-1$ a set of multivariate orthonormal polynomials with respect to $p_x(\mathbf{x})$, whose total degree $|\alpha_k| = \alpha_k^1 + \dots + \alpha_k^N$ and a_k , $k = 0, \dots, P-1$ a set of real valued deterministic coefficients to be determined.

The size of the PCE-based metamodel given by equation (1), that is the number of terms P retained in the summation, can be determined by following one of the truncation schemes available in the PCE literature (Blatman, 2009). The most used one consists in retaining the terms corresponding to multivariate polynomials Ψ_{α_k} , $k = 0, \dots, P-1$ whose total degrees $|\alpha_k| = \alpha_k^1 + \dots + \alpha_k^N$, $k = 0, \dots, P-1$ do not exceed a prescribed degree p , chosen to ensure a better accuracy of the metamodel. Based on this rule, the number of terms P in the truncated PCE is given by:

$$P = \frac{(p+N)!}{p!N!} \quad (2)$$

Equation (2) clearly shows that the number of terms in the PCE grows exponentially with N , which could induce an unaffordable computational cost in the determination of the unknown coefficients when dealing with uncertainty propagation problems with a high probabilistic dimensionality and especially when the corresponding physical model is itself computationally time-demanding.

In engineering problems, the components of the N -dimensional random variable $\mathbf{X} = \{X_1, \dots, X_N\}^T$ may have different distributions. Thus, the use of isoprobabilistic transformations $\mathbf{X} = T(\mathbf{U})$. Then, the PCE-based metamodel represented by equation (1) can be naturally rewritten in the standard random space as follows:

$$Y = f(\mathbf{X}) = f \circ T(\mathbf{U}) = h(\mathbf{U}) \approx h^{PCE}(\mathbf{U}) = \sum_{k=0}^{P-1} a_k H_{\alpha_k}(\mathbf{U}) \quad (3)$$

B. Computation of the PCE coefficients by regression

Regression methods have been used first by (Isukapalli, 1999) and later by (Berveiller, 2005), to compute the unknown coefficients of the PCE. Unlike projection methods, where the PCE coefficients are computed one by one by evaluating multidimensional integrals, regression methods estimate all the coefficients at the same time by solving a minimization problem in the least-squares sense, which could considerably reduce the computation effort. The regression technique consists in finding the vector of coefficients \mathbf{a} that minimizes the mean square error $\mathbb{E}[(\mathbf{a}^T \mathcal{H}(\mathbf{U}) - f \circ T(\mathbf{U}))^2]$, that is:

$$\hat{\mathbf{a}} = \underset{\mathbf{a} \in \mathbb{R}^P}{\operatorname{argmin}} \{A(\mathbf{a}) \equiv \mathbb{E}[(\mathbf{a}^T \mathcal{H}(\mathbf{U}) - f \circ T(\mathbf{U}))^2]\} \quad (4)$$

In practice, the minimization problem defined by equation (4) is discretized on the basis of a set of sample points $\mathbf{u} = \{\mathbf{u}^j = (u_1^j, \dots, u_N^j), j = 1, \dots, M\}$, also called experimental design, to replace the expectation operator $\mathbb{E}[\cdot]$ by its empirical estimate. Thus, the minimization problem reads:

$$\hat{\mathbf{a}} = \underset{\mathbf{a} \in \mathbb{R}^P}{\operatorname{argmin}} \left\{ \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M (h^{PCE}(\mathbf{u}^j) - f \circ T(\mathbf{u}^j))^2 \right\} = \underset{\mathbf{a} \in \mathbb{R}^P}{\operatorname{argmin}} \left\{ \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \left(\sum_{k=0}^{P-1} a_k H_{\alpha_k}(\mathbf{u}^j) - f \circ T(\mathbf{u}^j) \right)^2 \right\} \quad (5)$$

where $h^{PCE}(\mathbf{u}^j)$ and $f \circ T(\mathbf{u}^j)$ are respectively the responses of the PCE-based metamodel and the primary mechanical model at the point \mathbf{u}^j .

The choice of a suitable experimental design $\mathbf{u} = \{\mathbf{u}^j = (u_1^j, \dots, u_N^j), j = 1, \dots, M\}$ is of great importance, especially its size M , to obtain a well-conditioned regression problem and consequently accurate estimates of the PCE coefficients. Indeed, if M is just slightly greater than the number P of unknown coefficients to be computed, this may lead to an ill-conditioned information matrix \mathcal{H} and consequently to an intractable regression problem. On the other hand, that is, if M is very high, this may induce an unaffordable computational cost in case the mechanical model itself is computational time-demanding, since the corresponding number of evaluations of the mechanical model will be high. In the literature, the value of M is commonly chosen in the range $[2P, 3P]$ to ensure a better balance between the computational cost and the accuracy of the estimates. In this paper the parameter M is obtained by a smart truncation scheme combining low-order interactions terms and prior available information on second order moment.

C. Truncation scheme based on low-order interactions

For problems with high dimensionality N , a major part of the PCE coefficients represents interactions between uncertain parameters, even for moderate truncation degree P . Fortunately, for engineering problems experience has shown that high order interactions have often insignificant effect, which means that the corresponding PCE coefficients are close to 0. Thus, the size of the polynomial chaos basis can be reduced by retaining only the terms representing main and low-order interactions effects.

Let $\mathcal{H}^p = \{H_{\alpha_k}, \alpha_k \in \mathbb{N}^N \text{ such that } \sum_{i=1}^N \alpha_k^i \leq p\}$ a complete polynomial chaos basis for a given truncation degree p .

$\mathcal{H}^{p,q} = \{H_{\alpha_k}, \alpha_k \in \mathbb{N}^N \text{ such that } \sum_{i=1}^N \alpha_k^i \leq p \text{ and } \sum_{i=1}^N \mathbb{1}_{\{\alpha_k^i \neq 0\}} \leq q\}$ an incomplete, called also sparse, polynomial chaos basis for a given truncation degree p and interaction order $q < p$, i.e., only q -variate polynomials whose respective total degrees do not exceed a given degree p are retained. If the allowed maximum interaction order q is not high, the cardinality of the sparse polynomial chaos basis $\mathcal{H}^{p,q}$ will be much lower than that of the complete polynomial chaos basis \mathcal{H}^p .

The efficiency of the truncation scheme based on sparse polynomial basis can be assessed by the economy $\mathcal{E}^{p,q}$ defined by the following ratio:

$$\mathcal{E}^{p,q} = \frac{\text{card}(\mathcal{H}^p) - \text{card}(\mathcal{H}^{p,q})}{\text{card}(\mathcal{H}^p)} \times 100 \tag{6}$$

where $\text{card}(\mathcal{H}^p)$ and $\text{card}(\mathcal{H}^{p,q})$ are the cardinalities of the complete \mathcal{H}^p and sparse $\mathcal{H}^{p,q}$ polynomial chaos bases respectively.

The maximum interaction order q can be chosen either by following a step-by-step scheme where the value of q is increased gradually to achieve a target level of accuracy on the estimates of the PCE coefficients, or by performing a preliminary screening analysis (Morris, 1991) which allows, based statistical analysis of a set of local gradients, to split the uncertain parameters into three categories, those with weak main effect, those with linear and additive effects and those with nonlinear or interaction effect. Note that screening analysis are not computational time-demanding, thus the loss of efficiency on the whole computational process is very limited.

D. Truncation scheme based on second moment information

If a prior information about the estimate of the second order statistical moments is already available, the latter could be a useful tool to identify the most significant terms on the quantities of interest, when a step-by-step algorithm is used to build the polynomial chaos basis. Indeed, at each iteration k of this algorithm, the polynomial chaos basis - denoted here by $\mathcal{H}^{p,q,\sigma^2}$ (i.e., σ^2 in $\mathcal{H}^{p,q,\sigma^2}$ refers to the target variance of the quantity of interest) - is enriched by a new candidate polynomial H_{α_k} . If the related PCE term induces a significant change on the estimate of the variance $\sigma_{PCE,k}^2$, thus getting closer to the target variance σ^2 , the candidate H_{α_k} is retained. Otherwise, i.e. the relative error $|\sigma_{PCE,k}^2 - \sigma_{PCE,k-1}^2 / \sigma_{PCE,k-1}^2|$ is smaller than ϵ_1 , the candidate H_{α_k} is discarded from the polynomial chaos basis and another candidate is tested in the next iteration until a given level of accuracy ϵ_2 is achieved for the whole iterative procedure. Note that the values of ϵ_1 used in the criterion of enrichment of the polynomial chaos basis and ϵ_2 used in the stopping condition of the step-by-step algorithm, are set respectively to 10^{-6} and 10^{-3} , which allow us, on the one hand, to avoid ill-conditioned information matrix, thus an intractable regression problem, and, on the other hand, to ensure a good accuracy on the

estimates of the quantities of interest. Of course, other values can be chosen depending on the complexity of the problem of interest and the accuracy to be achieved.

III. Application to fatigue crack growth

The purpose of this section is to study the efficiency and accuracy of the method developed previously based on a mechanical problem of fatigue crack growth from the work of (Long and al, 2016). We consider a rectangular plate of height $2L = 2 \text{ units}$ and width $W = 1 \text{ unit}$ visualized in figure 1. It is subjected to tensile load $\sigma = 1 \text{ unit}$ on its bottom and top edges and has an open inclined crack with dimensions $a = z = 0.5 \text{ unit}$. Due to the orientation of the initial crack with respect to the applied load, this later naturally tends to propagate in a mixed fracture mode, instead of a simple opening fracture mode. Thus, a FEM is developed in the software (cast3m, 2021) to compute the fracture driving forces, namely the opening fracture mode SIF K_I , the in-plane shear fracture mode SIF K_{II} and the bifurcation angle θ .

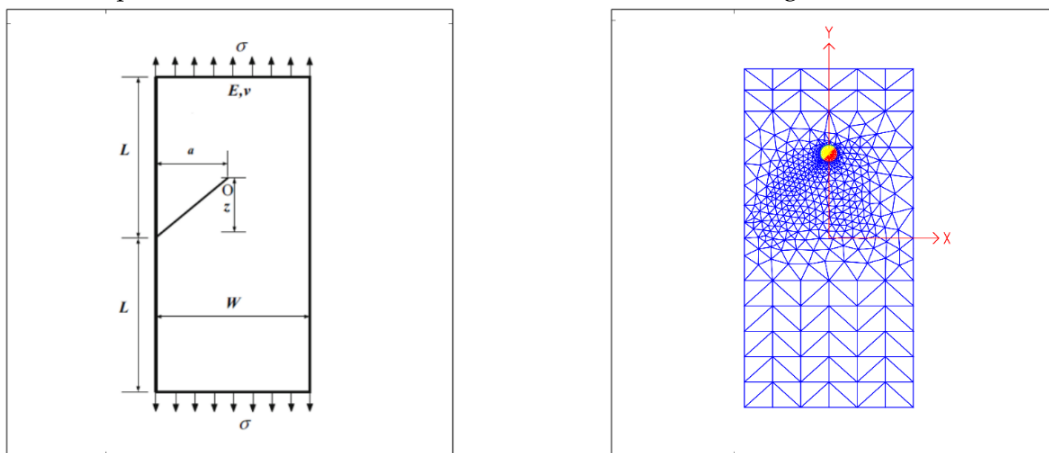


Figure 1 Inclined edge-cracked plate: geometry and applied loads (left), finite element mesh (right)

The Young's modulus $E(\mathbf{z}, \omega)$ of the constitutive material of the cracked plate is considered as an uncertain parameter whose variability varies along both the horizontal and the vertical directions denoted by x and y , respectively, and gathered in the vector $\mathbf{z} = (x, y)$. It is modeled by a two-dimensional lognormal random field, with mean value $\mu_E = 20.7 \cdot 10^6 \text{ units}$ and standard deviation $\sigma_E = 2.07 \cdot 10^6 \text{ units}$, which can be defined simply as the exponential of a normal random field $v(\mathbf{z}, \omega) = \text{Ln}(E(\mathbf{z}, \omega))$ with mean $\mu_v = \ln(\mu_E) - \frac{1}{2} \ln(1 + \sigma_E^2/\mu_E^2)$ and standard deviation $\sigma_v = \sqrt{\ln(1 + \sigma_E^2/\mu_E^2)}$:

$$E(\mathbf{z}, \omega) = \exp[v(\mathbf{z}, \omega)] = \exp[\mu_v + \sigma_v \cdot u(\mathbf{z}, \omega)] \quad (7)$$

where ω is a parameter to underline the randomness of $E(\mathbf{z}, \omega)$ and $u(\mathbf{z}, \omega)$ is a standard normal random field of zero mean and unit standard deviation, governed by the following exponential autocorrelation function:

$$\rho(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2) = \exp \left[- \left(\frac{|x_1 - x_2|}{l_{cx}} + \frac{|y_1 - y_2|}{l_{cy}} \right) \right] \tag{8}$$

The standard normal random field $u(\mathbf{z}, \omega)$ is discretized using the Karhunen-Loève (KL) method (Ghanem and Spanos, 1991).

$$\hat{E}(\mathbf{z}, \omega) = \exp[\mu_v + \sigma_v \cdot \sum_{i=1}^M \sqrt{\lambda_i} \varphi_i(\mathbf{z}) u_i(\omega)] \tag{9}$$

where $u_i(\omega), i \in \{1, \dots, M\}$ are independent standard normal variables, λ_i and $\varphi_i(\mathbf{z})$ are respectively eigenvalues and eigenfunctions obtained by solving the following Fredholm integral equation corresponding to the autocorrelation function $\rho(\mathbf{z}, \mathbf{z}')$:

$$\int_{\Omega} \rho(\mathbf{z}, \mathbf{z}') \varphi_i(\mathbf{z}') = \lambda_i \varphi_i(\mathbf{z}) \tag{10}$$

Fortunately, for our problem where the two-dimensional spatial domain $\Omega = [-0.5, 0.5] \times [-1, 1]$ has a rectangular geometry and the random field $E(\mathbf{z}, \omega)$ follows an exponential autocorrelation function, the Fredholm integral equation can be solved analytically and a closed form solutions of the eigenvalues λ_i and the eigenfunctions $\varphi_i(\mathbf{z})$ can be obtained.

In the following, a 24th order truncated KL expansion is used to model the spatial variability of the Young’s modulus of the constitutive material of the cracked plate following a lognormal random field. This means that only the first 24 largest eigenvalues λ_i , already sorted in ascending order, and the corresponding eigenfunctions $\varphi_i(\mathbf{z})$ are retained in equation (10). These KL terms account for 90% of the variability of the Young’s modulus random field. Thus, the uncertainty propagation problem is recast as a function of 24 independent standard normal variables $u_i(\omega), i \in \{1, \dots, 24\}$. Hence, for a given realization of these random variables, a realization $\hat{E}(\mathbf{z}, \omega)$ of the random field representing the Young’s modulus of the cracked plate is obtained from equation (12). Figures 2 shows a sample of 10 realizations of $\hat{E}(\mathbf{z}, \omega)$.

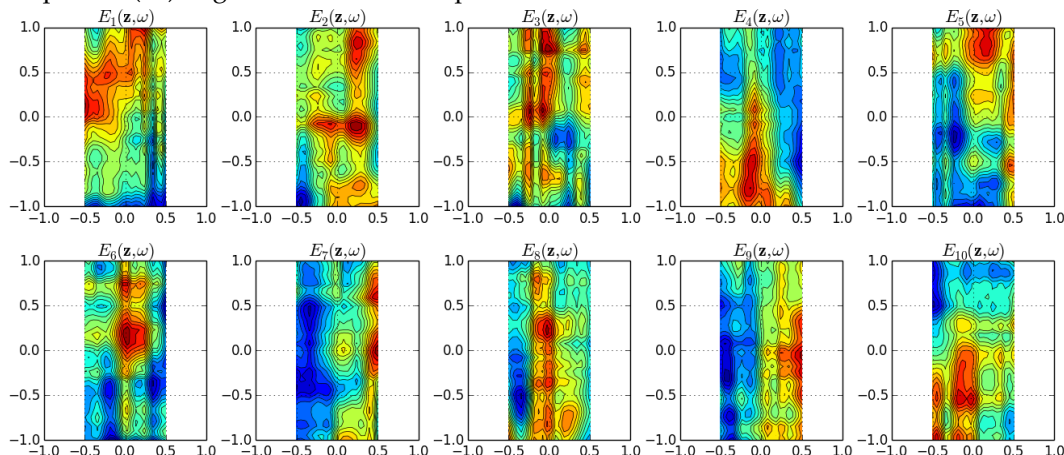


Figure 2 Inclined edge-cracked plate: example of 10 realizations of the Young’s modulus field $E(\mathbf{z}, \omega)$ with mean $\mu_E = 20.7 \cdot 10^6$ units, standard deviation $\sigma_E = 2.07 \cdot 10^6$ units, horizontal correlation length $l_{cx} = 0.5$ unit and vertical correlation length $l_{cy} = 1.5$ units

As a first step, a statistical moments and distribution analysis is performed to assess the effect of the spatial randomness of the Young’s modulus on the variability of the fracture driving forces. The statistical moments of each model response are computed by the full-PCE and sparse-PCE approaches. The results obtained for the first two first statistical moments, i.e., the mean and the standard deviation, with a PCE of degree $p = 2$, are listed in Table 1 and compared to the estimates given by efficient cubature (Chahine, 2023) and 10^5 crude MCS. As can be seen, the results given are in complete agreement. The discrepancy with respect to the reference estimates given by 10^5 MCS is insignificant for all the mechanical responses of interest. It appears that the uncertainty on the Young’s modulus, i.e., 10% deviation from its mean value, has a moderate effect on the variability of the crack driving forces, since the coefficients of variation corresponding to the opening fracture mode SIF K_I , the in-plane shear fracture mode SIF K_{II} , the bifurcation angle θ and the effective SIF K_{eff} , are equal to 2.75%, 3.97%, 1.55% and 2.93%, respectively. The truncation of the polynomial chaos basis based on second moment information significantly reduces the computational effort devoted to solving the least-square regression problem used in the sparse-PCE approach to estimate the PCE coefficients. Indeed, only 25 of the 325 components of the full polynomial chaos basis \mathcal{H}^p have significant contributions on the model responses. The corresponding economy index $\mathcal{E}^{p,q,\sigma^2} = 100 \times (\text{card}(\mathcal{H}^p) - \text{card}(\mathcal{H}^{p,q,\sigma^2}) / \text{card}(\mathcal{H}^p))$ is about 92%, which shows high sparsity in the truncated polynomial chaos basis $\mathcal{H}^{p,q,\sigma^2}$.

Table 1 Inclined edge-cracked plate: statistical moments of the crack driving forces K_I , K_{II} , θ and K_{eff}

Statistical moments		Full-PCE	Sparse-PCE	Crude cubature	MCS
K_I	μ	2.8253	2.8253	2.8253	2.8255
	σ	0.0779	0.0781	0.0781	0.0778
K_{II}	μ	1.2061	1.2061	1.2061	1.2061
	σ	0.0460	0.0460	0.0460	0.0479
θ	μ	36.776	36.776	36.776	36.774
	σ	0.5570	0.5570	0.5570	0.5713
K_{eff}	μ	6.8846	6.8846	6.8846	6.8849
	σ	0.1992	0.1992	0.1992	0.2022
Number of FEM runs		651	651	651	10^5

Next, a sensitivity analysis is conducted to assess the contribution of the uncertain parameters $u_i(\omega), i \in \{1, \dots, 24\}$, resulting from the representation of the random field $E(\mathbf{z}, \omega)$ by a 24th order KL expansion, on the variability of the effective SIF K_{eff} . It is important to remind that this effective crack driving force, which is derived from the opening fracture mode SIF K_I , the in-plane shear fracture mode SIF K_{II} and the bifurcation angle θ , can be considered from a physical point of view as an opening fracture mode SIF in the direction along the bifurcation angle θ . This parameter is of a great importance when dealing with mixed-mode fracture problems since it is used in the computation of the fatigue crack growth life instead of K_I and K_{II} . Moreover, when a reliability analysis is to be performed with respect to a serviceability criterion function of the fracture toughness of the constitutive material, the effective SIF K_{eff} should also be used.

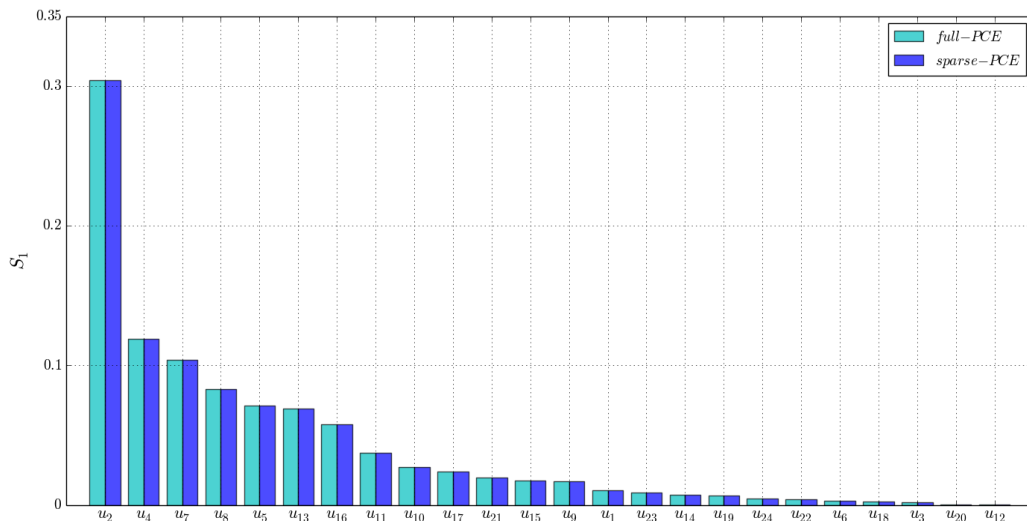


Figure 3 Inclined edge-cracked plate: comparison of the estimates of the first-order Sobol indices

Due to the high probabilistic dimension of the problem, the evaluation of Sobol indices by MCS is impractical. Therefore, the following sensitivity analysis relies only on the full-PCE and sparse-PCE approaches. Figure 3 compares the estimates of the first-order Sobol indices obtained by post-processing the PCE coefficients of the metamodels given by the full-PCE and sparse-PCE approaches. As can be seen, the first-order sensitivity indices given by both the full-PCE and sparse-PCE approaches are practically identical. This fact can be considered as an indicator of convergence for the obtained estimates, and they can therefore represent the reference solution. A very fast decay of the main effect of the uncertain parameters is observed. Moreover, the uncertain parameter $u_2(\omega)$, corresponding to 2nd eigenmode of the KL expansion, is by far the most significant effect among all the uncertain parameters, whereas $u_{20}(\omega)$ and $u_{12}(\omega)$ have almost no effect on the variability of the effective SIF K_{eff} . In figure 6 are depicted the total Sobol indices. The estimates provided by the full-PCE and sparse-PCE approach are quite similar. We observe that the order of importance of the uncertain parameters is the same as for the first-order indices. The sum of the total indices $\sum_{i=1}^{24} S_{Ti}$ is approximately equal to 1, which means that the interactions between the uncertain parameters have weak effects on the model response of interest. Indeed, if we compare the total indices with the respective first-order ones, it appears that the differences are negligible, again demonstrating the insignificance of the contributions of the interaction effects. As pointed out in Figure 4, a very fast decay of the importance of the uncertain parameters is observed, with the 10 first uncertain parameters $u_i(\omega), i \in \{2, 4, 7, 8, 5, 13, 16, 11, 10, 17\}$ explaining roughly 90% of the total variance of the effective SIF K_{eff} . This demonstrates a moderate effective probabilistic dimensionality of the mechanical response of interest despite the large nominal probabilistic dimension, 24, corresponding to the number of eigenmodes required by the KL expansion to accurately represent the spatially varying uncertainty in the Young's modulus of the constitutive material of the cracked plate. Although we do not have a true reference solution for the Sobol sensitivity indices, the obtained estimates are in good agreement with the results of the local sensitivity analysis conducted by (Long and al, 2016), since it has been shown that the uncertain parameters $u_2(\omega)$ and $u_4(\omega)$, corresponding to the 2nd and 4th eigenmodes of the KL expansion, respectively, are

the most important on the variability of the SIFs of K_I and K_{II} . Indeed, the local sensitivity indices obtained by the central difference method with respect to the uncertain parameters $u_2(\omega)$ and $u_4(\omega)$, are respectively $\partial K_I/\partial u_2 = -0.0292$ and $\partial K_I/\partial u_4 = 0.0270$ for the opening fracture mode SIF K_I , and $\partial K_{II}/\partial u_2 = -0.0254$ and $\partial K_{II}/\partial u_4 = 0.0105$ for the in-plane shear fracture mode SIF K_{II} .

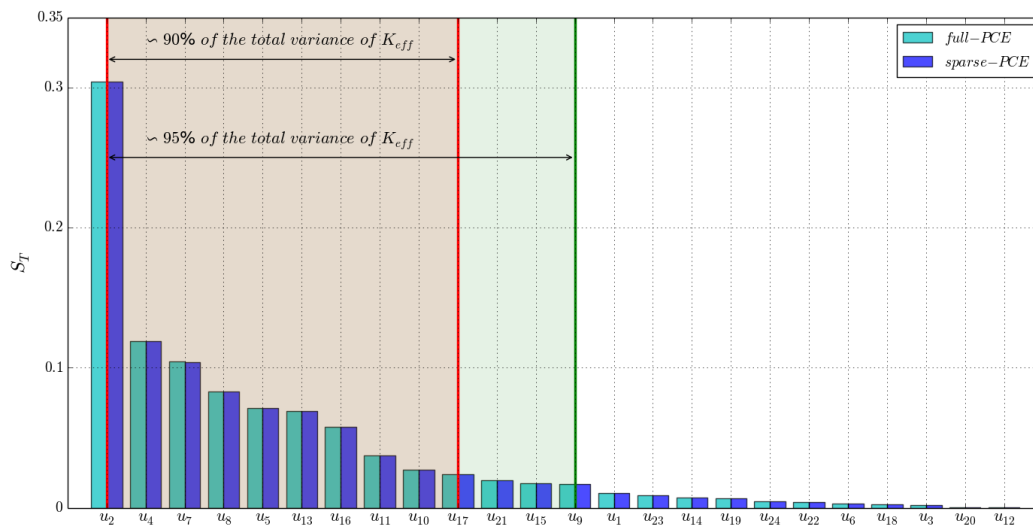


Figure 4 Inclined edge-cracked plate: comparison of the estimates of the total Sobol indices

It is important to notice that the sensitivity analysis conducted here did not require any additional runs of the FEM, since the Sobol sensitivity indices are derived from the coefficients of the metamodels already built in the statistical moments and distribution analysis conducted earlier.

IV. Conclusion

We demonstrate the efficiency of the sparse-PCE approaches for conducting different types of uncertainty propagation analysis through a computationally demanding implicit mechanical model. The proposed approach reduces the computational effort by at least a factor of two, and possibly a factor of three if a reliability analysis is carried out later. It is worth noting that the computational cost required by the sparse-PCE approach is due to the derivation of second moment information needed to build the sparse chaos polynomial basis, rather than the estimation of the PCE coefficients. If prior second moment information are already available, the computational cost gain should be more noticeable.

It is important to recall here that the idea behind the implementation of the sparse-PCE approach is to avoid the additional computational efforts observed when cubature formulae are directly used on the mechanical model, and when one wishes to change the type of uncertainty propagation analysis. For instance, a statistical moments analysis can be carried out, first, to provide a target estimate of the variance of the model response, and then the sparse-PCE approach is used to construct a metamodel that can be used to perform either a sensitivity or a reliability analysis. The accuracy of the sparse-PCE approach can be improved when the stopping criteria of the stepwise algorithm is established based on higher-order statistical moments such as

skewness and kurtosis, instead of variance, provided that the mechanical model evaluations already available are sufficient to obtain a well-conditioned regression problem.

REFERENCES

Ghonem H., Dore S. (1987). Experimental study of the constant probability crack growth curves under constant amplitude loading. *Engng Fract Mech*, 1987, 27, 1–25.

Stefanou G. (2009). The stochastic finite element method: Past, present and future. *Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering*, 198, 1031-1051.

Ghanem R.G., Spanos S.D (1991). *Stochastic finite elements: a spectral approach*. Berlin, Springer.

M. Berveiller (2005), *Eléments finis stochastiques : approches intrusive et non intrusive pour des analyses de fiabilité*, Ph. D. thesis, Université Blaise Pascal, Clermont-Ferrand.

G. Blatman (2009), *Adaptive sparse polynomial chaos expansions for uncertainty propagation and sensitivity analysis*. Ph. D. thesis, Université Blaise Pascal - Clermont II.

R.G. Ghanem, S.D. Spanos (1991). *Stochastic finite elements: a spectral approach*. Berlin: Springer.

S.S. Isukapalli (1999). *Uncertainty analysis of transport-transformation models*. PhD thesis, The State University of New Jersey.

X.Y. Long, C. Jiang, C. Yang, X. Han, W. Gao, J. Liu (2016), A stochastic scaled boundary finite element method, *Comput Methods Appl Mech Eng*, 308. 23-46.

M.D. Morris (1991). Factorial sampling plans for preliminary computational experiments, *Technometrics*, 33: 161-174.

N. Wiener (1983). The homogeneous chaos. *American Journal of Mathematics*. 60 (4): 897-936.

D. Xiu, GE Karniadakis (2002). The Wiener-Askey polynomial chaos for stochastic differential equations. *SIAM J Sci Comput*. 24(2): 619-644.

S. Chahine (2023), *Efficient uncertainty propagation approaches to solve a large class of fatigue crack growth problems*. Ph. D. thesis, Université d'Angers, Angers.

Cast3m (2023), <http://www-cast3m.cea.fr>.

Reliable design optimization of a cantilever beam structure by using Dirlik fatigue approach

N. Lyagoubi¹, Y. Aoues¹, L. Khalij¹

¹ INSA Rouen Normandie, Laboratory of Mechanics of Normandy, Normandy university, 76800 Saint Etienne du Rouvray, nouha.lyagoubi, leila.khalij, younes.aoues@insa-rouen.fr

ABSTRACT

Reliability-Based Design Optimization (RBDO) is a widely used approach for optimizing engineering structures, but it often neglects the effects of fatigue. In this article, we propose an RBDO methodology that combines the Reliability Index Approach (RIA) with Dirlik spectral method for fatigue damage assessment. The RIA approach is utilized to estimate the reliability index (RI) of the structure, while Dirlik fatigue approach is employed to assess the fatigue damage. Fatigue damage is introduced as a hard constraint in the optimization process. A case study is presented to demonstrate the effectiveness of the proposed methodology. The results show that the RBDO approach, incorporating fatigue phenomenon using RIA and Dirlik spectral method, can lead to reliable and fatigue-informed optimal designs for enhanced performance and durability of cantilever beam structures. Further research can explore the applicability of the proposed methodology to other types of structures and loading conditions.

Keywords Fatigue damage, Reliability based design optimization (RBDO), Random vibration, Dirlik approach

I. INTRODUCTION

In a competitive economic context, industrial sectors such as aeronautics or automotive are now subject to environmental regulations. To reduce greenhouse gas emissions, they have implemented solutions such as lightening structures by reducing their volume. This lightening requires new studies to ensure the product reliability during operating life. Thus, reliability-based design optimization (RBDO) methods can provide solutions with a good compromise between volume and safety, by minimizing structures cost under reliability constraints (Aoues and Chateaneuf, 2010). However, mechanical structures in their operating environments can become unsafe due to fatigue phenomenon. This phenomenon occurs when mechanical structures are subject to a cyclic load that isn't strong enough to cause failure if applied once, but when applied repeatedly, it can lead to the formation of a crack that spreads leading to failure.

Fatigue damage can affect many industrial fields in which mechanical structure are subject to random vibrations (wind, waves, etc.) in their operating conditions, leading to premature failure and compromising human and material safety. In fact, fatigue is the source of 55% of structural failures in aircraft (Wild et al., 2021), and 90% of all service failure in general (Fajri et al., 2021; F.C.

Campbell, 2016). It is therefore essential to consider this phenomenon in the structural design optimization process (Aoues et al., 2017; Lee et al., 2015).

One of the first studies that implemented fatigue parameter in optimization was Haiba et al. (Haiba et al., 2005) by introducing an evolutionary structural optimization that minimizes the structure by removing the finite element sets with the highest expected life. Pagnacco et al. (Pagnacco et al., 2012), developed a method based on the Sines' criterion to calculate fatigue damage which is introduced as a constraint in the optimization problem formulation. One of the first studies to consider the fatigue in Reliability Based Design Optimization (RBDO) is by Yang and Wang (Yang and Wang, 2012) where they used metamodels and calculated the damage from ϵ -N curves and Miner's law in the time domain. Lambert et al. (Lambert, 2007) used Evolutionary Structural Optimisation (ESO) algorithm, with a sensitivity damage criterion evaluated in the optimization algorithm. A study by Aoues et al. (Aoues et al., 2017) used the Sines' criterion for damage calculation in the frequency domain and introducing it into RBDO. In topology optimization, (Lee et al., 2015) considered the lifetime in the frequency domain by estimating the damage by spectral methods. While Oest and Lund (Oest and Lund, 2017) did the topology optimization by introducing the fatigue phenomenon by damage calculation in the time domain with S-N curves, Rainflow counting and Miner's law, but the reliability was not considered as an optimization criterion.

This work introduces a method that integrates fatigue damage constraints, in the Reliability Index Approach (RIA) of RBDO while considering uncertainties in loading and inputs parameters. The fatigue damage is assessed in the frequency domain using spectral methods. In order to focus our presentation on methodological aspects, the chosen application is a cantilever beam subjected to a Gaussian stationary ergodic random loading. This allows us to highlight the key methods and techniques employed, rather than getting overly involved in the particulars of the application scenario.

The first part of this work is dedicated to the introduction of RBDO, and fatigue damage assessment methods. Then, an analytical-numerical application to a cantilever beam is presented in the second part.

II. Fatigue reliability-based design optimization of a cantilever beam

RBDO approaches in structural mechanics, aim to find a good compromise between cost and safety (Aoues and Chateaneuf, 2010), by minimizing structures volumes while respecting a reliability threshold. In this study we propose to optimize the design of a *cantilever* beam to reduce its cost while respecting a reliability threshold and considering fatigue phenomenon. This steel beam is subjected at its fixed *end* to a random vibration defined by an acceleration spectral density (ASD). Random vibration analysis is used to estimate the damage to the beam, taking into account a load close to what it might experience during its lifetime. Random vibration analysis is a method used to study the response of a structure subjected to a random vibration input. After a non-exhaustive presentation of the RBDO, modal analysis of a cantilever beam is presented. Subsequently, this will allow us to assess fatigue life using spectral methods that will be introduced as fatigue constraints in the RBDO formulation.

A. Reliability based design optimization

Optimization problems in RBDO are formulated as:

$$\min_{\mathbf{d}} C_i(\mathbf{d}) \quad (1)$$

$$sc. \begin{cases} P_f(\mathbf{d}, \mathbf{X}) = Prob[G_i(\mathbf{d}, \mathbf{X}) \geq 0] \leq P_f^t \\ h_j(\mathbf{d}) \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Where \mathbf{X} is the random variable vector representing the Young's modulus and the beam density, \mathbf{d} is the design variables vector representing the length and height of the beam, h_j is the j -th deterministic constraint that represent the intervals of the design variables, C_i is the initial cost, G is the limit state function, P_f is the corresponding failure probability, and P_f^t is the target failure probability. It should be noted that the limit state G corresponds to the difference between the estimation and the threshold of fatigue.

This formulation is at the origin of all RBDO methods, and it can be solved with gradient-based or non-gradient-based optimization algorithms. RBDO methods can be classified into 3 categories: Double-Level Approach (DLA), Single-Level Approach (MLA) and Sequential Decoupled Approach (SDA), further details on these approaches can be found in (Aoues and Chateaufneuf, 2010).

In this work we will use the Reliability index approach RIA which is a double level approach for its simplicity in implementation (Aoues and Chateaufneuf, 2010). This approach was introduced by Enevoldsen and Sorensen (Enevoldsen and Sorensen, 1994) and it involves formulating the reliability constraints in terms of a target reliability index value, rather than specifying an upper bound on the probability of failure. The principle of this approach is to replace the probability of failure constraints by constraints of the reliability index β , based on the First Order Reliability Method (FORM), the formulation of this approach is (Aoues and Chateaufneuf, 2010):

$$\min_{\mathbf{d}} C_i(\mathbf{d}) \quad (3)$$

$$sc. \begin{cases} \beta(\mathbf{d}, \mathbf{X}) \geq \beta^t \\ h_j(\mathbf{d}) \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

Where β is the reliability index of limit state G , β^t is the reliability index target which is given by FORM as $\beta^t = -\phi^{-1}(P_f^t)$ where ϕ is the cumulative function of normal distribution. The reliability index corresponds to the minimum distance between the origin of the normalized space of optimization variables and the limit state. It can be obtained by formulating a constrained optimization problem, which can be solved with optimization algorithms:

$$\beta = \min_{\mathbf{u}} \|\mathbf{u}\| \quad (5)$$

$$sc. \hat{G}(\mathbf{U}) \leq 0 \quad (6)$$

where $\hat{G}(\mathbf{U})$ is the limit state function of the normalized space, and \mathbf{U} is the vector of centered and decorrelated normalized random variables. This reliability index optimization problem is usually solved with Hasofer Lind- Rackwitz Fiessler (HL-RF) algorithm (Rackwitz and Fiessler, 1978) whose concept is to find iteratively in a descent direction $\alpha^{(k)}$, the most likely point of failure, then, the new point is defined with the following equation:

$$\mathbf{u}^{(k+1)} = -\beta^{(k)} \alpha^{(k)} \quad (7)$$

with

$$\beta^{(k)} = u^{(k)}\alpha^{(k)} + \frac{G(u^{(k)})}{\|\nabla G(u^{(k)})\|} \quad (8)$$

and

$$\alpha^{(k)} = \frac{\nabla G(u^{(k)})}{\|\nabla G(u^{(k)})\|} \quad (9)$$

The RIA double loop approach involves iterating between these two loops until the desired reliability level is achieved. The outer loop updates the design variables to minimize the cost while meeting the reliability constraints and the inner loop calculates the reliability index using the current design variables. (Aoues and Chateaneuf, 2010; Oest and Lund, 2017).

C. Random vibration

Our system consists of a cantilever beam attached to the fixture of a shaker that emits random vibrations, resulting in a motion of the system $u(x, t)$. The motion consists of the combined movements of the armature $w(x, t)$ and the specimen $y(x, t)$. This the general equation of this system is (S. S. Rao, 1990) :

$$\rho \frac{\partial^2 u}{\partial t^2} + C \frac{\partial u}{\partial t} - \frac{\partial}{\partial x} \left[T \frac{\partial u}{\partial x} \right] + \frac{\partial^2}{\partial x^2} \left[EI \frac{\partial^2 u}{\partial x^2} \right] = f(x, t) \quad (10)$$

This equation presents an equilibrium equation of force per unit length that defines the response of the structure at each point and each moment. This equilibrium is composed of inertia, damping, and stiffness, which in turn is composed of a term for axial tension force T and the bending stiffness EI (McConnell and Varoto, 1995). The absolute motion of the specimen $u(x, t)$ is related to the motion of the test fixture $w(x, t)$ and the relative motion of the specimen $y(x, t)$ by:

$$u(x, t) = w(x, t) + y(x, t) \quad (11)$$

Assuming that the external excitation force is zero, and that the major contribution of the damping comes from the internal energy dissipation mechanisms, and that $w(x, t)$ is linear to x (motion of a rigid body) the differential equation of the system motion is:

$$\rho \frac{\partial^2 y}{\partial t^2} + C \frac{\partial y}{\partial t} + \frac{\partial^2}{\partial x^2} \left[EI \frac{\partial^2 y}{\partial x^2} \right] = -\rho \frac{\partial^2 w}{\partial t^2} \quad (12)$$

with ρ the beam density, C the damping, E Young modulus, I moment of inertia, $y(x, t)$ the beam displacement, and $\frac{\partial^2 w}{\partial t^2}$ the excitation. By assuming an undamped structure without excitation, Equation (1) becomes:

$$EI \frac{d^4 y}{dx^4} = -\rho \frac{d^2 y}{dt^2} \quad (13)$$

By considering only the spatial part of the displacement, and using boundary conditions, the mass normalized eigenfunctions are:

$$Y_n(x) = \left\{ \frac{1}{\sqrt{\rho L}} \right\} \{ [\cosh(\eta_n x) - \cos(\eta_n x)] - D_n [\sinh(\eta_n x) - \sin(\eta_n x)] \} \quad (14)$$

with

$$D_n = \frac{\cosh(\eta_n L) + \cos(\eta_n L)}{\sinh(\eta_n L) + \sin(\eta_n L)} \quad (15)$$

$Y_n(x)$ is the displacement space component, η_n the eigenvalues, and L the beam length defined for the n -th mode.

The structure displacement is represented as a sum of modal displacements, where each mode represents a particular shape of vibration. The solution to equation (12) can be separated into two components: one that depends on time and another that depends on space (Irvine, 2013; Thomson, 1993):

$$y(x, t) = \sum_{n=1}^m Y_n(x) \cdot T_n(t) \quad (16)$$

If we replace now in equation (12), and by using orthogonality condition of Sturm Liouville (Farzana et al., 2015):

$$(Y_n, Y_p) = \int_0^L Y_n(x) Y_p(x) dx = \delta_{mn} = \begin{cases} 0 & \text{for } n \neq p \\ 1 & \text{for } n = p \end{cases} \quad (17)$$

We can obtain the following equation:

$$\frac{d^2}{dt^2} T_n(t) + \omega_n^2 T_n(t) = -\Lambda_n \frac{d^2 w}{dt^2} \quad (18)$$

With ω_n the eigen frequency in (rad/s) and Λ_n the modal participation factor defined as:

$$\Lambda_n = \int_0^L \rho Y_p(x) dx \quad (19)$$

With Y_n, Y_p two different mode shapes, T_n the time component in the displacement.

The modal damping given in equation (12) is defined as:

$$\frac{C}{\rho} = 2\xi_n \omega_n \quad (20)$$

Thus, equation (18) becomes:

$$\ddot{T}_n(t) + 2\xi_n \omega_n \dot{T}_n(t) + \omega_n^2 T_n(t) = -\Lambda_n \ddot{w}(t) \quad (21)$$

To convert the equation from time domain to frequency domain this equation, we apply the Fourier transform (FT[■]):

$$\text{FT}[\ddot{T}_n(t) + 2\xi_n \omega_n \dot{T}_n(t) + \omega_n^2 T_n(t)] = \text{FT}[-\Lambda_n \ddot{w}(t)] \quad (22)$$

leading to:

$$[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n \omega_n \omega] \int_{-\infty}^{+\infty} T_n(t) e^{-j\omega t} dt = -\Lambda_n \int_{-\infty}^{+\infty} \ddot{w}(t) e^{-j\omega t} dt \quad (23)$$

We can write equation (23) as:

$$Z_n(\omega) = \frac{-1}{[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n \omega_n \omega]} \Lambda_n \ddot{W}(\omega) \quad (24)$$

with
$$Z_n(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} T_n(t) e^{-j\omega t} dt \quad (25)$$

and
$$\ddot{W}(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} \ddot{w}(t) e^{-j\omega t} dt \quad (26)$$

Equation (24) represents the frequency component of the displacement. Furthermore, the relationship between the input excitation $\ddot{W}(\omega)$ and the displacement response $Z_n(\omega)$ is defined as the Frequency Response Function (FRF) of n -th mode, expressed by the ratio between output and input.

$$H_n(\omega) = \frac{\dot{W}(\omega)}{Z_n(\omega)} = \frac{-\Lambda_n}{[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n\omega_n\omega]} \quad (27)$$

With equation (16) and (24) We get the general expression of the displacement:

$$y_n(x, \omega) = \dot{W}(\omega) \sum_{n=1}^m \left\{ \frac{-\Lambda_n Y_n(x)}{[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n\omega_n\omega]} \right\} \quad (28)$$

And the stress can be defined as:

$$\sigma_n(x, \omega) = \frac{h}{2} E \frac{\partial^2}{\partial x^2} y_n(x, \omega) = \frac{h}{2} E \sum_{n=1}^m \left\{ \frac{-\Lambda_n \frac{d^2}{dx^2} Y_n(x)}{[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n\omega_n\omega]} \right\} \dot{W}(\omega) \quad (29)$$

The PSD (Power Spectral Density) is a statistical measure of the energy content of a vibration signal as a function of frequency. In random vibration analysis for fatigue, the PSD is used to characterize the input vibration signal $X(t)$. The PSD is a critical parameter in fatigue analysis because the amount of energy contained in the vibration signal can significantly impact the fatigue life of a structure or component. It is defined as the Fourier Transform (FT) of the autocorrelation function as follows:

$$S_{XX}(\omega) = \text{FT}[R_{XX}(\tau)] = \int_{-\infty}^{+\infty} R_{XX}(\tau) \exp(-j\omega\tau) d\tau \quad (30)$$

with $S_{XX}(\omega)$ the PSD function, and $R_{XX}(\tau)$ the autocorrelation function. For a stationary and Gaussian process, the response PSD can be expressed as:

$$S_{YY}(\omega) = |H(\omega)|^2 S_{XX}(\omega) \quad (31)$$

where: $H(\omega)$ is the FRF and $S_{YY}(\omega)$ is the response PSD.

From equations (27), (29) and (31), we can obtain the stress response PSD equation defined as:

$$S_{\sigma_n\sigma_n}(\omega) = \left| \frac{h}{2} E \sum_{n=1}^m \left\{ \frac{-\Lambda_n \frac{d^2}{dx^2} Y_n(x)}{[(\omega_n^2 - \omega^2) + 2j\xi_n\omega_n\omega]} \right\} \right|^2 S_{\dot{W}\dot{W}}(\omega) \quad (32)$$

With $S_{\dot{W}\dot{W}}$ the input acceleration PSD, and h is the beam height.

D. Fatigue life assessment

Fatigue is a phenomenon in mechanical structures where a material undergoes progressive and localized damage due to repeated cyclic loading. The fatigue process can result in a reduction in the structural integrity of a component or structure, leading to failure over time.

One of the methods for fatigue damage assessment is done in the frequency domain through spectral methods. The Miner's damage can be expressed as an expected value given by:

$$E[D] = C^{-1} \nu_0 \int_0^{\infty} \sigma_a^b p_s(\sigma_a) d\sigma_a \quad (33)$$

where C and b are material parameters, σ_a is the amplitude of applied stress, $p_s(\sigma_a)$ is the stress probability density function and ν_0 is the rate of zero up crossings defined in equation (37). The probability density function can be approximated by spectral methods. In this study, we used Dirlik method for fatigue estimation because of its efficiency (Dirlik, 1985; Mršnik et al., 2013;

Demirel and Kayran, 2019). Dirlik defines the stress probability density function as a combination of an exponential distribution and two Rayleigh distributions, it's given by:

$$E[D^{Dir}] = C^{-1}v_pT(\sqrt{m_0})^b \left[D_1Q^b\Gamma(1+b) + ((\sqrt{2})^b)\Gamma\left(1+\frac{b}{2}\right)(D_2|R|^b + D_3) \right] \tag{34}$$

With $\Gamma[\blacksquare]$ the gamma function and the parameters introduced by Dirlik were defined as:

$$\left\{ \begin{array}{l} Z = \frac{\sigma_a}{\sqrt{m_0}} \\ D_1 = \frac{2(x_m - \gamma^2)}{1 + \gamma^2} \\ D_2 = \frac{1 - \gamma - D_1 + D_1^2}{1 - R} \\ D_3 = 1 - D_1 - D_2 \end{array} \right. \text{ and } \left\{ \begin{array}{l} x_m = \frac{m_1}{m_0} \sqrt{\frac{m_2}{m_4}} \\ \gamma = \frac{m_2}{\sqrt{m_0 m_4}} \\ R = \frac{\gamma - x_m - D_1^2}{1 - \gamma - D_1 + D_1^2} \\ Q = \frac{1.25(\gamma - D_3 - RD_2)}{D_1} \end{array} \right. \tag{35}$$

where m_1, m_2 and m_4 are the spectral moments defined as:

$$m_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} |\omega|^k S_{XX}(\omega) d\omega \tag{36}$$

v_0, v_p and γ are the rate of zero up crossings, the rate of peaks and the irregularity factor, respectively. v_p is given by:

$$v_0 = \sqrt{\frac{m_2}{m_0}} ; v_p = \sqrt{\frac{m_4}{m_2}} ; \tag{37}$$

III. Analytical-numerical application

To test our method, a Steel cantilever beam of 1m length (FIGURE 2), is subjected to a base acceleration PSD as shown in FIGURE 1. The random variables statistical parameters are represented in TABLE 1.

TABLE 1. statistical parameters of random variables

Random variable	Mean	Standard deviation	Distribution
Young modulus E (MPa)	210000	2100	Normal
Density ρ (Kg/m ³)	7900	79	Normal

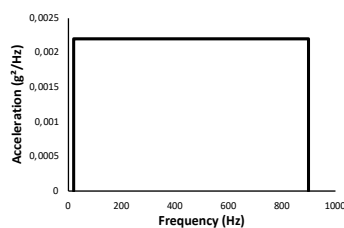


FIGURE 1. Input PSD acceleration

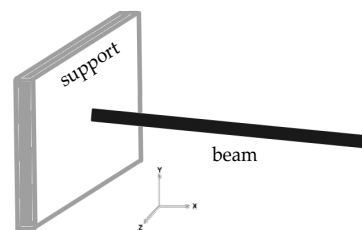


FIGURE 2. Cantilever beam

To validate the model for damage assessment, the numerical and analytical results were compared, then the computed damage was introduced into the reliability-based structural

optimization problem as the hard constraint. The lower and upper bounds of the optimization variables are chosen so that the first and second eigenmodes are within the excitation PSD frequency bandwidth, as these modes are the most damaging. The cross section of the beam (height and width) is minimized to reduce its cost, under the constraint that the beam fatigue life should be greater than or equal to a fixed year (i.e., 2, 5, 10, 20, ... years). The optimization problem is written:

$$\begin{aligned} \min_d C_1(d) &= H * W \\ \text{sc.} \quad &\begin{cases} \beta \geq 2.9 \\ 20 \leq f_1 \leq 900 \\ 20 \leq f_2 \leq 900 \\ W \geq H \\ 0.03 \leq H \leq 0.3 \\ 0.03 \leq W \leq 0.3 \end{cases} \end{aligned} \tag{38}$$

With f_1 and f_2 the eigen frequencies of the two first modes, H and W the height and width of the beam respectively. As mentioned before the reliability index is obtained by minimizing the distance between the origin of the normalized space of optimization variables and the limit state. The limit state in our study is:

$$G = \frac{T_{fatigue}}{T_{target}} - 1 ; \tag{39}$$

With $T_{fatigue}$ the fatigue life calculated with Dirlik method, and T_{target} the life service target of 2 years. The results of the optimization shown in TABLE 2 show that the method leads to an optimal design, while keeping safety conditions respected and having a reliability index of 2.9 corresponding to a failure probability of 0.0019.

TABLE 2. Results of RBDO with a life service target of 2 years

	Initial design	Optimized design
Height (mm)	100	44.298
Width (mm)	100	46.77
Cross section (mm ²)	10000	1983.221
Fatigue life (years)	46	2
Failure probability	0.0019	0.0019

In order to observe how the height and width can evolve as a function of the required life service and the RI, an optimization was made with different RI and fatigue life targets, the results are shown in FIGURES 3, 4.

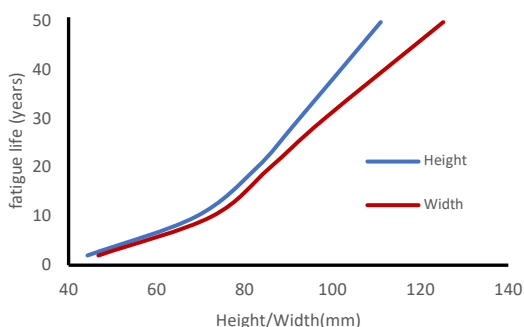


FIGURE 3. Fatigue life evolution in terms of Height and width

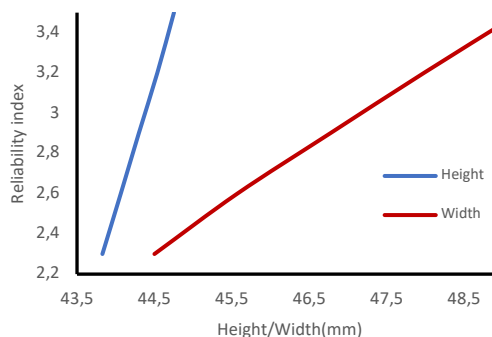


FIGURE 4. Reliability index evolution in terms of Height and width

The results in FIGURE 3 and 4, show that compared to the height of the beam, the width appears to have a smaller influence on the variation of fatigue life and RI especially for higher values of the latter. Furthermore, the fatigue life appears to vary significantly with even minor changes in the beam height and width. This implies that small alterations in the geometry of the beam can lead to significant variations in damage and ultimately affect the fatigue life of the beam. This underscores the importance of accurately considering the geometric parameters of a beam during the design and maintenance process to ensure its structural integrity and durability. Additionally, the reliability index, which provides a measure of the safety margin of the beam against failure, also exhibits sensitivity to changes in beam geometry. The different values of the reliability index in FIGURE 3, demonstrate that as the reliability index increases, indicating a higher safety margin, the width and height of the beam also increase which tends to improve the fatigue life. This suggests that higher reliability index values correspond to longer fatigue life and increased structural safety. The fluctuations in the values corresponding to 10 years fatigue life, may correspond to the uncertainties in the input parameters, as very small variations in the geometry can influence greatly the fatigue damage and therefore the fatigue life. Overall, the findings from the curves analysis highlight the critical role of beam geometry, particularly the height, in determining the fatigue life and reliability of the beam. These results contribute to the understanding of the complex relationship between beam geometry, reliability index, fatigue life, and structural safety, and underscore the importance of accurate modeling and analysis in structural engineering practices.

IV. Conclusion

The proposed approach provides different reliable designs of the cantilever beam regarding several target lifetimes under random vibrations. Moreover, the reliability-based design optimization under fatigue damage limit state reduces the structural cost while preserving its safety requirements. The method used in this study can allow an economic geometrical choice that respects reliability and safety requirements.

The reliability optimization process involves multiple calls to the mechanical model (an average of 8000). Nevertheless, the computational time is relatively short due to the simplicity of the structure. However, for more complex structures, the computational efficiency may be significantly affected. Therefore, this work can be expanded to complex structures by using surrogate models in the reliability-based design optimization process allowing to reduce the computation time.

Acknowledgments

The authors would like to express their sincere appreciation to INSA Rouen Normandie for providing financial support in the form of PhD funding.

REFERENCES

- Aoues, Y., Chateauneuf, A., 2010. Benchmark study of numerical methods for reliability-based design optimization. *Structural and Multidisciplinary Optimization* 41, 277–294.
<https://doi.org/10.1007/s00158-009-0412-2>

- Aoues, Y., Pagnacco, E., Lemosse, D., Khalij, L., 2017. Reliability-based design optimization applied to structures submitted to random fatigue loads. *Structural and Multidisciplinary Optimization* 55, 1471–1482. <https://doi.org/10.1007/S00158-016-1604-1/FIGURES/9>
- Demirel, G.I., Kayran, A., 2019. Implementation of Dirlik's damage model for the vibration fatigue analysis. *Procedia Structural Integrity* 21, 101–111. <https://doi.org/10.1016/j.prostr.2019.12.091>
- Dirlik, T., 1985. Application of computers in fatigue analysis.
- Enevoldsen, I., Sorensen, J.D., 1994. Structural safety ELSEVIER Reliability-based optimization in structural engineering .
- Fajri, A., Prabowo, A.R., Muhayat, N., Smaradhana, D.F., Bahatmaka, A., 2021. Fatigue analysis of engineering structures: State of development and achievement. *Procedia Structural Integrity* 33, 19–26. <https://doi.org/10.1016/j.prostr.2021.10.004>
- Farzana, H., Islam, Md., Bhowmik, S., 2015. Computation of Eigenvalues of the Fourth Order Sturm-Liouville BVP by Galerkin Weighted Residual Method. *British Journal of Mathematics & Computer Science* 9, 73–85. <https://doi.org/10.9734/bjmcs/2015/15370>
- F.C. Campbell, 2016. Fatigue and fracture.
- Haiba, M., Barton, D.C., Brooks, P.C., Levesley, M.C., 2005. Evolutionary structural optimization of dynamically loaded components in consideration of fatigue life, in: *Advances in Engineering Software*. Elsevier Ltd, pp. 49–57. <https://doi.org/10.1016/j.advengsoft.2004.03.022>
- Irvine, T., 2013. Steady-state vibration response of a cantilever beam subjected to base excitation revision d by 1–22.
- Lambert, S., 2007. Contribution à l'analyse de l'endommagement par fatigue et au dimensionnement de structures soumises à des vibrations aléatoires.
- Lee, J.W., Yoon, G.H., Jeong, S.H., 2015. Topology optimization considering fatigue life in the frequency domain. *Computers and Mathematics with Applications* 70, 1852–1877. <https://doi.org/10.1016/J.CAMWA.2015.08.006>
- McConnell, K.G., Varoto, P.S., 1995. *Vibration testing : theory and practice*, 2nd ed. John Wiley & Sons.
- Mršnik, M., Slavič, J., Boltežar, M., 2013. Frequency-domain methods for a vibration-fatigue-life estimation - Application to real data. *Int J Fatigue* 47, 8–17. <https://doi.org/10.1016/j.ijfatigue.2012.07.005>
- Oest, J., Lund, E., 2017. Topology optimization with finite-life fatigue constraints. *Structural and Multidisciplinary Optimization* 56, 1045–1059. <https://doi.org/10.1007/s00158-017-1701-9>
- Pagnacco, E., Lambert, S., Khalij, L., Rade, D.A., 2012. Design optimisation of linear structures subjected to dynamic random loads with respect to fatigue life. *Int J Fatigue* 43, 168–177. <https://doi.org/10.1016/j.ijfatigue.2012.04.001>
- Rackwitz, R., Fiessler, B., 1978. Structural reliability under combined random load sequences.
- S. S. Rao, 1990. *S. S. Rao - Mechanical vibrations 1990*, Addison-Wesley.
- Thomson, W.T., 1993. *Theory of Vibration with Applications, Theory of Vibration with Applications*. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-6872-2>
- Wild, G., Pollock, L., Abdelwahab, A.K., Murray, J., 2021. Need for Aerospace Structural Health Monitoring. *Int J Progn Health Manag* 12. <https://doi.org/10.36001/ijphm.2021.v12i3.2368>
- Yang, H., Wang, A., 2012. Fatigue reliability based design optimization of bending stiffener. *Journal of Ship Research* 56, 120–128. <https://doi.org/10.5957/JOSR.56.2.110033>

Statistical analysis for reliability assessment of corroded structures: A pipeline case study

Hicham Boufkhed ¹, Radouane Laggoune ¹, Emilio Bastidas-Arteaga²

¹Unité de Recherche LaMOS, Faculté de Technologie, Université de Bejaia, 06000 Bejaia, Alegria, hicham.boufkhed@univ-bejaia.dz, redouane.laggoune@univ-bejaia.dz

²Université de la Rochelle, Laboratory of Engineering Sciences for Environment, UMR CNRS 7356, 17042 La Rochelle, France, ebastida@univ-lr.fr

ABSTRACT Corrosion defects are a major concern for pipeline operators, and in-line inspections (ILI) are essential to detect and identify such defects and to optimize maintenance actions to avoid costly losses. However, it is crucial to conduct statistical analysis to estimate and monitor the corrosion evolution over time and enhance the accuracy of pipeline reliability assessments. This paper presents a statistical study of corrosion defect parameters (length and depth) obtained from ILI. The study evaluates statistical moments, considers the Pearson correlation coefficient, and determines the probability of failure using the Monte Carlo method based on the burst criterion. Moreover, we examine the influence of the coefficient of variation of corrosion defects on the probability of bursting by analyzing the sensitivity of key design parameters, such as operating pressure and the depth-to-wall thickness ratio. The paper employs a real case study of a corroded gas pipeline in Algeria to illustrate these findings. The results of this study can provide crucial information to pipeline operators to make informed decisions regarding maintenance activities throughout the pipeline's operational life.

Keywords Reliability assessment, corroded pipeline, statistical analysis, dependencies, Monte-Carlo.

I. INTRODUCTION

Pipelines are a safe and cost-effective means of transporting hydrocarbons, such as oil, natural gas, over long distances. However, they are susceptible to environmental constraints, such as corrosion, which can lead to pipeline failure. Metal loss corrosion is a primary cause of underground pipelines failure during their operational lifetime. Corrosion can occur on both the inner and outer walls of a pipe, presenting a significant challenge for pipeline operators. In-line inspections (ILI) are essential for monitoring the progression of corrosion defects over time along the pipeline, allowing for optimization of maintenance plans to anticipate any potential loss of containment (LOC) and prevent it from occurring.

Underground pipeline failure occurs through the spread of corrosion over time, with a rate variation depending on the resistivity of the soil surrounding the pipeline. In the early stages, corrosion defects effect the pipe wall when the metal loss reaches 80% of the pipe wall thickness,

causing a small leak; which is not authorized in the gas industry (Caleyo et al., 2002). The bursting occurs under the effect of the internal pressure at the location of the corrosion defects, and the rupture occurs when the through-wall defect, resulting from the burst undergoes unstable extension in the longitudinal direction.

Several studies in the past have focused on assessing the reliability of corroded pipelines based on multiple criteria and assumptions (Amaya-Gómez et al., 2019; Boufkhed et al., 2021; Zhou, 2010). Other studies have been oriented quantifying errors related to inspection tools to provide robust probabilistic models of corrosion growth and improve the accuracy of reliability assessments (Siraj, 2018; Stephens and Nessim, 2006). (Zhou and Zhang, 2016) have evaluated the impact of the model errors of burst capacity models on the reliability evaluation of corroded pipelines. The integrity assessment of corroded pipelines using dynamic segmentation and clustering has also considered (Amaya-Gómez et al. 2020). However, statistical analysis is not sufficiently investigated in past studies. For example, the investigation of the parametric estimation of corrosion defects, the effect of coefficients of variation and the correlation coefficient between defects. This analysis can enhance the accuracy of reliability assessments and ultimately optimize future maintenance actions.

In this study, a statistical analysis will be conducted on the data sample of the parameters of the corrosion defects (length, depth), obtained by the In-Line Inspection (ILI). The statistical moments will be analyzed to select a well-fitting distribution, and the correlation coefficient between the corrosion defects and their effect on the probability of failure will be estimated. Additionally, a sensitivity analysis to study the effects of the coefficient of variation of corrosion parameters, operating pressure, and depth-to-thickness ratio on the probability of failure.

II. RELIABILITY ANALYSIS

A. Limit state function

The pipeline is modeled as a series system containing of multiples corrosion defects. The failure of one segment will lead to the failure of the entire system. Corrosion that spread over time reduces the wall's resistance to the operating pressure.

The limit state function is defined as the difference between the pressure resistances P_b , and operating pressure P_o . Mathematically, it can be expressed as follows:

$$G(X) = P_b - P_o \quad (1)$$

where $G(X)$ represents the limit state (or performance) function; $G(X) \geq 0$ represents safety state, and $G(X) \leq 0$ is the failure state (i.e., burst). The probability of failure is given by:

$$P_f = P[G(X) \leq 0] = \int_{g(x) \leq 0} f(X) dx \quad (2)$$

where $f(X)$ is the joint probability density function that depends on the random variables that are involved in the limit state function -i.e., vector X . In our study, it represents the geometry of corrosion defects (i.e., depth, length, and width), pipe yield or tensile strength, operating pressure, geometric dimensions of the pipe. The computational complexity of equation (2) depends on the number of random variables and the form of limit state function. To solve this problem, we can use approximation methods such as, first and second-order reliability methods (FORM and SORM), which are based on the search for the design point, which represents the shortest distance from the origin in the normed space. Alternatively, we can use simulation methods such as the Monte Carlo method.

Several models have been proposed in the literature to evaluate the burst pressure, such as the one by Amaya-Gómez et al. (2019). For our study, the burst capacity model reported by Netto et al. (2005) is selected in this study. This widely used model only requires geometric information about the corrosion defects (depth and length), and depends on the pipe's geometry and mechanical properties (e.g., yield strength).

$$P_b(T) = \frac{(1.1\sigma_y)2t}{D} \left[1 - 0.9435 \left(\frac{d(T)}{t} \right)^{1.6} \left(\frac{L(T)}{D} \right)^{0.4} \right] \quad (3)$$

where σ_y is the yield strength, D is the diameter, t the wall thickness, d, L , is the depth, and length of corrosion defects, respectively (Figure 1).

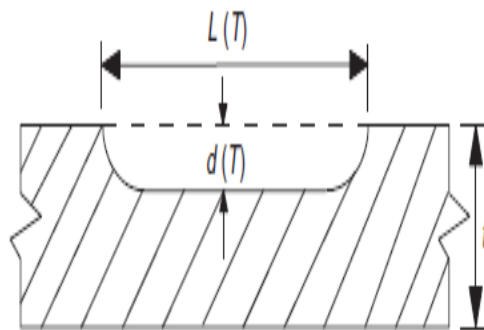


FIGURE 1. Schematic illustration of the geometry of a typical corrosion defect

B. Corrosion growth model

The model-localized corrosion reported by Ahammed and Melchers (1996), is chosen in this study. Indeed, it is well known that the underground pipelines are more subject to localized corrosion than the other forms of corrosion. In the other hand, the pipeline reliability is more sensitive to the localized corrosion than the uniform one, which tends to underestimate the failure probability. This model is described by the following equations:

$$d(T) = d_0 + V_r (T - T_0) \quad (4)$$

$$L(T) = l_0 + V_a (T - T_0) \quad (5)$$

where d_0 and l_0 represent the initial depth and length of the corrosion defect respectively, detected during the last time inspection T_0 , the V_r, V_a are radial and axial corrosion growth rate, respectively; they are given by:

$$V_r = \frac{\Delta d}{\Delta T} \quad (6)$$

$$V_a = \frac{\Delta l}{\Delta T}$$

The linear growth of the corrosion can be considered as a realistic assumption because the inspection interval is enough large to guarantee that the growth leads to a steady state rate (Ahmed and Melchers, 1996; Caley et al., 2002). In our study, the inspected interval is 9 years, as indicated in the inspection reports.

C. Variables dependencies

Pipeline reliability is influenced by the physical dependencies between the parameters considered in the model. These physical dependencies will be represented herein by the correlation coefficient (ρ), which is given by:

$$\rho = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \cdot \sqrt{n \sum_{i=1}^n y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2}} \quad (7)$$

In this study, the correlation coefficient evaluates the dependence between the corrosion parameters (length and depth) and their impact on the pipeline reliability (i.e.; probability of failure and reliability index). We use the Pearson function in MATLAB to calculate the correlation coefficient.

III. NUMERICAL APPLICATION

The case study concerns an API 5L X60 steel pipeline located in Algeria. The pipeline is 48 km long, has a diameter of 1067mm, a nominal wall thickness of 12.7mm, and maximum operating pressure (MOP) of 7MPa. The pipeline is divided into segments, with an average length of 11.7m, and it crosses various geographical areas.

An in-line inspection tool using MFL technology was used collect corrosion defects along the pipeline. This tool can detect, locate, and size corrosion defects. According to the analysis of results reported by MFL, the majority of corrosion defects are located on the outer wall of the pipe

due to deterioration of the coating layer and cathodic protection system. The inspection tools provide information on the geometry of corrosion defects, including length, width, and depth.

We carried out a Statistical analysis on the pipeline's characteristics, such as operating pressure, wall thickness, yield strength, and tensile strength, as well as the geometry of the corrosion defects, including length and depth. These characteristics are considered random variables and are characterized by their mean and coefficient of variation, as shown in Table 1. It should be noted that the corrosion evolution rates (axial and radial) have been derived from the literature. The selection of these parameters considers the pipeline's geometry, the steel of the pipeline, and the initial corrosion defects.

TABLE 1. Probabilistic characteristics of random variables for the pipeline X60 in the reliability analysis

Parameters	Unit	Distribution	Mean value	Coefficients of variation (CoV)	Source
Wall thickness (t)	mm	Normal	12.7	0.05	-
Diameter (D)	mm	Deterministic	1067	-	-
Internal pressure (P)	Mpa	Normal	4.85	0.79	-
Material yield stress σ_y	Mpa	Lognormal	476	0.07	(Seghier et al., 2018)
Ult. tensile strength σ_u	Mpa	Lognormal	576	0.08	
V_r	mm/y	Normal	0.26	0.05	(Xie and Tian, 2018)
V_a	mm/y	Lognormal	10	0.1	

We determined the probability densities from a statistical analysis on a data sample (Figures 3 and 4). We also conducted a study to determine the most suitable distribution function using the maximum likelihood estimation (MLE) method. This study and the figures above demonstrate that the generalized extreme value (GEV) distribution fits better for the corrosion data, which was validated using a Kolmogorov-Smirnov test. We also evaluated the statistical moments of the random variables of these parameters, which are presented in Table (2).

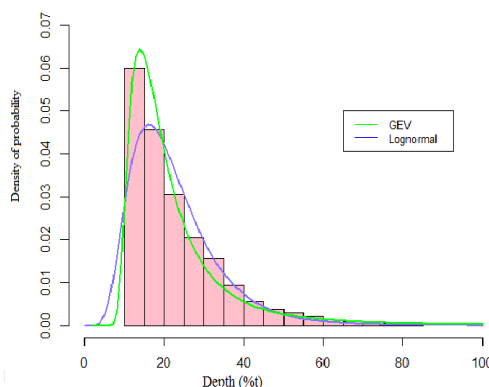


FIGURE 2. Probability density function of the corrosion depth (%t)

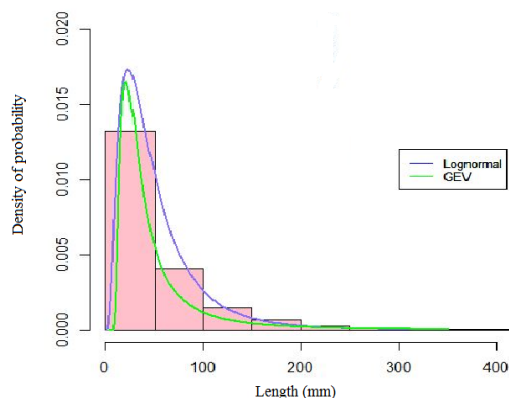


FIGURE 3. Probability density function of the corrosion length (mm)

TABLE 2. Statistical analysis for geometry defects of corrosion

Parameter	Distribution	Parameter GEV	Mean	Coefficient of variation (Cov)
Depth (mm)	GEV	$K = 0.417$ $\sigma_{GEV} = 6.171$ $\mu_{GEV} = 16.066$	3.05	0.087
Length (mm)	GEV	$K = 0.64$ $\sigma_{GEV} = 16.93$ $\mu_{GEV} = 28.60$	37.12	0.74

The correlation matrix between the corrosion parameters (depth and length) was estimated using the coefficient of Pearson and given as follows:

$$\rho_{d,L} = \begin{pmatrix} 1 & 0.4 \\ 0.4 & 1 \end{pmatrix} \tag{8}$$

In this study, the performance function given in equation (1) was generated by 10^5 Monte Carlo Simulation (MCS) method, for two cases: one where the random variables are considered independent and another where the variables are mutually dependent. The results are shown in Figure (5). Based on the results presented in Figure 5, we found that the probability of pipeline failure is close to zero for the first 10 years of service. However, it increases and eventually reaches a state of bursting or failure after 40 years of service. Additionally, we observed that the probability of failure is less significant in the case of dependent corrosion defects, compared to independent corrosion defects.

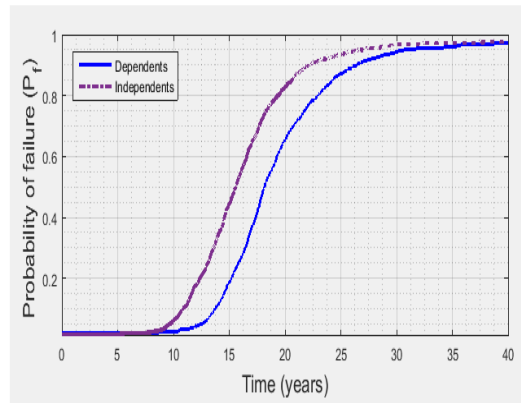


FIGURE 4. Probability of failure of the pipeline for two case, r.v independent and dependent

We also analyzed the effect of the coefficients of variation of corrosion defects (depth and length) on the probability of pipeline failure, which are presented in Figures 6 and 7. Figure 6 shows that the probability of failure is sensitive to the coefficient of variation of the depth of corrosion. For example, in 30 years, when the coefficient of variation is high, the probability of failure decreases, whereas it becomes more significant when the coefficient of variation is low.

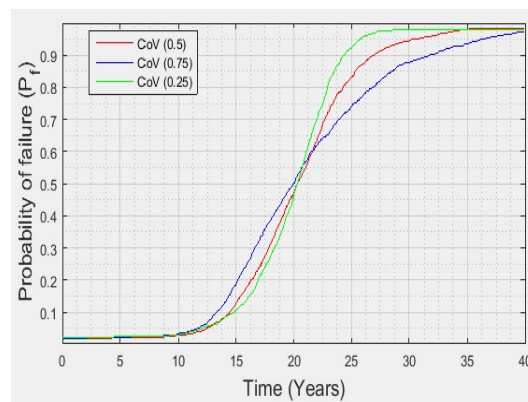


FIGURE 5. Probability of failure as function of CoV of the depth of corrosion

On the other hand, Figure 7 shows the variation of the probability of failure as a function of the coefficient of variation of the corrosion length. It should be noted that the variation of the COV of the defect length has less influence than in the previous case. Based on the previous results, it can be concluded that the COV of the depth has a greater impact on the pipeline's reliability than the defect length.

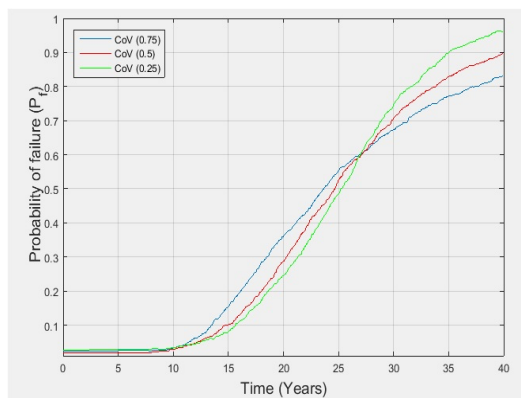


FIGURE 6. Probability of failure as function of CoV of the length of corrosion

Furthermore, the effect of different operating pressure levels on the reliability of the pipeline was also analyzed, and the results are presented in Figure 8. As depicted in this figure, it can be observed that the fluctuation in operational pressure has a notable impact on the safety of the pipeline. Additionally, as the operating pressure increases, the probability of failure also increases. In addition, the probability of failure varies with the variation of the depth/thickness ratio as shown in Figure 9. The study of the importance factors allowed us to estimate the importance of the parameters on the reliability of the pipeline. As well affirmed in this analysis, the parameters affecting pipeline safety are depth, thickness, and operating pressure. The pipeline operators must monitor these last parameters during their operational life, in order to maintain a targeted level of reliability. It is to note that these general conclusions remain valid for all underground pipelines subjected to corrosion.

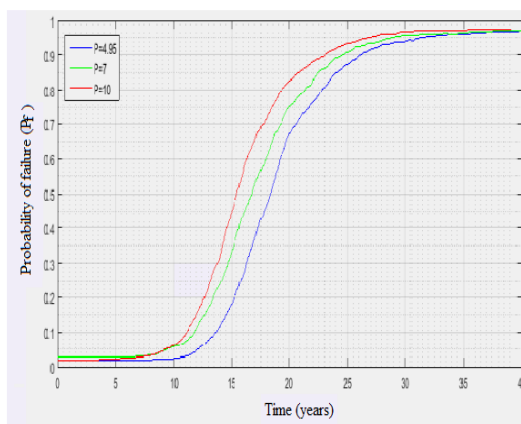


FIGURE 7. Probability of failure as function of variation on operating pressure

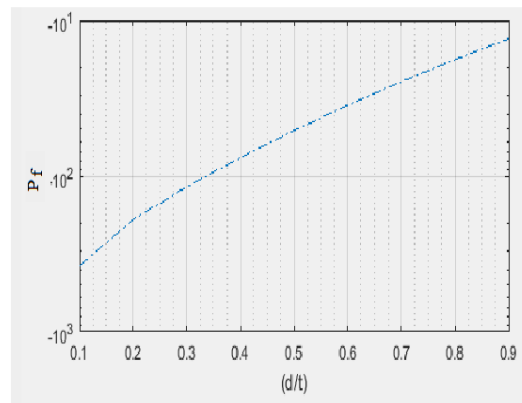


FIGURE 8. Probability of failure as function of the depth/thickness ratio

CONCLUSION

In this paper, a statistical study was carried out on a pressurized gas pipeline containing multiple corrosion defects. Based on inspection reports (ILI), statistical moments of the corrosion defects were evaluated, and the GEV distribution was found as the best fit for the corrosion defects (depth and length). The MCS method was applied to evaluate the probability of pipeline failure, considering independent and mutually dependent random variables. It has been observed that the correlation between corrosion parameters can significantly affect the reliability of the pipeline. Investigation of the coefficient of variation effects of corrosion defects on the probability of burst suggests that the coefficient of variation of defect depth has a remarkable effect on pipeline reliability in comparison with the variation of the defect length. In addition, a sensitivity analysis show that the operating pressure and the ratio of the depth/thickness significantly affect the reliability of the structure. The results of this study can provide valuable information for pipeline operators to make informed decisions about maintenance actions during the operational life of the pipeline.

REFERENCES

- Ahamed, M., 1998. Probabilistic estimation of remaining life of a pipeline in the presence of active corrosion defects. *Int. J. Press. Vessels Pip.* 75, 321–329.
- Ahamed, M., Melchers, R.E., 1996. Reliability estimation of pressurised pipelines subject to localised corrosion defects. *Int. J. Press. Vessels Pip.* 69, 267–272.
- Amaya-Gómez, R., Bastidas-Arteaga, E., Schoefs, F., Muñoz, F., Sánchez-Silva, M., 2020. A condition-based dynamic segmentation of large systems using a Changepoints algorithm: A corroding pipeline case. *Struct. Saf.* 84, 101912. <https://doi.org/10.1016/j.strusafe.2019.101912>
- Amaya-Gómez, R., Sánchez-Silva, M., Bastidas-Arteaga, E., Schoefs, F., Muñoz, F., 2019. Reliability assessments of corroded pipelines based on internal pressure – A review. *Eng. Fail. Anal.* 98, 190–214. <https://doi.org/10.1016/j.engfailanal.2019.01.064>

- Boufkhed, H., Laggoune, R., Bastidas-Arteaga, E., 2021. Reliability Assessment of Pressurized Pipelines Based on Corrosion Rates and Defect Dependencies. https://doi.org/10.3850/978-981-18-2016-8_694-cd
- Caleyo, F., González, J.L., Hallen, J.M., 2002. A study on the reliability assessment methodology for pipelines with active corrosion defects. *Int. J. Press. Vessels Pip.* 79, 77–86. [https://doi.org/10.1016/S0308-0161\(01\)00124-7](https://doi.org/10.1016/S0308-0161(01)00124-7)
- Netto, T.A., Ferraz, U.S., Estefen, S.F., 2005. The effect of corrosion defects on the burst pressure of pipelines. *J. Constr. Steel Res.* 61, 1185–1204.
- Seghier, M.E.A.B., Keshtegar, B., Elahmoune, B., 2018. Reliability analysis of low, mid and high-grade strength corroded pipes based on plastic flow theory using adaptive nonlinear conjugate map. *Eng. Fail. Anal.* 90, 245–261.
- Siraj, T., 2018. Quantification of Uncertainties in Inline Inspection Data for Metal-loss Corrosion on Energy Pipelines and Implications for Reliability Analysis. *Electron. Thesis Diss. Repos.*
- Stephens, M., Nessim, M., 2006. A comprehensive approach to corrosion management based on structural reliability methods, in: *International Pipeline Conference*. pp. 695–704.
- Xie, M., Tian, Z., 2018. Risk-based pipeline re-assessment optimization considering corrosion defects. *Sustain. Cities Soc.* 38, 746–757.
- Zhou, W., 2010. System reliability of corroding pipelines. *Int. J. Press. Vessels Pip.* 87, 587–595. <https://doi.org/10.1016/j.ijpvp.2010.07.011>
- Zhou, W., Zhang, S., 2016. Impact of model errors of burst capacity models on the reliability evaluation of corroding pipelines. *J. Pipeline Syst. Eng. Pract.* 7, 04015011.

Prédiction de la corrosion induite par des chlorures marins dans des structures en béton armé par utilisation de la méthode FORM

P. Claude^{1,2,3}, F. Duprat¹, T. de Larrard¹, J. Mai-Nhu², P. Rougeau², L. Marracci³, P. Guédon³

¹ Université de Toulouse, LMDC INSA-UPS, duprat@insa-toulouse.fr, delarrar@insa-toulouse.fr

² CERIB Epernon, P.CLAUDE@cerib.com, J.MAI-NHU@cerib.com, P.ROUGEAU@cerib.com

³ Arcadis ESG, Paris, louis.marracci@arcadis.com pascal.guedon@arcadis.com

RESUME La corrosion des armatures en acier dans les structures en béton est une cause majeure de leur détérioration. En particulier, la pénétration des ions chlorure est une problématique majeure pour la durabilité des ouvrages en béton situés en bord de mer car elle peut entraîner un développement de corrosion par piqûre. Le cas d'un quai en béton armé soumis à l'action des chlorures marins est détaillé dans cette étude. Un modèle d'élément fini spécifique (FEM) a été développé dans le but d'estimer le temps de dépassivation des armatures. Ainsi, l'étude vise à estimer la probabilité d'initiation de la corrosion lorsque la quantité de chlorure à la surface de l'armature dépasse une valeur seuil. La détermination du temps correspondant à ce dépassement, avec une probabilité prédéfinie, est une étape importante pour la maintenance d'un ouvrage. Les propriétés du béton, l'environnement externe (pression partielle de CO₂, teneur en chlorures, humidité relative) sont considérés comme des variables aléatoires dans l'étude. Afin de surmonter la charge numérique du modèle dans les calculs probabilistes, un modèle de substitution basé sur un chaos polynomial est utilisé. Une analyse de sensibilité de Sobol est effectuée sur les paramètres pour observer leur influence sur le résultat.

Mots-clefs Chlorures, initiation de la corrosion, béton armé, approche probabiliste, chaos polynomial

I. INTRODUCTION

Le béton armé est le matériau de construction le plus largement utilisé. La durabilité de ce matériau est en lien étroit avec la corrosion des aciers qu'il contient. En effet, le béton enrobe et protège les armatures métalliques contre les agressions extérieures et assure un milieu alcalin autour de la surface en acier, favorisant ainsi sa passivation (Tuutti, 1982). En effet, les phénomènes majeurs impactant la durabilité des bétons armés tels que la corrosion induite par la carbonatation ou la pénétration des ions chlorure sont influencés par les propriétés des matériaux et le dimensionnement des enrobages (L'Hostis et al., 2009). Le béton est un matériau complexe, et la variabilité de ses propriétés complexifie généralement son étude et sa modélisation.

L'impact financier de la corrosion des ouvrages dans le monde est estimé entre 2,5% et 4,5% du PIB mondial, soit 2000 milliards de dollars US par an (Moulinier, 2010). Ce point souligne la nécessité de maîtriser ce processus de dégradation afin de réduire les coûts associés à la maintenance et à la

réparation des ouvrages. De plus, la corrosion des armatures peut conduire à des problèmes de sécurité pour les utilisateurs finaux, car elle fait croître le risque de défaillance de la structure.

Les deux principaux phénomènes induisant la corrosion dans le béton armé sont liés à la diffusion d'espèces agressives, respectivement les ions chlorure et le dioxyde de carbone. Ces travaux se concentrent sur l'étude de la pénétration des ions chlorure qui peuvent détruire le film passif formé autour de l'armature (Schuessl and Lay, 2005). Les chlorures sont présents sous forme ionique dans l'environnement et pénètrent dans le béton soit par diffusion, soit par convection. Dans le béton, les chlorures interagissent avec certains hydrates de la matrice et peuvent y être fixés. Cette propriété de la matrice cimentaire, appelée capacité de liaison, peut ralentir la pénétration des chlorures dans le matériau (Hirao et al., 2005). La littérature fait état d'une fixation « physique » avec les C-S-H, et d'une fixation « chimique » issue d'une réaction avec les monosulfoaluminates de calcium hydratés (Afm) produisant ainsi des sels de Friedel.

Lorsque les ions chlorure se trouvent en quantité suffisante (concentration dite « critique ») au niveau de l'interface acier/béton, la couche passive est attaquée laissant l'acier non protégé contre la corrosion. La concentration critique à l'interface de l'armature requise pour provoquer l'initiation de la corrosion fait l'objet de nombreuses études. Les valeurs trouvées dans la littérature fluctuent entre 0,03 et 8,34 % massique (rapporté à la masse de ciment) (Angst et al., 2009).

La carbonatation est un processus physico-chimique affectant la matrice cimentaire du béton. Ce phénomène se produit en présence d'eau (nécessaire à la dissolution du dioxyde de carbone) (Turcry et al., 2014). Le dioxyde de carbone, une fois dissous, réagit avec les hydrates de la matrice cimentaire entraînant une diminution de l'alcalinité de la solution interstitielle jusqu'à, pour des pH inférieurs à 9, l'initiation de la corrosion (Schmitt, 2019).

Dans ces travaux, l'impact de la carbonatation sur les propriétés de transfert et sur capacité de fixation des ions chlorure est pris en compte. En effet, la formation de calcite liée à la consommation de portlandite, entraîne une chute de la porosité globale du matériau, impactant les autres phénomènes de transfert (Ngala and Page, 1997). De plus, la consommation d'hydrates, dont les C-S-H et les Afm, atténue la capacité de fixation des ions chlorure de la matrice cimentaire (von Greve-Dierfeld et al., 2020).

II. MODELE DE DURABILITE

SDReaM-crete est un modèle de durabilité développé conjointement par le CERIB et le LMDC (Maihnu, 2013; Schmitt, 2019). Il permet la modélisation de la carbonatation, de la pénétration des ions chlorure et de la corrosion induite par ces deux phénomènes de manière indépendante ou couplée. Les espèces considérées sont énumérées ci-dessous :

- Les hydrates de la matrice cimentaire : la portlandite (CH), les silicates de calcium (C-S-H), les monosulfoaluminates de calcium (Afm), l'ettringite (Aft)
- Les ions chlorure : chlorure libre (Cl⁻), chlorure physiquement lié (YC-S-H) et sels de Friedel (FS)
- Le dioxyde de carbone (avec la pression partielle de CO₂)
- L'eau (avec l'humidité relative)

Les équations de transfert des différentes espèces sont basées sur la seconde loi de Fick. Les équations différentielles sont résolues avec une méthode des éléments finis (MEF) effectuée sur le logiciel Comsol. D'un point de vue plus général, SDReaM-crete est un modèle composé de 45 constantes (calibration, thermodynamique, physicochimique...), 48 variables (paramètres microstructuraux, coefficients de durabilité...) et 47 équations (loi d'Arrhenius, Van Genuchten, Millington...). La cure du béton est considérée grâce à un facteur **Cu** compris entre 0.5 (défavorable) et 1 (favorable). Ce facteur impacte les 10 premiers millimètres du béton en réduisant les quantités d'hydrates, augmentant la porosité et la perméabilité liquide lorsque la cure est défavorable. Son calage est basé sur les travaux de (Mai-Nhu, 2013) et de (Lion and Sanahuja, 2018) et considère le séchage des pores.

La complexité du modèle et le temps de calcul nécessaire à son fonctionnement, pouvant aller jusqu'à quelques heures, rendent son utilisation impossible dans le contexte d'une approche probabiliste. L'une des solutions existantes à ce problème est l'utilisation d'un modèle subsidiaire basé sur les résultats obtenus avec le modèle initial. Dans ce travail, la création d'un méta-modèle est réalisée à l'aide d'une méthode de chaos polynomial.

III. ETUDE DE CAS

L'objectif de ces travaux est la prédiction de la durabilité d'éléments en béton armé immergés dans l'eau de mer ou se situant en zone de marnage. Les environnements considérés correspondent respectivement aux classes d'expositions XS2 et XS3 définies dans la norme NF EN 206+A2/CN. Un modèle de substitution est donc défini pour la modélisation de ces deux types d'environnements.

La température T est décrite par une fonction sinusoïdale simple permettant une variation ΔT (prise constante et égale à 10 °C) autour d'une valeur moyenne μ_T . Une variation de température annuelle est considérée.

Des variations de l'humidité relative et de la pression partielle de CO₂ doivent être prises en compte pour considérer des parties d'ouvrages en zone de marnage. Une fonction sinusoïdale est aussi considérée pour l'humidité relative (HR , voir **Equation (1)**), cette fois en considérant une période de variation P_v , exprimée en année, comme variable aléatoire. Le temps t est exprimé en année.

$$HR(t) = \mu_{HR} + \Delta_{HR} \cdot \sin\left(\frac{t}{P_v}\right) \quad (1)$$

De par la nature des équations de transferts (qui intègre l'équation de Millington pour la résistance à la diffusion), la diffusion du CO₂ devient négligeable lorsque l'humidité relative approche les 100 %. Lors de la considération de béton en immersion continue, Δ_{HR} est pris égale à 0 %, et μ_{HR} égale à 100 %, empêchant par la même occasion la pénétration du CO₂ dans le matériau et sa carbonatation.

IV. META-MODEL

A. Sélection des paramètres d'entrée et de sortie

Un total de 7 paramètres environnementaux et de 9 paramètres matériaux sont considérés (voir **Tableau 1**).

TABLEAU 1. Définitions des différents paramètres d'entrée du modèle de substitution.

	Paramètre	Unité	Minimum	Maximum
Matériaux	Porosité (ϕ)	-	0,05	0,22
	$E_{\text{eff}}/L_{\text{tot}}$ (E/L)	-	0,35	0,65
	Coefficient de diffusion (D_{Cl^-})	$\text{m}^2.\text{s}^{-1}$	10^{-15}	10^{-10}
	Facteur de cure (C_u)	-	0,5	1
	Facteur de vieillissement (α)	-	0	1
	Portlandite (CH)	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$ de béton	100	2000
	C-S-H (CSH)	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$ de béton	200	2500
	Ettringite (Aft)	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$ de béton	25	600
	Monosulfoaluminates (Afm)	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$ de béton	25	600
Environnementaux	Temps d'exposition (T_{ps})	Année	1	100
	Température annuelle (T)	Kelvin	273	303
	Concentration en Cl^- (C_{Cl^-})	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$	300	800
	Concentration critique (C_{crit})	$\text{mol}.\text{m}^{-3}$	40	440
	Humidité relative (HR)	%	60	100
	Variation d' HR (Δ_{HR})	%	0	40
	Période de variation (P_v)	Année	0,0548	1

Afin de permettre l'apprentissage du modèle de substitution, une méthode d'échantillonnage par hypercube latin est utilisée pour créer la base de données destinées aux calculs. L'objectif est de couvrir efficacement l'ensemble des domaines à 15 dimensions définies par les bornes du **tableau 1** pour le modèle de substitution. Des distributions uniformes sont choisies.

Le méta-modèle défini permet l'obtention de deux sorties différentes :

- Un champ de valeurs (unidimensionnel) correspondant à la concentration en ions chlorure libres à différentes profondeurs (chaque mm de 10 à 80 mm) pour un temps donné. Cette sortie va permettre l'établissement du profil de chlorure au temps de l'inspection réalisée sur l'ouvrage, et d'estimer les valeurs de D_{Cl^-} pour chaque béton.
- La valeur de profondeur maximale (mm) ou la concentration en ions chlorure dans le matériau dépasse la valeur de C_{crit} . Cette sortie sera utilisée pour l'approche probabiliste où la valeur de $(C_{\text{crit}} - C_{\text{Cl}^-})$ servira de critère de dépassivation.

La validation du modèle s'effectuera donc sur ces deux sorties, menant à l'obtention de deux coefficients de détermination, minimal et moyen, pour le champ de concentration, et à un troisième coefficient de détermination pour la valeur ponctuelle servant de critère de dépassivation.

B. Chaos polynomial

Le module Python OpenTURNS est utilisé pour la création du modèle de substitution par chaos polynomial. Le fonctionnement global de l'algorithme développé est décrit dans cette section.

Tout d'abord, la base de données des résultats est divisée aléatoirement en deux sous-ensembles : le premier (75%, 1182 sets de données) sert à calculer les coefficients inconnus du méta-modèle. Le second (25%, 394 sets de données) est dédié à la validation du méta-modèle en comparant les résultats obtenus avec le modèle de substitution et le modèle original.

L'objectif du chaos polynomial est de calculer la réponse d'une variable de sortie aléatoire (Y) en fonction de paramètres d'entrée ($X = \{x_1 \dots x_m\}$) par l'expression générale **Equation 2**.

$$Y = \sum_{\alpha \in N^m} a_{\alpha} \psi_{\alpha}(X) \quad (2)$$

ψ_{α} représente le polynôme multivarié constituant l'espace probabiliste associé aux paramètres d'entrée et a_{α} les coefficients appartenant aux nombres réels (Blatman and Sudret, 2011).

Dans ce travail, les polynômes de Legendre sont utilisés. Cette famille de polynômes spécifique est associée aux distributions uniformes des données d'entrée, ce qui est le cas pour ce travail du fait que l'échantillonnage par hypercube latin a été défini comme tel dans ces travaux (McClarren, 2018). La détermination de a_{α} est effectuée par méthode des moindres carrés. Enfin, une méthode de chaos creux est employée, consistant à éliminer les polynômes ayant peu d'impact sur le résultat, au fur et à mesure de la phase d'apprentissage du modèle (Blatman and Sudret, 2011). La valeur retenue pour le degré maximal du modèle de substitution est de 4.

Pour mesurer la performance du modèle obtenu, le deuxième sous-ensemble de données est utilisé. Une méthode de validation croisée appelée "leave-out one" permet de déterminer le coefficient Q2 qualifiant la capacité de généralisation du modèle de substitution. La valeur de Q2 est comprise entre 0 et 1. Plus sa valeur est élevée et meilleure est la performance du modèle. Dans le cas du méta-modèle de cette étude, les valeurs de 0,88 et 0,94 sont obtenues pour l'établissement du champ de concentration et correspondent respectivement à la valeur de Q2 minimale et moyenne. Enfin, un Q2 de 0,96 est obtenu pour l'établissement de la valeur ponctuelle correspondant à la profondeur maximale où $[CI^-]$ dépasse celle de C_{crit} .

Les faibles valeurs de coefficients de détermination obtenues pour le champ de concentration peuvent s'expliquer par le grand nombre de résultats calculés. En effet, il est plus difficile d'estimer la concentration en chlorures à certaines profondeurs pour le modèle. C'est essentiellement le cas pour les faibles profondeurs (inférieures à 20mm) du fait de la grande variation associée au phénomène convectif. Cet aspect explique les valeurs minimale et moyenne de 0,88 et 0,94, mais n'est pas problématique pour l'estimation de la concentration à des profondeurs plus importantes.

C. Analyse de sensibilité

L'analyse de sensibilité de Sobol permet de mettre en évidence de différente façon l'influence des paramètres sur les sorties du modèle (Damblin and Ghione, 2021). Le calcul de l'indice de premier ordre permet d'observer l'influence d'un paramètre seul sur le résultat, tandis que l'indice d'ordre total montre l'influence d'un paramètre et de ses interactions avec le reste des entrées. Ces indices sont calculés ici et représentés sur la **Figure 1**. La sortie considérée ici est la valeur d'enrobage

maximale pour laquelle $[Cl^-]$ est supérieure à C_{crit} puisqu'il n'est pas possible de calculer directement les valeurs des indices sur l'ensemble du champ de concentration.

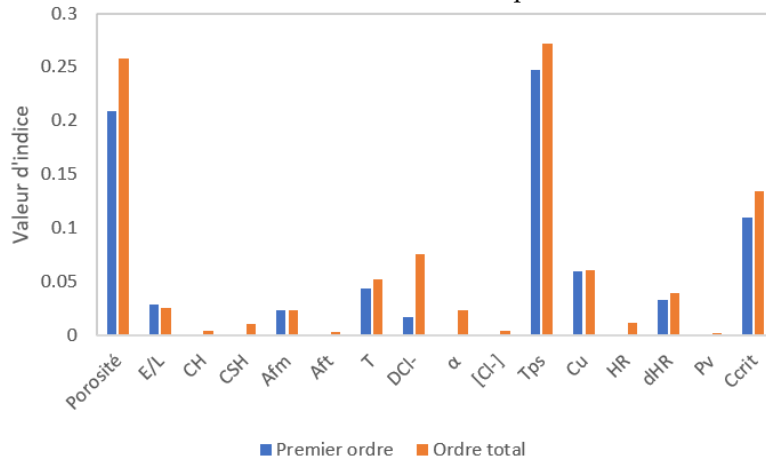


FIGURE 1. Indices de Sobol de premier ordre et totaux obtenus pour le modèle de substitution.

V. DERMINATION DE LA FIABILITE

La méthode de fiabilité d'ordre 1 (FORM) est utilisée pour calculer la probabilité de défaillance (Benjamin, 1980):

$$P_f = P(g(X, d) \leq 0) = \int_{D_f} f_X(x) dx \tag{3}$$

où X est le vecteur aléatoire d'entrée, $f_X(x)$ la fonction de densité de probabilité conjointe, $g(X, d)$ la fonction d'état limite du modèle et d un vecteur déterministe. Le domaine de défaillance D_f est défini tel que $D_f = \{X \in \mathbb{R}^n / g(X, d) \leq 0\}$.

Dans le cas de ce travail, le critère de défaillance g est exprimé avec l'inéquation $C_{crit} - [Cl^-] \leq 0$.

VI. APPLICATION SUR OUVRAGE

A. Choix des distributions

Les données utilisées pour les simulations proviennent d'inspections réalisées sur un port situé en France, soumis à un accord de confidentialité. Des mesures sont réalisées dans quatre zones : deux zones immergées en permanence et deux zones soumises au marnage. L'hypothèse que des dosages en ciment de 340 kg/m³ ont été utilisés pour l'ensemble des bétons est faite. Les natures de ciments de chaque partie d'ouvrage ont été déterminées par analyses au MEB et correspondent à un CEM V/A S-V pour P1xS3, un CEM I pour P1xS2 et un CEM III/B pour P2xS2 et P2xS3. L'incertitude liée à ce type de mesure est considérée au travers des écarts-types des hydrates dans le cadre de l'approche probabiliste. Ces données matériaux permettent l'estimation des données d'entrée du modèle de substitution grâce à l'utilisation de différents modèles de la littérature (voir le Tableau 2). Des dosages en ions chlorure libres à différentes profondeurs, réalisés après 41 ans d'expositions,

permettent l'estimation des coefficients D_{cl} par dichotomie avec l'aide du modèle de substitution (voir la **Figure 2**). Pour cette étape qui consiste à réaliser des calculs déterministes, les paramètres moyens donnés dans les **Tableaux 2** et **3** sont utilisés. Les données d'entrée ont été déterminées par application de modèles ((*Kolani et al., 2012; Powers, 1948*)), dans des documents d'archives, par des profils de chlorures ou par application d'une formule issue du FD P 18-480 pour le facteur de vieillissement α (voir **Equation (4)**).

$$\alpha = 0,3 + \min(0,2S; 0,15) + \min(1,1FA; 0,3) + \min(1,1SF; 0,1) + \min(1,1MK; 0,1) \quad (4)$$

Avec S , FA , SF et MK les pourcentages massiques de laitier, cendres volantes, fumée de silice et métakaolin dans le liant.

TABLEAU 2. Valeurs moyennes des paramètres matériaux estimées pour les différentes zones de l'ouvrage.

	S	FA	CH	CSH	Afm	Aft	$Porosité$	E/L	D_{cl}	α
Unité	%	%	mol/m ³ de béton			-	-	-	10 ⁻¹² m ² /s	-
P1_{XS2}	0	0	1053	1575	390	294	0,170	0,59	8	0,3
P2_{XS2}	60	0	327	1784	218	197	0,139	0,50	5	0,42
P1_{XS3}	22	22	162	1621	116	133	0,112	0,47	0,4	0,59
P2_{XS3}	60	0	336	1797	221	201	0,140	0,51	1	0,42

La **Figure 2** montre qu'une zone de convection se forme dans le modèle, peu importe le type d'environnements (XS2 ou XS3) considéré. D'un point de vue mathématique, ce défaut est sûrement dû à des difficultés d'apprentissages liées à la considération du phénomène convectif lorsque des variations hydriques sont présentes. Cependant, des comportements similaires sont parfois observés avec des mesures expérimentales sur ouvrages. C'est le cas de certaines données récoltées dans le projet national PerfDuB (*Godart and Dierkens, 2022*)

Les paramètres environnementaux sont calibrés sur des mesures d'une station météo située à proximité de l'ouvrage. Enfin, le temps (Tps) et l'enrobage (ENR) sont considérés comme des paramètres déterministes.

TABLEAU 3. Distributions des différents paramètres utilisés pour les simulations.

Paramètres	Distribution	Paramètres	Distribution XS2	Distribution XS3
$Porosité (-)$	$N(\mu_p, \sigma = 0,025)$	$T (K)$	$N(\mu = 290, \sigma = 5)$	
$E/L (-)$	$N(\mu_p, \sigma = 0,025)$	$C_{cl} (mol/m^3)$	$N(\mu = 561, \sigma = 50)$	
$CH (mol/m^3)$	$N(\mu_p, \sigma = 50)$	$HR (%)$	$C = 0.98$	$N(\mu = 0,7, \sigma = 0,1)$
$CSH (mol/m^3)$	$N(\mu_p, \sigma = 100)$	$dHR (%)$	$C = 0$	$N(\mu = 0,2, \sigma = 0,1)$
$Afm/Aft (mol/m^3)$	$N(\mu_p, \sigma = 25)$	$Pv (an)$	$C = 365$	$N(\mu = 40, \sigma = 10)$
$D_{cl} (m^2/s)$	$N(\mu_p, \sigma = 10^{-13})$	$C_{crit} (mol/m^3)$	$N(\mu = 100, \sigma = 50)$	
$\alpha (-)$	$N(\mu_p, \sigma = 0,05)$	$Cu (-)$	$U(\min = 0,9, \max = 1)$	

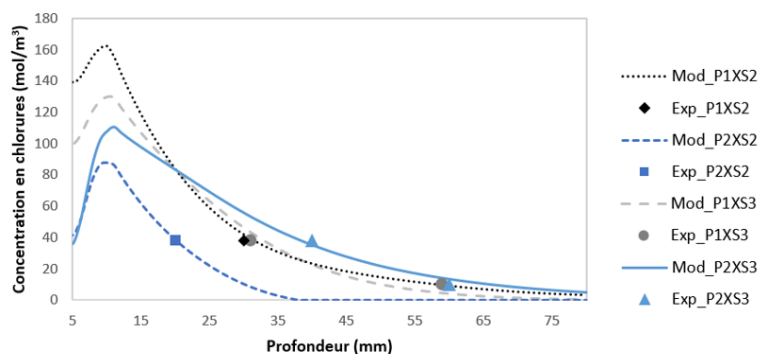


FIGURE 2. Résultats déterministes obtenus avec le modèle de substitution et lors de l'inspection des différentes parties de l'ouvrage après 41 ans d'expositions.

B. Calculs de fiabilité

Les calculs probabilistes réalisés consistent à estimer la probabilité de dépassivation pour un temps d'exposition de 100 ans et différentes valeurs d'enrobages. Les résultats obtenus pour les quatre zones de l'ouvrage sont exposés sur la **Figure 3**.

Il est possible de voir que les pièces exposées à un environnement XS3 mènent à des probabilités de dépassivation plus élevées. Cet aspect est en effet attendu à cause de l'action du phénomène convectif sur le transport des ions chlorure. L'écart entre les valeurs obtenues pour P1XS3 et P2XS3 s'explique essentiellement par l'écart des valeurs de nature du liant, de porosité, E/L et de D_{Cl} . Les différences des mêmes paramètres expliquent les valeurs plus élevées obtenues pour la pièce P1XS2 par rapport à P2XS2. En fixant un indice de fiabilité β de 1,5 (équivalant à une probabilité de dépassivation de 6,67 %) comme valeur seuil, il est possible de définir les valeurs limites d'enrobages ($Elim$) affichées sur la **Figure 3**. Dans le cadre d'une inspection de la structure, si des valeurs d'enrobages inférieurs à ces valeurs limites étaient identifiées, il pourrait être décidé d'effectuer des actions de maintenance préventives pour prévenir la dépassivation des armatures.

TABLEAU 4. Valeurs et sens des variations associées à chaque paramètre pour P2XS3.

Paramètres	Sens	Variation abs (%)	Paramètres	Sens	Variation abs (%)
Porosité (-)	+	92,92	T (K)	+	25,89
D_{Cl} (m^2/s)	+	42,46	Cu (-)	-	29,70
E/L (-)	+/-	4,11/10,67	Tps (an)	+	15,9
A_{fm} (mol/m^3)	-	3,03	dHR (%)	+	11,65
α (-)	-	2,67	HR (%)	+	11,42
A_{ft} (mol/m^3)	+	0,71	C_{crit} (mol/m^3)	-	31,10
CSH (mol/m^3)	+	0,49	$[Cl^-]$ (mol/m^3)	+	1,20
CH (mol/m^3)	+	0,37	Pv (an)	-	0,72

Les variations absolues de la probabilité de dépassivation associées à la variation de différents paramètres sont étudiées pour la pièce P2XS3 (voir **Tableau 4**). Les paramètres sont considérés un à un et les probabilités de dépassivation sont calculées sur l'ensemble des plages de données définies dans le **Tableau 1**. Le sens de variation de la probabilité de dépassivation avec l'augmentation de chaque paramètre est défini, ainsi que la variation absolue obtenue.

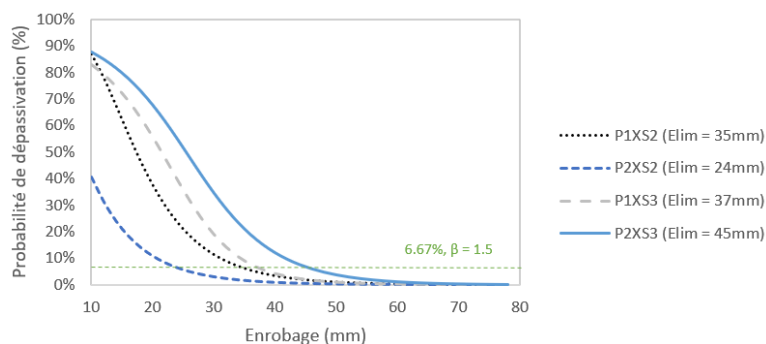


FIGURE 3. Evolution de la probabilité de dépassivation associée à chaque pièce en fonction de l'enrobage considéré (Tps = 100 ans).

Ces derniers calculs montrent les limites de l'analyse de sensibilité réalisée par le calcul des indices de Sobol. En effet, les indices de Sobol permettent une estimation de l'impact des paramètres sur l'ensemble du domaine de construction du modèle de substitution, ce qui ne rend pas obligatoirement compte de leurs impacts dans un cas précis. Pour cette raison, certains paramètres comme le coefficient de diffusion des ions chlorure (D_{Cl^-}), le facteur de cure (Cu) et la température (T) sont associés à des impacts plus grands dans le **Tableau 4** que sur la **Figure 1**.

Il est possible de s'interroger sur la cohérence de certaines valeurs obtenues par rapport à la physique considérée. Le cas du paramètre $[Cl^-]$ qui possède un très faible impact peut notamment soulever quelques questions quant à la capacité du modèle à représenter le phénomène avec grande précision. Si le modèle représente bien la réalité, alors une intention particulière doit être portée par les maîtres d'ouvrages sur la formulation du béton d'enrobage, afin de contrôler les paramètres les plus influents sur la probabilité de dépassivation.

VII. CONCLUSION

Dans cet article, un modèle de substitution est établi à partir d'un modèle de durabilité résolu par éléments finis en utilisant un chaos polynomial creux d'ordre 4. Le méta-modèle créé est capable de calculer la probabilité d'initiation de la corrosion (avec un coefficient de détermination de 0,96) ainsi que le profil de concentration des ions chlorure (avec un coefficient de détermination moyen de 0,94 et minimum de 0,88) pour des pièces en béton armé immergées en permanence ou en zone de marnage. Les indices de Sobol calculés lors de l'analyse de sensibilité montrent que les paramètres d'entrée du modèle qui ont l'impact le plus important sur la probabilité d'initiation sont : le temps d'exposition (Tps), la porosité et la valeur limite de concentration en ions chlorure provoquant la dépassivation (C_{crit}). Une seconde étude de variation effectuée pour le cas spécifique d'une partie d'ouvrage maritime en zone de marnage montre que certains des autres paramètres peuvent aussi avoir un impact non négligeable, à savoir le coefficient de diffusion des ions chlorure (D_{Cl^-}), la cure du béton (représentée par le facteur de cure Cu) et la température (T). Enfin, une démarche probabiliste est mise en œuvre à l'aide de la méthode FORM (First Order Reliability Method) pour quatre zones d'un ouvrage maritime exposées à des environnements XS2 et XS3. L'estimation d'enrobage limite pour un temps de 100 ans est alors réalisée, en considérant un indice de fiabilité d'une valeur de 1,5 (probabilité de dépassivation de 6,67%).

REFERENCES

- Angst, U., Elsener, B., Larsen, C.K., Vennesland, Ø., 2009. Critical chloride content in reinforced concrete — A review. *Cem. Concr. Res.* 39, 1122–1138. <https://doi.org/10.1016/j.cemconres.2009.08.006>
- Benjamin, J.R., 1980. The basics of structural reliability. *Nucl. Eng. Des.* 60, 3–9.
- Blatman, G., Sudret, B., 2011. Adaptive sparse polynomial chaos expansion based on least angle regression. *J. Comput. Phys.* 230, 2345–2367. <https://doi.org/10.1016/j.jcp.2010.12.021>
- Damblin, G., Ghione, A., 2021. Adaptive use of replicated Latin Hypercube Designs for computing Sobol' sensitivity indices. *Reliab. Eng. Syst. Saf.* 212, 107507. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2021.107507>
- Godart, B., Dierkens, M., 2022. PN PerfDuB - Synthesis Report of GT2a - Analysis of Data obtained on existing structures.
- Hirao, H., Yamada, K., Takahashi, H., Zibara, H., 2005. Chloride Binding of Cement Estimated by Binding Isotherms of Hydrates. *J. Adv. Concr. Technol.* 3, 77–84. <https://doi.org/10.3151/jact.3.77>
- Kolani, B., et Al., 2012. Hydration of slag-blended cements. *Cem. Concr. Compos.* 34, 1009.
- L'Hostis, V., et Al. 2009. Characterization of long-term corrosion of rebars embedded in concretes sampled on French historical buildings aged from 50 to 80 years. *Mater. Corros.* 60, 93–98.
- Lion, M., Sanahuja, J., 2018. Perméabilité à l'eau des bétons : développement d'une méthode alternative par séchage.
- Mai-Nhu, J., 2013. Corrosion des armatures du béton : couplage carbonatation-chlorures en présence de cycles hydriques.
- McClarren, R.G., 2018. Stochastic Projection and Collocation, in: McClarren, R.G. (Ed.), *Uncertainty Quantification and Predictive Computational Science: A Foundation for Physical Scientists and Engineers*. Springer International Publishing, Cham, pp. 189–254. https://doi.org/10.1007/978-3-319-99525-0_9
- Moulinier, F., 2010. Combien coûte la corrosion ? *Tech. Sci. Méthodes* 26–38.
- Ngala, V.T., Page, C.L., 1997. Effects of carbonation on pore structure and diffusional properties of hydrated cement pastes. *Cem. Concr. Res.* 27, 995–1007. [https://doi.org/10.1016/S0008-8846\(97\)00102-6](https://doi.org/10.1016/S0008-8846(97)00102-6)
- Powers, T.C., 1948. A discussion of cement hydration in relation to the curing of concrete. *Highw. Res. Board Proc.* 27.
- Schiessl, P., Lay, S., 2005. 4 - Influence of concrete composition, in: Böhni, H. (Ed.), *Corrosion in Reinforced Concrete Structures*, Woodhead Publishing Series in Civil and Structural Engineering.
- Schmitt, L., 2019. Durabilité des ouvrages en béton soumis à la corrosion: optimisation par une approche probabiliste.
- Turcry, Ph., Oksri-Nelfia, L., Younsi, A., Aït-Mokhtar, A., 2014. Analysis of an accelerated carbonation test with severe preconditioning. *Cem. Concr. Res.* 57, 70–78.
- Tuutti, K., 1982. Corrosion of steel in concrete. *Swed. Cem. Concr. Res. Inst.*
- Von Greve-Dierfeld, et Al., 2020. Understanding the carbonation of concrete with supplementary cementitious materials: a critical review by RILEM TC 281-CCC. *Mater. Struct.* 53, 136.

Fiabilité et viabilité de polymères renforcés de fibres de lin pour la réparation d'ouvrages en béton armé

David Bigaud¹, Hassen Riahi¹, Karim Benzarti²

¹ Univ Angers, LARIS, SFR MATHSTIC, F-49000 Angers, david.bigaud@univ-angers.fr et hassen.riahi@univ-angers.fr

² Navier Lab, Univ Gustave Eiffel, ENPC, CNRS, F-77447 Marne-la-Vallée, karim.benzarti@univ-eiffel.fr

RESUME Les polymères renforcés de fibres (PRF) à base de fibres de carbone ou de verre sont des solutions efficaces pour la réparation des ouvrages de génie civil. Afin d'apporter une solution plus responsable sur le plan environnemental, nous étudions la durabilité et la fiabilité de PRF à base de fibres de lin (PRF-L). Une campagne d'essais de dégradation accélérée à deux facteurs, température et humidité, sur une période de trois ans a été menée. Des modèles de dégradation des caractéristiques en traction, cisaillement et arrachement considérant la compétition de deux mécanismes physiques sont développés. Sur cette base, les coefficients de réduction environnementale et de sécurité, présents dans le formalisme de trois guides de conception internationaux, sont calibrés en tenant compte de l'influence des conditions climatiques. La conclusion majeure consiste à démontrer la comparabilité des coefficients de réduction environnementale des PRF-L par rapport aux fibres de carbone et de verre.

Mots-clefs Composites, Fibres de lin, Fiabilité, Renforcement, Béton armé

I. INTRODUCTION

Les polymères renforcés de fibres (PRF), à base de fibres de carbone (PRF-C) ou de verre (PRF-V), sont utilisés depuis près de 30 ans [1] pour la réparation ou le renforcement d'ouvrages du génie civil. Cependant, la fabrication de ces matériaux a une forte empreinte environnementale. Afin de proposer une autre option, certains travaux s'intéressent au potentiel des PRF à fibres naturelles [2]. Ces travaux sont consacrés principalement à l'amélioration de la formulation des PRF et des performances à court terme de ces matériaux alternatifs. Encore peu sont consacrés à l'étude de leurs propriétés à long terme. Les fibres de lin sont connues pour présenter de bonnes propriétés mécaniques spécifiques [3], sont largement disponibles en Europe et le sont encore plus dans les régions tempérées et subtropicales. Cependant les PRF à fibres de lin (PRF-L) ont une résistance et une rigidité plus faibles que les solutions basées sur des fibres synthétiques. Pour considérer la fibre de lin comme une alternative viable, il est nécessaire d'étudier le comportement des PRF-L sous les contraintes typiques auxquelles sont soumis les ouvrages de génie civil en service. L'extension attendue de leur durée de vie après renforcement par PRF est de plusieurs années – 20 à 100 ans - et le maintien de la capacité de renforcement sur cette durée dépend évidemment des propriétés à long terme des PRF utilisés. Il n'existe pas de retour d'expérience d'une ou deux décennies sur les PRF-L et il est impensable de réaliser des essais sur de longues durées. Une autre voie est de réaliser des essais accélérés en aggravant un ou plusieurs facteurs influençant la vitesse du vieillissement sous conditions environnementales. Des études antérieures ont montré que les PRF soumis à des

conditions de vieillissement hygrothermique peuvent subir divers processus de dégradation, avec des effets antagonistes ou synergiques sur les propriétés physiques et mécaniques du PRF [4]. Il est difficile alors d'établir un modèle de dégradation des performances qui intègre les effets des paramètres d'accélération, car les influences de ces derniers peuvent être non linéaires, ou les effets du couplage peuvent être variables en fonction du niveau des paramètres. Pour capturer toutes ces influences, compte tenu du temps d'expérimentation et pour des raisons d'optimisation économique, un plan de Hoke D1 à deux facteurs a été utilisé ici pour déterminer le modèle de dégradation qui, une fois caractérisé, permet de calibrer les coefficients de réduction environnementale et de sécurité que l'on retrouve dans trois codes de dimensionnement.

II. ESSAIS DE DÉGRADATION ACCÉLÉRÉS SUR LES PRF-L

A. Matériaux et conditions d'essais

Un vaste programme expérimental a été mené dans le cadre du projet ANR MICRO (ANR-15-CE22-0007-04). Le PRF-L de l'étude est un tissu unidirectionnel (UD) de fibres de lin, imprégné d'une matrice époxy biosourcée, fourni par la société française Groupe Depestele. La matrice époxy est un système bi-composant composé d'une résine biosourcée à 30% d'éther-DGEBA et d'un agent de durcissement amine 100% biosourcé dérivé du cardanol. Différents types de spécimens ont été fabriqués pour le programme expérimental réalisé par Chlela [5]:

- Des plaques composites UD en lin/bio-époxy, incorporant deux couches de tissus en fibres de lin de 200 g/m², ont été préparées en utilisant la technique de stratification au contact. Les échantillons sont découpés dans ces plaques pour des essais de traction et de cisaillement par flexion trois-points rapprochés.
- Des dalles de béton renforcées par des PRF-L ont également été préparées pour des essais d'adhésion (par arrachement des PRF-L de leur support en béton).

Tous les spécimens (plaques et dalles) ont été divisés en 7 séries placées dans des environnements différents, correspondant soit à des conditions accélérées (6 séries), soit à des conditions de vieillissement naturel (1 série). Les six conditions de vieillissement accéléré ("AAi" pour Accelerated Ageing) sont désignées par AA1 (20°C ; 50% d'humidité relative - HR), AA2 (20°C ; immergé), AA3 (60°C ; 50% HR), AA4 (40°C ; immergé), AA5 (60°C ; 75% HR) et AA6 (60°C ; immergé). Les températures de transition vitreuse des PRF-L après conditionnement à 40°C et 60°C sont évaluées à 70°C et 80°C respectivement après trois mois. Le vieillissement naturel d'échantillons de PRF-L, dans des conditions de vieillissement extérieur, a été entrepris à Lyon par le LMC². Les relevés climatologiques indiquent une température annuelle moyenne de 12,8°C et une humidité relative moyenne de 72,5%.

B. Essais

80 plaques rectangulaires en PRF-L et 40 dalles en béton armé avec PRF-L ont été préparées et conditionnées dans des chambres climatiques et des bains thermostatiques. Une totalité de 76 essais de traction (pour la capacité ultime en traction F_f et la rigidité tangentielle en traction K_f), 126 essais sur poutre courte (pour la résistance en cisaillement V_c) et 124 essais d'arrachement (résistance σ_p) ont été réalisés. Plus de détails sur les processus de test sont décrits dans [6].

C. Résultats des essais accélérés

Dans les figures 1a à 1d sont représentées les évolutions des différents indicateurs de performance normalisés autour de leur valeur moyenne initiale. Les points expérimentaux sont reliés entre eux par des courbes continues (en pointillés). Les courbes en traits épais sont obtenues par application du modèle utilisé dans l'étape de pré-traitement des données (équations 1a-c) qui permet, par sa forme, de reproduire un des trois profils typiques présentés dans la figure 2. Le premier profil correspond à une augmentation initiale de la performance suivie d'une dégradation différée après un pic (profil A). Ce profil est considéré comme représentatif, par exemple, de la force de traction F_f dans les conditions de vieillissement non immergées (voir la courbe en trait épais jaune de la figure 1a). Le deuxième profil (B) montre une diminution initiale des performances suivie d'une augmentation avant une nouvelle diminution. Un exemple de ce profil peut être trouvé dans la figure 1d pour la résistance à l'arrachement σ_p dans des conditions de vieillissement en immersion (voir la courbe en trait épais vert de la figure 1d). Ce phénomène, diminution-augmentation-diminution, a également été observé par Mukhtar *et al.* [7] pour la performance d'adhésion PRF-béton dans des conditions hygrothermiques accélérées. Le troisième profil correspond à un déclin continu des performances (C). Ce profil est représentatif pour la résistance au cisaillement V_c dans des conditions de vieillissement immergé (voir la courbe en trait épais bleu de la figure 1c).

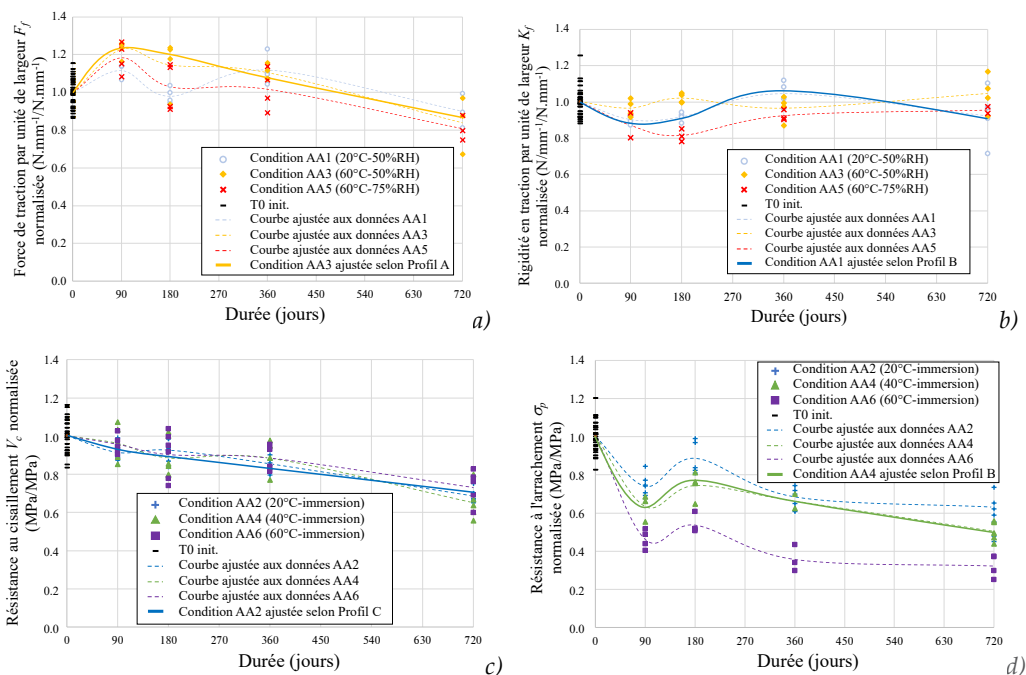


FIGURE 1. Résultats des essais de vieillissement accéléré sur (a) F_f puis (b) K_f pour des conditions non immergées AA1, AA3, AA5 - (c) V_c puis (d) σ_p pour des conditions immergées AA2, AA4, AA6.

Une telle variété de profils de dégradation n'était pas envisagée, néanmoins, il faut tirer le meilleur parti de ces données brutes pour définir un modèle de prédiction de durée de vie pour diverses conditions environnementales. Le défi est de trouver un formalisme mathématique unique qui puisse s'adapter, par l'estimation de ses paramètres, aux trois profils observés. Deux mécanismes de vieillissement concurrents seront considérés pour rendre compte des observations, et seule la partie associée à la dégradation sera retenue pour la prédiction de la durée de vie.

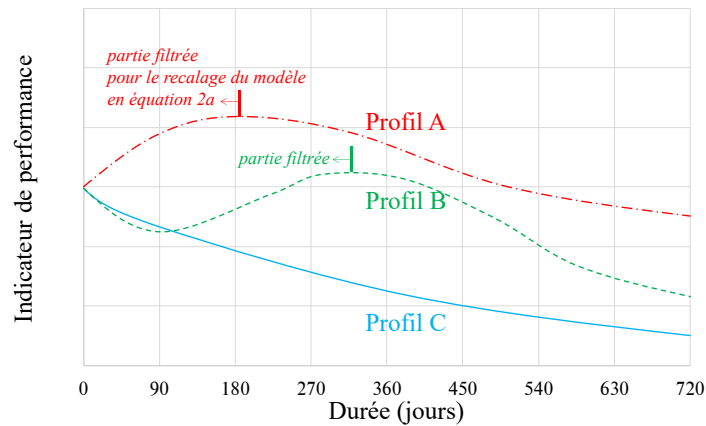


FIGURE 2. Profils typiques des courbes de vieillissement.

III. MODÈLES DE DÉGRADATION EN FONCTION DES CONDITIONS DE TEMPÉRATURE ET D'HUMIDITÉ RELATIVE

A. Modèles empiriques

Les modèles empiriques permettant l'estimation des indicateurs de performances F_f , K_f , V_c et σ_p sont construits en deux étapes. Dans une première, un modèle à deux mécanismes - correspondants aux branches a_{p_i} et d_{p_i} dans l'équation 1a - est ajusté pour reproduire les trois profils observables de dégradation. Dans une seconde étape, ce modèle est filtré afin d'éliminer la partie des courbes de dégradation avant pic, soit avant complète polymérisation de la matrice (voir figure 2).

Le modèle à deux mécanismes de la première étape adopte la forme :

$$\mathcal{N}_{P_i}(t) = \frac{P_i(t)}{\bar{P}_0} = 1 + a_{p_i}(t) - d_{p_i}(t) \quad (1a)$$

$$\text{avec } a_{p_i}(t) = \alpha_p \times \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{t}{\tau_{p_i}} \right) \right] \right\} \text{ pour la branche ascendante} \quad (1b)$$

$$\text{et, } d_{p_i}(t) = \delta_{p_i} \times \log(t + 1) \text{ pour la branche descendante, avec } t \in [0, +\infty[\quad (1c)$$

Dans les équations 1a-c, $P_i(t)$ est l'indicateur de performance suivi au temps t (en jours) pour la condition de vieillissement AAi ($i=1, \dots, 6$). \bar{P}_0 est la valeur moyenne initiale de l'indicateur de performance (à $t=0$). $\mathcal{N}_{P_i}(t)$ est donc l'indicateur de performance normalisé. Le paramètre α_p dans l'équation (1b) de la branche ascendante est un terme positif lié à la valeur maximale théorique atteignable pour un indicateur de performance donné si la polymérisation était complète. Le niveau théorique de polymérisation complète est supposé être spécifique au type de polymère et indépendant des conditions environnementales. Le paramètre τ_{p_i} dans l'équation (1b) est un facteur d'échelle, dépendant des conditions environnementales, associé à la durée des phénomènes de polymérisation. Le paramètre δ_{p_i} dans l'équation (1c) est relié à la vitesse de dégradation (en $\log(t)$).

Une fois les modèles complets de dégradation ajustés selon la loi de l'équation 1a (voir les courbes en traits continus épais dans les figures 1a-d), la seconde étape consiste à recalibrer la courbe en filtrant la partie avant pic. Ce recalage est suivi de l'ajustement des courbes de dégradation filtrée par un modèle avec une seule branche descendante du type :

$$\mathcal{N}_{P_i}^{corr}(t) = 1 - d_{p_i}^{corr}(t) \quad (2a)$$

Dans la littérature, la branche descendante présente souvent la forme traditionnelle $d_{P_i}^{corr}(t) = \delta_{P_i}^{corr} \times \log(t + 1)$. Une forme modifiée est proposée ici :

$$d_{P_i}^{corr}(t) = \delta_{P_i}^{corr} \times \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{t}{\tau_{\delta_{P_i}^{corr}}} \right)^{\beta_{\delta_{P_i}^{corr}}} \right] \right\} \times [\log(t + 1)], \text{ et } t \in [0, +\infty[\quad (2b)$$

Le multiplicateur entre crochets permet de considérer que le taux de dégradation observé peut être quasi nul au début des courbes de dégradation et augmenter progressivement au cours du temps pour se stabiliser à la valeur $\delta_{P_i}^{corr}$ à long terme. Le paramètre $\tau_{\delta_{P_i}^{corr}}$ est un facteur d'échelle de temps. Le paramètre $\beta_{\delta_{P_i}^{corr}}$ est utile pour un meilleur ajustement des données au début des courbes.

B. Influences des conditions de vieillissement sur les paramètres $\delta_{P_i}^{corr}$, $\tau_{\delta_{P_i}^{corr}}$ et $\beta_{\delta_{P_i}^{corr}}$

Les observations expérimentales ont prouvé que les mécanismes liés au vieillissement des PRF-L sont complexes et produisent des effets parfois synergiques, mais également antagonistes au cours du temps. Eyring a proposé une loi représentant l'influence de la température combinée avec de multiples contraintes supplémentaires. Etant donné la complexité des expressions des interactions entre contraintes, la loi d'Eyring n'est utilisée que pour considérer l'effet conjoint de la température T et d'une autre contrainte unique s (humidité, contrainte mécanique, contrainte électrique, etc.). La cinétique de dégradation est alors exprimée sous la forme générale par :

$$v(T, s) = \exp \left(A_v + \frac{B_v}{T} \right) \cdot \exp \left[f(s) \cdot \left(C_v + \frac{D_v}{T} \right) \right] \quad (3)$$

où $v(T, s)$ peut représenter les paramètres $\delta_{P_i}^{corr}$, $\tau_{\delta_{P_i}^{corr}}$ ou $\beta_{\delta_{P_i}^{corr}}$ de l'équation 2b, et où la contrainte s est l'humidité relative H . A_v , B_v , C_v et D_v sont des constantes spécifiques. T est exprimé en Kelvin (K) et H en pourcentage (%).

Dans le cas ici où la contrainte s correspond à l'humidité relative H , la loi d'Eyring prend la forme :

$$v(T, H) = \exp \left(A_v + \frac{B_v}{T} + C_v \cdot H + D_v \cdot \frac{H}{T} \right) \quad \text{avec } f(s) = H \quad (4)$$

Cette forme introduit un couplage possible entre les effets de la température et de l'humidité.

Les figures 3a et 3b confrontent, à titre d'illustration les données observées et les courbes du modèle corrigées pour la force de traction F_f sous les conditions de vieillissement AA1 et AA6. La qualité de la corrélation est variable et les deux cas des conditions AA1 et AA6 montrent deux situations extrêmes (corrélation médiocre pour AA1, bonne pour AA6). Cette corrélation reste satisfaisante au global sous les six conditions d'essais.

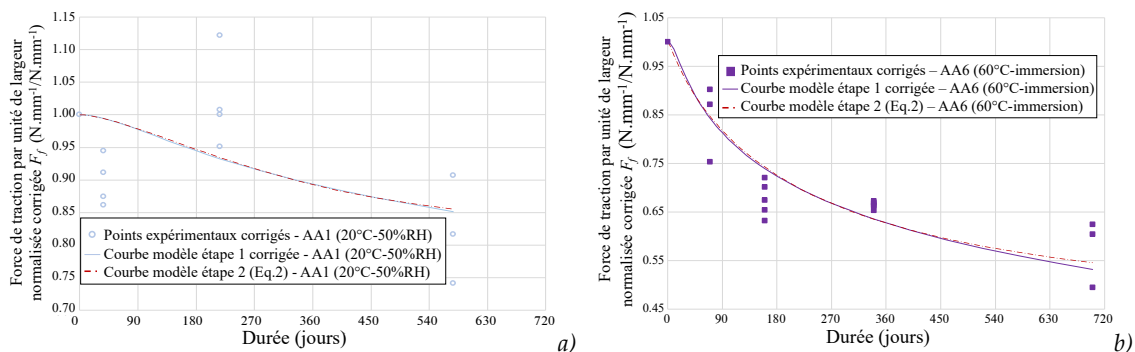


FIGURE 3. Comparaison entre les données observées décalées et les courbes du modèle corrigé pour l'indicateur de performance F_f dans les conditions de vieillissement (a) AA1, et (b) AA6.

Pour conclure cette discussion sur le modèle corrigé, des comparaisons entre les courbes simulées fournies par les modèles corrigés et les données collectées en vieillissement naturel sont proposées à titre d'illustration en figures 4a-b pour les indicateurs F_f et V_c .

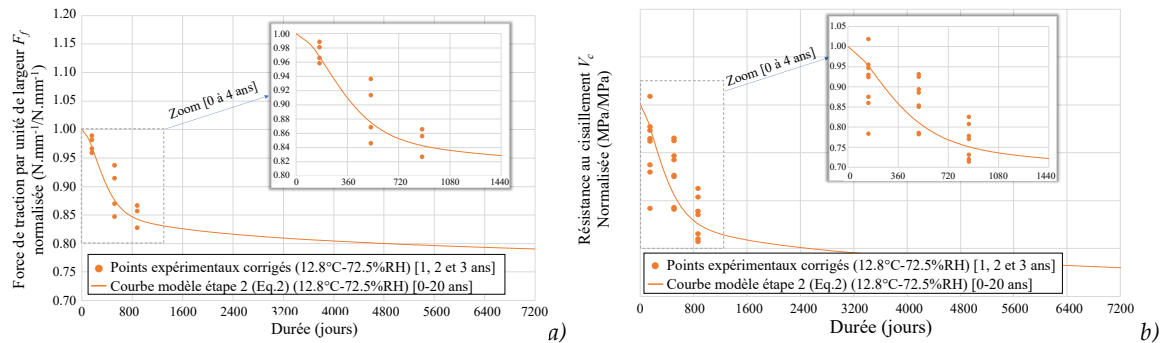


FIGURE 4. Comparaison entre les observations et les modèles corrigés pour le vieillissement naturel à Lyon, FR [12.8°C-72.5%RH] (a) pour F_f puis (b) V_c jusqu'à 20 ans.

Les comparaisons entre les modèles et les données sont satisfaisantes pour F_f , V_c et σ_p , moins pour K_f . Dans la suite, nous limitons notre étude à l'indicateur F_f .

IV. DEGRADATION ET DESIGN SOUS CONDITIONS CLIMATIQUES VARIABLES

A. Dégradation sous différentes conditions climatiques

Les conditions climatiques annuelles moyennes (\bar{T} et \bar{H}) d'un échantillon de 400 villes (140 d'entre elles sont représentées dans la figure 5a) ont été collectées [8] et comparées en termes de dégradations simulées sous conditions de température et humidité déterministes (\bar{T} et \bar{H}). Les villes dont la température annuelle moyenne \bar{T} est inférieure à 5°C sont exclues de l'analyse afin d'éviter une extrapolation éloignée de la condition de référence AA1 [20°C-50%RH]. La température annuelle moyenne \bar{T} varie entre 5°C et 30,6°C et l'humidité relative \bar{H} entre 30,6 et 85,2%. La figure 5a montre une subdivision de la carte en six zones climatiques ; subdivision inspirée de valeurs choisies par les codes de dimensionnement. La figure 5b montre les courbes de dégradation simulées de l'indicateur F_f sur une période de 20 ans pour 10 villes représentatives des zones climatiques considérées. Les simulations confirment logiquement que les dégradations les plus faibles de F_f seraient observées sous un climat continental froid et sec comme à Harbin. En revanche, c'est sous un climat chaud et humide (e.g., Singapour) que la dégradation des performances serait la plus marquée. Après 100 ans, la baisse de performance serait d'environ 20% et 35% pour Harbin et Singapour respectivement. La dégradation serait donc environ 40% moins importante dans un climat froid et sec (continental) que dans un climat chaud et humide (équatorial). Autrement dit, la conception d'un PRF-L pour un mode de défaillance impliquant l'indicateur de performance F_f sera beaucoup plus sévère pour les applications sous climat équatorial. Les résultats des simulations montrent également que les villes de Lyon, FR (\bar{T} =12,8°C ; \bar{H} =72,5%) et Los Angeles, USA (17,6°C ; 52,7%), même si elles ont des conditions climatiques différentes, présentent des courbes de dégradation similaires. L'équivalence de la dégradation dans les villes de Saint-Georges, USA (17,7°C ; 30,6%) et Stanley, Falkland Islands (5,6°C ; 83%) est encore plus remarquable, même si elle est logique au regard des tendances observées expérimentalement.

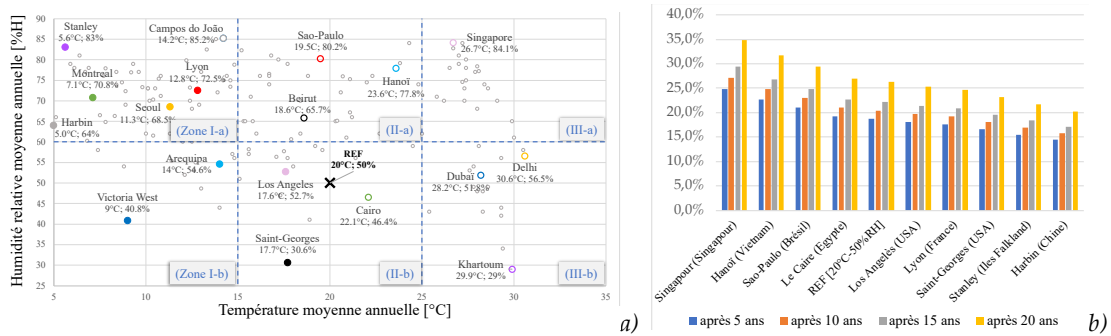


FIGURE 5. Conditions moyennes annuelles de température et d'humidité dans différentes villes du monde, subdivisées en 6 zones climatiques (a), et, évolution à long-terme de l'indicateur F_f sous différentes conditions climatiques.

B. Calibration de coefficients de réduction sous différentes conditions climatiques

Les guides de conception internationaux proposent des recommandations pour les PRF à base de fibres de carbone, de verre ou d'aramide, mais il n'en existe aucune pour les systèmes à base de fibres naturelles. Cette lacune doit être comblée. En outre, comme l'ont montré les sections précédentes, la dégradation dans le temps des PRF-L est fortement influencée par les conditions de température et d'humidité. Il est donc pertinent de proposer des facteurs de réduction environnementale et de sécurité dépendant du climat pour les durées de vie cibles et les probabilités de défaillance. Cela n'est pas proposé dans tous les guides de conception.

Dans la présente étude, trois guides de conception internationaux – le Fib Bulletin 40 [9], le code ACI 440.2R 2017 [10] et le guide de l'AFGC [11] - ont été sélectionnés (voir le tableau A1 en Annexe pour la définition des principaux paramètres et facteurs des équations de dimensionnement). Ils sont tous différents dans leurs approches. Le Fib Bulletin 40 considère deux facteurs de réduction : l'un, $\eta_{env,t}$, est variable en fonction de la durée de vie souhaitée uniquement, et l'autre, γ_f , dépend du niveau de fiabilité visé à la fin de la durée de vie. L'ACI 440.2R 2017 fusionne les deux concepts en un seul et propose un coefficient de réduction unique, C_E , qui est variable en fonction de la durée de vie et de la fiabilité souhaitées. Le guide de l'AFGC ne présente pas explicitement l'approche probabiliste, mais elle est sous-jacente ; sont considérés deux coefficients : un facteur de réduction environnemental, α_f , fonction de la durée de vie souhaitée, et un facteur de réduction partielle de la résistance à la traction, $\gamma_{f,d}$, pour un niveau de fiabilité ciblé en fin de vie.

Le processus de calibration des coefficients présents dans les différentes équations de dimensionnement est présenté en détail dans [12]. La finalité est de proposer différentes valeurs de ces coefficients selon la durée de vie souhaitée, le niveau de fiabilité ciblé, la qualité de la fabrication des PRF-L et des conditions de température et d'humidité relative représentatives de la localisation géographique de l'ouvrage à renforcer ou réparer. Un extrait des recommandations issues du projet ANR MICRO, pour le dimensionnement vis-à-vis de modes de défaillance mettant en jeu la résistance en traction du PRF-L est donné dans le tableau A1 porté en Annexe. Dans cet extrait sont présentés les coefficients de réduction des trois guides, pour une durée de vie souhaitée T^* de 100 ans, un indice de fiabilité requis β pris à 3 et pour les 6 zones climatiques prédéfinies.

Il est intéressant de comparer les valeurs estimées des coefficients pour les PRF-L de notre étude avec celles proposées par les codes pour les PRF-C et PRF-V. Le Fib Bulletin 40 prescrit une valeur

de 1,29 pour son coefficient de réduction environnementale $\eta_{env|0.5,100y}$ dans le cas des PRF-C et de 4,16 dans le cas des PRF-V. Pour le PRF-L, la présente étude conclut à une valeur comprise entre 1,28 et 1,52 en fonction des conditions climatiques. Ce coefficient de réduction est assez proche de celui prescrit pour les PRF-C. Cette proximité ne signifie pas que la fibre de lin est aussi performante que celle de carbone, car la résistance absolue de la première sera toujours inférieure à celle de la seconde, mais que leurs taux de dégradation dans le temps par rapport à la performance initiale sont comparables. En ce qui concerne le facteur de réduction partielle du matériau, $\gamma_{f|1.35E-3}$, la présente étude recommande d'adapter sa valeur en fonction de la qualité de fabrication du PRF-L : 1,08 à 1,72 pour un coefficient de variation pour F_f , CoV_{f_f} , de 5% à 20%. Quel que soit le type de fibres (C ou V), le Fib Bulletin 40 prescrit une valeur de 1,25, ce qui correspond à un CoV_{f_f} de 10%. Les résultats de la présente étude sont donc cohérents avec les prescriptions de la Fib. La comparaison avec le guide ACI conduit aux mêmes conclusions. Enfin, concernant le guide de l'AFGC, il faut noter l'écart important entre nos valeurs estimées de $\gamma_{f_d|1.35E-3}$ pour le PRF-L et celles prescrites par l'AFGC. Cet écart important est principalement dû au formalisme atypique (erroné) de l'équation de calcul du guide AFGC, qui n'intègre pas explicitement l'influence du coefficient de variation dans le calcul de la résistance de calcul, contrairement aux trois autres guides étudiés.

V. CONCLUSION

L'objectif principal du présent travail était de prouver la viabilité de l'utilisation de PRF-L à base d'une résine biosourcée pour le renforcement d'ouvrages. Pour la qualification à long terme de leurs performances mécaniques, des essais de vieillissement accéléré à deux facteurs ont été menés et un modèle physique temps-température-humidité relative "t-T-RH" a été proposé. Sur la base de ce modèle, les coefficients de réduction environnementale et de sécurité partielle présents dans trois codes de dimensionnement représentatifs ont été calibrés pour le cas des PRF-L. Il a été proposé de prendre en compte différentes zones climatiques pour la conception correcte des éléments en PRF-L, ce qui n'est pas systématiquement proposé dans les codes actuels et qui, selon nous, constitue une grande contribution aux communautés d'ingénieurs et de scientifiques.

La gamme des coefficients (ré)étalonnés est assez proche de celle spécifiée dans les principaux codes pour les cas des fibres de carbone et de verre plus traditionnelles, à la fois pour les coefficients de réduction environnementale et pour les coefficients de sécurité partielle. La comparabilité des coefficients de réduction environnementale entre les PRF-L et les PRF-C ou -V traditionnels reflète le fait que, même si leurs performances initiales sont intrinsèquement inférieures à celles des fibres de carbone et de verre, la dégradation des fibres de lin n'obère pas leur potentiel d'exploitation en tant que solution de renforcement ou de réparation.

REMERCIEMENTS

Les auteurs souhaitent remercier l'ANR (Agence Nationale de la Recherche) pour son soutien important à travers le contrat n°ANR-15-CE22-0007-04 - "MICRO : Matériaux Innovants Composites pour la Réparation d'Ouvrages".)

REFERENCES

- [1] Siddika, A. Al Mamun, W. Ferdous, & R. Alyousef. (2020). Performances, challenges, and opportunities in strengthening reinforced concrete structures by using FRPs – A state-of-the-art review. *Engineering Failure Analysis*, 111, 104480. doi: 10.1016/j.engfailanal.2020.104480.
- [2] P.P. Bijlwan, L. Prasad, & A. Sharma. (2021) Recent advancement in the fabrication and characterization of natural fibre reinforced composite: A review. *Materials Today: Proceedings*, 44(1), 1718-22. doi: 10.1016/j.matpr.2020.11.878.
- [3] A. Hallonet, E. Ferrier, L. Michel, & B. Benmokrane. (2019). Durability and tensile characterization of wet lay-up flax FRP used for external strengthening of RC structures. *Construction and Building Materials*, 205, 679–98. doi: 10.1016/j.conbuildmat.2019.02. 040.
- [4] C. Helbling, M. Abanilla, L. Lee, & V.M. Karbhari. (2006). Issues of variability and durability under synergistic exposure conditions related to advanced polymer composites in the civil infrastructure. *Composites Part A: Applied Science and Manufacturing*, 37(8), 1102-10. doi: 10.1016/j.compositesa.2005.05.039.
- [5] R. Chlela. (2019). Durabilité d'un système composite biosourcé (matrice époxy-fibres de lin) pour applications de renforcement structural : Approches expérimentale et fiabiliste. Doctorat de l'Université Paris-Est. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-02894653/document>.
- [6] R. Chlela, D. Bigaud, H. Riahi, M. Quiertant, L. Curtil, & K. Benzarti. (2022). Durability and Lifetime Prediction of Flax Fiber Reinforced Polymer Composites, *Lecture Notes in Civil Engineering*, 198, 695-705. doi: 10.1007/978-3-030-88166-5_60.
- [7] F.M. Mukhtar & A. Peiris. (2020). FRP-concrete bond performance under accelerated hygrothermal conditions. *Construction and Building Materials*, 270, 121403. doi: 10.1016/j.conbuildmat.2020.121403.
- [8] <https://en.climate-data.org/>. consulté en Décembre 2021.
- [9] Fib Bulletin 40. (2007). FRP reinforcement in RC structures, 151 p. doi: 10.35789/fib.BULL. 0040.
- [10] ACI Committee 440. (2017). Guide for the design and construction of externally bonded FRP systems for strengthening concrete structures, American Concrete Institute, 112 p., ISBN: 9781945487590.
- [11] AFGC : Association Française de Génie Civil. (2011). Réparation et renforcement des structures en béton au moyen des matériaux composites, Bulletin Scientifique et Technique de l'AFGC, 114 p.
- [12] D. Bigaud, W. Yan, H. Riahi, R. Chlela, & K. Benzarti. (2022). Probabilistic calibration of environmental reduction and partial safety factors for the design of reinforced concrete beams strengthened by flax fibre reinforced polymers based on two-factor accelerated degradation tests. *Construction and Building Materials*, 355, 129090. doi: 10.1016/j.conbuildmat.2022.129090.

ANNEXES

TABLEAU A1. Principes de conception de 3 guides de dimensionnement international avec les facteurs de sécurité et de réduction environnementale correspondants, et, Calibration des facteurs à utiliser pour le dimensionnement des PRF-L (selon ces 3 guides internationaux) pour un niveau cible de probabilité de défaillance $P_f^* = 1.35E-3$ (ou indice de fiabilité $n_\sigma = 3$) et pour une durée de vie désirée $T^* = 100$ ans.

Code ou guide	Formalisme des équations de conception	Définitions des paramètres des équations	Paramètres et coefficients clés	Valeurs des coefficients de réduction environnementaux et de sécurité	Valeurs de référence pour les PRF-C et PRF-V
Fib Bulletin 40 [9]	$f_{td} = \frac{f_k}{\eta_{env 0.5,T^*} \cdot \gamma_{ll} P_f^*}$ $f_k = f_{mo} - 1.56 \times \sigma_{f_0}$ $CoV_{f_r} = \sigma_{f_0} / f_{mo}$	f_{td} : valeur de conception de la résistance en traction du PRF. f_k : résistance réelle dépendante du temps. $\eta_{env 0.5,T^*}$: coefficient partiel de réduction environnemental pour une durée de vie désirée T^* . $\gamma_{ll} P_f^*$: coefficient partiel de sécurité pour une probabilité de défaillance cible P_f^* . f_{mo} : résistance en traction moyenne à l'état limite ultime au temps initial $t=0$. σ_{f_0} : écart-type de la résistance en traction. CoV_{f_r} : coefficient de variation.	$\mu_{f_r 0.5,T^*} = \frac{f_r(T^*)}{f_{mo}} = \frac{1}{\gamma_{ll} \times CoV_{f_r} + 1.56}$ $n_\sigma = \frac{\gamma_{ll} - 1}{\gamma_{ll} \times CoV_{f_r}}$ $\gamma_{ll} P_f^* = \frac{1 - 1.56 \times CoV_{f_r}}{1 - n_\sigma \times CoV_{f_r}}$	Zones climatiques I-a: T ∈ [5; 15°C]; H > 60% I-b: T ∈ [5; 15°C]; H ∈ [30; 60%] II-a: T ∈ [15; 25°C]; H > 60% II-b: T ∈ [15; 25°C]; H ∈ [30; 60%] III-a: T > 25°C; H > 60% III-b: T > 25°C; H ∈ [30; 60%]	Exemples de facteurs de réduction standard pour 100 ans, environnement humide (exposition extérieure) avec une température moyenne comprise entre 5°C et 15°C. PRF-C: $\eta_{env 0.5,T^*} = 1.29$; $\gamma_{ll} = 1.25$ PRF-X: $\eta_{env 0.5,T^*} = 4.16$; $\gamma_{ll} = 1.25$
ACI 440 2R-17 [10]	$f_{tu} = C_{p1} \times 1.35E-3 \times T^* \times f_{tu}^*$ $f_{tu}^* = f_{tu0} - 3 \times \sigma_{f_0}$ $CoV_{f_r} = \sigma_{f_0} / f_{tu0}$	f_{tu} : valeur de conception de la résistance en traction du PRF. f_{tu}^* : résistance réelle dépendante du temps. $C_{p1} \times 1.35E-3 \times T^*$: coefficient de réduction environnemental garantissant une probabilité de défaillance égale à $1.35E-3$ au terme de la durée de vie désirée T^* . f_{tu}^* : valeur caractéristique de la résistance en traction. f_{tu0} : résistance en traction moyenne à l'état limite ultime au temps initial $t=0$. σ_{f_0} : écart-type de la résistance en traction. CoV_{f_r} : coefficient de variation.	$\mu_{f_r 0.5,T^*} = \frac{f_{tu}(T^*)}{f_{tu0}}$ $C_{p1} P_f^* = \frac{1 - n_\sigma \times CoV_{f_r}}{1 - 3 \times CoV_{f_r}} \times \mu_{f_r 0.5,T^*}$	Zones climatiques I-a: T ∈ [5; 15°C]; H > 60% I-b: T ∈ [5; 15°C]; H ∈ [30; 60%] II-a: T ∈ [15; 25°C]; H > 60% II-b: T ∈ [15; 25°C]; H ∈ [30; 60%] III-a: T > 25°C; H > 60% III-b: T > 25°C; H ∈ [30; 60%]	Exemples de coefficients de réduction environnemental standard pour exposition extérieure (ponts, piliers et garages de stationnement non fermés) à long terme (100 ans) Pour une exposition extérieure, les effets de la température sont inclus dans les valeurs de C_p . PRF-C: $C_{p1} = 0.5$; $T^* = 0.85$ PRF-X: $C_{p1} = 0.5$; $T^* = 0.65$
Guide de l'AFGC [12]	$f_{tud} = \frac{f_{ud} \times \alpha_{f_r 0.5,T^*}}{\gamma_{all} P_f^*}$	f_{tud} : valeur de conception de la résistance en traction du PRF. f_{ud} : résistance en traction moyenne à l'état limite ultime au temps initial $t=0$. $\alpha_{f_r 0.5,T^*}$: coefficient de réduction environnemental pour une durée de vie désirée T^* . $\gamma_{all} P_f^*$: coefficient partiel de réduction de la résistance en traction pour une probabilité de défaillance cible P_f^* .	$\mu_{f_r 0.5,T^*} = \frac{f_{ud}(T^*)}{f_{ud0}}$ $n_\sigma = \frac{\gamma_{all} P_f^* - 1}{\gamma_{all} P_f^* \times CoV_{f_r}}$ $\gamma_{all} P_f^* = \frac{1}{1 - n_\sigma \times CoV_{f_r}}$	Zones climatiques I-a: T ∈ [5; 15°C]; H > 60% I-b: T ∈ [5; 15°C]; H ∈ [30; 60%] II-a: T ∈ [15; 25°C]; H > 60% II-b: T ∈ [15; 25°C]; H ∈ [30; 60%] III-a: T > 25°C; H > 60% III-b: T > 25°C; H ∈ [30; 60%]	Exemples de facteurs de réduction standard pour exposition extérieure à long terme (100 ans) PRF-C: $\gamma_{all} = 1.4$; $\alpha_{f_r 0.5,T^*} = 0.8$ PRF-X: $\gamma_{all} = 1.6$; $\alpha_{f_r 0.5,T^*} = 0.8$

* le coefficient de sécurité partiel dépend fondamentalement de la variabilité des performances (ici F_p) et donc est relié à la qualité de la fabrication du PRF. La première valeur de l'intervalle donné est estimée pour un coefficient de variation de 5% (ce qui correspondrait à une qualité supérieure de fabrication), la seconde valeur est estimée pour un coefficient de variation de 20% (qualité inférieure de fabrication). Les codes Fib Bulletin 40 et ACI 440 2R-2017 considèrent par défaut une valeur intermédiaire de 10% pour le coefficient de variation.