

Modélisation de la corrosion par piqûre des ouvrages maritimes en béton armé : prise en compte de la variabilité spatiale et des données d'inspection

Romain CLERC¹, Franck SCHOEFS¹, Charbel-Pierre EL-SOUEIDY¹

¹Nantes Université, École Centrale Nantes, CNRS, GeM, UMR 6183, F-44000 Nantes, France

RESUME L'influence de la corrosion par piqûre et de sa variabilité spatiale sur la probabilité de défaillance des structures maritimes en béton armé est largement reconnue. Classiquement, la perte de masse associée est modélisée comme le produit de la perte de masse sous corrosion généralisée et d'un facteur de piqûre. Simple en apparence, cette approche souffre de reposer sur des modèles de densité de courant de corrosion, très hétérogènes, qui compliquent leur comparaison et leur sélection. Elle manque aussi de confrontation entre valeurs expérimentales des facteurs de piqûre et résultats numériques. Ce travail aborde ces deux difficultés par (i) le recensement des modèles de densité de corrosion existants (hors éléments-finis) en utilisant un formalisme spécifique facilitant leur comparaison, (ii) l'évaluation des hyperparamètres de loi marginale du facteur de piqûre dans le cas d'étude d'une poutre de quai en béton armé dont on dispose de données d'inspection. Après sélection du modèle semi-analytique de Pour-Ghaz, on montre d'une part que la distribution de Gumbel couramment utilisée n'est valable que pour de faibles valeurs de résistivité, et d'autre part que nos résultats correspondent aux résultats expérimentaux de la littérature selon lesquels les paramètres de localisation et d'échelle sont des fonctions puissance décroissantes de la perte de masse généralisée. Dans ce cas, nous déterminons des lois pour ces paramètres.

Mots-clés corrosion, facteur de piqûre, densité de courant de corrosion, ouvrages maritimes

Key-words corrosion, pitting factor, corrosion current density, marine structures

I. INTRODUCTION

L'influence de la corrosion par piqûre et de sa variabilité spatiale sur la probabilité de défaillance des structures maritimes en béton armé est largement reconnue (Zhang et al., 2019). Afin de surveiller leur état de santé, leurs gestionnaires ont donc besoin d'un modèle efficace de corrosion par piqûre adapté aux données d'inspection et qui rende compte de la variabilité spatiale. En pratique, l'emploi de modèles numériques est peu envisageable dans le cadre d'ouvrages *in situ* du fait de coûts de calcul et de modélisations importants, et de difficultés à caractériser les paramètres d'entrée. De ce fait, on modélise généralement la perte de masse sous corrosion par piqûre m_p comme produit de la perte de masse sous corrosion généralisée équivalente m et d'un facteur de piqûre en masse R_{max} . La perte de masse sous corrosion généralisée traduit la conservation de la

masse et est généralement calculée par un modèle de densité de courant de corrosion hors éléments finis (non-FEM) afin de limiter les coûts de calcul. Le facteur de piqûre en masse traduit la variabilité spatiale du phénomène et est modélisé comme un champ aléatoire (Zhang et al., 2019).

Dans ce travail, on traite deux difficultés rencontrées lors de la mise en œuvre de cette approche pour la calibration d'un modèle de corrosion en s'appuyant sur des résultats provenant de la poutre de quai J en béton armé du terminal charbonnier de Montoir-de-Bretagne (44), situé en bord de Loire. On dispose en effet, suite à son inspection à 28 ans lors du projet APOS, de nombreuses mesures *in situ* – paramètres de diffusion des chlorures (C_{sar} , D_{ar}), résistivité à 17°C ρ_0 et profondeur d'enrobage d sur deux faces, l'une exposée aux cycles d'humidification-séchage, l'autre plus abritée (Clerc, 2021, app. F; Othmen et al., 2018). La première difficulté concerne le choix du modèle de densité de corrosion i_{corr} : la grande hétérogénéité des modèles existants complique leur comparaison et leur sélection à ouvrage et données d'inspection fixées. La seconde concerne la définition du modèle statistique du facteur de piqûre R_{max} : la propagation de la variabilité spatiale des paramètres d'initiation de la corrosion vers le facteur de piqûre n'est pas étudiée dans la littérature, et les modèles existants ne traduisent pas la dépendance de R_{max} et m aux hyperparamètres (HP) de variabilité spatiale, récemment prouvée par l'expérience et la simulation (Cao, 2014; Yu et al., 2015; Zhang et al., 2019).

La suite de cet article est alors organisée comme suit. En partie II, nous recensons les modèles non-FEM de densité de courant de corrosion disponibles et les comparons via un formalisme spécifique dans le but de constituer un modèle versatile adapté à différents types de données d'inspection. En partie III, nous évaluons les HP du facteur de piqûre ainsi que leur évolution en fonction de la perte de masse globale pour les armatures longitudinales HA32 et transversales HA12 de notre cas d'étude. Pour cela, nous considérons un modèle d'initiation faux-erfc, le modèle de propagation retenu en partie II, et des paramètres d'entrée spatialement variables. La partie IV conclut en exposant les résultats essentiels.

II. CONSTITUTION D'UN MODELE DE DENSITE DE CORROSION VERSATILE : REVUE BIBLIOGRAPHIQUE

A. Comparaison des modèles non-FEM existants

Soit une armature discrétisée selon son axe en éléments k de dimension δx et de section nominale $A_{st,nom}$, la perte de matière par corrosion m_k après un temps Δt écoulé depuis son initiation à un instant $t_{i,k}$ s'exprime par la loi de Faraday (Équation (1)), où $i_{corr,k}$ désigne la densité de courant de corrosion uniforme, F la constante de Faraday, et M/z la masse équivalente du Fer 2.

$$m_k(\Delta t) = 2\delta_x \sqrt{\frac{A_{st,nom}}{\pi}} \times \int_{t_{i,k}}^{t_{i,k}+\Delta t} \frac{i_{corr,k}(t) M}{F z} dt \quad (1)$$

A l'échelle de structures ou d'éléments de structures, i_{corr} est généralement calculée à partir de modèles non-FEM afin de limiter les coûts de modélisation et de calcul. Leur comparaison et le choix du bon modèle parmi ceux disponibles ne sont toutefois pas aisés devant leur multiplicité.

De ce fait, nous exposons et comparons dans le Tableau 2 ci-après l'ensemble des modèles non-FEM de densité de courant de corrosion disponibles dans la littérature, qui décrivent au moins la

corrosion induite par la pénétration des ions chlorures, et utilisables sans nécessiter la réalisation de campagnes d'essais complémentaires. Les modèles DURACRETE (aucune valeur des paramètres modèles fournie par les auteurs (Otieno et al., 2012)) et de (Alonso et al., 1988) (description de la corrosion induite par carbonatation) ne sont ainsi pas présentés. De même, on omet les modèles exprimant i_{corr} en fonction du potentiel de corrosion (Jee and Pradhan, 2019; Katwan et al., 1996) car cette grandeur est trop instable et dépendante des conditions de mesure pour être fiable dans ce contexte (Otieno et al., 2012).

Ce tableau est conçu suivant le formalisme suivi par (Ravahatra et al., 2017) pour présenter et distinguer les modèles de diffusivité des chlorures. Il consiste à :

- présenter une synthèse sur le modèle et son développement en décrivant : (i) le nom du modèle et les publications associées (*modèle*) ; (ii) le nombre de citations en 2021 (*citations*) ; (iii) le type de modèle (empirique, semi-empirique, semi-analytique), les causes de corrosion qu'il permet de prendre en compte (carbonatation, pénétration des ions chlorures), le protocole d'obtention des données de calibrage du modèle (type d'essais/calcul, nombre d'éprouvettes/de cas tests, etc.), et les essais/vérification de répétabilité effectués (*type*) ; (iv) les particularités du phénomène de corrosion prises en compte (pilottage, température, humidité relative, fissuration du béton d'enrobage, corrosion par piqûre, polarisation, dépendance en temps) (*finesse modélisation*) ; (v) les principales hypothèses sous-jacentes au modèle (*hypothèses*) ;
- décrire précisément les entrées et sorties du modèle de façon à : classer les paramètres modèle par niveau suivant la nomenclature définie par le Tableau 1 (*niveau*) ; renseigner leurs nom, symbole et la plage de variation pour laquelle le modèle est valide (*gamme*) ; retranscrire la ou les formules de densité de courant de corrosion développées de façon à ce qu'elles soient exprimées en $A.m^{-2}$ (SI), ainsi que leurs coefficient de détermination et la variance des erreurs de modèle si disponibles (*sorties*).

Tableau 1. définition de la classification des paramètres modèle par niveaux et types

niveau	mode d'obtention	type	provenance
1	directement mesurable	a	météorologique (hygrothermique)
2	estimés à parti de paramètres de niveau 1	b	issus de tests ou des archives du projet
3	calculés à partir de paramètres de niveau 2	c	issus des archives du projet
		d	issus de normes ou d'articles de recherche

Le Tableau 2 se distingue donc des revues de la littérature disponibles (Otieno et al., 2012; Papakonstantinou and Shinozuka, 2013), qui omettent des modèles largement utilisés et/ou récents, et au sein desquels les notations et critères de comparaison ne sont pas unifiés. On précise que les symboles X, O, et - associés aux phénomènes modélisés indiquent que ceux-ci sont respectivement directement pris en compte, indirectement pris en compte, ou non pris en compte. De même, les paramètres non notés en gras dans le tableau sont utilisés pour calculer des paramètres de niveau supérieur ou les paramètres modèles (noté en gras).

Tableau 2. revue bibliographique des modèles de densité de corrosion - sorties : $i_{corr,moy}$ sauf mention contraire (notations et unités unifiées en A.m-2 ; figure vectorisée)

modèle	citations	type	finesse modélisation	hypothèses	niveau	paramètres X	symbole	gamme	sorties $\xi(X, t)$
Oieno et al. (2016) (177,178)	99	empirique, corrosion par polarisation C_T^- forme et paramètres de modèle déterminés par identification des rendements $i_{corr}(D_{90})$ et $i_{corr}(C_{CI})$ sur 210 points de différents bétons exposés à des cycles humidification/séchage en eau de mer (essais accélérés en labo + essais in situ pendant 2/4 ans). D_{90} déterminé empiriquement à partir de σ_{90}	pliage effet Température effet Humidité saturaison corrosion piqûre polarisation électrode dépendance t	(c) effet résistivité sur i_{corr} négligeable en zone de dépense; (d) A.C optimal, défini tel que i_{corr} est maximal (hypothèse de Stern); (iii) polarisation d'activation; (iv) polarisation cathode; (v) polarisation (diffusion O_2); (vi) influence T sur i_{corr} négligée	1b 2 param essais	ratio épaisseur enrobage / ouverture fissure indice de conductivité des C_T^- à 90 jours coefficient de diffusion du Cl^- à 90 jours température humidité relative teneur en chlorures	d/w_{cr} σ_{90} D_{90}	in situ ($R^2 \in [0,8; 0,9]$) $6.4.10^{-3} \exp(6.D_{90}.10^7)$ $\times \left(\frac{d}{w_{cr}}\right)^{-0.21} \exp(2.D_{90}.10^8)$ laboratoire ($R^2 \in [0,7; 0,8]$)	
Yu et al. (2069) (266)	40	semi-empirique, corrosion par carbonatation ou précipitation C_T^- régression non linéaire sur 60 résolutions FEM de calibrage; leurs paramètres d'entrée LPT + Weimer 4 points in situ (227). Validité modèle pour corrosion planée en O_2 ? Géssais accélérés labo (237). Validité modèle pour corrosion planée en p_i ;	pliage effet Température effet Humidité saturaison corrosion piqûre polarisation électrode dépendance t	(c) problème 2D; (i) acier dépassivé; (ii) A.C optimal, défini tel que i_{corr} est maximal (hypothèse de Stern); (iii) polarisation d'activation; (iv) polarisation cathode; (v) polarisation (diffusion O_2); (vi) influence T sur i_{corr} négligée	1a 1b 1c param modèle	humidité relative épaisseur enrobage teneur en chlorures ratio eau/ciment $\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \sigma_4$ valeurs spécifiques à chaque assemblage $[d, C_{CI} - E/C]$	h d C_{CI} E/C	60 modèles de même formulation ($R^2 \in [0,918; 0,9975]$) $\sigma_1, h + \frac{1}{\sigma_2, h^2 + \sigma_3, h} + \sigma_4$	
Pour-Ghaz et al. (136, 137)	123	semi-empirique, corrosion par carbonatation ou précipitation C_T^- régression non linéaire multivariable sur 16000 résultats FEM de l'équation de Laplace sur une matrice creux, simulés des mesures LPT (équations de combinaisons de variables des paramètres d'entrées LPT labo (146). Restitution effet de T sur i_{corr} ? LPT labo (147). Restitution effet de S_r sur i_{corr} ? GSP in situ (201). Restitution effet de d sur i_{corr} ?	pliage effet Température effet Humidité saturaison corrosion piqûre polarisation électrode dépendance t	(c) problème 2D (i) acier dépassivé; (ii) i_{corr} calculé A.C optimal, défini tel que i_{corr} est maximal (hypothèse de Stern); (iii) polarisation d'activation; (iv) polarisation cathode; (v) polarisation (diffusion de l'oxygène) (vi) pertes de Th indépendantes de T; (vii) densité de courant de corrosion i_{corr} déterminée par post-traitement	1a 1b 1d 2 3 param modèle	température humidité relative épaisseur enrobage résistivité enrobage porosité pâte de ciment durée concentration O_2 dissout surface béton coefficient de diffusion O_2 béton densité de courant de corrosion linéaire $T, \gamma, \theta, \kappa, \lambda, \mu, \nu, \omega, \theta, v, \chi, \zeta$ valeurs spécifiques à chaque modèle	T h d ρ ϵ_p C_{O_2} D_{O_2} i_L	2 modèles de même formulation : densité de courant moyenne ($i_{corr,moy}$) et calcul ($i_{corr,max}$) $R^2 \in [0,99; 0,99]$ $b_{moy} = 5.10^{-4} A.m^{-2}$ $\left(\frac{i_{corr,moy}}{i_{corr,max}}\right) = \frac{1}{\tau \rho}$ $\times \left(\eta T^{\theta, \kappa} i_L^{\lambda} + \mu T^{\nu} b_{moy}^{\zeta} + \theta(T, L)^v + \lambda \rho^{\gamma} + \zeta \right)$	

modèle	citations	type	finesse modélisation	hypothèses	niveau	paramètres X	symbole	gamme	sorties $\xi(X, t)$
Morinaga 1 (1990) [160]		empirique, corrosion par pénétration C_I^- régression non linéaire à partir de mesures GM (essai de corrosion sur 10 ans sur des spécimens en béton armé)	piilage effet Température effet Humidité fixation corrosion piilage polarisation electrode dépendance t	ρ et O_2 - - - X -	1b 1c	diamètre armatures épaisseur enrobage teneur en chlorures ratio eau/ciment	ρ d C_{Cl}^- E/C	[9,45] (mm) [4 - 37] (mm) [0 - 3] (%) [0.4 - 0.7]	$R^2 = 0.963$ $14.61 \times \frac{\rho}{d^2}$ $\times \left[-0.51 - 7.6 \cdot C_{Cl}^- + 44.97 \left(\frac{E}{C} \right)^2 + 67.95 \cdot C_{Cl}^- \cdot \left(\frac{E}{C} \right) \right]$
Morinaga 2 (1990) [160]		empirique, corrosion par pénétration C_I^- régression non linéaire à partir de mesures GM (essai de corrosion sur 8 ans sur des spécimens en ciment armé)	piilage effet Température effet Humidité fixation corrosion piilage polarisation electrode dépendance t	ρ et O_2 X X - X -	1a 1b	température humidité relative teneur en oxygène teneur en chlorures	T h C_{O_2} C_{Cl}^-	[20 - 40] (°C) [0 - 100] (%) [0 - 20] (%) [0 - 3] (%)	$R^2 = 0.835$ $14.61 \times \left[2.59 - 0.05T - 6.89(h - 45) - 22.87 \cdot C_{O_2} - 0.99 \cdot C_{Cl}^- + 0.14 \cdot T \cdot (h - 45) + 0.51 \cdot T \cdot C_{O_2} + 0.01 \cdot T \cdot C_{Cl}^- + 60.81(h - 45) \cdot C_{O_2} + 3.36(h - 45) \cdot C_{Cl}^- + 7.32 \cdot C_{O_2} \cdot C_{Cl}^- \right]$
Ghods et al. (2007) [91, 92]	62	semi-empirique, corrosion par carbonatation ou pénétration C_I^- régression sur 2310 résolutions PEM de liquation de bague + longueur armature pour différents combinaisons des paramètres d'entrée IUPAC, calibration_2002, Ind. - pendant technique de mesure? Validité de la méthode de mesure? IUPAC + résistivité + humidité relative labo [79]. Restitution effet de ρ sur i_{corr} ?	piilage effet Température effet Humidité fixation corrosion piilage polarisation electrode dépendance t	ρ et O_2 0 0 - X 0	1a 1b 1d 2 3	humidité relative épaisseur enrobage résistivité enrobage porosité pâte de ciment durée concentration O_2 dissoute coefficient de diffusion O_2 béton concentration O_2 dissoute concentration O_2 dissoute	h d ρ ϵ_p C_{O_2} D_{O_2} C_{O_2}	(%) (m) [50 - 10 ³] (Ω.m) (%) (kg/m ³) (m ² /s) (kg/m ³) [2, 5.10 ⁻⁴ - 1, 25.10 ⁻³] (kg/m ³)	1 modèle à 2 formulations ($R^2 = 0.93$) $0 - 1, 33.10^{-3} + \frac{3}{\rho}$ $- 3, 83.10^{-4} \ln \left(\frac{C_{O_2}}{\rho} \right) + 0, 3333 \frac{\ln \left(\frac{C_{O_2}}{\rho} \right)}{\rho}$ $00 - 3, 7.10^{-3} + \frac{5, 06}{\rho} + \left(\frac{0, 3333 - 3, 84.10^{-4}}{\rho} \right) \times \ln \left(\frac{D_{O_2} \cdot C_{O_2}}{d} \right)$
Wu & Stewart, (1998) [288]	663	semi-empirique, corrosion par pénétration C_I^- régression non linéaire sur courbes de corrosion accélérée sur 5 ans (44 spécimens de dalles de béton de pont de différentes formulations expérimentales + $i_{corr}(t)$) [145]	piilage effet Température effet Humidité fixation corrosion piilage polarisation electrode dépendance t	O_2 - - - X X	1b 1c	temps depuis initiation corrosion épaisseur enrobage ratio eau/ciment	t_p d E/C	R^2 non renseigné $\frac{0.378}{d} \times \left(1 - \frac{E}{C} \right) - 1.64 \times 0.85 \cdot \rho^{-0.249}$	
Lu & Wen, (1998) [145]	315	empirique, corrosion par pénétration C_I^- régression linéaire sur courbes de corrosion accélérée sur 5 ans (44 spécimens de dalles de béton de pont de différentes formulations expérimentales + $i_{corr}(t)$) [145] comparaison avec mesures GM effectuées sur spécimens similaires	piilage effet Température effet Humidité fixation corrosion piilage polarisation electrode dépendance t	ρ et O_2 X - - - X	1b	température surface air épaisseur du béton temps depuis initiation corrosion concentration Cl^- sur face armature	T_s R_c t_p C_s^- C_{Cl}^-	$R^2 = 0.904$ $\sigma_{res} = 3.257 \cdot 10^{-3} \cdot R_c^2$ $\ln(108 \cdot i_{corr})$ $= 7.89 + 0.7771 \ln(1.69 \cdot C_{Cl}^-) - \frac{3006}{T_s} - 1.16 \cdot 10^{-4} \cdot R_c + 2.24 \cdot t_p$	

Note : La conversion du taux de corrosion q ($g \cdot m^{-2} \cdot jour^{-1}$) exprimé par les modèles de (Morinaga, 1990) vers la densité de courant de corrosion i_{corr} ($A \cdot m^{-2}$) a été effectuée suivant la norme ASTM-G102 en considérant la masse équivalente du Fer 2. Ainsi, $i_{corr} = 14.61q$.

B. Analyse du tableau de synthèse et constitution du modèle

La sélection d'un modèle non-FEM adapté à un cas d'étude requiert d'être vigilant sur quelques points. Du fait de leur nature, on ne peut considérer ces modèles conformes que sur les gammes de paramètres (propriétés matériaux, conditions environnementales, géométrie de structure) couverts par les données employées pour les calibrer. Parallèlement, en plus d'être fonction du nombre de données, leur précision est liée à leurs méthodes d'obtention. En particulier, on rappelle que les appareils de mesure actuels sont fortement imprécis dans le cas de mesures *in situ*. On tient donc compte de ces considérations pour analyser le Tableau 2.

On conclut alors que le modèle de (Pour-Ghaz et al., 2009) est le plus robuste, versatile et généraliste, dans le sens où : (i) les données de calibration proviennent de résolutions numériques, ce qui annule la possibilité d'erreur de mesure ; (ii) la résolution numérique se base sur une modélisation théorique largement éprouvée ; (iii) les hypothèses du modèle sont peu limitantes relativement à celles prises pour les autres ; (iv) la majorité des facteurs d'influence de la corrosion sont pris en compte (résistivité de l'enrobage, capacité de la structure à limiter la diffusion des agents agressifs et des réactifs et produits de réaction, concentration en chlorures au droit des armatures, conditions hygrothermiques) ; (v) le modèle est capable de rendre compte du courant de corrosion effectif local ; (vi) les gammes de valeur des paramètres d'entrée sont très larges ; (vii) l'adéquation modèle/données est excellente ; (viii) le modèle est capable de restituer avec précision des résultats expérimentaux obtenus pour diverses conditions d'essais. Pour tirer parti de ce dernier point, le paramètre de *densité de courant de corrosion limite* i_L doit toutefois se déterminer en utilisant les modèles intermédiaires de (Bolomey, 1925; Chrisp et al., 2001; Gjörv et al., 1977; Mortimer, 1981; Page and Lambert, 1987; Papadakis et al., 1991; Xi et al., 1994), présentés en Figure 1 et détaillés par (Clerc, 2021, tbl. IV.1). Suivant les données disponibles, jusqu'à 12 modèles intermédiaires sur 8 niveaux de variables (au sens de la nomenclature présentée dans le Tableau 1) peuvent être nécessaires. C'est là le principal inconvénient du modèle de (Pour-Ghaz et al., 2009), car de nombreuses erreurs de modèle peuvent ainsi se cumuler.

III. DEFINITION D'UN MODELE STATISTIQUE DE FACTEUR DE PIQÛRE A PARTIR DE DONNEES D'INSPECTION IN SITU

A. Modèle de calcul de R_{max}

A une échelle de discrétisation locale d'une armature de longueur L (éléments k de faible dimension δ_x), la perte de masse par piqûre s'écrit $m_{p,k} = R_k \times m$ avec R_k le facteur de piqûre *local* en masse et m déterminée comme la moyenne des m_k . A une échelle de discrétisation adaptée au calcul de structure (éléments j de dimensions $\Delta_{x,H} > \delta_x$), celle-ci est ramenée au centre de chaque élément de façon conservative, de sorte que :

$$m_{p,j} = R_{max,j} \times m, \text{ avec } R_{max,j} = \max_{k \in \text{élément } j} [R_k] \quad (2)$$

De façon générale, la détermination d'un modèle statistique de R_{max} nécessite donc d'évaluer la perte de masse par corrosion sur des armatures discrétisées. Par la suite, on considère le cas d'étude évoqué précédemment et plus particulièrement la face abritée de la poutre, pour laquelle l'hypothèse courante de pénétration 1D des chlorures par diffusion dépendante du temps est la

plus robuste. Cela permet de tenir compte des données d'inspection in situ pour la définition de R_{max} . On retient alors (i) le modèle de pénétration de (Val, 2006) (Équation (3)), (ii) une initiation de la corrosion pilotée par un seuil de concentration critique en chlorures C_{cr} , (iii) le modèle de densité de corrosion décrit par le modèle retenu en Partie II, et la loi de Faraday (Équation (2)).

$$t_{i,k} = \text{racine} \left\{ C_{cr,k} - \left[C_{sar,k} \left(\frac{t}{t_r} \right)^\beta \times \text{erfc} \left(\frac{d_k}{2 \sqrt{(t - t_{ex}) D_{ar,k} \left(\frac{t_r}{t} \right)^\alpha}} \right) \right] \right\} \mid t_r = 28 \text{ ans} \quad (3)$$

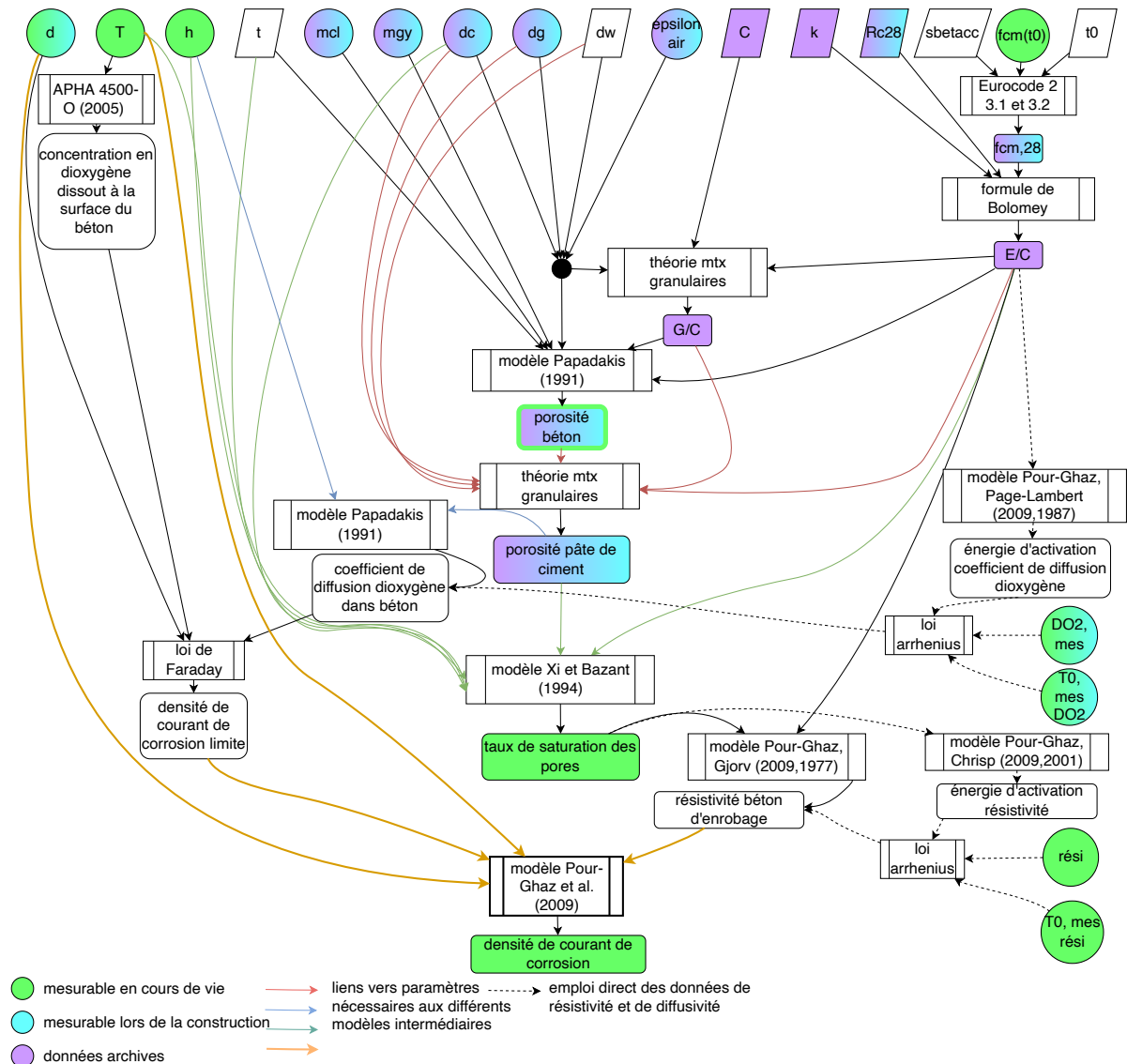


Figure 1. logigramme des modèles de détermination de la densité de courant de corrosion – figure vectorisée

Ces modèles sont alimentés par les données de la poutre J, rigoureusement caractérisées d'un point de vue géostatistique par (Clerc, 2021, para. VII.3, 2021, tbl. X.12) suivant la méthodologie SCAP-1D, tenant compte des non-stationnarités, et mettant en évidence la corrélation linéaire $\rho_{C_{sar}, D_{ar}}$ entre les logarithmes de C_{sar} et D_{ar} . Le modèle 1D est justifié par le fait que les

mesures des paramètres de diffusions sont réalisées assez loin (30 cm) des bords du domaine. Seule la distribution de C_{cr} provient d'une campagne expérimentale externe menée récemment par (Kosalla and Raupach, 2018), dont la méthodologie et les résultats sont jugés robustes d'après les critères émis par (Angst, 2011) et (Kosalla, 2018) et dont les corps d'épreuve sont proches de la structure étudiée.

B. Méthodologie d'estimation des hyperparamètres de R_{max}

Les paramètres modèles de R_{max} sont des champs aléatoires (corrélés dans le cas de $\ln(C_{sar})$ et $\ln(D_{ar})$). De par sa définition, et en retenant $\delta_x = 5$ mm et $\Delta_{x,H} = 100$ mm (tel que $\Delta_{x,H}/\delta_x > 30$), on modélise R_{max} comme un champ aléatoire de loi marginale d'extremum généralisé (GeV) (Johnson et al., 1995, p. 3). Celle-ci est caractérisée par un hyperparamètre (HP) de localisation μ , un HP d'échelle σ et un HP de forme ξ , avec μ et σ a priori fonctions de m décroissantes suivant une loi puissance (Cao, 2014; Yu et al., 2015; Zhang et al., 2019).

Afin de disposer simultanément d'un cas de référence et de bornes pour les courbes d'évolution des HP de R_{max} , on considère plusieurs jeux d'HP pour les paramètres modèles. On fixe alternativement leurs hyperparamètres statistiques (μ, σ) à leur valeur moyenne. Leur quantile à 2.5%, et leur quantile à 97.5%. $\rho_{C_{sar}, D_{ar}}$ est quant à lui alternativement fixé à sa valeur estimée, sa borne supérieure, et sa borne inférieure (Clerc, 2021, para. X.3.4.1.b), 2021, para. III.1.3.4.e)). Enfin les échelles de fluctuation sont alternativement fixées de façon à définir un cas de référence (valeur estimée en cas de corrélation spatiale identifiable, $\Delta_{x,H}$ sinon) et deux cas limite (homogénéité au sein du VER et ergodicité).

Pour chaque jeu d'HP modèle, on estime alors les HP de R_{max} par maximum de vraisemblance (MLE) à partir de 60 simulations, et ce pour un temps d'exposition aux chlorures de 100 ans (étude à long terme en limitant l'incertitude tout en maîtrisant les coûts de calcul).

C. Résultats

Par la suite, les courbes d'évolution des HP de R_{max} sont tracées en fonction de la perte de masse sous corrosion généralisée équivalente relative $m_R = m/(\rho_{Fe} \cdot L \cdot A_{st, nom})$ afin de généraliser les résultats obtenus (Zhang et al., 2019).

On considère dans un premier temps une armature HA12 (Figure 2). On observe bien des lois puissance décroissante pour μ et σ , mais on ne peut pas aisément dégager de modèle pour ξ . Pour des faibles valeurs de résistivité uniquement, on observe toutefois que ξ est proche de 0. Dans ce cas, R_{max} suit une loi de Gumbel (GeV avec $\xi = 0$), validée expérimentalement pour des essais de corrosion accélérée, mais non testée sur des données de corrosion naturelle *in situ*.

Afin de proposer un modèle dans cette situation, on échantillonne les HP des paramètres modèles en ne considérant plus que les données issues de la moitié côté berge de la face abritée de la poutre J, pour lesquelles la résistivité est la plus faible, et en considérant une loi de Gumbel pour la distribution marginale de R_{max} . Les estimations de μ et σ sont effectuées pour un HA12 et un HA32 (pour lequel on vérifie également que $\xi = 0$ dans ce cas, voir Figure 3). Celles-ci sont alors toutes deux bornées à gauche et à droite par les cas respectivement associés aux valeurs maximales et minimales de $\mu_{D_{ar}}$. Ceux-ci sont alors présentés sur la Figure 4, ainsi que leurs modèles d'évolutions estimés par moindres carrés (LES), décrits dans le Tableau 3.

Tableau 3. modèles extrêmes des hyperparamètres du facteur de piqûre fonction du diamètre d'armature et de la perte de masse généralisée équivalente relative m_R

	$\hat{\mu}_{inf}$	$\hat{\mu}_{sup}$	$\hat{\sigma}_{inf}$	$\hat{\sigma}_{sup}$
HA12	$1,04 \times m_R^{-0,29} (R^2 = 0,99)$	$1,12 \times m_R^{-0,49} (R^2 = 1,00)$	$0,24 \times m_R^{-0,54} (R^2 = 1,00)$	$0,53 \times m_R^{-0,60} (R^2 = 1,00)$
HA32	$0,80 \times m_R^{-0,31} (R^2 = 0,99)$	$0,81 \times m_R^{-0,44} (R^2 = 1,00)$	$0,14 \times m_R^{-0,55} (R^2 = 1,00)$	$0,31 \times m_R^{-0,58} (R^2 = 1,00)$

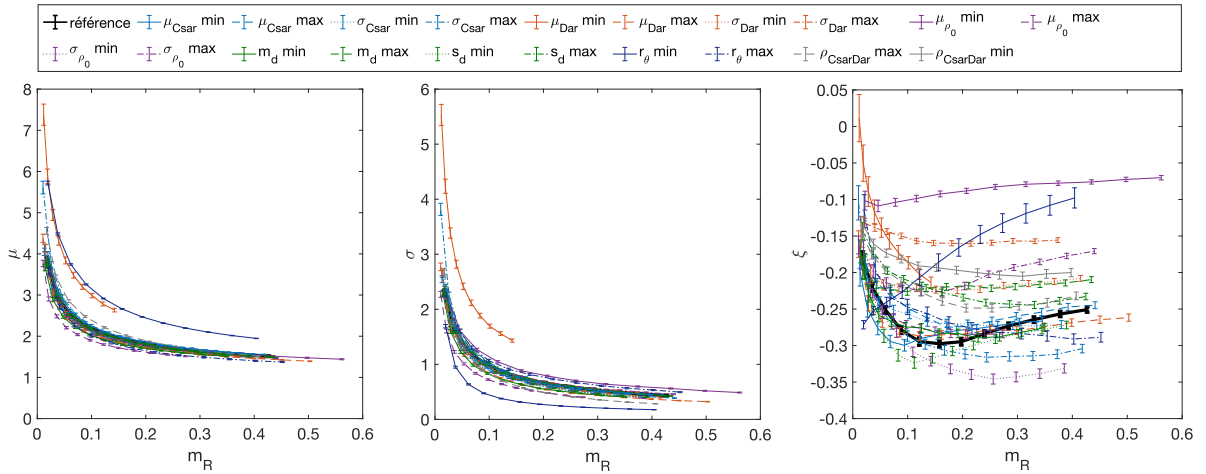


Figure 2. évolution des MLE des HP de R_{max} en fonction de m_R (distribution GeV, armature HA12)

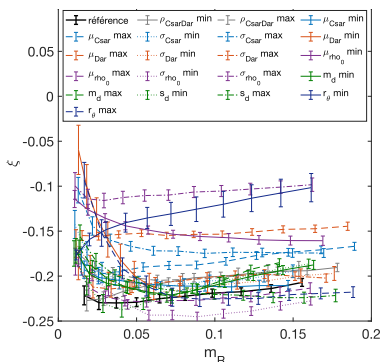


Figure 3. évolution de la MLE de ξ en fonction de m_R (GeV, HA32)

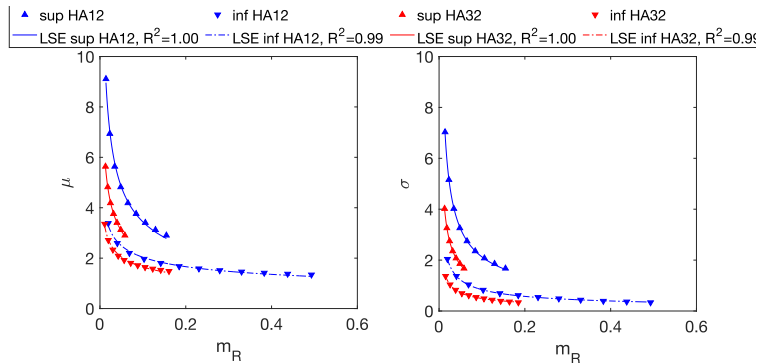


Figure 4. modèles d'évolution des hyperparamètres de R_{max} en fonction de m_R (distribution de Gumbel, armatures HA12 et HA32)

IV. CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons traité deux difficultés généralement rencontrées lors de la constitution et la calibration d'un modèle probabiliste de propagation de la corrosion par piqûre à partir des données d'inspection *in situ* d'une poutre de quai : (i) le choix d'un modèle de densité de courant de corrosion non-FEM adapté tenant compte des données d'inspection, et (ii) la définition des hyperparamètres (HP) de distribution du facteur de piqûre en masse R_{max} .

Après établissement d'une revue comparée des modèles non-FEM de densité de courant de corrosion, nous avons retenu, du fait de sa grande polyvalence, le modèle semi-analytique de (Pour-Ghaz et al., 2009), en imbrication avec douze modèles semi-empiriques cohérents entre eux et permettant d'inclure jusqu'à huit types de données d'inspection en entrée.

Nous avons ensuite complété ce modèle avec le modèle de pénétration des chlorures de (Val, 2006), les valeurs de concentration critique estimée par (Kosalla and Raupach, 2018) et la loi de Faraday, puis l'avons calibré à partir des HP de champ aléatoire des données d'inspections. A partir d'un calcul probabiliste, nous avons alors estimé les HP de R_{max} , supposés suivre une loi GeV. En considérant les données de résistivité minimale (côté berge, face abritée de la poutre), les résultats généralisés sont cohérents avec ceux communément issus d'essais accélérés : distribution de Gumbel, décroissance en loi puissance en fonction de la perte de masse moyenne. Celle-ci est toutefois très sensible à la moyenne de la diffusivité des chlorures, raison pour laquelle nous avons estimé les bornes d'un modèle d'évolution des HP. Dans un cas plus général, les résultats généralisés penchent toutefois pour une distribution GeV de R_{max} , sans privilège de type (Gumbel, Weibull, Fréchet). Ils invitent donc à la réalisation d'études de caractérisation *in situ* pour des éléments BA soumis à de la corrosion naturelle.

REFERENCES

Angst, U., 2011. Chloride induced reinforcement corrosion in concrete Concept of critical chloride content – methods and mechanisms. Norwegian University of Science and Technology, Trondheim.

Bolomey, J., 1925. Détermination de la résistance à la compression des mortiers et bétons. <https://doi.org/10.5169/seals-39510>

Cao, C., 2014. 3D simulation of localized steel corrosion in chloride contaminated reinforced concrete. *Constr. Build. Mater.* 72, 434–443. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2014.09.030>

Chrisp, T., Starrs, G., McCarter, W.J., Rouchotas, E., Blewett, J., 2001. Temperature-conductivity relationships for concrete: An activation energy approach. *J. Mater. Sci. Lett.* 20, 1085–1087.

Clerc, R., 2021. Sur l'estimation de la variabilité spatiale des paramètres de corrosion et sa nécessité pour les plans de maintenance des ouvrages maritimes en béton armé (These de doctorat). Nantes.

Gjørsv, O.E., Vennesland, Ø.E., El-Busaidy, A.H.S., 1977. Electrical Resistivity Of Concrete In The Oceans, in: Offshore Technology Conference. Presented at the Offshore Technology Conference, Offshore Technology Conference, Houston, Texas. <https://doi.org/10.4043/2803-MS>

Johnson, N.L., Balakrishnan, N., Kotz, S., 1995. Continuous univariate distributions. Vol.2, 2ed. ed. Wiley.

Kosalla, M., 2018. Critical chloride content of reinforcing steel in concrete – Influence of anodic polarization, steel/concrete interface quality and sampling accuracy. RWTH Aachen University.

Kosalla, M., Raupach, M., 2018. Diagnosis of concrete structures: the influence of sampling parameters on the accuracy of chloride profiles. *Mater. Struct.* 51, 75. <https://doi.org/10.1617/s11527-018-1199-7>

Morinaga, S., 1990. Prediction of service lives of reinforced concrete buildings based on rate of corrosion of reinforcing steel., in: *Of Reinforcing Steel. Proceedings of the 5th International Conference on Durability of Building Materials and Components*. 7-9 November, Brighton, UK. Brighton, UK.

Mortimer, C.H., 1981. The oxygen content of air-saturated fresh waters over ranges of temperature and atmospheric pressure of limnological interest: With 6 figures and 1 table in the text and on 1 folder, and 4 appendices. *SIL Commun.* 1953-1996 22, 1–23. <https://doi.org/10.1080/05384680.1981.11904000>

Othmen, I., Bonnet, S., Schoefs, F., 2018. Statistical investigation of different analysis methods for chloride profiles within a real structure in a marine environment. *Ocean Eng.* 157, 96–107. <https://doi.org/10.1016/j.oceaneng.2018.03.040>

Otieno, M., Beushausen, H., Alexander, M., 2012. Prediction of corrosion rate in reinforced concrete structures – a critical review and preliminary results. *Mater. Corros.* 63, 777–790. <https://doi.org/10.1002/maco.201106282>

Page, C., Lambert, P., 1987. Kinetics of oxygen diffusion in hardened cement pastes. *J. Mater. Sci.* 22, 942–946.

Papadakis, V.G., Vayenas, C.G., Fardis, 1991. Physical and Chemical Characteristics Affecting the Durability of Concrete. *ACI Mater. J.* 88. <https://doi.org/10.14359/1993>

Papakonstantinou, K.G., Shinozuka, M., 2013. Probabilistic model for steel corrosion in reinforced concrete structures of large dimensions considering crack effects. *Eng. Struct.* 57, 306–326. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2013.06.038>

Pour-Ghaz, M., Isgor, O.B., Ghods, P., 2009. The effect of temperature on the corrosion of steel in concrete. Part 1: Simulated polarization resistance tests and model development. *Corros. Sci.* 51, 415–425. <https://doi.org/10.1016/j.corsci.2008.10.034>

Ravahatra, N.R., Duprat, F., Schoefs, F., de Larrard, T., Bastidas-Arteaga, E., 2017. Assessing the Capability of Analytical Carbonation Models to Propagate Uncertainties and Spatial Variability of Reinforced Concrete Structures. *Front. Built Environ.* 3. <https://doi.org/10.3389/fbuil.2017.00001>

Val, D., 2006. Service-life performance of RC structures made with supplementary cementitious materials in chloride-contaminated environments, in: *ConcreteLife'06 - International RILEM-JCI Seminar on Concrete Durability and Service Life Planning: Curing, Crack Control, Performance in Harsh Environments*. Presented at the *ConcreteLife'06 - International RILEM-JCI Seminar on Concrete Durability and Service Life Planning: Curing, Crack Control, Performance in Harsh Environments*, RILEM Publications SARL, Dead Sea, Israel, pp. 363–373. <https://doi.org/10.1617/291214390X.038>

Xi, Y., Bažant, Z.P., Jennings, H.M., 1994. Moisture diffusion in cementitious materials Adsorption isotherms. *Adv. Cem. Based Mater.* 1, 248–257. [https://doi.org/10.1016/1065-7355\(94\)90033-7](https://doi.org/10.1016/1065-7355(94)90033-7)

Yu, L., François, R., Dang, V.H., L'Hostis, V., Gagné, R., 2015. Distribution of corrosion and pitting factor of steel in corroded RC beams. *Constr. Build. Mater.* 95, 384–392. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2015.07.119>

Zhang, M., Song, H., Lim, S., Akiyama, M., Frangopol, D.M., 2019. Reliability estimation of corroded RC structures based on spatial variability using experimental evidence, probabilistic analysis and finite element method. *Eng. Struct.* 192, 30–52. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2019.04.085>