



HAL
open science

Simulation stratégique de renouvellement de canalisations d'eau potable (ROC)

Yves Le Gat

► **To cite this version:**

Yves Le Gat. Simulation stratégique de renouvellement de canalisations d'eau potable (ROC). INRAE UR ETTIS. 2022, pp.30. hal-04703312

HAL Id: hal-04703312

<https://hal.inrae.fr/hal-04703312v1>

Submitted on 20 Sep 2024

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

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



Projet ROC – Note méthodologique

Simulation stratégique

de renouvellement de canalisations

Le Gat Unité ETTIS

INRAE NOUVELLE AQUITAINE BORDEAUX

50 Avenue de Verdun, 33610 CESTAS

Table des matières

	1 Introduction	4
	2 Simulation long terme probabiliste	7
5	2.1 Nécessité d'une vision long terme	7
	2.2 Schéma de simulation long terme	8
	2.3 Algorithmie de simulation long terme	9
	2.4 Probabilité de renouvellement obligatoire	10
	2.5 Probabilité de renouvellement ciblé	11
10	2.6 Probabilité de renouvellement d'opportunité	11
	2.7 Combinaison des probabilités	13
	2.8 Synthèses annuelles	13
	3 Prise en compte d'une performance multidimensionnelle	13
	Références	15
15	A Le modèle LEYP de défaillances répétées	18
	B Le modèle conjoint LEYP2s de défaillances répétées et de mise hors service	20
	B.1 Le phénomène de survie sélective	20
	B.2 Modélisation conjointe des défaillances et de la MHS	21
	B.3 LEYP2s vs LEYP	22
20	B.4 Exposition du tronçon à la rénovation d'infrastructures tierces	22
	C Proposition de modélisation du volume de fuite	24
	D Proposition de modélisation de la pollution au CVM	25
	E Données nécessaires au calage d'un modèle LEYP ou LEYP2s	27
	F Liste des données tronçon nécessaires pour les simulations long terme	29
25	F.1 Remarque concernant l'optimisation économique	30

Table des figures

	1.1	Multi-dimensionalité de la GPI	4
	1.2	Les trois champs d'activités en gestion patrimoniale des réseaux d'eau	5
	1.3	Position logique de la simulation long terme	6
30	2.1	Exploration des trajectoires possibles pour un tronçon de réseau donné	9
	A.1	Fonction de comptage $N(t)$ et sa dérivée $dN(t)$	18
	A.2	Fenêtres d'observation et de prédiction	19
	B.1	Historique incomplet et biais d'information	20

1 Introduction

35 La gestion patrimoniale peut être définie comme l'ensemble des actions visant au maintien sur le long terme de la capacité de l'infrastructure à fournir un service de performance acceptable pour les usagers, à coût pour la société et impact sur l'environnement supportables. Afin d'éviter toute ambiguïté sémantique avec la gestion financière de portefeuille d'actifs, à laquelle se réfère le plus souvent l'expression anglaise *Asset Management*, les locutions « Gestion Patrimoniale des Infrastructures » (GPI), et plus particulièrement « Gestion Patrimoniale des Réseaux d'Eau » (GPRE), sont utilisées dans ce document.

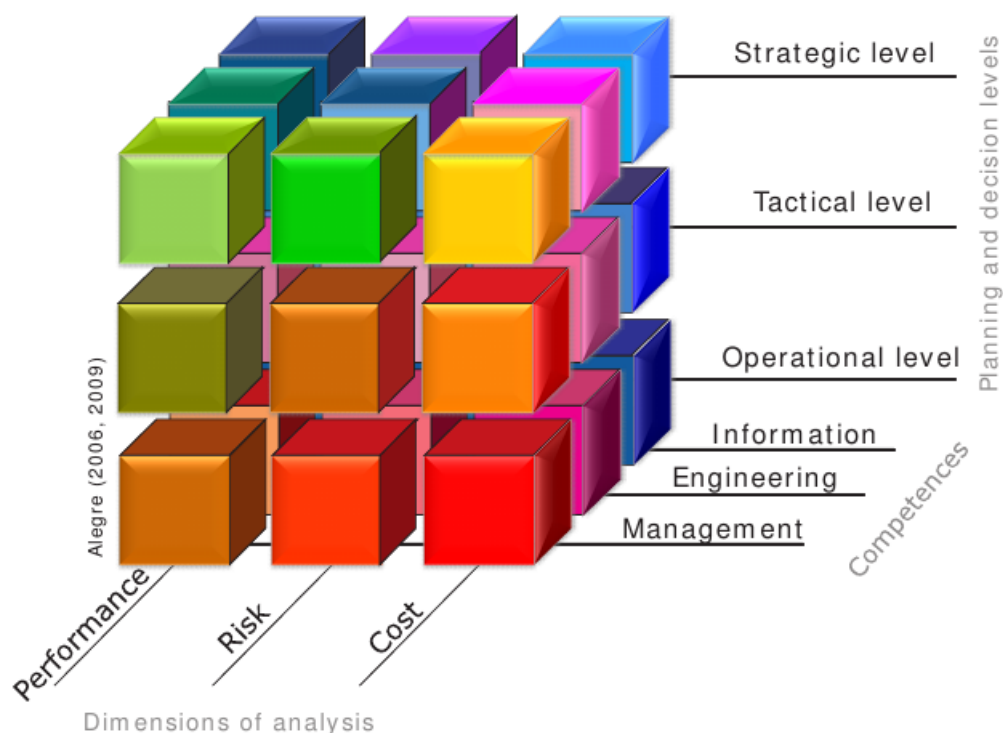


FIGURE 1.1 : Multi-dimensionnalité de la GPI

Une conception assez récente de la GPI, proposée par Alegre et al. [2012] est illustrée par la Fig. 1.1. Cette vision reprend, de façon plus formalisée, celle déjà mise en avant au début des années 2000 par le projet européen CARE-W du 5^{ème} PCRD (Saegrov [2005]). Trois idées directrices sont à mettre en avant :

- la GPI est pilotée par la « performance » du service rendu par l'infrastructure, dans une logique de gestion à coûts contraints des risques afférents à son usure et à son obsolescence ;
- la GPI articule logiquement les trois temporalités du long terme « stratégique » (*i.e.* plusieurs dizaines d'années, transcendant les générations humaines), du moyen terme « tactique » de la planification budgétaire (souvent décennale), et du court terme « opérationnel » de la programmation annuelle des travaux de rénovation des infrastructures ;

- la GPI mobilise, comme illustré par la Fig. 1.2, des « champs d'activités » de natures opérationnelle, informationnelle ou relevant de la gouvernance.

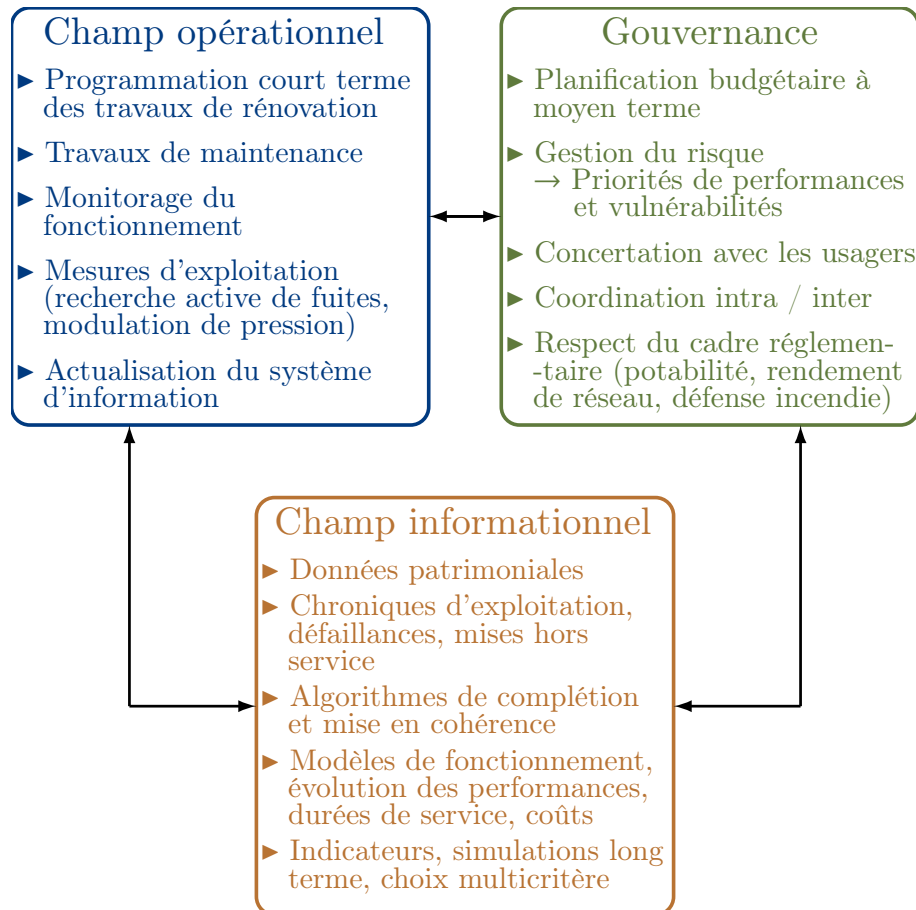


FIGURE 1.2 : Les trois champs d'activités en gestion patrimoniale des réseaux d'eau

55 La performance du service rendu est prise au sens de la capacité à maîtriser les risques, ces derniers étant définis comme produits de la probabilité de défaillance (des éléments d'infrastructure) et de la mesure de l'impact de la défaillance sur les éléments vulnérables exposés à cette dernière (usagers du service, environnement humain, construit et naturel). La prédiction du risque requiert ainsi la modélisation du processus de défaillance et l'évaluation de l'impact 60 potentiel selon le nombre et la qualité des éléments vulnérables ; cela conduit à considérer une échelle de vulnérabilité, dont la définition est une question « politique ».

L'articulation des temporalités pose la question cruciale de la cohérence entre la planification budgétaire, qui fixe l'effort financier à consacrer annuellement à la rénovation de l'infrastructure, et la programmation annuelle des travaux qui doit allouer au mieux cette enveloppe 65 budgétaire. La planification budgétaire est en effet censée réaliser un compromis entre l'objectif d'assurer la pérennité du service à un certain niveau de qualité et le maintien d'un coût d'accès au service (« prix de l'eau ») supportable pour l'utilisateur, voire d'une empreinte environnementale limitée ; cela suppose que la rénovation de l'infrastructure cible principalement ses éléments dont le niveau de détérioration en pénalise le plus la performance. Cependant la programmation

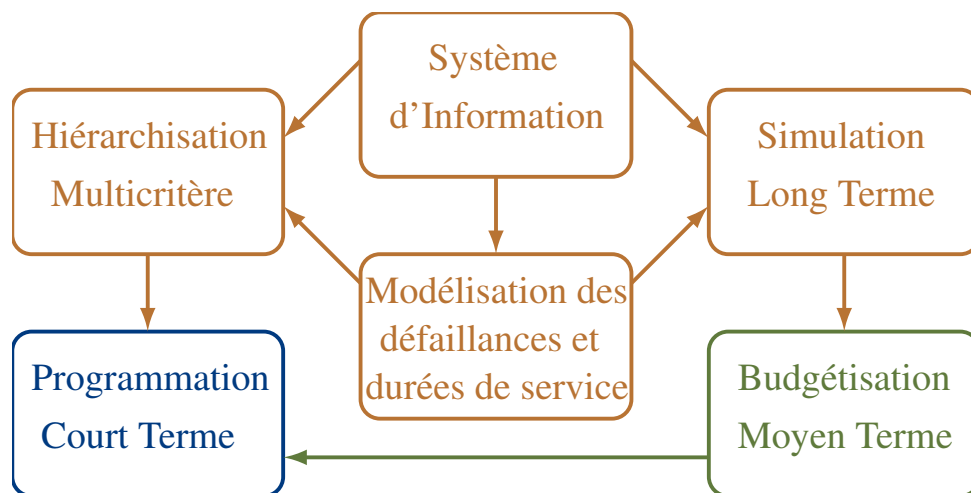


FIGURE 1.3 : Position logique de la simulation long terme

70 annuelle des travaux de rénovation se trouve en pratique fortement conditionnée par l'évolution du territoire desservi et de la géographie de la demande de service, ainsi que par la coordination des travaux (imposée ou choisie selon les cas) sur les infrastructures partageant la même emprise, en particulier la voirie.

Assurer la cohérence entre planification budgétaire et programmation annuelle des travaux de rénovation implique une concertation sur des bases objectives entre agents impliqués dans la GPRE aux niveaux des champs gouvernanciel et opérationnel. Une telle concertation suppose un accès symétrique des parties prenantes à une information actualisée et formalisée de façon claire, et adaptée à l'investigation prospective ; cela confère au champ informationnel un rôle particulier, illustré par la Fig. 1.2, de truchement entre champs gouvernanciel et opérationnel.

80 Le présent document est ainsi centré sur la conception d'un outil de simulation de la rénovation sur le long terme, aux fins d'évaluation de l'effort budgétaire à consentir sur le moyen terme pour assurer un niveau requis de performance du service sur le long terme, tout en satisfaisant aux contraintes d'aménagement et de coordination sur le court terme. La nécessité logique d'un tel outil de simulation est conceptualisée par la Fig. 1.3.

85 Dans le cadre du projet « Renouvellement Optimisé des Canalisations », la performance du service offert à l'utilisateur est considérée selon trois dimensions :

- la continuité du service, principalement dépendante des casses de canalisations, dont l'occurrence et la réparation induisent des interruptions de service,
- la préservation de la ressource en eau, largement tributaire de la maîtrise des pertes d'eau mise en distribution,
- la qualité de l'eau distribuée, influencée par la migration possible de polluants émis par les canalisations elles-mêmes, dont l'exemple-type considéré ici est celui des monomères de chlorure de vinyle (CVM) produits par les canalisations en PVC manufacturées avant 1980.

95 Si le projet ROC peut bénéficier d'une modélisation éprouvée des défaillances de canalisations, le modèle LEYP décrit en annexe A, il n'en va pas de même de la modélisation des

fuites, et de celle de la pollution de l'eau distribuée aux CVM. Les sections C et D, s'attachent à proposer des modèles théoriques, non validés sur le terrain, mais mettant cependant à profit les connaissances disponibles dans la littérature, ainsi que celles acquises sur pilotes hydrauliques dans le cadre de ce même projet.

L'expérience des simulations stratégiques de renouvellement des canalisations, acquise lors de projets précédents, tels qu'en particulier le projet ChaPEau, constitue une base solide quant à l'algorithmie à mettre en oeuvre, mais est cependant limitée au traitement d'une performance unidimensionnelle du service, nommément celle concernant la continuité du service. La section 3 s'attache à proposer une méthode de simulation de programmation annuelle de renouvellements qui priorise les canalisations candidates de façon à consommer concurremment trois parts budgétaires, de hauteurs prédéfinies, allouées respectivement aux trois dimensions de la performance considérées.

2 Simulation long terme probabiliste

L'étude de Large et al. [2015] des divers outils d'aide à la décision mis à disposition des exploitants de réseaux d'eau, tant pour la planification sur le moyen terme (typiquement 10 ans) du budget de renouvellement des conduites, que pour la programmation annuelle des chantiers de renouvellement, met en évidence les deux points cruciaux suivants :

- la programmation annuelle des chantiers de renouvellement est une tâche d'une grande complexité, et seule une fraction de ces chantiers est susceptible de pleinement contribuer à améliorer la performance du service offert aux usagers, i.e. en phase avec les objectifs stratégiques du service des eaux ;
- l'évaluation des besoins budgétaires de renouvellement sur le moyen terme se fonde soit sur des avis d'experts qui traduisent une forte « dépendance au sentier » (en partie justifiée par la nécessaire stabilité du tarif d'accès au service), soit sur des calculs d'optimisation économique qui ne considèrent que les seuls renouvellements ciblés sur la performance, essentiellement concernant la continuité du service et la maîtrise des défaillances.

En conséquence, Large [2016] conclut que la cohérence entre décisions opérationnelles et budgétaires n'est pas assurée, et que leur mise en oeuvre combinée ne peut pas garantir l'atteinte sur le long terme des objectifs stratégiques du service de l'eau.

2.1 Nécessité d'une vision long terme

Le taux annuel de renouvellement des conduites ne peut pas, pour des raisons économiques, excéder 1 ou 1.5 % de la longueur totale du réseau ; par suite l'effet de la politique de renouvellement ne peut être apprécié sur une base annuelle. La nécessité d'évaluer cet effet sur plusieurs années milite ainsi en faveur de la recherche d'une vision long terme.

De plus le caractère agrégatif, tant spatialement que temporellement (see Goulter et al. [1993], Kleiner et al. [2001], Burn et al. [2003], Tlili and Nafi [2012], Le Gat [2014]), du phénomène de casse de conduite, implique que la hiérarchisation court terme des conduites selon leur risque de défaillance repose fortement sur l'observation des casses passées. Les calculs

135 d'évolution du processus de casses et d'appréciation de l'effet des travaux de renouvellement sur un horizon temporel pluridécennal devraient ainsi rendre compte du « gain d'information » constitué par l'observation des casses tout au long de la durée de service des conduites (cf. Taillandier et al. [2020] pour une idée similaire dans le domaine de la gestion patrimoniale des collecteurs d'assainissement).

140 La thématique des simulations long terme fait l'objet, comme mentionné par Rulleau et al. [2020], de développements actifs, dans une voie partiellement inspirée par Alvisi and Franchini [2009], mais procédant de manière probabiliste. Cette approche est en effet adéquate dans un cadre prospectif, avec les justifications suivantes :

- 145 • la simulation du gain d'information, qui guide au fil des ans les décisions opérationnelles de renouvellement, doit se substituer au schéma déterministe qui postule a priori une trajectoire moyenne d'évolution des défaillances ;
- l'emplacement précis des futures opérations d'aménagement du territoire et de réhabilitation des voiries est inconnu au delà de quelques années, et l'exposition des conduites à ces contraintes ne peut être simulée que de façon probabiliste.

150 **2.2 Schéma de simulation long terme**

Un ensemble d'hypothèses de base doit être posé :

- 155 • le processus de défaillance des conduites suit un modèle LEYP (généralement considéré avec une stratification par matériau), dont les paramètres doivent être calés au préalable, en utilisant un historique de défaillances et de mises hors service (correction LEYP2s du biais de survie sélective) disponible au sein du SI du service de l'eau ;
- le coût de renouvellement est modélisé (fonction ou abaque) à l'échelle du tronçon de réseau, selon ses caractéristiques (matériau, diamètre, environnement urbain vs. rural, etc.) ; le coût de renouvellement en cas de chantier coordonné doit être modulé par un coefficient K , possiblement fonction des caractéristiques de la conduite (diamètre ou environnement principalement) ;
- 160 • selon son importance hydraulique, chaque tronçon peut être caractérisé par un index de criticité hydraulique (cf. Ayala Cabrera et al. [2017], Marlim et al. [2019]), qui mesure l'impact de sa défaillance sur les usagers du service, ainsi que sur l'environnement humain et construit potentiellement affectés, en pondérant selon leur vulnérabilité.

165 La simulation long terme relève d'une logique *what if*, et doit ainsi se baser sur un jeu de paramètres, ajustables de façon à pouvoir investiguer des stratégies alternatives de gestion des renouvellements :

- une séquence de budgets annuels de renouvellement couvrant l'étendue temporelle de simulation,
- 170 • une clé de répartition pour distribuer le budget annuel entre les travaux de renouvellements obligatoires, d'opportunité, et ciblés,

- en cas de coordination « simple », un coefficient qui traduit la capacité du service de l'eau à choisir parmi les chantiers de réhabilitation de voirie ceux concernant des conduites dont la détérioration suspectée justifie le renouvellement,
- en cas de coordination « co-active », un coefficient qui traduit la probabilité que la priorité de renouvellement accordée à un tronçon par le service de l'eau entraîne la réhabilitation coordonnée d'autres infrastructures partageant la même emprise.

175

2.3 Algorithmie de simulation long terme

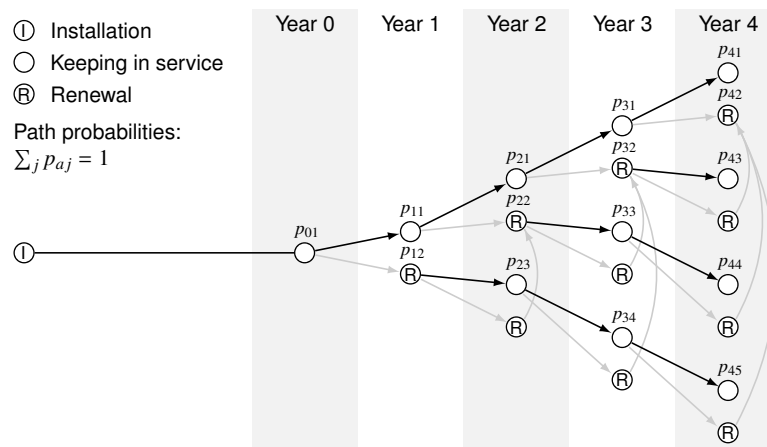


FIGURE 2.1 : Exploration des trajectoires possibles pour un tronçon de réseau donné

L'algorithme de simulation long terme est basé sur l'exploration des trajectoires possibles de chaque tronçon, en construisant par itération annuelle un arbre de probabilités, illustré par la Fig. 2.1.

180

L'estimation pour chaque année a des probabilités p_{aj} en Fig. 2.1 nécessite les étapes suivantes :

- classer les trajectoires de l'ensemble des tronçons par risque de défaillance (i.e. produit de la criticité du tronçon par le nombre attendu de défaillances l'année a , sachant l'historique de défaillances jusqu'à l'année $a - 1$), en utilisant le modèle LEYP;
- incrémenter l'historique de défaillance « virtuellement » observé pour chaque trajectoire, en générant pour l'année a un nombre aléatoire de défaillances (sachant l'historique observé jusqu'à l'année $a - 1$), toujours en utilisant le modèle LEYP;
- allouer de façon probabiliste le budget de renouvellement de l'année a entre les parts, dénotées B_M , B_O et B_P , respectivement dédiées aux renouvellements obligatoires, d'opportunité et ciblés;
- agréger les trajectoires possibles de chaque tronçon qui impliquent le renouvellement du tronçon cette même année a (comme illustré par les flèches ascendantes dans la Fig. 2.1), et combiner les probabilités de renouvellement résultantes dans les p_{aj} .

185

190

195

L'agrégation des trajectoires à la dernière étape ci-dessus tempère la possible inflation combinatoire des trajectoires possibles, autorisant la réalisation des calculs dans un temps raisonnable sur un ordinateur personnel, pour un réseau de quelques dizaines de milliers de tronçons.

Les calculs pour une année donnée a d'évaluation des probabilités p_{aj} sont exposés dans les sections suivantes 2.4, 2.5 et 2.6, où la référence à l'année considérée est ignorée par souci d'allègement des notations. L'ensemble des trajectoires des tronçons du réseaux, générées au fil des années de simulation, seront désormais considérées comme autant de « tronçons virtuels », indexés par i , et affectés des poids w_i , dont la somme globale vaut le nombre de « tronçons réels » supposés composer le réseau l'année considérée, et dont la somme pour chaque tronçon réel vaut 1 à l'instar des p_{aj} considérés plus haut. On gardera à l'esprit que les tronçons virtuels associés à un même tronçon réel ont, hormis dans le cas trivial de la première année de simulation, des âges différents, puisque leur renouvellement est simulé sur des années différentes; leurs caractéristiques peuvent même différer, selon que leur renouvellement répond *e.g.* à un besoin de renforcement, ou implique un changement de matériau (*e.g.* politique de remplacement des fontes grises par de la fonte ductile ou du PVC).

2.4 Probabilité de renouvellement obligatoire

Plusieurs raisons peuvent impliquer le renouvellement obligatoire de canalisations :

- des opérations d'aménagement du territoire ou de rehabilitation structurante de voirie requièrent souvent le déplacement de conduites ;
- le développement urbain ou les changements démographiques peuvent entraîner le renforcement ou l'abandon de certaines conduites ;
- l'évolution des normes sanitaires de potabilité de l'eau distribuée peuvent obliger le remplacement de conduites qui dégradent la qualité de l'eau (*e.g.* émission de monomères de chlorure de vinyle par les conduites en PVC posées avant 1980) ;
- la répugnance de l'utilisateur à utiliser de l'eau colorée par la corrosion de conduites métalliques incite au remplacement des conduites suspectes ;
- la mise en place de programmes visant à éliminer les conduites dont la maintenance est problématique (*e.g.* sur-coût élevé de réparation des conduites en amiante-ciment) ;
- amélioration graduelle planifiée de la configuration du réseau, visant à en faciliter l'exploitation ou la gestion (voir *e.g.* Gilbert et al. [2017] concernant la maîtrise des fuites).

Estimer pour chaque tronçon la probabilité τ_{Mi} de subir une année donnée un renouvellement obligatoire pour une des raisons ci-dessus nécessite d'explorer les transformations possibles du réseau sous certaines hypothèses prospectives, validées par modélisation hydraulique, comme exposé par Rulleau et al. [2020]. L'estimation de la probabilité τ_{Mi} peut en outre être modulée autour de la valeur moyenne sur l'aire géographique du réseau τ_M , selon les caractéristiques du tronçon i en mettant en oeuvre la méthode de calcul exposée en section B.4.

En notant $K_i C_{Ri}$ le coût de renouvellement du tronçon i (en prenant en compte l'effet possible de la coordination sur la modulation du coût via le coefficient K_i), la valeur attendue de la part

budgétaire B_M consommée par les renouvellements obligatoires est :

$$EB_M = \sum_i K_i C_{Ri} \tau_{Mi} W_i$$

2.5 Probabilité de renouvellement ciblé

La probabilité des renouvellements ciblés (*i.e.* visant des tronçons dont l'état pénalise la performance du service offert à l'utilisateur) se calcule de façon à consommer la part budgétaire B_P . Les trajectoires des tronçons sont classées à cet effet par risque de défaillance décroissant, et les n_P premières sont sélectionnées. Le rang n_P est pris tel que :

$$\sum_{i=1}^{n_P} EC_{Ri} \leq B_P < \sum_{i=1}^{n_P+1} EC_{Ri}$$

où les coûts attendus de renouvellement dépendent de la probabilité que les chantiers soient concernés aussi par une obligation de renouvellement ou par une opportunité de coordination :

$$EC_{Ri} = [(\tau_{Mi} + \tau_{Oi}) K_i + (1 - \tau_{Mi} - \tau_{Oi})] C_{Ri} W_i$$

2.6 Probabilité de renouvellement d'opportunité

Dans le cas d'une coordination simple entre les services de l'eau et de la voirie, la probabilité τ_{Oi} du tronçon i d'être exposé une année donnée à une réhabilitation de voirie offrant l'opportunité de son renouvellement en coordination avec la rénovation de la voirie, est estimée conditionnellement au taux annuel de réhabilitation de la voirie (dont la valeur est susceptible de varier géographiquement). Ce taux doit faire l'objet d'hypothèses prospectives à moyen ou long terme. L'estimation de la probabilité τ_{Oi} peut en outre, à l'instar de τ_{Mi} en section 2.4, être modulée autour de la valeur moyenne sur l'aire géographique du réseau τ_O , selon les caractéristiques du tronçon i en mettant en oeuvre la méthode de calcul exposée en section B.4.

Comme le taux τ_O est le plus souvent notablement supérieur au taux de renouvellement des conduites, la marge de manoeuvre du service de l'eau peut se situer entre deux positions extrêmes :

- le programme annuel de réhabilitation des voiries est communiqué au service de l'eau suffisamment à l'avance pour que des renouvellements coordonnés de conduites puissent être choisis en ciblant l'amélioration de la performance ;
- ou à l'opposé cette sélection orientée n'est pas possible, et les renouvellements coordonnés sont aléatoirement sélectionnés, sans tenir compte de la détérioration des tronçons.

Ces situations opposées sont modélisées par un taux de « connaissance anticipée » τ_A , dont la valeur est de 1 dans le premier cas de « complète anticipation » du programme de voirie, de 0 dans le second cas.

De façon plus précise deux variables aléatoires de Bernoulli (VAB) sont introduites :

- la VAB V_{Oi} est une variable indicatrice de valeur $V_{Oi} = 1$ si le tronçon i est exposé à une réhabilitation de voirie qui offre une opportunité de renouveler la conduite, $V_{Oi} = 0$ sinon ; sa probabilité est $\Pr \{V_{Oi} = 1\} = \tau_{Oi}$;

- la VAB R_i est une variable indicatrice de valeur $R_i = 1$ quand le tronçon i est renouvelé lors de l'année considérée, 0 sinon.

260 Pour les conduites dont le rang de risque est supérieur à n_p , la somme de coûts aléatoires suivante est considérée :

$$\forall i \in \{n_p + 1, \dots, n\}, \quad S_i = \sum_{k=n_p+1}^i K_k C_{Rk} V_{Ok} \quad (2.1)$$

où n est le nombre total de tronçons du réseau.

L'espérance de S_i est alors :

$$ES_i = \sum_{k=n_p+1}^i K_k C_{Rk} \tau_{Ok} \quad (2.2)$$

et sa variance :

$$\text{Var}S_i = \sum_{k=n_p+1}^i K_k^2 C_{Rk}^2 \tau_{Ok} (1 - \tau_{Ok}) \quad (2.3)$$

265 La probabilité du renouvellement d'opportunité avec connaissance anticipée du programme de voirie est donc :

$$\Pr \{R_i = 1 | V_{Oi} = 1, \tau_A = 1\} = \Pr \{S_i \leq B_O\} \simeq \Phi \left(\frac{B_O - ES_i}{\sqrt{\text{Var}S_i}} \right) \quad (2.4)$$

où est faite une approximation gaussienne, $\Phi()$ denotant la fonction de répartition de la loi normale standard.

Dans le cas de connaissance non anticipée, cette probabilité est simplement uniforme :

$$\Pr \{R_i = 1 | V_{Oi} = 1, \tau_A = 0\} = \frac{B_O}{ES_n}$$

Et dans un cas intermédiaire de connaissance anticipée partielle du programme de voirie, *i.e.* $\tau_A \in [0, 1]$:

$$\Pr \{R_i = 1 | V_{Oi} = 1, \tau_A\} \simeq \tau_A \Phi \left(\frac{B_O - ES_i}{\sqrt{\text{Var}S_i}} \right) + (1 - \tau_A) \frac{B_O}{ES_n}$$

270 Dans le cas d'une coordination co-active entre les services de l'eau et de la voirie, le coefficient τ_A et la probabilité τ_{Oi} ne sont pas à prendre en compte, car cette dernière est partiellement déterminée par les priorités de renouvellement du service de l'eau. Il convient alors de faire un raisonnement analogue à celui cheminant entre les équations (2.1) et (2.4), en remplaçant la probabilité τ_{Oi} par la probabilité notée τ_{Ci} que la priorité de renouvellement accordée au tronçon i par le service de l'eau entraîne la réhabilitation coordonnée d'autres infrastructures partageant la même emprise.

275 2.7 Combinaison des probabilités

La probabilité de renouvellement du tronçon i est finalement :

- soit $\Pr \{R_i = 1 | i \leq n_P\} = 1$
- soit $\Pr \{R_i = 1 | i > n_P\} = \tau_{Mi} + \tau_{Oi} \left(\tau_A \Phi \left(\frac{B_O - ES_i}{\sqrt{\text{Var}S_i}} \right) + (1 - \tau_A) \frac{B_O}{ES_n} \right)$ en cas de coordination simple
- 280 • ou $\Pr \{R_i = 1 | i > n_P\} = \tau_{Mi} + \tau_{Ci} \Phi \left(\frac{B_O - ES_i}{\sqrt{\text{Var}S_i}} \right)$ en cas de coordination co-active

2.8 Synthèses annuelles

En fin de chaque itération annuelle du processus de simulation, des synthèses sont à calculer à l'échelle du réseau, relativement à des valeurs moyennes sur l'ensemble des tronçons telles que le taux annuel de renouvellement, et des indicateurs de performance tels que le taux annuel de défaillance.

3 Prise en compte d'une performance multidimensionnelle

Dans l'exposition qui précède, a été considérée la seule performance (unidimensionnelle) du service rendu à l'usager relative à la continuité du service. Le projet ROC ambitionne cependant de prendre aussi en compte une dimension de la performance relative à la préservation de la ressource en eau, par la maîtrise des pertes dans les tronçons assurant l'adduction et la distribution de l'eau, ainsi qu'une dimension relative à la qualité de l'eau distribuée, en se focalisant sur la limitation de la pollution aux CVM par les tronçons en PVC posés antérieurement à 1980.

Il est ainsi supposé dans cette section qu'il est possible de calculer à l'échelle du tronçon, trois critères de « défaut de performance » dénotés $A_k, k \in \{1, 2, 3\}$, et définis de la façon suivante :

- A_1 est l'espérance du nombre de défaillances entre l'âge actuel t et l'âge futur $t + \Delta t$, en utilisant l'Eq. (A.1) si le tronçon est observé depuis sa pose, l'Eq. (B.1) sinon ;
- A_2 est le volume d'eau perdu entre les âges t et $t + \Delta t$, estimé par l'Eq. (C.1) ;
- A_3 est l'accroissement de la concentration en CVM d'une eau séjournant une durée Δt , à la température θ , dans un tronçon d'âge t , estimé par l'Eq. (D.1), multiplié par la somme des volumes (m^3/j) distribués par les tronçons situés en « aval ».

Ces critères sont définis comme des critères d'aléas ; ils peuvent être multipliés par des critères de vulnérabilité, si cette information est disponible et déclinable à l'échelle du tronçon, pour constituer des critères de risque.

Choisir chaque année les tronçons potentiellement les plus défaillants, les plus fuyards et les plus polluants en CVM, et dont la somme des coûts de renouvellement égale un budget pré-défini, et un problème typique de décision multicritère. Nombre de méthodes et d'algorithmes sont proposés dans la littérature dédiée à la décision multicritère, parmi lesquels a été choisie la méthode consistant à construire un critère synthétique. Cette méthode demande au préalable

310 de fixer une pondération des critères, marquant le choix du gestionnaire de hiérarchiser les di-
mensions de la performance, puis de calculer les rangs des tronçons selon l'ordre décroissant
de chacun des critères, et enfin de calculer le critère synthétique comme la somme pondérée des
rangs.

315 Plus formellement, la fonction dénotée $r_g()$ classe par ordre décroissant les valeurs A_{ki} du
critère k des n tronçons du réseau indexés par $i \in \{1, \dots, n\}$, et attribue leur rang noté r_{ki} (*i.e.* la
valeur la plus élevée prend le rang 1, la plus faible le rang n) : $r_g(A_{ki}) = r_{ki}$.

Les poids des critères sont dénotés $w_k \in [0, 1]$ avec $\sum_k w_k = 1$.

320 Le critère synthétique A_i affecté au tronçon i est finalement défini par $A_i = \sum_k w_k r_{ki}$. Ce cri-
tère synthétique peut par suite être utilisé dans les calculs de simulation long terme en substitut
du critère de performance unidimensionnelle considéré ci-avant à la section 2.

Références

- H. Alegre, D. I. C. Covas, S. T. Coelho, M. C. Almeida, and M. A. Cardoso. An integrated approach for infrastructure asset management of urban water systems. *Water Asset Management International*, 8(2) :10–14, 2012.
- 325 R. Alvisi and J. S. Franchini. Multiobjective optimization of rehabilitation and leakage detection scheduling in water distribution systems. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 135(6) :426–439, 2009.
- D. Ayala Cabrera, O. Piller, M. Herrera, F. Parisini, and J. Deuerlein. Analysis of water distribution networks in a context of mechanical failures. In *Congreso de Métodos Numéricos en Ingeniería (CMN 2017), July 2017, Valence, Spain*, pages 1589–1604, 2017.
- 330 S. Burn, S. Tucker, M. Rahilly, P. Davis, R. Jarrett, and M. Po. Asset planning for water reticulation systems – the PARMS model. *Water Science and Technology : Water Supply*, 3(1-2) : 55–62, 2003.
- P. Eisenbeis. *Modélisation statistique de la prévision des défaillances sur les conduites d’eau potable (in French). Statistical modelling of failure prediction on water mains*. PhD thesis, University Louis Pasteur, Strasbourg, France, 1994.
- 335 D. Gilbert, E. Abraham, I. Montalvo, and O. Piller. Iterative multistage method for a large water network sectorization into dmas under multiple design objectives. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 143(11) :27, 2017.
- 340 I. Goulter, J. Davidson, and P. Jacobs. Predicting water-main breakage rates. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 119(4) :419–436, 1993.
- M. Greenwood and G. U. Yule. An inquiry into the nature of frequency distributions representative of multiple happenings with particular reference to the occurrence of multiple attacks of disease or of repeated accidents. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 83 : 255–279, 1920.
- 345 Y. Kleiner, B.J. Adams, and J.S. Rogers. Water distribution network renewal planning. *Journal of Computing in Civil Engineering*, 15(1) :15–26, 2001.
- A. Large. *Une meilleure gestion patrimoniale des réseaux d’eau potable : le modèle de prévision du renouvellement à long terme OPTIMEAU (in French). A better water network asset management : the long term renewal prediction model OPTIMEAU*. PhD thesis, I2M, University of Bordeaux, France, 2016.
- 350 A. Large, Y. Le Gat, S. M. Elachachi, E. Renaud, D. Breysse, and M. Tomasian. Improved modelling of ‘long-term’ future performance of drinking water pipes. *Journal of Water Supply : Research and Technology–AQUA*, 64(4) :404–414, 2015.
- 355 Y. Le Gat. Extending the Yule process to model recurrent pipe failures in water supply networks. *Urban Water Journal*, 11(8) :617–630, 2014.

- Y. Le Gat. *Recurrent Event Modeling Based on the Yule Process - Application to Water Network Asset Management*. Mathematics and Statistics Series (Vol. 2) - Mathematical Models and Method in Reliability Set. ISTE-Wiley, 2016.
- 360 M.S. Marlim, G. Jeong, and D. Kang. Identification of critical pipes using a criticality index in water distribution networks. *Applied Sciences*, 9(19) :14, 2019.
- G. Pelletier. *Impact du remplacement des conduites d'acqueduc sur le nombre annuel de bris*. PhD thesis, Université du Québec, INRS-Eau, 1999.
- S. Ross. *Stochastic Processes*. John Wiley and Sons, Inc., New York, second edition, 1996.
- 365 J. Røstum. Statistical modelling of pipe failures in water networks. Doctor engineer dissertation, Norwegian University of Science and Technology, Department of Hydraulic and Environmental Engineering, Trondheim, Norway, 2000.
- B. Rulleau, D. Salles, D. Gilbert, Y. Le Gat, E. Renaud, P. Bernard, J. Gremmel, A. Giard, E. Assouan, B. de Grissac, P. Eisenbeis, A. Husson, T. Rambonilaza, and A.-E. Stricker.
370 Crafting futures together : scenarios for water infrastructure asset management in a context of global change. *Water Supply*, 20(8) :3052–3067, 2020.
- S. Saegrov. *CARE-W Computer Aided Rehabilitation for Water Networks*. IWA Publishing, 2005.
- U. Shamir and C.D.D. Howard. An analytic approach to scheduling pipe replacement. *Management and Operations, Journal AWWA*, pages 248–258, 1979.
375
- F. Taillandier, S.M. Elachachi, and A. Bennabi. A decision-support framework to manage a sewer system considering uncertainties. *Urban Water Journal*, 17(4) :344–355, 2020.
- Y. Tlili and A. Nafi. A practical decision scheme for the prioritization of water pipe replacement. *Water Science & Technology : Water Supply*, 12(6) :895–917, 2012.

A Le modèle LEYP de défaillances répétées

Comme exposé par Le Gat [2014], les travaux internationaux consacrés au phénomène de défaillance des conduites d'eau sous pression s'accordent sur les points suivants :

- le taux instantané de défaillance (nombre de défaillances susceptibles d'affecter une canalisation par unité de temps) tend à augmenter avec l'âge de la canalisation ;
- à un âge donné, le taux de défaillance varie selon des caractéristiques propres à la canalisation (longueur, diamètre, matériau, type de joints, *etc.*), ainsi que selon la nature de son environnement (position sous chaussée ou sous trottoir, trafic dans la voie, nature du sol encaissant, *etc.*) ou de son exploitation (pression de service, variation de cette dernière, agressivité de l'eau transportée, *etc.*) ;
- les défaillances présentent une certaine agrégation spatiale, qui se traduit par leur tendance à s'accumuler sur les mêmes canalisations, le délai entre deux défaillances successives tendant en outre à se raccourcir quand le rang de la défaillance augmente.

Cela a conduit à proposer un modèle probabiliste du processus de défaillance issu du cadre théorique des *processus stochastiques de comptage* (cf. Ross [1996]), basé sur le processus de Yule (cf. Greenwood and Yule [1920], et conçu comme une synthèse des approches précédemment proposées par Eisenbeis [1994], Pelletier [1999] et Røstum [2000].

Comme illustré par la figure A.1, le processus de défaillance d'une canalisation, dont l'âge est noté t , est formalisé par la fonction de comptage $N(t) \in \mathbb{N}$, qui prend la valeur 0 à $t = 0$ (*i.e.* à l'installation de la canalisation), et s'incrémente d'une unité à chaque défaillance ; la différentielle $dN(t)$ de $N(t)$ est nulle partout sauf à chaque instant de défaillance t_j , où elle vaut 1.

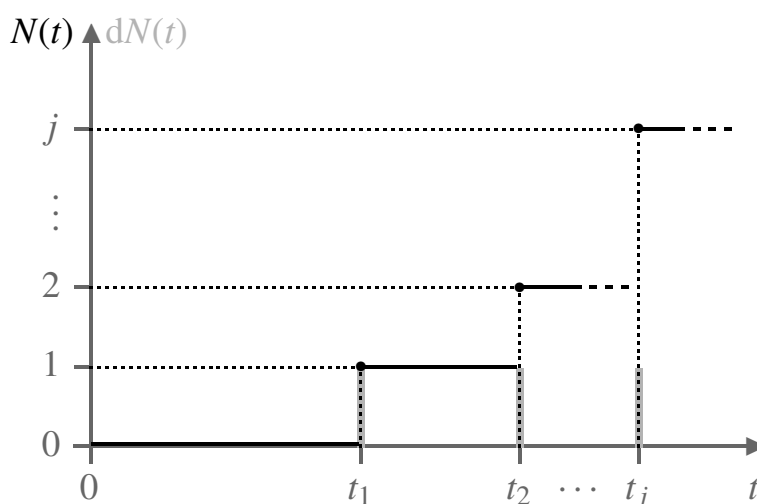


FIGURE A.1 : Fonction de comptage $N(t)$ et sa dérivée $dN(t)$

L'Extension Linéaire du Processus de Yule, *Linear Extension of the Yule Process* (LEYP),

est définie par son intensité, qui est l'espérance conditionnelle de la différentielle de $N(t)$:

$$\forall t \in \mathbb{R}_+, \alpha \in \mathbb{R}_+^* : \\ E(dN(t) | N(t-), \mathbf{Z}) = (1 + \alpha N(t-))\lambda(t, \mathbf{Z})dt$$

où $N(t-)$ est le nombre de défaillances subies par la canalisation entre sa pose et l'instant précédant juste l'âge t , et $\lambda(t, \mathbf{Z})$ est une fonction réelle de t et des caractéristiques de la canalisation rassemblées dans le vecteur \mathbf{Z} (covariables).

Le LEYP contient comme cas particuliers le processus de Poisson non homogène (NHPP), pour $\alpha = 0$. A noter que le processus de Poisson a la propriété importante d'être sans mémoire de son passé, contrairement au processus de Yule ($\alpha > 0$).

Alors que la fonction de comptage du Processus de Poisson suit une distribution de Poisson, celle du LEYP suit une loi binomiale négative :

$$\forall t \in \mathbb{R}_+, \quad N(t) \sim \mathcal{NB}(\alpha^{-1}, \mu(t)^{-1})$$

où, pour alléger la notation :

$$\mu(t) = \exp\left(\alpha \int_0^t \lambda(u)du\right)$$

La distribution binomiale négative est conservée pour le nombre de défaillances susceptibles de se produire dans un intervalle de temps $[c, d]$, connaissant le nombre de défaillances qui se sont produites dans un intervalle antérieur $[a, b]$, comme illustré par la figure A.2 :

$$[N(d) - N(c) | N(b) - N(a) = m] \sim \mathcal{NB}\left(\alpha^{-1} + m, \frac{\mu(b) - \mu(a) + 1}{\mu(d) - \mu(c) + \mu(b) - \mu(a) + 1}\right) \quad (\text{A.1})$$

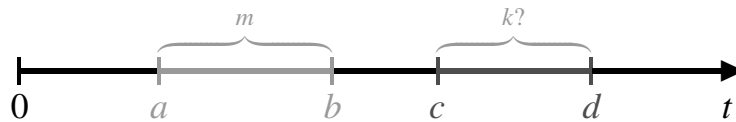


FIGURE A.2 : Fenêtres d'observation et de prédiction

Cette propriété est importante pour l'utilisation pratique du modèle LEYP, car elle permet de prédire explicitement le nombre de défaillances futures en se basant sur une connaissance possiblement incomplète de l'historique de défaillances (*i.e.* quand $a > 0$), ce qui le plus souvent le cas pour des canalisations anciennes, seulement observées sur une fenêtre temporelle récente et étroite. Cela permet en particulier de classer les tronçons d'un réseau par espérances* décroissantes des nombres de défaillances possibles, aux fins de simulation de rénovations ciblées, comme présenté en section 2.5.

*L'espérance d'une variable aléatoire de distribution binomiale négative $\mathcal{NB}(\theta, p)$ est calculée comme $\frac{\theta(1-p)}{p}$

B Le modèle conjoint LEYP2s de défaillances répétées et de mise hors service

Le modèle LEYP exposé ci-avant en section A suppose implicitement que les objets dont le processus de défaillance est considéré ont une durée de vie infinie. Cette hypothèse a un double intérêt :

425

- théorique, de simplification du phénomène, aux fins d'étude de la distribution du processus de défaillance,
- pratique, de mise en oeuvre de la modélisation en conditions d'information dégradée, lorsque la nature des données ne permet pas de considérer la durée de vie des objets étudiés (comme dans le cas des branchements).

430

Cependant ignorer la possible interdépendance entre le processus de défaillance et celui de mise hors service (MHS) présente le risque de biaiser le calage du modèle de défaillance, du fait de la non prise en compte du phénomène de *survie sélective*.

B.1 Le phénomène de survie sélective

435

Le biais de survie sélective découle directement de :

- la dépendance de l'intensité de défaillance du nombre de défaillances passées,
- la dépendance partielle de la MHS des défaillances répétées (voir les rénovations dites ciblées et d'opportunité en sections 2.5 et 2.6),
- l'incomplétude d'une majorité des chroniques de défaillances disponibles.

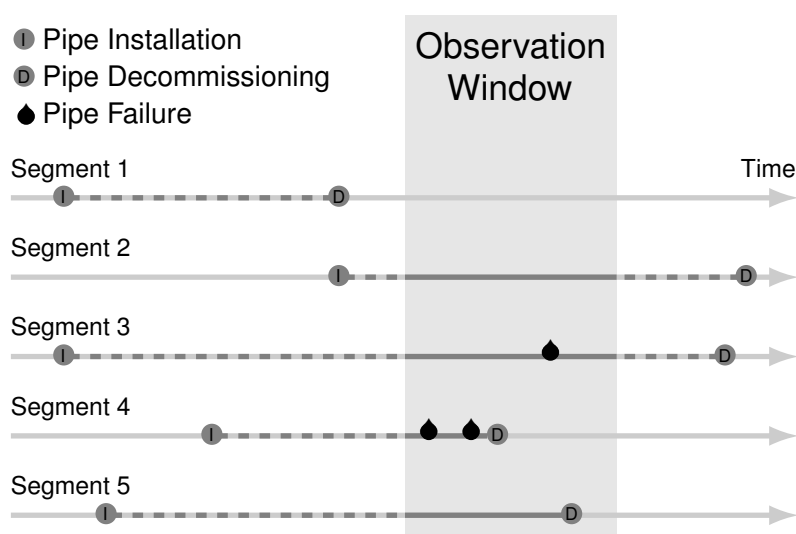


FIGURE B.1 : Historique incomplet et biais d'information

440 Les chroniques de défaillances observées concernent ainsi le plus souvent une population incomplète de canalisations, sélectionnées pour partie sur leur robustesse, comme illustré par les tronçons 1, mis hors service avant de pouvoir être observé, et 3 de la figure B.1, posés la même année. De même, l'observation du tronçon 4 est interrompue prématurément par sa MHS pour cause de défaillances répétées, comparé aux tronçons 3 et 5.

445 La figure B.1 illustre ainsi les deux biais d'information auxquels sont susceptibles d'être exposées nombre de chroniques de défaillances observées de canalisations :

- la troncature à gauche, lorsque des cohortes de canalisations sont incomplètement observées,
- la censure à droite de l'observation du processus de défaillance par la survenue de la MHS.

450 Le biais de calage du modèle de défaillance provient du caractère *informatif* de la troncature et de la censure, qui dépendent au moins partiellement du phénomène modélisé ; le modèle ainsi biaisé aura tendance à sous-estimer la probabilité de défaillance.

B.2 Modélisation conjointe des défaillances et de la MHS

Afin de pallier ces biais d'information, Le Gat [2016] propose la modélisation conjointe des processus de défaillance et de MHS. Le processus de MHS est formalisé pour ce faire par la fonction de comptage $R(t)$ dont l'intensité dépend partiellement de $N(t-)$. Le couplage résultant est nommé *Linear Extension of the Yule Process with selective survival* (LEYP2s) :

$$\begin{cases} \forall t \in \mathbb{R}_+, \\ N(0) = 0 \\ E(dN(t) | N(t-)) = (1 + \alpha N(t-)) \lambda(t) dt \\ R(0) = 0 \\ E(dR(t) | N(t-)) = (\psi(t) + \phi N(t-)) dt \end{cases}$$

with : $\alpha > 0, \lambda(t) \geq 0, \psi(t) \geq 0, \phi > 0$

455 Comme présenté en section 2, l'intensité de MHS dépend pour partie d'une fonction $\psi(t)$ de l'âge de la canalisation, et possiblement de covariables (en particulier la longueur du tronçon), et pour partie de la dégradation de la canalisation, au travers du paramètre ϕ .

460 Le calage du modèle LEYP2s nécessite de disposer d'une chroniques de défaillances et mises hors service observées sur la même fenêtre, et repose sur une propriété importante de ce processus théorique, relative à la distribution conditionnelle du nombre de défaillances susceptibles de se produire dans un intervalle de temps futur, connaissant le nombre de défaillances intervenues dans la fenêtre d'observation, et sachant que la canalisation était encore en service au début de cette fenêtre. Comme pour le LEYP, cette distribution est binomiale négative :

$$[N(d) - N(c) | N(b) - N(a) = m, R(a-) = 0] \sim \mathcal{NB}\left(\alpha^{-1} + m, \frac{\mu(b) - \nu(a)}{\mu(d) - \mu(c) + \mu(b) - \nu(a)}\right) \quad (\text{B.1})$$

où $\nu(a) = \int_0^a e^{-(a-t)\phi} d\mu(t)$

465 Comme dans le cas du LEYP, cette propriété du LEYP2s permet la prédiction des défaillances futures, en exploitant toute l'information disponible, même limitée à une fenêtre d'observation étroite, tronquée et censurée par le processus de défaillance lui-même.

B.3 LEYP2s vs LEYP

Il est constaté empiriquement que l'absence de correction du biais de survie sélective n'empêche pas le modèle LEYP de produire des prédictions à court terme du taux de défaillance qui sont suffisamment précises pour classer de façon pertinente les conduites en vue de programmer les renouvellements annuels. La non-corrrection de ce biais devient cependant gênante dans le cadre de simulations à moyen ou long terme, car les estimations des paramètres α et δ portent alors implicitement l'effet des règles passées de gestion du patrimoine, alors que l'objet même des simulations long terme est d'évaluer l'effet de règles différentes (*cf.* annexe 2); l'utilisation du modèle LEYP2s prend alors tout son sens.

B.4 Exposition du tronçon à la rénovation d'infrastructures tierces

Le modèle LEYP2s peut être mis à profit pour moduler l'estimation de la probabilité d'exposition d'un tronçon à une opération de rénovation d'une infrastructure tierce (en particulier une réhabilitation de la voirie), en fonction de certaines caractéristiques de la canalisation, telles que son âge ou sa longueur.

Dans le modèle LEYP2s exposé plus haut en section B.2, la fonction de comptage $R(t)$ du processus de MHS peut être considérée comme la somme d'un processus qui dépend des défaillances passées, et d'un processus qui n'en dépend pas, noté $\tilde{R}(t)$, dont l'intensité est de la forme :

$$Ed\tilde{R}(t) = \psi_0\psi_1 t^{\psi_1-1} dt, \text{ avec : } \psi_0 > 0, \psi_1 \geq 1 \quad (\text{B.2})$$

La quantité $Ed\tilde{R}(t)/dt$ est l'analogue du « taux de MHS ». Une étude menée à IRSTEA Bordeaux, postérieurement à Le Gat [2016], a montré que le paramètre ψ_0 dans Eq. (B.2) pouvait dépendre de la longueur l du tronçon, avec un effet agissant de façon proportionnelle :

$$\psi_0 = \exp(\beta_0 + \beta_l l), \text{ avec : } \beta_0 \in \mathbb{R}, \beta_l \in \mathbb{R}_+^* \quad (\text{B.3})$$

L'exposition à la rénovation de la voirie peut être formalisée comme un processus en temps continu $\tilde{V}(t)$, dont l'intensité est supposée proportionnelle à celle de $\tilde{R}(t)$:

$$Ed\tilde{V}(t) = \exp(\beta_v + \beta_l l)\psi_1 t^{\psi_1-1} dt, \text{ avec : } \beta_v \in \mathbb{R}, \beta_l \in \mathbb{R}_+^* \quad (\text{B.4})$$

Le paramètre β_v est inconnu, mais son estimation peut cependant être déduite des considérations suivantes. Connaissant le taux linéaire annuel de rénovation de la voirie τ , pour une année donnée, il est possible de considérer ce taux comme l'intensité moyenne de $\tilde{V}(t)$ sur l'ensemble des tronçons, pondérée par leurs longueurs l_i (en considérant que les longueurs des tronçons et celles des voirie qui les abritent sont identiques) :

$$\tau \simeq \frac{\sum_i l_i \frac{Ed\tilde{V}_i}{dt}}{\sum_i l_i} \quad (\text{B.5})$$

En remplaçant les intensités individuelles $Ed\tilde{V}_i$ dans Eq. (B.5) par leur expression donnée par Eq. (B.4) en fonction des longueurs l_i et âges t_i (pour l'année considérée), est obtenue l'estimation suivante :

$$\beta_v = \ln \tau + \ln \left(\sum_i l_i \right) - \ln \left(\sum_i l_i e^{\beta l_i} \psi_1 t_i^{\psi_1 - 1} \right) \quad (\text{B.6})$$

500 Sur un intervalle de temps de largeur Δt petite au regard de l'échelle des âges des tronçons (en pratique la valeur de Δt est d'un an, soit 0.01 siècle), la probabilité d'exposition à la rénovation de la voirie peut être ainsi estimée à l'échelle du tronçon :

$$\Pr \{V(t) = 1 \mid l\} = \exp(\beta_v + \beta_l l) \psi_1 t^{\psi_1 - 1} \Delta t \quad (\text{B.7})$$

C Proposition de modélisation du volume de fuite

Synthétisant plusieurs travaux antérieurs, Alvisi and Franchini [2009] proposent de modéliser le débit de fuite d'une canalisation comme proportionnel à :

- 505 • la pression de service élevée à une certaine puissance, de valeur entre 0.5 et 2,
- l'aire « ouverte » de la canalisation, dont le ratio sur la surface développée du tronçon est supposé croître exponentiellement avec l'âge de ce dernier.

Suivant ces considérations, et en faisant l'hypothèse que la proportion d'aire ouverte du tronçon croît comme la probabilité LEYP ou LEYP2s de survenue d'au moins une défaillance entre les âges t et $t + \Delta t$, le débit de fuite du tronçon à l'âge t peut s'écrire :

$$Q(t) = KP^\gamma \pi dl \left(1 - \frac{\mu(t) - \nu(a)}{\mu(t + \Delta t) - \nu(a)} \right)^{1/\alpha+m} \quad (C.1)$$

avec :

- $Q(t)$ débit de fuite du tronçon à l'âge t ,
- K un facteur d'échelle à caler,
- P la pression de service du tronçon,
- 515 • γ le paramètre de la puissance à laquelle est élevée P ,
- d le diamètre du tronçon,
- l la longueur du tronçon,
- $\left(1 - \frac{\mu(t) - \nu(a)}{\mu(t + \Delta t) - \nu(a)} \right)^{1/\alpha+m}$ la probabilité LEYP2s que le tronçon subisse au moins une défaillance entre les âges t et $t + \Delta t$,
- 520 • a l'âge du tronçon au début de la fenêtre d'observation de son historique de défaillances,
- m le nombre de défaillances observées pour le tronçon entre les âges a et t .

Il est proposé de caler le facteur d'échelle K de telle façon que la somme sur les tronçons des quantités $Q(t)\Delta t$ égale le volume d'eau perdu en distribution durant un intervalle calendaire de durée Δt (les âges des tronçons considérés dans l'Eq. (C.1) sont supposés pris en début de cet intervalle calendaire). Une estimation de la perte en distribution est généralement disponible dans le RPQS du service considéré, et il est donc commode de prendre un Δt d'un an.

Le paramètre γ est estimé pour la fonte et le PVC par les expérimentations sur pilote hydraulique effectuées dans le cadre du projet.

D Proposition de modélisation de la pollution au CVM

530 Il est proposé de construire un indicateur de la probabilité qu'un tronçon en PVC d'avant 1980 accroisse la concentration en CVM de l'eau qu'il transporte, en suivant les conclusions d'un suivi expérimental effectué sous l'égide de l'ASTEE Ouest en 2016-2017, dont les données ont été analysées par un membre de l'équipe projet ROC.

535 L'exploitation des données de ce dispositif expérimental en conditions semi-contrôlées (sis à La Roulière en Vendée) plaide pour la validité des hypothèses suivantes :

- la migration de CVM résiduel de la paroi du tuyau vers l'eau est, à température constante, proportionnelle au temps de contact de l'eau avec la paroi ;
- la diffusion paroi-eau du CVM varie avec la température selon une loi de type Arrhenius.

540 Le phénomène de transport-diffusion du CVM le long de l'antenne expérimentale semble être pertinemment décrit par un modèle différentiel basé sur les lois de Fick. L'intensité de la diffusion paroi-eau paraît en outre être modulée par différents facteurs - hétérogénéité le long de l'antenne (effet segment), décroissance d'une année sur l'autre, débit de la purge en extrémité d'antenne - dont les effets, outre ceux du temps de contact et de la température, mais à l'exclusion de celui de la diffusion horizontale, peuvent être calés par régression linéaire généralisée avec
545 résidus log-normaux.

Cette approche permet finalement de proposer un cadre probabiliste pour l'appréciation du risque de dépassement du seuil légal de $0.5 \mu\text{g/L}$ dans l'eau potable distribuée. Il est en effet possible de proposer un modèle simplifié donnant l'augmentation médiane ΔC ($\mu\text{g/L}$) de concentration en CVM suite au séjour de l'eau pendant une durée Δd (j) à la température θ ($^{\circ}\text{C}$) dans un tuyau en PVC de rayon intérieur r (mm), d'année de pose antérieure à 1980 et d'âge a (ans) :

$$\Delta C = \frac{2\Delta d}{r} \exp\left(\beta_0 + \beta_1 a - \frac{E_a}{R(\theta + 273.15)}\right) \quad (\text{D.1})$$

A partir des paramètres calés sur le dispositif expérimental, les valeurs suivantes peuvent être proposées pour la mise en oeuvre du modèle simplifié (D.1) :

- $\beta_0 = 35.6$
- 555 • $\beta_1 = -0.1 \text{ an}^{-1}$
- $E_a = 16578 \text{ kcal.mol}^{-1}$
- $R = 1.987 \text{ kcal.K}^{-1}.\text{mol}^{-1}$

Si la modélisation hydraulique du réseau permet d'estimer (mais est-ce possible sous Porteau?) les temps de contact de l'eau parvenue à un branchement donné dans plusieurs tronçons contaminants, la somme de leurs contributions $\sum \Delta C$ est la médiane de la distribution de la concentration en CVM résultante. La concentration C , susceptible d'être mesurée dans un échantillon d'eau pris à ce branchement, suit une loi log-normale, et de façon équivalente son logarithme naturel $\ln C$ suit une loi normale :

$$\ln C \sim \mathcal{N}\left(\ln \sum \Delta C, \sigma^2\right) \quad (\text{D.2})$$

où peut être considérée la valeur $\sigma = 0.269$. De (D.2) peut finalement être dérivée la probabilité de dépassement du seuil $0.5 \mu\text{g/L}$:

$$\Pr\{C \geq 0.5\} = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(0.5) - \ln \sum \Delta C}{\sigma}\right) \quad (\text{D.3})$$

où $\Phi()$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$, aisément calculable sous R avec la fonction `pnorm()`.

Ce système d'évaluation du risque est évidemment calé sur le cas particulier de l'antenne utilisée comme dispositif expérimental, et ne peut donc fournir au mieux en première approche qu'un critère tout relatif de hiérarchisation du risque de non conformité.

En tout état de causes, l'Eq. (D.1) peut être utilisée pour hiérarchiser les tronçons du réseau selon leur contribution potentielle à la pollution au CVM de l'eau qu'ils transportent, et ainsi guider le choix des tronçons à renouveler en priorité.

E Données nécessaires au calage d'un modèle LEYP ou LEYP2s

575

Le calage du modèle LEYP ou LEYP2s, à partir de données réelles collectées, pendant une période donnée (dite « fenêtre d'observation ») au sein du système d'information d'un service d'eau, nécessite :

580

- la description de l'ensemble des tronçons du réseau, y compris ceux mis hors service ou remplacés pendant la fenêtre d'observation,
- la chronique des défaillances survenues pendant la fenêtre d'observation.

Libellé de la donnée	Format ou unité	Utilisation
Identifiant du tronçon	Chaîne de caractères	Jointure des données tronçons et défaillances
Identifiant du noeud amont	Chaîne de caractères	Complétion de données manquantes
Identifiant du noeud aval	Chaîne de caractères	Complétion de données manquantes
Date ou année de pose	jj/mm/aaaa ou aaaa	Calcul des âges du tronçon en début et fin d'observation
Date ou année de mise hors service	jj/mm/aaaa ou aaaa	Calcul de l'âge du tronçon à sa mise hors service (fin d'observation)
Matériau	Chaîne de caractères	Stratification du modèle ou covariable
Diamètre nominal	mm	Covariable
Longueur du tronçon	m	Covariable
Nombre de branchements particuliers	-	Covariable

TABLE E.1 : Données descriptives des tronçons, nécessaires *a minima* au calage des modèles LEYP ou LEYP2s

585

Un tronçon de réseau est ici défini comme un ensemble de tuyaux élémentaires homogènes en date de pose, matériau et diamètre, compris entre deux équipements (généralement des vannes de sectionnement, ou des pièces spéciales). Le tronçon est l'unité de représentation des canalisations d'un réseau considéré par la plupart des systèmes d'information géographique (SIG) en usage au sein des services d'eau. Les données minimales nécessaires de description du tronçon sont portées au tableau E.1.

590

La date de mise hors service doit être laissée vide, lorsque le tronçon est encore en service en fin de fenêtre d'observation. Il est en outre préférable de laisser vide toute donnée inconnue, plutôt que de saisir une valeur par défaut ; il est ainsi non pertinent de remplacer une date de pose inconnue par une valeur telle que « 01/01/1900 ». L'identification des noeuds amont et aval des tronçons peut être utilisée pour mettre en oeuvre un algorithme de complétion de données manquantes « de proche en proche ».

595

Une chronique de défaillances comprend *a minima* les données portées au tableau E.2. Il est à noter que souvent la date disponible de défaillance est celle de sa réparation, ce qui n'induit pas

Libellé de la donnée	Format ou unité	Utilisation
Identifiant du tronçon	Chaîne de caractères	Jointure des données tronçons et défaillances
Date de défaillance	jj/mm/aaaa	Calcul de l'âge à la défaillance
Cause de défaillance	Chaîne de caractères	Donnée facultative ; permet éventuellement de distinguer les défaillances causées par des tiers, de celles afférentes au vieillissement

TABLE E.2 : Données de chronique de défaillances des tronçons, nécessaires *a minima* au calage des modèles LEYP ou LEYP2s

de problème particulier pour le calage du modèle. L'examen de la distribution temporelle des dates de défaillance permet de déduire la plage de dates sur laquelle la chronique de défaillances est apparemment complète ; il est en outre nécessaire que sur cette fenêtre d'observation, la chronique des mises hors service, déduite des données descriptives des tronçons, soit elle aussi complète.

600

F Liste des données tronçon nécessaires pour les simulations long terme

Au données de la section précédente E il convient de rajouter :

- le coût (€) de réparation d'une défaillance sur le tronçon,
- 605 • le coût (€) de renouvellement du tronçon (voir cependant hypothèse de matériau...),
- la pression de service (voir si elle peut changer, si mise en place de modulation),
- le temps (j) de séjour moyen de l'eau dans le tronçon.

F.1 Remarque concernant l'optimisation économique

Initiée par les travaux de Shamir and Howard [1979], la méthode de calcul, dite de *Life Cycle Cost Assessment* (LCCA), d'une durée de vie économiquement optimale pour une canalisation se base sur :

- un modèle de croissance exponentielle du nombre de défaillances susceptibles d'affecter la canalisation $N(t) = N(0) \exp(At)$, où t est le temps écoulé entre l'année présente $t = 0$ et l'horizon de prédiction, et A un coefficient de défaillance ;
- le coût de réparation d'une défaillance C_B ;
- le coût de renouvellement de la canalisation C_R ;
- un taux d'actualisation i , prenant en compte les taux d'intérêt et d'inflation, qui permet de transformer les coûts futurs en valeurs actuelles ;

Le nombre de défaillances pour l'année présente $N(0)$ est supposé observé, et les paramètres A , C_B et C_R dépendent des caractéristiques de la canalisation (matériau, diamètre, longueur, etc.).

Le coût total C_T de maintenance entre 0 et t et de renouvellement à t est alors :

$$C_T(t) = \frac{C_R}{(1+i)^t} + \sum_{u=0}^{u=t} \frac{N(0) \exp(Au) C_B}{(1+i)^u} \quad (\text{F.1})$$

et un calcul approché donne l'année de renouvellement optimal :

$$t^* = \frac{1}{A} \ln \left(\frac{\ln(1+i) C_R}{N(0) C_B} \right) \quad (\text{F.2})$$

La méthode de LCCA a acquis, au plan international, un statut quasi-paradigmatique au fil des travaux de recherche en GPRE, et de leur traduction en outils d'aide à la décision en matière de rénovation des réseaux.

La différence fondamentale entre la méthode de LCCA et celle de simulation long terme tient aux deux points suivants :

- la méthode de LCCA considère pour une canalisation donnée une seule trajectoire, fixée *a priori*, pour son nombre de défaillances sur l'intervalle temporel choisi, et ne tient pas compte de ce que cette trajectoire est susceptible de « bifurquer » à chaque nouvelle occurrence de défaillance (*cf.* la différence fondamentale entre NHPP et LEYP) ;
- l'année optimale de renouvellement est calculée en LCCA pour une canalisation donnée en considérant cette dernière isolément de l'ensemble des canalisations composant le réseau ; en simulation long terme, il n'y a pas d'année optimale de renouvellement, et ce ne sont pas les conduites elles-mêmes qui sont considérées, mais leurs trajectoires possibles ; la probabilité qu'une trajectoire donnée passe par un renouvellement sur une année de simulation donnée dépend, pour cette année, de la position relative de cette trajectoire, sur l'échelle du risque de défaillance, au sein du classement de l'ensemble des trajectoires de l'ensemble des canalisations.