
Optimisation du renouvellement des canalisations d'eau potable : un nouvel indicateur long terme de prédiction des défaillances

Aurore Large¹, Max Tomasian², Sidi Mohammed Elachachi³, Yves Le Gat², Eddy Renaud², Denis Breysse³

¹ Doctorante, Université de Bordeaux, IRSTEA - Institut de recherche en Sciences et Technologie pour l'Environnement et l'Agriculture, I2M - Institut d'ingénierie et de mécanique, CNRS UMR 5295, unité ETBX-Environnement Territoires et Infrastructures Bordeaux, 50 avenue de Verdun, F-33612 Cestas, aureore.large@irstea.fr

² IRSTEA, unité ETBX, Cestas, France, max.tomasian@irstea.fr, yves.legat@irstea.fr, eddy.renaud@irstea.fr

³ Université de Bordeaux, I2M, CNRS UMR 5295, Talence, France, sidi-mohammed.elachachi@u-bordeaux.fr, denis.breysse@u-bordeaux.fr

RÉSUMÉ. Les pays développés transportent l'eau potable aux ménages via de longs linéaires de réseaux, qui sont coûteux à installer et à entretenir. Leur bonne gestion est donc un enjeu sociétal majeur. La gestion patrimoniale des réseaux d'eau potable est un problème complexe multicritères puisque les services d'eau ont beaucoup d'objectifs différents. Cet article se concentre sur les processus stratégiques de « long terme ». En particulier, il est centré sur une nouvelle méthode permettant d'estimer le « nombre de défaillances futures des canalisations à long terme à l'échelle du territoire du service d'eau ». Ce papier détaille d'abord comment obtenir la distribution prospective des âges à la mise hors service des tronçons. Ensuite des équations statistico-probabilistes du processus de détérioration des tronçons sont construites. Enfin les deux modèles sont croisés. Le cas d'étude est eauservice Lausanne, le troisième service d'eau de la Suisse par sa taille. L'approche proposée est différente des modèles « long terme » existants car elle repose sur la fonction de survie historique réelle et non selon des valeurs arbitraires.

ABSTRACT. Developed countries have opted to transport drinking water to households thanks to long networks of pipes, which are expensive to install and maintain. Their management is therefore an important issue for water utilities. Water asset management is a complex multicriteria problem since managers have lots of different objectives. This article focuses on "long term" strategic methods. Particularly it is centered on a new way to estimate the "number of future pipe breaks in the long term at the scale of the water utility territory". This paper first estimates prospective pipe age distribution at a given network section location over time. Then equations of deterioration process of pipe sections are build-up. Finally both models are mixed. Our case study is eauservice Lausanne, the third water utility of Switzerland. The proposed approach is different from existing "long-term" models because it is based on actual historical survival function.

MOTS-CLÉS : gestion patrimoniale, réseau d'eau, défaillances, chaîne de Markov, analyse de survie, prévision.

KEY WORDS: management, water network, failure, Markov chain, survival analysis, prevision.

1. Introduction

Les pays développés ont opté pour transporter l'eau potable aux ménages grâce à de longs réseaux qui sont coûteux à installer et à entretenir. La longueur totale du réseau d'eau potable en France est actuellement de 1 050 000 km, contre environ 1 600 000 km aux Etats-Unis [FOL 12]. En France leur valeur est estimée à 152 milliards d'euros et ils représentent plus de 80% de la valeur totale de toutes les infrastructures de distribution d'eau. Leur gestion est donc un enjeu important. Un objectif des services d'eau est de fournir de l'eau de bonne qualité à chaque consommateur. Néanmoins, d'autres objectifs liés à la performance et aux risques doivent également être satisfaits, et les coûts globaux (directs et environnementaux) doivent être acceptables. Ainsi, dans la pratique, la gestion de l'eau est un problème complexe multicritère puisque les gestionnaires doivent prévenir ou minimiser les pertes d'eau, les interruptions de service, la perturbation de la circulation routière, les inondations, etc.

Les canalisations ont une grande variabilité de durée de maintien en service. En effet alors que certains tuyaux installés il y a 130 ans sont encore en parfait état de fonctionnement, certains tuyaux jeunes ont un taux de défaillance élevé et doivent être remplacés. Le mauvais état d'une canalisation est l'effet cumulatif de plusieurs facteurs (physiques, environnementaux, opérationnels) agissant sur le tuyau [LIU 12]. En outre d'autres tuyaux plus jeunes (< 60 ans) peuvent avoir été renouvelés non parce qu'ils étaient en mauvais état mais pour suivre d'autres contraintes opérationnelles, comme la réfection des chaussées [ALB 06]. Le large éventail de facteurs explicatifs de renouvellement nécessite l'utilisation d'un modèle de prédiction puissant de prédiction des durées de maintien en service des canalisations.

Pour optimiser ressources et performance, il est important d'essayer de renouveler les conduites au meilleur moment possible. Le plus pertinent à cet effet serait de partir d'une vision « long terme » (>30 ans) permettant de prédire le linéaire annuel de canalisations qui doivent être renouvelées chaque année [LAR 14b], puis d'en déduire le besoin annuel en investissement à « moyen terme » (≈ 10 ans, échelle des plans pluriannuels d'investissement). Il faudrait ensuite appliquer des méthodes de « court terme » (≤ 3 ans) permettant d'obtenir pour l'année à venir une liste de tronçons hiérarchisés par niveau de besoins et opportunité en renouvellement.

Dans ce contexte, cet article présente l'élément clé d'une nouvelle approche « long terme » pour obtenir une vue globale du renouvellement de canalisations nécessaires, dans le but d'améliorer la gestion tout au long du cycle de vie du tuyau. Cette approche est testée en utilisant les données réelles de la ville de Lausanne, le troisième plus grand service d'eau de Suisse. Notre modèle à long terme est une agrégation de certains critères à court terme (l'état de dégradation du tronçon, le niveau de coordination avec les chantiers de voirie, le degré d'aversion au risque), qui nous permettent d'effectuer différentes simulations et scénarios. Dans ce modèle, nous analysons statistiquement l'âge à la mise hors service des tronçons (avec la méthode de Kaplan-Meier). Nous choisissons ensuite un scénario futur et en déduisons des indicateurs de performance probabilistes tels que les futurs taux de renouvellement, de défaillance (grâce à un modèle de chaîne de Markov) et des indicateurs financiers tels que les besoins financiers futurs (coûts des réparations et des renouvellements). Notre méthode "long terme" permet aux services publics de l'eau d'avoir une cohérence entre leurs règles de décision "à court terme" et leurs objectifs "à long terme".

Cet article se concentre uniquement sur la partie la plus délicate de notre modèle: le calcul de l'indicateur de performance « nombre de défaillances prévisionnel à l'échelle du territoire du service d'eau ». C'est un indicateur de robustesse et de durabilité du réseau.

Les modèles de détérioration permettent l'estimation des nombres futurs de défaillances. [RAJ 01], [KLE 01], [MAR 09], [UGA 10] et [LAR 14a] ont fait de bonnes revues bibliographiques des modèles de détérioration existants. Une distinction peut être faite entre les modèles déterministes et les modèles probabilistes. Par exemple le modèle de [MCM 82] est le modèle déterministe le plus simple : le nombre futur de défaillance dépend linéairement uniquement de l'âge de la canalisation. Le modèle de LEYP (Linear Extension of the Yule Process), développé par [LEG 13], est l'un des modèles probabilistes les plus complets car il peut prendre en compte toutes les variables (matériaux, sol corrosif, pression, etc.) qui ont un impact sur les défaillances. Tous ces modèles prennent l'âge du tronçon comme variable explicative. Cependant, pour estimer le « nombre futur de défaillances sur du long terme », il y a un problème lors de l'utilisation de ces modèles. En effet, certains tronçons seront renouvelés, donc l'âge du « tronçon lieu » va évoluer. Il faut donc un modèle puissant pour prédire la distribution de l'âge futur des canalisations pour chaque « tronçon lieu ». Le concept de « tronçons lieu » est introduit dans cet article. C'est un segment de droite qui a les mêmes coordonnées (x, y, z) que le tronçon physique à la fin de la fenêtre d'observation (ex : en 2012), néanmoins le tronçon physique à cet endroit peut être renouvelé plusieurs fois au cours du temps.

L'idée innovante dans ce document consiste à étudier l'évolution de l'âge des tronçons lieu au fil du temps. Le « nombre de fois » que les tronçons physiques à un endroit donné seront remplacés et « les temps de remplacement » sont ici les variables aléatoires étudiées.

2. Méthodologie

2.1. Vue d'ensemble

L'indicateur relatif au « nombre de défaillances futures sur du long terme à l'échelle du territoire du service d'eau » se construit en trois phases : 1- la future distribution de probabilité des âges à l'échelle du tronçon lieu au fil du temps est étudiée ; 2- des équations du processus de détérioration des tronçons physiques en fonction de leur âge et d'autres variables explicatives sont déterminées ; 3- les âges probables des « tronçons lieu » et les équations du processus de détérioration sont croisés.

2.2. Développement

2.2.1. Probabilité des âges futurs des tronçons « lieux »

L'estimation de la distribution des probabilités futures des âges de « tronçon lieu » au fil du temps se fait en cinq étapes.

Étape 1: Estimation de la fonction de survie rétrospective

Au cours de la première étape, la fonction de survie passée du service d'eau est calculée. Cette fonction de survie empirique passée $\hat{S}(t)$ est construite avec les données historiques réelles du service d'eau sur une fenêtre d'observation. Dans notre étude de cas la fenêtre d'observation débute en janvier 2001 et se termine en décembre 2012. $\hat{S}(t)$ estime $S(t)$. $S(t)$ est la probabilité \mathbb{P} qu'un tronçon a de n'être pas mis hors service avant l'âge t (cf. équation [1]). $\hat{S}(t)$ est construit avec des données tronquées à gauche et censurées à droite. La méthode de Kaplan-Meier [KAP 58] adaptée par [CLA 97] (équation [2]), développée par des épidémiologistes, a été utilisée afin de corriger ce biais.

$$S(t) = \mathbb{P}(T > t) \quad [1]$$

avec :

- T = âge à la mise hors service (variable aléatoire)

Sur la fenêtre d'observation $[y_1, y_2]$ (ex : [2001, 2012]), chaque tronçon u est caractérisé par son âge au début de la fenêtre d'observation t_{1u} , son âge à la fin de la fenêtre d'observation t_{2u} et sa censure c_u . La censure est une fonction indicatrice qui vaut 0 si le tronçon est mis hors service dans la fenêtre d'observation ou 1 si le tronçon est toujours en service à la fin de la fenêtre d'observation. Notons a : un âge à la mise hors service quelconque.

$$\hat{S}_K(t) = \prod_{a \leq t} \left(1 - \frac{\text{card}\{u, t_{2u} = a \ \& \ c_u = 0\}}{\text{card}\{u, t_{1u} \leq a \leq t_{2u}\}} \right) \quad [2]$$

Étape 2: Estimation de la fonction de survie prospective

Dans la deuxième étape, le service d'eau crée un scénario prospectif sur son réseau. Dans cet article, le scénario étudié est : « same as the past », qui fait l'hypothèse que, dans le passé, les âges à la mise hors service ont été bien choisis et que la même distribution (courbe de survie) est applicable pour les décisions futures. Un modèle analytique est identifié pour représenter la loi de survie empirique. Parmi les fonctions de survie paramétriques classiques, nous avons retenu une fonction de survie de Weibull [WEI 51], $S_w(t)$ (équation [3]), de paramètre α et γ , ajustée par la méthode des moindres carrés [NEL 65] [LEG 05] à la fonction de survie passée.

$$\hat{S}_W(t) = e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^\gamma} \quad [3]$$

Étape 3: Transformation de la fonction de survie prospective en matrice de transition de Markov

Afin de modéliser l'évolution de l'âge du tronçon lieu, à l'étape 3, la matrice de transition de Markov [MAR 71] notée Q , est construite à partir de la fonction de survie prospective. La probabilité qu'un "tronçon lieu" a d'aller de l'âge t à l'âge $t + 1$ (en années) est quantifiée. Nous supposons que l'âge maximum d'un tronçon est de 150 ans. A cette matrice Q est associée la chaîne de Markov de la Figure 1 et l'équation [4]:

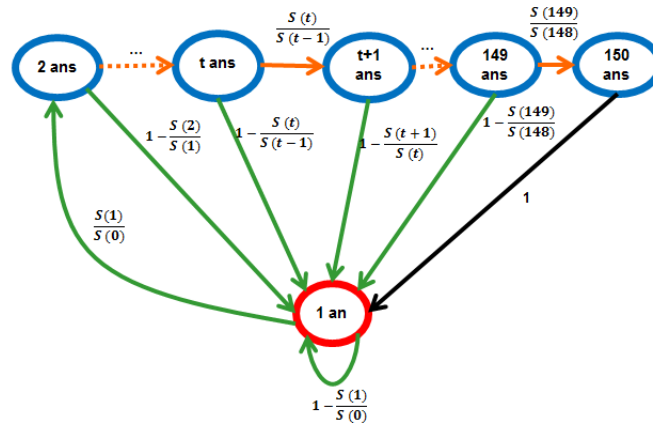


Figure 1. Chaîne de Markov montrant la probabilité qu'un tronçon lieu *a* de passer d'un âge *t* à un âge *t+1*, ou d'être renouvelé (rouge : renouvellement, bleu : vieillissement du tronçon).

$$Q = \begin{matrix} & \begin{matrix} t & 1 & 2 & \dots & t+1 & \dots & 149 & 150 \end{matrix} \\ \begin{matrix} t \\ 1 \\ 2 \\ \dots \\ t \\ \dots \\ 149 \\ 150 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & 1 - \frac{S_w(1)}{S_w(0)} & \frac{S_w(1)}{S_w(0)} & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S_w(2)}{S_w(1)} & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 1 - \frac{S_w(t)}{S_w(t-1)} & 0 & 0 & \frac{S_w(t)}{S_w(t-1)} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 1 - \frac{S_w(149)}{S_w(148)} & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \frac{S_w(149)}{S_w(148)} \\ 1 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad [4]$$

Étape 4: Transformation des âges des « tronçons lieux » en 2012 en vecteur

Pour compléter cette phase, à l'étape 4, nous avons créé pour chaque « tronçon lieu », le vecteur $X_u(2012)$ (avec 150 colonnes) qui prend 0 partout sauf à l'âge t_{2u} , âge du tuyau en service en 2012 (équation [5]). Par convention tous les vecteurs dans cet article sont vecteurs lignes.

$$X_u(2012) = \begin{matrix} & \begin{matrix} 1 & 2 & \dots & t_{2u} & \dots & 149 & 150 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ \dots \\ t_{2u} \\ \dots \\ 149 \\ 150 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad [5]$$

Étape 5: Chaîne de Markov : probabilité de l'âge futur de chaque « tronçon lieu »

Afin d'obtenir les probabilités futures des âges des « tronçons lieux » une chaîne de Markov [MAR 71] est appliquée à chaque année civile prospective (2012 + *k*) (équation [6]).

$$X_u(2012 + k) = X_u(2012) \times Q^k \quad [6]$$

2.2.2. Equation du processus de détérioration de tronçon en fonction de leur âge

Les tronçons physiques ont une vulnérabilité intrinsèque : en raison des attaques chimiques et des mécanismes physiques que subit un tronçon au cours de sa vie, des processus de détérioration se développent. Le chemin suivi afin de modéliser ce processus peut être décomposé en deux étapes.

Étape 1: Construction de l'équation prospective des processus de détérioration avec des données historiques réelles

Tout d'abord, il a été décidé d'utiliser le modèle probabiliste: NHPP (Processus de Poisson Non Homogène) [ROS 00] pour modéliser le processus de détérioration des tronçons (équation [7]). Les logiciels « Aware-P » et « Casses » utilisent un tel modèle basé sur le processus de comptage des défaillances (voir Figure 2).

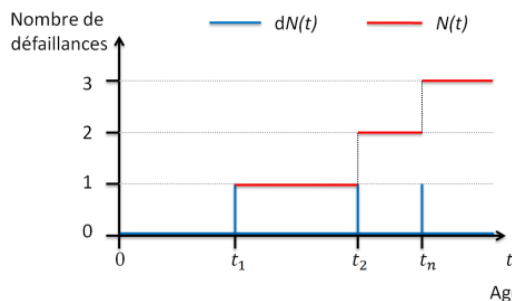


Figure 2. Processus de comptage des défaillances $N(t)$ et Dirac fonction $dN(t)$.

$$\frac{E[dN(t)]}{dt} = \lambda_{u,\theta}(t) = \delta t_u^{(\delta-1)} e^{\beta_0} e^{\sum_{r=1}^R \beta_r \times Z_{r,u}} \quad [7]$$

avec :

- t = âge du tronçon
- $N(t)$ = processus de comptage des défaillances
- $dN(t)$ = fonction de Dirac qui prend 1 si une défaillance est observé à l'âge t , 0 sinon (cf. Figure 2)
- E = espérance de la variable aléatoire
- dt = intervalle d'âge infinitésimal
- Z = variable explicative (covariable) (autres que l'âge)
- R = cardinal de l'ensemble des variables explicatives autres que l'âge
- $\delta, \beta_0, \dots, \beta_R$ = paramètres estimés avec le modèle NHPP
- $\theta = (\delta, \beta_0, \dots, \beta_R)$ = vecteur de paramètres (un pour chaque variable explicative)
- $\lambda_{u,\theta}(t)$ = nombre de défaillances par unité de temps (intensité de casse) à l'âge t pour le tronçon u

Étape 2: Estimation du nombre de défaillances pour chaque âge et pour chaque tronçon

L'équation 7 permet de calculer le nombre de défaillances à tous âges t pour tous les tronçons physiques. Pour cela le logiciel « Casses » développé par l'IRSTEA a été utilisé [REN 12]. Nous stockons les résultats de $\lambda_{u,\theta}(t)$ dans le vecteur V_u (équation [8]).

$$V_u = [\lambda_{u,\theta}(t)]_{1 \leq t \leq 150} \quad [8]$$

2.2.3. Croisement de l'âge probable avec l'équation du processus de détérioration

Afin d'obtenir le «nombre de défaillances futures sur du long terme à l'échelle du territoire du service d'eau » les deux modèles précédents ont été couplés. D'abord le nombre de défaillance à l'échelle du tronçon pour les années prospective (équation [9]) est estimé. Le nombre annuel de défaillances futures à l'échelle du territoire du service d'eau (équation [9]) est calculé ensuite.

$$\Psi(2012 + k) = \sum_{u=1}^{\sigma} \Psi_u(2012 + k) = \sum_{u=1}^{\sigma} X_u(2012 + k) \times V'_u \quad [9]$$

avec :

- V'_u = transposé du vecteur V_u
- $\Psi_u(2012 + k)$ = nombre de défaillance pour le tronçon u jusqu'à l'année (2012+k) par unité de temps
- $\Psi(2012 + k)$ = nombre de défaillances à l'échelle du territoire du service d'eau en (2012+k)
- σ = nombre de tronçons total du territoire (ex : 9 602 à Lausanne)

3. Applications et résultats

3.1. Terrain d'étude

Les résultats présentés ci-dessous sont ceux d'eauservice Lausanne, qui avait environ 900 km de canalisations en service à la fin de 2012 (voir Figure 3 à gauche). Les données relatives à la mise hors service ont été archivées, de manière exhaustive et informatisée, depuis 2001 (environ 150 km de conduites, voir la Figure 3 à droite). La période d'observation à la mise hors service des canalisations est de 12 ans (2001-2012). Les années de mise hors service sont censurées à droite après 2012 et tronquées à gauche avant 2001.

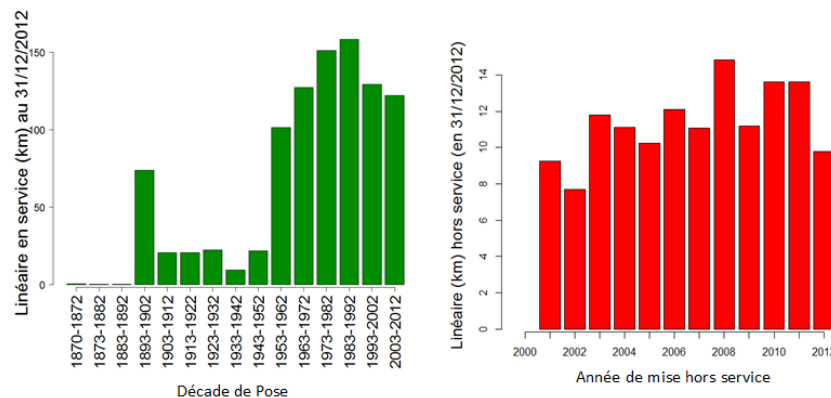


Figure 3. Longueur de réseau en service fin 2012 par décennie de pose (à gauche) et longueur de réseau hors service mis hors service entre 2001 et 2012 par année de mise hors service (à droite).

Nous avons divisé l'ensemble des tronçons du réseau en quatre strates en fonction des matériaux constitutifs (voir Figure 4 à gauche) : fonte ductile, fonte grise, acier et autres matériaux.

3.2. Application à eauservice Lausanne

3.2.1. Age probable des tronçons au cours du temps

Les fonctions de survie passées pour chaque strate ont d'abord été estimées puis des fonctions de survie de Weibull (voir Tableau 1 à gauche et Figure 4 à droite) ont été ajustées sur celles-ci.

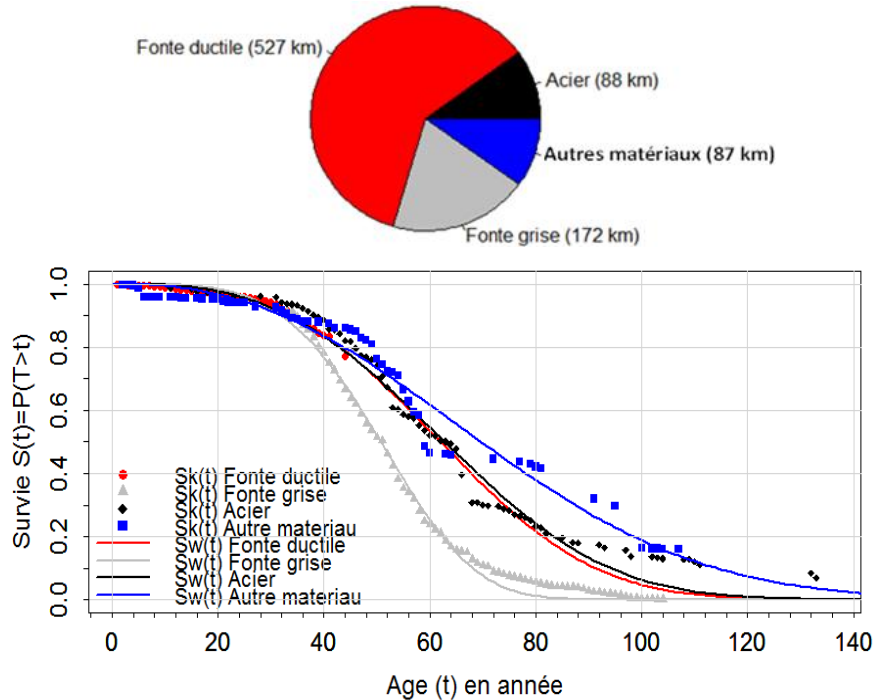


Figure 4. Répartition par matériau du linéaire de réseau en service fin 2012 à eauservice Lausanne (au-dessus). Fonction de survie passée (K) et prospective (W), Lausanne stratifié par matériaux (en dessous).

Tableau 1. Valeurs des paramètres de la fonction de survie de Weibull par strate (à gauche). Valeurs des paramètres du modèles NHPP selon les strates de matériaux (à droite).

Paramètre	α	γ
Fonte ductile	70.7	3.1
Fonte grise	54.6	4.1
Acier	79.8	2.9
Autre matériau	86.3	2.4

Paramètre	δ	β_0	β_1	β_2
Fonte ductile	3.8	1.1	0.6	-0.005
Fonte grise	1	-0.06	0.5	-0.007
Acier	1.4	-0.8	0.6	-0.004
Autre matériau	1.9	-1.2	0.3	0

Les fonctions de survie de Weibull sont les fonctions de survie futures dans le scénario prospectif « same as the past ». Ainsi, les tuyaux en fonte grise sont renouvelés plus tôt que les autres matériaux (voir Figure 4 à droite).

3.2.2. Equation du processus de détérioration des tuyaux en fonction de leurs âges

Quatre équations décrivant le processus de détérioration en utilisant le modèle NHPP du logiciel « Casses » [voir Tableau 1 à droite] ont été déterminées. Les entrées du modèle NHPP sont les caractéristiques des canalisations (diamètre, matériau, longueur, etc.), l'environnement du tuyau (pression, le sol, les routes, etc.) et les défaillances historiques (nombre, localisation, etc.). Dans nos modèles trois variables étaient statistiquement significatives: l'âge (t), la longueur (Z_1) et le diamètre (Z_2).

3.2.3. Equation du processus de détérioration des tuyaux en fonction de leurs âges

Enfin selon la méthode décrite dans la partie précédente, le nombre total de défaillances entre 2013 et 2085 à l'échelle d'eauservice Lausanne (voir Figure 5) a été calculé.

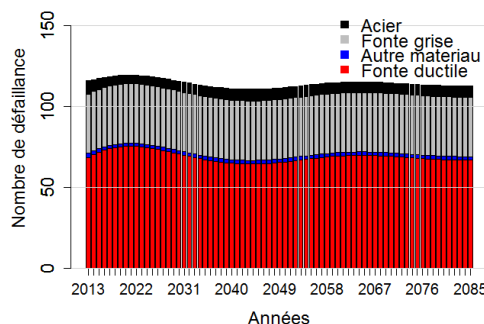


Figure 5. Nombre de défaillance à eauservice Lausanne entre 2013 et 2085, stratifié par matériaux

3.3. Discussion

3.3.1. Age probable des tronçons lieux au cours du temps

Un avantage du modèle est qu'il est basé sur des données réelles historiques dans la phase 1 (fonctions de survie) comme dans la phase 2 (équations de détérioration).

Au cours de la phase 1, d'autres fonctions de survie classique (normale, log-normale, Gumble, Fréchet, etc.) ont été testées, néanmoins c'est la fonction de Weibull qui convient le mieux aux données réelles (les p-values sont les meilleures). Cependant, à l'avenir une méthode « de régression locale » [CLE 79] sera utilisée afin d'être plus proche de la survie de Kaplan-Meier que la fonction de Weibull.

Dans les phases 1 à 3 (chaîne de Markov) 150 ans a été choisi comme étant l'âge maximal que peut atteindre un tronçon. En effet, c'est l'âge qui semble être le plus conforme aux pratiques de Lausanne. Toutefois, si pour un autre service d'eau cet âge est trop petit ou trop élevé, il est possible de changer cette hypothèse (par exemple 170 années). Les vecteurs et les matrices ont alors 170 lignes et/ou colonnes.

Une limite de ce modèle (voir phase 3) est qu'il est basé sur l'hypothèse qu'un tronçon (avec son matériau, son diamètre, etc.) sera remplacé par un autre tronçon avec exactement le même matériau et le même diamètre, etc. Cependant, il est bien connu que certains matériaux comme la fonte grise ne seront plus utilisés à l'avenir. Très récemment, nous avons réussi à prendre en compte ce changement. En effet, il suffit d'introduire cette possibilité dans la matrice de Markov et alors le changement de matériau devient alors possibles. Il en est de même pour le diamètre.

3.3.2. Equation du processus de détérioration d'une canalisation en fonction de leur âge

Dans la phase 2, le modèle NHPP, qui est l'un des modèles les plus complets de détérioration probabilistes, a été employé. Toutefois, ce modèle a deux limites. 1) les défaillances passées ne peuvent pas devenir une variable explicative des défaillances futures, or, la revue de littérature a révélé que plus un tuyau casse, plus il est susceptible de se casser dans l'avenir. 2) La deuxième partie du modèle NHPP est un modèle de Cox qui fait l'hypothèse implicite que les covariables Z sont censées avoir un impact constant pendant toute la durée de vie du tuyau. Une perspective d'amélioration sera d'utiliser de meilleurs modèles, tel le modèle LEYP (Linear Extended Yule Process).

3.3.3. Croisement de l'âge probable avec l'équation du processus de détérioration

Le croisement de l'âge probable du « tronçon lieu » avec les équations du processus de détérioration des différents tronçons physiques en ce lieu est l'étape clé pour le calcul de l'indicateur désirée. En effet l'équation 3 prédit uniquement les différents renouvellements des tronçons physiques en un « tronçon lieu » au cours du temps et l'équation 7 permet de prédire seulement le processus de dégradation d'un tronçon physique. Par conséquent pour prévoir à la fois le renouvellement des tronçons et leurs dégradations il faut coupler ces deux équations.

Le taux de renouvellement annuel moyen sur la fenêtre d'observation à eauservice Lausanne est d'environ 1,4%. C'est un chiffre assez élevé comparé à la moyenne française en 2012 qui est de 0,6%. Dans notre scénario "same as the past" nous avons prédit que le « nombre de futures défaillances de canalisations sur du long terme à l'échelle du territoire eauservice Lausanne » est d'environ 110 par an. Il n'a pas tendance à augmenter. En outre, dans le passé à Lausanne le nombre de défaillances était aussi d'environ 110.

4. Conclusions et perspectives

Afin de créer un modèle à long terme, des indicateurs clés de performance selon des scénarios prospectifs stratégiques doivent être estimés. Avec des fonctions de survie prospectives, [LAR 14b] explique comment il est possible de calculer le linéaire annuel futur, le taux de renouvellement, l'âge moyen et le coût d'investissement annuel du réseau. Cet article s'est concentré sur la partie la plus délicate : l'estimation du « nombre annuel futur de défaillances à l'échelle du territoire du service de l'eau ». Il est important de souligner que cette méthode peut également être utilisée sur les réseaux plus petits ou plus grands, sans aucun problème.

La prochaine étape consistera à calculer des indicateurs de risque (comme les interruptions de service, la perturbation de la circulation routière, les inondations...). L'indicateur de risque peut être construit comme le produit de la probabilité de future défaillance et de son intensité par les caractéristiques des consommateurs (éléments vulnérables): leur quantité, leur sensibilité et leur valeur financière. Ensuite, il faudra calculer des indicateurs relatifs aux coûts de la maintenance future.

Un axe d'amélioration est de s'éloigner du scénario « same as the past » et d'envisager des scénarios alternatifs. Sur cette base, il serait possible d'estimer comment différentes stratégies (par exemple celui de tirer davantage parti des travaux routiers pour renouveler les tronçons) affectent « à long terme » la performance. Pour créer ces scénarios alternatifs et en déduire des survies prospectives associées, nous avons besoin des causes de mise hors service des tronçons passées. Cette information nous venons juste de la recevoir d'eauservice, nous devons donc maintenant l'analyser afin d'en tirer la substantifique moelle.

Bibliographie

- [ALB 06] Al-Barqawi, H., Zayed, T., « Condition Rating Model for Underground Infrastructure Sustainable Water Mains », *J. of Performance of Constructed Facilities*, 20(2) , 2006 , p. 126-135.
- [CLA 97] Claude, U. et Lyon, B., «Généralisation de l'estimateur Kaplan-Meier d'une loi de durée de maintien en présence d'observations tronquées à gauche», *Bulletin Fr. D'actuariat*, 1(2), 1997, p. 97-114.
- [CLE 79] Cleveland, W.S., «Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots», *J. of the American Statistical Association*, 74(368), 1979, p. 829-836.
- [FOL 12] Folkman, S., «Water mains break rate in the USA and Canada: a comprehensive study», *Utah State University*, 28, 2012.
- [KAP 58] Kaplan, E.L. et Meier, P., «Nonparametric Estimation from Incomplete Observations», *J. of the American Statistical Association*, 53(282), 1958, p. 457-481.
- [KLE] Kleiner, Y. et Rajani, B., «Comprehensive review of structural deterioration of water mains: statistical models», *Urban Water J.*, 3, 2001, p. 131-150.
- [LAR 14a] Large, A., Le Gat, Y., Elachachi, S. M., Renaud, E., Breyse, D. et Tomasian, M., «Decision support tools: Review of risk models in drinking water network asset management», *Water Utility J.*, Numéro spécial, dans la presse, 10, 2014a.
- [LAR 14b] Large, A., Le Gat, Y., Elachachi, S. M., Renaud, E., Breyse, D. et Tomasian, M., «Improved modelling of long term future performance of drinking water pipes», *J. of Water Supply: Research and Technology - AQUA*, dans la presse, 31, 2014b.
- [LEG 13] Le Gat, Y., «Extending the Yule Process to model recurrent pipe failures in water supply networks», *Urban Water J.*, publié en ligne, 15, 2013.
- [LEG 05] Legendre, A., *Nouvelles méthodes pour la détermination des orbites des comètes*, Paris: F. Didot, 1805.
- [LIU 12] Liu, Z., Kleiner, Y., Rajani, B., Wang, L., Condit, W., «Condition assessment technologies for water transmission and distribution systems», *United States Environmental Protection Agency (EPA)* ,2012, p. 108.
- [MAR 09] Marlow, D., Davis, P., Trans, D., Beale, D., Burn, S. and Urquhart, A., *Remaining Asset Life: A State of the Art Review*, IWA publishing, 70, 2009.
- [MAR 71] Markov, A. A., «Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain», reprinted in Appendix B of: R. Howard. *Dynamic Probabilistic Systems*, volume 1: Markov Chains. *John Wiley and Sons*, 1971.
- [NEL 65] Nelder, J. A. and Mead, R., «The downhill simplex method», *Computer J.*, 7, 1965, p. 308-3013.
- [RAJ 01] Rajani, B. and Kleiner, Y., «Comprehensive review of structural deterioration of water mains: physically based models», *Urban Water J.*, 3,2001 , p.151-164.
- [REN 12] Renaud, E., Le Gat, Y. and Poulton, M., «Using a break prediction model for drinking water networks asset management: From research to practice», *Water Science and Technology: Water Supply*, 12.5, 2012, p. 674-682.
- [ROS 00] Røstum, J., *Statistical Modelling of Pipe Failures in Water Networks*, PhD thesis, Norwegian University of Science and Technology, 132, 2000.
- [UGA 10] Ugarelli, R. and Bruaset, S., *Review of deterioration modelling approach for ageing infrastructure*, SINTEF, 40, 2010.
- [WEI 51] Weibull, W. (1951), «A statistical distribution function of wide applicability», *J. Appl. Mech.-Trans. ASME* 18 (3), 1951, p. 293-297.