



**Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le
renouvellement des canalisations d'eau potable.
Application à eauservice Lausanne : rapport de
deuxième année de thèse (2/3)**

A. Large, M. Tomasian

► **To cite this version:**

A. Large, M. Tomasian. Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable. Application à eauservice Lausanne : rapport de deuxième année de thèse (2/3). [Rapport de recherche] irstea. 2014, pp.129. hal-02603652

HAL Id: hal-02603652

<https://hal.inrae.fr/hal-02603652>

Submitted on 16 May 2020

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.

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Application à eauservice Lausanne

Rapport de deuxième année de thèse (2/3)

Par Aurore LARGE, Max TOMASIAN

1^{ère} version **Nov 2014**
Révisée le 03 / 09 / 2015

IRSTEA, Groupement de Bordeaux
Unité de Recherche ETBX
Equipe GPIE

50, avenue de Verdun, Gazinet
33612 Cestas cedex

Encadrement : Dr. Y. Le Gat, Dr. S.M.
Elachachi, Ing. E. Renaud & Pr. D. Breysse



Remerciements

Nous tenons tout d'abord à remercier les trois autorités organisatrices qui financent le projet « optimeau », nous fournissent leurs données et nous apportent un appui technique :

- le service des eaux de la ville de Lausanne (eauservice Lausanne) en Suisse,
- la communauté urbaine de Lyon (Grand Lyon) et
- le syndicat des eaux d'île de France (SEDIF).

Pour le financement indirect du projet « optimeau », merci :

- au fonds de recherche pour l'eau (Forschungsfonds Wasser = FOWA) de la Société Suisse de l'Industrie du Gaz et des Eaux (SSIGE),
- à l'agence de l'eau Rhône Méditerranée et Corse
- et à l'agence de l'eau Seine Normandie.

J'adresse des remerciements tout particuliers aux membres de notre comité d'encadrement : Dr. Yves LE GAT, Dr. Sidi-Mohammed ELACHACHI, Ing. Eddy RENAUD et Pr. Denis BREYSSE. En effet venant chacun de disciplines différentes la communication a parfois été difficile mais les complémentarités ont été d'une grande richesse.

Un grand merci à tous les participants aux comités de suivi du projet « optimeau » (cf. Tableau 1) pour leurs réponses à nos questions et leurs regards critiques tant sur le point pratique que théorique.

Prénom NOM	Structure	Pays	Statut	Présent com suivi 1	Présent com suivi 2	Présent com suivi 3
M. Yves LE GAT	IRSTEA	France	Encadrement	Oui	Oui	Oui
M. Sidi-Mohammed ELACHACHI	Université Bordeaux (Génie Civil)	France	Encadrement	Oui	Oui	Oui
M. Eddy RENAUD	IRSTEA	France	Encadrement	Oui	Oui	Oui
M. Denys BREYSSE	Université Bordeaux (Génie Civil)	France	Encadrement	Oui	Oui	Non
M. Sébastien APOTHELOZ	Eauservice Lausanne	Suisse	Terrain d'étude	Oui	Non	Non
Mme Linda VIGUET	Eauservice Lausanne	Suisse	Terrain d'étude	Oui	Oui	Non
Mme Christelle SANZ	Eauservice Lausanne	Suisse	Terrain d'étude	Non	Oui	Oui
Mme Lisa SCHOLTEN	EA Wag	Suisse	Experte	Non	Oui	Non
M. Joao LEITAO	EA Wag	Suisse	Expert	Non	Oui	Non
Mme Anne LANG	SED Ile de France	France	Terrain d'étude	Oui	Non	Oui
M. Bruno CHOUX	SED Ile de France (Hydratech)	France	Terrain d'étude	Oui	Non	Non
M. Olivier CHESNEAU	SED Ile de France	France	Terrain d'étude	Oui	Non	Oui
Mme Claire LEFORT	SED Ile de France	France	Terrain d'étude	Non	Oui	Non
M. Sylvain CHARRIERE	SED Ile de France	France	Terrain d'étude	Non	Non	Oui
M. Christophe PERROD	SED Ile de France	France	Terrain d'étude	Non	Non	Oui
M. Sébastien BUTTOUDIN	Véolia Ile de France	France	Expert	Non	Non	Oui
Mme Anne-Claire SANDRAZ	Véolia Ile de France	France	Experte	Oui	Oui	Oui
M. Didier FANGEAT	Grand Lyon	France	Terrain d'étude	Oui	Oui	Oui
Mme Elisabeth SIBEUD	Grand Lyon	France	Terrain d'étude	Non	Oui	Non
M. Pascal LE GAUFFRE	INSA Lyon	France	Expert	Non	Oui	Oui
M. David POINARD	Véolia Gd Lyon	France	Expert	Non	Oui	Oui
M. Frédéric IMMEDIATO	AERMC	France	Expert	Non	Oui	Non
Mme Caty WEREY	IRSTEA-ENGES	France	Experte	Oui	Oui	Non
Mme Sylvie FERRARI	Université Bordeaux (Economie)	France	Experte	Oui	Non	Non
M. Vincent COUALLIER	Université Bordeaux (Statistiques)	France	Expert	Oui	Oui	Oui

Tableau 1 : Liste des membres du comité de suivi du projet « optimeau »

En plus des membres du comité de suivi, merci à toutes les autres personnes d'eauservice que nous avons interviewées : M. Marvin ANCIAN, M. Hadem BOUDRA, M. Frédéric CUNIN, M. DEBIEU, M. Aitor IBARROLA et M. Mickael WISSA.

Nous remercions toute l'équipe GPIE de l'IRSTEA, et le département GCE de l'université de Bordeaux, pour leur aide, leur soutien et leur disponibilité.

Résumé

Dans les pays développés, l'eau potable est distribuée au domicile des usagers. Ce confort requiert un long linéaire de réseau de forte valeur patrimoniale. Pour optimiser ressources et performances, il est important d'essayer de renouveler les tronçons de canalisation au meilleur moment possible. Dans ce cadre, ce rapport présente les modèles « court terme » (1 à 3 ans) et « long terme » (> 30 ans) actuellement employés à eauservice Lausanne. Les processus « court terme » semblent pertinents et robustes, mais les méthodes « long terme » restent frustes. Ce rapport propose de mettre en place une nouvelle approche « long terme » pour obtenir une vision globale du patrimoine de canalisations et rationaliser sa gestion. Cette approche est testée à partir des données réelles d'eauservice Lausanne.

Dans un premier temps nous estimons la courbe de survie empirique des âges à la mise hors service des canalisations observés entre 2001 et 2012. Après analyse et traitement de cette courbe puis création de scénarios prospectifs nous déduisons des indicateurs de réalisation tels que les futurs taux de renouvellement, et des indicateurs financiers tels que les montants futurs à investir.

Sommaire

Introduction	15
I Présentation d'eauservice Lausanne	17
I.1 Territoire, mode de gestion et histoire	17
I.2 Caractéristiques des canalisations	18
I.2.1 Origine des données	18
I.2.2 Caractéristiques des linéaires des tronçons	18
I.2.3 Comparaison du linéaire en service et hors service en fonction des dates de pose	19
I.2.4 Période d'observation du linéaire hors service	21
I.2.5 Les matériaux des canalisations	23
I.2.6 Les diamètres des canalisations	24
I.3 Caractéristiques des défaillances	26
I.3.1 Caractéristiques des défaillances FR (Fuites Réparées)	26
I.3.2 Les défaillances Qualitatives Réparées	31
I.4 Les données environnementales.....	32
II Vue globale du modèle long terme que l'on souhaite développer dans « optimeau »..	34
III Présentation de la gestion du patrimoine des canalisations d'eauservice.....	36
III.1 Présentation du renouvellement passé d'eauservice.....	36
III.2 Méthode décisionnelle de « court terme » (≤ 3 ans) pour renouveler les tronçons à eauservice	37
III.2.1 Historique des méthodes décisionnelles court terme	37
III.2.2 Méthode décisionnelle de « court terme » actuellement employée par Eauservice Lausanne	37
III.3 Plan pluriannuel d'investissement à moyen terme (10 ans).....	40
III.4 Méthode décisionnelle long terme (> 30 ans)	40
IV Méthode pour le calcul de la survie empirique passée.....	42
IV.1 Préliminaires.....	42
IV.2 Nettoyage des données	42
IV.2.1 Nettoyage des données tronçons	42
IV.2.2 Nettoyage des données défaillances FR	43
IV.3 Nos données tronquées à gauche, censurées à droite.....	43
IV.4 Survie empirique des tronçons hors service et en service, méthode de Kaplan-Meier	45
IV.4.1 Kaplan-Meier simple pour données censurées à droite	45
IV.4.2 Kaplan-Meier élargi (en effectif) pour données censurées et tronquées	47
IV.4.3 Kaplan-Meier élargi (en linéaire) pour données censurées et tronquées	47
IV.5 Obtention d'une fonction continue à partir de la fonction de survie empirique discontinue	48
IV.5.1 Ajustement d'un modèle paramétrique classique à notre courbe de survie empirique	48
IV.5.2 Estimation des points inexistants par interpolation linéaire	50
IV.5.3 Estimation par régression locale	50
IV.6 Modèle de Cox.....	50
IV.7 Modèle de Weibull avec covariables au tronçon.....	52

V Calcul de la survie passé, application aux données d'eauservice	55
V.1 Courbes de survie sans partitionnement	55
V.1.1 Comparaison des courbes de survie en linéaire et en effectif	55
V.1.2 Courbe de survie tous matériaux, tous diamètres en linéaire	56
V.2 Courbes de survie avec partitionnement.....	58
V.2.1 Comparaison des courbes de survie pour différents diamètres	58
V.2.2 Comparaison courbes de survie pour différentes longueurs en effectif	60
V.2.3 Comparaison courbes de survie pour différents matériaux (en linéaire)	62
V.2.4 Comparaison courbes de survie selon le nombre de défaillances	63
V.3 Résultats des modèles de Cox.....	65
V.3.1 Cox simple sans test de modifications d'effet de variables entre elles	65
V.3.2 Cox complexe avec test de modifications d'effet de variables entre elles	66
V.4 Résultats modèle de Weibull avec covariables au tronçon.....	69
VI Scénario statu quo, calcul d'indicateurs clés à eauservice	73
VI.1 Avec une seule courbe de survie	73
VI.1.1 Courbe de survie prospective	73
VI.1.2 Linéaires futurs à installer	74
VI.1.3 Taux de renouvellement	76
VI.1.4 Age moyen du réseau	77
VI.1.5 Coûts d'investissement	78
VI.2 Avec plusieurs courbes de survie (Diamètre).....	81
VI.2.1 Courbes de survie prospectives par diamètre	81
VI.2.2 Linéaires futurs à installer	82
VI.2.3 Taux de renouvellement	84
VI.2.4 Age moyen du réseau	85
VI.2.5 Coûts d'investissement non actualisé	86
VI.3 Avec plusieurs courbes de survie (Matériau).....	86
VI.3.1 Courbes de survie prospectives par matériau	86
VI.3.2 Linéaires futurs à installer	88
VI.3.3 Taux de renouvellement	89
VI.3.4 Age moyen du réseau	90
VI.3.5 Nombre de défaillances futures	91
Conclusion.....	99
Bibliographie.....	100
Annexe 1 : Définitions à eauservice Lausanne.....	103
Annexe 2 : Fiche intervention	105
Annexe 3 : Définition de la censure et de la troncature	106
Annexe 4 : Méthode pour calculer la survie des tronçons hors service = « survie brute ».....	107
Annexe 5 : Description de la méthode de Turnbull.....	108
Annexe 6 : Validation des méthodes de Kaplan-Meier et de Turnbull, démonstration en effectif.	110
Annexe 7 : Validation des méthodes de Kaplan-Meier et de Turnbull, démonstration en Linéaire.....	114
Annexe 8 : Description de la méthode d'optimisation de Nelder & Mead.....	116
Annexe 9 : Méthode de déconditionnement	119
Annexe 10 : Propriété de « risques proportionnels » du modèle de Weibull.....	120

Annexe 11 : Courbes de survie partitionné par diamètre en 4 groupes	121
Annexe 12 : Corrélation entre longueur et diamètre.....	122
Annexe 13 : Calage d'une courbe de Weibull sur les points empiriques issues de Kaplan-Meier .	123
Annexe 14 : Evolution des indices des prix.....	125
Annexe 15 : Ajustement de Weibull.....	126
Annexe 16 : Les coûts par diamètre de canalisation en fonte ductile.....	127
Annexe 17 : Régression locale.....	128
Annexe 18 : Poids pour les critères ARP.....	129

Liste des illustrations

Figures

FIGURE 1 : L'IDEAL DE L'ARTICULATION ENTRE LES DIFFERENTS OUTILS FONCTIONNANT A DIFFERENTES ECHELLES TEMPORELLES	16
FIGURE 2: TERRITOIRE COUVERT PAR EAUSERVICE EN 2013 (ECHELLE : LAUSANNE LUTRY, 5 KM) (EAUSERVICE 2013c)	17
FIGURE 3 : EXTRAIT DU JEU DE DONNEES DES TRONÇONS.....	18
FIGURE 4 : FREQUENCE CUMULEE DU NOMBRE DE TRONÇONS (EN SERVICE ET HORS SERVICE) EN FONCTION DE LEUR LONGUEUR (EN METRES) (100% = 12 033 TRONÇONS).....	19
FIGURE 5 : DIAGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE (911 KM) AU 31/12/2012 A EAUSERVICE LAUSANNE EN FONCTION DES DATES DE POSE (4% D'INCONNUES).....	19
FIGURE 6 : HISTOGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE (874 KM) ET HORS SERVICE (136 KM) AU 31/12/2012 AYANT UNE DATE DE POSE CONNUE (EN ROUGE NE SONT REPRESENTES QUE LES TRONÇONS MIS HS ENTRE [2001 ; 2012])	20
FIGURE 2 : HISTOGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE ET HORS SERVICE AU 31/12/2012 EN FONCTION DE LEUR AGES (EN ROUGE NE SONT REPRESENTES QUE LES TRONÇONS MIS HS ENTRE [2001 ; 2012])	20
FIGURE 8 : DIAGRAMME DU LINEAIRE MIS HORS SERVICE ENTRE [2001 ; 2012] (140 KM) A EAUSERVICE LAUSANNE EN FONCTION DES DATES DE POSE (3% D'INCONNUES).....	21
FIGURE 9 : HISTOGRAMME DU LINEAIRE HORS SERVICE (136 KM) ARCHIVE AU 31/12/2012 ENTRE [2001; 2012]..	21
FIGURE 10 : LES MATERIAUX DU RESEAU EN SERVICE AU 31/12/2012 (TOTAL 874 KM APRES NETTOYAGE).....	23
FIGURE 11 : HISTOGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE (874 KM) ET HORS SERVICE (136 KM) EN FONCTION DES DDP DES DIFFERENTS MATERIAUX AU 31/12/2012	23
FIGURE 12 : DIAGRAMME EN BARRE DU LINEAIRE DE CANALISATIONS EN FONCTION DU DIAMETRE ET DES 4 GRANDES FAMILLES DE MATERIAUX.....	24
FIGURE 13 : LINEAIRE DE TRONÇONS EN SERVICE (874 KM) FIN 2012 EN FONCTION DE LEUR DIAMETRE (EN MM).	25
FIGURE 14 : FREQUENCE CUMULEE DE LA LONGUEUR DES TRONÇONS (EN SERVICE) EN FONCTION DE LEUR DIAMETRE (EN MM) (100% = 857 KM).....	26
FIGURE 15 : SCHEMA RECAPITULATIF DU LIEN ENTRE FUITES, CASSES, TROUS ET DEFAILLANCES FR	26
FIGURE 16 : EXTRAIT DU FICHIER DEFAILLANCES FR SIG A EAUSERVICE.....	27
FIGURE 17 : EXTRAIT DU FICHIER ISSU DES FICHES DEFAILLANCES FR A EAUSERVICE.....	28
FIGURE 18 : NOMBRE DE DEFAILLANCES FR ARCHIVEES SUR LE SIG PAR AN, ENTRE [1919; 2013]EN FONCTION DE LEUR LOCALISATION (BASE DE DONNEE « DEFAILLANCES SIG »)	29
FIGURE 19 : NOMBRE DE DEFAILLANCES FR ARCHIVEES PAR AN, ENTRE [2005; 2013] EN FONCTION DE LEUR LOCALISATION (BASE DE DONNEES « FICHE DEFAILLANCES »)	29
FIGURE 20 : NOMBRE DE DEFAILLANCES FR (SUR JOINTS OU CONDUITES) ARCHIVEES PAR AN, ENTRE [2005; 2013] EN FONCTION DE LEUR MODE DE DETECTION (BASE DE DONNEE « FICHE DEFAILLANCES »)	30
FIGURE 21 : LES DIFFERENTS TYPE DE DEFAILLANCES FR (POINARD 2006).....	30
FIGURE 22 : L'INDICATEUR D4 D'EAUSERVICE, NOMBRE ANNUEL DE DEFAILLANCES FR VISIBLES SUR CORPS DE CONDUITE	31
FIGURE 23 : NOMBRE D'APPEL CLIENT PAR AN POUR UN PROBLEME DE QUALITE DE L'EAU	32
FIGURE 24 : SCHEMA DE LA DEMARCHE GLOBALE DU MODELE « LONG TERME » OPTIMEAU	34
FIGURE 25 : TAUX DE RENOUVELLEMENT ANNUEL D'EAUSERVICE LAUSANNE SIG ET INDICATEUR D9.....	36
FIGURE 26 : TAUX DE RENOUVELLEMENT ANNUEL A EAUSERVICE LAUSANNE (EN ROSE)INDICATEUR D9 D'EAUSERVICE	36
FIGURE 27 : LES QUATRE PREMIERES ETAPES DE LA DECISION DE LA MISE HORS SERVICE DE TRONÇONS A EAUSERVICE [COURT TERME] (EN 2011).....	38
FIGURE 28 : CARTE SIG INDIQUANT LES TRONÇONS A RENOUVELER DU PLUS URGENT (ROUGE FONCE) OU MOINS URGENT (VERT CLAIR)(EN 2011)	39
FIGURE 29 : LA CINQUIEME ETAPE DE LA DECISION DE LA MISE HORS SERVICE DE TRONÇONS A EAUSERVICE [COURT TERME] (EN 2011) [LES POURCENTAGES SONT ICI JUSTE POUR DONNER DES ORDRES DE GRANDEURS]	39
FIGURE 30 : SCHEMA DU PLAN PLURIANNUEL D'INVESTISSEMENT A MOYEN TERME A LAUSANNE (10 ANS GLISSANT)	40

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

FIGURE 31 : DIAGRAMME DU NOMBRE DE DEFAILLANCES FR OBSERVEES ENTRE [2001, 2012] SUR CONDUITES OU SUR JOINTS, SACHANT S'IL A ETE POSSIBLE OU PAS DE LES RATTACHER A UN IDENTIFIANT DE TRONÇON SIG (85.4 % ONT UN IDENTIFIANT TRONÇON)	43
FIGURE 32 : DISPOSITIONS POSSIBLES DES TRONÇONS VIS-A-VIS DE LA FENETRE D'OBSERVATION, ILLUSTRATION DE LA TRONCATURE A GAUCHE ET DE LA CENSURE A DROITE	44
FIGURE 33 : COURBES DE SURVIE EMPIRIQUE EN LINEAIRE ET EN EFFECTIF, A EAUSERVICE TOUS TRONÇONS CONFONDUS ENTRE [2001, 2012]	55
FIGURE 34 : COURBE DE SURVIE EN NOMBRE DE TRONÇONS ACCOMPAGNEE DE SON INTERVALLE DE CONFIANCE, TOUS TRONÇONS CONFONDUS.	56
FIGURE 35 : EN LINEAIRE, TOUS TRONÇONS CONFONDUS, COMPARAISON DES COURBES DE SURVIE ESTIMEE PAR LA METHODE KAPLAN-MEIER (1 CORRESPOND A 1010 KM) ET BRUTE (1 CORRESPOND A 136 KM)	57
FIGURE 36 : COURBES DE SURVIE EN LINEAIRE (TRONÇONS PARTITIONNES EN 2 SOUS-ENSEMBLES SELON LEURS DIAMETRES)	59
FIGURE 37 : COURBES DE SURVIE EN EFFECTIF (TRONÇONS PARTITIONNES EN 2 SOUS-ENSEMBLES SELON LEURS DIAMETRES) ET LEURS INTERVALLES DE CONFIANCES.....	60
FIGURE 38 : 2 SOUS-ENSEMBLES SELON LA LONGUEUR DES TRONÇONS [MIN ; 100 M] ET [100 ; MAX] ;.....	60
FIGURE 39 : 2 SOUS-ENSEMBLES SELON LA LONGUEUR DES TRONÇONS [MIN ; 100 M] ET [100 ; MAX] ;.....	61
FIGURE 40 : COURBES DE SURVIE EN EFFECTIF TRONÇONS (TRONÇONS PARTITIONNES EN 2 SOUS-ENSEMBLES : PETITES ET GRANDES LONGUEURS) ET LEURS INTERVALLES DE CONFIANCE A EAUSERVICE	61
FIGURE 41 : COURBES DE SURVIE EN LINEAIRE POUR DIFFERENTS MATERIAUX EN FONCTION DE L'AGE DU RESEAU (EN ANNEES).....	62
FIGURE 42 : 2 SOUS-ENSEMBLES DE TRONÇONS SELON LEUR NOMBRE DE DEFAILLANCES MOYEN PAR AN ENTRE [2001, 2012] : [0 ; 0.08] ET]0.08 ; MAX] ; NOMBRE DE TRONÇONS EN SERVICE ET HORS SERVICE (FIN 2012) (12 033 TRONÇONS) D'EAUSERVICE	63
FIGURE 43: COURBES DE SURVIE EN EFFECTIF TRONÇONS (TRONÇONS PARTITIONNES EN 2 SOUS-ENSEMBLES : AVEC ET SANS DEFAILLANCE) ET LEURS INTERVALLES DE CONFIANCE	64
FIGURE 44 : EQUATION A POUR 500 TRONÇONS SELECTIONNES PAR TIRAGE ALEATOIRE SANS REMISE ET EQUATION A MOYENNE SUR TOUS LES TRONÇONS.....	71
FIGURE 45 : COURBES DE SURVIE DE KAPLAN-MEIER TOUS TRONÇONS CONFONDUS ET EQUATION A.....	71
FIGURE 46 : COURBE DE SURVIE PROSPECTIVE OBTENUE A PARTIR DE LA COURBE EMPIRIQUE (ISSUE DE KM EN BLEU) AVEC UNE VALEUR A CHAQUE AGE (CF. AJOUT EN ROUGE)	73
FIGURE 47 : LINEAIRE EN SERVICE EN 2012 A EAUSERVICE LAUSANNE EN FONCTION DES DATES DE POSE. VERT : DDP CONNUES, BLEU : DDP INCONNUES, HYPOTHESE 4% DU LINEAIRE DES DDP CONNUES (TOTAL 908 KM)	74
FIGURE 48 : RECONSTITUTION DU LINEAIRE PASSE ET PREVISION DES LINEAIRES FUTURS JUSQU'EN 2050, PHOTOGRAPHIE DE LA SITUATION EN 2050, RESEAUX DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION.	75
FIGURE 49 : LINEAIRE EN SERVICE (ES) ET HORS SERVICE (HS), RECONSTITUTION DU PASSE ET PREVISION DU FUTUR JUSQU'EN 2120, PHOTOGRAPHIE DE LA SITUATION EN 2120, RESEAUX D'ADDUCTION, DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION.....	76
FIGURE 50 : PREVISION DES TAUX DE RENOUVELLEMENT FUTURS DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE AVEC LE SCENARIO « SATU QUO : 1 COURBE ».....	77
FIGURE 51 : PREVISION DES TAUX DE RENOUVELLEMENT FUTURS DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE AVEC LE SCENARIO « SATU QUO : 1 COURBE ».....	78
FIGURE 52 : PREVISION DES COUTS D'INVESTISSEMENT FUTURS DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE AVEC LE SCENARIO « SATU QUO : 1 COURBE ».....	79
FIGURE 53 : PREVISIONS DES BUDGETS PREVISIONNELS POUR LE RENOUVELLEMENT ENTRE 2013 ET 2120 AVEC ACTUALISATION ET NON ACTUALISATION, RESEAUX D'ADDUCTION, DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION D'EAUSERVICE (EN CHF) AVEC LE SCENARIO « STATU QUO : 1 COURBE ».	80
FIGURE 54 : COURBES DE SURVIE PROSPECTIVE CONTINUE PAR CLASSE DE DIAMETRES (EGALE AU KM SANS TROU)	81
FIGURE 55 : DIAGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE AU 31/12/2012 A EAUSERVICE (911 KM) EN FONCTION DES DATES DE POSE (6% AYANT UNE DATE DE POSE OU LEUR DIAMETRE INCONNU)	82
FIGURE 56 : LINEAIRE EN SERVICE EN 2012 A EAUSERVICE LAUSANNE EN FONCTION DES DATES DE POSE, DIFFERENCIE SELON DEUX CLASSES DE DIAMETRE. VERT : DDP CONNUES POUR DIA [MIN, 300[, BLEU : 6% DU LINEAIRE DES DDP CONNUES POUR DIA [MIN, 300[, CYAN : DDP CONNUES POUR DIA [300, MAX], ROSE : 6% DU LINEAIRE DES DDP CONNUES POUR DIA [300, MAX]. (TOTAL 908 KM)	83

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

FIGURE 57 : LINEAIRE EN SERVICE (ES) ET HORS SERVICE (HS), RECONSTITUTION DU PASSE ET PREVISION DU FUTUR JUSQU'EN 2120, PHOTOGRAPHIE DE LA SITUATION EN 2120, TRONÇONS PARTITIONNES EN DEUX STRATES SELON LE DIAMETRE.	84
FIGURE 58 : PREVISION DES TAUX DE RENOUVELLEMENT FUTURS DE 2013 JUSQU'EN 2120 POUR LES TRONÇONS DE « GROS DIAMETRES », DE « PETITS DIAMETRES » ET « TOUS DIAMETRES », A EAUSERVICE AVEC LE SCENARIO « SATU QUO : PLUSIEURS COURBES DIA ».....	84
FIGURE 59 : PREVISIONS DE L'EVOLUTION DE L'AGE MOYEN DU RESEAU DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE LAUSANNE, SCENARIO « STATU QUO, PLUSIEURS COURBES DIA», TRONÇONS PARTITIONNES PAR DIAMETRE.	85
FIGURE 60 : PREVISIONS DES BUDGETS NECESSAIRES POUR LE RENOUVELLEMENT ENTRE 2013 ET 2121, SCENARIO « STATU QUO, PLUSIEURS COURBES DIA », TRONÇONS PARTITIONNES PAR DIAMETRE.	86
FIGURE 61 : COURBES DE SURVIE PROSPECTIVE CONTINUE PAR CLASSE DE MATERIAUX	87
FIGURE 62 : DIAGRAMME DU LINEAIRE EN SERVICE AU 31/12/2012 A EAUSERVICE (909 KM) EN FONCTION DES DATES DE POSE (5% AYANT UNE DATE DE POSE INCONNU).....	88
FIGURE 63 : LINEAIRE EN SERVICE EN 2012 A EAUSERVICE LAUSANNE EN FONCTION DES DATES DE POSE, DIFFERENCIE SELON QUATRE STRATES DE MATERIAUX. (TOTAL 909 KM).....	88
FIGURE 64 : LINEAIRE EN SERVICE (ES) ET HORS SERVICE (HS), RECONSTITUTION DU PASSE ET PREVISION DU FUTUR JUSQU'EN 2120, PHOTOGRAPHIE DE LA SITUATION EN 2120, TRONÇONS PARTITIONNES EN QUATRE STRATES SELON LE MATERIAU.....	89
FIGURE 65 : PREVISION DES TAUX DE RENOUVELLEMENT FUTURS DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE AVEC LE SCENARIO « SATU QUO : PLUSIEURS COURBES MAT», TRONÇONS PARTITIONNES PAR MATERIAUX.	90
FIGURE 66 : PREVISIONS DE L'EVOLUTION DE L'AGE MOYEN DU RESEAU DE 2013 JUSQU'EN 2120 A EAUSERVICE LAUSANNE, SCENARIO « STATU QUO, PLUSIEURS COURBES MAT », TRONÇONS PARTITIONNES PAR MATERIAUX.	90
FIGURE 67 : DEFINITION SCHEMATIQUE D'UN TRONÇON LIEU. EN BLEU SONT REPRESENTES LES TRONÇONS QUI ONT ETE RENOUVELES ENTRE 2012 ET 2070.	91
FIGURE 68 : CHAINE DE MARKOV MONTRANT LA PROBABILITE QU'UN TRONÇON A DE PASSER D'UN AGE T A UN AGE T+1, OU D'ETRE RENOUVELE.....	92
FIGURE 69 : PROCESSUS DE COMPTAGE DU NOMBRE DES DEFAILLANCES N(t).....	93
FIGURE 70 : CHAINE DE MARKOV AVEC CHANGEMENT DE MATERIAU MONTRANT LA PROBABILITE QU'UN TRONÇON EN FG (ROND GRIS) A DE PASSER D'UN AGE T A UN AGE T+1, OU D'ETRE RENOUVELE EN FD (ROND NOIR).....	95
FIGURE 71 : NOMBRE DE DEFAILLANCES PREVUES ENTRE 2013 ET 2105, STRATIFIE PAR MATERIAU	97
FIGURE 72 : COMPARAISON DU NOMBRE DE DEFAILLANCES PASSES REELLES (2001 ET 2012) ET PREVUES (2013 ET 2049), STRATIFIE PAR MATERIAU (FUITE ET RUPTURES SUR CONDUITES UNIQUEMENT)	98
FIGURE 73 : SCHEMA DU LIEN ENTRE LA RENOVATION, LE RENOUVELLEMENT, LA REHABILITATION ET LA REPARATION A EAUSERVICE LAUSANNE.....	104
FIGURE 74 : FONCTION DE SURVIE NON PARAMETRIQUE.....	108
FIGURE 75 : COURBE DE SURVIE REELLE.....	111
FIGURE 76 : DATE DE POSE DES 40 000 TRONÇONS CONSTITUANT L'ECHANTILLON (EN EFFECTIF).....	112
FIGURE 77 : REPARTITION DES DATES A LA MISE HORS SERVICE (EN EFFECTIF) DES 40 000 TRONÇONS.....	112
FIGURE 78 : COURBES DE SURVIE ESTIMEES (EN EFFECTIF) ET INTERVALLE DE CONFIANCE.....	113
FIGURE 79 : DATE DE POSE DES TRONÇONS CONSTITUANT L'ECHANTILLON (EN LINEAIRE)	114
FIGURE 80 : REPARTITION DES DATES A LA MISE HORS SERVICE (EN LINEAIRE)	115
FIGURE 81 : COURBES DE SURVIE ESTIMEES (EN LINEAIRE)	115
FIGURE 82 : EVOLUTION POSSIBLE DU SIMPLEXE DE NELDER & MEAD	117
FIGURE 83 : ORGANIGRAMME DE LA METHODE DE NELDER & MEAD CLASSIQUE	118
FIGURE 84 : METHODE DE DECONDITIONNEMENT	119
FIGURE 85 : COURBES DE SURVIE EMPIRIQUE PAR CLASSE DE DIAMETRES	121
FIGURE 86 : CORRELATION ENTRE LONGUEUR ET DIAMETRE EN NOMBRE DE TRONÇON (ECHELLE REDUITE) A EAUSERVICE	122
FIGURE 87 : CORRELATION ENTRE LONGUEUR ET DIAMETRE EN NOMBRE DE TRONÇON A EAUSERVICE.....	122
FIGURE 88 : POINTS DE LA SURVIE EMPIRIQUE EN LINEAIRE (METHODE KAPLAN-MEIER) ET COURBE AJUSTEE (EQUATION DE WEIBULL), TOUS TRONÇONS CONFONDUS, PARTITIONNES EN 4 SOUS-ENSEMBLES DE DIAMETRE (EN MM)	123
FIGURE 89 : COMPARAISON DE LA COURBE EMPIRIQUE DE SURVIE EN LINEAIRE PASSE A EAUSERVICE ET D'UNE FONCTION DE WEIBULL AJUSTEE A CETTE DERNIERE PAR LA METHODE DES MOINDRES CARRES.....	126

Tableaux

TABLEAU 1 : LISTE DES MEMBRES DU COMITE DE SUIVI DU PROJET « OPTIMEAU »	2
TABLEAU 2 : QUARTILES ET MOYENNE DU NOMBRE DE TRONÇONS EN FONCTION DE LEUR LONGUEUR.....	18
TABLEAU 3 : QUARTILES DE LA LONGUEUR DES TRONÇONS EN FONCTION DE LEUR DIAMETRE	25
TABLEAU 4 : MODIFICATIONS FAITES SUR LES DATES DE POSE EN FONCTION DU MATERIAU	42
TABLEAU 5 : LES QUARTILES DES COURBES EMPIRIQUES A EAUSERVICE LAUSANNE EN LINEAIRE ET EN NOMBRE DE TRONÇONS, TOUS LE RESEAU D'ADDUCTION, DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION ENTRE [2001 ; 2012]	56
TABLEAU 6 : LES QUARTILES DES COURBES BRUTE A EAUSERVICE LAUSANNE ET EMPIRIQUE (METHODE KAPLAN-MEIER) EN LINEAIRE, TOUS LE RESEAU D'ADDUCTION, DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION ENTRE [2001 ; 2012]	57
TABLEAU 7 : LES QUARTILES DES COURBES EMPIRIQUES A EAUSERVICE LAUSANNE EN LINEAIRE TOUS LE RESEAU D'ADDUCTION, DE TRANSPORT ET DE DISTRIBUTION ENTRE [2001 ; 2012]	59
TABLEAU 8 : LES AGES MINIMAUX ET MAXIMAUX DES TRONÇONS OBSERVES DANS LA FENETRE D'OBSERVATION [2001 ; 2012] PAR TYPE DE MATERIAUX.....	63
TABLEAU 9 : PRIX MOYEN POUR LE RENOUVELLEMENT D'UN METRE DE TRONÇON PAR CLASSE DE DIAMETRES ...	86
TABLEAU 10 : COVARIABLES (ET LEURS UNITES) UTILISEES DANS NOS MODELES DE LEYP	97
TABLEAU 11 : VALEUR DES PARAMETRES DE NOS MODELE LEYP POUR CHAQUE STRATE DEPENDANT DU MATERIAU	97

Sigles, acronymes et abréviations

AEP Alimentation en Eau Potable

ARP Annual Rehabilitation Programmes

AERMC Agence de l'Eau Rhône Méditerranée et Corse

CARE-W Computer Aided REhabilitation of Water networks (GB) =
réhabilitation des réseaux d'eau potable assistée par ordinateur (F)

CEMAGREF Centre du Machinisme Agricole du Génie Rural des Eaux et des Forêts

CGCT Code Général des Collectivités Territoriales

CHF Francs Suisses = Francs de la Confédération Helvétique

CVM Chlorure de Vinyle Monomère

Dr. Docteur

EAWAG Swiss Federal Institute of Aquatic Science and Technology

ES En Service

ETBX Environnement, Territoires et infrastructures, Bordeaux (ex REBX + ADBX)

FOWA Forschungsfonds Wasser

FR Fuites Réparées

GCE Génie Civil Environnemental

GPIE Gestion Patrimoniale des Infrastructures liées à l'Eau (ex NETWATER)

HS Hors Service

i.i.d. indépendantes et identiquement distribuées

Ing. Ingénieur

IRSTEA Institut de Recherche en Sciences et Technologies pour l'Environnement et l'Agriculture

KM Kaplan-Meier

MEDIREL MEthode de Diagnostic du Réseau d'Eau de Lausanne

NA Not Available

NDOA Nombre de Défaillances Observé par An sur la fenêtre d'observation

NETWATER NETwork WATER (UK), réseau d'eau (F)

NT Non Trouvées

PEBD Polyéthylène Basse Densité

PEHD Polyéthylène Haute Densité

Pr. Professeur d'Université

PVC Polychlorure de Vinyle

QR Qualitatives Réparées

RelNet RELiability Analysis for Network

RPQS Rapport sur le Prix et la Qualité du Service

SEDIF Syndicat des Eaux d'Ile-de-France

SIG Système d'Information Géographique

SSIGE Société Suisse de l'Industrie du Gaz et des Eaux

VEDIF Véolia Eau d'Ile de France

Notations

θ	Année, ex : 1995
DDP	Année de pose
DHS	Année à la mise hors service
θ_1	Année de démarrage de la fenêtre d'observation
θ_2	Dernière année de la fenêtre d'observation
T	Variable aléatoire : Age à la mise hors service, ex : 60 ans ; $t = DHS - DDP$
t	Réalisations de la variable aléatoire T
a_i	Age au début de la fenêtre d'observation de l'individu i
b_i	Age à la fin de la fenêtre d'observation de l'individu i
c_i	L'individu i est censuré si $c_i=1$, non censuré si $c_i = 0$, variable de censure
Lq	Longueur
$\varnothing$	Diamètre
$NDOA$	Nombre moyen de défaillances FR observées par an sur la fenêtre d'observation
r_a	Taux d'actualisation l'année a
$S(t)$	Fonction de survie (dépendant de t)
$F(t)$	Fonction de répartition (dépendant de t)
$P(A)$	Mesure de probabilité de l'évènement A
$C\theta$	Cohorte (groupe de tronçons) posée l'année θ
TR	Taux de renouvellement
L	Fonction de vraisemblance
W	Temps de censure
θ	Vecteur de paramètres
$I\{\dots\}$	La fonction indicatrice qui prend 1 si la proposition en arguments (les conditions entre accolades) est vraie, 0 sinon

Introduction

Dans les pays développés, l'eau potable est distribuée au domicile des usagers. Ce confort implique un long linéaire de réseau (plus de 900 000 km en France en 2014) avec une valeur des ouvrages élevée (entre 120 et 170 milliards d'euros en France dont 70% correspond aux canalisations) (Bouchet 2013) & (Charrière 2013).

Le renouvellement annuel d'une fraction du linéaire des canalisations est nécessaire à cause du vieillissement « naturel » de ces objets techniques, qui entraîne l'érosion progressive de leur niveau de performance. En parallèle du vieillissement, l'évolution des besoins et des contraintes (coordination avec les travaux de voirie, urbanisation, législation) peut nécessiter le remplacement de tronçons obsolètes en bon état.

Dans une optique d'optimisation des ressources et des performances, il est alors important de renouveler les tronçons en temps opportun (ni trop tôt, ni trop tard).

Dans ce cadre, l'IRSTEA, organisme public de recherche finalisée sur la gestion des eaux et des territoires, a lancé le programme de recherche « Optimeau » dont le but est d'optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable. Ce rapport s'inscrit dans ce programme de recherche. Ce projet est financé directement par le syndicat des eaux d'île de France (SEDIF), la communauté urbaine de Lyon (Grand Lyon) et le service des eaux de la ville de Lausanne (eauservice Lausanne). Il est financé indirectement par l'agence de l'eau Rhône Méditerranée et Corse, l'agence de l'eau Seine-Normandie et le fonds de recherche pour l'eau (Forschungsfonds Wasser = FOWA) de la Société Suisse de l'Industrie du Gaz et des Eaux (SSIGE).

L'approche proposée pour optimiser ressources et performances est de partir d'une vision « **long terme** » (>30 ans) permettant de prédire le linéaire de canalisations qui doivent être renouvelées chaque année pour respecter des objectifs stratégiques en termes de performances, puis d'en déduire le besoin en investissement à « **moyen terme** » (≈ 10 ans, échelle des plans pluriannuels d'investissements des services). Il faut 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 besoin et opportunités en renouvellement (cf. Figure 1).

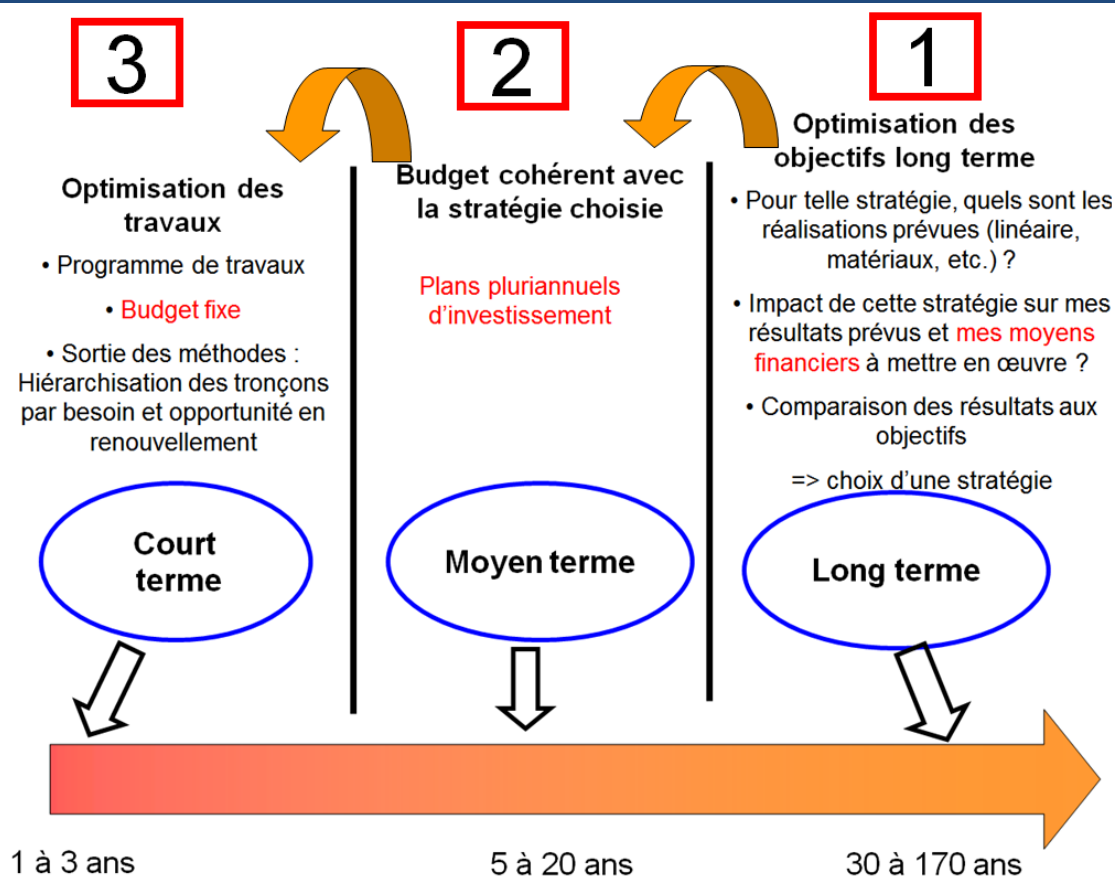


Figure 1 : L'idéal de l'articulation entre les différents outils fonctionnant à différentes échelles temporelles

Le problème est qu'actuellement les méthodes décisionnelles sur le long terme employées par les services des eaux ou dans la bibliographie sont souvent inexistantes ou trop simples et déconnectées des méthodes décisionnelles à court terme.

L'objectif final du projet « optimeau » est de construire une méthode à long terme (> 30 ans) permettant d'aider aux choix des réalisations (linéaire, matériaux, etc.) afin d'optimiser le renouvellement des canalisations.

Dans un **premier temps** nous présenterons le terrain d'étude (eauservice) et le jeu de données sur lequel nous nous sommes appuyés pour obtenir tous nos résultats dans ce rapport.

Dans la **seconde partie** nous présenterons de manière globale la méthode « long terme » que nous souhaitons développer dans le projet « optimeau ».

Dans un **troisième temps** nous exposerons les différentes méthodes de gestion patrimoniale actuellement employées à eauservice Lausanne (méthodes décisionnelles long terme et court terme).

Puis via la **quatrième partie** nous exposerons différentes méthodes statistiques de construction de courbe de survie passée d'âge à la mise hors service (modèle de Kaplan-Meier, modèle de Cox, modèle de Turnbull...).

Ensuite dans un **cinquième temps** nous appliquerons ces méthodes avec les données d'eauservice.

Finalement nous construirons des indicateurs clés tel que des taux de renouvellement futurs, des linéaires futurs, l'évolution de l'âge moyen du réseau ou encore les coûts d'investissement toujours à partir des données d'eauservice.

I Présentation d'eauservice Lausanne

I.1 Territoire, mode de gestion et histoire

Jusqu'en 1868, la distribution de l'eau à Lausanne n'était assurée que par des fontaines publiques. A partir de 1868, les constructions des réservoirs du Calvaire et de Bellevaux permettent alors la distribution de l'eau sous pression. En 1876, par contrat, la commune de Lausanne afferma son service de distribution à la «Société des eaux de Lausanne». Cette société prenait à sa charge l'alimentation de la ville en eau potable. En 2003, eauservice a pris à sa charge l'alimentation en eau de la commune de Lausanne. Au fil du temps est aussi venu s'ajouter 16 autres communes environnantes (eauservice 2014). Eauservice est l'équivalent français d'une régie publique.

En 2013 eauservice gère l'eau potable pour la ville de Lausanne et 16 communes environnantes. Eauservice est propriétaire des réseaux et des ouvrages dans ces communes et doit en assurer l'entretien (eauservice 2013d). Eauservice alimente également en gros 13 communes fortement dépendantes de ses ressources et 56 communes moyennement ou faiblement dépendantes de ses ressources. Cela représente environ 360 000 personnes. L'eau produite provient environ à 50% du lac Léman, à 21% du lac de Bret et à 29% de 120 sources réparties entre le pied du Jura et les Préalpes. Le réseau (adduction¹, transport² et distribution³ sans les branchements⁴) est constitué de 900 km de conduite (cf. Figure 2), 24 stations de pompage et de 20 réservoirs. Eauservice est le troisième distributeur d'eau en Suisse.

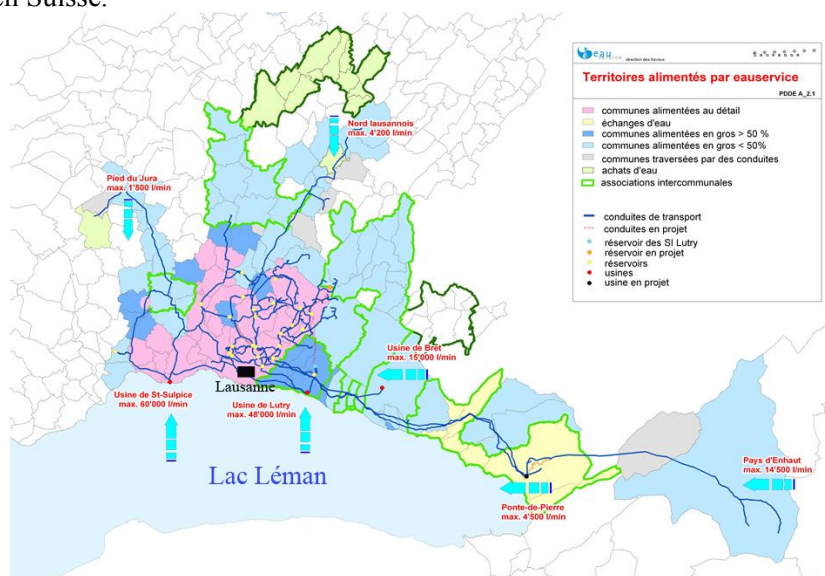


Figure 2: Territoire couvert par eauservice en 2013 (échelle : Lausanne Lutry, 5 km) (eauservice 2013c)

¹ Adduction : conduites qui acheminent l'eau brute des captages jusqu'à l'endroit de leur traitement.

² Transport : conduites qui établissent les liaisons principales entre les lieux de production et les réservoirs ou entre les réservoirs. Elles sont généralement de diamètre supérieur à 300mm.

³ Distribution : conduites d'alimentation des quartiers sur lesquelles les prises sont effectuées pour le raccordement des immeubles. Elles sont généralement de diamètre inférieur à 300mm. (eauservice 2013e)

⁴ Branchement : conduites qui établissent les liaisons entre les conduites de distribution et le bâtiment. En suisse les branchements appartiennent au domaine privé.

I.2 Caractéristiques des canalisations

I.2.1 Origine des données

Ce travail est effectué sur les données des canalisations d'eau potable du réseau d'adduction de distribution et de transport d'eauservice. Ce réseau est composé en 2013 par environ 12 320 tronçons. Un tronçon est défini comme l'ensemble des tuyaux unitaires, assemblés par des joints, homogènes en matériau, diamètre, date de pose et formant un segment de réseau généralement délimité à ses deux extrémités par des organes de sectionnement (vannes) (Le Gat 2009).

L'ensemble de l'étude est basé sur un fichier tronçons comportant des informations fondamentales. Ce fichier illustré par la Figure 3 comporte des informations pour chaque tronçon. Nous pouvons y distinguer son identifiant, sa date de pose, son matériau, son diamètre, son statut (en service (ES) ou hors service (HS)), ses coordonnées (x ;y), sa date de mise hors service si le tronçon a été mis hors service dans la fenêtre d'observation, etc. Toutes ces précieuses descriptions permettent d'obtenir les caractéristiques propres à chaque tronçon. Ce fichier comprend 40 variables. Ces données ont été extraites en mai 2013 du système d'information géographique (SIG) d'eauservice.

ES_FID	ES_STATUT	ANNEE_CONS	ES_FONCTIO	ES_MATERIA	DIAMETRE_E	DIAM_INT_P	DIAMETRE_I
2	en service	1969	conduite de distribution	fonte	0.0	0	150.0
3	en service	1993	conduite de distribution	fonte ductile	0.0	0	125.0
4	en service	1931	conduite de distribution	fonte grise	0.0	0	80.0
5	en service	1995	conduite de distribution	fonte ductile	177.0	0	150.0
6	en service	1987	conduite de distribution	fonte ductile	0.0	0	125.0
8	en service	1989	conduite de distribution	fonte ductile	0.0	0	150.0
9	en service	1971	conduite de distribution	fonte	0.0	0	150.0
10	en service	2002	conduite de distribution	fonte ductile	150.0	0	150.0
11	en service	1923	conduite de distribution	fonte grise	0.0	0	200.0
12	en service	1910	conduite de distribution	Fer etire	88.9	0	78.9
13	en service	2004	conduite de distribution	fonte ductile	222.0	0	202.4
14	archive	2004	conduite de distribution	fonte ductile	170.0	0	151.0
15	en service	1981	conduite de distribution	fonte ductile	0.0	0	150.0

Figure 3 : Extrait du jeu de données des tronçons

Ce jeu de données présente 87 % de tronçons (en linéaire) en service, pour environ 13% hors service. Pour ces mêmes tronçons, 96.4% ont une date de pose connue et 3.6% ont des dates de pose inconnues.

I.2.2 Caractéristiques des linéaires des tronçons

Nbre de tronçons (fréquence cumulée)	Le plus petit	1 ^{er} quartile (25%)	Médiane (50%)	Moyenne	3 ^e quartile (75%)	(90%)	Le plus grand (100%)
Valeur	0.13 m	16 m	50 m	84 m	105 m	186 m	8 411 m

Tableau 2 : Quartiles et moyenne du nombre de tronçons en fonction de leur longueur

Le graphique de la Figure 4 et du Tableau 2 illustrent le nombre cumulé de tronçon en fonction de leur longueur. Il en ressort notamment que le tronçon médian mesure 50 m et la moyenne est de 84 m.

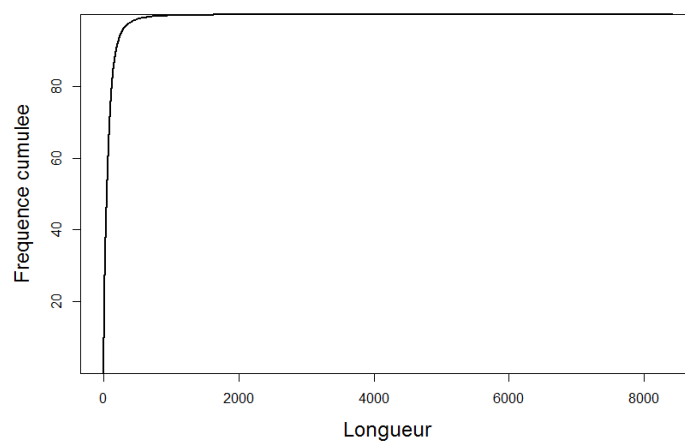


Figure 4 : Fréquence cumulée du nombre de tronçons (en service et hors service) en fonction de leur longueur (en mètres) (100% = 12 033 tronçons)

I.2.3 Comparaison du linéaire en service et hors service en fonction des dates de pose

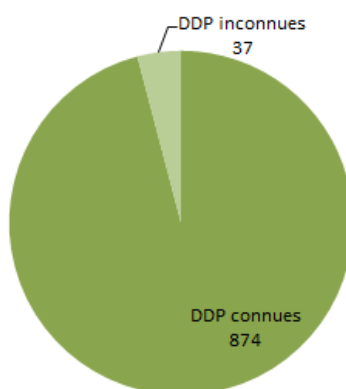


Figure 5 : Diagramme du linéaire en service (911 km) au 31/12/2012 à eauservice Lausanne en fonction des dates de pose (4% d'inconnues)

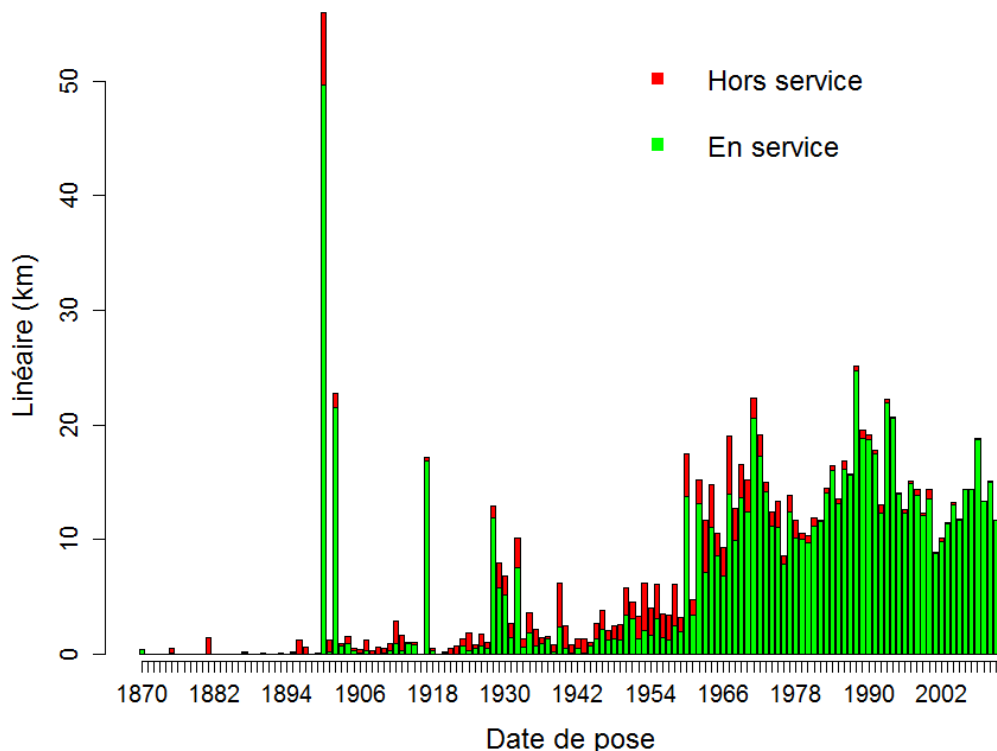


Figure 6 : Histogramme du linéaire En Service (874 km) et Hors Service (136 km) au 31/12/2012 ayant une date de pose connue (en rouge ne sont représentés que les tronçons mis HS entre [2001 ; 2012])

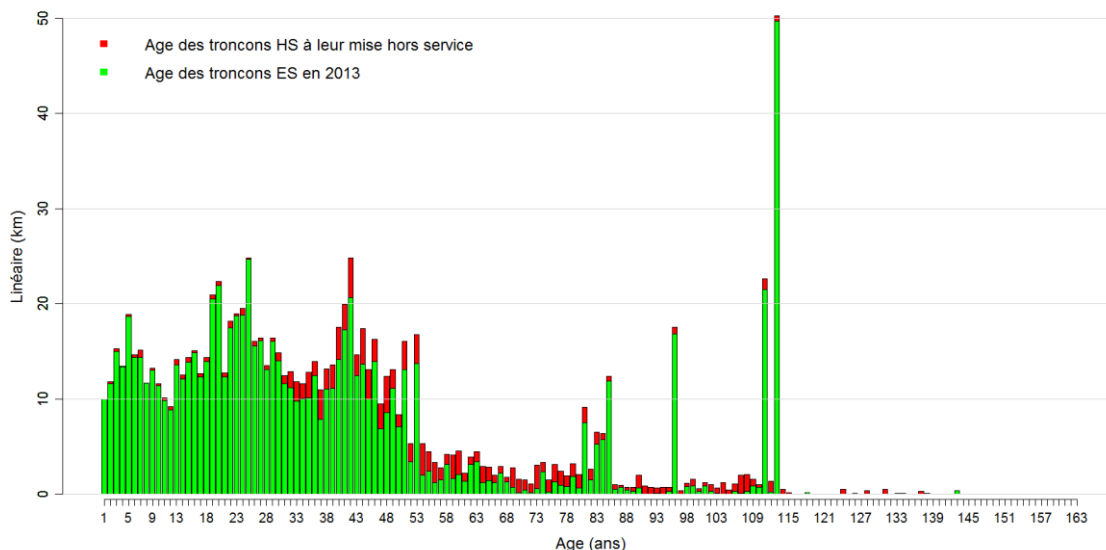


Figure 7 : Histogramme du linéaire En Service et Hors Service au 31/12/2012 en fonction de leur âges (en rouge ne sont représentés que les tronçons mis HS entre [2001 ; 2012])

Seulement 4% du réseau en service d'eauservice ont une date de pose inconnue. Au total 874 km de réseau sur les 911 km en service au 31/12/2012 ont une date de pose connue (cf. Figure 5). Dans le même ordre de grandeur seulement 3% du linéaire mis hors service sur la fenêtre [2001, 2012] à eauservice ont une date de pose inconnues (cf. Figure 8).

L'histogramme de la Figure 6 nous donne une photographie des dates de pose des canalisations en service en décembre 2012 (cf. barres vertes). La plus vieille canalisation en service fin 2012 date de 1870. Ce graphique nous indique un peu les deux guerres mondiales où il y a eu une légère diminution de la pose de canalisation. L'après-guerre s'accompagne d'une recrudescence des travaux qui atteignent leur apogée dans les années 1970 et 1990. Dès 1995, les travaux concernaient essentiellement des réparations ou des remplacements plutôt que la mise en place de nouvelles conduites (Ajuste et al. 2004). L'âge moyen du réseau, en service au 31/12/2012, d'eauservice est d'environ 39 ans (eauservice 2013c). Les pics de 1900 et 1902 ne correspondent pas à des artéfacts mais bien à un important linéaire posé ces années-là. Cependant il est possible que ces deux pics soient à étaler sur 3, 4 ans.

L'histogramme de la Figure 7 expose la pyramide des âges des tronçons.

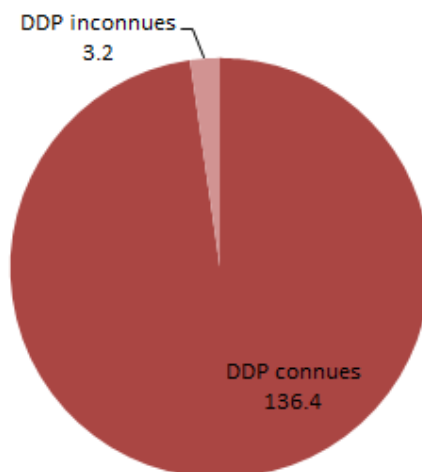


Figure 8 : Diagramme du linéaire mis hors service entre [2001 ; 2012] (140 km) à eauservice Lausanne en fonction des dates de pose (3% d'inconnues)

1.2.4 Période d'observation du linéaire hors service

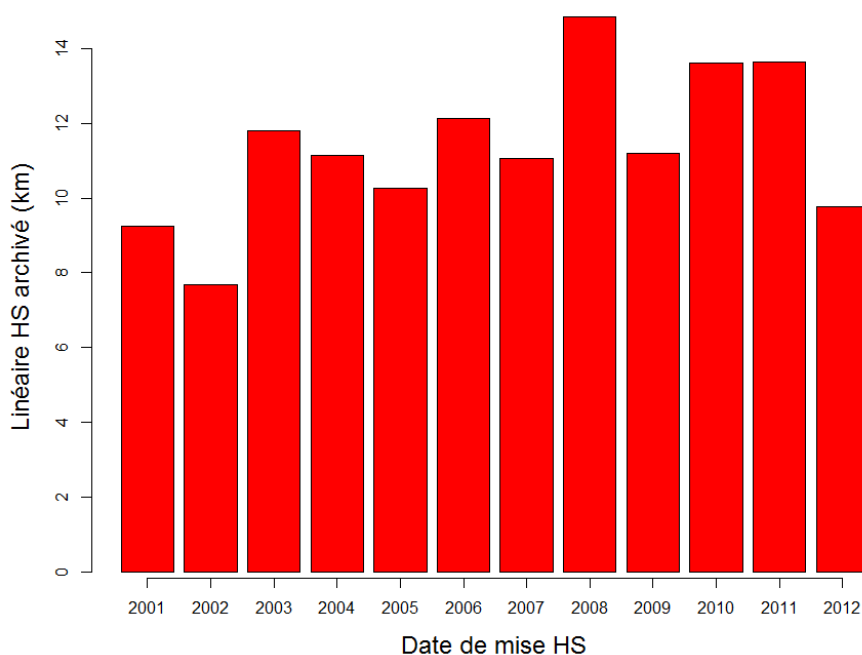


Figure 9 : Histogramme du linéaire hors service (136 km) archivé au 31/12/2012 entre [2001 ; 2012]

La Figure 9 permet d'observer que les dates de mise hors service n'ont commencé à être archivées dans le SIG qu'à partir de 2001. De plus comme les données nous ont été fournies début 2013, nous n'avons pas de date de mise hors service pour cette année. Les courbes de survie estimées ne seront calculées qu'avec des tronçons archivés dans l'intervalle considéré comme fiable [2001 ; 2012]. Ce sera notre « fenêtre d'observation ». Au final entre 2001 et 2012 environ 136 km de réseau ont été mis hors service.

I.2.5 Les matériaux des canalisations

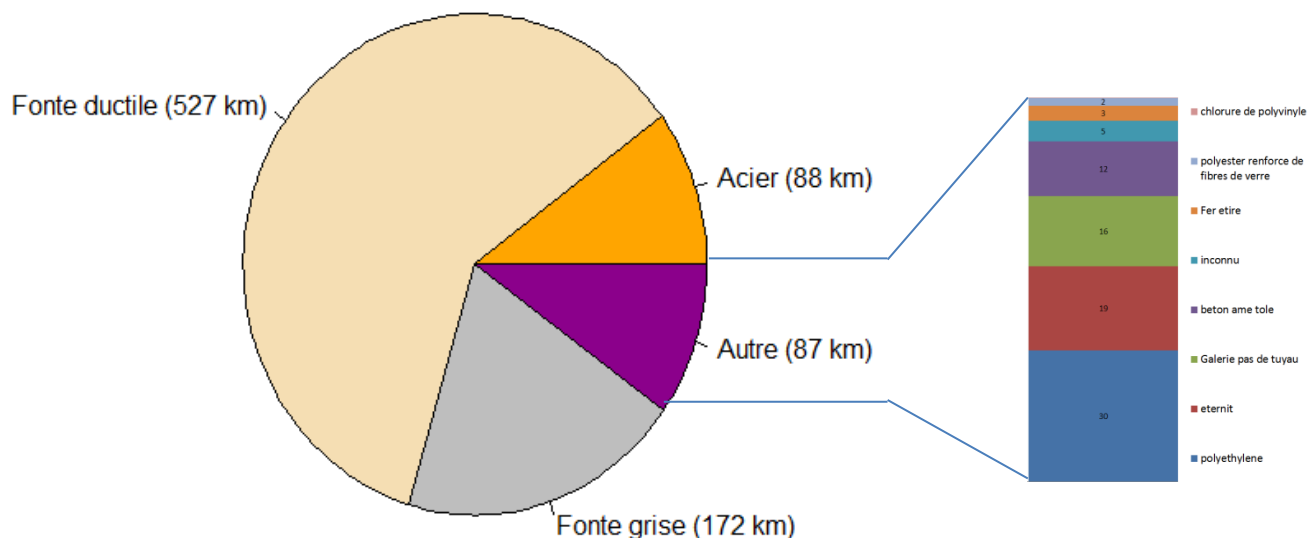


Figure 10 : Les matériaux du réseau en service au 31/12/2012 (total 874 km après nettoyage)

D'après le graphique de la Figure 10 nous pouvons observer qu'une importante partie du réseau en service fin 2012 est constituée de fonte grise qui n'est plus posée depuis le début des années soixante-dix (cf. Figure 11). Ce type de canalisation représente 20% du linéaire du réseau actuel. La fonte ductile, posée à partir de 1965 représente à ce jour 60% du réseau d'eauservice. Les autres matériaux sont comme suit : acier 10%, polyéthylène 3.4%, éternit 2.2% etc.

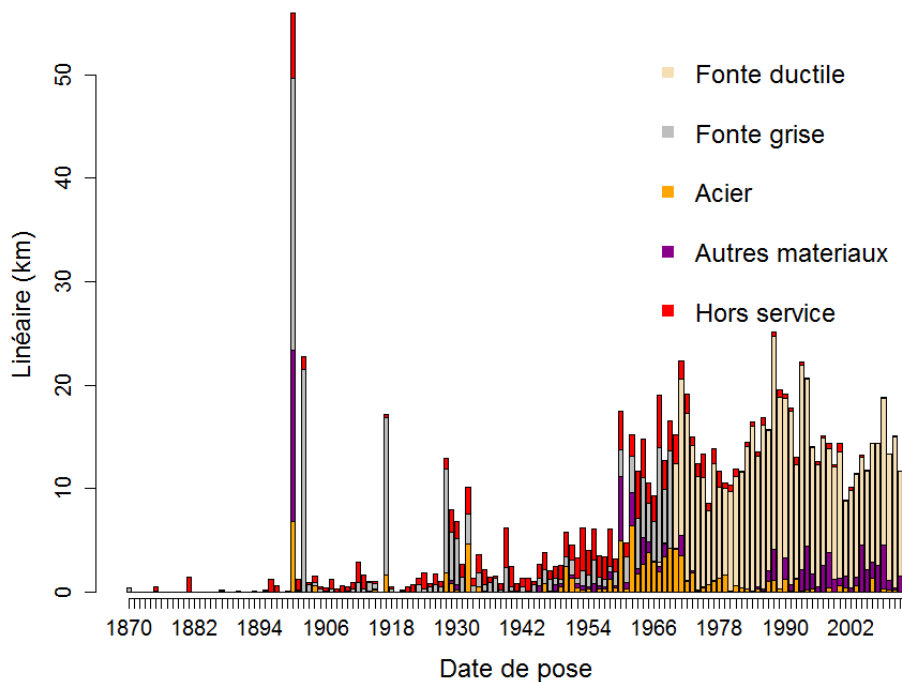


Figure 11 : Histogramme du linéaire en service (874 km) et hors service (136 km) en fonction des DDP des différents matériaux au 31/12/2012

Le graphique de la Figure 11 permet d'avoir une vue globale de l'évolution des matériaux utilisés pour les canalisations. Il est important de noter que la fonte ductile remplace définitivement la fonte grise dès le début des années 1970.

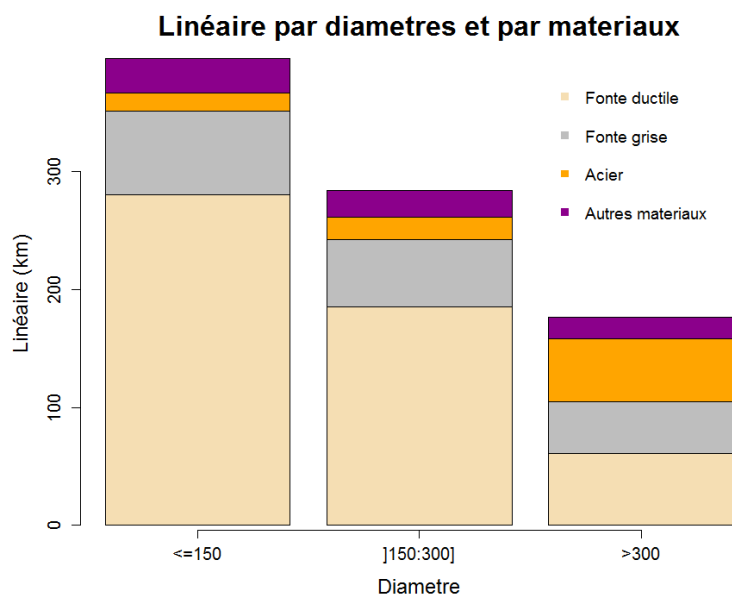


Figure 12 : Diagramme en barre du linéaire de canalisations en fonction du diamètre et des 4 grandes familles de matériaux.

1.2.6 Les diamètres des canalisations

Les conduites sont regroupées dans un premier temps en 2 catégories :

- les conduites d'adduction et de transport dont le diamètre est en général supérieur ou égale à 300 mm,
- les conduites de distribution, dont le diamètre est en général inférieur à 300 mm. Nous les avons ensuite regroupés en 3 groupes en nous aidant des quartiles (cf. Tableau 3) :
 - les canalisations de $\varnothing < 150$ mm,
 - les canalisations, $150 \text{ mm} \leq \varnothing < 200$ mm.
 - les canalisations, $200 \text{ mm} \leq \varnothing < 300$ mm.

Le graphique suivant présente le linéaire de conduite pour ces catégories de diamètres.

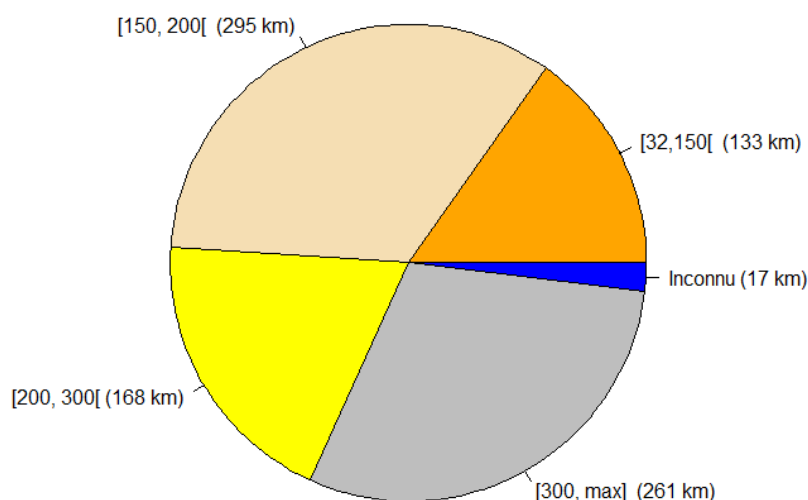


Figure 13 : Linéaire de tronçons en service (874 km) fin 2012 en fonction de leur diamètre (en mm)

La majorité du réseau (68 % du linéaire total) est constituée par des conduites de distribution ($\varnothing < 300$ mm). Le réseau d'adduction et de transport ($\varnothing \geq 300$ mm) ne représente que 30 % du réseau total. Le diamètre le plus grand est de 1000 mm (cf. Tableau 3, Figure 13 et Figure 14).

Longueur des tronçons (fréquence cumulée)	Le plus petit	1 ^{er} quartile (25%)	Médiane (50%)	3 ^e quartile (75%)	(90%)	Le plus grand (100%)
Valeur du diamètre	32 mm	150 mm	200 mm	300 mm	504 m	1000 mm

Tableau 3 : Quartiles de la longueur des tronçons en fonction de leur diamètre

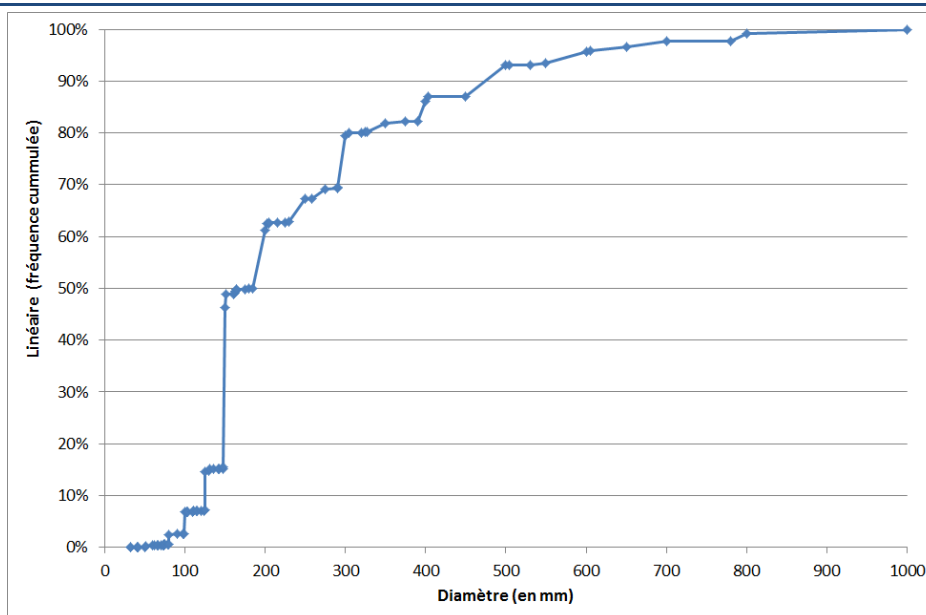


Figure 14 : Fréquence cumulée de la longueur des tronçons (en service) en fonction de leur diamètre (en mm) (100% = 857 km)

I.3 Caractéristiques des défaillances

Une défaillance est la cessation de l'aptitude d'une unité fonctionnelle à accomplir une fonction requise (Breyse 2009).

En gestion patrimoniale des canalisations d'eau potable, il existe trois types de défaillances : les défaillances FR (Fuites Réparées), les défaillances QR (Qualitatives Réparées) impactant la qualité de l'eau, et les défaillances NT (Non Trouvées). Il n'existe pas de base de données sur ces dernières car par définition, elles nous sont inconnues.

I.3.1 Caractéristiques des défaillances FR (Fuites Réparées)

I.3.1.1 Définitions, généralités

Le schéma Figure 15 récapitule les liens notamment entre fuites, casses et défaillances FR.

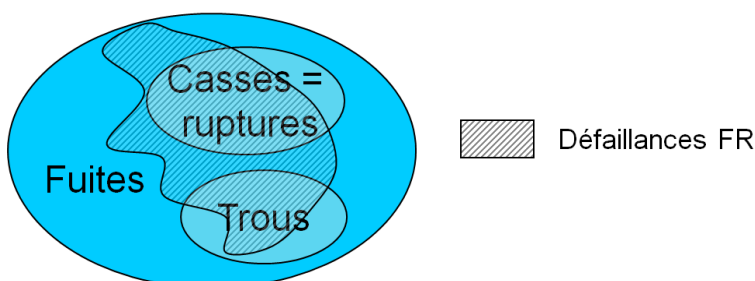


Figure 15 : schéma récapitulatif du lien entre fuites, casses, trous et défaillances FR

Une **fuite** est un écoulement indésirable d'une canalisation, d'un branchement⁵, d'un équipement ou d'un ouvrage qui nécessite une réparation (Charrière 2013).

Les casses (= les ruptures) sont des sous-ensembles des fuites. Une **casse** est une rupture d'un tronçon de canalisation ou d'un branchement avec écoulement d'eau apparent en surface (Charrière 2013).

Enfin une **défaillance FR** est une fuite intervenant sur un tronçon de canalisation et donnant lieu à une **réparation** (Charrière 2013).

Il est à noter qu'eauservice Lausanne n'utilise pas les mots « fuite » et « rupture » de la même façon que les définitions présentées ci-dessus (cf. Annexe 1 nuage de mots 1). Néanmoins vu que le projet « optimeau » est composée de plusieurs partenaires utilisant ces mots avec des sens différents, nous avons décidé de choisir les définitions ci-dessus qui nous semble les plus universelles possibles.

Ces fuites représentent chaque année en France 1.3 milliard de mètres cubes. 20% du volume traité par les usines n'arrivera jamais au robinet (France_Libertés 2014).

I.3.1.2 Présentation des fichiers défaillances

Les analyses suivantes sont réalisées à partir principalement de deux fichiers défaillances suivant :

Le fichier défaillances FR SIG d'eauservice est une base de données de toutes les fuites réparées archivées dans le SIG (système d'information géographique). Celles-ci sont associées à l'identification du tronçon détérioré avec la date de réparation de la fuite, ses coordonnées (x ;y), sa description etc. (cf. Figure 16). Ce fichier contient 12 champs et 2 830 fuites. De plus le champ « lien_intra » contient un identifiant qui renvoie vers des fiches intranet décrivant de manière plus détaillée la fuite (cf. Annexe 2). Le fichier défaillance FR SIG nous a été fourni en mai 2013 et les fiches en août 2013.

A	B	C	D	E	F	G
FID	Genre_dega	Date_repar	Lien_Intra	Conduite_c	X1	Y1
2754	fuite sur conduite	01/06/2010	1000	18109	152900.29	532616.72
2755	fuite sur conduite	09/06/2010	1001	15690	153264.12	539126.86
2759	rupture sur conduite	15/06/2010	1002	20295	151964.79	530041.23
2760	fuite sur conduite	16/06/2010	1003	18260	153113.66	531184.72
2761	fuite sur conduite	16/06/2010	1004	22664	152171.65	538731.84
2797	fuite sur conduite	21/06/2010	1005	7806	154606.22	536059.20
2832	fuite sur conduite	26/06/2010	1006	23702	151872.28	538463.09
2782	fuite sur conduite	23/06/2010	1009	16775	154083.58	539437.51
2768	fuite sur conduite	30/06/2010	1010	40597	153856.59	540093.33
2775	fuite sur conduite	03/07/2010	1012	44886	154983.59	539125.80
2769	fuite sur conduite	29/06/2010	1013	22659	151730.81	539612.67
2770	fuite sur conduite	28/06/2010	1014	24550	151272.82	537710.58
2885	fuite sur conduite	29/07/2010	1015	9609	156982.76	538103.09
2806	fuite sur conduite	01/07/2010	1016	27264	157900.52	534114.44
2808	rupture sur conduite	02/07/2010	1017	22646	151642.16	539410.22

Figure 16 : Extrait du fichier défaillances FR SIG à eauservice

⁵ **Branchements** : conduites qui établissent les liaisons entre les conduites de distribution et le bâtiment. En suisse les branchements appartiennent au domaine privé.

Le fichier fiches défaillances : Ce fichier est issue des fiches décrivant de manière très détaillée la fuite (cf. Annexe 2). Il contient 1 466 défaillances avec 57 variables (cf. Figure 17). Il nous a été fourni en août 2013.

Nom_Type_Interv	Date_Saisie	Date_Interv	Heure_Interv	nom	DRCA
01-Rupture sur conduite	03/03/2005	01/01/2005	00:00:00	Pierre de Plan	0
Fuite sur organe	28/03/2006	01/01/2005	08:28:00	DR/CA	1
02-Fuite sur conduite	03/03/2005	04/01/2005	06:50:00	autres	0
01-Rupture sur conduite	03/03/2005	05/01/2005	00:00:00	Pierre de Plan	0
Fuite sur organe	06/01/2005	05/01/2005	07:00:00	autres	0

Figure 17 : Extrait du fichier issu des fiches défaillances FR à eauservice

Ces fichiers sont capitaux notamment pour la construction d'un modèle de prédiction des futures défaillances.

I.3.1.3 Localisation des défaillances FR à eauservice

Les défaillances FR peuvent survenir :

- sur corps de conduite (ruptures⁶ ou fuites⁷),
- sur joint/ jointure de tronçons,
- ou sur appareillage (vanne, robinet prise, etc.).

La Figure 18 montre le nombre de défaillances FR archivé par eauservice dans le SIG chaque année selon leur localisation. Nous constatons que, comme pour les dates de mise hors service, les défaillances FR ont été significativement archivées dans le SIG à partir de 2001. De plus l'année 2013 n'est pas complète puisque le fichier nous a été envoyé en mai 2013. Notre fenêtre d'observation fiable des défaillances est donc [2001; 2012].

⁶ Vocabulaire eauservice (cf. annexe 1, nuage de mot 1)

⁷ Vocabulaire eauservice (cf. annexe 1, nuage de mot 1)

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

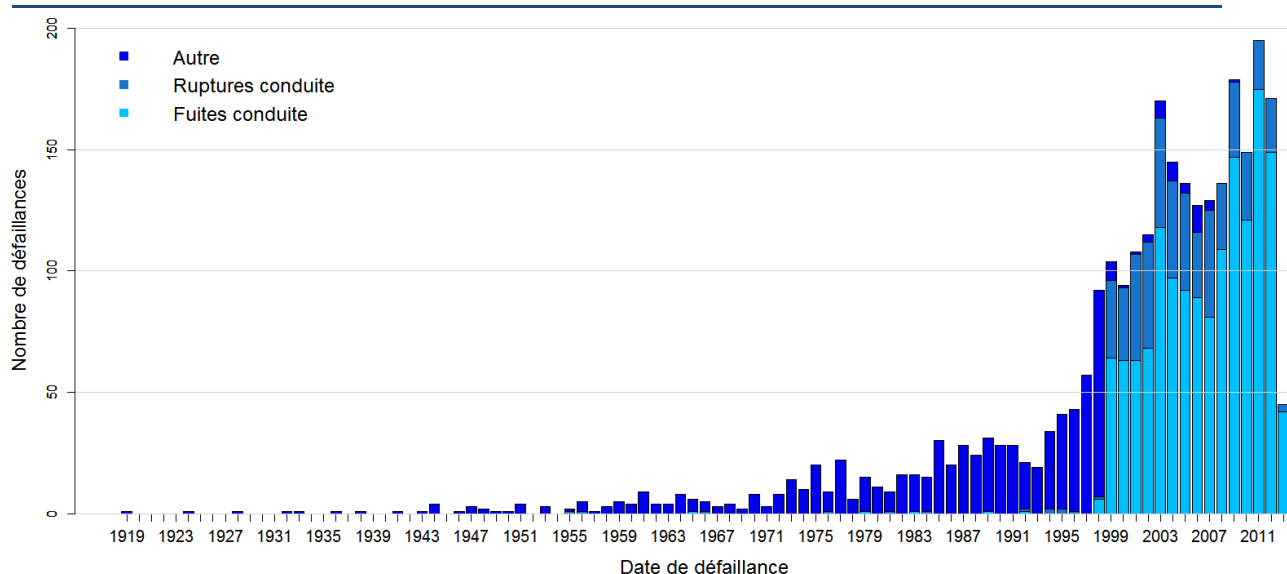


Figure 18 : Nombre de défaillances FR archivées sur le SIG par an, entre [1919; 2013] en fonction de leur localisation (Base de donnée « défaillances SIG »)

La Figure 19 présente le nombre de défaillances FR archivées par eauservice dans les fiches intranet chaque année selon leur localisation.

Nous constatons que la majorité des défaillances FR sont sur corps de conduite (rupture ou fuite).

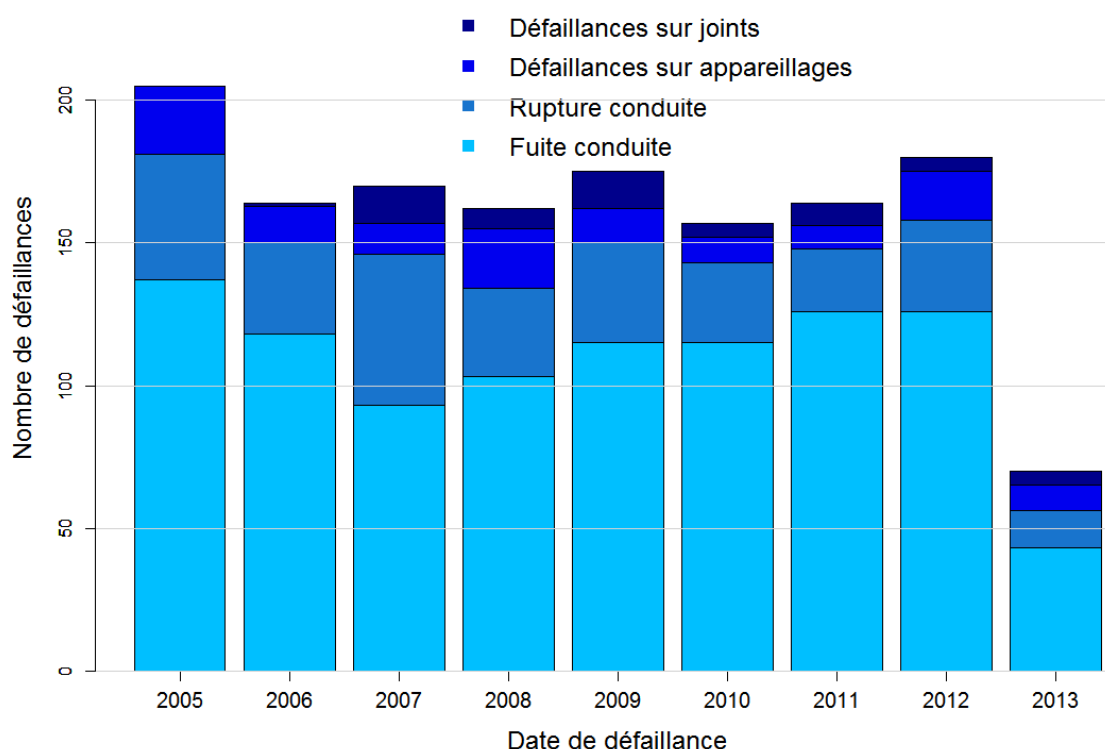


Figure 19 : Nombre de défaillances FR archivées par an, entre [2005; 2013] en fonction de leur localisation (base de données « Fiche défaillances »)

I.3.1.4 Mode de détection des défaillances FR à eauservice

Les défaillances FR peuvent être :

- des fuites manifestes, visibles en surface (= spontanées) puis réparées
- ou des fuites non manifestes repérées suites à une campagne de recherche active puis réparées.

Figure 20 nous indique que la majorité des défaillances FR (sur conduites ou sur joint) a eauservice ont été visibles.

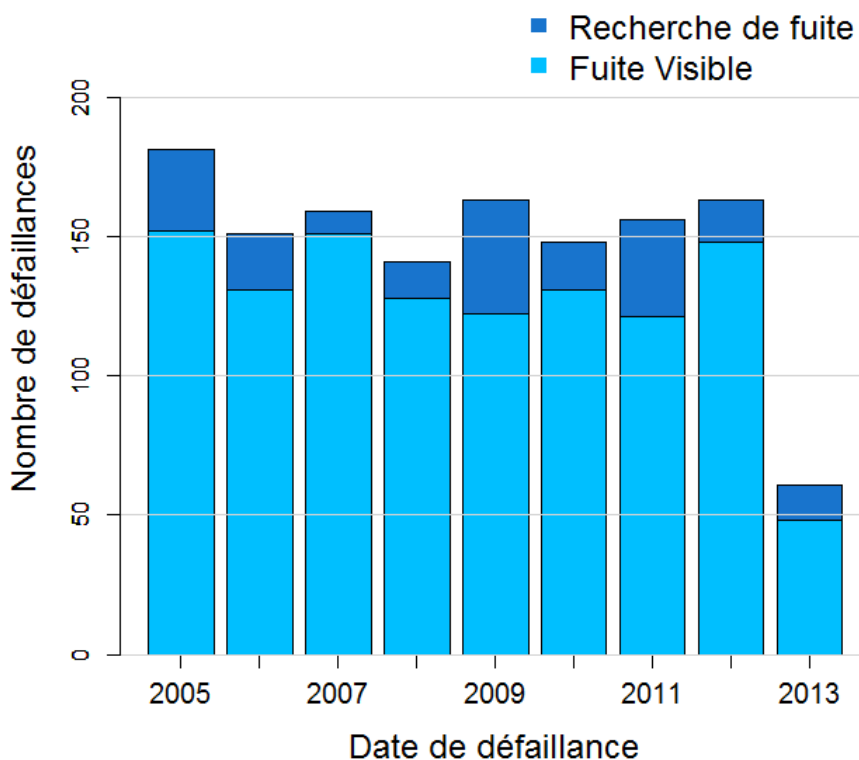


Figure 20 : Nombre de défaillances FR (sur joints ou conduites) archivées par an, entre [2005; 2013] en fonction de leur mode de détection (Base de donnée « Fiche défaillances »)

I.3.1.5 Types de défaillances FR à eauservice

Il existe plusieurs types de fuites : les fissures circulaires, les ruptures longitudinales, les piqûres, les ruptures d'éclatement (Cf. Figure 21). En moyenne 1/3 des ruptures sont des fentes circulaires, 2/3 sont des fentes longitudinales (eauservice 2013a).

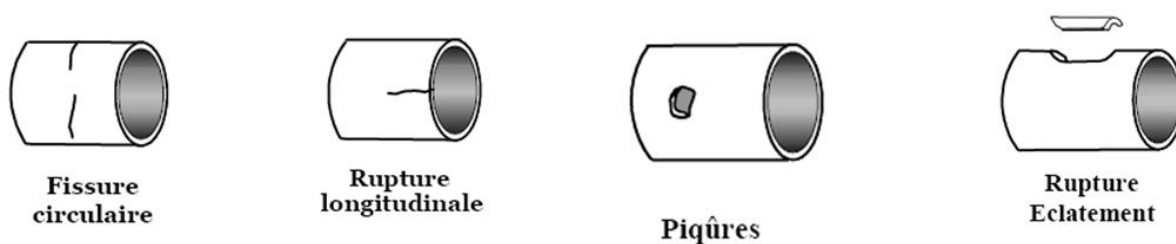


Figure 21 : Les différents type de défaillances FR (Poinard 2006)

I.3.1.6 L'indicateur de suivi des défaillances d'eauservice

Il est important de noter que depuis plusieurs années eauservice suit l'évolution des nombres de défaillances FR au cours du temps (cf. Figure 22). Cet indicateur, nommé D4, est constitué de la somme des défaillances FR **visibles** (= naturelles ou spontanées) localisées sur corps de conduite. L'indicateur D4 est très judicieux car il ne prend pas en compte les défaillances FR repérées suite aux recherches actives de fuites, qui selon les années et les moyens employés, peuvent varier fortement.

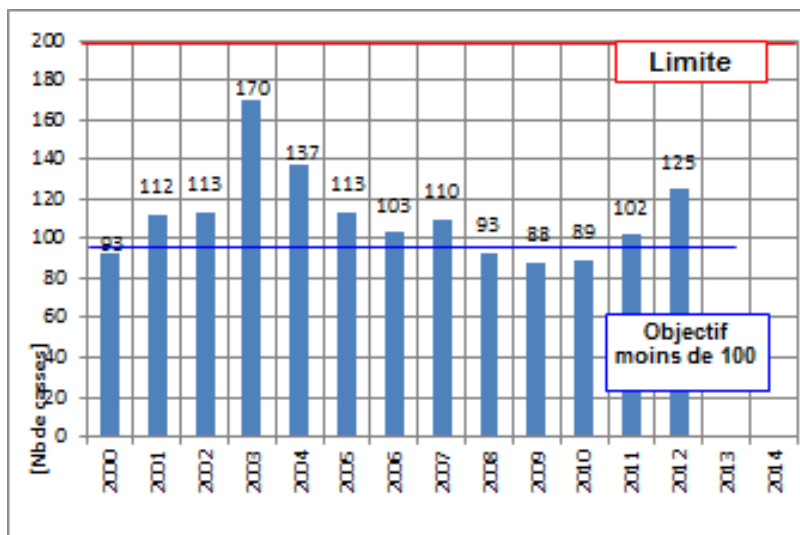


Figure 22 : L'indicateur D4 d'eauservice, nombre annuel de défaillances FR visibles sur corps de conduite



Dans ce rapport toutes les analyses suivantes ont été réalisées en comptabilisant les défaillances FR quelles que soient leurs localisations et leurs modes de détection. Néanmoins par la suite, dans les rapports suivant, conformément à ce qu'il a été demandé lors du comité de suivi n°3 (Optimeau 2014) nous prendrons en compte uniquement **les défaillances sur corps de conduites ou sur joints.**

I.3.2 Les défaillances Qualitatives Réparées

Les défaillances liées au réseau et pouvant impacter la qualité de l'eau d'eauservice (eaux rouges, eaux noires, eaux riches en CVM [Chlorure de Vynil Monomère], eaux riches en plomb) sont très minoritaires et elles sont rapidement réparées. C'est le laboratoire qui recense les plaintes liés à ce type de défaillances et les enregistrent. Il y en a un peu sur les branchements, ou sur les canalisations des conduites à l'intérieur des maisons. Il y en a un peu qui sont liées aux ruptures ou à une manœuvre particulière lors de la remise en eau. Les appels pour des problèmes liés à la qualité de l'eau (cf. Figure 23) ne sont pas forcément induits par un problème du réseau (eauservice 2013b).

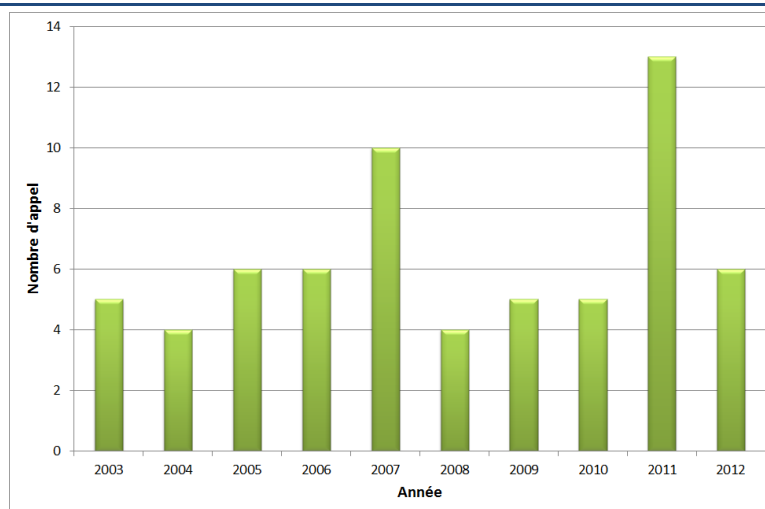


Figure 23 : Nombre d'appel client par an pour un problème de qualité de l'eau

I.4 Les données environnementales

Plusieurs paramètres de l'environnement extérieur aux conduites peuvent favoriser les défaillances comme l'indique (Berland et al. 2005) & (Babykina 2010) :

- le climat (variations de températures, nombre de jours de gel, nombre de jours très chaud, etc.);
- les charges du trafic routier transmises aux conduites ;
- l'agressivité naturelle ou anthropique de certains terrains qui peuvent induire des phénomènes de corrosion externe ;
- les mouvements de terrain ;
- la qualité des remblais et des travaux de compactage des sols ;
- le fait que la conduite soit immergée dans des nappes phréatiques ;
- les mouvements de déstabilisation des sols causés par la pose, le remplacement ou les interventions d'entretien d'autres réseaux techniques ou par des travaux de voirie ;
- la présence de courants vagabonds générés par des installations électriques ; etc.

De plus les données environnementales concernant les éléments vulnérables (consommateurs, usagers de la route, biens des tiers, etc.) peuvent être très utiles pour calculer des indicateurs de risques :

- Nombre d'abonnés reliés au tuyau
- Localisation des transports en commun par rapport aux canalisations
- Localisation des zones vulnérables etc.

Eauservice possède les données environnementales suivantes :

- **Les données sur les branchements.** Par exemple, il a été constaté que plus le nombre de piquages sur un tronçon augmente, plus le nombre de défaillances augmente.
- **Une carte des courants vagabonds, des courants cathodiques.** Cette étude a été réalisée en 2002. Au final il a été démontré que cette variable est significative à l'envers. C'est-à-dire que les conduites ont moins de défaillances FR dans les zones de courant vagabond. En effet en général les conduites dans ces zones ont été isolées électriquement ou alors elles sont renouvelées plus souvent. De plus dès qu'eauservice trouve une fuite, lors de la réparation, ils posent une anode sacrificielle (sac de magnésium + câble à bride métallique connecté au tuyau). Ce système doit protéger de la corrosion.
- **Carte des transports en commun.**



Nous venons de présenter les différentes caractéristiques de notre terrain d'étude et des données disponibles. Nous pouvons retenir que pour les futures analyses statistiques que nous réaliserons la fenêtre d'observation historique fiable est de **12 ans : de 2001 à 2012** (bornes incluses).

Nous allons maintenant présenter de manière synthétique la démarche globale de notre modèle « long terme » que nous souhaitons créer dans le projet optimeau

II Vue globale du modèle long terme que l'on souhaite développer dans « optimeau »

La démarche globale de notre modèle « long terme » peut se décomposer en 6 grandes étapes (cf. Figure 24).

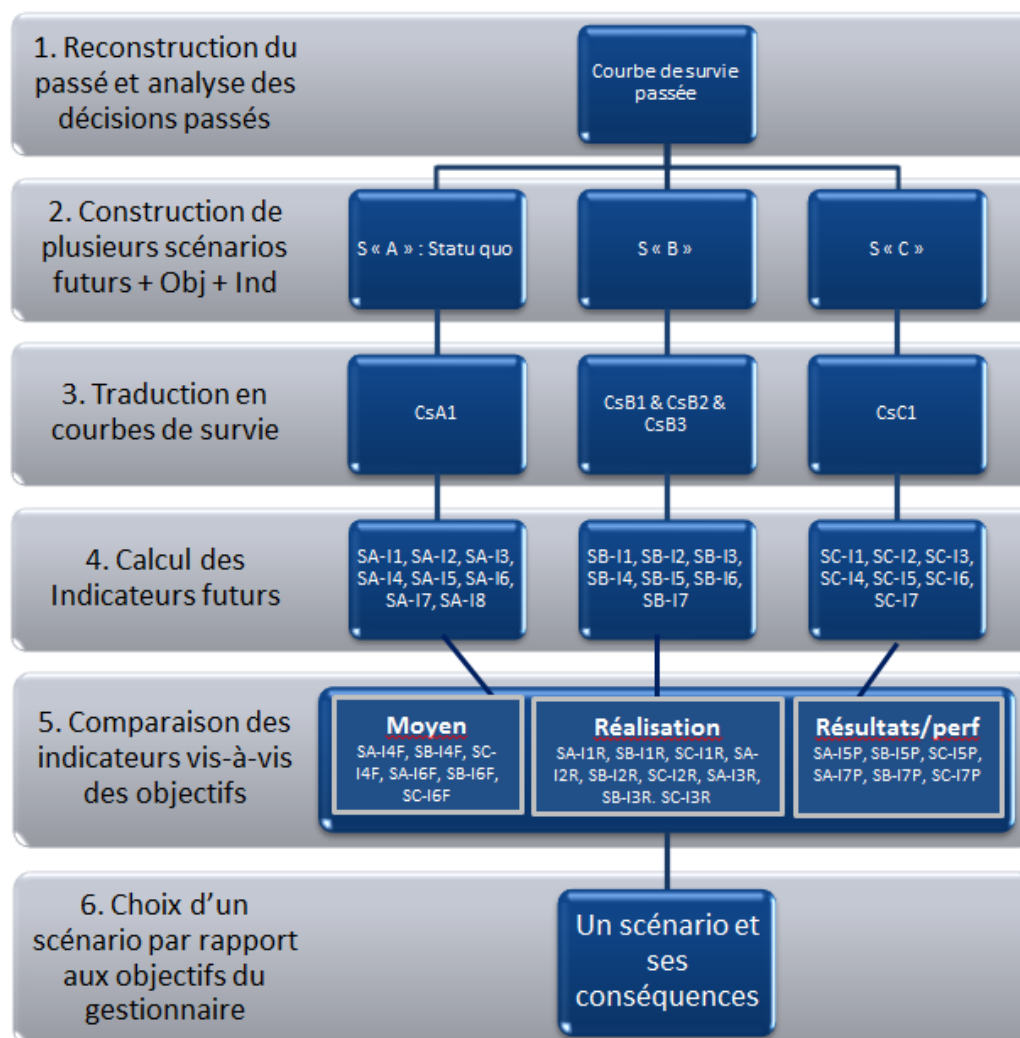


Figure 24 : Schéma de la démarche globale du modèle « long terme » optimeau

La première étape comprend l'analyse de la politique de gestion patrimoniale que le service d'eau a réalisé par le passé. C'est ce que nous allons faire pour eauservice dans le **chapitre III**.

Au cours de cette étape il est aussi nécessaire de modéliser la courbe de survie empirique passé. Au cours du **chapitre IV** nous allons expliquer les méthodes pour calculer la courbe de survie empirique passée et dans le **chapitre V** nous allons appliquer ces méthodes aux données d'eauservice.

L'étape deux consiste à élaborer différents scénarios prospectifs pour les années à venir.

Par exemple le scénario prospectif « A » peut être : « A l'avenir la distribution des âges à la mise hors service des canalisations sera strictement identique à celle d'eauservice par le passé ». C'est le scénario que nous avons choisi dans le **chapitre VI**.

Néanmoins les scénarios prospectifs peuvent être plus complexes. Par exemple le scénario prospectif « B » peut être : « Les canalisations avec une forte probabilité de défaillances seront renouvelés plus tôt en âge que par le passé (décalage de la distribution des âges à la mise hors service vers la gauche)

alors que les canalisations avec une faible probabilité de défaillances seront renouvelés plus tard en âge que par le passé (décalage de la distribution des âges à la mise hors service vers la droite) ».

Les scénarios prospectifs peuvent être encore plus complexes pour refléter au mieux la réalité. Par exemple le scénario prospectif « C » peut être : « Les canalisations en PVC et en amiante ciment doivent être éliminés. Les canalisations ayant une forte probabilité d'induire des dommages considérables suite à leurs défaillances seront renouvelées en priorités. »

A cours **de l'étape trois**, il est nécessaire de traduire chaque scénario prospectifs en une ou plusieurs courbes de survie prospective. Par exemple ici le scénario « statut quo : une courbe » a été traduit en une seule courbe de survie **cf. Figure 46** alors que le scénario « statu quo : plusieurs courbes DIA » a été traduit en 2 courbes de survie **cf. Figure 54**.

Lors **de l'étape quatre** des indicateurs futurs sont déduits pour chaque scénario. Nous avons prévu à minima de calculer les indicateurs suivants.

- I1-R le linéaire à renouveler chaque année, cf. **paragraphe VI.1.2**
- I2-R le taux de renouvellement annuel, cf. **paragraphe VI.1.3**
- I3-R l'âge moyen du réseau chaque année, **paragraphe VI.1.4**
- I1-F le coût d'investissement annuel, cf. **paragraphe VI.1.5**
- I1-P le nombre de défaillances par tronçon annuel, cf. **paragraphe VI.3.5**
- I2-F le coût de la maintenance annuelle,
- I2-P le niveau de risque au tronçon annuel ⁸.

Ensuite aux cours de **l'étape cinq**, il faut comparer les différents scénarios entre eux par le biais des indicateurs ci-dessus.

Lors de **l'étape 6** le gestionnaire par rapport à ses objectifs et ses contraintes (budgétaires ou autres) va choisir alors le scénario qu'il souhaite appliquer à l'avenir en ayant en mémoire ses conséquences (mise en évidence par les 7 indicateurs associés).



Nous venons de présenter de manière synthétique la démarche globale de notre modèle « long terme » que nous souhaitons créer dans le projet Optimeau.

Nous allons maintenant démarrer l'étape 1 en résumant les méthodes employées par le passé par eauservice pour la gestion patrimoniale de ses canalisations d'eau potable.

⁸ R : indicateur de réalisation dans le cycle de l'action. F : indicateur financier ou de moyen économique dans le cycle de l'action. P : indicateur de résultats (≈performance) dans le cycle de l'action.

III Présentation de la gestion du patrimoine des canalisations d'eauservice

III.1 Présentation du renouvellement passé d'eauservice

Le taux de renouvellement annuel des canalisations à eauservice pour ces 9 dernières années est compris entre 1.07% et 1.8% (Cf. Figure 26). La moyenne 2004-2012 est de 1.4 % par an (eauservice 2013c). On peut voir sur la Figure 25 une très légère différence entre le taux de renouvellement calculé dans le SIG et l'indicateur D9. Cela pourrait, peut-être, être expliqué :

- par le temps que les informations mettent à remonter dans les bases de données ;
- ou par le fait que certains tronçons mis hors service peuvent ne pas avoir été renouvelé.

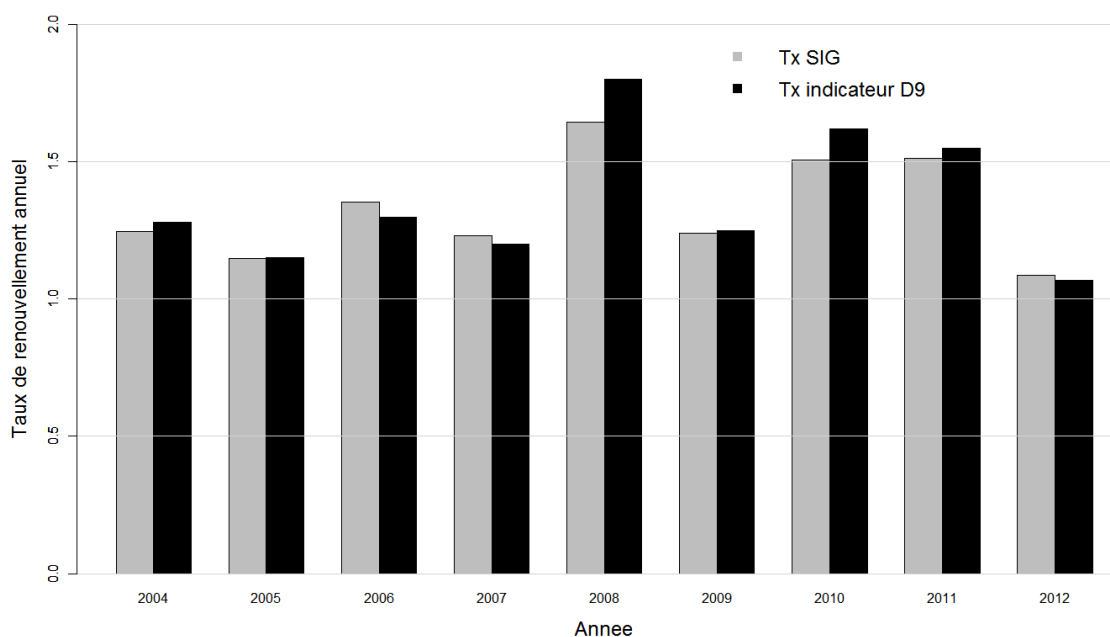


Figure 25 : Taux de renouvellement annuel d'eauservice Lausanne SIG et indicateur D9

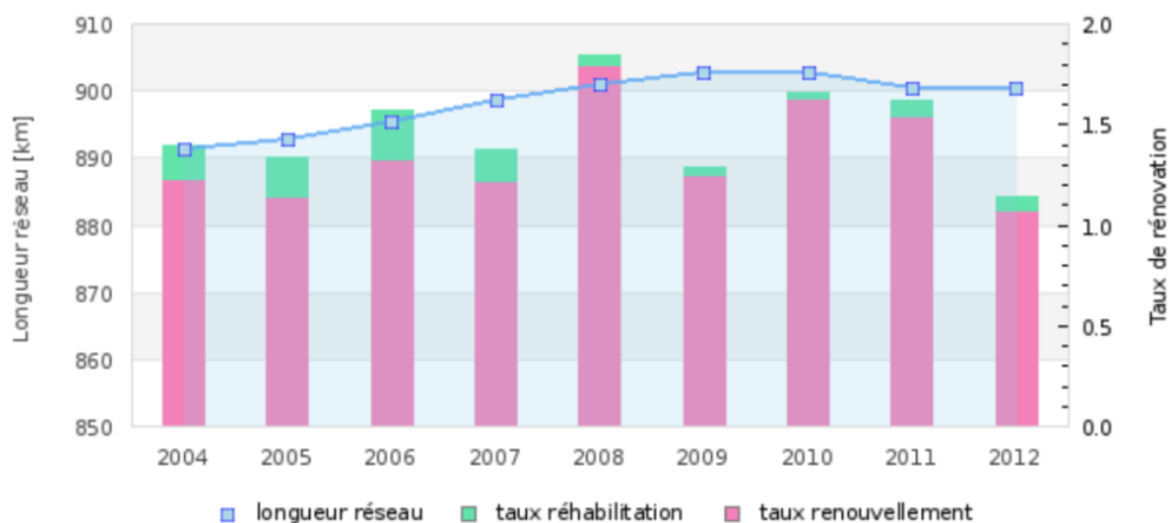


Figure 26 : Taux de renouvellement annuel à eauservice Lausanne (en rose)indicateur D9 d'eauservice

Il est à noter que les définitions à eauservice Lausanne de la rénovation et de la réhabilitation n'ont pas tout à fait les même sens qu'en France (cf. Annexe 1 nuage de mots 2)

III.2 Méthode décisionnelle de « court terme » (≤ 3 ans) pour renouveler les tronçons à eauservice

Nous appelons méthode « court terme », le processus décisionnel permettant d'obtenir pour l'année à venir (ou les 2 suivantes) une liste de tronçons hiérarchisés par niveau de besoin en renouvellement ou opportunité /obligation de renouvellement (Large 2013).

III.2.1 Historique des méthodes décisionnelles court terme

Les méthodes décisionnelles « court terme » à eauservice font parties du programme MEDIREL (MEthode de Diagnostic du Réseau d'Eau de Lausanne). Ce programme a démarré dès 1996. Son objectif est de déterminer pour une conduite donnée s'il est préférable de la changer, de la réhabiliter ou de ne rien faire. Ce projet a évolué suite aux collaborations d'eauservice notamment avec le CEMAGREF-IRSTEA, l'INSA (Lyon), les participants et end-user du projet CARE-W (eauservice 2013c).

Les simulations informatiques liées à MEDIREL très coûteuses en temps, en données et en réflexions, ne sont pas lancées chaque année mais plutôt en moyenne tous les 2 ans. Eauservice en est à sa 5^e simulation (2005, 2007, 2009, 2011 et 2014) avec le logiciel CARE-W-ARP. De plus, les indicateurs du logiciel CARE-W-Relnet ont été utilisés en 2005 et 2009 (eauservice 2013a) (cf. annexe 18).

III.2.2 Méthode décisionnelle de « court terme » actuellement employée par Eauservice Lausanne

Il est à noter que la méthode « court terme » suivante est employée sur la majorité du réseau mais pas dans sa totalité. Elle est employée sur la totalité du réseau de distribution et sur une partie du réseau de transport. En effet elle n'est pas utilisée sur les conduites d'adduction, ni sur les conduites d'amenés (conduites de transport en altitude), ni sur les tronçons de moins de 6 mètres.

La méthode « court terme » (c'est-à-dire à l'échelle du programme des travaux, 1 à 3 ans max) appliquée à eauservice est assez robuste. Une série d'étapes a été mise au point par les gestionnaires qui utilisent notamment plusieurs logiciels permettant d'établir une liste de tronçons hiérarchisés selon le niveau d'opportunité en renouvellement.

Chaque année leurs méthodes décisionnelles « court terme » peuvent changer sensiblement. Par conséquent nous ne présenterons en détail qu'une seule année.

Le processus décisionnel d'eauservice peut se diviser actuellement en 5 étapes en 2011. (Cf. Figure 27 et Figure 29)

1. La probabilité de défaillances (fuites) futures est estimée pour chaque tronçon. Pour les défaillances impactant la quantité d'eau (fuites) l'estimation est effectuée à l'aide du logiciel « Casses » via un modèle statistico-probabiliste (Le Gat 2009). Les données d'entrée de ce modèle sont les données sur les défaillances FR, les caractéristiques des tronçons et de leur environnement.
2. Les niveaux de différents risques de dommages associés à la défaillance d'un tronçon sont calculés. C'est le cas par exemple du risque de coupure d'eau chez l'utilisateur (rupture de la continuité du service) ou du risque de perturbation du trafic dans la voie concernée,

d'inondation etc. Ces calculs sont effectués à l'aide des logiciels «CARE-W-ARP» et «CARE-W-Relnet» à partir du croisement de la probabilité de défaillance obtenue à l'étape 1, du temps de réparation, et des caractéristiques des éléments vulnérables (usagers, véhicules, biens, etc.) : leur quantité, leur vulnérabilité et leur valeur (Le Gauffre et al. 2002).

3. Un indicateur de coûts est calculé. A partir de la probabilité de défaillance de l'étape 1 il est estimé le coût du renouvellement des canalisations. Ce calcul est réalisé dans « CARE-W-ARP » (Apotheloz 2009).
4. Les indicateurs de risque et/ou de coûts sont pondérés par le gestionnaire et intégrés dans le modèle décisionnel ELECTRE TRI contenu dans « CARE-W-ARP » dans lequel il indique ses préférences (orientant ses futures solutions de compromis) (Poinard 2006). En sortie, le gestionnaire obtient plusieurs groupes de tronçons classés par besoin en renouvellement croissant (cf. Figure 27).

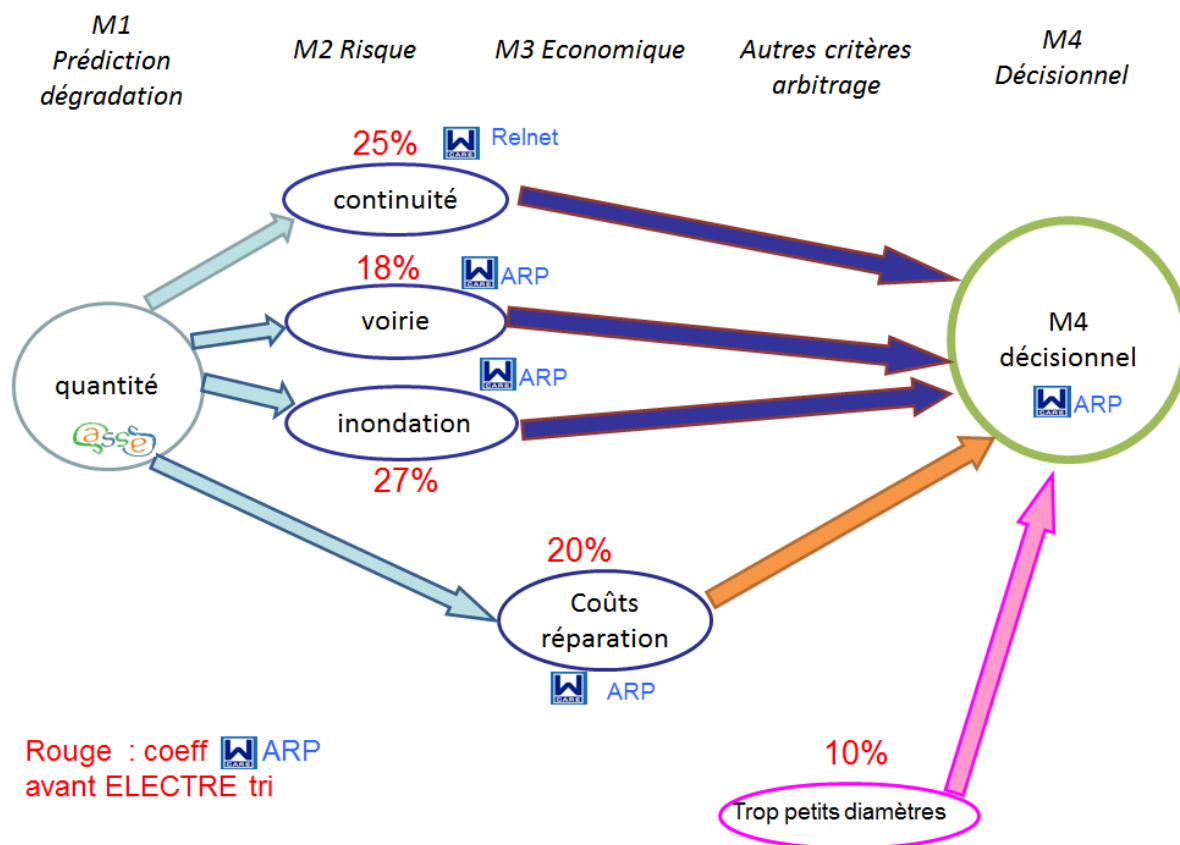


Figure 27 : Les quatre premières étapes de la décision de la mise hors service de tronçons à eauservice [court terme] (en 2011)

Il peut établir alors une carte SIG colorée (du plus urgent au moins urgent).

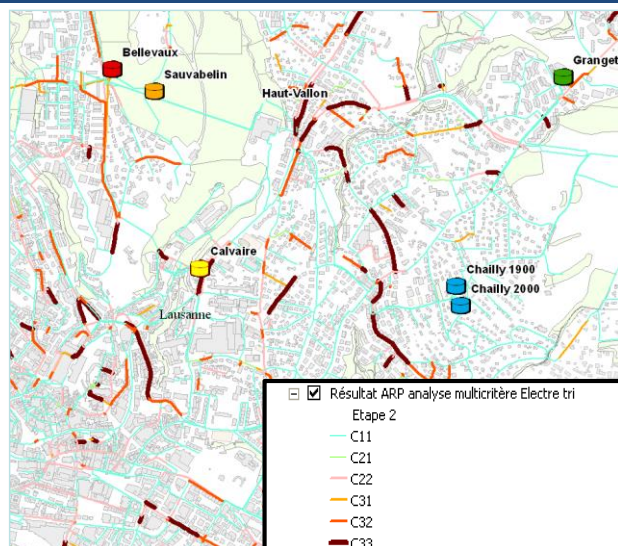


Figure 28 : Carte SIG indiquant les tronçons à renouveler du plus urgent (rouge foncé) ou moins urgent (vert clair) (en 2011)

5. Le gestionnaire prend enfin en compte les opportunités et les contraintes externes à son service. Elles répondent à des besoins de coordination avec d'autres services (travaux de renouvellement de la voirie, de gaz, d'électricité, d'urbanisme, etc.), ou sont induites par des éléments extérieurs, comme la sécurité incendie (par ex. augmentation de la capacité hydraulique de conduites existantes). En croisant toutes ces informations, le gestionnaire établit la liste définitive des chantiers (groupes de tronçons adjacents) à mettre en œuvre.

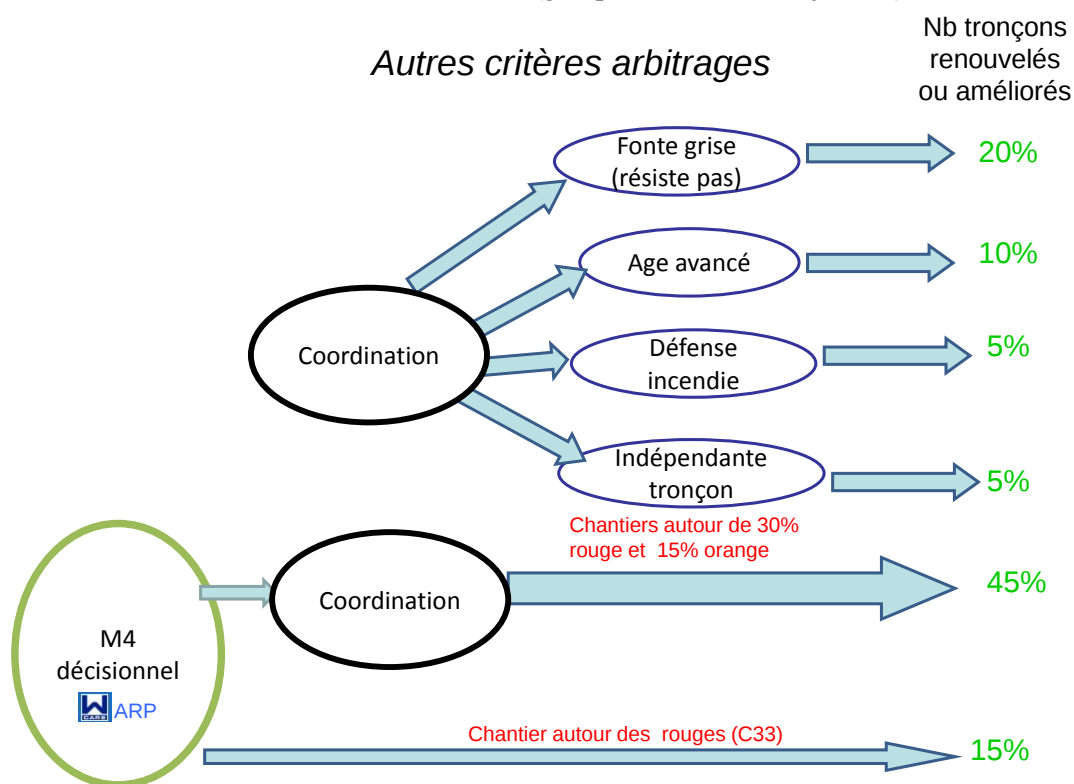


Figure 29 : La cinquième étape de la décision de la mise hors service de tronçons à eauservice [court terme] (en 2011) [les pourcentages sont ici juste pour donner des ordres de grandeurs]

La **coordination** et la notion de **chantier** ont un tel poids à eauservice Lausanne qu'après cette 5^e étape en moyenne sur les années [2011, 2013], les tronçons réellement renouvelés étaient classés à l'issu du modèle décisionnel dans ARP, cf. (ES_Lausanne 2014) :

- 30% comme très prioritaire (code ARP : C33, C32 et C31)
- 23% comme moyennement prioritaire (C21 et C22)
- et 47% comme peu prioritaires (C11).

III.3 Plan pluriannuel d'investissement à moyen terme (10 ans)

A eauservice Lausanne, la gestion patrimoniale des canalisations est régie par 2 types de budget : le budget **entretien** et le **budget investissement** (crédit d'investissement).

Le budget **entretien** est utilisé pour la réparation des fuites (ruptures, casses) sur tronçons ou appareillages mais aussi pour l'achat de matériel d'entretien.

Le budget **investissement normal** est utilisé pour le remplacement, l'amélioration des conduites et l'extension. Il est sur 9 à 10 ans glissant (cf. Figure 30).

Une enveloppe globale pour tous les services constructions de Lausanne est fixée par la ville. Cette enveloppe est fixée principalement à partir d'objectifs économiques notamment celui de réduire la dette de la ville. Ce crédit cadre a un peu diminué ces dernier temps mais il reste assez stable. Il était de 42 millions de CHF en 2008 et de 33 millions de CHF en 2013-2014.

Ensuite les services constructions (eau potable, gaz, électricité, voirie, eau usée, chauffage urbain...) doivent se partager ce budget lors de négociations. En général lors des négociations, les réseaux sensibles (gaz, etc.) sont plus prioritaires que les autres (eau, etc.).

Par exemple en 2013-2014 eauservice a eu 6,5 millions de CHF (dont 800 mille CHF pour le remplacement des compteurs) = **5,7 millions** de CHF pour le remplacement, l'amélioration et l'extension du réseau.

A ce budget se rajoute un budget **investissement** pour les **gros chantiers**. Au total eauservice arrive à environ **7 millions de CHF** annuel pour le remplacement, l'amélioration et l'extension du réseau.

Il est à noter qu'eauservice n'a pas le droit d'effectuer de réserves financières.

Enfin eauservice a la possibilité de faire voter des **budgets investissement urgents**. Par exemple le 11/11/2012 une canalisation d'eauservice a cassé provoquant d'importants dégâts au Centre International Olympique (CIO). Ainsi eauservice a pu bénéficier d'une régularisation de 1 million de CHF entre le prévisionnel et le réel pour pouvoir réparer une partie des dégâts liées à cette défaillances.

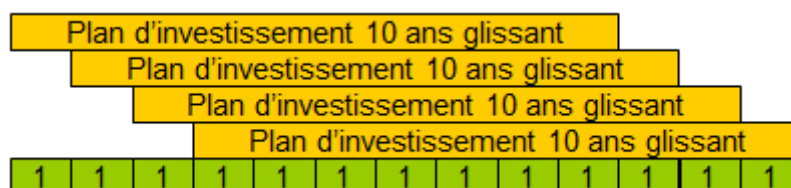


Figure 30 : Schéma du plan pluriannuel d'investissement à moyen terme à Lausanne (10 ans glissant)

III.4 Méthode décisionnelle long terme (> 30 ans)

Eauservice utilise actuellement une méthode recommandée par le SSIGE afin d'avoir une vision sur le long terme (c'est-à-dire à supérieur à 30 ans).

Le taux de renouvellement moyen recommandé par le SSIGE est de 1.5% (Freiburghaus 2012).

En faisant les hypothèses que :

- les linéaires posés chaque année par le passé ont été identique (linéaire uniforme) ;
- ce taux de renouvellement de 1.5 % va être le même sur la période [2010; 2080].

Alors dans ce cas le temps de renouvellement des réseaux est évaluée à $1/0.015 = 67$ ans.

Inconvénients de cette méthode :

- Les linéaires posés chaque année par le passé sont loin d'avoir été identique. Ainsi pendant les deux guerres mondiales il y a eu une diminution de la pose de canalisations. En revanche après chaque guerre il y a eu un pic important dans les linéaires posés. Par conséquent la première hypothèse sur laquelle se base cette méthode est fausse. Donc les calculs qui s'en suivent sont aussi inexacts.
- Ensuite faire l'hypothèse que ce taux de renouvellement va être le même sur [2010; 2080] est une hypothèse plausible mais forte.



Nous venons de décrire les méthodes « court terme » employées par eauservice. Puis nous avons exposé la méthode « long terme » utilisé par eauservice. En résumé les méthodes « court terme » (1 à 3 ans max) appliquée par eauservice sont robustes et précises. En revanche la méthode « long terme » (> 30 ans) a des lacunes importantes. En effet elle est très simple et déconnectée de l'historique et des prises de décisions annuelles.

Nous allons maintenant présenter les méthodes employés pour calculer la survie empirique passée, faisant partie de la première étape de notre nouveau modèle « long terme ».

IV Méthode pour le calcul de la survie empirique passée

IV.1 Préliminaires

Pour tous les travaux effectués nous avons utilisé le logiciel « R », version 3.1.0. Nous avons écrit nous-même la majorité des codes (Turnbull, Kaplan-Meier, Nelder-Mead, etc.). Cependant afin de valider nos codes, nous avons aussi utilisé certaines fonctions du package « Survival » notamment pour le modèle de Cox ou de Kaplan-Meier.

Les atouts majeurs de ce logiciel sont multiples :

- Il est un standard international de calcul statistique ;
- Il permet une traçabilité des transformations opérées sur les données brutes, et sur les modèles ;
- Il améliore grandement la reproductibilité du travail ;
- Les codes sont réutilisables notamment entre les différents acteurs du projet.

IV.2 Nettoyage des données

IV.2.1 Nettoyage des données tronçons

Avant de commencer toute étude statistique, un nettoyage des données est nécessaire pour optimiser la qualité de l'ensemble des données. En effet, les données remises par eauservice comportent un peu d'incohérences qu'il faut prendre le temps de corriger.

Des tests préliminaires sur les variables ont permis de déceler un peu d'incohérences. De plus il est nécessaire de mettre en place des filtres dans les données afin de réaliser des statistiques correctes.

1. Dans la variable des types de matériaux nous avons trouvé l'existence de canalisations en fonte ductile (FD) posées avant 1966. Or ce matériau n'était pas utilisé en ce temps. Nous avons décidé de remplacer par de la fonte grise (FG), très présente au début du 20ème siècle. Nous avons fait d'autres modifications analogues pour d'autres matériaux cf. : Tableau 4. Les dates sur lesquelles nous nous sommes appuyés pour effectuer ces changements proviennent notamment de (Poinard 2006) de (Charrière 2013) et de (eauservice 2013a).

Si nous trouvons :	Nous remplaçons par :
Fonte < 1970	Fonte grise
Fonte ≥ 1970	Fonte ductile
Fonte grise > 1970	Fonte ductile
Fonte ductile < 1966	Fonte grise

Tableau 4 : Modifications faites sur les dates de pose en fonction du matériau

2. Pour la variable « statuts », composée initialement de 8 modalités, seuls les tronçons « En service » et « Archivé » (= Hors service) ont été conservés.
3. Dans la variable « fonction », seuls les tronçons d'« adduction », de « distribution » et de « transport » sont conservés.
4. Afin d'avoir une photographie de la situation au 31/12/2012. Les tronçons posés en 2013 sont supprimés et les tronçons mis hors service en 2013 retrouvent le statut « En service ».
5. Vu que la fenêtre fiable des dates de mise hors service des tronçons est [2001; 2012]. Les tronçons mis hors service avant 2001 sont supprimés.

IV.2.2 Nettoyage des données défaillances FR

Nous avons nettoyé les défaillances FR de la façon suivante :

- nous n'avons supprimé : tous les tronçons n'ayant pas de fuite, tous les tronçons ayant une défaillance observés en 2016 (artéfact de donnée), et enfin toutes les défaillances ayant eu lieu sur appareillages.
- enfin nous avons conservé uniquement les défaillances FR observables sur notre fenêtre d'observation [2001, 2012]

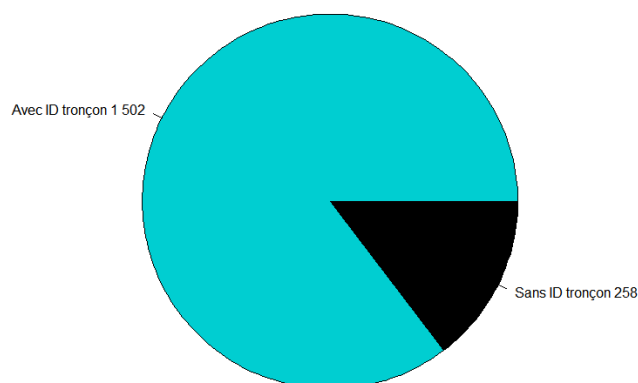


Figure 31 : Diagramme du nombre de défaillances FR observées entre [2001, 2012] sur conduites ou sur joints, sachant s'il a été possible ou pas de les rattacher à un identifiant de tronçon SIG (85.4 % ont un identifiant tronçon)

- Ensuite concernant les tronçons auxquels nous avons pu rattacher leurs défaillances (cf. Figure 31) nous leur avons créé l'indicateur **NDOA** qui est le nombre moyen de défaillances observées par an sur la fenêtre d'observation [2001, 2012].

IV.3 Nos données tronquées à gauche, censurées à droite

Une caractéristique des données de survie est l'existence d'observations incomplètes. En effet, les données sont souvent recueillies partiellement. Ces processus en statistique sont appelés « censure » et « troncature » (cf. définition en Annexe 3). Les données censurées ou tronquées proviennent du fait que nous n'avons pas accès à toute l'information : au lieu d'observer des réalisations indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.) de durées X , nous observons la réalisation de la variable X , soumise à diverses perturbations, indépendantes ou non du phénomène étudié (Saint Pierre 2013).

Comme nous l'avons vu partie I.2.4, Figure 9, la période d'observation du linéaire hors service s'étend sur 11 ans, de 2001 à 2012. Avant 2001 les dates de mise hors service n'étaient pas enregistrées sur le SIG. Nous ne connaissons donc pas les durées de maintien en service des tronçons mis hors service avant cette date, ils sont donc retirés de la base de données. Nos données ne sont alors complètement observables que sur la fenêtre [2001; 2012]. Ainsi l'estimation de courbe de survie sera faite sur des données **tronquées à gauche**.

Les données sont **censurées à droite** du fait que tous les tronçons ne sont pas encore hors service à l'arrêt des observations fin 2012. La fenêtre d'observation étant limitée nous observons la réelle mise hors service d'une faible proportion du réseau. Pour la plupart des tronçons observés, la valeur réelle de la durée de maintien en service est inconnue car elle est supérieure à l'âge atteint à la fin de la fenêtre d'observation.

Notons θ_1 l'année de début d'observation (2002), θ_2 l'année de fin d'observation (2012). Pour chaque tronçon i , posons : a_i l'âge du tronçon en θ_1 ($a_i = 0$ an si le tronçon a été posé après θ_1), b_i l'âge du tronçon à sa date de mise hors service ou son âge en θ_2 , et T la variable aléatoire représentant la durée de maintien en service. La Figure 32 illustre les concepts de troncature à gauche et de censure à droite.

- Toute date de mise hors service inférieure à θ_1 est inobservable (troncature à gauche).
- Les dates de mise hors service entre $[\theta_1; \theta_2]$ sont exactement observées.
- Les dates de mise hors service postérieures à θ_2 ne sont pas observées et les âges à la mise hors service correspondants sont censurés à droite.

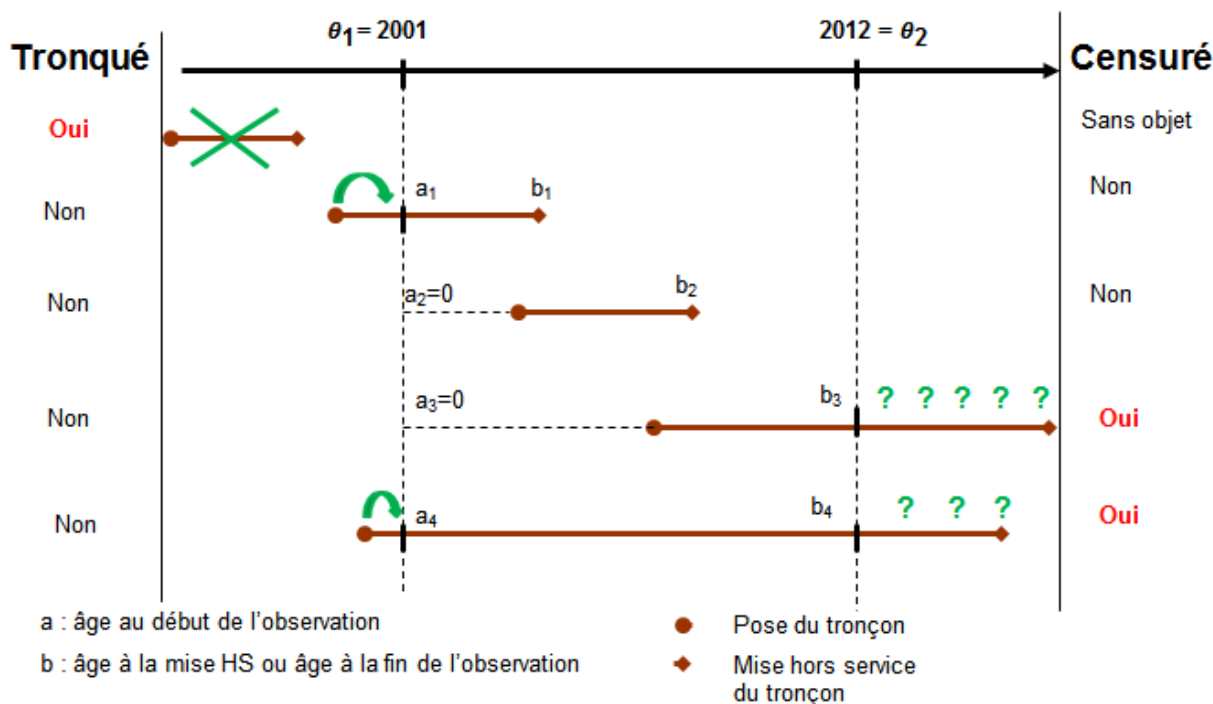


Figure 32 : Dispositions possibles des tronçons vis-à-vis de la fenêtre d'observation, illustration de la troncature à gauche et de la censure à droite

Enfin les courbes de survie sont estimées tantôt à partir du linéaire de tronçons et tantôt à partir de leur nombre. Les terrains d'étude sont plus partisans des courbes de survie basées sur le linéaire. En effet, vu que tous les tronçons ont des longueurs différentes il est plus réaliste d'exposer des résultats en termes de linéaire hors service chaque année plutôt qu'en nombre de tronçons.

IV.4 Survie empirique des tronçons hors service et en service, méthode de Kaplan-Meier

Posons T : la variable aléatoire « âge à la mise hors service », et t ses différentes réalisations.

Une fonction de survie donne la probabilité de survivre au-delà d'un certain âge (t), notée :

$$S(t) = P(T > t) \quad \text{Eq. 1}$$

La courbe de survie a pour valeur de départ $S(0) = 1$, est décroissante et tend vers 0 quand t tend vers l'infini.

IV.4.1 Kaplan-Meier simple pour données censurées à droite

L'estimateur de Kaplan-Meier (Kaplan & Meier 1958) permet de calculer une fonction de survie d'après des données de durées de maintien en service. Il repose sur **l'idée** qu'être en service après un temps t , c'est être en service juste avant t ($t-1 = t$ moins une année) et ne pas passer hors service au temps t . L'évènement d'intérêt ici est la mise hors service d'un tronçon.

Considérons les notations suivantes :

- t_j avec ($j = 1, \dots, m$) les âges à l'évènement, des évènements (décès ou censure) rangés par ordre croissant, avec $t_{(0)} = 0$
- Y_j le nombre d'individus à risque de subir l'évènement d'intérêt juste avant le temps t_j ,
- d_j le nombre de mise hors service en t_j .

Selon la définition de la fonction de survie on a :

$$\hat{S}(t_j) = P(T > t_j) \quad \text{Eq. 2}$$

D'après **l'idée** de Kaplan-Meier, il en découle que :

$$\hat{S}(t_j) = P(T > t_j \text{ et } T > t_{j-1}) \quad \text{Eq. 3}$$

Or, en théorie des probabilités, la probabilité conditionnelle d'un événement A, sachant qu'un autre événement B de probabilité non nulle s'est réalisé (ou probabilité de A, sachant B) est le nombre noté $P(A|B)$, il est défini par :

$$P(A|B) = \frac{P(A \text{ et } B)}{P(B)} \quad \text{Eq. 4}$$

D'où

$$\hat{S}(t_j) = P(T > t_j \text{ et } T > t_{j-1}) = P(T > t_j | T > t_{j-1}) \times P(T > t_{j-1}) \quad \text{Eq. 5}$$

Ainsi de suite de proche en proche on obtient :

$$\hat{S}(t_j) = P(T > t_j | T > t_{j-1}) \times P(T > t_{j-1} | T > t_{j-2}) \times \dots \times P(T > t_2 | T > t_1) \times P(T > t_1 | T > 0) \quad \text{Eq. 6}$$

Or

$$P(T > t_j | T > t_{j-1}) + P(T \leq t_j | T > t_{j-1}) = 1 \quad \text{Eq. 7}$$

D'où

$$\hat{S}(t_j) = [1 - P(T \leq t_j | T > t_{j-1})] \times [1 - P(T \leq t_{j-1} | T > t_{j-2})] \times \dots \times [1 - P(T \leq t_2 | T > t_1)] \times [1 - P(T \leq t_1 | T > 0)] \quad \text{Eq. 8}$$

Alors la probabilité p_j de mise hors service dans l'intervalle $]t_{(j-1)}, t_{(j)}]$ sachant que le tronçon était en service en $t_{(j-1)}$, i.e. $p_j = P(X \leq t_{(j)} | X > t_{(j-1)})$, peut être estimée par

$$\hat{p}_j = \frac{d_j}{Y_j} \quad \text{Eq. 9}$$

D'où

$$\hat{S}(t_j) = \left[1 - \frac{d_j}{Y_j}\right] \times \left[1 - \frac{d_{j-1}}{Y_{j-1}}\right] \times \dots \times \left[1 - \frac{d_2}{Y_2}\right] \times \left[1 - \frac{d_1}{Y_1}\right] \quad \text{Eq. 10}$$

L'estimateur de Kaplan-Meier de la survie est alors un produit de la forme (Saint Pierre 2013):

$$\hat{S}(t) = \prod_{\substack{j=1, \dots, m \\ t_j \leq t}} \left(1 - \frac{d_j}{Y_j}\right) \quad \text{Eq. 11}$$

Et sa variance est estimée par la formule de Greenwood (Aalen et al. 2008):

$$\tilde{\tau}^2(t) = \hat{S}(t)^2 \sum_{t_j \leq t} \frac{d_j}{Y(T_j)\{Y(T_j) - d_j\}} \quad \text{Eq. 12}$$

L'intervalle de confiance peut être estimé alors de la façon suivante :

$$IC_{95\%} = \hat{S}(t)^2 \pm 1.96 \times \tilde{\tau}(t) \quad \text{Eq. 13}$$

Ou selon la formule de Rothman

$$IC_{95\%} = \frac{M}{M + (1.96)^2} \left[\hat{S}(t) + \frac{(1.96)^2}{2M} \pm 1.96 \sqrt{\tilde{\tau}(t)^2 + \frac{(1.96)^2}{4M^2}} \right] \quad \text{Eq. 14}$$

Où

$$M = \frac{\hat{S}(t)[1 - \hat{S}(t)]}{\tilde{\tau}(t)^2} \quad \text{Eq. 15}$$

L'estimateur de Kaplan-Meier présenté ci-dessus permet de corriger la censure à droite.

IV.4.2 Kaplan-Meier élargi (en effectif) pour données censurées et tronquées

Nos données étant tronquées à gauche et censurées à droite nous avons dû ajuster l'estimateur de Kaplan-Meier comme l'indique (Claude & Lyon 1997). Pour cela il suffit de faire très attention dans le comptage de nos individus à risque de subir l'événement d'intérêt.

Soit :

i est le tronçon n^oi

a_i est l'âge du tronçon en 2001 (âge en début d'observation)

b_i est l'âge du tronçon à sa mise hors service ou s'il est censuré, b_i = âge en 2012

$c_i = \begin{cases} 0 & \text{si l'âge de mise hors service est connu (= individu non censuré)} \\ 1 & \text{si l'âge de mise hors service est inconnu (= individu censuré)} \end{cases}$

t_j avec ($j = 1, \dots, m$) l'âge aux évènements (décès et censure) rangés par ordre croissant, avec $t_j = 0$

Nous obtenons alors l'estimateur de Kaplan-Meier élargi :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{\text{Card}\{i, b_i = t_j \text{ \& } c_i = 0\}}{\text{Card}\{i, a_i \leq t_j \leq b_i\}} \right) \quad \text{Eq. 16}$$

À chaque âge t , nous calculons 1 moins la somme des tronçons (mis hors service) morts au temps t divisée par la somme de tous les tronçons qui ont un âge en début d'observation inférieur à t et un âge en fin d'observation supérieur à t (donc tous les individus vivants au temps t).

L'estimateur de Kaplan-Meier élargie présenté ci-dessus permet de corriger la censure à droite et prendre en compte la troncature à gauche.

IV.4.3 Kaplan-Meier élargi (en linéaire) pour données censurées et tronquées

Les longueurs des tronçons étant trop disparates, il a été décidé de considérer aussi comme étant un individu, un mètre de tronçon. Ainsi au lieu de compter le nombre de tronçons qui passent hors service à chaque âge, il est compté le nombre de mètres passant hors service à chaque âge. Notons alors :

i le mètre n^oi

a_i l'âge du tronçon en 2001 (âge en début d'observation)

b_i l'âge du tronçon à sa mise hors service ou s'il est censuré, b_i = âge en 2012

$c_i = \begin{cases} 0 & \text{si l'âge de mise hors service est connu (= individu non censuré)} \\ 1 & \text{si l'âge de mise hors service est inconnu (= individu censuré)} \end{cases}$

t_j avec ($j = 1, \dots, m$) les temps d'évènements (décès et censure) rangés par ordre croissant, avec $t_j = 0$

Nous obtenons alors l'estimateur de Kaplan-Meier élargi en linéaire :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{\text{Card}\{i, b_i = t_j \text{ \& } c_i = 0\}}{\text{Card}\{i, a_i \leq t_j \leq b_i\}} \right) \quad \text{Eq. 17}$$

À chaque âge t , nous calculons le complémentaire à 1 de la somme des linéaires mis hors service au temps t divisée par la somme de tous les linéaires qui ont un âge en début d'observation inférieur à t et un âge en fin d'observation supérieur à t (donc tous les mètres de tronçons en service au temps t).



Il est à noter que la courbe de survie brute (cf. Annexe 4) sous-estime en général très largement la survie des tronçons puisqu'elle ne prend en compte que les tronçons hors service. Il faut donc utiliser la courbe de survie empirique (calculé par exemple par la méthode de Kaplan-Meier ou de Turnbull (cf. Annexe 5) qui prend en compte les tronçons hors service mais aussi les tronçons en service (= tronçons censurés). La démonstration de l'utilité de ces méthodes est réalisée en Annexe 6 et Annexe 7.

Il est important de retenir que la méthode de Turnbull et de Kaplan-Meier élargie donne systématiquement strictement les mêmes résultats. Vu que la méthode de Turnbull est bien plus longue en temps de calcul nous n'utiliserons par la suite que la méthode de Kaplan-Meier.

La courbe de survie estimée par la méthode de Kaplan-Meier est discontinue, c'est-à-dire qu'elle ne possède pas de valeurs à tous les âges. En effet cela arrive lorsqu'un âge n'est pas observé dans la fenêtre d'observation. Or pour les calculs d'indicateur à l'étape 4 de notre modèle nous avons besoin de fonction de survie continue. Nous allons donc présenter dans la partie IV.5 des méthodes pour obtenir une fonction continue la plus proche de notre survie empirique discontinue.

IV.5 Obtention d'une fonction continue à partir de la fonction de survie empirique discontinue

IV.5.1 Ajustement d'un modèle paramétrique classique à notre courbe de survie empirique

Plusieurs modèles paramétriques de survie sont classiques en statistique : la survie de Weibull, de Poisson, Lognormale, de Herz etc. Toutes ont des équations mathématiques associées dont les paramètres peuvent varier.

L'ajustement consiste à trouver les paramètres de ces fonctions de survie classiques afin de les faire correspondre au mieux à notre courbe de survie empirique (Kaplan-Meier). La méthode d'ajustement utilisée est la méthode des moindres carrés, elle consiste à minimiser [par la méthode de (Nelder & Mead 1965), cf. Annexe 8] la somme des écarts (élevés au carré pour s'affranchir des signes) entre les courbes empirique et théorique.

IV.5.1.1 Ajustement d'un modèle paramétrique de Weibull

Le modèle de Weibull est très utilisé dans le cadre de l'analyse des données de survie. Il permet de relier la date d'arrivée d'un événement à des variables explicatives et à une distribution de probabilité. La fonction de survie de Weibull dépend de deux paramètres, un paramètre d'échelle $\lambda \geq 0$ et un paramètre de forme $\delta \geq 1$, tous deux rassemblés dans le vecteur de paramètres $\theta = (\lambda, \delta)$

$$S_{\theta}(t) = e^{-t^{\delta} \times e^{-\lambda}} \quad \text{Eq. 18}$$

Les paramètres θ optimaux sont ceux qui minimisent la quantité :

$$S(t) = \sum_t \left(\widehat{S}_{KM}(t) - \frac{S_{\theta}(t)}{S_{\theta}(t_{min_{KM}})} \right)^2 \quad \text{Eq. 19}$$

Avec t les réalisations de la variable T âge à la mise hors service, $\widehat{S}_{KM}(t)$ l'estimateur empirique de Kaplan-Meier et $t_{min_{KM}}$ l'âge minimum à partir duquel Kaplan-Meier a été estimé, c'est-à-dire 0 pour la majorité des matériaux sauf pour la fonte grise. En effet, nos âges de mise hors service sont observés sur une fenêtre restreinte de 2001 à 2012 et le plus jeune tronçon en fonte grise mis hors service est âgé de 33 ans. La courbe de Kaplan-Meier commence alors avec $\widehat{S}_{KM}(33) = 1$, il faut donc le prendre en compte dans l'estimation de la courbe d'ajustement de Weibull. En effet nous ne pouvons estimer que la survie conditionnelle : $P\{T \geq t | T \geq t_{min}\}$ (cf. méthode de déconditionnement en annexe 9).

Nous faisons deux tests de rapport de vraisemblance pour valider les paramètres $\theta = (\lambda, \delta)$ du modèle.

- Premier test :

Posons l'hypothèse nulle $H_0 : \theta = \theta_0$ avec $\theta_0 = (\lambda_{NM}, \delta_0 = 1)$

δ_0 est le paramètre de référence, si $\hat{\delta} \leq 1$ alors il n'y a pas de vieillissement. et λ_{NM} est la valeur issue de l'optimisation par la méthode de Nelder Mead.

Contre l'hypothèse alternative $H_1 : \theta \neq \theta_0$

On définit alors $\widehat{\theta}$ l'estimateur du maximum de vraisemblance et $\widehat{\theta}_0$ l'estimateur du maximum de vraisemblance sous H_0 . On définit enfin la statistique du test du rapport de vraisemblance :

$$T = 2 \times |\ln L(\widehat{\theta}) - \ln L(\widehat{\theta}_0)| \quad \text{Eq. 20}$$

On sait que sous l'hypothèse nulle, la statistique du test du rapport de vraisemblance suit une loi du χ^2 avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de contraintes imposées par l'hypothèse nulle. Donc sous H_0 , T suit une loi du χ^2 à 1 degré de liberté ($T \sim \chi^2(1)$).

Nous choisissons un seuil de 5% (noté α) d'acceptation de l'erreur. C'est la probabilité que l'on a de se tromper d'hypothèse.

Par conséquent, on rejette H_0 (à α près) lorsque la statistique du test du rapport de vraisemblance est supérieure au quantile d'ordre $1 - \alpha$ de la loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Si la P-value est $< 5\%$ alors nous rejetons H_0 et acceptons H_1 et si la P-value $\geq 5\%$ nous acceptons H_0 .

- Deuxième test :

Posons l'hypothèse nulle $H_0 : \theta = \theta_0$ avec $\theta_0 = (\lambda_0 = 0, \delta_{NM})$. Ensuite le test se déroule de la même façon que précédemment.

IV.5.1.2 Ajustement d'un modèle paramétrique de Herz

Le modèle de Herz est un modèle qui a été développé spécialement pour la survie de tronçons (Herz 1996). La fonction de survie de Herz a pour paramètres $\theta = (\eta, \gamma, \tau)$ et est défini par :

$$S_{\theta}(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } t \leq \tau \\ \frac{(\eta + 1)}{\eta + e^{\gamma(t-\tau)}} & \text{si } t > \tau \end{cases} \quad \text{Eq. 21}$$

Le paramètre τ représente un paramètre de temps de la résistance au-dessous duquel aucun renouvellement de tuyau n'est supposé se produire. Cependant dans nos données, ils existent des tronçons renouvelés dès l'année où ceux-ci ont été posés, le paramètre est alors fixé à 0.

Les paramètres θ optimaux sont ceux qui minimisent la quantité :

$$S(t) = \sum_t \left(\widehat{S_{KM}}(t) - \frac{S_{\theta}(t)}{S_{\theta}(t_{\min_{KM}})} \right)^2 \quad \text{Eq. 22}$$

Pour le calcul de la probabilité d'erreur sur chaque paramètre voir la partie précédente.

IV.5.2 Estimation des points inexistantes par interpolation linéaire

Une autre méthode pour obtenir une fonction continue à partir de notre fonction de survie discontinue empirique est d'estimer uniquement la valeur les points inexistantes de proche en proche. Cette méthode est bien plus simple que la précédente. Elle consiste à tracer une droite entre deux points existants ce qui permet d'estimer les points inexistantes au milieu.

IV.5.3 Estimation par régression locale

Une autre méthode pour obtenir une fonction continue à partir de notre fonction de survie discontinue empirique est l'estimation par régression locale. Cette méthode combine la simplicité de régression linéaire par les moindres carrés avec la flexibilité de la régression non linéaire, en effectuant une régression simple sur des sous-ensembles locaux de données. L'un des principaux avantages de cette méthode est qu'elle rend inutile la définition d'une unique fonction globale qui décrirait le modèle de régression, puisque la méthode consiste à calculer autant de fonctions locales qu'il y a de segments de données. Pour plus d'information cf. Annexe 17.



Les intérêts d'ajuster une équation mathématique aux courbes de survie sont d'une part d'avoir une équation en tous points pour calculer des indicateurs clefs de l'étape 4 de notre modèle. Et d'autre part, de permettre de déconditionner (cf. Annexe 9) la survie empirique notamment pour la fonte grise.

Les méthodes suivantes permettent aussi d'avoir une fonction de survie continue mais elles nous seront aussi très utiles pour passer de l'étape 2 à l'étapes 3 de notre modèle long terme.

IV.6 Modèle de Cox

Dans cette partie, nous comparons des durées de vie par l'introduction de variables explicatives telles que la longueur ou le diamètre des tronçons.

Nous utilisons le modèle des risques proportionnels proposé par D. R. Cox (Cox 1972). Il permet d'établir une relation paramétrique entre les facteurs de risque de survenue de l'événement et la distribution des durées de survie sans postuler pour celle-ci une forme paramétrique particulière. L'analyse qui en découle présente donc un caractère semi-paramétrique.

Le modèle de Cox exprime une relation entre la fonction de risque associée à la survenue d'un événement et le vecteur des p variables explicatives $\mathbf{z} = (\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_p)$

$$\lambda(t, \mathbf{z}) = \lambda_0(t)r(\beta, \mathbf{z}) \quad \text{Eq. 23}$$

où $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ est le vecteur des coefficients de régression et $\lambda_0(t)$ est la fonction de risque de base.

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad \text{Eq. 24}$$

Plus précisément $\lambda_0(t)$ est la fonction de risque des sujets pour lesquels toutes les variables explicatives z_j ($j = 1, \dots, p$) sont nulles. La fonction $r(\beta, \mathbf{z})$ dépend des caractéristiques $\mathbf{z}$ du sujet, la dépendance étant mesurée par les coefficients β . En général, on prend $r(\beta, \mathbf{z}) = \exp(\beta_1 z_1 + \dots + \beta_p z_p)$ de façon à obtenir une fonction de risque positive sans contrainte sur les coefficients β quelles que soient les valeurs de $\mathbf{z}$.

Nous avons alors :

$$\lambda(t, \mathbf{z}) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \dots + \beta_p z_p) \quad \text{Eq. 25}$$

La fonction de risque du modèle de Cox est alors le produit d'une fonction (non-paramétrique) $\lambda_0(t)$ qui ne dépend que du temps et d'une fonction (paramétrique) $\exp(\beta_1 z_1 + \dots + \beta_p z_p)$ qui n'en dépend pas.

Soient $t_1 < t_2 < \dots < t_k$ les différents temps d'événements observés et (1)... (k) les indices des sujets ayant subi l'événement respectivement en $t_1 \dots t_k$. La probabilité conditionnelle que le sujet i subisse l'événement en t_i sachant qu'il est à risque au temps t_i et qu'il n'y ait qu'un seul événement en t_i parmi les sujets à risque au temps t_i est égale à :

$$p_i = \frac{\lambda_0(t_i) \times \exp(\beta z'_{(i)})}{\sum_{l: y_l \geq t_i} \lambda_0(t_i) \times \exp(\beta z'_{(l)})} \quad \text{Eq. 26}$$

Une solution proposée par Cox est l'élimination de $\lambda_0(t)$ en scindant la vraisemblance en deux parties et en ne conservant que la partie de la vraisemblance qui concerne uniquement les coefficients β_j ($j = 1, \dots, p$) que l'on cherche à estimer. La probabilité conditionnelle devient :

$$p_i = \frac{\exp(\beta z'_{(i)})}{\sum_{l: y_l \geq t_i} \exp(\beta z'_{(l)})} \quad \text{Eq. 27}$$

Cette quantité ne dépend pas de la fonction de risque de base $\lambda_0(t)$ qui est considérée ici comme un paramètre de nuisance. La vraisemblance partielle est le produit des probabilités conditionnelles calculées à chaque temps d'événements.

$$V(\beta) = \prod_{i=1}^k \frac{\exp(\beta z'_{(i)})}{\sum_{l: y_l \geq t_i} \exp(\beta z'_{(l)})} \quad \text{Eq. 28}$$

Cette vraisemblance partielle n'est pas une vraisemblance au sens statistique, mais il a été établi qu'elle peut être utilisée comme telle pour estimer les coefficients de régression β et tester l'influence de variables explicatives sur la fonction de risque (Cox 1972)(Alioum & Leffondre 2014).

Pour que les β puissent être pris en compte il faut tester l'hypothèse de la proportionnalité des risques. Une méthode possible est celle des résidus de Schoenfeld (D. Schoenfeld 1982). Pour chaque covariable, nous testons si son effet est indépendant du temps. Nous pouvons vérifier que l'hypothèse des risques proportionnels est satisfaite par lecture graphique ou par analyse de la P-value.

Les résidus de Schoenfeld se calculent de la manière suivante : pour chaque date de mis hors service t_i , nous calculons la différence entre les caractéristiques de l'individu décédé et une moyenne pondérée des caractéristiques des individus à risque d'être mis hors service au temps t_i . Ceci donne :

$$R_{ij} = z_{ij} - \bar{z}_{ij}(t_i) \quad \text{Eq. 29}$$

Avec :

- R_{ij} résidu au temps t_i
- z_{ij} valeur de la covariable j pour l'individu décédé au temps t_i
- $\bar{z}_{ij}(t_i)$ moyenne pondérée de la covariable j chez les individus à risque au temps t_i

Si l'hypothèse des risques proportionnels est vérifiée, alors les résidus doivent être distribués de la même manière au cours du temps.

IV.7 Modèle de Weibull avec covariables au tronçon

Le modèle de Cox ne permettant pas de tracer une courbe de survie, dans cette partie nous avons choisi une équation le permettant. Il est possible de calculer une fonction de survie de Weibull en fonction de différentes covariables. Ce modèle de Weibull a les propriétés du modèle de Cox (Cf. Annexe 10).

Le modèle de « Weibull au tronçon » est une fonction dépendante :

- du vecteur z^T , le vecteur transposé du vecteur z des p covariables explicatives :
 $z = (z_1, z_2, \dots, z_p)$
- de $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ le vecteur des paramètres
- t : covariable âge du tronçon
- δ et β_0 , des paramètres.

La fonction de survie de « Weibull au tronçon » s'écrit alors comme suit :

$$S_{\Theta}(t) = e^{-t^{\delta} \times e^{\beta_0} \times e^{z^T \beta}} \quad \text{Eq. 30}$$

Avec $Z^T \beta = \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 z_3 + \beta_4 z_4 + \dots + \beta_p z_p$

Avec Θ le vecteur de paramètre $(\delta, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \dots, \beta_p)$ à estimer. Notons $\hat{\Theta}$ l'estimateur de Θ , il se calcule en maximisant la vraisemblance.

Pour la construction d'une fonction de vraisemblance il est important de prendre en compte la censure et la troncature de l'échantillon observé. Si la date de mise hors service est observée ($c_i = 0$) alors la probabilité que l'événement se produise dans un intervalle arbitrairement petit contenant cet âge est connue. Cette probabilité est approximativement égale à la fonction de densité de l'individu pour ce moment.

Fonction de densité : $f_{\Theta}(b_i|a_i)$

Si la date de mise hors service n'est pas observée, l'individu est censuré ($c_i = 1$). Alors, la seule information dont nous disposons est : la probabilité que l'âge à la mise hors service d'un tronçon soit supérieur à un certain âge qui se lit donc par sa fonction de survie :

$S_{\Theta}(b_i|a_i)$

Enfin comme l'échantillon est tronqué à gauche il est nécessaire de prendre en compte sa probabilité conditionnelle: (Klein & Moeschberger 2003)

$$\frac{f_{\Theta}(b_i|a_i)}{S_{\Theta}(a_i)}$$

La fonction de vraisemblance s'écrit alors en composant ces trois éléments :

$$L(\Theta) = \prod_{i=1}^n \frac{f_{\Theta}(b_i|a_i)^{1-c_i} \times S_{\Theta}(b_i|a_i)^{c_i}}{S_{\Theta}(a_i)} \quad \text{Eq. 31}$$

Par la méthode de Nelder et Mead nous minimisons la fonction objectif correspondant à $-\ln(L(\Theta))$, ce qui revient finalement à maximiser la vraisemblance.

$$\begin{aligned} -\ln(L(\Theta)) = & -\left[\sum_{i=1}^n (1-c_i) [\ln(f_{\Theta}(b_i|a_i)) - \ln(S_{\Theta}(a_i))] \right. \\ & \left. + \sum_{i=1}^n c_i [\ln(S_{\Theta}(b_i|a_i)) - \ln(S_{\Theta}(a_i))] \right] \end{aligned} \quad \text{Eq. 32}$$

Avec :

$$\ln(S_{\Theta}(t)) = -t^{\delta} \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta} \quad \text{Eq. 33}$$

Et comme :

$$F_{\Theta}(t) = 1 - S_{\Theta}(t) \quad \text{Eq. 34}$$

$$f_{\Theta}(t) = \frac{-dS_{\Theta}(t)}{dt} \quad \text{Eq. 35}$$

$$= -\left[-\delta t^{\delta-1} \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta} \times e^{-t^{\delta} \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta}} \right] \quad \text{Eq. 36}$$

$$= \delta t^{\delta-1} \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta} \times e^{-t^{\delta} \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta}} \quad \text{Eq. 37}$$

Finalement,

$$\ln(f(t)) = (\delta - 1) + \ln(t) + \beta_0 + Z^T \beta - t^\delta \times e^{\beta_0} \times e^{Z^T \beta} \quad \text{Eq. 38}$$

Nous faisons ensuite des tests de rapport de vraisemblance pour valider chacun des paramètres β du modèle selon la méthode décrite dans le paragraphe IV.5.1.1.



Après avoir présenté des méthodes pour calculer notamment la survie empirique, nous allons les appliquer aux données d'eauservice. En effet la fonction de survie empirique passée fait partie de la première étape nécessaire à la création de notre nouveau modèle « long terme ».

V Calcul de la survie passé, application aux données d'eauservice

V.1 Courbes de survie sans partitionnement

Pour rappel dans les paragraphes suivants :

- notre événement d'intérêt est la mise hors service d'un tronçon ou d'un mètre de tronçon.
- Notre fenêtre d'observation est [2001, 2012]

V.1.1 Comparaison des courbes de survie en linéaire et en effectif

La Figure 33 représente les courbes de survie empirique (estimée par la méthode de Kaplan-Meier). La courbe « $S(t)$ Kaplan-Meier (linéaire) » est réalisée en linéaire de tronçons (nous comptons le nombre de mètres de tronçons qui meurt [= est mis hors service] à chaque âge), alors que la courbe « $S(t)$ Kaplan-Meier (effectif) » est calculée en comptant le nombre de tronçons qui deviennent hors service à chaque âge. Il est alors possible de voir que ces deux courbes ont en général une dizaine d'année d'écart. En effet la survie en linéaire est décalée vers la droite par rapport à la survie en effectifs (cf. Figure 40). Ce premier résultat semble indiquer que les longs tronçons sont mis hors services plus tard que les tronçons de petites tailles.

Comme les tailles des tronçons sont très disparates, pour les gestionnaires des services d'eau, il est plus facile de parler en pourcentage du linéaire de réseau qui est en service après un certain âge plutôt qu'en pourcentage de nombre de tronçons.

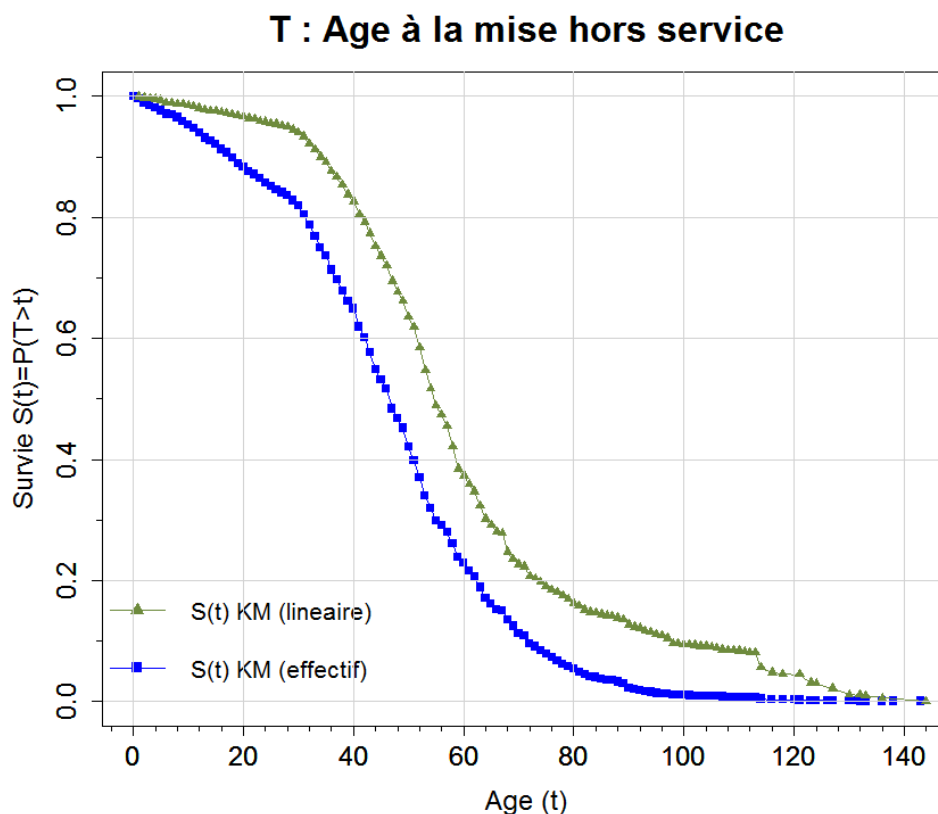


Figure 33 : Courbes de survie empirique en linéaire et en effectif, à eauservice tous tronçons confondus entre [2001, 2012]

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

$S(t) = P(T > t)$	t (courbe KM linéaire)	t (courbe KM effectif)
0.75	44 ans	34 ans
0.5	55.5 ans	46.5 ans
0.25	68 ans	58.5 ans

Tableau 5 : Les quartiles des courbes empiriques à eauservice Lausanne en linéaire et en nombre de tronçons, tous le réseau d'adduction, de transport et de distribution entre [2001 ; 2012]

La Figure 34 représente la survie de Kaplan-Meier en effectif ainsi que son intervalle de confiance calculé grâce à la formule de Greenwood et de Rothman (Cf. IV.4.1). Nous constatons que jusqu'à 150 ans l'intervalle de confiance est plutôt très bon.

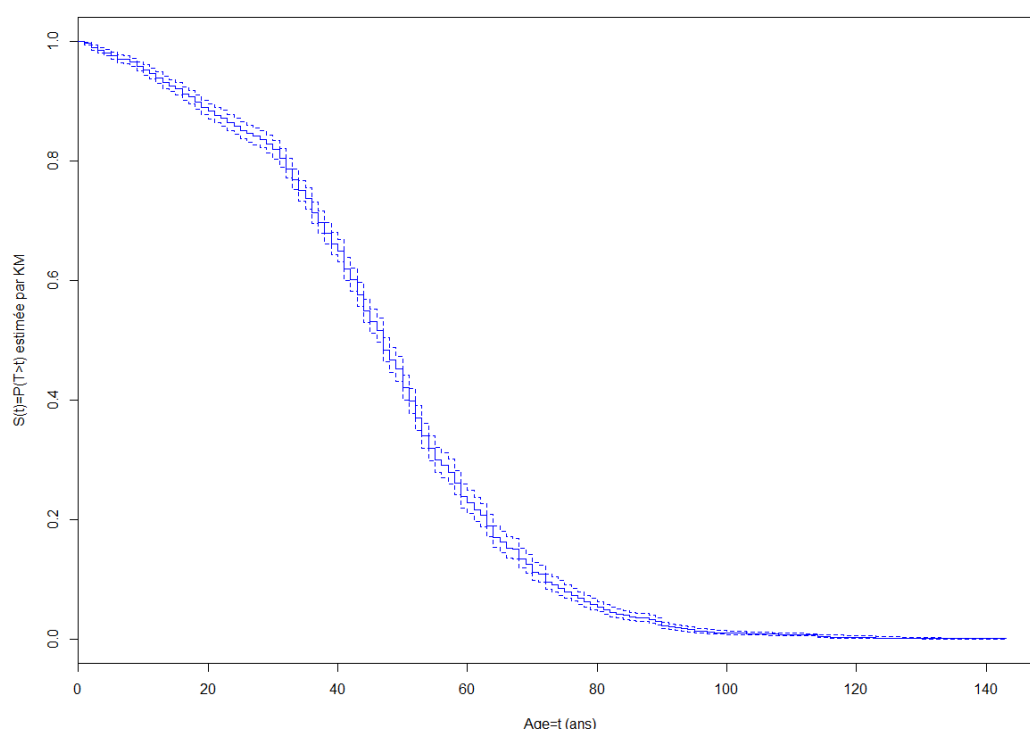


Figure 34 : Courbe de survie en nombre de tronçons accompagnée de son intervalle de confiance, tous tronçons confondus.

V.1.2 Courbe de survie tous matériaux, tous diamètres en linéaire

Sur la Figure 35 sont représentées deux courbes :

- « Sb(t) Brute » représente la survie des tronçons (en linéaire) hors service. Cette courbe n'est pas représentative de la durée de maintien en service des tronçons car elle ne tient pas compte des tronçons encore en service après 2012. C'est pourtant celle qui est utilisée à l'heure actuelle par certains bureaux d'étude. Nous ne nous appuyons donc pour la suite que sur les courbes de survie issues des méthodes de Kaplan-Meier.
- « Se(t) Kaplan Meier » décrit la survie empirique des tronçons en service et hors service estimée par la méthode de Kaplan Meier

Toutes ces courbes sont estimées sur tous les tronçons, sans être différenciées par le diamètre ou par le matériau ou tout autre critère. La médiane de survie (courbe de Kaplan-Meier) d'un linéaire de canalisation est de 55.5 ans. La survie ici $S(t)$ est la probabilité pour plusieurs mètres de tronçon de ne pas avoir été mis hors service au-delà d'un âge t .

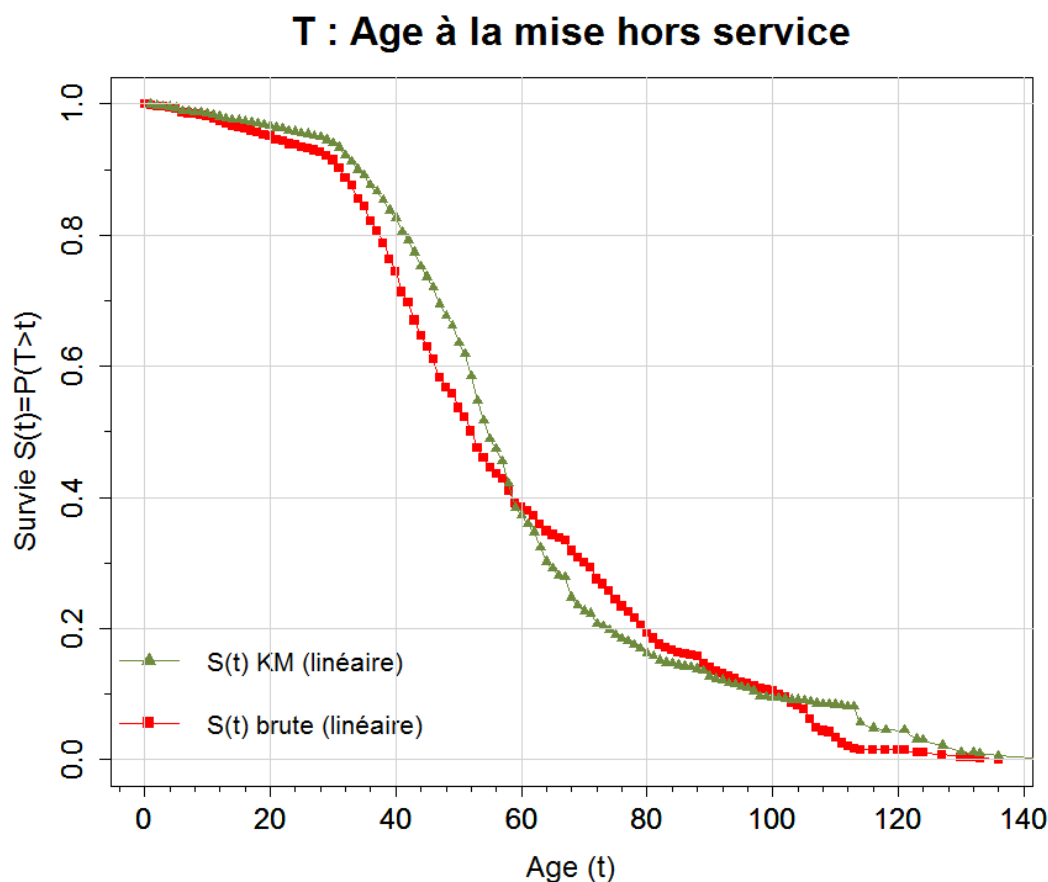


Figure 35 : En linéaire, tous tronçons confondus, comparaison des courbes de survie estimée par la méthode Kaplan-Meier (1 correspond à 1010 km) et Brute (1 correspond à 136 km)

$S(t) = P(T > t)$	t (courbe KM linéaire)	t (courbe brute linéaire)
0.75	44 ans	39.5 ans
0.5	55.5 ans	52 ans
0.25	68 ans	74 ans

Tableau 6 : Les quartiles des courbes brute à eauservice Lausanne et empirique (méthode Kaplan-Meier) en linéaire, tous le réseau d'adduction, de transport et de distribution entre [2001 ; 2012]

Nous constatons que jusqu'à 60 ans et à partir de 100 ans la courbe brute est inférieure à la courbe de Kaplan-Meier. Ceci s'explique par le fait que pour ces périodes le phénomène de censure à droite est supérieur au phénomène de troncature à gauche. Ensuite entre 60 et 100 ans la courbe brute est supérieure à la courbe de Kaplan-Meier. Contrairement à tout à l'heure à sur cette période le phénomène de troncature à gauche semble dominer le phénomène de censure à droite.



La courbe brute est très biaisée. Elle ne prend pas en compte les tronçons encore en service. Or même si sur le territoire d'eauservice elle est proche de la courbe empirique de Kaplan-Meier. En aucun cas il ne faut utiliser cette courbe pour effectuer des calculs prospectifs.

V.2 Courbes de survie avec partitionnement

Définition du « partitionnement » :

Soit Ω un ensemble des tronçons. Un sous ensemble des tronçons de Ω est une **partition** de Ω si :

- aucune de ces partitions n'est **vide** ;
- l'**union** de chaque partition est égale à Ω ;
- elles sont deux à deux **disjointes**.

NB : il est à noter que le partitionnement est souvent aussi appelé « stratification ». Donc chaque partition est souvent nommée « strate ».

V.2.1 Comparaison des courbes de survie pour différents diamètres

Dans cette section nous avons partitionné l'ensemble des tronçons en 3 sous-ensembles selon le diamètre : $[\min ; 300 \text{ mm}[$, $[300 ; \max]$ et diamètre inconnu⁹ (Cf. Figure 13).

Que ce soit en effectif ou en linéaire, l'étude des courbes de survie en différenciant les tronçons par leur diamètre indique un premier résultat très intéressant. En effet, à partir de 20 ans la courbe de survie des diamètres $[300 ; \max]$ est décalée vers la droite par rapport à la courbe de survie $[\min ; 300[$ (cf. Figure 36). Ce qui signifie que les tronçons de gros diamètres ont tendance à être mis hors service plus tard que les tronçons de plus petit diamètre (cf. Tableau 7). Pour voir des courbes de survie partitionnées par d'autre diamètre cf. Annexe 11.

⁹ NB : Nous n'avons pas représenté la courbe de survie des diamètres inconnus, en raison de leur faible proportion même si c'est une partition de l'ensemble des tronçons.

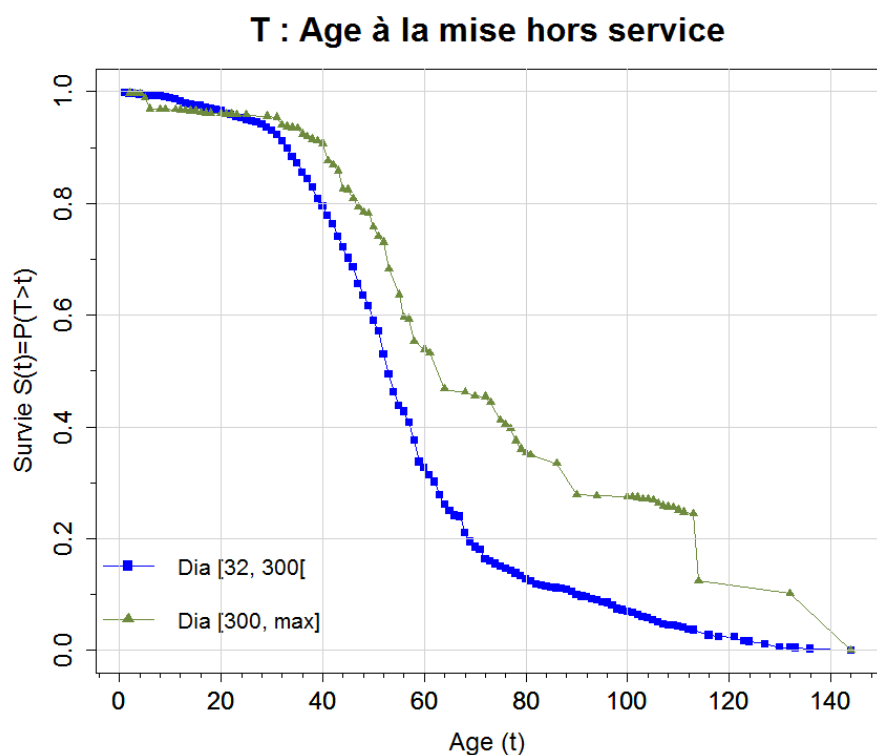


Figure 36 : Courbes de survie en linéaire (tronçons partitionnés en 2 sous-ensembles selon leurs diamètres)

$S(t) = P(T > t)$	t (Dia [32, 300])	t (Dia [300, max])
0.75	42.5 ans	50 ans
0.5	52.5 ans	62.5 ans
0.25	65 ans	110 ans

Tableau 7 : Les quartiles des courbes empiriques à eauservice Lausanne en linéaire tous le réseau d'adduction, de transport et de distribution entre [2001 ; 2012]

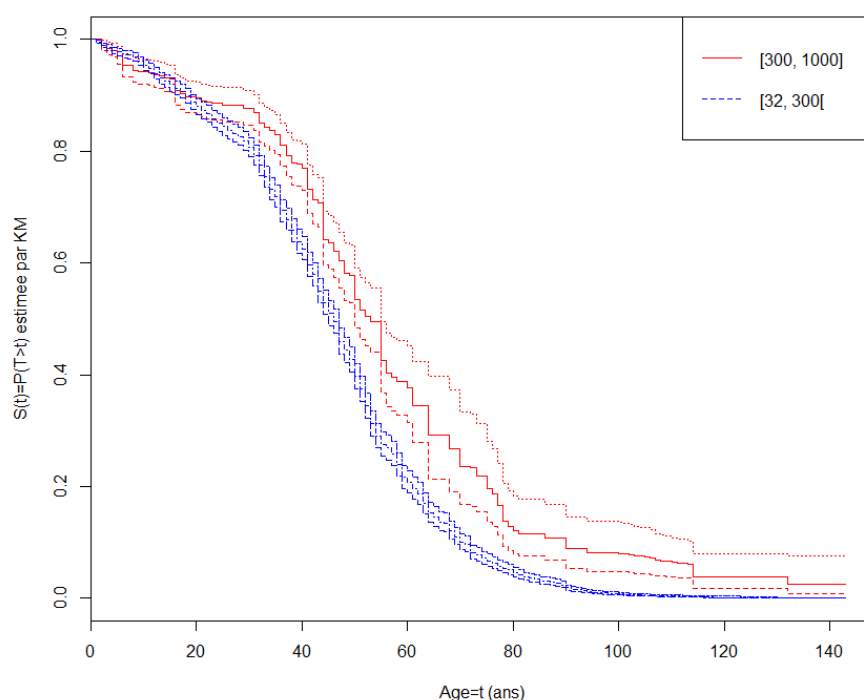


Figure 37 : Courbes de survie en effectif (tronçons partitionnés en 2 sous-ensembles selon leurs diamètres) et leurs intervalles de confiances

Les intervalles de confiance de ces deux courbes ne se chevauchent quasiment plus à partir de 30 ans, nous pouvons donc dire qu'elles sont significativement différentes à partir de 30 ans.

V.2.2 Comparaison courbes de survie pour différentes longueurs en effectif

Nous avons partitionné, ici, l'ensemble des tronçons en 2 sous-ensembles selon leur longueur : [min ; 100 m] et [100 ; max] (cf. Figure 38).

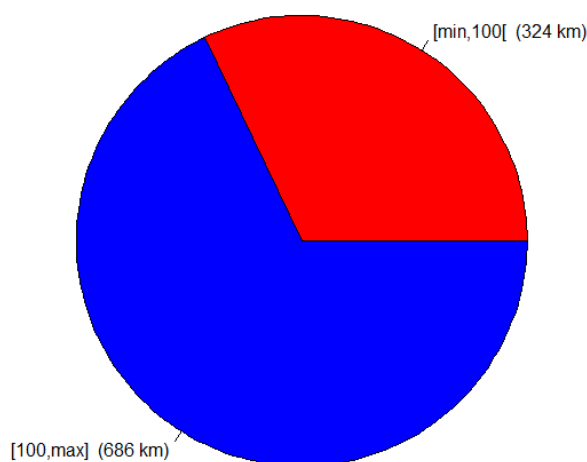


Figure 38 : 2 sous-ensembles selon la longueur des tronçons [min ; 100 m] et [100 ; max] ; somme du linéaire de tronçons en service et hors service (fin 2012) (1 010 km) d'eauservice

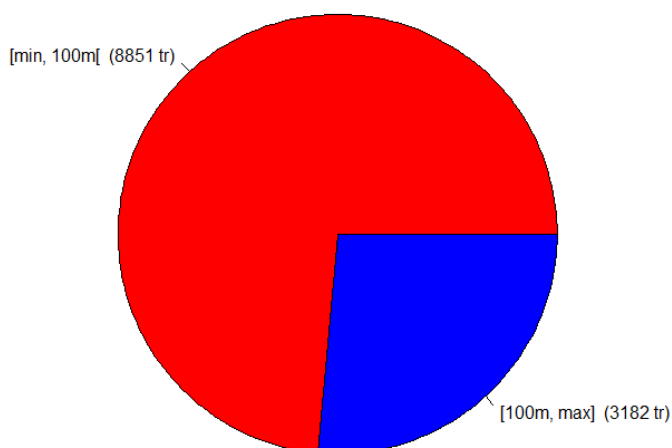


Figure 39 : 2 sous-ensembles selon la longueur des tronçons $[min ; 100 m]$ et $[100 ; max]$; nombre de tronçons en service et hors service (fin 2012) (12 033 tronçons) d'eauservice

L'étude des courbes de survie en différenciant par la longueur des tronçons, présente un deuxième résultat intéressant. En effet, il est possible de constater que les tronçons de grande taille (supérieur à 100m) sont mis hors service en général plus tard que les tronçons de plus petite taille $[min ; 100m]$. Cela peut être expliqué par le fait qu'en général, les longs tronçons sont aussi ceux qui constituent le réseau d'adduction et de transport (Cf. Annexe 12 corrélation longueur diamètre). Les intervalles de confiance de ces deux courbes ne se chevauchent pas du tout, nous ne pouvons donc en déduire qu'elles sont significativement différentes.

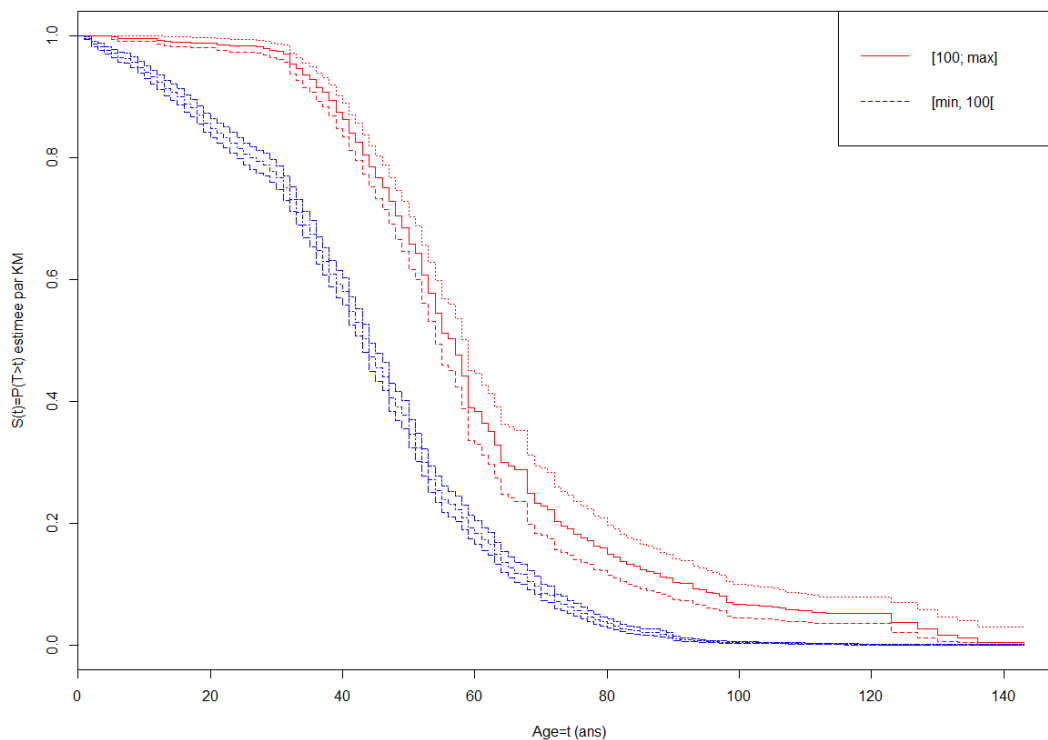


Figure 40 : Courbes de survie en effectif tronçons (tronçons partitionnés en 2 sous-ensembles : petites et grandes longueurs) et leurs intervalles de confiance à eauservice

V.2.3 Comparaison courbes de survie pour différents matériaux (en linéaire)

Dans ce paragraphe nous avons partitionné l'ensemble des tronçons en 4 sous-ensembles selon leur matériau (Cf. Figure 10) : fonte ductile, fonte grise, Acier et Autres.

Sur la Figure 41 sont représentées les courbes de survie selon les différents matériaux. Notons qu'elles sont assez différentes d'un matériau à l'autre. Par exemple ces courbes nous indiquent que les tronçons en fonte ductile ont tendance à être mis hors service plus jeune que les tronçons d'un autre type de matériau.

Il est impossible d'estimer la survie après 44 ans des tronçons en fonte ductile par la méthode de Kaplan-Meier. Effectivement, ce matériau est relativement jeune, nous n'avons pas suffisamment d'information dans le temps pour calculer leur survie après ces dates à partir de notre fenêtre d'observation (cf. Tableau 8).

Concernant les tronçons en fonte grise, nous ne connaissons pas le début de la courbe de survie entre 0 et 33 ans. Ceci s'explique par le fait que dans notre fenêtre d'observation, le plus jeune tronçon de fonte grise observé en 2001 a 33 ans. En effet, les derniers tronçons en fonte grise ont été posés aux alentours de 1970 tandis que la fenêtre d'observation des âges à la mise hors service commence en 2001. Pour obtenir la survie de Kaplan-Meier ci-dessous pour ce matériau nous avons déconditionné la survie d'origine par la valeur de la survie de la fonte ductile (cf. Annexe 9). De même, la survie de Kaplan-Meier pour les matériaux Acier et « Autre » ont été déconditionnée.

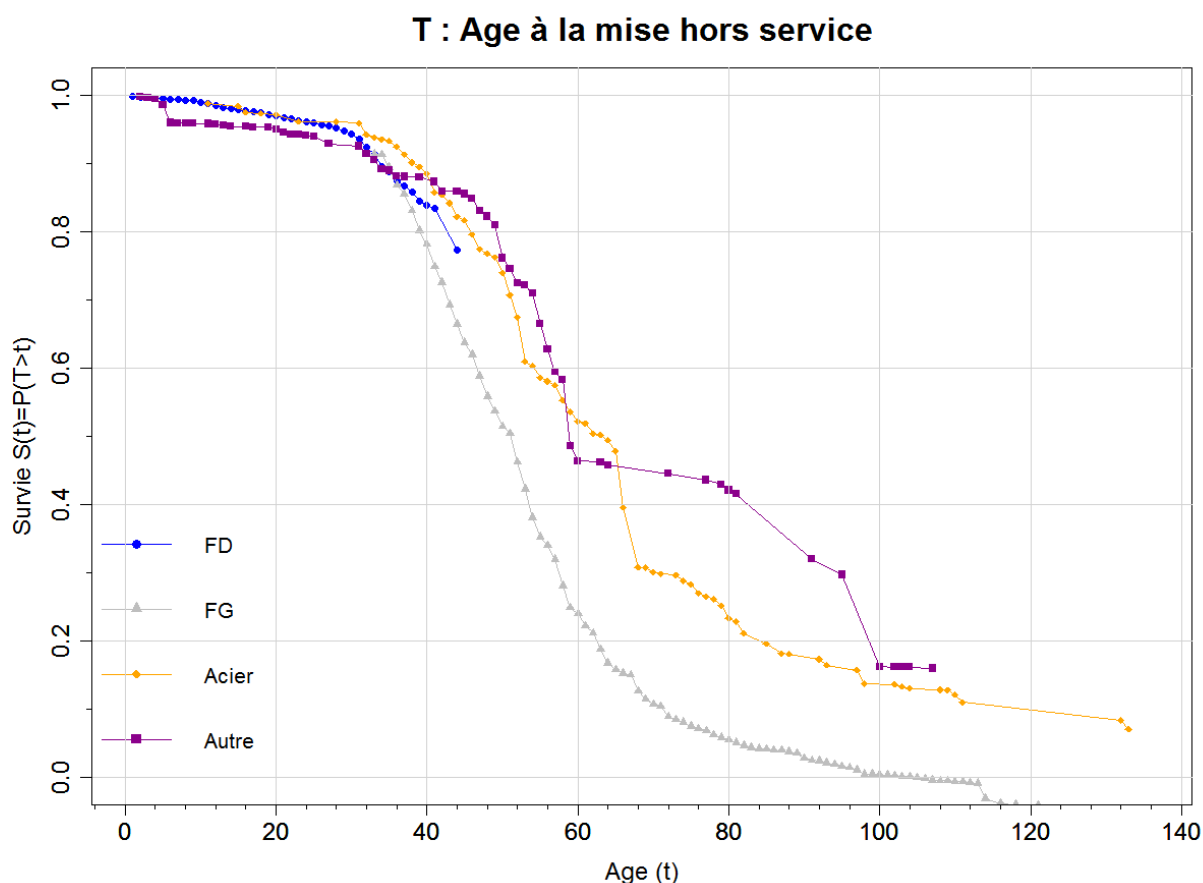


Figure 41 : Courbes de survie en linéaire pour différents matériaux en fonction de l'âge du réseau (en années)

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Matériaux	Age min observé	Age max observé
Fonte ductile	0 an	44 ans
Fonte grise	33 ans	136 ans
Acier	11 ans	133 ans
Autre	1 an	107 ans

Tableau 8 : Les âges minimaux et maximaux des tronçons observés dans la fenêtre d'observation [2001 ; 2012] par type de matériaux

V.2.4 Comparaison courbes de survie selon le nombre de défaillances

Nous avons partitionné, ici, l'ensemble des tronçons en 2 sous-ensembles selon leur nombre de défaillances moyen par an sur la fenêtre d'observation [2001, 2012] : $[0 ; 0,8$ défaillances par an] et $]0,08$ défaillances par an ; max] (cf. Figure 42).

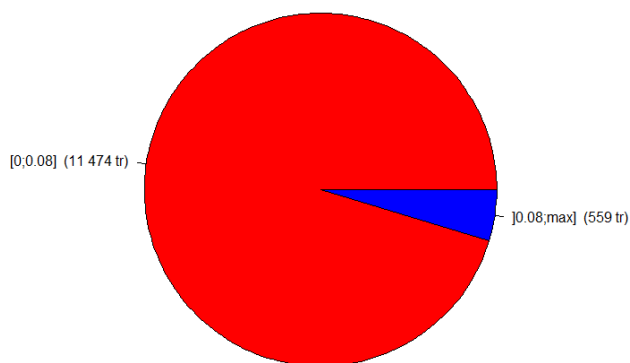


Figure 42 : 2 sous-ensembles de tronçons selon leur nombre de défaillances moyen par an entre [2001, 2012] : $[0 ; 0,08]$ et $]0,08 ; \text{max}]$; nombre de tronçons en service et hors service (fin 2012) (12 033 tronçons) d'eauservice

La Figure 43 représente les courbes de survie différencié par le nombre de défaillances. Nous constatons, de manière logique, que la courbe de survie des tronçons ayant subi plus de défaillances est décalée sur la gauche par rapport à celle des tronçons ayant subi moins de défaillance. Ceci est cohérent avec la politique de gestion patrimoniale qu'eauservice nous a expliqué en effet les tronçons ayant eu plus de défaillances sont renouvelés en priorités. Les intervalles de confiance ne se chevauchent plus à partir de 20 ans. Par conséquent les courbes de survie sont significativement différentes à partir de cet âge.

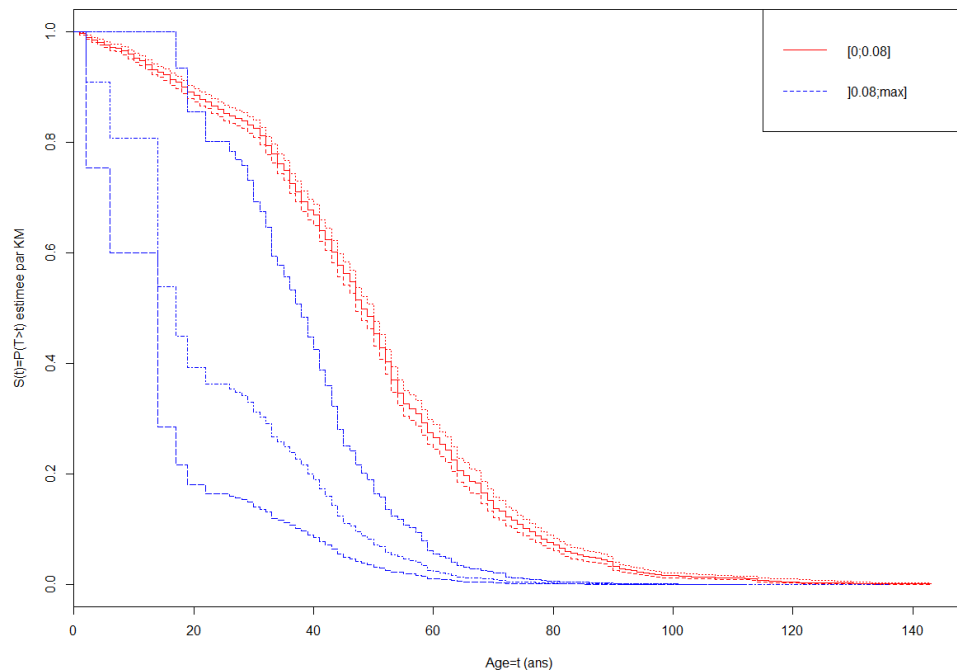


Figure 43: Courbes de survie en effectif tronçons (tronçons partitionnés en 2 sous-ensembles : avec et sans défaillance) et leurs intervalles de confiance



Les courbes de survie avec partitionnement nous ont montré que sur la fenêtre d'observation [2001,2012] :

- Les tronçons de gros diamètres ont été mis hors service plus tard que les tronçons de petit diamètre ;
- Les tronçons de grande longueur ont été mis hors service plus tard que les tronçons de plus petite taille ;
- Les tronçons en acier ont été mis hors service plus tard que les tronçons en fonte grise ;
- Les tronçons avec un nombre de défaillance moyen par an sur [2001 ;2012] inférieur ou égal à 0.08 ont été mis hors service plus tard que ceux avec nombre de défaillances supérieur à 0.08 défaillances/an .

Cependant ces variables sont corrélées entre elles. Or il serait intéressant d'observer comment toutes ces variables ont agi conjointement sur les mises hors service. C'est que permet le modèle de Cox et le modèle de Weibull avec covariables.

Nous allons maintenant présenter les résultats du modèle de Cox avec les données d'eauservice Lausanne.

V.3 Résultats des modèles de Cox

V.3.1 Cox simple sans test de modifications d'effet de variables entre elles

V.3.1.1 Modèle de Cox simple

Nous avons utilisé le modèle de Cox en choisissant d'étudier l'influence de plusieurs covariables explicatives tels que : le diamètre, la longueur, le matériau, le nombre de défaillance par an (« NDOA ») et l'âge à l'entrée dans la fenêtre d'observation (« a_i »). Le modèle s'écrit alors :

$$\lambda(t, z) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 z_3 + \beta_4 z_4 + \beta_5 z_5 + \beta_6 z_6 + \beta_7 z_7) \quad \text{Eq. 39}$$

Avec z le vecteur de 6 covariables suivantes : $\emptyset$, Lg, Matériau(FG), Matériau(FD), Matériau(Autre), NDOA.

En maximisant la vraisemblance $V(\beta)$ (cf. IV.8) nous obtenons les résultats suivant :

Covariable	$\hat{\beta}$	$\exp(\hat{\beta})$	P-value
Diamètre	-0.00094	0.999	3×10^{-6}
Longueur	-0.00647	0.994	$< 2 \times 10^{-16}$
Matériau(Acier)	0	1	Référence
Matériau(FG)	0.256	1.29	1×10^{-4}
Matériau(FD)	-0.22	0.80	0.02
Matériau(Autre)	0.071	1.074	0.48
$NDOA = NDO_i / (b_i - a_i)$	2.77	15.97	$< 2 \times 10^{-16}$

Les « P-values » sont inférieures à 5% sauf pour « Matériau (Autre) », donc les coefficients $\hat{\beta}$ sont significatifs sauf celui de « Matériau (Autre) ». Nous pouvons donc en déduire que :

- pour un millimètre de diamètre en plus, le risque relatif d'avoir été mis hors service entre [2001, 2012] (sachant que les autres covariables sont stables) a été **multiplié par 0.999**. Donc il diminue plus le diamètre est important. Ce résultat est cohérent avec les survies obtenues par la méthode de Kaplan-Meier partitionné par diamètre.
- pour un mètre de longueur en plus, le risque relatif d'avoir été mis hors service entre [2001, 2012] a été **multiplié par 0.994**. Donc il diminue plus la longueur du tronçon est grande. Ce résultat est cohérent avec les survies obtenues par la méthode de Kaplan-Meier partitionné par la Longueur.
- Concernant la variable : « NDOA », nous pouvons déduire que pour une défaillance en moyenne par an en plus entre [2001,2012], le risque relatif d'avoir été mis hors service a été **multiplié par 15.97**. Donc il augmente fortement plus le nombre de défaillances augmente, ce qui est aussi cohérent avec ce que nous avons observé précédemment.
- Les risques relatifs pour les covariables matériaux sont à comparer avec le matériau de référence, ici l'acier. Ainsi, le risque relatif d'un tronçon en fonte grise d'avoir été mis hors service entre [2001,2012] est **1.29 fois plus grand** que pour un tronçon en acier. Ce qui est là aussi en accord avec le résultat obtenu grâce aux courbes de survie en stratifiant par matériau.

V.3.1.2 Vérification de l'hypothèse de proportionnalité des risques

Pour valider le modèle de Cox il nous faut regarder si l'hypothèse de proportionnalité des risques est vérifiée tout au long de la vie du tronçon (âge). Les résultats obtenus par la méthode des résidus de Schoenfeld sont :

Covariable	χ^2	P-value
Diamètre	3.7	0.056
Longueur	60	8×10^{-15}
Materiau(Acier)	Ref	Ref
Matériau(FD)	3.6	0.058
Matériau(FG)	12	6×10^{-04}
Matériau(Autre)	9	3×10^{-03}
<i>NDOA</i>	5	0.025

Ici pour que l'hypothèse de proportionnalité des risques soit acceptée il faut que la P-value soit supérieure à 5%. Or c'est uniquement le cas que pour les covariables « diamètre » et « Matériau(FD) ». Par conséquent l'hypothèse de proportionnalité des risques n'est pas vérifiée tout au long de la vie du tronçon.



Le modèle de Cox présenté précédemment expose des résultats intéressants. Néanmoins l'hypothèse de proportionnalité des risques n'est pas respectée.

Nous allons donc présenter un modèle de Cox plus compliqué avec des tests de modifications d'effets entre variables entre elles afin que l'hypothèse de proportionnalité des risques soit le plus vérifiée possible.

V.3.2 Cox complexe avec test de modifications d'effet de variables entre elles

V.3.2.1 Modèle de Cox complexe

Dans le modèle de Cox suivant nous avons créé deux fonctions indicatrices une liée à la longueur du tronçon (I_{Long}), l'autre liée au matériau du tronçon (I_{Mat}).

Si la longueur du tronçon est entre [min, 100 m] alors la fonction indicatrice I_{Long} prend la valeur de 1. En revanche si la longueur du tronçon est entre]100m, max[alors la fonction indicatrice I_{Long} prend la valeur de 0.

Si le matériau du tronçon est la fonte grise alors la fonction indicatrice I_{Mat} prend la valeur de 1. En revanche si le matériau du tronçon n'est pas en fonte grise alors la fonction indicatrice I_{Mat} prend la valeur de 0.

Le modèle de Cox s'écrit alors :

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

$$\lambda(t, z) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 z_3 + \beta_4 z_4 + \beta_5 z_5 + \beta_6 (z_3 \times z_4))$$

Avec les 5 covariables suivantes : $z_1 = I_{\text{Long}}$, $z_2 = \emptyset$, $z_3 = I_{\text{Mat}}$, $z_4 = a_i$ et $z_5 = \text{NDOA}$.

Covariable	$\hat{\beta}$	$\exp(\hat{\beta})$	P-value
Longueur]100m,max]	0	1	Référence
Longueur [min,100m]	0.85	2.3	$< 2 \times 10^{-16}$
Diamètre	-0.0012	0.999	3×10^{-9}
Matériau(Autre)	0	1	Référence
Matériau(FG)	0.58	1.8	4×10^{-5}
a_i	0.02	1.02	6×10^{-4}
$NDOA = NDO_i / (b_i - a_i)$	2.5	12.4	$< 2 \times 10^{-16}$
Matériau x a_i	-0.0067	0.993	9×10^{-3}

Les « P-values » sont toutes inférieures à 5%, donc les coefficients $\hat{\beta}$ sont tous significatifs. Nous pouvons tout d'abord en déduire que l'âge au début de la fenêtre d'observation modifie l'effet du matériau sur l'âge à la mise hors service des tronçons. Nous pouvons ensuite en déduire que :

- Pour un millimètre de diamètre en plus, le risque relatif d'avoir été mis hors service entre [2001, 2012] (sachant que les autres covariables sont stables) a été **multiplié par 0.999**. Donc il diminue plus le diamètre est important.
- Pour une défaillance en moyenne par an en plus entre [2001,2012], le risque relatif d'avoir été mis hors service a été **multiplié par 12.4**. Donc il augmente fortement plus le nombre de défaillances augmente.
- Les tronçons entre [min ; 100 m] de longueur ont été **2.3 fois** plus mis hors service sur la période [2001 ;2012] que les tronçons entre]100 m ; max[de longueur.

Pour les tronçons en Fonte grise , $z_3 = 1$ d'où :

$$\lambda(t, z) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 + \beta_4 z_4 + \beta_5 z_5 + \beta_6 z_4)$$

$$\lambda(t, z) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_3 + (\beta_4 + \beta_6) z_4 + \beta_5 z_5)$$

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Covariable	RR=	RR=
Longueur]100,max]	Ref	1
Longueur [min,100]	$\exp(\hat{\beta}_1)$	2.3
Diamètre	$\exp(\hat{\beta}_2)$	0.999
a_i	$\exp(\hat{\beta}_4 + \hat{\beta}_6)$	1.82
<i>NDOA</i>	$\exp(\hat{\beta}_5)$	12.4

Pour les tronçons en fonte grise si l'âge au début d'observation augmente d'une année alors le risque relatif d'être mis hors service sur la fenêtre d'observation [2001 ;2012] **est multiplié par 1.82**.

Pour les tronçons d'un matériau autre que la fonte grise, $z_3 = 0$ d'où :

$$\lambda(t, z) = \lambda_0(t) \times \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \beta_4 z_4 + \beta_5 z_5)$$

Covariable	RR=	RR=
Longueur]100,max]	Ref	1
Longueur [min,100]	$\exp(\hat{\beta}_1)$	2.3
Diamètre	$\exp(\hat{\beta}_2)$	0.999
a_i	$\exp(\hat{\beta}_4)$	1.02
<i>NDOA</i>	$\exp(\hat{\beta}_5)$	12.4

Pour les tronçons d'un autre matériau que la fonte grise si l'âge au début d'observation augmente d'une année alors le risque relatif d'être mis hors service sur la fenêtre d'observation [2001 ;2012] est **multiplié par 1.02**. C'est-à-dire que l'âge au début d'observation n'a que très peu d'impact sur l'âge à la mise hors service entre [2001; 2012] pour ces tronçons.

V.3.2.2 Vérification de l'hypothèse de la proportionnalité des risques

Pour valider le modèle de Cox précédent il nous faut regarder si l'hypothèse de proportionnalité des risques est vérifiée tout au long de la vie du tronçon (âge). Les résultats obtenus par la méthode des résidus de Schoenfeld sont :

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Covariable	χ^2	P-value
Longueur]100,max]	Ref	Ref
Longueur [min,100]	17	3×10^{-5}
Diamètre	2	0.1
Matériau(Autre)	Ref	Ref
Matériau(FG)	0.5	0.5
a_i	4	0.05
NDOA	2	0.2
Matériau x a_i	0.2	0.6

Ici pour que l'hypothèse de proportionnalité des risques soit acceptée il faut que les « P-values » soient supérieures à 5%. C'est le cas pour toutes les covariables sauf pour la longueur. Par conséquent l'hypothèse de proportionnalité des risques est plutôt assez bien vérifiée avec ce modèle de Cox tout au long de la vie du tronçon.

Ce modèle complexe de Cox est donc bien plus correct que le modèle de Cox précédent plus simple.



Le modèle de Cox précédent utilise la fonction de risque instantanée de la variable aléatoire « âge à la mise hors service » comme le produit d'un risque de base inconnue et d'une autre partie connue.

Or pour obtenir une fonction de survie nous avons besoin d'une fonction entièrement connue. C'est ce que permet le modèle de Weibull avec covariables au tronçon dont nous allons exposer des résultats à l'aide des données d'eauservice Lausanne, dans la partie suivante.

V.4 Résultats modèle de Weibull avec covariables au tronçon

En utilisant le modèle de Weibull avec covariables au tronçon que nous écrivons de la façon suivante :

$$S_{\Theta}(t) = e^{-t^{\delta_1} \times e^{\beta_0} \times e^{z^T \beta}} \quad (\text{Cf. IV.7})$$

Avec z^T le vecteur transposé des 6 covariables suivantes : $\emptyset$, Lg, Matériau(FG), Matériau(FD), Matériau(Autre), NDOA.

Et β le vecteur des paramètres associés aux covariables ci-dessus.

On obtient alors les résultats suivant :

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Variable	Coefficient	Estimation	$\exp(\hat{\beta})$	Initialisation de Nelder & Mead	P-value
Age	$\widehat{\delta}_1$	1.74	Sans objet	1	$< 2 \times 10^{-16}$
Sans objet	$\widehat{\beta}_0$	-6.11	Sans objet	-4	$< 2 \times 10^{-16}$
NDOA	$\widehat{\beta}_1$	2.57	13.14	0	$< 2 \times 10^{-16}$
Diamètre	$\widehat{\beta}_2$	-0.0014	0.99	0	$< 2 \times 10^{-16}$
Longueur	$\widehat{\beta}_3$	-0.0065	0.99	0	$< 2 \times 10^{-16}$
Acier	Référence	0	1	Sans objet	Sans objet
FG	$\widehat{\beta}_4$	0.25	1.28	0	$< 2 \times 10^{-16}$
FD	$\widehat{\beta}_5$	-0.62	0.53	0	$< 2 \times 10^{-16}$
Autre	$\widehat{\beta}_6$	-0.0055	0.99	1	$< 2 \times 10^{-16}$

Toutes les P-value sont inférieures à 5%, nous avons donc un modèle de survie avec des coefficients significatifs. Nous obtenons d'ailleurs des coefficients qui se rapprochent sensiblement des coefficients calculés avec le modèle de Cox, ce qui est rassurant.

Nous calculons la survie de chaque tronçons à chaque âge issue de l'équation A. Puis nous effectuons la moyenne à chaque âge (cf. Eq. 40 & Figure 44) afin de comparer nos résultats à la courbe de survie empirique tous tronçons confondus calculée avec la méthode de Kaplan-Meier. Et qui en plus nous permet d'analyser la mise hors service des tronçons en fonction de covariables, ici l'âge, le diamètre, la longueur, les différents matériaux et le nombre de défaillances observé moyen. Pour un tronçon de diamètre moyen, de longueur moyenne et de nombre de défaillance moyenne on obtient la courbe suivante (Cf. Equation A, **Figure 45**) :

$$\frac{\sum_{i=1}^n S_{\theta}(t)}{n} = e^{-t^{\delta_1} \times e^{\beta_0} \times e^{z^T \beta}} \quad \text{Eq. 40}$$

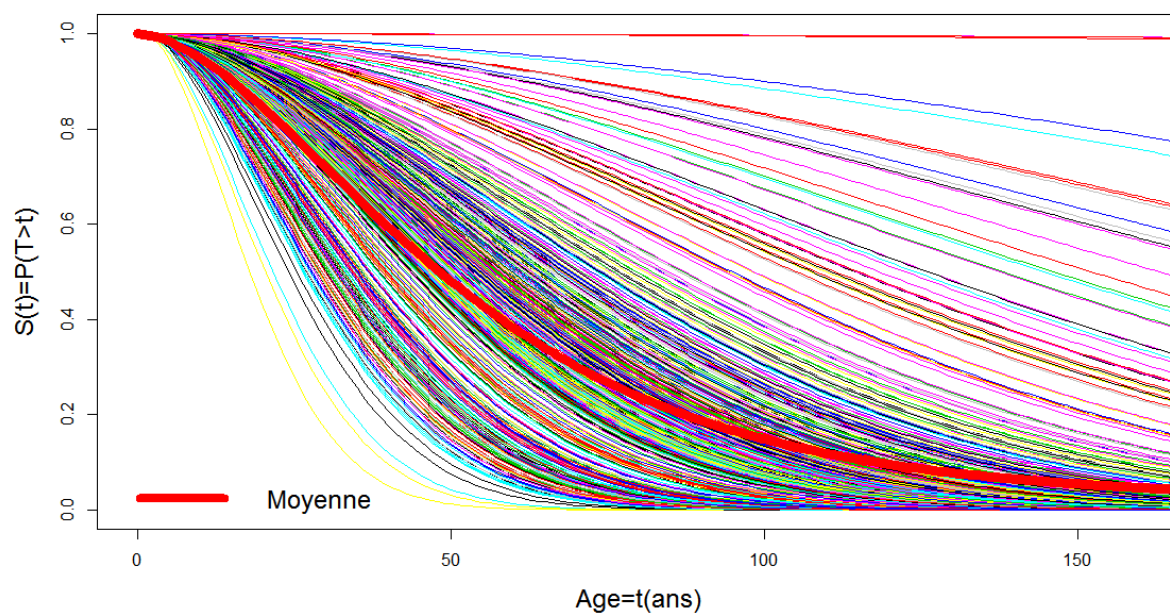


Figure 44 : Equation A pour 500 tronçons sélectionnés par tirage aléatoire sans remise et équation A moyenné sur tous les tronçons

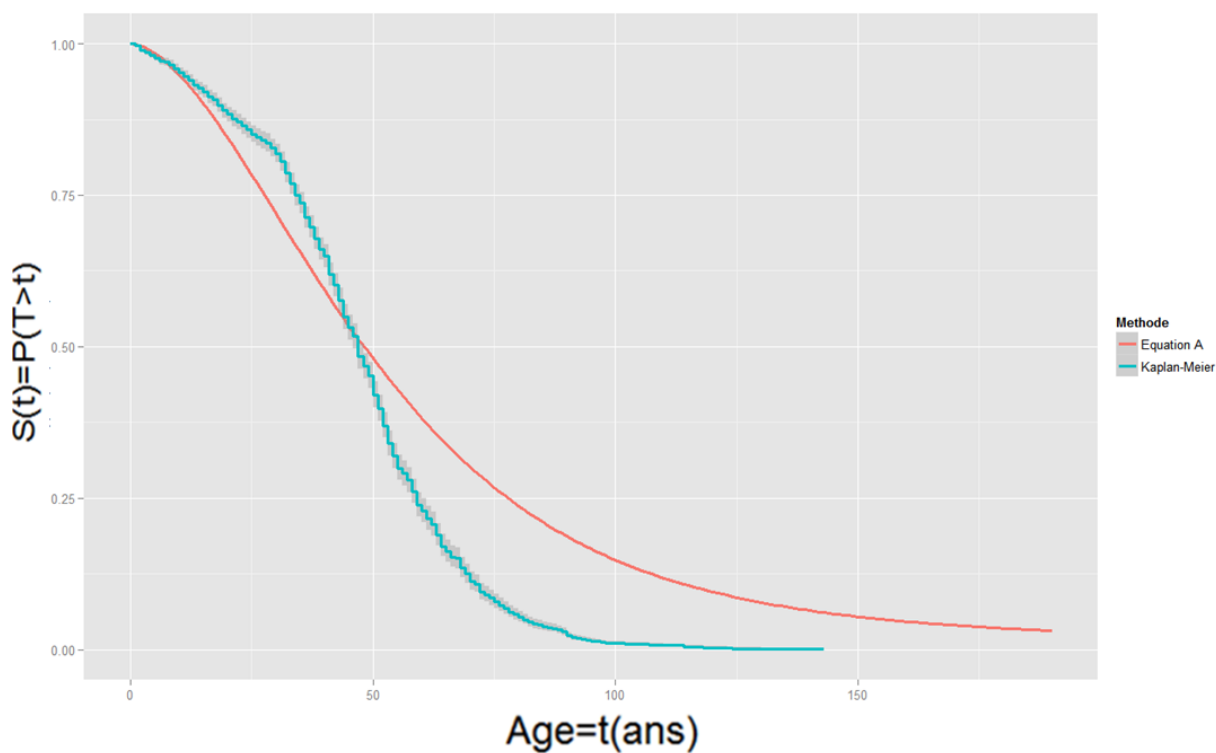


Figure 45 : Courbes de survie de Kaplan-Meier tous tronçons confondus et équation A



Dans cette cinquième partie nous présentons deux méthodes afin d'obtenir une forme analytique de la fonction de survie des tronçons (fonction de leur âge à la mise hors service). La première méthode consiste à ajuster par la méthode des moindres carrés une fonction analytique (Weibull ou Herz, etc.) à la courbe empirique obtenue par la méthode de Kaplan-Meier. La seconde méthode consiste, à l'échelle du tronçon, à écrire une fonction analytique pour la courbe de survie fonction de diverses covariables, et de déterminer les coefficients de cette fonction.

Maintenant, nous allons choisir un scénario prospectif, **deuxième** étape de notre nouveau modèle long terme (cf. Figure 24).

Puis de ce scénario prospectif nous en déduirons une à plusieurs courbes de survie, **troisième** étape de notre modèle long terme (cf. Figure 24).

Enfin à partir des fonctions de survie prospectives et des données d'eauservice, nous allons calculer des indicateurs clés prévisionnels (linéaire à renouveler, taux de renouvellement, coûts d'investissement), **quatrième** étape du modèle long terme optimeau (cf. Figure 24).

VI Scénario statu quo, calcul d'indicateurs clés à eauservice

Les courbes de survie empirique passée (fonction de l'âge à la mise hors service) (issue de la méthode Kaplan-Meier) sont représentatives :

- non seulement de l'évolution physique passée du patrimoine (augmentation du mauvais état i.e. des défaillances).
- mais aussi des décisions passées (coordination avec la voirie ou non, aversion plus ou moins grande aux conséquences des défaillances...).

Si eauservice applique à l'avenir le **scénario « statu quo »** (i.e. rien ne change ni dans les objectifs, ni dans les mécanismes impliqués, ni dans les pratiques de gestion), les **courbes de survie prospectives** sont, dans ce cas très particulier, égales aux courbes de survie passées.

Il est possible d'utiliser ces courbes de survies présentées précédemment pour calculer des indicateurs clés futurs.

VI.1 Avec une seule courbe de survie

VI.1.1 Courbe de survie prospective

La courbe de survie prospective (cf. Figure 46) du **scénario « statu quo : 1 courbe »** est obtenue à partir de la courbe de survie empirique du paragraphe V.1.2 et de la méthode d'ajustement des points inexistants à l'aide du voisinage décrit dans le paragraphe IV.5.2. Nous n'avons pas utilisé la méthode d'ajustement décrite dans le paragraphe IV.5.1 car l'ajustement n'était pas très bon (cf. annexe 15)

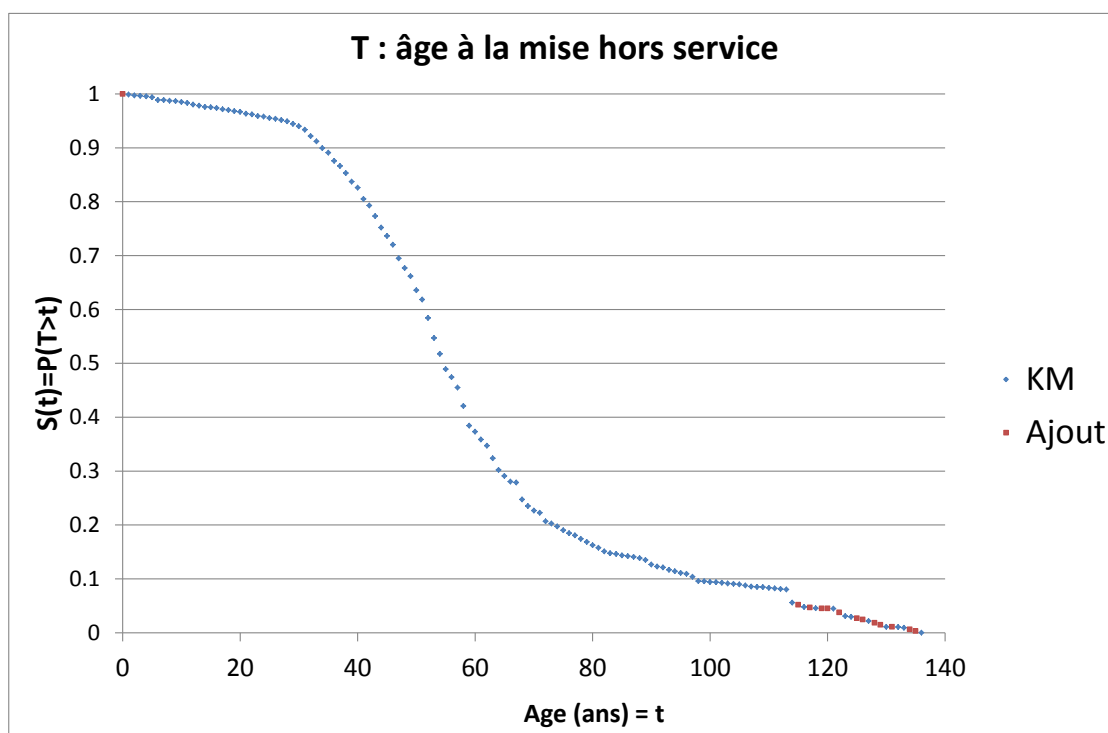


Figure 46 : Courbe de survie prospective obtenue à partir de la courbe empirique (issue de KM en bleu) avec une valeur à chaque âge (cf. ajout en rouge)

VI.1.2 Linéaires futurs à installer

Pour calculer le premier indicateur I1R nous avons besoin de la courbe de survie prospective du paragraphe précédent mais aussi du linéaire en service en 2012 par date de pose. A eauservice il y a environ 4% du linéaire du réseau dont les dates de pose sont inconnues (cf. paragraphe I.2.3). Nous avons alors ajouté de manière simpliste 4% en longueur à toutes les cohortes en service en 2012 afin de retrouver le linéaire total d'eauservice.

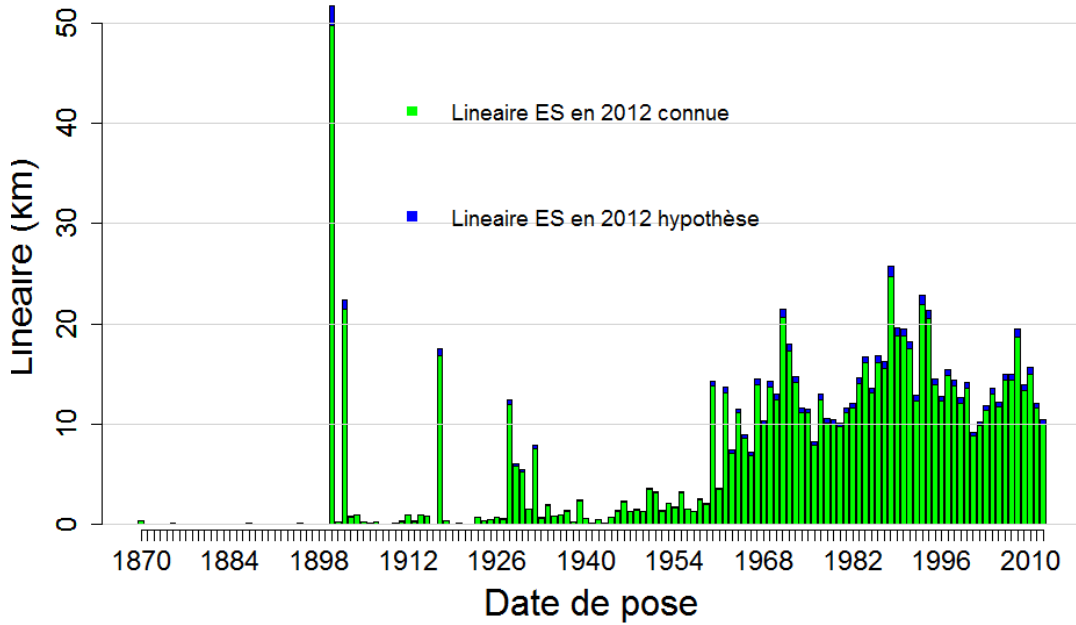


Figure 47 : Linéaire en service en 2012 à eauservice Lausanne en fonction des dates de pose. Vert : DDP connues, bleu : DDP inconnues, hypothèse 4% du linéaire des DDP connues (total 908 km)

Il est possible ensuite de reconstituer le linéaire passé et de prévoir les besoins (en linéaire) futurs. La démarche suit une procédure itérative pour reconstituer les linéaires posés dans le passé à partir des linéaires observés en 2012. Posons $C\theta$, l'ensemble des tronçons (cohorte) posés la même année (θ). Au début du processus itératif, l'année de pose (θ) varie de 1870 à 2012 (cf. Figure 6). Pour chaque année N , chaque cohorte est caractérisée par une longueur en service : $LES_{C\theta}(N)$ et un âge : $t_{C\theta}(N)$. La survie de la cohorte $C\theta$, dépend de son âge à l'année N : $S[t_{C\theta}(N)]$. L'objectif est de prédire la longueur de la nouvelle cohorte en 2013. On peut dans un premier temps calculer la longueur qu'avait à l'origine $L_{inic\theta}(2012)$ à partir de la longueur encore en service en 2012 ($LES_{C\theta}(2012)$) et de la survie attendue pour les tronçons de cet âge à la date d'observation ($S[t_{C\theta}(2012)]$). Cette étape n'est pas obligatoire.

$$L_{inic\theta}(2012) = \frac{LES_{C\theta}(2012)}{S[t_{C\theta}(2012)]} \quad \text{Eq. 41}$$

On souhaite par la suite prédire la longueur de la nouvelle cohorte en 2013. On calcule alors pour la cohorte la longueur en service en 2013 (Large 2013).

$$LES_{C\theta}(2013) = L_{inic\theta}(2012) \times S[t_{C\theta}(2013)] \quad \text{Eq. 42}$$

Nous souhaitons conserver un linéaire en service constant. A partir de cette hypothèse nous calculons la longueur des canalisations à poser en 2013.

$$LES_{C2013}(2013) = \sum_{\theta=1870}^{2012} [LES_{C\theta}(2012) - LES_{C\theta}(2013)] \quad \text{Eq. 43}$$

θ varie maintenant de 1870 à 2013. Pour établir des prévisions jusqu'à l'échéance souhaitée, il est nécessaire d'itérer cette méthode année par année (Large et al. 2014).

La Figure 48 présente les résultats si on itère cette méthode jusqu'en 2050 avec les linéaires en fonction des DDP de la Figure 47 et la courbe de survie de la Figure 46. La Figure 49 expose les résultats si on itère cette méthode jusqu'en 2120.

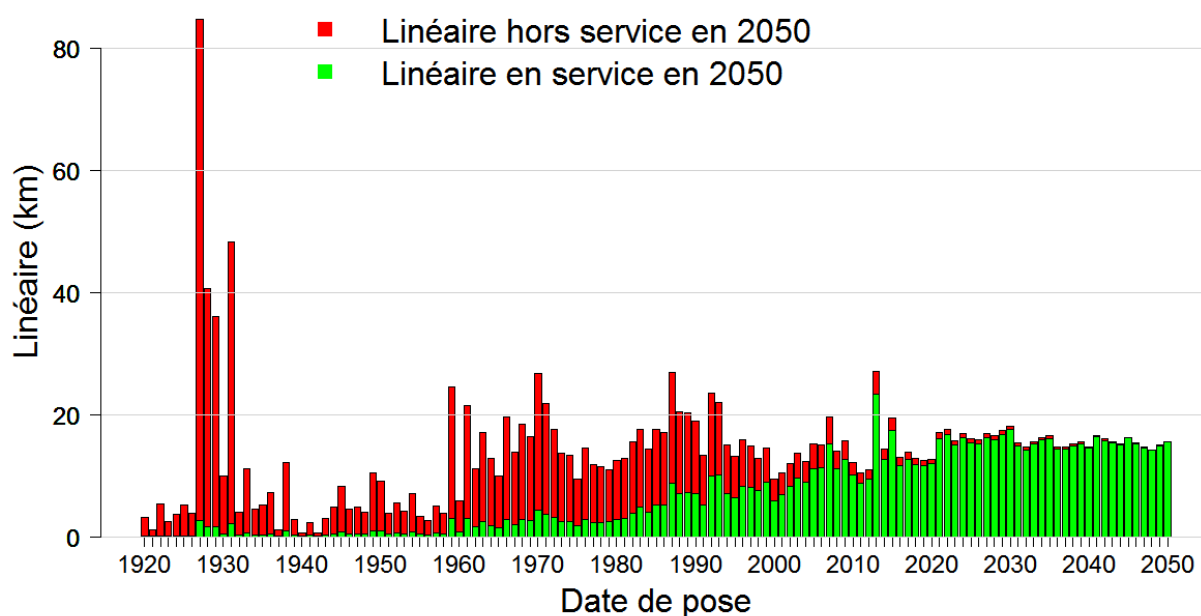
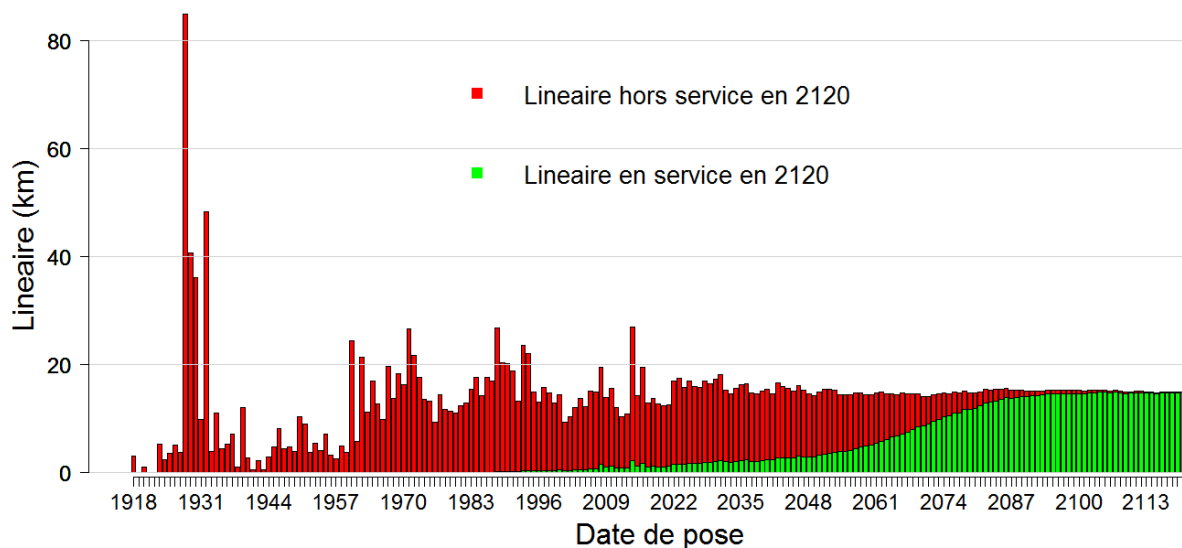


Figure 48 : Reconstitution du linéaire passé et prévision des linéaires futurs jusqu'en 2050, photographie de la situation en 2050, réseaux de transport et de distribution.



VI.1.3 Taux de renouvellement

Le second indicateur, I2R, est le taux de renouvellement annuel futur.

Le taux de renouvellement pour l'année 2013 (TR) est donné par :

$$TR(2013) = \frac{LES_{C2013}(2013)}{\sum_{\theta=1851}^{2012} LES_{C\theta}(2012)} \quad \text{Eq. 44}$$

En réalisant ce calcul chaque année nous obtenons I2.

Avec le scénario « statu quo : 1 courbe » le taux de renouvellement annuel futur d'eauservice est assez bas en 2013, assez haut en 2014 puis reste dans une fourchette étroite et stable, entre 1.4% et 1.9% ensuite (cf. Figure 50). Les résultats sont légèrement supérieurs aux taux de renouvellement appliqués par eauservice dans le passé proche, qui étaient en moyenne sur 2004-2012 de 1.4 % avec un pic en 2008 à 1.8%.

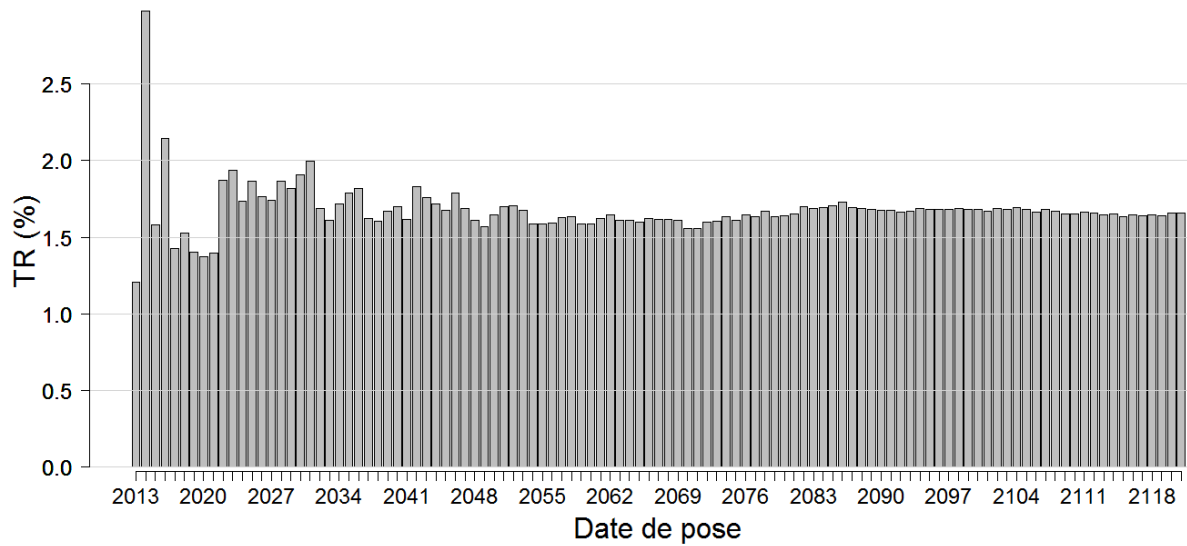


Figure 50 : Pr vision des taux de renouvellement futurs de 2013 jusqu'en 2120   eauservice avec le sc nario « statu quo : 1 courbe »

Ces r sultats sont int ressants mais il faudrait les comparer aux r sultats d'un autre sc nario prospectif pour juger de leur pertinence.

VI.1.4 Age moyen du r seau

Le troisi me indicateur, I3R, est l' ge moyen du r seau futur. L' ge moyen du r seau pour l'ann e 2013 (AGE) est donn e par :

$$AGE(2013) = \frac{\sum_{\theta=1851}^{2013} (LES_{C\theta}(2013) \times t_{C\theta}(2013))}{\sum_{\theta=1851}^{2013} LES_{C\theta}(2013)} \quad Eq. 45$$

Avec le sc nario « statu quo : 1 courbe » les  ges moyens annuel futur d'eauservice sont compris entre environ 32 et 37 ans (cf. Figure 54). Le r seau rajeunit jusqu'  l'ann e 2045 puis vieillit jusqu'  l'ann e 2080, puis finalement rajeunit jusqu'en 2120.

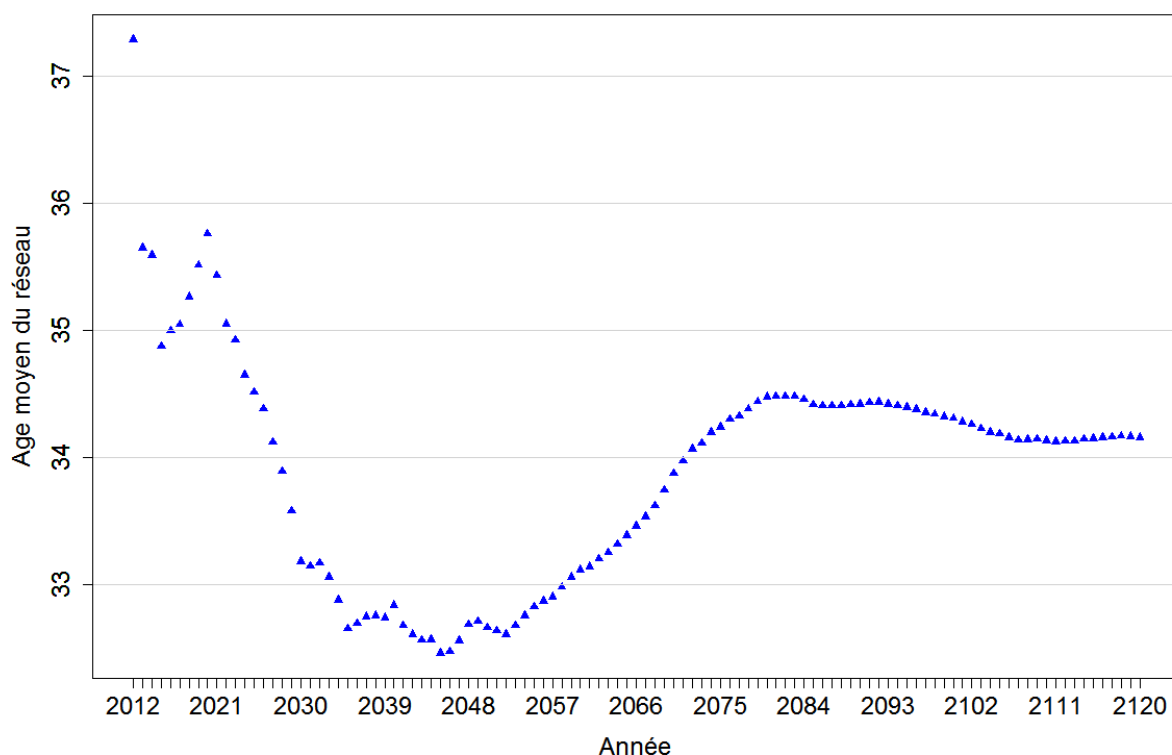


Figure 51 : Prévision des taux de renouvellement futurs de 2013 jusqu'en 2120 à eauservice avec le scénario « satu quo : 1 courbe »

VI.1.5 Coûts d'investissement

Le quatrième indicateur, I1F, est le coût d'investissement annuel futur. Ce coût peut être actualisé ou non actualisé.

L'actualisation est une méthode économique permettant en théorie de rendre commensurable les sommes perçues et dépensées à des époques différentes, tout en intégrant une estimation quantifiée des risques de toutes natures (économiques, financiers, industriels, technologiques, sociaux...) susceptibles de peser sur la « rentabilité » des investissements publics.

VI.1.5.1 Coûts d'investissement non actualisée

La médiane des diamètres des tronçons est à 150 mm et le matériau dominant est la fonte ductile. Afin de calculer des coûts d'investissement futur, nous allons considérer comme hypothèses simplificatrices que : le coût de renouvellement d'un mètre de tronçon quel que soient son diamètre, son matériau et ses conditions de pose est de 765 CHF (Francs de la Confédération Helvétique)¹⁰. Soit $L_{inic\theta}(\theta)$ en mètre et θ l'année de pose, le coût d'investissement (Coût) l'année θ en CHF peut s'écrire :

$$\text{Coût}(\theta) = L_{inic\theta}(\theta) \times 765 \quad \text{Eq. 46}$$

¹⁰ Ce coût correspond en réalité à un tronçon en fonte ductile de diamètre 150 mm posé dans des conditions normales (référence budgétaire 2012) (cf. Annexe 16).

La Figure 52 présente les coûts d'investissement prévisionnels d'eauservice si $L_{inic\theta}(\theta)$ sont ceux de la Figure 49 issue du scénario « statu quo : 1 courbe ».

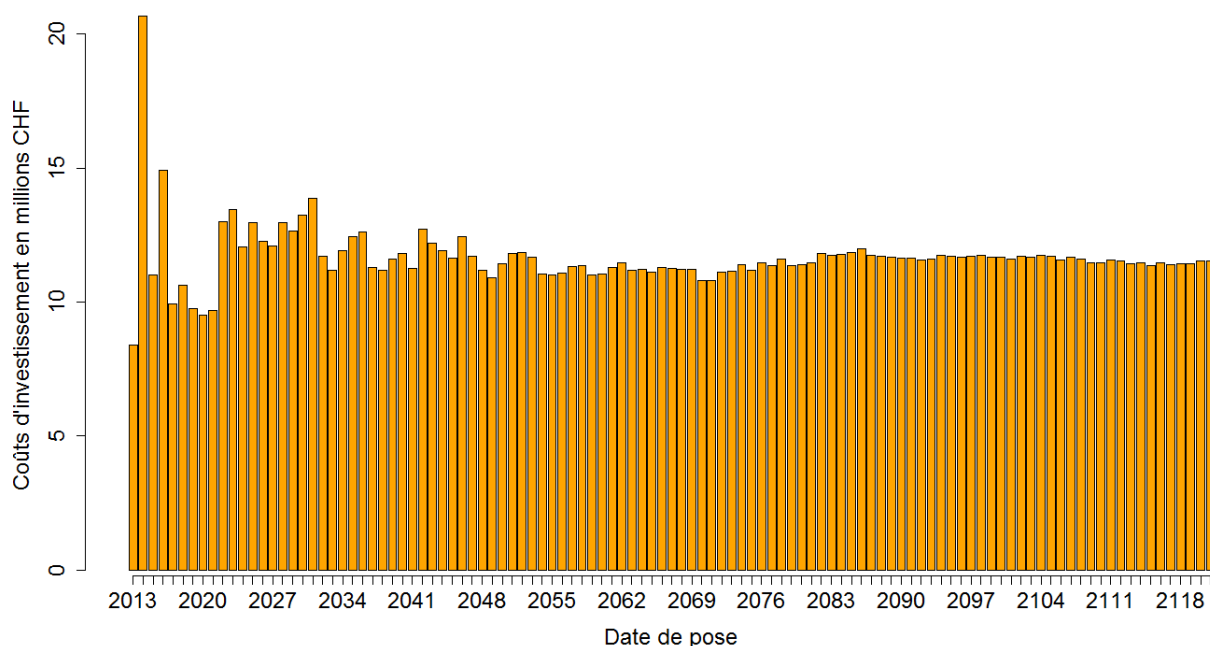


Figure 52 : Prévion des coûts d'investissement futurs de 2013 jusqu'en 2120 à eauservice avec le scénario « satu quo : 1 courbe »

VI.1.5.2 Coûts d'investissement actualisée

Dans ce paragraphe nous calculons le coût d'investissement annuel prévisionnel actualisé. Pour ces simulations budgétaires, nous faisons l'hypothèse que le renouvellement d'un mètre de canalisation coûte 765 CHF (en 2012) dont 487 CHF en génie civil, 164 CHF en appareillage et 114 CHF en main d'œuvre¹¹. Suite à l'analyse de (Hardelin & Marical 2011) sur les valeurs du taux d'actualisation (r), nous avons choisi d'effectuer deux simulations budgétaires. La première avec un taux d'actualisation nul et des évolutions des indices des prix nuls. La seconde avec un taux d'actualisation de 1% et une évolution des indices des prix identique entre [2008 ; 2012].

La formule d'actualisation des coûts est donnée par :

$$\text{Coût}_{\text{actualisé}}(2013 + k) = \frac{L_{inic\theta}(2013 + k) \times [487(1 + eIPGC)^k + 164(1 + eIPAPP)^k + 114(1 + eIPMO)^k]}{(1 + r)^k} \quad \text{Eq. 47}$$

Avec :

¹¹ Ces coûts correspondent en réalité à un tronçon en fonte ductile de diamètre 150 mm posé dans des conditions normales (référence budgétaire 2012) (cf. Annexe 16).

- r_k le taux d'actualisation, ici 1%
- k : année(s) supplémentaire(s) vers lesquelles nous souhaitons faire tendre la prévision, dans notre exemple k varie de 0 à 107 ans
- e_{IPGC} : évolution moyenne annuelle de l'indice des prix en génie civil, il est de -0.6% sur [2008 ;2012] (Cf. Annexe 14)
- e_{IPAPP} : évolution moyenne annuelle de l'indice des prix de l'appareillage, il est de -0.5% sur [2008 ;2012] (Cf. Annexe 14)
- e_{IPMO} : évolution moyenne annuelle de l'indice des prix de la main d'œuvre, il est de 0.2% sur [2008 ;2012] (Cf. Annexe 14)

Pour les conséquences budgétaires, un taux d'actualisation même faible a un très fort impact financier sur du « long terme ». Par conséquent, l'indicateur sans actualisation, nous semble ici le plus adapté. Cet indicateur indique un pic budgétaire en 2014 à 21 millions de CHF en investissement pour renouveler les canalisations du réseau principal (hors branchement) (cf. Figure 53, courbe rouge). La médiane est à 12 millions de CHF par an. Ces montants sont à comparer au budget renouvellement et amélioration d'eauservice dans ce domaine en 2013 qui s'élevaient à environ 7 millions de CHF (eauservice 2013a).

Le scénario « statu quo : 1 courbe » coûte très cher par rapport au budget disponible d'eauservice.

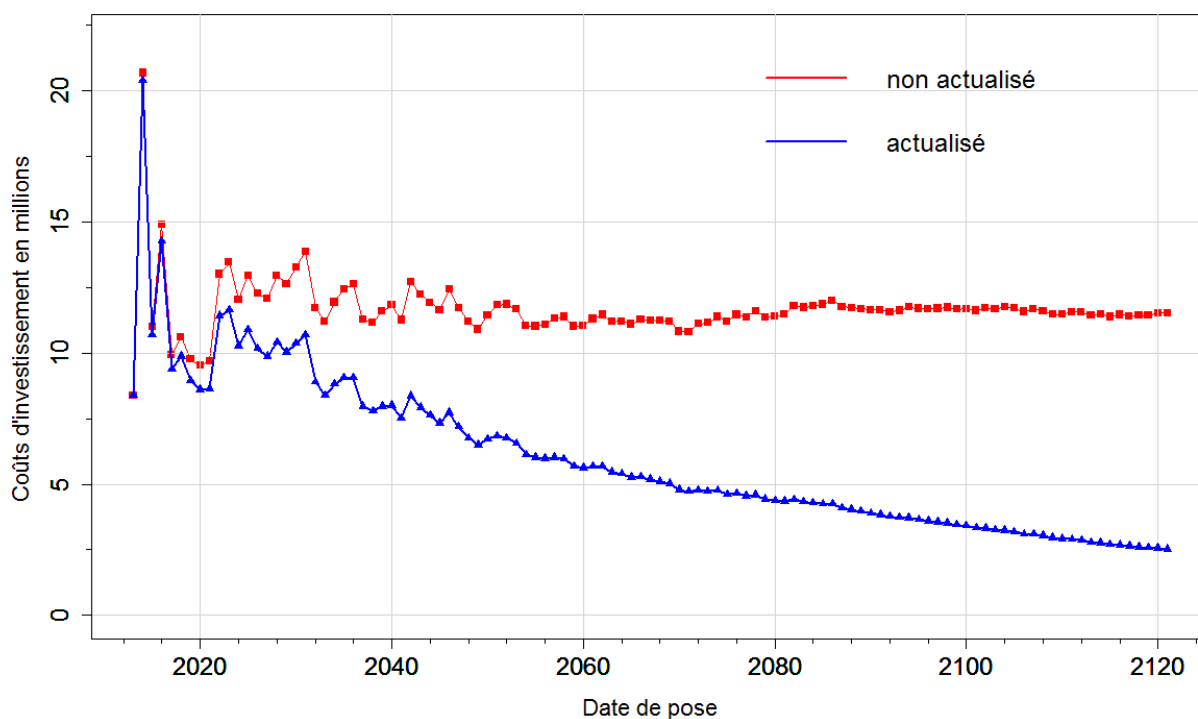


Figure 53 : Prévisions des budgets prévisionnels pour le renouvellement entre 2013 et 2120 avec actualisation et non actualisation, réseaux d'adduction, de transport et de distribution d'eauservice (en CHF) avec le scénario « statu quo : 1 courbe ».

VI.2 Avec plusieurs courbes de survie (Diamètre)

VI.2.1 Courbes de survie prospectives par diamètre

Les courbes de survie prospectives (cf. Figure 54) du scénario « **statu quo : plusieurs courbes DIA** » sont obtenues à partir :

- des courbes de survie empirique, obtenues en partitionnant le réseau en 2 strates selon le diamètre des tronçons:
 - [32 mm, 300[: 70% du linéaire en service en 2012
 - [300, 1000 mm] : 30 % du linéaire en service en 2012
- et de la méthode d'ajustement¹² des points inexistants par interpolation linéaire décrite dans le paragraphe IV.5.2.

Nous avons décidé ici de partitionner notre échantillon initial selon le diamètre. En effet, ce facteur de partitionnement nous semble très important car les courbes de survie passée pour différents diamètres sont assez distinctes (Cf. Figure 54). Or en utilisant le scénario « **statu quo : plusieurs courbes DIA** » elles continueront de l'être à l'avenir. Les besoins en renouvellements futurs seront donc également assez différents. De plus, le prix des canalisations est très variable selon le diamètre de celles-ci. L'indicateur des coûts d'investissement prévisionnel sera alors plus précis.

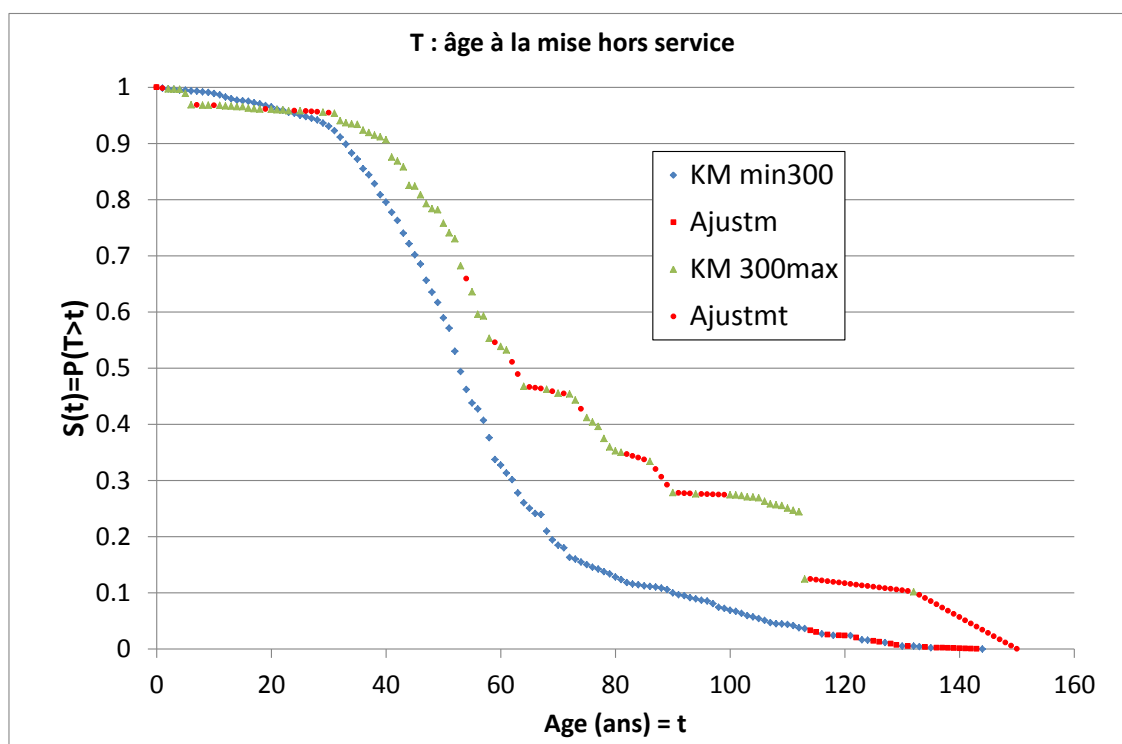


Figure 54 : Courbes de survie prospective continue par classe de diamètres (égale au KM sans trou)

¹² En effet l'ajustement par la méthode de Weibull donnait de mauvais résultats (cf. annexe 13).

VI.2.2 Linéaires futurs à installer

Pour calculer le premier indicateur I1R nous avons besoin comme données d'entrée :

- des courbes de survie prospectives de la Figure 54
- mais aussi des linéaires en service en 2012 par date de pose selon ces deux partitions des tronçons.

Dans le scénario « statu quo : plusieurs courbes DIA », chaque cohorte est scindée en deux selon leur diamètre :

- diamètre [min, 300[
- diamètre [300, max].

A eauservice il y a environ 6% du linéaire du réseau dont les dates de pose ou le diamètre sont inconnues (cf. Figure 55).

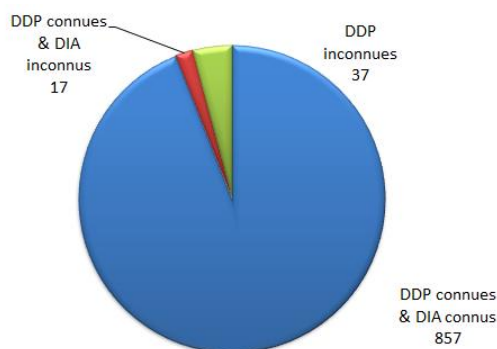


Figure 55 : Diagramme du linéaire en service au 31/12/2012 à eauservice (911 km) en fonction des dates de pose (6% ayant une date de pose ou leur diamètre inconnu)

Nous avons alors ajouté de manière simpliste 6% en longueur à toutes les cohortes scindées en deux en service en 2012 afin de retrouver le linéaire total d'eauservice (cf. Figure 56).

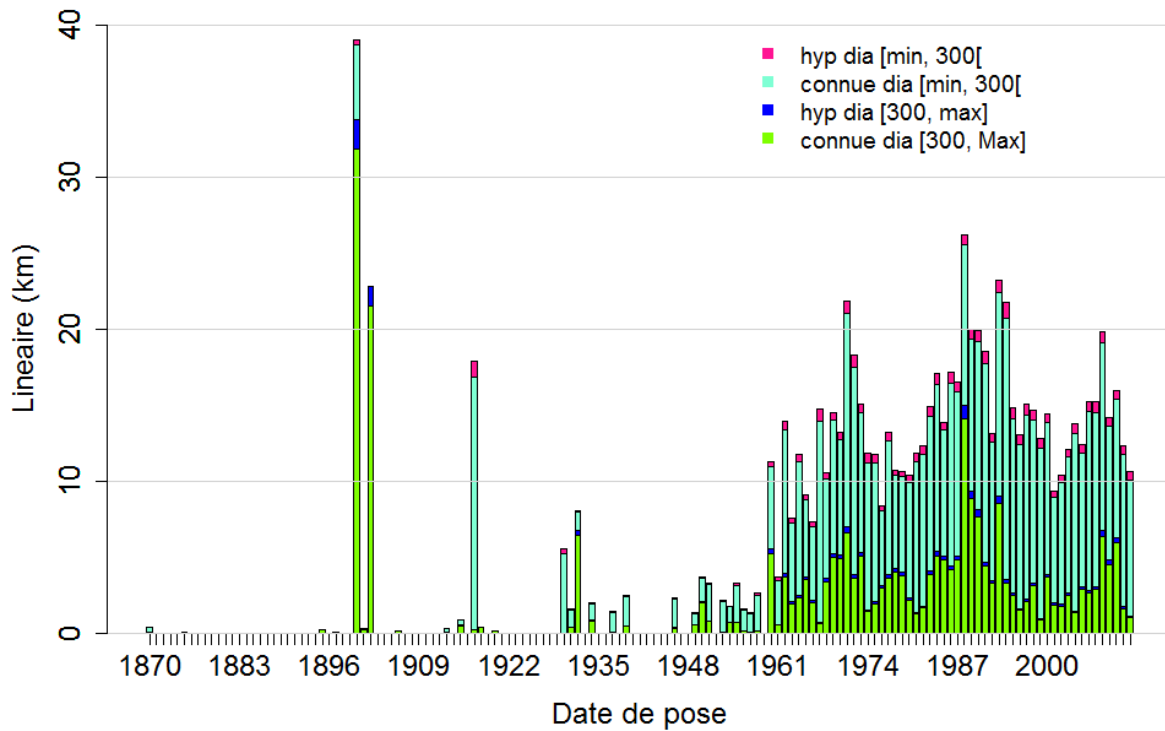


Figure 56 : Linéaire en service en 2012 à eauservice Lausanne en fonction des dates de pose, différencié selon deux classes de diamètre. Vert : DDP connues pour Dia [min, 300[, bleu : 6% du linéaire des DDP connues pour Dia [min, 300[, Cyan : DDP connues pour Dia [300, Max], Rose : 6% du linéaire des DDP connues pour Dia [300, Max]. (total 908 km)

Ainsi, le linéaire en service de la cohorte 2013 l'année N est alors la somme des linéaires en service de chacune des partitions de cette cohorte soit :

$$LES_{C2013}(N) = LES_{\substack{C2013 \\ 32 \geq \emptyset > 300}}(N) + LES_{\substack{C2013 \\ 300 \geq \emptyset \geq 1000}}(N) \quad \text{Eq. 48}$$

Il en est de même pour chaque cohorte et pour le linéaire hors service.

En utilisant la même méthode que celle décrite dans le paragraphe VI.1.2 nous obtenons la Figure 57. Elle illustre la prévision des linéaire à poser jusqu'en 2120 avec les linéaires en fonction des DDP de la Figure 56 et des courbes de survies de la Figure 54.

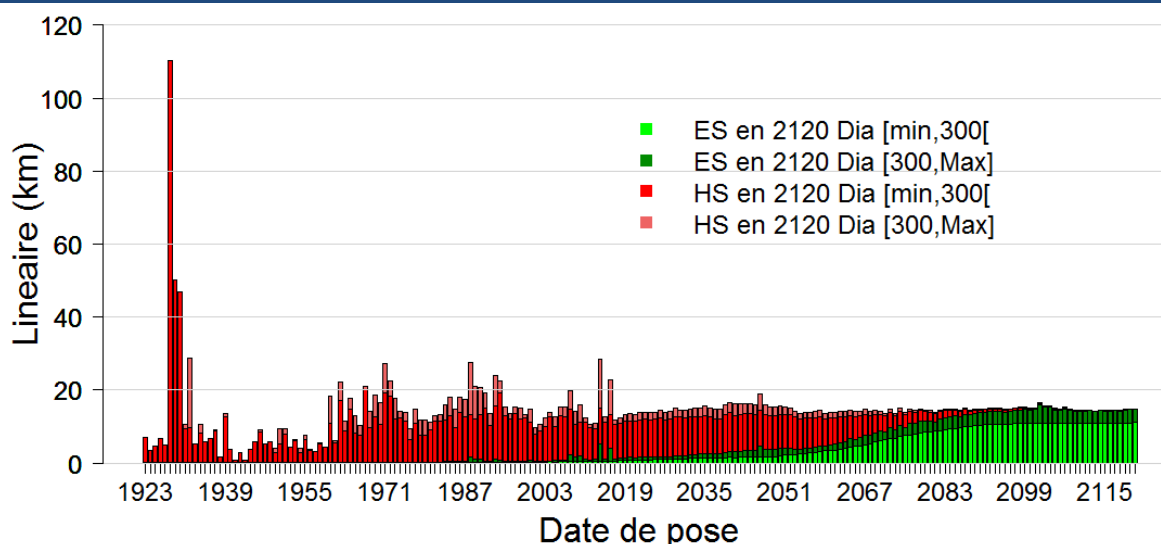


Figure 57 : Linéaire en service (ES) et hors service (HS), reconstitution du passé et prévision du futur jusqu'en 2120, photographie de la situation en 2120, tronçons partitionnés en deux strates selon le diamètre.

Nous constatons en observant la Figure 57 que certains tronçons de diamètre [300, Max] posé en 1985 sont encore en service en 2120. En revanche aucun tronçon de diamètre [min, 300[posé avant 1985 sont encore en service en 2120. Cette différence est due au fait que la courbe de survie prospective que nous avons utilisée (cf. Figure 54) pour les « gros tronçons » est décalée vers la droite de 10 à 20 ans par rapport à la courbe de survie des « petits diamètres ».

VI.2.3 Taux de renouvellement

En utilisant le scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA » et la méthode décrite dans le paragraphe VI.1.3 pour calculer les taux de renouvellement (I2) nous obtenons les résultats de la Figure 58.

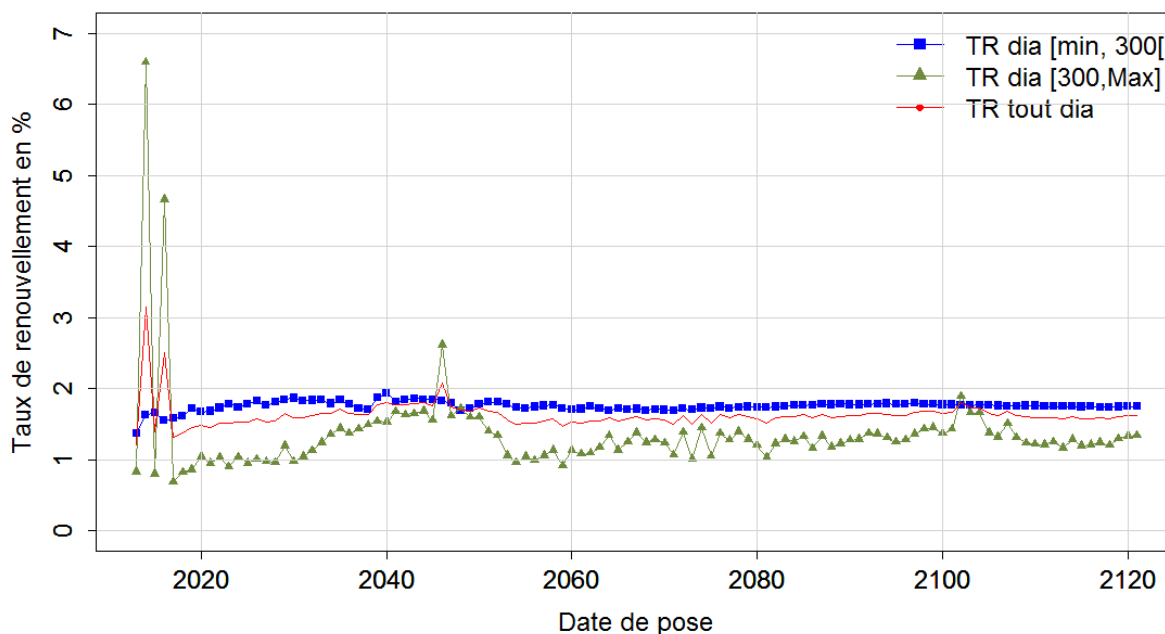


Figure 58 : Prévision des taux de renouvellement futurs de 2013 jusqu'en 2120 pour les tronçons de « gros diamètres », de « petits diamètres » et « tous diamètres », à eauservice avec le scénario « statu quo : plusieurs courbes DIA »

Avec le scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA », nous observons deux pics très élevés dans les taux de renouvellement futurs des tronçons de gros diamètre en 2014 et 2016 (respectivement 6.5 et 4.5%). Ces pics correspondent aux pics de pose des tronçons de gros diamètre en 1900 et 1902 à eauservice et encore en service en 2012. On observe très bien ces pics aussi sur la Figure 56.

Les taux de renouvellement des « petit diamètre » sont en général supérieurs au taux de renouvellement des « gros diamètre ». Ceci est cohérent avec les courbes de survie que nous avons utilisée dans notre scénario utilisée (cf. Figure 54). En effet, la courbe de survie prospective pour les « gros tronçons » est décalée vers la droite de 10 à 20 ans par rapport à la courbe de survie des « petits diamètres ».

Ce scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA » semble peu réaliste. Il faudrait donc tester un autre scénario plus réaliste.

VI.2.4 Age moyen du réseau

En utilisant le scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA » et la méthode décrite dans le paragraphe VI.1.4 pour calculer l'évolution de l'âge moyen du réseau (I3) nous obtenons les résultats de la Figure 59.

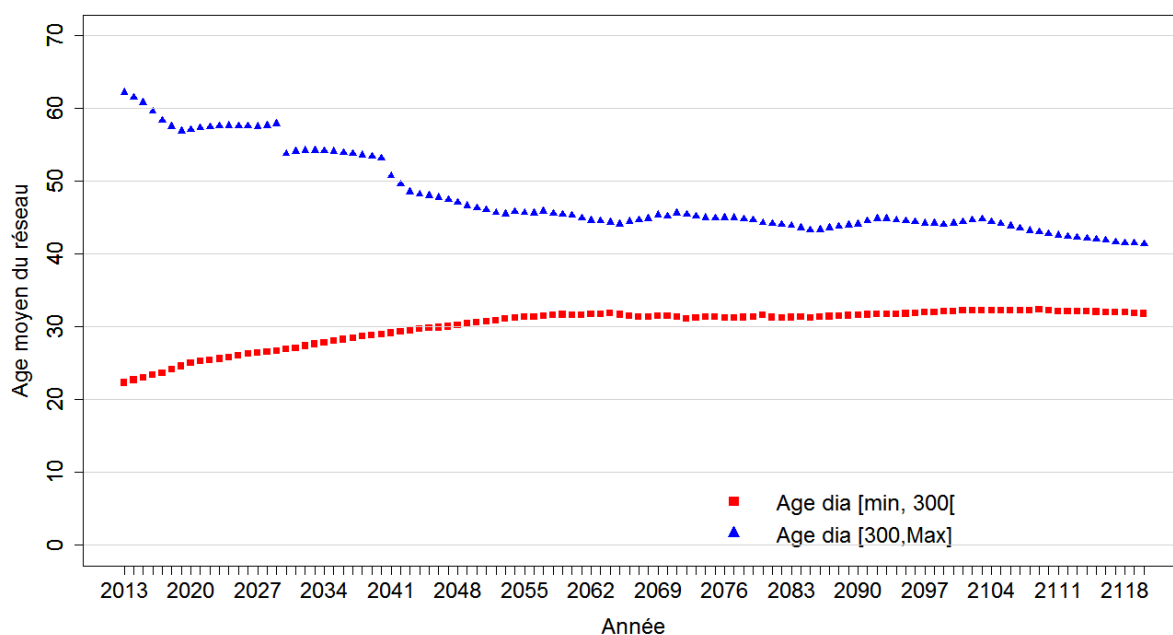


Figure 59 : Prévisions de l'évolution de l'âge moyen du réseau de 2013 jusqu'en 2120 à eauservice Lausanne, scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA », tronçons partitionnés par diamètre.

L'âge moyen du réseau à long terme pour les tronçons de petits diamètres est plus jeune que pour les tronçons de gros diamètres. Cet écart tend tout de même à diminuer au cours du temps.

VI.2.5 Coûts d'investissement non actualisé

Pour les simulations budgétaires, nous prenons comme valeur pour le renouvellement d'un mètre de canalisation, les valeurs ci-dessous : (cf. Tableau 9)

Diamètre	$\varnothing < 300 \text{ mm}$	$300 \text{ mm} \geq \varnothing$
Prix moyen pour le renouvellement d'un mètre de canalisation	765 CHF	1 903 CHF

Tableau 9 : Prix moyen pour le renouvellement d'un mètre de tronçon par classe de diamètres

Pour cette simulation budgétaire nous avons fait le choix de ne pas actualiser les coûts.

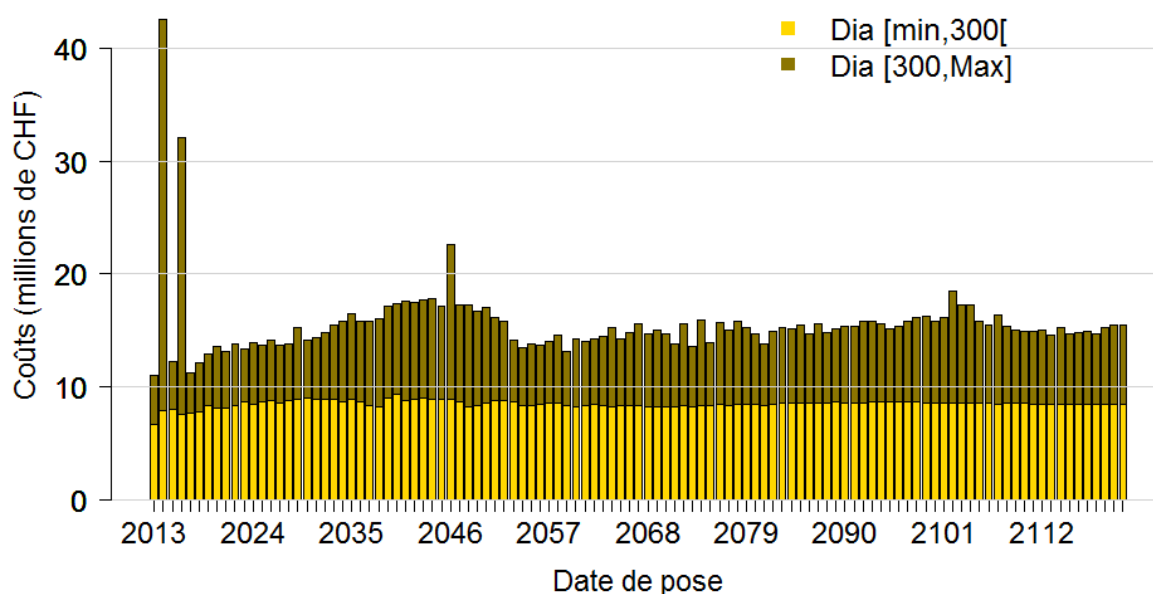


Figure 60 : Prévisions des budgets nécessaires pour le renouvellement entre 2013 et 2121, scénario « statu quo, plusieurs courbes DIA », tronçons partitionnés par diamètre.

Cet indicateur financier indique deux pics budgétaires en 2014 et en 2016 respectivement de 42 puis de 32 millions de CHF en investissement pour renouveler les canalisations du réseau d'adduction, de transport et de distribution (cf. Figure 60). La médiane est à environ 15 millions de CHF par an. Ces montants sont à comparer au budget renouvellement et amélioration d'eauservice dans ce domaine en 2013 qui s'élevaient à environ 7 millions de CHF (eauservice 2013a).

Nous pouvons en déduire que le scénario « statu quo : plusieurs courbes DIA » est complètement intenable financièrement. Il semblerait plus intéressant de simuler un autre scénario ayant des conséquences financières beaucoup plus raisonnables.

VI.3 Avec plusieurs courbes de survie (Matériau)

VI.3.1 Courbes de survie prospectives par matériau

Les courbes de survie prospectives (cf. Figure 61) du scénario « statu quo : plusieurs courbes MAT » sont obtenues à partir :

- des courbes de survie empirique de Kaplan-Meier, déduites en partitionnant le réseau en 4 strates selon le matériau des tronçons:

- Fonte ductile : 60 % du linéaire en service en 2012
 - Fonte grise : 20 % du linéaire en service en 2012
 - Acier : 10 % du linéaire en service en 2012
 - Autre : 10 % du linéaire en service en 2012
- de la méthode d'ajustement de Weibull décrite dans le paragraphe IV.5.1.1 pour la strate « Fonte ductile » et de la méthode d'ajustement par régression locale pour les trois autres strates (« Fonte grise », « Acier » et « Autre »). Cf. Annexe 17 pour plus de détail sur cette méthode d'ajustement.

Nous avons décidé ici de partitionner notre échantillon initial selon le matériau. En effet, ce facteur de partitionnement nous semble très important car les courbes de survie passée pour différents matériaux sont assez distinctes (Cf. Figure 61). Or en utilisant le scénario « statu quo : plusieurs courbes MAT » elles continueront de l'être à l'avenir. Les besoins en renouvellements futurs seront donc également assez différents. De plus, la dégradation des canalisations dépend pour beaucoup du matériau employé. L'indicateur du nombre de défaillances futures sera alors plus précis.

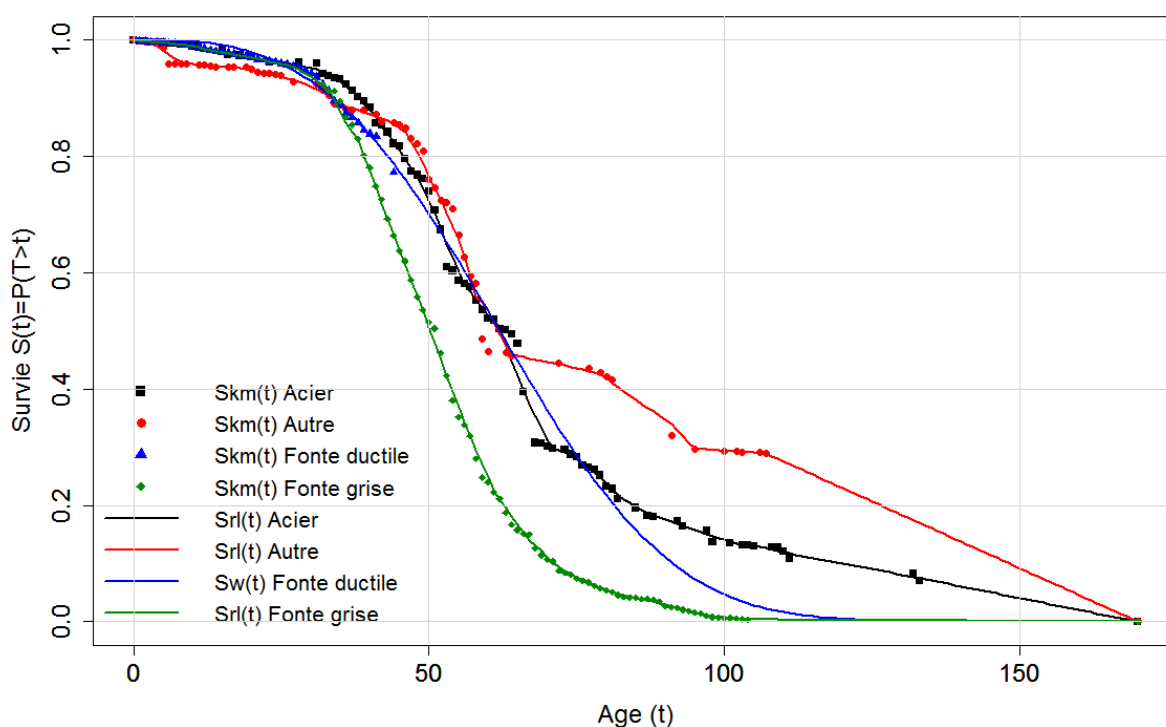


Figure 61 : Courbes de survie prospective continue par classe de matériaux

VI.3.2 Linéaires futurs à installer

Pour calculer le premier indicateur I1R nous avons besoin comme données d'entrée :

- des courbes de survie prospectives de la Figure 61
- mais aussi des linéaires en service en 2012 par date de pose selon ces quatre strates de matériau.

Dans le scénario « statu quo : plusieurs courbes MAT », chaque cohorte est scindée en quatre selon leur matériau.

A eauservice il y a environ 5% du linéaire du réseau dont les dates de pose sont inconnues (cf. Figure 62).

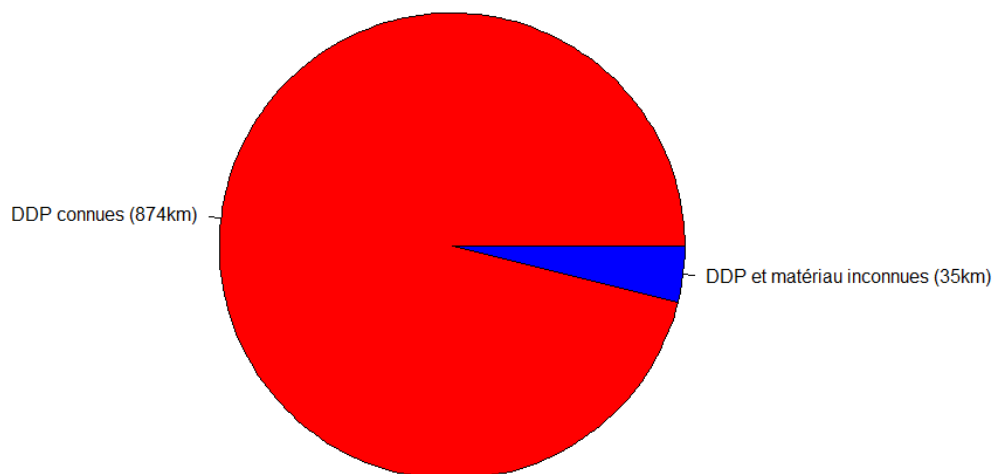


Figure 62 : Diagramme du linéaire en service au 31/12/2012 à eauservice (909 km) en fonction des dates de pose (5% ayant une date de pose inconnu)

Nous avons alors ajouté de manière simpliste 5% en longueur à toutes les cohortes scindées afin de retrouver le linéaire total d'eauservice (cf. Figure 63). Nous avons aussi réparti les pics de 1900 et 1902 sur 6 ans, car ces pics représentent très certainement un artefact de donnée. En effet il semble peu probable qu'autant de canalisation ait été posé dans un laps de temps si court.

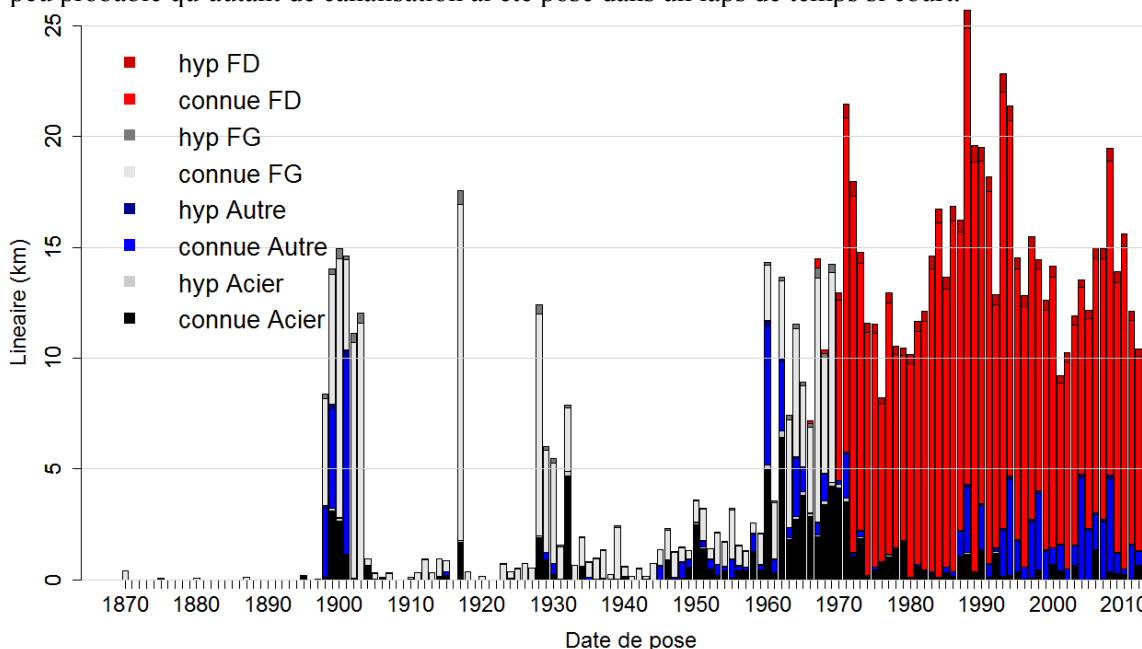


Figure 63 : Linéaire en service en 2012 à eauservice Lausanne en fonction des dates de pose, différencié selon quatre strates de matériaux. (total 909 km)

Ainsi, le linéaire en service de la cohorte 2013 l'année N est alors la somme des linéaires en service de chacune des partitions de cette cohorte soit :

$$LES_{C2013}(N) = LES_{C2013, \text{Acier}}(N) + LES_{C2013, \text{FG}}(N) + LES_{C2013, \text{FD}}(N) + LES_{C2013, \text{Autre}}(N) \quad \text{Eq. 49}$$

Il en est de même pour chaque cohorte et pour le linéaire hors service.

En utilisant la même méthode que celle décrite dans le paragraphe VI.1.2 nous obtenons la Figure 64. Elle illustre la prévision des linéaires à poser jusqu'en 2120 avec les linéaires en fonction des DDP de la Figure 63 et des courbes de survies de la Figure 61.

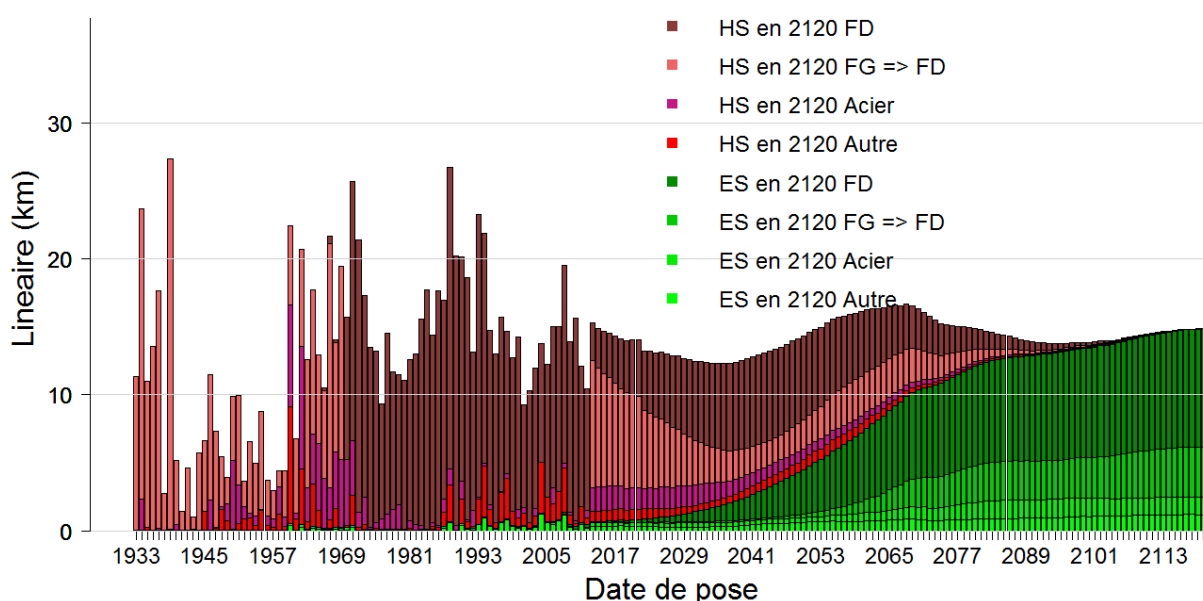


Figure 64 : Linéaire en service (ES) et hors service (HS), reconstitution du passé et prévision du futur jusqu'en 2120, photographie de la situation en 2120, tronçons partitionnés en quatre strates selon le matériau.

VI.3.3 Taux de renouvellement

En utilisant le scénario « statu quo, plusieurs courbes MAT » et la méthode décrite dans le paragraphe VI.1.3 pour calculer les taux de renouvellement (I2) nous obtenons les résultats de la Figure 65.

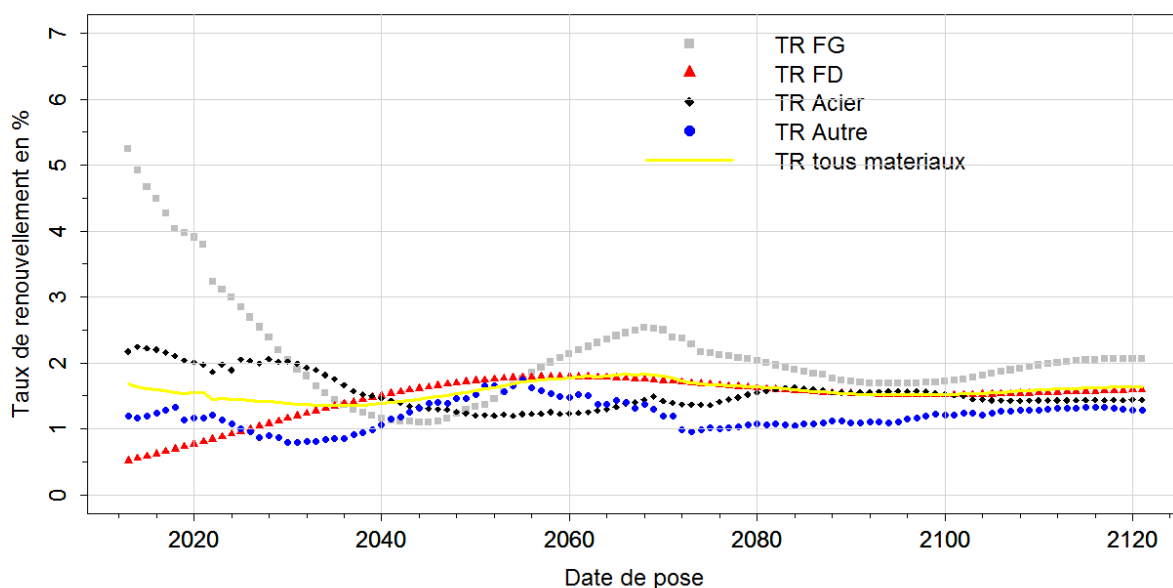


Figure 65 : Prévission des taux de renouvellement futurs de 2013 jusqu'en 2120 à eauservice avec le scénario « statu quo : plusieurs courbes MAT », tronçons partitionnés par matériaux.

VI.3.4 Age moyen du réseau

En utilisant le scénario « statu quo, plusieurs courbes MAT » et la méthode décrite dans le paragraphe VI.1.4 pour calculer l'évolution de l'âge moyen du réseau (I3) nous obtenons les résultats de la Figure 66.

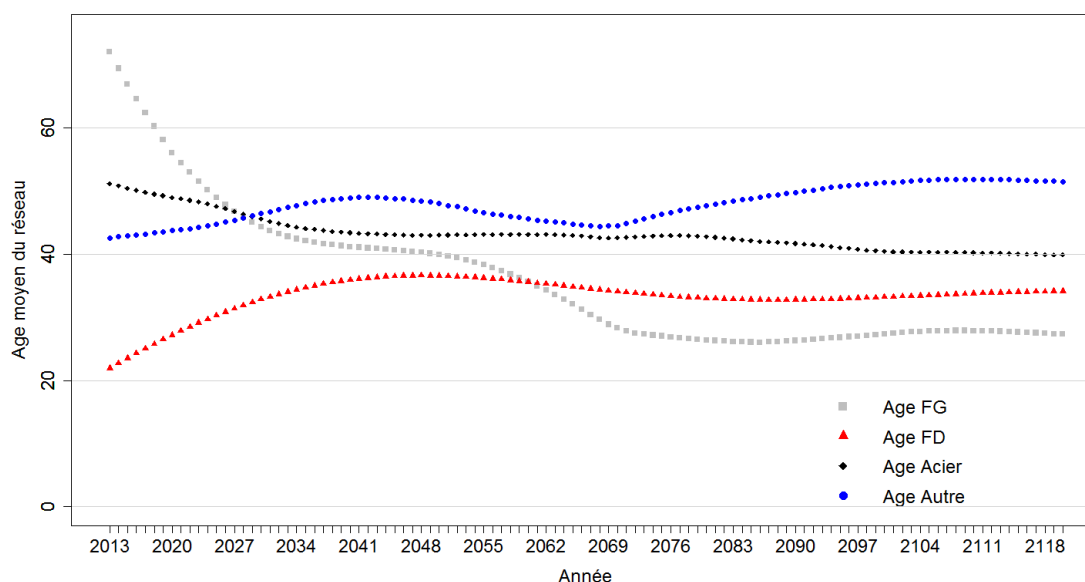


Figure 66 : Prévissions de l'évolution de l'âge moyen du réseau de 2013 jusqu'en 2120 à eauservice Lausanne, scénario « statu quo, plusieurs courbes MAT », tronçons partitionnés par matériaux.

VI.3.5 Nombre de défaillances futures

Le cinquième indicateur, I1P, est le nombre de défaillance futur sur le réseau. Pour arriver à cette estimation nous avons besoin de connaître trois choses :

- Les survies prospectives par strates de matériaux (cf. Figure 61)
- Le linéaire en service en fonction des dates de pose par strate de matériaux (cf. Figure 63)
- Et les équations de prévision des défaillances (ici obtenues grâce au logiciel « casses ») par strates de matériaux.

VI.3.5.1 Méthode sans changement de matériau

Notre but est d'obtenir un nombre de défaillance futur par tronçon. Pour cela les trois phases suivantes sont nécessaires.

Phase 1 : Futur âge probable du tronçon « lieu » au cours du temps

Dans cette phase nous travaillons sur des tronçons « lieu ». C'est-à-dire que nous faisons l'hypothèse sur du « long terme » que seul l'âge et le matériau du tronçon peuvent changer. Et donc lors du renouvellement d'un tronçon, celui-ci conserve son diamètre, sa longueur et ses autres variables (distance au réservoir, corrosivité du sol, etc.). Voir schéma de la Figure 67.

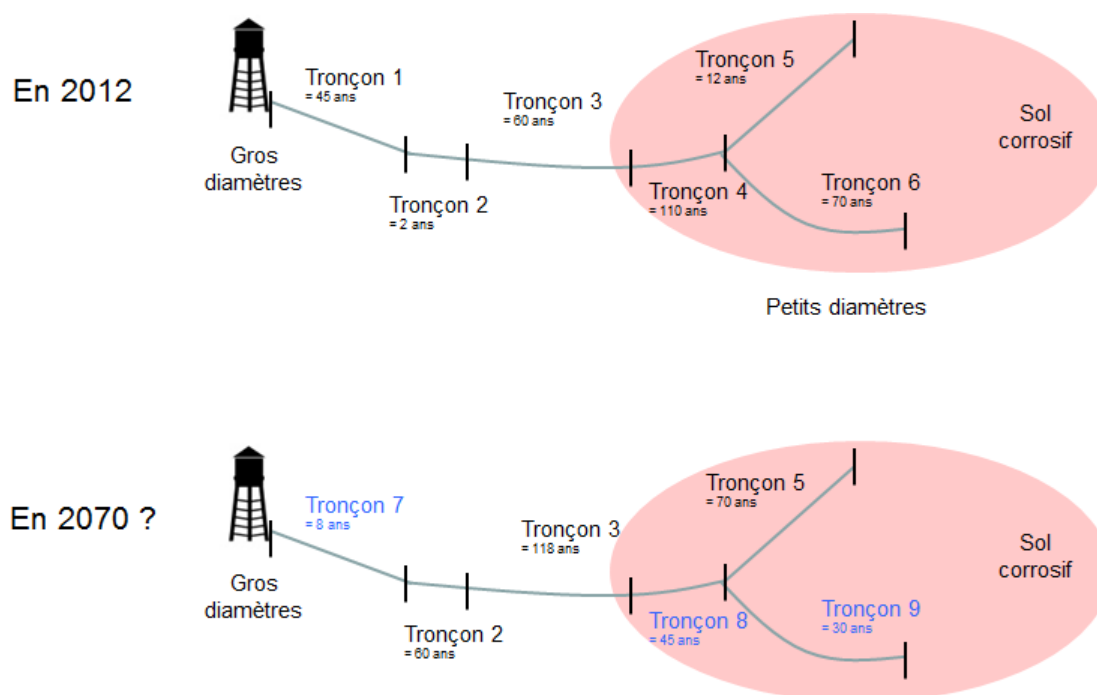


Figure 67 : Définition schématique d'un tronçon lieu. En bleu sont représentés les tronçons qui ont été renouvelés entre 2012 et 2070.

Dans un premier temps grâce à l'utilisation d'une chaîne de Markov nous estimons la probabilité qu'un tronçon « lieu » de passer d'un âge t à un âge $t+1$. On parlera de probabilité de passer de « l'état » t à « l'état » $t+1$. Pour connaître la probabilité qu'un tronçon a de passer d'un état à l'autre, nous utilisons les fonctions de survie prospectives (cf. Figure 68).

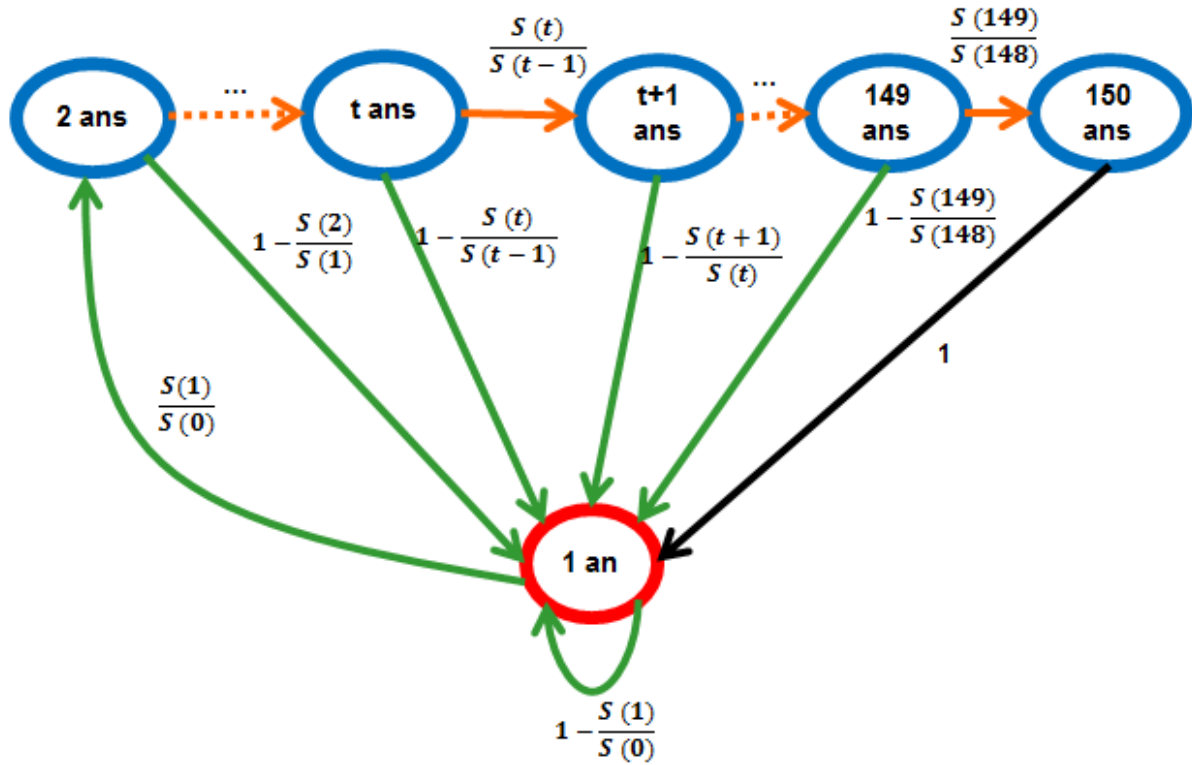


Figure 68 : Chaîne de Markov montrant la probabilité qu'un tronçon a de passer d'un âge t à un âge $t+1$, ou d'être renouvelé

Par exemple à un an, un tronçon « lieu » a une certaine probabilité d'atteindre l'âge de deux ans et un moins cette même probabilité d'être renouvelé et donc d'avoir 1 an (l'état initial). Dans ce modèle, nous supposons que l'âge maximal que peut atteindre une canalisation est de 150 ans. Il est possible de retranscrire cette chaîne de Markov sous forme de matrice, dite matrice de transition, qu'on appellera Q . La matrice de transition Q est carrée 150 x 150 dans ce cas cf. ci-dessous.

$$Q = \begin{matrix} & \begin{matrix} 1 & 2 & 3 & \dots & t+1 & \dots & 149 & 150 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ \dots \\ t \\ \dots \\ 148 \\ 149 \\ 150 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 - \frac{S(1)}{S(0)} & \frac{S(1)}{S(0)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S(2)}{S(1)} & 0 & \frac{S(2)}{S(1)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S(t)}{S(t-1)} & 0 & 0 & 0 & \frac{S(t)}{S(t-1)} & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S(148)}{S(147)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{S(148)}{S(147)} & 0 \\ 1 - \frac{S(149)}{S(148)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{S(149)}{S(148)} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad \text{Eq. 50}$$

Maintenant nous construisons pour chaque tronçon u , un vecteur $X_u(2012)$ (avec 150 colonnes), qui prend des zéros partout, sauf à l'âge b_u (= âge du tronçon en 2012) comme ci-dessous :

$$X_u(2012) = \begin{bmatrix} 1 & 2 & \dots & b_u & \dots & 149 & 150 \\ 0 & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{Eq. 51}$$

Ensuite pour obtenir pour chaque tronçon un vecteur des âges probables l'année (2012+k) nous effectuons :

$$X_u(2012 + k) = X_u(2012) \times Q^k \quad \text{Eq. 52}$$

Phase 2: Equation du processus de détérioration des tronçons dépendant de leurs âges

Dans un second temps nous avons besoin d'utiliser une équation de prévision de la détérioration des tronçons. Ici nous travaillons avec le logiciel « Casses ». Pour plus d'information sur ce logiciel nous vous invitons à lire (Renaud et al. 2012). Dans le logiciel « Casses » nous utilisons le modèle de LEYP (Linear Extended Yule Process) développé par (Le Gat 2009). Ce modèle est basé sur le processus de comptage des défaillances (cf. Figure 69).

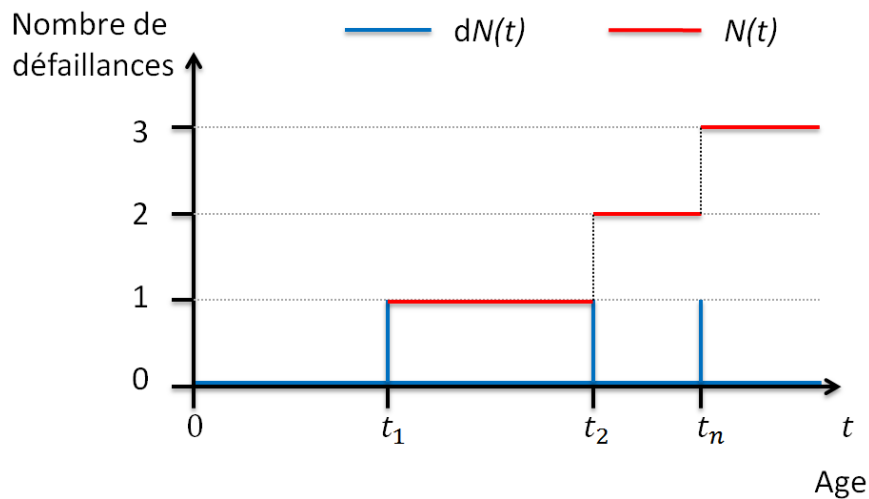


Figure 69 : Processus de comptage du nombre des défaillances $N(t)$

Avec :

- t = âge du tronçon
- $N(t)$ = fonction en escalier (à valeurs entières) de comptage des défaillances
- $dN(t)$ = dirac fonction de $N(t)$, i.e. $dN(t) = 1$ si $N(t)$ connaît un saut à t , $dN(t) = 0$ sinon

L'équation ci-dessous présente l'intensité de défaillances du modèle de LEYP.

$$\lambda_{u,\theta}(t) = (1 + \alpha j_u) \delta t_u^{(\delta-1)} e^{\beta_0} e^{\sum_{r=1}^R \beta_r \times Z_{r,u}} \quad \text{Eq. 53}$$

Avec :

- u = numéro du tronçon
- t = âge du tronçon

- j = nombre cumulé de défaillances jusqu'au 31/12/2012
- Z = covariable (hors t et j)
- R nombre de covariables (hors t et j)
- $\alpha, \delta, \beta_0, \dots, \beta_R$ paramètres à estimer avec le model de LEYP.
- $\theta = (\alpha, \delta, \beta_0, \dots, \beta_R) =$ vecteur de paramètres
- $\lambda_{u,\theta}(t) =$ intensité de défaillances, nombre de défaillance par unité de temps, à l'âge t pour le tronçon u .

Posons :

$$e^{Z^T \beta} = e^{\beta_0} e^{\sum_{r=1}^R \beta_r \times Z_{r,u}} \quad \text{Eq. 54}$$

L'espérance marginale du nombre de défaillances par unité de temps s'écrit alors :

$$\frac{dE[N_{u,\theta}(t)]}{dt} = \delta t_u^{(\delta-1)} e^{Z^T \beta} e^{\alpha t_u^\delta} e^{Z^T \beta} \quad \text{Eq. 55}$$

Pour chaque tronçons, nous stockons ensuite le résultat de l'espérance marginale dans le vecteur V_u de 150 colonnes :

$$V_u = \left[\frac{dE[N_{u,\theta}(t)]}{dt} \right]_{1 \leq t \leq 150} \quad \text{Eq. 56}$$

Phase 3 : Croisement des futurs âges probables et des équations de détérioration

Pour obtenir le nombre de défaillance d'un tronçon « lieu » à long terme, on croise ces deux modèles en multipliant la probabilité de passer d'un âge t à un âge $t+1$ par le nombre de défaillance à cet âge $t+1$:

$$\Psi_u(2012 + k) = X_u(2012 + k) \times V_u' \quad \text{Eq. 57}$$

Avec :

- V_u' = transposé du vecteur V_u
- $\Psi_u(2012 + k)$ = espérance du nombre de défaillance pour un tronçon « lieu » u l'année (2012+k) par unité de temps.

VI.3.5.2 Méthode avec changement de matériau

Dans cette partie nous prenons en compte le fait qu'un matériau ne soit plus posé dans le futur, comme c'est le cas pour la fonte grise. Une canalisation de ce matériau ne peut donc pas être renouvelée par une autre en fonte grise. Nous supposons dans l'exemple ci-dessous qu'il sera renouvelé en fonte ductile (matériau actuellement posé à Lausanne).

Dans ce cas alors, nous obtenons la chaîne de Markov ci-dessous. Les probabilités pour passer d'un état à l'autre sont calculées avec la fonction de survie de la fonte grise et celle de la fonte ductile de la manière suivante :

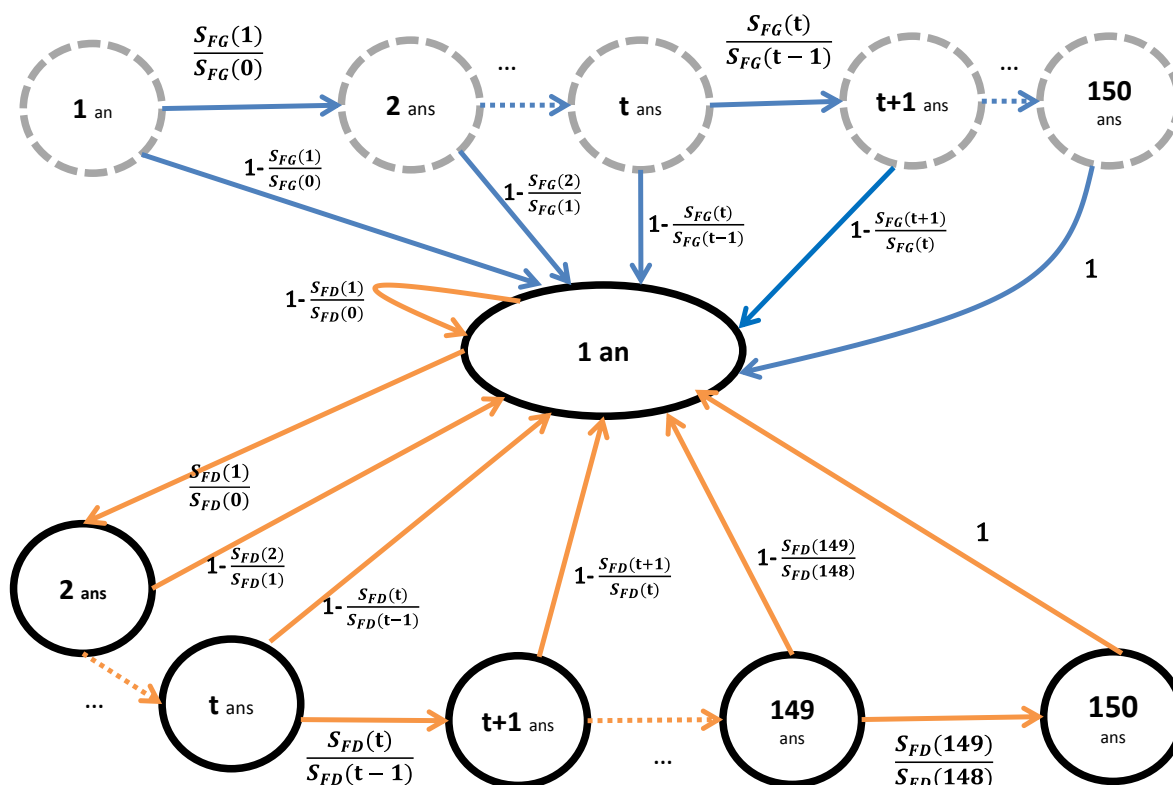


Figure 70 : Chaîne de Markov avec changement de matériau montrant la probabilité qu'un tronçon en FG (rond gris) a de passer d'un âge t à un âge $t+1$, ou d'être renouvelé en FD (rond noir)

Sur la Figure 70, un tronçon en fonte grise a une certaine probabilité (calculée grâce à la survie du matériau : fonte grise) de vieillir en fonte grise, et un moins cette même probabilité d'être renouvelé en fonte ductile. S'il est renouvelé en fonte ductile, il a une certaine probabilité (probabilité calculée grâce à la survie du matériau : fonte ductile) de vieillir et un moins cette même probabilité d'être renouvelé dans ce même matériau. La matrice de transition Q associée à ce graphique est carré 300×300 . Les valeurs dans les cellules de la matrice dépendent de la fonction de survie de la fonte grise (S_{FG}) mais aussi de la fonction de survie de la fonte ductile (S_{FD}) cf. ci-dessous :

$$\begin{array}{c}
 \text{Fonte grise} \qquad \qquad \qquad \text{Fonte ductile} \\
 \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t \\ \dots \\ 150 \end{array} \right] \left[\begin{array}{cccccc} 1 & 2 & \dots & t+1 & \dots & 150 \\ 0 & \frac{S_{FG}(1)}{S_{FG}(0)} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{S_{FG}(t)}{S_{FG}(t-1)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t+1 \\ \dots \\ 150 \end{array} \right] \\
 \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t \\ \dots \\ 149 \\ 150 \end{array} \right] \left[\begin{array}{cccccc} 1 & 2 & \dots & t+1 & \dots & 150 \\ 1 - \frac{S_{FG}(1)}{S_{FG}(0)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S_{FG}(t)}{S_{FG}(t-1)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t+1 \\ \dots \\ 150 \end{array} \right] \\
 \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t \\ \dots \\ 149 \\ 150 \end{array} \right] \left[\begin{array}{cccccc} 1 & 2 & \dots & t+1 & \dots & 150 \\ 1 - \frac{S_{FD}(1)}{S_{FD}(0)} & \frac{S_{FD}(1)}{S_{FD}(0)} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 1 - \frac{S_{FD}(t)}{S_{FD}(t-1)} & 0 & 0 & \frac{S_{FD}(t)}{S_{FD}(t-1)} & 0 & 0 \\ \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 - \frac{S_{FD}(149)}{S_{FD}(148)} & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{S_{FD}(149)}{S_{FD}(148)} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} 1 \\ \dots \\ t+1 \\ \dots \\ 150 \end{array} \right]
 \end{array} \quad \text{Eq. 58}$$

Ainsi, avec la même méthode que celle décrite dans la partie VI.3.5.1 et en utilisant les vecteurs lignes X_u et V_u de 300 colonnes construits de la façon suivant :

$$\begin{array}{c}
 \text{Fonte grise} \qquad \qquad \qquad \text{Fonte ductile} \\
 \begin{array}{c} t \\ X_u(2012) = \end{array} \left[\begin{array}{cccccc} 1 & 2 & \dots & b_u & \dots & 149 & 150 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \left[\begin{array}{ccc} 1 & \dots & 150 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \quad \text{Eq. 59}
 \end{array}$$

$$\begin{array}{c}
 \text{Fonte grise} \qquad \text{Fonte ductile} \\
 V_u = \left[\frac{dE[N_{u,\theta}(t)]}{dt}, \frac{dE[N_{u,\theta}(t)]}{dt} \right] \quad \text{Eq. 60}
 \end{array}$$

on peut calculer le nombre de défaillance futur avec un changement de matériau.

VI.3.5.3 Résultats

Nous avons utilisé le modèle sans changement de matériau pour les strates fonte ductile, acier et autre et le modèle avec changement de matériau pour la strate fonte grise. En entré de ces modèles nous avons introduit les différentes courbes de survie prospective (cf. Figure 61) et les différentes

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

équations de prévision de la dégradation associé à chaque strate de matériau (cf. Tableau 10 et Tableau 11).

Covariable	Nombre de défaillances cumulées jusqu'au 31/12/2012 (j)	Age (t)	Longueur (Z_1)	Diamètre (Z_2)
Unité	Sans unité	Siècle	m	mm

Tableau 10 : Covariables (et leurs unités) utilisées dans nos modèles de LEYP

Paramètres Matériaux	α	δ	β_0	β_1	β_2
Fonte ductile	2.6	2.9	0.24	0.4	-0.003
Fonte grise	1.3	1	-0.06	0.5	-0.007
Acier	4.1	1	-1.2	0.28	-0.002
Autre	4.5	1.5	-1.65	0.2	0

Tableau 11 : Valeur des paramètres de nos modèle LEYP pour chaque strate dépendant du matériau

Puis en sommant le nombre de défaillances sur tous les tronçons à chaque âge k on obtient les résultats de la Figure 71.

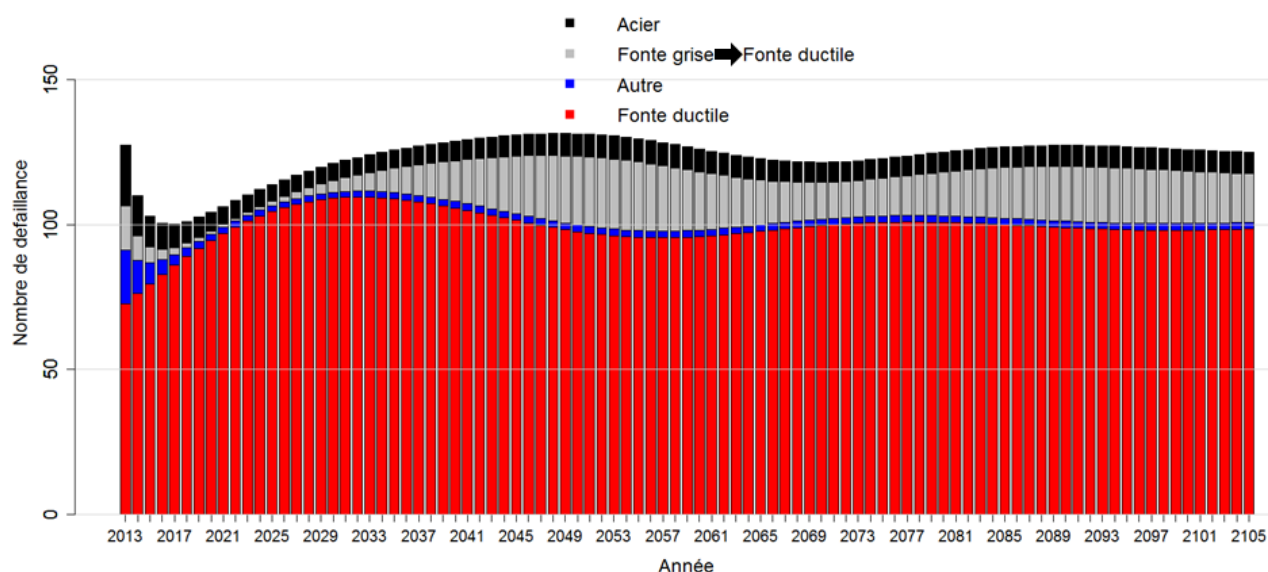


Figure 71 : Nombre de défaillances prévues entre 2013 et 2105, stratifié par matériau

La Figure 72 permet de comparer les résultats prévisionnels issues de notre modèle avec ce qu'il s'est réellement passé à eauservice Lausanne entre 2001 et 2012.

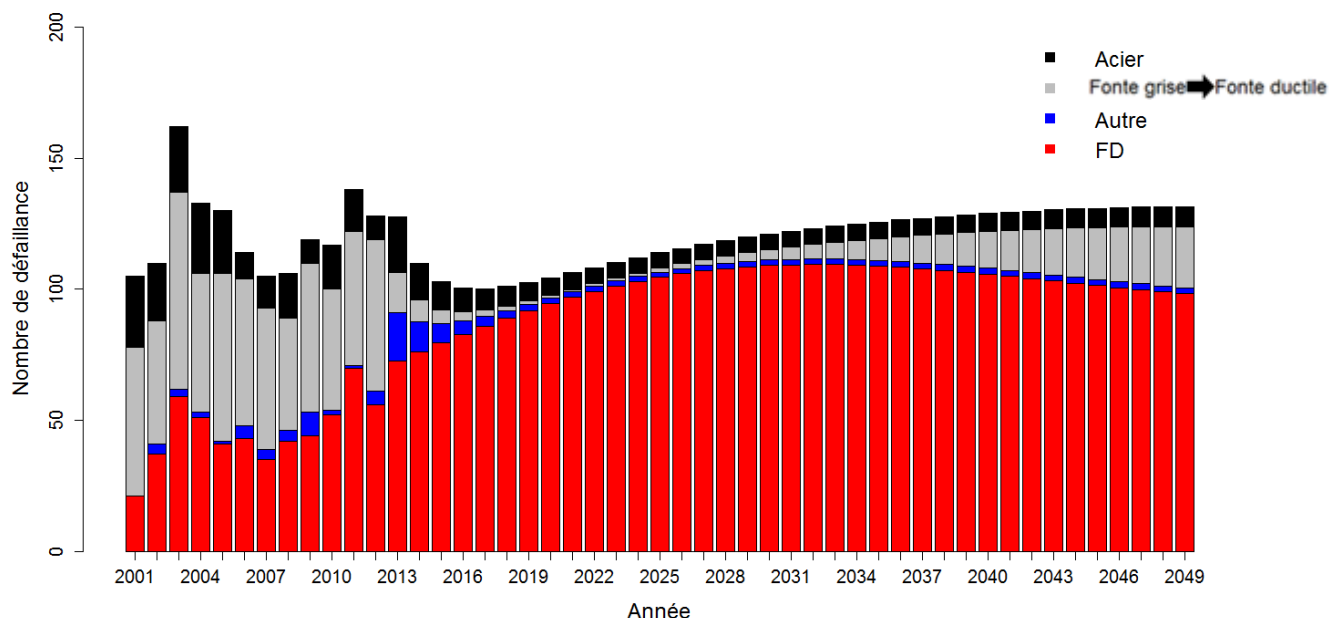


Figure 72 : Comparaison du nombre de défaillances passées réelles (2001 et 2012) et prévues (2013 et 2049), stratifié par matériau (Fuite et ruptures sur conduites uniquement)



Dans cette sixième partie nous venons de calculer, à partir de trois scénarios, 5 indicateurs clés très utiles dans un modèle long terme (le linéaire à renouveler, le taux de renouvellement, l'âge moyen du réseau, les coûts d'investissement à venir, et le nombre de défaillances futur). Néanmoins ces scénarios trop « simplistes » aboutissent à des coûts d'investissement qui semblent excessifs. De plus il aurait été intéressant de calculer l'impact de ces scénarios sur d'autres indicateurs de performance comme le risque de coupure d'eau.

Conclusion

Le travail réalisé s'est fixé pour **objectif** de créer un modèle afin d'avoir une vision long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable, adapté à eauservice Lausanne.

Dans un premier temps nous avons effectué un **portrait d'eauservice** ainsi qu'une description détaillée du jeu de données brutes fournies. Dans cette partie il a été identifié une fenêtre d'observation fiable des dates à la mise hors service de 12 ans de 2001 à 2012.

Ensuite nous avons **présenté** d'une manière globale **le modèle « long terme »** que l'on souhaite développer. Il en ressort 6 grandes étapes clés.

Puis, un bref état de l'art des **méthodes** de renouvellement « court terme » et « long terme » **employées à eauservice** a montré que les méthodes « court terme » sont pertinentes. En effet elles prennent notamment en compte la probabilité de défaillance future, les risques de dommages, et les contraintes/opportunités extérieures au service (coordination, etc.). En revanche celle de « long terme » est grossière, car notamment elle ne prend pas en compte les dates de pose passées et les pratiques de gestion « court terme ».

Nous avons ensuite présenté des **méthodes** pour estimer **les courbes de survie passées**.

Ceci nous a conduits à construire avec les données d'eauservice plusieurs **courbes de survie passées**, avec (ou pas) différentes stratifications ou en utilisant différentes variables. Nous avons pu notamment calculer des courbes de survie propres à eauservice en fonction du diamètre, de la longueur, du nombre de défaillances et du matériau des tronçons.

Pour finir nous avons choisi **deux scénarios prospectifs** pour eauservice : « statu quo : 1 courbe » et « statu quo : plusieurs courbes ». De ces scénarios nous en avons déduit **des courbes de survie prospectives**, que nous avons ensuite utilisées pour calculer **5 indicateurs clés** (le linéaire à renouveler, les taux de renouvellement, l'âge moyen du réseau, les coûts d'investissement et le nombre de défaillances futur).

Il en ressort d'une part que ces scénarios sont encore trop « simplistes » et ils aboutissent à des coûts excessifs. D'autre part pour ces scénarios et tous les autres à venir, il serait très utile d'en déduire les autres indicateurs prévus dans le modèle long terme « optimeau » à savoir notamment l'évolution du risque de coupure d'eau, etc.

En effet, simuler les effets d'un scénario sur l'évolution future d'autres indicateurs de performance, permettrait aux gestionnaires de juger si ce scénario est cohérent avec ses objectifs.

Il est à mettre en avant que cette démarche est très reproductible, nous pouvons l'appliquer sans problème sur d'autres services d'eau. Dans le cadre du projet « optimeau » cette méthode a été notamment appliquée sur le réseau du SEDIF (Syndicat des Eaux d'Ile de France) et du Grand Lyon.

Un autre axe de recherche crucial sera de nous écarter de ce scénario « **statu quo** » en recherchant des stratégies optimales. Ce travail devra se faire en deux étapes. Dans un premier temps, à partir d'une analyse fine des processus opérationnels de décision « court terme », nous étudierons comment les diverses causes de mise hors service des tronçons contribuent à la construction des courbes de survie observées passées. Les courbes de survie brutes seront donc doublement corrigées, d'abord pour tenir compte des censures et troncatures, ensuite pour en extraire les effets des décisions prises lors de la programmation des travaux. Nous pourrons alors, dans un second temps reconstruire de nouvelles courbes de survie opérationnelles, qui intégreront de manière explicite les éléments essentiels qui président au processus de décision (par exemple le pourcentage des travaux pilotés par le mauvais état vs le pourcentage piloté par le renouvellement de la voirie). Nous pourrons alors estimer comment des stratégies différentes (par exemple profiter plus largement des opportunités de travaux) modifient les performances de « long terme ».

Bibliographie

- Aalen, O., Borgan, O. & Gjessing, H., 2008. *Survival and Event History Analysis*,
- Ajuste, C., Berland, J.-M. & Celerier, J.-L., 2004. *Réhabilitation/remplacement des réseaux d'eau potable en zone rurale*,
- Alioum, A. & Leffondre, K., 2014. *Analyse des données de survie*,
- Apotheloz, S., 2009. Utilisation du module ARP de Care-W, mode d'emploi dans le cadre de MEDIREL. (Méthode de Diagnostic du Réseau d'Eau de Lausanne). , p.15.
- Babykina, E., 2010. *Modélisation statistique d'événements récurrents. Exploration empirique des estimateurs, prise en compte d'une covariable temporelle et application aux défaillances des réseaux d'eau*. Ecole doctorale de Mathématiques et Informatique, Université de Bordeaux II.
- Berland, J.-M., Faby, J.-A. & Juery, C., 2005. *La gestion patrimoniale des réseaux d'eau potable : enjeux et recommandations*.,
- Bouchet, C., 2013. Réseaux d'eau potable : optimiser la gestion et améliorer les rendements. *L'eau, l'industrie, les nuisances*, 360, pp.29–43.
- Breysse, D., 2009. *Maîtrise des risques en génie civil 1, multiples dimensions des risques en génie civil*. J. Mazars, ed., Lavoisier.
- Charrière, S., 2013. *Gestion patrimoniale des réseaux d'eau potable. Elaboration du descriptif détaillé des ouvrages de transport et de distribution d'eau* .,
- Claude, U. & Lyon, B., 1997. Generalisation de l'estimateur Kaplan-Meier d'une loi de durée de maintien en presence d'observations tronquées à gauche. *Bulletin Français d'actuariat*, 1(2), pp.97–114.
- Cleveland, W.S. & Loader, C., 1979. Smoothing by Local Regression : Principles and Methods. , p.38.
- Cox, D.R., 1972. Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 34(2), pp.187–220.
- D. Schoenfeld, 1982. Partial Residuals for The Proportionnal Hazards Regression Model. , pp.239–241.
- eauservice, 2013a. Compte-rendu des entretiens menés à Eauservice Lausanne, le 8 et 9 Juillet 2013. , p.24.
- eauservice, 2014. Histoire d'eauservice Lausanne. Available at: <http://www.lausanne.ch/lausanne-officielle/administration/travaux/eauservice/a-propos-du-service/histoire-eauservice.html>.
- eauservice, 2013b. Indicateurs de la division distribution d'eauservice Lausanne, fichier Excel.
- eauservice, 2013c. Présentation powerpoint de la gestion patrimoniale des canalisations d'eau potable d'eauservice Lausanne au premier comité de suivi du projet optimeau à Bordeaux le 14 Juin 2013 [25 dia].

- eauservice, 2013d. *Rapport annuel 2013 eauservice Lausanne*,
- eauservice, 2013e. *Type de conduite à eauservice selon leurs fonctions*,
- ES_Lausanne, 2014. Synthèse des chantiers [2011,2013] , fichier Excel réalisé par Linda Viguet.
- France_Libertés, 2014. Les fuites d'eau (vous) coûtent 20% de votre facture. *La tribune*, (78703), p.2.
- Freiburghaus, M., 2012. Les résultats statistiques 2010 sur les distributeurs d'eau en Suisses. SSIGE Zurich. *Aqua and Gas*, 3(3), pp.55–59.
- Le Gat, Y., 2009. *Une extension du processus de Yule pour la modélisation stochastique des événements récurrents. Application aux défaillances de canalisations d'eau sous pression*. Institut des Sciences et Industries du Vivant et de l'Environnement (AgroParisTech).
- Le Gat, Y., Kropp, I. & Poulton, M., 2013. Is the service life of water distribution pipelines linked to their failure rate? *Water Science & Technology: Water Supply*, 13.2, pp.386–393.
- Le Gauffre, P., Laffréchine, K. & Rolf, B., 2002. *D6, CARE-W : WP3 Decision Support for Annual Rehabilitation Programmes, Report 3.1 Criteria for the prioritisation of rehabilitation projects.*,
- Hardelin, J. & Marical, F., 2011. Taux d'actualisation et politiques environnementales : un point sur le débat. Commissariat général au développement durable (CGDD). , p.18.
- Herz, R., 1996. Ageing processes and rehabilitation needs of drinking water distribution networks. *Journal of Water Supply: Research and Technology*, pp.221–231.
- Kaplan, E.L. & Meier, P., 1958. Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), pp.457–481.
- Klein, J. & Moeschberger, M., 2003. *Survival Analysis, Techniques for Censored and Truncated Data, Second Edition*,
- Large, A. et al., 2014. Decision support tools: Review of risk models in drinking water network asset management. In *ICVRAM International Conference on Vulnerability and Risk Analysis and Management, ISUMA International Symposium on Uncertainty Modelling and Analysis*.
- Large, A., 2013. *Optimisation du renouvellement des canalisations. Rapport de première année de thèse : revue bibliographique et cadre méthodologique.*,
- Luersen, M.A. & Le Riche, R., 2001. Globalisation de l' Algorithme de Nelder-Mead : Application aux Composites Globalisation de l' Algorithme de Nelder-Mead : Application aux Composites. , p.44.
- Nelder, J.A. & Mead, R., 1965. The downhill simplex method. *Computer Journal*, 7, pp.308–3013.
- Optimeau, 2014. Compte rendu du comité de suivi n°3 du projet optimeau le 15/10/2014 au SEDIF, Paris. , p.8.
- Saint Pierre, P., 2013. Introduction à l'analyse des durées de survie. , p.47.
- Poinard, D., 2006. *Modèles pour la conception de stratégies et de programmes de réhabilitation des réseaux urbains d'eau potable*. Institut National des Sciences Appliquées (INSA) de Lyon.

Renaud, E., Le Gat, Y. & Poulton, M., 2012. Using a break prediction model for drinking water networks asset management: From research to practice. *Water Science and Technology: Water Supply*, 12.5, pp.674–682.

Turnbull, B.W., 1976. The empirical distribution function with arbitrarily grouped, censored and truncated data. *Journal of the Royal Statistical Society*, 3, pp.290–295.

Annexe 1 : Définitions à eauservice Lausanne

Nuage de mots 1



Fuite : petit trou ou défaut d'assemblage ou défaut d'étanchéité qui induit la perte d'un petit volume d'eau.

Rupture : tuyau cassé en deux ou grandes fentes (circulaires ou longitudinales) induisant la perte de gros volume d'eau, provoquant souvent des dégâts et une intervention en urgence.

Fuite sèche : un appareil a mis en évidence un bruit de fuite mais quand eauservice vérifie sur le terrain, au final il n'y a pas de fuite.

Nuage de mots 2



Rénovation = réhabilitation + renouvellement

Réhabilitation : amélioration d'une conduite afin de rallonger significativement sa durée de maintien en service (ex : chemisage ou tubage ou gaine intérieure ou chaussette ou projection de ciment), cela peut être des travaux structurant ou semi-structurant

Renouvellement = Remplacement : travaux conduisant à la mise en place de canalisations neuves à la place d'un ouvrage existant. Le taux de renouvellement correspond au pourcentage de canalisations ôtées puis réinstallées sur le linéaire total.

Réparation : Remise en état d'une canalisation après une défaillance

Extension : travaux conduisant à la mise en place d'un ouvrage neuf, là où il n'y avait jamais eu de canalisation

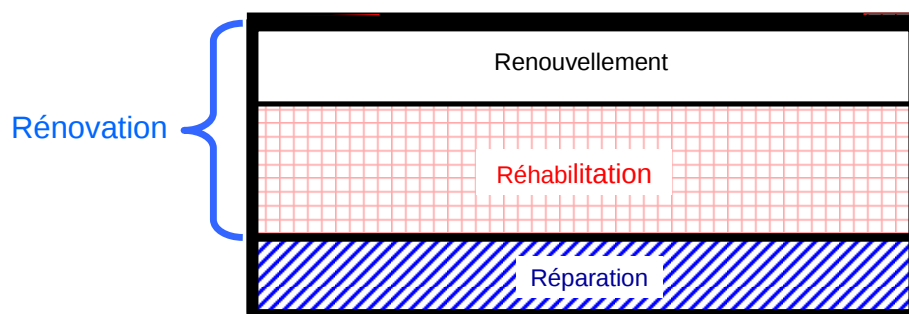


Figure 73 : Schéma du lien entre la rénovation, le renouvellement, la réhabilitation et la réparation à eauservice Lausanne.

Annexe 2 : Fiche intervention

Interventions urgence formulaire			08.07.2013
Annonce Type d'intervention : * 02-Fuite sur conduite			
Localité : * LAUSANNE		Date et Heure : * 2013-06-10 00:00	
Réseau Unité : * Réseau Centre		Régime de pression : * CHABLIÈRE <i>↳ diagnostic réseau</i>	
Distribution : * Distribution		DR/CA : ☒ <i>↳ canalisation acoustique</i>	
Débit : Faible		Matériau : Fonte ductile	
Informations Annonces : Pierre de Plan		Resp. BGR : Junco	
Saisie BDSE : 2013-06-11		Date rapport : 2013-06-11	
Saisie 1:200 : 2013-06-12		Identifiant BDSE : 3413	
Identifiant MySQL : 1515			
Conduite Protection intérieure : ☒ Aucune		Protection extérieure : Aucune	
Position corrosion : Etendue corrosion :		Etat intérieur :	
  		Pose anode sacrificielle : Etat revêtement interne : -- Sélection -- Etat revêtement Externe : -- Sélection -- Conduite à changer sur : Pas nécessaire	
Remarque / divers : Fuite sous réservation tube noire enrobé de béton et posé sur conduite eau (interv pompier pour cage ascenseur)			
Nuisances Introductions sans eau : 0 [nb] Habitants sans eau : 0 [nb] Caisses berlingots : 0 [nb]			
BH équipée(s) : 0 [nb] Durée interruption : 0 [h] Perturbation : ☐ Trafic ☐ TL / Taxis [nb]			
Volume perdu (CEGEL) : 0 [m3] <i>↳ transport consommé</i>			
Intervention génie civil Entreprise de génie civil : Antonioli R.SA		Date début et fin prévue des travaux : 2013-06-10 2013-06-11	
Matériel, machines, outils : En ordre		Délai d'intervention : 30 [min]	
Main d'oeuvre : Suffisant et qualifié			
Fouille : long : 3.30 larg : 1.30 prof : 1.50 Total : 6.435 [m3]			
Remise en état de la chaussée : ☒ de suite ☐ marquage Différé => date prévue 0000-00-00			
Emplacement : ☒ chaussée ☐ trottoir ☐ propriété privée autre :			
Travaux : financement à la charge de : Eauservice			
Imputation fuites : 3_4901 - Fuite sur distribution		Montant estimatif : 7000.00 Sfr.	
Imput. dégâts aux tiers- cas RC : -- Sélection --		Montant estimatif : 0.00 Sfr.	
Imput. dégâts aux tiers- cas RC : -- Sélection --		Montant estimatif : 0.00 Sfr.	
Bref résumé de l'événement Les pompiers ont dû intervenir pour vidée la cage d'ascenseur L. eau rentrait dans le bâtiment de			

Annexe 3 : Définition de la censure et de la troncature

Définition de la Censure

La censure est le phénomène le plus couramment rencontré. Soit une population observée de n individus. Pour l'individu numéro i , $i \in \{1, 2, \dots, n\}$ considérons :

- Son temps de survie X_i ,
- Son temps de censure W_i ,
- La durée réellement observée T_i .

L'événement aléatoire étudié est la mise hors service. La censure peut être « à droite » ou « à gauche », à droite si l'individu n'a pas subi l'événement à sa dernière observation, dans ce cas les durées de maintien en service ne sont pas toutes observées. Pour certaines d'entre elles, nous savons seulement qu'elles sont supérieures à une certaine valeur connue. Ou à gauche dans le cas où l'individu a déjà subi l'événement avant qu'il soit observé. Nous savons alors uniquement que la date de l'événement est inférieure à une certaine date connue.

- Censure à droite : Soit W une valeur fixée ; au lieu d'observer les variables $X_1, \dots, X_n$ qui nous intéressent, X_i est uniquement observé lorsque $X_i \leq W$. Sinon nous savons seulement que $X_i > W$.
 T_i se note $T_i = \min(X_i, W)$, $i = 1, \dots, n$
- Censure à gauche : Soit W une valeur fixée ; au lieu d'observer les variables $X_1, \dots, X_n$ qui nous intéressent, X_i est uniquement observé lorsque $X_i \geq W$. Sinon nous savons seulement que $X_i < W$.
 T_i se note $T_i = \max(X_i, W)$, $i = 1, \dots, n$

Définition de la Troncature

Les troncatures diffèrent des censures dans le sens où elles concernent l'échantillonnage lui-même. Ainsi, une variable X est tronquée par un sous-ensemble éventuellement aléatoire A de $\mathbb{R}^+$ si au lieu de X , X est uniquement observé si $X \in A$, et suivant donc la loi de T conditionnée par l'appartenance à A . S'il y a troncature, une partie des individus n'est pas observable et l'étude porte seulement sur un sous-échantillon (Saint Pierre 2013).

Annexe 4 : Méthode pour calculer la survie des tronçons hors service = « survie brute »

Nous estimons dans ce paragraphe, la distribution des âges à la mise hors service uniquement des tronçons mis hors service dans la fenêtre d'observation.

En linéaire, l'individu est 1m de tronçon, alors qu'en effectif, l'individu est un tronçon.

- En linéaire :

Nous calculons dans un premier temps les courbes de survie « brutes » $Sb(t)$ des tronçons hors service (en linéaire). Parmi les données archivées par eauservice, nous travaillons sur la population des tronçons hors service entre [2001 ; 2012]. Chaque tronçon i a une longueur L_i , $i = 1, \dots, n$ et un âge de mise hors service b_i . Les tronçons ici sont tous non-censurés ($c_i = 0$) c'est-à-dire que leur mise HS est observable dans la fenêtre [2001 ; 2012]. Notons t les réalisations de la variable âge à la mise hors service. Posons $I\{\dots\}$ la fonction indicatrice qui prend 1 si les conditions entre accolades sont respectées et 0 sinon. Nous estimons d'abord la fréquence brute (en linéaire) $D_L(t)$ puis la fonction de répartition brute (en linéaire) $F_L(t)$ et enfin la survie brute (en linéaire) $Sb_L(t)$.

$$D_L(t) = \frac{\sum_i (L_i \times I\{c_i = 0 \& b_i = t\})}{\sum_i (L_i \times I\{c_i = 0\})} \quad \text{Eq. 61}$$

$$Sb_L(t) = 1 - F_L(t) = 1 - \sum_{k \leq t} D_L(k) \quad \text{Eq. 62}$$

- En effectif :

En effectif nous ne comptons plus le linéaire mais le nombre de tronçon qui tombe hors service à un temps t . Nous estimons d'abord la fréquence brute $D(t)$ puis la fonction de répartition brute $F(t)$ et enfin la survie brute $Sb(t)$. Nous retrouvons alors :

$$D(t) = \frac{\sum_i I\{c_i = 0 \& b_i = t\}}{\sum_i I\{c_i = 0\}} \quad \text{Eq. 63}$$

$$Sb(t) = 1 - F(t) = 1 - \sum_{k \leq t} D(k) \quad \text{Eq. 64}$$

Annexe 5 : Description de la méthode de Turnbull

L'estimateur non paramétrique de Turnbull sert à estimer une fonction de survie d'après des données de durées de maintien en service. Une fonction de survie donne la probabilité de survivre au-delà d'un certain âge, notée :

$$S(t) = P(T > t)$$

La courbe de survie a pour valeur de départ $S(0) = 1$, est décroissante et tend vers 0 quand t tend vers l'infini.

L'estimation non paramétrique de courbe de survie est une fonction en escalier décroissante qui saute vers le bas à chaque valeur de durée de maintien en service observée (quand un ou plusieurs individus « meurent » [ou sont mis hors service]), tout en restant constante (horizontale) entre deux valeurs successives de durée de maintien en service (Cf. Figure 74). En bref, la méthode non paramétrique de Turnbull consiste à estimer la hauteur des sauts. Une présentation plus formelle de la procédure de ce calcul nécessite d'établir des conventions de notation spécifiques.

Notons alors T la variable aléatoire durée de maintien en service, observée sur un ensemble de N tronçons du réseau, divisé en n groupes. Chaque groupe est constitué d'un nombre de tronçons e_i (avec $N = \sum_{i \in \{1, \dots, n\}} e_i$) observés dans l'intervalle d'âge $[a_i, b_i]$; la variable aléatoire c prend la valeur $c_i = 0$ si les segments du groupe i ont été mis hors service à l'âge b_i , sinon la valeur $c_i = 1$ si les segments du groupe i n'ont pas encore été mis hors service lorsque leur observation s'est arrêtée à l'âge b_i . Le premier cas $c_i = 0$ signifie l'observation exacte $T = b_i$, alors que le second cas $c_i = 1$ signifie censurés à droite et nous observons $T > b_i$. Sur l'ensemble des valeurs observées b_i , on note m le nombre de valeur distincte de b_i non censurées. Ces valeurs sont triées dans l'ordre croissant pour construire l'ensemble $\{t_j, j = 1, \dots, m\}$. Posons, $a = \min_{i \in \{1, \dots, n\}} a_i$ et $b = \max_{i \in \{1, \dots, n\}} b_i$.

La fonction de survie non paramétrique $S_N(t|a)$ est une estimation empirique de la probabilité conditionnelle $S(t|a) = P\{T > t | T \geq a\}$ comme aucune information n'est disponible sur la durée de maintien en service des tronçons en service avant a . Aucune information n'est disponible au-delà de l'âge b non plus. Comme illustré par la Figure 74, $S(t)$ est alors définie sur l'intervalle d'âge $[a, b]$ par le vecteur de sauts $s = (s_1, s_2, \dots, s_{m+1})$ avec

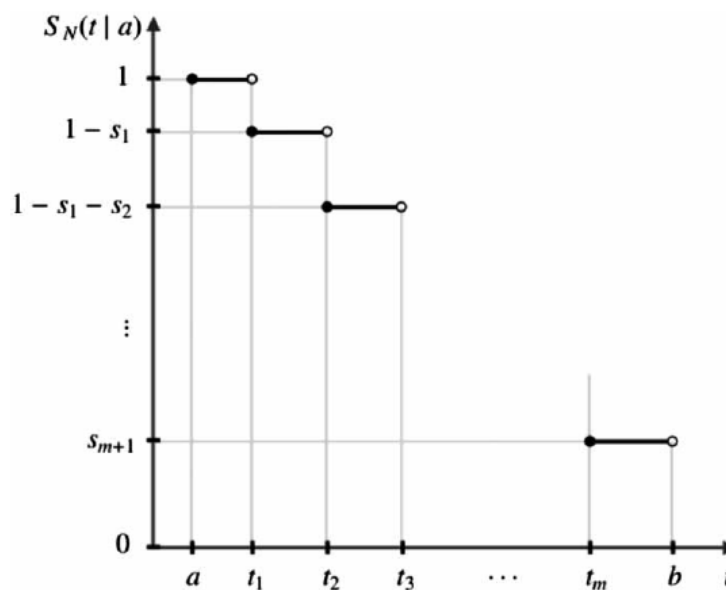


Figure 74 : Fonction de survie non paramétrique

$$\sum_{j \in \{1, \dots, m+1\}} s_j = 1 :$$

$$S_N(t|a) = 1, \text{ quand } t \in [a, t_1]$$

$$S_N(t|a) = 1 - s_1, \text{ quand } t \in [t_1, t_2]$$

$$S_N(t|a) = 1 - \sum_{k \in \{1, \dots, j\}} s_k, \text{ quand } t \in [t_j, t_{j+1}]$$

$$S_N(t|a) = s_{m+1}, \text{ quand } t \in [t_m, b]$$

L'estimation du vecteur $\mathbf{s}$ repose sur les travaux de pivotement de (Turnbull 1976). Cette méthode consiste au calcul de deux matrices de $n \times (m + 1)$ termes:

$$\alpha_{ij} = c_i I(t_j > b_i) + (1 - c_i) I(t_j = b_i) \quad \text{Eq. 65}$$

$$\beta_{ij} = I(t_j \geq a_i) \quad \text{Eq. 66}$$

Puis de deux matrices de $n \times (m + 1)$ termes:

$$\mu_{ij}(\mathbf{s}) = \frac{\alpha_{ij} s_j}{\sum_{k \in \{1, \dots, m+1\}} \alpha_{ik} s_k} \quad \text{Eq. 67}$$

$$v_{ij}(\mathbf{s}) = \frac{(1 - \beta_{ij}) s_j}{\sum_{k \in \{1, \dots, m+1\}} \beta_{ik} s_k} \quad \text{Eq. 68}$$

Et finalement d'un vecteur de taille $m + 1$:

$$\pi_j(\mathbf{s}) = \frac{\sum_{i \in \{1, \dots, n\}} e_i (\mu_{ij}(\mathbf{s}) + v_{ij}(\mathbf{s}))}{\left(\sum_{k \in \{1, \dots, m+1\}} \sum_{i \in \{1, \dots, n\}} e_i (\mu_{ik}(\mathbf{s}) + v_{ik}(\mathbf{s})) \right)} \quad \text{Eq. 69}$$

Initialisons $\mathbf{s}^{(0)}$, tel que $s_j^{(0)} = 1/(m + 1)$ pour tout j . Calculons alors $s_j^{(1)} = \pi_j(\mathbf{s}^{(0)})$ pour tout j , et réitérons r fois jusqu'à ce que $\mathbf{s}^{(r)} \approx \mathbf{s}^{(r-1)}$. Il est prouvé par (Turnbull 1976) qu'une estimation auto-cohérente de $\mathbf{s}$ est obtenue (Le Gat et al. 2013).

Annexe 6 : Validation des méthodes de Kaplan-Meier et de Turnbull, démonstration en effectif

Dans cette partie nous allons démontrer l'efficacité des modèles utilisés (Kaplan-Meier et Turnbull). Pour cela nous supposons que la courbe de survie réelle d'un échantillon est connue. Ensuite, un échantillon de tronçons est créé avec des âges à la mise hors service simulés selon cette survie réelle. Puis nous tronquons à gauche et censurons à droite l'échantillon dans le but de se retrouver dans la même situation que pour nos données du SEDIF. Enfin nous évaluons l'estimateur de Kaplan-Meier et de Turnbull. Ceux-ci doivent alors s'ajuster à la courbe de survie réelle initiale.

Dans un premier temps, nous créons 40 000 âges aléatoires à la mise hors service, dérivant d'une loi uniforme entre 0 et 1. Notons U_i , avec $i = \{1, \dots, 40\,000\}$ ces aléas uniformes.

Nous construisons ensuite $S_{Réelle}(t)$ une survie de Weibull à deux paramètres (Cf. Figure 75), en fixant arbitrairement les paramètres de forme et d'échelle de cette loi, avec $\delta = 1.5$ et $\lambda = 6.2$.

$$S_{Réelle}(t) = e^{-t^{1.5} \times e^{-6.2}} \quad \text{Eq. 70}$$

Pour générer des âges à la mise hors service distribués selon la survie théorique (Weibull) il est nécessaire d'isoler t en calculant la réciproque de $S_{Réelle}^{-1}(t)$

$$U = S_{Réelle}(t) \quad \text{Eq. 71}$$

$$U = e^{-t^{1.5} \times e^{-6.2}} \quad \text{Eq. 72}$$

$$\ln(U) = -t^{1.5} \times e^{-6.2} \quad \text{Eq. 73}$$

$$\frac{\ln(U)}{e^{-6.2}} = -t^{1.5} \quad \text{Eq. 74}$$

$$\left(-\frac{\ln(U)}{e^{-6.2}}\right)^{\frac{1}{1.5}} = t = S_{Réelle}^{-1}(U) \quad \text{Eq. 75}$$

Calculons alors $S_{Réelle}^{-1}(U)$ pour obtenir 40 000 âges à la mise hors service de tronçons qui suivent la survie réelle initiale.

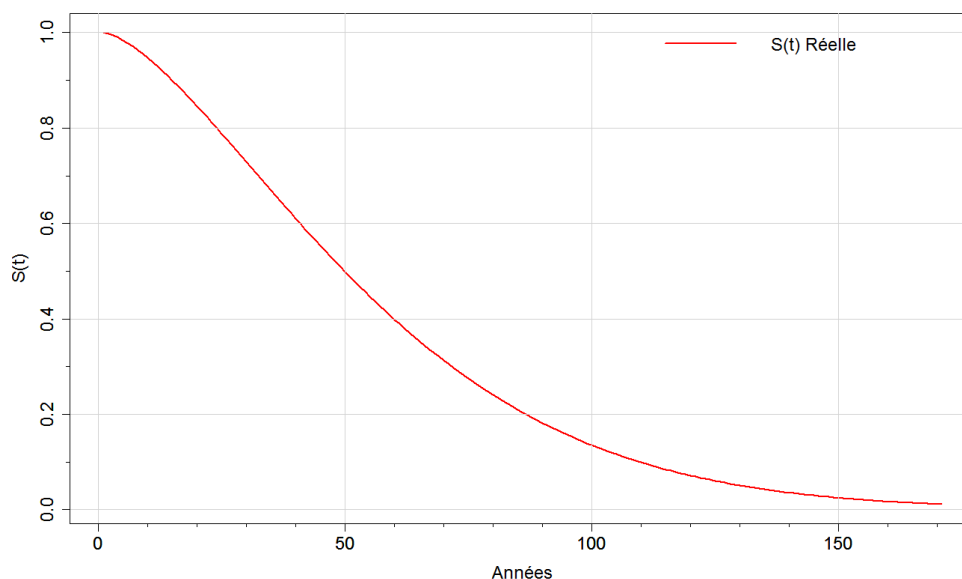


Figure 75 : Courbe de survie réelle

Dans un second temps, afin de reconstituer un échantillon type, nous tirons au sort par tirage aléatoire simple 40 000 dates de pose dans notre base de données « Caractéristiques des tronçons » (Cf. Figure 76). Il est alors possible de construire les dates à la mise hors service de chacun de ces tronçons, en ajoutant aux dates de pose, les âges à la mise hors service calculés précédemment (Cf. Figure 77, la répartition des dates à la mise hors service). Pour se retrouver dans les conditions d'expérience, nous décidons d'observer ces dates à la mise hors service sur une fenêtre qui s'étend de 1995 à 2015. Ainsi, il est possible de reproduire une troncature à gauche et une censure à droite. Nous pouvons alors construire une variable censure, avec c_i qui prend les valeurs 0 si la date de mise hors service est comprise dans la fenêtre d'observation, 1 si la date de mise hors service est supérieure à 2015. Il en résulte que 9 613 tronçons sont totalement tronqués, 22 895 tronçons sont censurés à droite et nous observons l'évènement d'intérêt (=mis hors service) pour 7 492 tronçons.

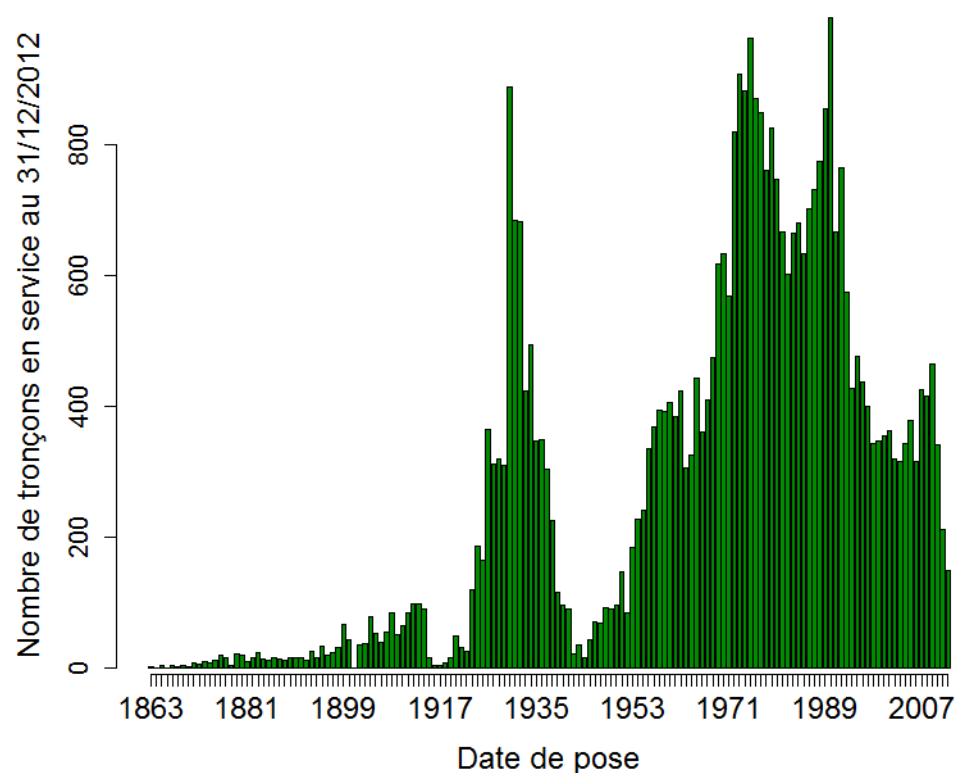


Figure 76 : Date de pose des 40 000 tronçons constituant l'échantillon (en effectif)

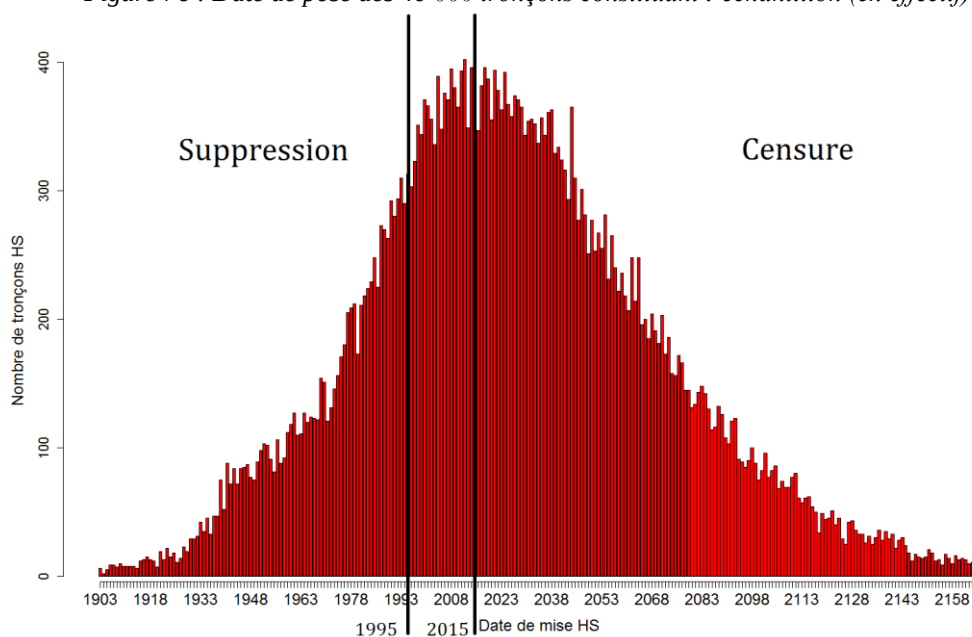


Figure 77 : Répartition des dates à la mise hors service (en effectif) des 40 000 tronçons

Il est maintenant possible d'appliquer les méthodes de Turnbull et de Kaplan-Meier élargi (en effectif) à cet échantillon tronqué, censuré et simulé.

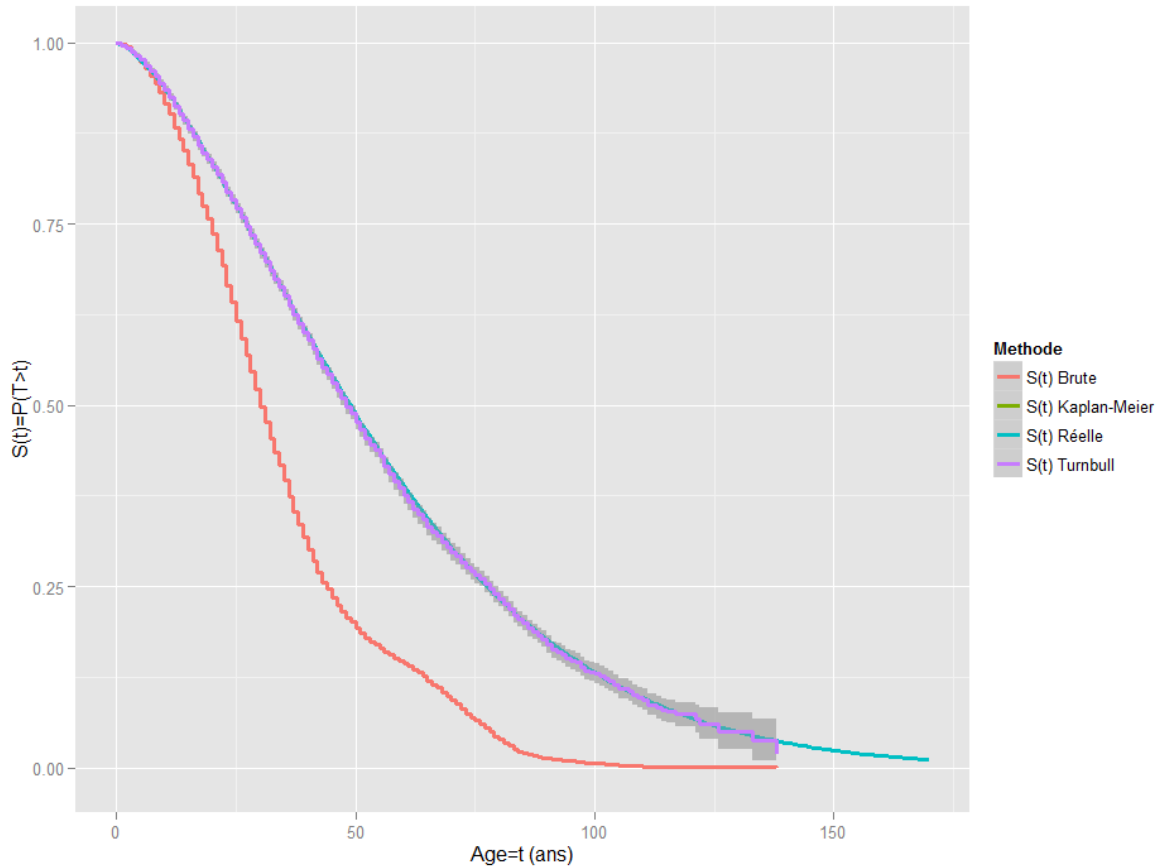


Figure 78 : Courbes de survie estimées (en effectif) et intervalle de confiance

En observant la Figure 78, il est possible d'affirmer que les méthodes de Kaplan-Meier et de Turnbull sont efficaces. En effet, elles se superposent presque à l'identique avec la survie réelle initiale. Il a donc été démontré que ces deux méthodes pouvaient être utilisées quant à l'estimation de courbes de survie pour des données tronquées et censurées. Notons aussi que la survie brute n'est pas fiable car elle ne prend pas en compte la censure, elle n'est donc pas interprétable. De plus, la relation de Turnbull Eq. 69 est satisfaite par Kaplan-Meier élargi. En effet, les méthodes de Turnbull et de Kaplan-Meier sont identiques. Pour des questions de temps de calcul il sera préférable d'utiliser la méthode de Kaplan-Meier, en effet l'algorithme de Turnbull tourne pendant environ 30 min alors que la méthode de Kaplan-Meier nous donne des résultats quasi immédiatement (< 5 sec). Pour voir la démonstration en linéaire cf. Annexe 5.

Dans la suite du rapport certains graphiques de courbe de survie de Kaplan-Meier ou de survie brute ne sont pas en escalier, même si nous savons que la représentation correcte est une courbe en escalier nous avons fait le choix dans certains cas de lisser les courbes.

Annexe 7 : Validation des méthodes de Kaplan-Meier et de Turnbull, démonstration en Linéaire

Dans un premier temps on simule 100 000 probabilités à la mise hors service, selon une loi uniforme entre 0 et 1. Notons U_i , avec $i = \{1, \dots, 100\,000\}$ les probabilités de la mise hors service du tronçon i .

Construisons ensuite $S_{Réelle}(t)$ une survie de Weibull à deux paramètres (Cf. Figure 75), en fixant arbitrairement les paramètres de forme et d'échelle de cette loi, avec $\delta = 1.5$ et $\lambda = 6.2$ (Cf. Eq. 70).

Pour générer des âges à la mise hors service qui suivent la survie réelle initiale il est nécessaire d'isoler t en calculant l'inverse de $S_{Réelle}(t)$ (Cf. Eq. 71 à Eq. 75).

Calculons alors $S^{-1}(U)$ pour obtenir 100 000 âges à la mise hors service de mètres qui suivent la survie réelle initiale.

Dans un second temps, afin de reconstituer un échantillon type, nous tirons au sort par tirage aléatoire simple 100 000 dates de pose dans notre base de données « Caractéristiques des tronçons ». Attention, cette fois-ci une date de pose est associée à un mètre, et non à un tronçon (Cf. Figure 79, la répartition des mètres en fonction des dates de pose). Il est alors possible de construire les dates à la mise hors service de chacun de ces mètres, en ajoutant aux dates de pose, les âges à la mise hors service calculés précédemment (Cf. Figure 80, la répartition des dates à la mise hors service). Pour retrouver les conditions réelles, nous décidons d'observer ces dates à la mise hors service sur une fenêtre qui s'étend de 1995 à 2015. Ainsi, il est possible de reproduire une troncature à gauche et une censure à droite. Nous pouvons alors construire une variable censure, avec c_i qui prend les valeurs 0 si la date de mise hors service est comprise dans la fenêtre d'observation, 1 si la date de mise hors service est supérieure à 2015.

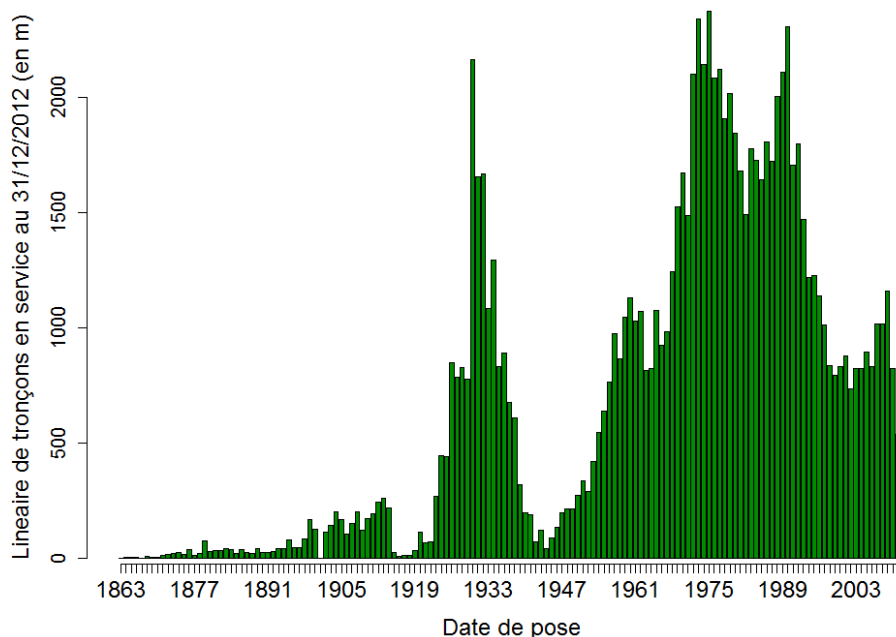


Figure 79 : Date de pose des tronçons constituant l'échantillon (en linéaire)

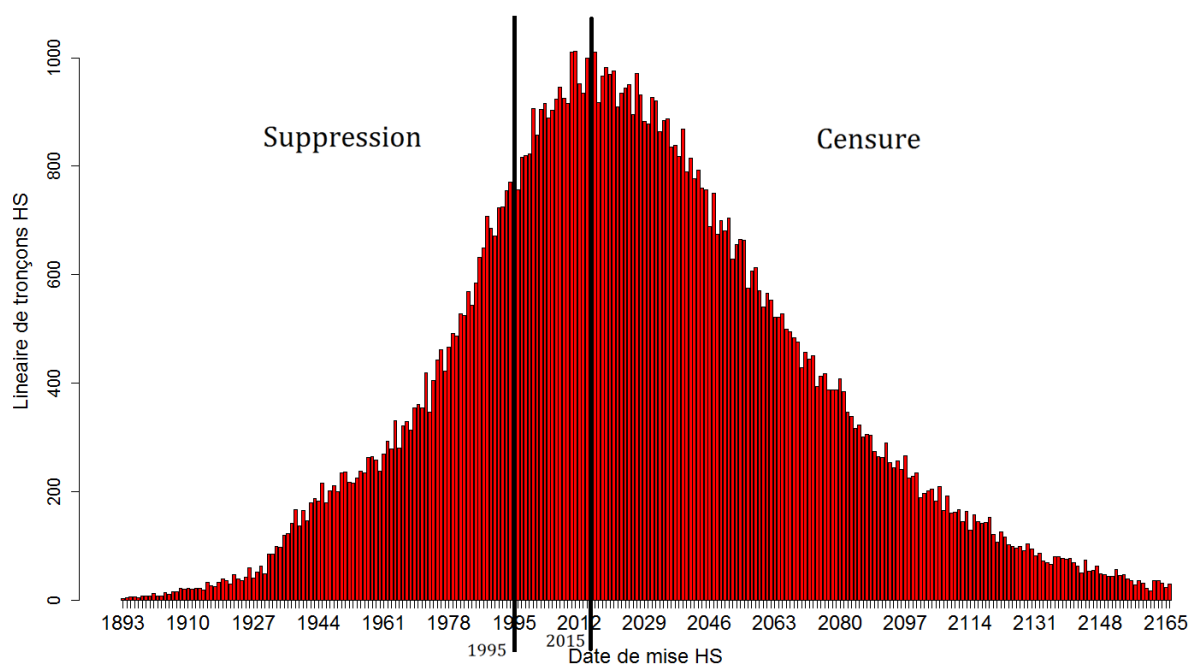


Figure 80 : Répartition des dates à la mise hors service (en linéaire)

Il est maintenant possible d'appliquer les méthodes de Turnbull et de Kaplan-Meier élargi (en linéaire) à cet échantillon tronqué, censuré simulé.

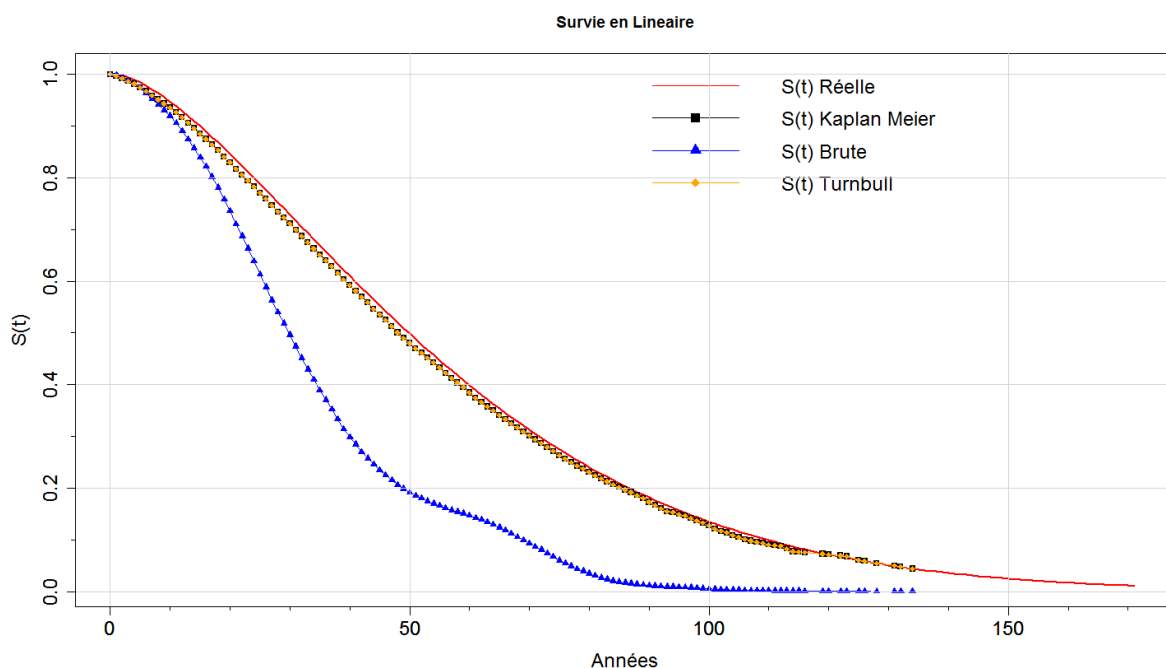


Figure 81 : Courbes de survie estimées (en linéaire)

Annexe 8 : Description de la méthode d'optimisation de Nelder & Mead

La méthode de Nelder-Mead est un algorithme d'optimisation non-linéaire qui a été publié par Nelder et Mead en 1965. C'est une méthode numérique heuristique qui cherche à minimiser une fonction continue dans un espace à plusieurs dimensions. L'algorithme exploite le concept de simplexe qui est un polytope de $K+1$ sommets dans un espace à K dimensions. Partant initialement d'un tel simplexe, celui-ci subit des transformations simples au cours des itérations : il se déforme, se déplace et se réduit progressivement jusqu'à ce que ses sommets convergent sur un point où la fonction est localement minimale. C'est une méthode efficace qui n'utilise pas le gradient de la fonction mais seulement les valeurs de celle-ci.

Nous construisons dans un premier temps un simplexe à $k+1$ sommets dans un espace à k dimensions, par exemple en 2 dimensions, le simplexe est un triangle, en 3 dimensions, le simplexe est un tétraèdre, etc. Il y a donc $k+1$ vecteurs $X_1, \dots, X_{k+1}$ de $\mathbb{R}^n$, $k = n$, affinement indépendants, définissant chacun des $k+1$ sommets.

Le simplexe se modifie ensuite à travers les opérations de réflexion, d'expansion et de contraction, en changeant le sommet avec la plus grande valeur de la fonction objectif par un autre point de valeur plus petite (Nelder & Mead 1965) (Cf. Figure 82). L'algorithme s'arrête quand la longueur des arêtes du simplexe est inférieure à un seuil fixé.

La Figure 83 montre l'organigramme de la méthode classique.

Le premier sommet du simplexe initial (point initial) peut être fourni par l'utilisateur. Les autres sommets peuvent être définis à partir du premier sommet, en sommant une longueur en chaque direction des n coordonnées :

$$X_i = X_0 + \lambda E_i \quad i = 1, \dots, n$$

Où X_0 est le point initial, E_i le vecteur de la base canonique dans la i ème direction et λ le pas initial d'exploration de l'espace des paramètres (Luersen & Le Riche 2001).

L'avantage déterminant de la méthode de Nelder & Mead est qu'il peut être modifié facilement pour prendre en compte des contraintes dites « base constraints », i.e. quand un paramètre n'est pas recherché sur $\mathbb{R}$ mais sur un intervalle de $\mathbb{R}$.

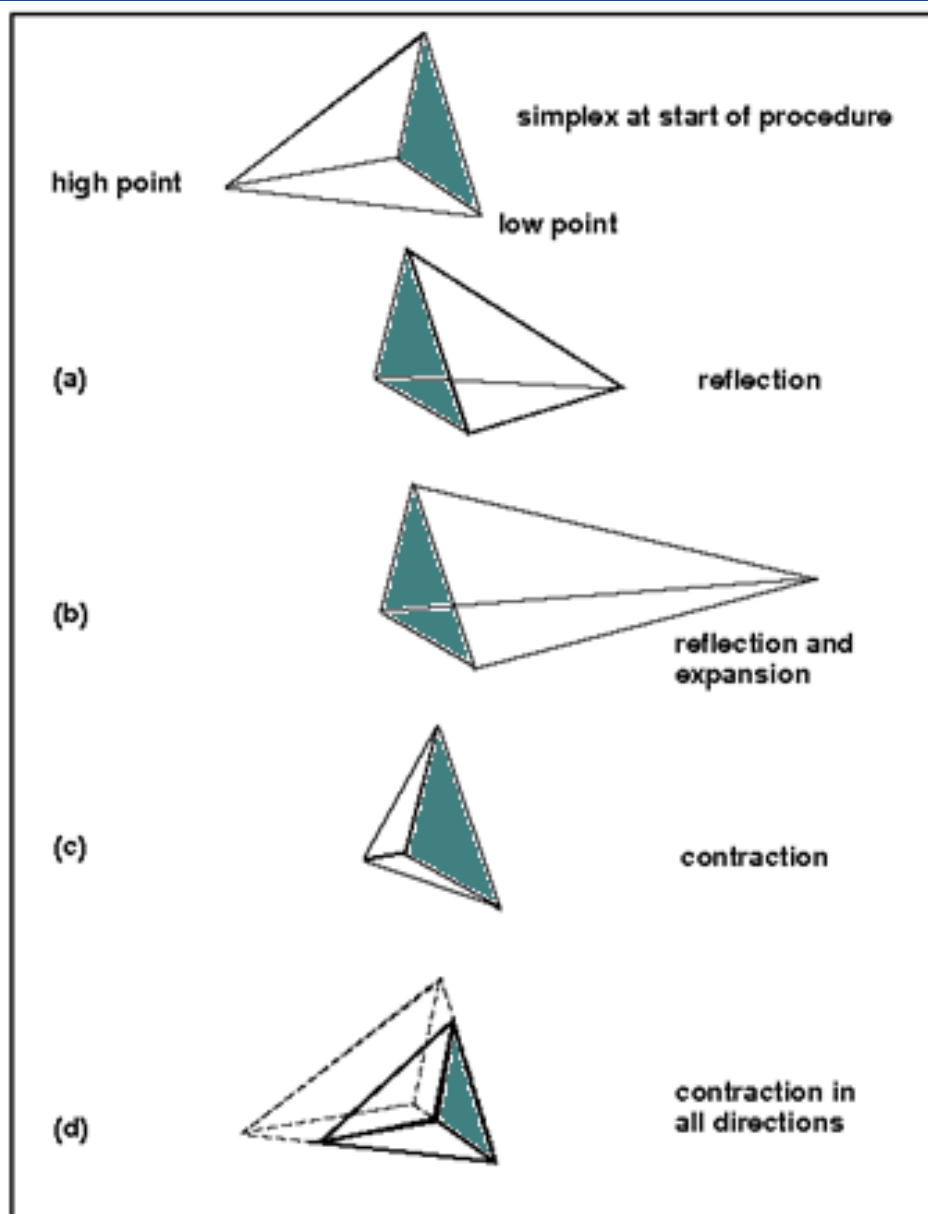


Figure 82 : Evolution possible du simplexe de Nelder & Mead

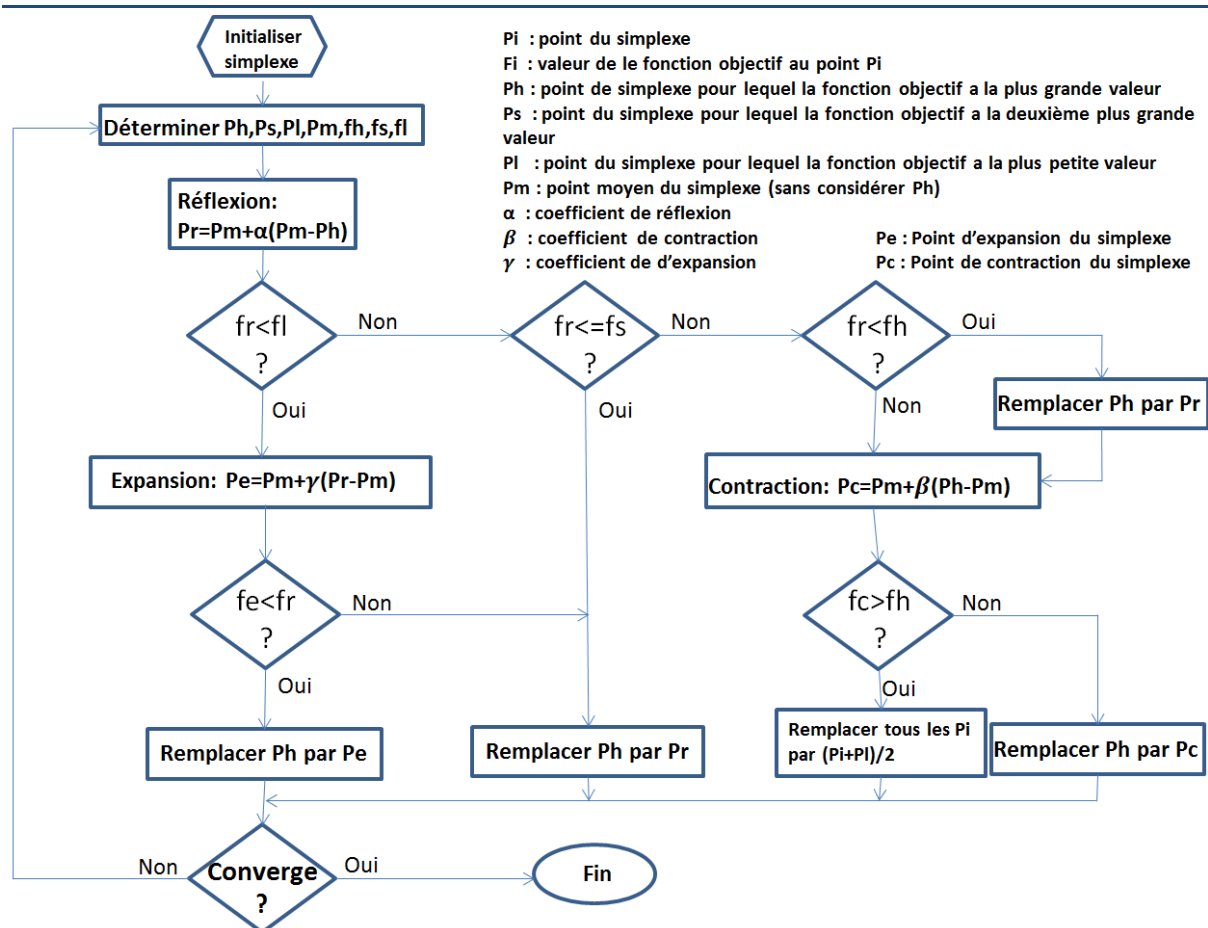


Figure 83 : Organigramme de la méthode de Nelder & Mead classique

Annexe 9 : Méthode de déconditionnement

Exemple de déconditionnement avec la courbe de survie du matériau fonte grise.

La fonte grise non déconditionnée commence en $S(32) = 1$, pour déconditionner cette survie on fait l'hypothèse que la survie de la fonte grise à le même comportement que la survie de la fonte ductile pour ses 32 premières années. Ainsi on translate vers le bas la survie de la fonte grise non déconditionnée d'un écart égale à la différence entre la fonte grise non déconditionnée et la fonte ductile à $S(32)$ (cf. Figure 84).

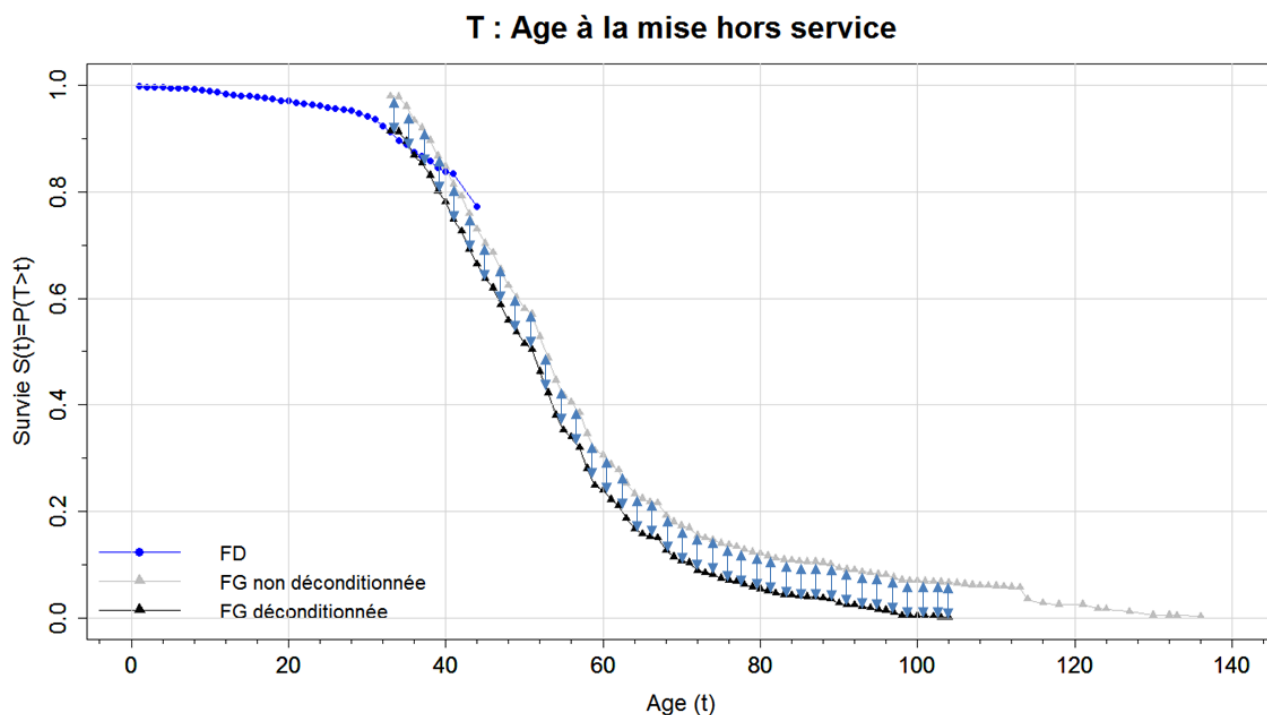


Figure 84 : Méthode de déconditionnement

Annexe 10 : Propriété de « risques proportionnels » du modèle de Weibull

Posons :

$$Z^T \beta = \beta_1 \emptyset + \beta_2 Lg + \beta_3 FG + \beta_4 FD + \beta_5 Autre + \beta_6 NDOA$$

Nous avons écrit la fonction de survie de « Weibull au tronçon » de la façon suivante :

$$S_{\Theta}(t) = e^{-t^{\delta_1} \times e^{\beta_o} \times e^{Z^T \beta}}$$

Or le risqué instantané, par définition, s'écrit :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

et :

$$f_{\Theta}(t) = \frac{-dS_{\Theta}(t)}{dt}$$

Car par définition :

$$F_{\Theta}(t) = 1 - S_{\Theta}(t)$$

Donc nous obtenons :

$$h(t) = \frac{\delta_1 t^{\delta_1-1} \times e^{\beta_o} \times e^{Z^T \beta} \times e^{-t^{\delta_1} \times e^{\beta_o} \times e^{Z^T \beta}}}{e^{-t^{\delta_1} \times e^{\beta_o} \times e^{Z^T \beta}}}$$

$$h(t) = \delta_1 t^{\delta_1-1} \times e^{\beta_o} \times e^{Z^T \beta}$$

Le modèle de « Weibull au tronçon » a donc les propriétés d'un modèle de Cox :

$$\lambda(t, Z) = \lambda_0(t) \times \exp(Z^T \beta)$$

$$\text{Avec } \lambda_0(t) = \delta_1 t^{\delta_1-1} \times e^{\beta_o}$$

Annexe 11 : Courbes de survie partionné par diamètre en 4 groupes

eauservice

- [32 mm, 150[: 15% du linéaire
- [150, 200[: 35% du linéaire
- [200, 300[: 20% du linéaire
- [300, 1000 mm] : 30 % du linéaire

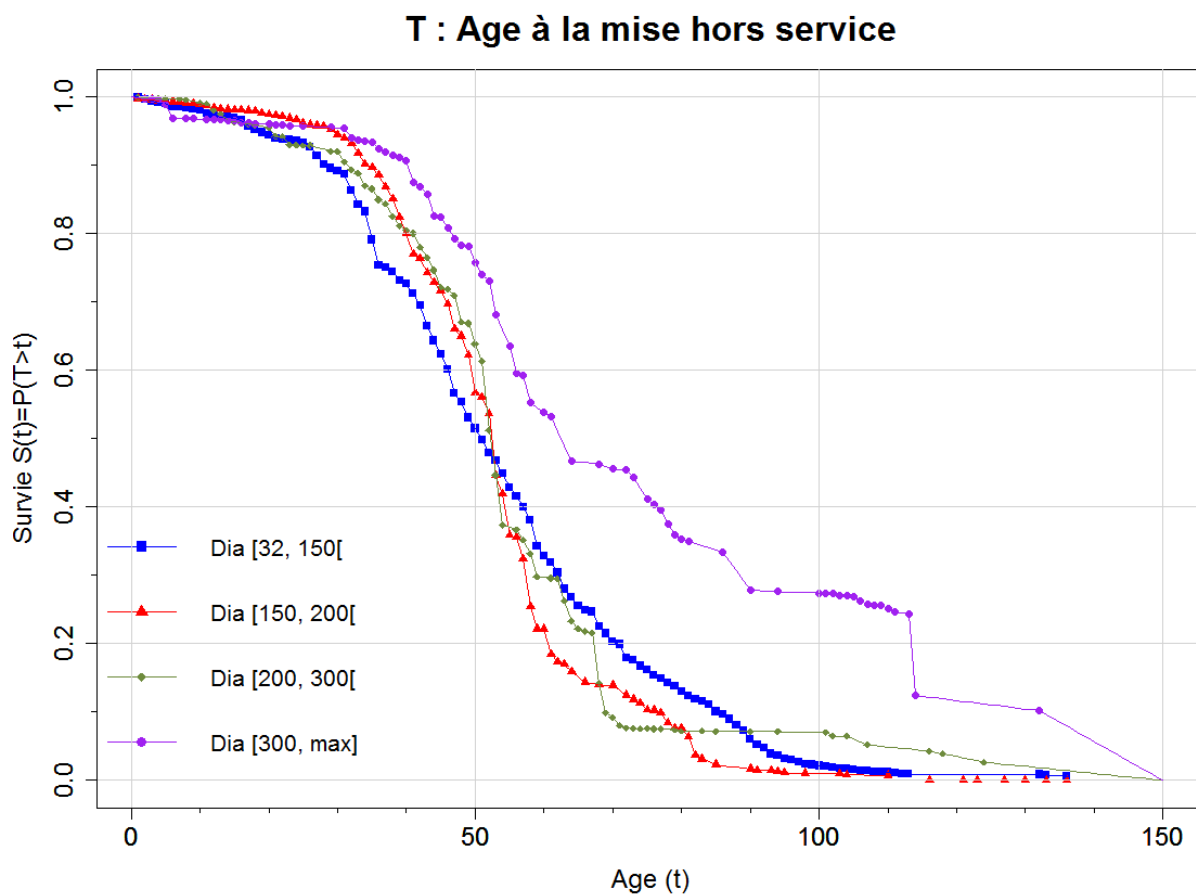


Figure 85 : Courbes de survie empirique par classe de diamètres

Annexe 12 : Corrélation entre longueur et diamètre

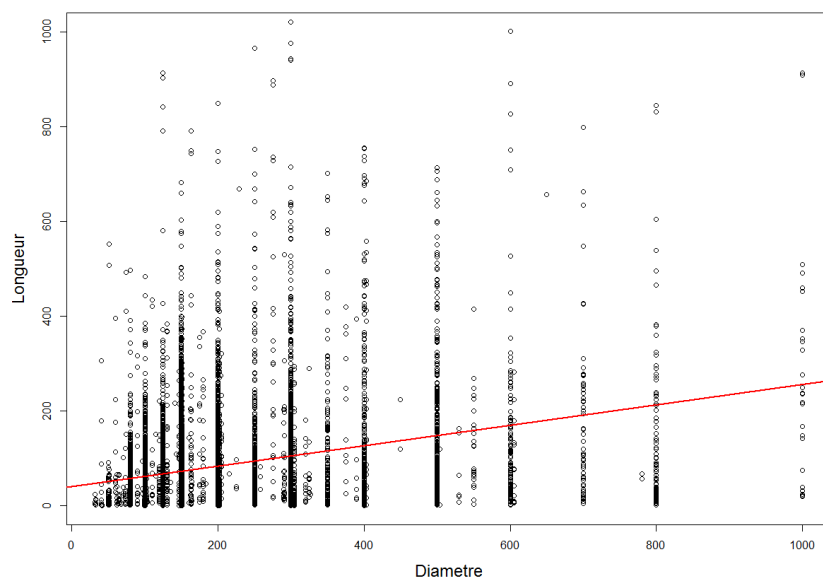


Figure 86 : Corrélation entre longueur et diamètre en nombre de tronçon (échelle réduite) à eauservice

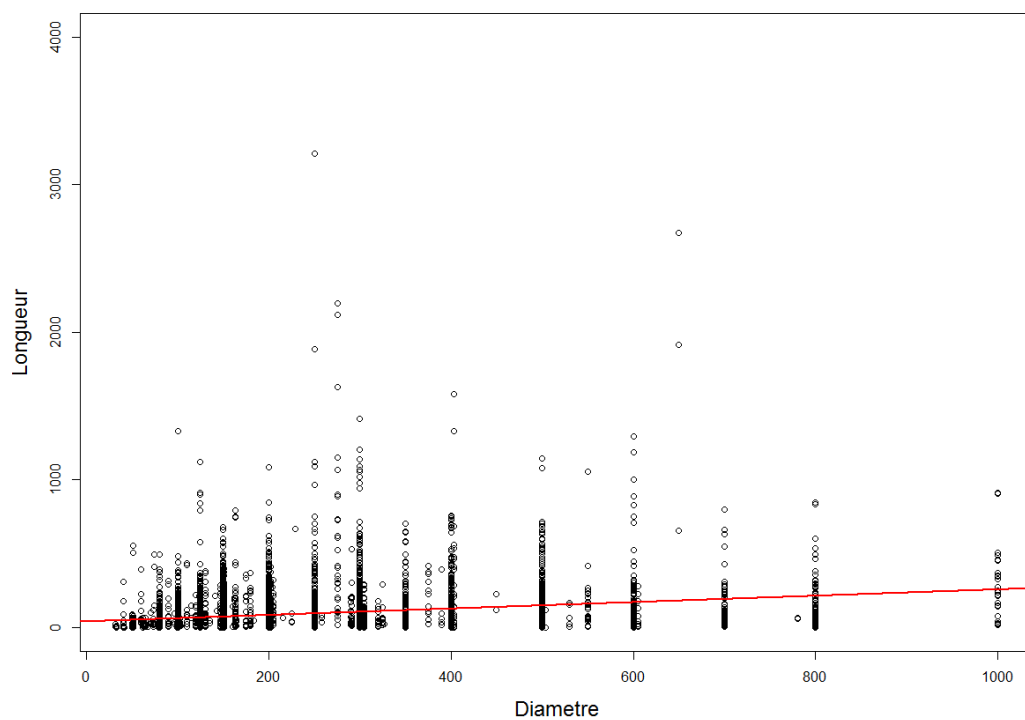


Figure 87 : Corrélation entre longueur et diamètre en nombre de tronçon à eauservice

Annexe 13 : Calage d'une courbe de Weibull sur les points empiriques issues de Kaplan-Meier

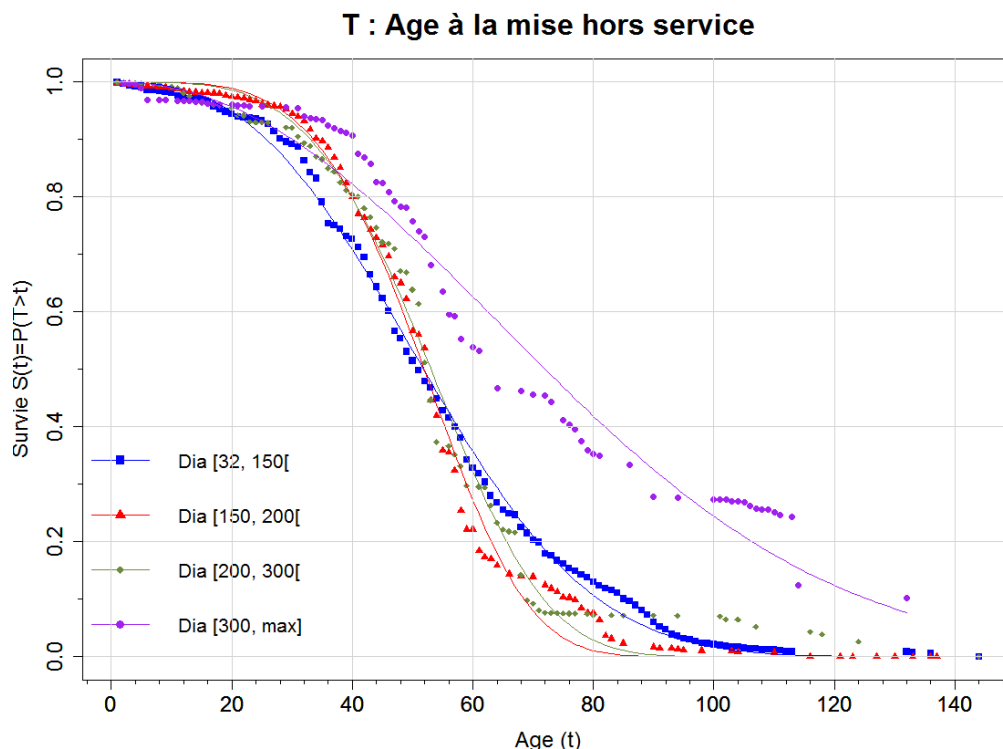


Figure 88 : Points de la survie empirique en linéaire (méthode Kaplan-Meier) et courbe ajustée (équation de Weibull), tous tronçons confondus, partitionnés en 4 sous-ensembles de diamètre (en mm)

Nous avons estimé les besoins en renouvellements futurs en utilisant pour fonction de survie, les trois fonctions survie de Weibull ci-dessous ajustées sur les survies empiriques de Kaplan-Meier par la méthode des moindres carrés (Cf.IV.5.1.2) Cf. Figure 57.

Les trois fonctions de survie de Weibull utilisées sont :

$$S_{32 \geq \varnothing > 150}(t) = e^{-t^{2.7} \times e^{-11}} \quad \text{Eq. 76}$$

Label	Estimate	Ref	Chi2	df	Pval
delta	2.6989260e+00	1	1.0401184e+02	1	0.0000000
lambda	1.1021715e+01	10	8.5345453e+00	1	0.0034847

$$S_{150 \geq \varnothing > 200}(t) = e^{-t^{4.3} \times e^{-17.5}} \quad \text{Eq. 77}$$

Label	Estimate	Ref	Chi2	df	Pval
delta	4.3320470e+00	1	7.5866793e+01	1	0.0000000
lambda	1.7475320e+01	10	6.6247068e+01	1	0.0000000

$$S_{200 \geq \varnothing > 300}(t) = e^{-t^{3.98} \times e^{-16.1}} \quad \text{Eq. 78}$$

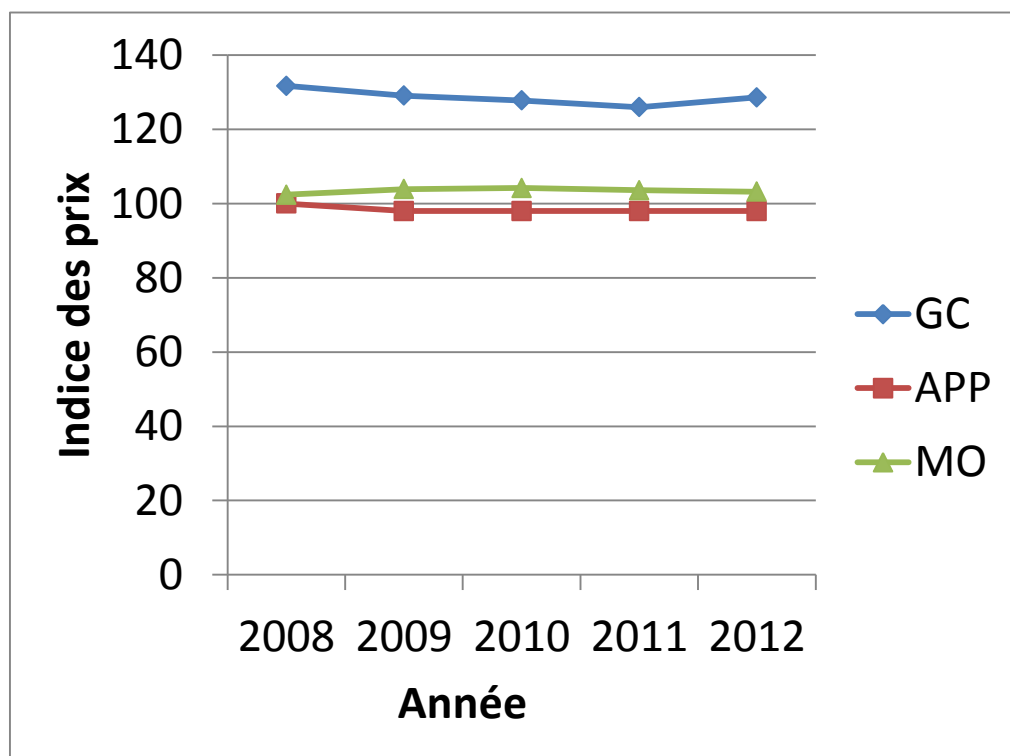
Label	Estimate	Ref	Chi2	df	Pval
delta	3.9751892e+00	1	5.7124280e+01	1	0.0000000
lambda	1.6153437e+01	10	5.3049961e+01	1	0.0000000

$$S_{300 \geq \emptyset}(t) = e^{-t^{2.16} \times e^{-9.6}} \quad \text{Eq. 79}$$

Label	Estimate	Ref	Chi2	df	Pval
delta	2.1575962e+00	1	3.1126389e+01	1	0.0000000
lambda	9.5936775e+00	10	1.4060061e+00	1	0.2357205

Annexe 14 : Evolution des indices des prix

année	GC	APP	MO
2008	131.7	100	102.4
2009	129.1	98	103.9
2010	127.8	98	104.2
2011	126	98	103.6
2012	128.6	98	103.2
évolution (moyenne)/an	-0.6%	-0.5%	0.2%



Annexe 15 : Ajustement de Weibull

La fonction de survie de Weibull, $Sw(t)$, est ajustée à la fonction de survie empirique pour tous les tronçons Cf. V.1.2 (issue de la méthode de Kaplan-Meier) par la méthode d'optimisation de Nelder and Mead (avec pour fonction objectif : les moindres carrés Cf. IV.5.1.1) donne les résultats suivants.

Avec les paramètres de la fonction de Weibull (Estimate), les valeurs initiales entrées pour l'optimisation par la méthode de Nelder & Mead (Ref), les résultats du test statistique de χ^2 (Chi2), les degrés de liberté (df) et les « P-values » (Pval) associées à ce modèle :

Label	Estimate	Ref	Chi2	df	Pval
delta	2.8606329e+00	1	1.0108938e+02	1	0.0000000
lambda	1.1914363e+01	10	2.5025195e+01	1	0.0000006

Les « P-values » sont inférieures à 5% nous pouvons en déduire que les paramètres sont significatifs et que la fonction de Weibull la plus proche de notre fonction empirique de survie est la suivante :

$$Sw(t) = e^{-t^{\delta} \times e^{-\lambda}} = e^{-t^{2.86} \times e^{-11.9}} \quad \text{Eq. 80}$$

Néanmoins lorsque l'on trace ces fonction courbes l'une sur l'autre, on se rend compte que la fonction de Weibull est très décalée de la fonction empirique à partir de 80 ans. Ce décalage peut fortement biaiser les calculs des indicateurs par la suite.

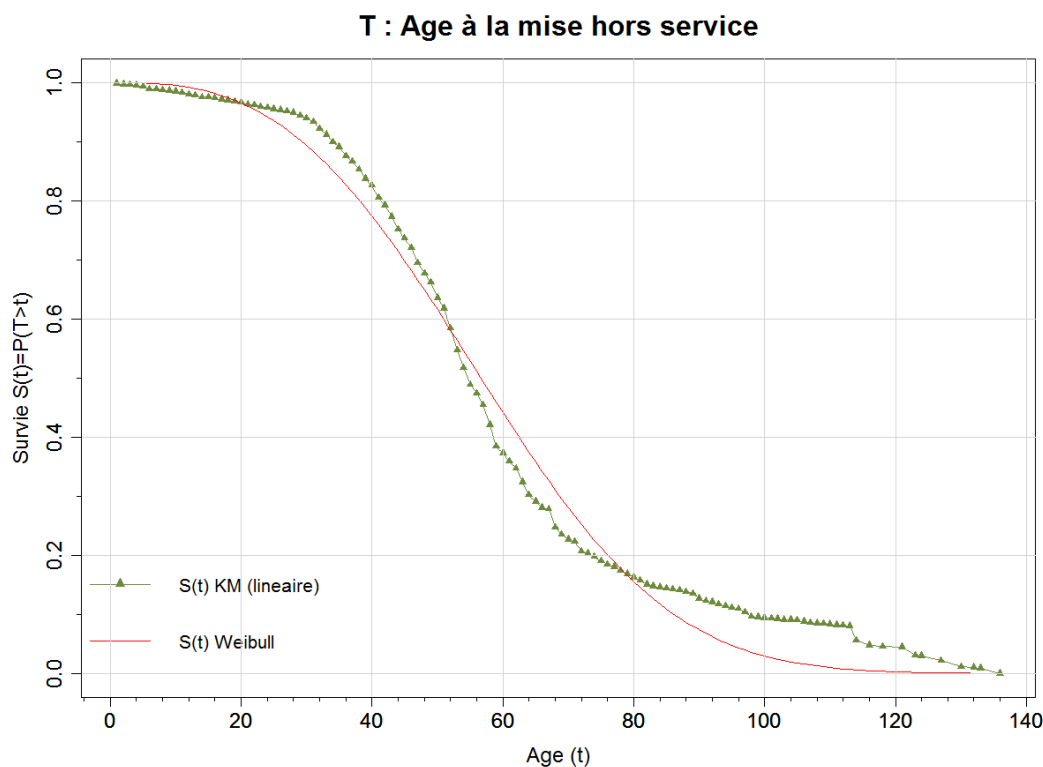


Figure 89 : Comparaison de la courbe empirique de survie en linéaire passé à l'usage et d'une fonction de Weibull ajustée à cette dernière par la méthode des moindres carrés

Annexe 16 : Les coûts par diamètre de canalisation en fonte ductile

ANNEE										GC										APP										MO										GENIE CIVIL										APPAREILLAGE										MAIN D'OEUVRE										GENIE CIVIL										APPAREILLAGE										MAIN D'OEUVRE																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																			
2008										131.7										100.0										102.4										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0										100.0									

Annexe 17 : Régression locale

La régression locale est aussi appelée régression polynomiale avec pondération locale. Elle consiste à déterminer, pour chaque point du jeu de données initial, les coefficients d'un polynôme de faible degré pour effectuer la régression d'un sous-ensemble des données, les valeurs des variables aléatoires étant proches du point pour lequel on effectue la régression, puis à calculer la valeur de ce polynôme pour le point considéré. Les coefficients du polynôme sont calculés à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés, qui donne plus de poids aux points proches du point dont la réponse est estimée, et moins de poids aux points plus éloignés.

De nombreux éléments de la méthode de régression locale, comme le degré du polynôme ou les coefficients de pondération, sont paramétrables. En général, on utilise des polynômes de degré 1 (localement linéaire) ou 2 (localement quadratique), les degrés supérieurs ayant tendance à sur-ajuster les données de chaque sous-ensemble.

La pondération repose sur l'idée que les points rapprochés ont plus de chances d'être liés entre eux d'une manière simple que les points éloignés. Si l'on suit ce principe, on attribue un poids plus grand aux points qui ont le plus de chances de correspondre au modèle, pour estimer les paramètres du modèle local.

La fonction de pondération généralement utilisée pour effectuer une régression locale est une fonction cubique pondérée :

$$w(x) = (1 - |x|^3)^3 I\{|x| < 1\} \quad \text{Eq. 81}$$

Cependant, il est possible d'utiliser toute autre fonction de pondération qui satisfait les propriétés énumérées à (Cleveland & Loader 1979). Le poids d'un point particulier d'un sous-ensemble local s'obtient en calculant la valeur de la fonction de pondération avec la distance entre ce point et le point d'estimation, après mise à l'échelle de la distance de telle sorte que la distance absolue maximale sur tous les points du sous-ensemble de données soit exactement égale à 1.

Elaboration d'un modèle long terme pour optimiser le renouvellement des canalisations d'eau potable

Annexe 18 : Poids pour les critères ARP

Impacts considérés	Critère ARP	Détail	Calcul	Commentaires	Poids des critères - ARP 2007	Poids des critères - ARP 2011	Poids des critères - ARP 2014
Modèle M2 - Risque							
Impact d'une coupure d'eau vis-à-vis des consommateurs	PCWI	Predicted Critical Water Interruption = Interruptions de service critique	= nb annuel de défaillances x durée de la coupure d'eau x vulnérabilité des consommateurs (SC)			0	0
	PWI	Predicted Water Interruptions = Interruptions de service	= nb annuel de défaillances x durée de la coupure d'eau x nb de personnes alimentées par la conduite (NPS)	avec NPS = nb branchements sur conduite x nb d'hab par branchement	0.1	0.25	0.25
	PFWI	Predicted Frequency of Water Interruption	= nb annuel de défaillances x durée de la coupure d'eau x longueur tronçon/100		0.15		
	HCI	Criticité hydraulique	cf Relnet			0	0
Impact des travaux sur les usagers de la voirie	DT	Perturbation du Trafic Routier	= nb annuel de défaillances x sensibilité de la route (SR)	avec SR = vulnérabilité de la route et intensité du trafic routier	0.12	0.18	0.18
Impact d'une inondation provoquée par une fuite sur la zone urbaine	DDI	Dégâts ou perturbations sur D'autres Infrastructures = Dégâts au tiers	= taux de défaillance probable x diamètre² x pression x vulnérabilité de l'infrastructure (SI)		0.18	0.27	0.27
Modèle M3 - Economique							
Impact économique	ARC	Coût de Réparation Annuel	= nb annuel de défaillances x coût unitaire de réparation (dpd du diamètre)		0.15	0.2	0.2
Hors modèle							
Dimensionnement de la conduite	Info1	Prise en compte des tronçons sous dimensionnés	par simulation hydraulique (calcul des pertes de charge)		0.15	0.1	0.1
Coordination	COS	Prise en compte de la coordination dans les coûts de réhabilitation			0.15		
Indice de perception	IPC						
Critères utilisés dont je ne connais pas les poids							