

Université du Québec
INRS-Eau

**ÉTUDE DES IMPACTS DU MATÉRIAU ET DE LA LONGUEUR
DES TRONÇONS D'AQUEDUC SUR LES TAUX DE BRIS**

Par
Jean-François Noël

Mémoire présenté pour l'obtention du
grade de Maître ès sciences (M. Sc.)
en sciences de l'eau

Jury d'évaluation

Examineur interne	Taha Ouarda, professeur INRS-Eau
Examineur externe	Pascal Le Gauffre URGC – Hydrologie urbaine, INSA Lyon
Examineur externe	Geneviève Pelletier, ingénieur de projet BPR-CSO
Directeur de recherche	Jean-Pierre Villeneuve, directeur et professeur INRS-Eau

22 octobre 2001

©droits réservés de *Jean-François Noël*, 2001

REMERCIEMENTS

Je remercie tout d'abord Jean-Pierre Villeneuve, mon directeur de recherche, pour son support moral, les précieux conseils qu'il m'a donné et le soutien financier qu'il m'a offert. Je remercie ensuite Alain Mailhot pour son support technique d'une qualité exceptionnelle qui a rendu possible la réalisation de ce mémoire et je le remercie également pour son support moral. Je remercie les membres du jury d'évaluation, dont monsieur Pascal Le Gauffre et monsieur Taha Ouarda pour les commentaires constructifs qu'ils ont apportés et qui ont ainsi permis d'effectuer les corrections nécessaires pour la version finale de cet ouvrage. J'aimerais aussi remercier Geneviève Pelletier de m'avoir fourni plusieurs articles et autres documents nécessaires à la rédaction de ce mémoire, Claude Blanchette pour le support informatique et je remercie Jean Paquet de la ville de Chicoutimi pour son expertise et les données qu'il nous a fournies.

RÉSUMÉ

Le vieillissement des réseaux d'aqueduc est une réalité qui devient de plus en plus préoccupante, d'où l'importance de développer des outils permettant aux gestionnaires des municipalités de prendre de meilleures décisions quant à la planification des interventions sur leur réseau. Un modèle a été développé et utilise l'âge des tronçons d'un réseau et le nombre de bris antérieurs pour prédire l'évolution de leur état, le nombre de bris étant utilisé comme indicateur de l'état structural d'un tronçon. La présente étude comporte deux types d'objectifs. D'une part, une série d'objectif liée au modèle et permettant d'acquérir des informations sur le comportement du modèle et sur la signification des résultats (influence de la période archivée et détermination des intervalles de confiance sur les paramètres du modèle). D'autre part, une étude davantage liée à l'impact des facteurs de risque étudiés (types de matériaux et longueur des tronçons) et permettant d'acquérir des informations sur les patrimoines étudiés.

Une méthodologie pour estimer l'impact de la durée de l'historique de bris d'une municipalité sur les résultats du modèle a été développée. Cette méthodologie a été appliquée au réseau d'aqueduc de Jonquière, dont les premiers tronçons ont été posés en 1911. Les résultats obtenus ont permis de montrer qu'un historique de bris de moins de 10 ans, soit moins de 12% de l'âge du réseau, apporte des résultats statistiquement peu significatifs. Par contre, l'étude a démontrée que les intervalles de confiance sur les paramètres du modèle lorsque l'historique de bris couvre plus de 25% de l'âge du réseau sont sensiblement les mêmes que les intervalles de confiance sur les paramètres lorsque l'historique de bris couvre 100% de l'âge du réseau.

Le modèle utilisé, de nature statistique, a finalement permis d'estimer l'impact de différents facteurs de risque tel que le type de matériau des conduites et la longueur des tronçons sur les probabilités de bris. Pour ce faire, les tronçons des réseaux d'aqueduc étudiés ont été classés selon leur type de matériau ou leur longueur. Par la suite, les probabilités de bris ont été déterminées pour chacune de ces classes. Concernant l'impact du matériau, la détermination des intervalles de confiance sur les paramètres du modèle a permis de constater que les

tronçons en PVC ont un comportement structural significativement différents des fontes, et ce autant pour le réseau de Chicoutimi que celui de Gatineau, soit les deux réseaux d'aqueduc étudiés. D'un autre côté, aucune différence significative n'a été observée entre les comportements des tronçons en fonte grise et les comportements des tronçons en fonte ductile. Les travaux effectués sur l'impact de la longueur des tronçons ont permis de soutenir l'hypothèse selon laquelle les bris sur un réseau puissent être corrélés spatialement. Un modèle jouet, présenté dans ce mémoire, a d'ailleurs été développé afin de reproduire ce phénomène de regroupement des bris.

1	INTRODUCTION.....	1
2	REVUE DE LITTÉRATURE.....	5
2.1	LA DETERIORATION DES CONDUITES D'AQUEDUC	5
2.2	LES MATERIAUX DES CONDUITES	7
2.3	LES CORRELATIONS SPATIALES ET TEMPORELLES ENTRE LES BRIS	9
2.4	LES MODELES DEVELOPPES.....	10
2.4.1	<i>Les modèles de type agrégé</i>	<i>11</i>
2.4.2	<i>Les modèles de type régression.....</i>	<i>12</i>
2.4.3	<i>Les modèles probabilistes</i>	<i>12</i>
3	NOTIONS DE BASE	15
3.1	NOTION DE TRONÇON	15
3.2	STRATIFICATION DES BRIS	16
3.3	HISTORIQUE DE BRIS TRONQUE	17
4	DONNÉES DISPONIBLES.....	19
4.1	PRESENTATION DES MUNICIPALITES	19
4.1.1	<i>Caractéristiques du réseau de Chicoutimi.....</i>	<i>20</i>
4.1.2	<i>Caractéristiques du réseau de Gatineau</i>	<i>25</i>
4.2	STRUCTURE DES BASES DE DONNEES	29
4.2.1	<i>Données de Chicoutimi.....</i>	<i>31</i>
4.2.2	<i>Données de Gatineau.....</i>	<i>35</i>
5	DESCRIPTION DU MODÈLE UTILISÉ.....	37
5.1	FONCTIONS STATISTIQUES	37
5.2	TYPES DE DISTRIBUTION UTILISES	38
5.3	DESCRIPTION DU MODELE.....	39
5.4	FONCTION DE VRAISEMBLANCE	40
6	IMPACT DE LA DURÉE DE LA PÉRIODE D'ARCHIVAGE DES BRIS SUR LES RÉSULTATS DE LA MODÉLISATION.....	47
6.1	PROBLEMATIQUE.....	47
6.2	METHODOLOGIE.....	47
6.3	RESULTATS	49
7	IMPACT DU MATÉRIAU SUR LES PROBABILITÉS DE BRIS.....	57

7.1	CHICOUTIMI.....	57
7.2	GATINEAU	59
7.3	DISCUSSION	61
8	IMPACT DE LA LONGUEUR DES TRONÇONS SUR LES PROBABILITÉS DE BRIS	63
8.1	ANALYSE DESCRIPTIVE DES BRIS SUR LE RESEAU DE CHICOUTIMI	63
8.2	RESULTATS DU MODELE	67
8.2.1	<i>Chicoutimi</i>	67
8.2.2	<i>Gatineau</i>	72
8.2.3	<i>Évolution des probabilités de premier bris</i>	76
8.2.3.1	Notion de premier bris	76
8.2.3.2	Influence des vrais premiers bris sur la modélisation.....	78
8.2.3.3	Discussion	83
9	ESTIMATION DES INTERVALLES DE CONFIANCE SUR LES PARAMÈTRES DU MODÈLE	85
9.1	PROBLEMATIQUE.....	85
9.2	METHODOLOGIE.....	86
9.3	ÉTUDE SELON L'ANNEE D'INSTALLATION	91
9.4	ÉTUDE SELON LE TYPE DE MATERIAU	95
9.4.1	<i>Chicoutimi</i>	95
9.4.2	<i>Gatineau</i>	99
9.4.3	<i>Discussion</i>	102
10	CONCLUSION	103
	LISTE DES RÉFÉRENCES	107
	ANNEXE.....	111

LISTE DES FIGURES

Figure 3.1 – Concept de tronçon	16
Figure 3.2 – Exemple de stratification pour un tronçon fictif.....	17
Figure 3.3 – Exemple d'historique tronqué pour un tronçon fictif	17
Figure 4.1 – Linéaire de réseau à Chicoutimi en fonction du temps.....	22
Figure 4.2 – Nombre de bris annuel à Chicoutimi de 1976 à 1999.....	22
Figure 4.3 – Nombre de tronçons par intervalles de longueur pour Chicoutimi en 1996	24
Figure 4.4 – Taux de bris par intervalle de longueur pour Chicoutimi en 1996	24
Figure 4.5 – Nombre de tronçon par intervalles de diamètre à Chicoutimi en 1996	25
Figure 4.6 – Taux de bris par intervalles de diamètre pour Chicoutimi en 1996.....	25
Figure 4.7 – Linéaire de réseau à Gatineau en fonction du temps	26
Figure 4.8 – Nombre de bris annuel à Gatineau de 1981 à 1996	26
Figure 4.9 – Nombre de tronçons par intervalles de longueur pour Gatineau en 1995.....	28
Figure 4.10 – Taux de bris par intervalle de longueur pour Gatineau en 1995.....	28
Figure 4.11 – Nombre de tronçon par intervalles de diamètre à Gatineau en 1995	29
Figure 4.12 – Taux de bris par intervalles de diamètre pour Gatineau en 1995	29
Figure 4.13 – Histogramme du nombre de tronçons voisins	34
Figure 4.14 – Distribution des types de fuites pour Chicoutimi de 1994 à 2000.....	35
Figure 5.1 – Variables utilisées lors du calcul de la fonction de vraisemblance.....	41
Figure 6.1 – Résumé de la méthode pour estimer l'impact de la période archivée.....	49
Figure 6.2 – Fréquence du paramètre final λ_1 pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; λ_1 initial = 0,031)	51
Figure 6.3 – Fréquence du paramètre final λ_2 pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; λ_2 initial = 0,172)	51
Figure 6.4 – Fréquence du paramètre final p pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; p initial = 1,360).....	52
Figure 6.5 – Moyenne de λ_1 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_1 = 0,031$)	52
Figure 6.6 – Moyenne de λ_2 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_2 = 0,172$)	53

Figure 6.7 – Moyenne de p selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $p = 1,360$).....	53
Figure 6.8 – Écart-type de λ_1 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_1 = 0,031$).....	54
Figure 6.9 – Écart-type de λ_2 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_2 = 0,172$).....	54
Figure 6.10 – Écart-type de p selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $p = 1,360$)	55
Figure 7.1 – Fonction de survie par matériau pour le premier bris – Chicoutimi	58
Figure 7.2 – Fonction de survie par matériau pour les bris subséquents – Chicoutimi.....	59
Figure 7.3 – Fonction de survie par matériau pour le premier bris – Gatineau	60
Figure 7.4 – Fonction de survie par matériau pour les bris subséquents – Gatineau	60
Figure 8.1 – Probabilités de bris sur le même tronçon dans l'année suivant un bris pour les tronçons de Chicoutimi	65
Figure 8.2 – Nombre de bris moyen par tronçon après un nombre d'année donné depuis l'installation - Chicoutimi	67
Figure 8.3 – Fonction de survie pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Chicoutimi	68
Figure 8.4 – Fonction de survie pour les bris subséquents selon la longueur et le nombre d'année après un bris pour Chicoutimi	69
Figure 8.5 – Fonction de risque pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Chicoutimi	70
Figure 8.6 - $\ln[h(t)]$ en fonction de $\ln L$ pour les premiers bris à Chicoutimi.....	71
Figure 8.7 – Fonction de risque pour les bris subséquents à Chicoutimi	72
Figure 8.8 – Fonction de survie pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Gatineau.....	73
Figure 8.9 – Fonction de survie pour les bris subséquents selon la longueur et le nombre d'année après un bris pour Gatineau.....	74
Figure 8.10 – Fonction de risque pour le premier bris à Gatineau.....	74
Figure 8.11 – $\ln[h(t)]$ en fonction de $\ln L$ pour les premiers bris à Gatineau	75
Figure 8.12 – Fonction de risque pour les bris subséquents à Gatineau.....	76

Figure 8.13 – Exemple de vrai premier bris.....	77
Figure 8.14 – Exemple d'historique de bris sur un tronçon fictif	80
Figure 8.15 – Fonctions de survie pour le premier bris calculées avec le modèle jouet ($\lambda_1=0,5$; $\lambda_2=0,8$; $t = 20$; $L = 20\ 000$)	80
Figure 8.16 – $\ln[-\ln(F(t))]$ en fonction de $\ln L_0$ pour les premiers bris selon les résultats obtenus du modèle jouet avec $p = 500$ et $p = 800$	83
Figure 9.1 – Exemple d'estimation des intervalles de confiance sur les paramètres d'un modèle : λ_1 versus p	87
Figure 9.2 – Exemple d'estimation des intervalles de confiance sur les paramètres d'un modèle : Valeur de la fonction versus λ_1	87
Figure 9.3 - Exemple d'intervalles de confiance sur les probabilités de bris de deux groupes de tronçons.....	91
Figure 9.4 – Fonctions de survie pour le premier bris selon l'année d'installation – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi	92
Figure 9.5 – Fonctions de survie pour les bris subséquents selon l'année d'installation – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi	92
Figure 9.6 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre λ_1 – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi	93
Figure 9.7 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre p – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi	94
Figure 9.8 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre λ_2 – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi	94
Figure 9.9 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_1 selon le matériau – Chicoutimi	95
Figure 9.10 – Intervalles de confiance à 95% pour p selon le matériau – Chicoutimi	96
Figure 9.11 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_2 selon le matériau – Chicoutimi	96
Figure 9.12 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – λ_1 vs λ_2 – Chicoutimi selon le type de matériau	97
Figure 9.13 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_1 – Chicoutimi selon le type de matériau	98
Figure 9.14 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_2 – Chicoutimi selon le type de matériau	98

Figure 9.15 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_1 selon le matériau – Gatineau	99
Figure 9.16 – Intervalles de confiance à 95% pour p selon le matériau – Gatineau	100
Figure 9.17 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_2 selon le matériau – Gatineau	100
Figure 9.18 - Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – λ_1 vs λ_2 – Gatineau selon le type de matériau	101
Figure 9.19 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_1 – Gatineau selon le type de matériau	101
Figure 9.20 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_2 – Gatineau selon le type de matériau	102

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 4.1 – Principales caractéristiques des réseaux d’aqueduc des quatre municipalités...	20
Tableau 4.2 – Caractéristiques des tronçons de Chicoutimi selon le type de matériau.....	23
Tableau 4.3 - Caractéristiques des tronçons de Gatineau selon le type de matériau.....	27
Tableau 4.4 – Exemple d’informations contenues dans le fichier AQUEDUC.....	30
Tableau 4.5 – Exemple d’informations contenues dans le fichier BRIS.....	30
Tableau 4.6 –Type de problèmes rencontrés dans la base de données initiale de Chicoutimi.....	32
Tableau 5.1 – Type de distribution et paramètres selon l’ordre du bris.....	39
Tableau 8.1 – Nombre de tronçons par classe de longueur (Chicoutimi).....	64
Tableau 8.2 – Nombre de tronçons posés après 1976 et ayant une période d’observation d’au moins 5, 10 ou 15 ans –Chicoutimi	66
Tableau 8.3 – Nombre de tronçons dans chaque classe de longueur pour Chicoutimi.....	68
Tableau 8.4 –Nombre de tronçons dans chaque classe de longueur pour Gatineau.....	73
Tableau A1 – Paramètres de calage selon le matériau – Chicoutimi.....	113
Tableau A2 – Paramètres de calage selon le matériau – Gatineau.....	113
Tableau A3 – Paramètres de calage selon la longueur – Chicoutimi.....	113
Tableau A4 – Paramètres de calage selon la longueur – Gatineau.....	114

1 INTRODUCTION

Que ce soit au Québec ou en Amérique du Nord, les perspectives d'avenir en matière d'infrastructures urbaines sont préoccupantes. Par exemple, le rythme auquel certaines municipalités remplacent présentement leurs conduites d'égouts et d'aqueduc ne leur permettra vraisemblablement pas d'éviter à long terme une dégradation généralisée de leurs réseaux. Les gestionnaires municipaux, faute de moyens financiers, ne peuvent mettre en place de bons programmes de maintenance préventive. Les stratégies adoptées peuvent coûter très cher à long terme. Il est donc nécessaire de développer des outils permettant aux gestionnaires de prendre des décisions éclairées pour une meilleure planification des interventions.

L'utilisation de tels outils nécessite des données sur l'état des infrastructures. Malheureusement, il est toujours difficile de connaître l'état structural d'un réseau d'aqueduc ou d'égouts puisqu'ils sont souterrains. Pour les réseaux d'égouts, plusieurs techniques d'auscultation permettent de déterminer l'état des conduites. Pour les conduites de distribution d'eau potable, de telles techniques sont plus rares. Par contre, ces dernières étant sous pression, le nombre de bris est souvent utilisé comme indicateur de l'état du réseau. Généralement, les bris répertoriés par les municipalités sont des ruptures ou des fissurations de conduite causant une perte d'eau visible en surface et nécessitant une intervention sur le réseau. Le nombre de bris correspond alors au nombre d'intervention sur le réseau car les bris non réparés ou non signalés ne sont pas notés par les municipalités. Le nombre de bris réparés n'est pas l'indicateur idéal mais il s'impose étant donné le type d'information disponible.

Rares sont les municipalités possédant des données sur l'état de leurs réseaux. Un sondage effectué auprès de 200 municipalités du Québec a permis d'identifier quelques municipalités possédant une base de données de leur réseau d'aqueduc dans laquelle on retrouve un recensement des bris de conduites (Fougères et al., 1998). Parmi ces municipalités, deux ont été retenues dans le cadre de ce mémoire. Elles possèdent des historiques de bris de 21 et de 16 ans. Le sondage n'a pas permis d'identifier une municipalité ayant un archivage des bris

couvrant toute la période de temps depuis l'installation des premières conduites. Généralement, les bris répertoriés ne couvrent que la période récente. Cette situation complique l'application des techniques statistiques basées sur l'analyse de survie pour modéliser les probabilités de bris de différents groupes de conduites. Une méthode a été développée et permet d'étendre le domaine d'application de cette technique aux municipalités à court historique de bris (Mailhot et al., 2000). Elle permet donc d'estimer les valeurs des paramètres des modèles de détérioration des conduites. Les recherches présentées utilisent ce type d'approche.

L'impact de la durée de la période d'archivage des bris sur les résultats du modèle a d'abord été étudié. Des bris ont été générés aléatoirement sur des conduites d'aqueduc et la période d'observation de ces bris a été modifiée. Il a été observé, comme l'on était en droit de s'attendre, que plus la période d'observation est courte, plus les intervalles de confiance sur les paramètres de calage du modèle sont grands. Le modèle développé a ensuite servi à étudier l'impact du type de matériau sur le taux de bris. Les matériaux généralement utilisés pour les conduites d'aqueduc sont la fonte grise, la fonte ductile et le PVC. La fonte ductile est souvent vue par les gestionnaires de réseau comme étant un moins bon matériau. La méthode présentée déterminera si c'est vraiment le cas pour les deux municipalités étudiées.

L'impact de la longueur des conduites sur les probabilités de bris a aussi été étudié. La longueur d'un tronçon d'aqueduc a un impact sur le taux de bris car plus un tronçon est long, plus les probabilités qu'il subisse des bris sont élevées. Ce mémoire présente les recherches qui ont été effectuées pour tenter de comprendre comment le découpage d'un réseau d'aqueduc en tronçons de longueurs inégales peut influencer les résultats de la modélisation. Une analyse descriptive des corrélations spatiales entre les bris sur un réseau a également été effectuée. Finalement, le modèle utilisé étant de nature statistique, une méthode pour calculer les intervalles de confiance sur les paramètres de calage du modèle est présentée. Cette méthode permettra de déterminer si les résultats de la modélisation pour différents groupes de conduites sont significativement différents.

Comme on peut le constater, l'étude comporte deux types d'objectifs. D'une part, l'influence de la période archivée et la détermination des intervalles de confiance permettent d'acquérir de la connaissance sur le comportement du modèle testé et sur la signification des résultats. D'autre part, l'impact des facteurs de risque étudiés, soit le type de matériaux et la longueur des tronçons, permet d'acquérir de la connaissance sur les patrimoines étudiés.

Avant de présenter ces travaux, une revue de littérature sur la détérioration des conduites d'eau potable est exposée et certaines notions de base sont expliquées. Ensuite, les réseaux d'aqueduc des municipalités étudiées ainsi que le modèle utilisé sont décrits.

2 REVUE DE LITTÉRATURE

Quatre sujets sont abordés dans cette revue de littérature. Premièrement, afin de mieux comprendre la détérioration des réseaux, les facteurs pouvant influencer l'état des conduites sont présentés. Les conséquences de cette détérioration sont également décrites. Deuxièmement, étant donné que l'impact du matériau sur le taux de bris sera étudié, les différents types de matériau utilisés pour les conduites d'aqueduc sont présentés ainsi que leurs caractéristiques. Dans un troisième temps, certains travaux déjà réalisés sur le regroupement spatial et temporel des bris sont présentés. Cette partie servira à mieux comprendre l'impact de la longueur des tronçons sur les probabilités de bris. Cette partie est également nécessaire à la compréhension des résultats obtenus dans le cadre de l'analyse des corrélations spatiales entre les bris. Enfin, une brève revue des modèles développés sur la détérioration des conduites d'aqueduc est présentée. Les conclusions des études menées avec ces modèles sont importantes afin de mieux comprendre la modélisation proposée.

2.1 La détérioration des conduites d'aqueduc

Comme en témoigne la littérature, les causes de la détérioration des conduites d'aqueduc peuvent être nombreuses. Elnaboulsi et Alexandre (1996) ont classé ces causes en trois catégories : les facteurs environnementaux, les facteurs spécifiques au réseau et les facteurs spécifiques aux conduites. Premièrement, les facteurs environnementaux concernent tout ce qui se trouve dans le voisinage des conduites et qui peut avoir un effet sur l'évolution de l'état structural de celles-ci. Par exemple, la corrosivité du sol, les courants électriques vagabonds, l'instabilité du sol, les conditions de pose, les fuites comme facteurs aggravant, la circulation et les sels pour le déneigement des routes sont des facteurs environnementaux. Deuxièmement, les facteurs spécifiques au réseau concernent les caractéristiques des réseaux ayant une incidence sur l'évolution de l'état structural. À titre d'exemple, la variation des conditions d'opération (débit, pression), la nature de l'eau (son PH, ses constituants), la température de l'eau et les manœuvres accidentelles sur le réseau sont des facteurs spécifiques

au réseau. Finalement, les facteurs spécifiques aux conduites sont par exemple l'âge de la conduite, le type de matériaux, la longueur, la profondeur de pose, l'épaisseur de la paroi, la construction et le lit de pose, la qualité de la main-d'œuvre, le diamètre, les joints et branchements, le comportement statique, etc. La détérioration des conduites est influencée par la combinaison de plusieurs de ces facteurs que l'on désigne comme étant les facteurs de risque. La corrosion (externe ou interne) des parois des conduites en fonte grise et en fonte ductile est la principale cause des fuites.

Les trois principales conséquences de la détérioration des conduites d'aqueduc sont les bris, une réduction de la capacité hydraulique et une détérioration de la qualité de l'eau. Les bris peuvent consister en de petites fuites dues à la détérioration des joints ou à la corrosion des tuyaux. Ces fuites peuvent diminuer énormément le rendement du réseau comme elles peuvent aussi conduire à des dommages plus importants. Les bris peuvent aussi être des ruptures de conduites dues à l'action combinée de la corrosion et des mouvements du sol par exemple. Ces ruptures ont les mêmes désavantages que les petites fuites mais leur importance cause de plus grandes perturbations d'exploitation et le coût des dommages peut être beaucoup plus élevé. Les coûts engendrés par un bris couvrent non seulement les dommages qu'ils causent, mais également la réparation du bris. Une étude sur le réseau d'aqueduc de la ville de Gatineau montre que le coût moyen de la réparation d'un bris d'aqueduc est d'environ 3200\$ (Chevalier, 1996). Ce chiffre ne tient pas compte de la valeur associée au volume d'eau perdu.

La réduction de la capacité hydraulique est due à l'entartrage des conduites par les dépôts calcaires ou par les produits de la corrosion (Pelletier, 2000) qui résulte en des chutes de pression et de débit. La diminution de la surface d'écoulement et l'augmentation des coefficients de rugosité entraînent des pertes de charges supplémentaires qui font augmenter les coûts de pompage. Pour ce qui est de la détérioration de la qualité de l'eau, elle peut être due à la présence de produits de la rouille et de la corrosion ou de sites favorables au développement de bactéries.

2.2 Les matériaux des conduites

Les trois principaux types de matériaux utilisés pour les conduites d'aqueduc sont la fonte grise, la fonte ductile et le PVC. Les fontes sont des alliages de fer et de carbone contenant toujours plus de 2% de carbone (Dorlot et al., 1986). Les fontes contiennent aussi de faibles pourcentages de silicium (de 0,5 à 4%), manganèse (0,3 à 1,5%) et phosphore (0,5 à 2%). Elles sont économiques à produire et faciles à mouler (Gagnon, 1977). Le principal désavantage des conduites en fonte est qu'elles se corrodent. En effet, sous l'action de différents facteurs environnementaux tel que la corrosivité du sol et la présence d'eau, ces conduites ont tendance à rouiller et à s'oxyder, causant des fuites, l'entartrage des conduites et une détérioration de la qualité de l'eau.

Les conduites en fonte grise ont été installés du 19^{ième} siècle jusqu'à la décennie 1970. La fonte grise est un matériau fragile. Ainsi, lorsqu'elle est soumise à des efforts de traction, de compression, de flexion ou de torsion, la fonte grise subira des déformations élastiques jusqu'à sa rupture, qui surviendra de manière très subite (Dorlot et al., 1986). L'allongement à la rupture est nul puisque la conduite se rompt sans avoir subi de déformations plastiques irréversibles. Une étude sur le réseau d'aqueduc de la ville de Calgary (Caproco Corrosion Prevention Ltd., 1985) a montré qu'entre 1956 et 1980, les causes de ruptures des conduites en fonte grise se répartissaient ainsi : 62% des bris étaient principalement dus à des causes mécaniques (contraintes dans la conduite) ; 19% des bris étaient surtout dus à la corrosion et le reste, soit environ 19%, à d'autres facteurs comme des raccords qui fuient et des accessoires défectueux. Il a également été montré que les ruptures d'origine mécanique étaient plus fréquentes en hiver qu'en été, alors que celles dues à la corrosion de la fonte grise se produisaient sensiblement au même rythme tout au long de l'année.

Les premières conduites en fonte ductile ont été installées dans les années 1960. Aujourd'hui, ce matériau est encore utilisé pour la pose de nouvelles conduites. Depuis 1972, les conduites en fonte ductile avec revêtement sont utilisées, ce qui protège l'intérieur de l'agression de l'eau (Fougères et al., 1998). Comme son nom l'indique et contrairement à la fonte grise, la fonte ductile a un comportement ductile lorsqu'elle est soumise à des contraintes. Ce

comportement se caractérise par une déformation plastique permanente, accompagnée généralement d'un durcissement du matériau. Pour cette raison, les conduites en fonte ductile ont une plus grande résistance à la flexion et une plus grande résistance aux chocs que les conduites en fonte grise. L'étude sur le réseau d'aqueduc de Calgary a montré que pour la période de 1963 à 1980, 16% de l'ensemble des bris des tuyaux de fonte ductile étaient d'origine mécanique, alors que 70% étaient dus à la corrosion et que 14% avaient une autre origine. Cette analyse des données sur les ruptures a montré que les conduites en fonte ductile dans le sol de Calgary sont aussi susceptibles de ruptures par corrosion que les conduites en fonte grise, bien que ces dernières soient enfouies depuis plus longtemps. On observe également que les propriétés mécaniques de la fonte ductile sont bien meilleures que celles de la fonte grise.

Depuis 1975, un polymère, le PVC (chlorure de polyvinyle ou polychlorure de vinyle) est utilisé pour la fabrication des conduites d'aqueduc. Le premier avantage de ce matériau est qu'il ne se corrode pas, ce qui en fait un matériau de plus en plus utilisé. De plus, le caractère lisse de la paroi interne de ces conduites diminue de beaucoup l'entartrage produit par les dépôts de calcium (IPEX inc., 1997). Le deuxième grand avantage de ces conduites est qu'elles sont flexibles. Cette souplesse leur permet de fléchir sous charge, plutôt que de se rompre. Elle leur permet également d'amortir et d'absorber facilement les ondes de chocs associées aux suppressions (coup de bélier, etc.). Les conduites en PVC sont surtout utilisées pour les tronçons d'aqueduc de 12 pouces et moins et leur légèreté facilite leur transport. Les coûts d'installation sont ainsi réduits. Par contre, les conduites en PVC sont fragiles à basse température ambiante, nécessitent une assise structurante et peuvent être sujet au fluage (Fougères et al., 1998). Avec le temps, ces conduites connaissent une diminution de résistance, de l'élasticité et de la résistance aux chocs. La plupart du temps, les bris sur les conduites en PVC sont des fissures qui se propagent très rapidement le long de la conduite. Ces fissures sont difficiles à colmater et c'est pourquoi les conduites sont généralement remplacées plutôt que réparées.

Les autres matériaux pouvant être utilisés pour les conduites d'aqueduc sont l'acier inoxydable, l'amiante-ciment, le cuivre, l'hyprescon, le polyéthylène et le béton-acier. L'acier inoxydable est utilisé pour l'installation hors sol seulement et le béton-acier est surtout utilisé

pour les gros diamètres de conduites. Le cuivre est presque uniquement utilisé pour les services privés (petits diamètres, branchements) ; il est la cathode des fontes et des aciers. Le polyéthylène est un matériau thermoplastique comme le PVC et son arrivée sur le marché comme matériau de fabrication des conduites d'aqueduc et d'égouts est encore récente.

2.3 Les corrélations spatiales et temporelles entre les bris

Les bris sur un réseau d'aqueduc ne surviennent pas de façon totalement aléatoire. Certains secteurs d'une ville sont souvent plus touchés que d'autres. Une analyse sur les conduites d'aqueduc de la ville de New York menée par O'Day et al. (1980) a montré que les taux de bris varient énormément selon les secteurs de la ville. De plus, ces auteurs ont montré que le taux de bris sur l'île de Manhattan était beaucoup plus élevé que celui des quartiers environnants. Une des principales conclusions de l'étude est que le lieu d'occurrence d'un bris est le facteur le plus important pour prédire les bris dans un secteur.

Cette question de la localisation spatiale des bris est aussi abordée dans une étude sur le réseau d'aqueduc de la ville de Winnipeg, réalisée par Goulter et Kazemi (1988). Cette étude a permis de constater que les bris sont regroupés tant dans le temps que dans l'espace. Une analyse descriptive de 20 213 fuites survenues de 1975 à 1985 a été réalisée. Goulter et Kazemi ont montré que 22% des fuites se trouvent à moins de 1 m les unes des autres et que 46% se trouvent à moins de 20 m d'une autre fuite. De plus, 42% des fuites qui surviennent à moins de 1 m d'une autre surviennent moins d'une journée plus tard. On observe aussi une diminution exponentielle des taux de ruptures, si l'on tient compte du paramètre de l'intervalle spatial et temporel. Ces statistiques indiquent que l'occurrence d'un bris augmentent énormément les risques de ruptures dans une zone d'influence spatiale et temporelle très courte autour du bris.

Goulter et Kazemi évoquent trois raisons pour expliquer ces corrélations très fortes entre les bris. Premièrement, avant même la réparation, une fuite modifie les conditions d'humidité dans l'environnement immédiat de la conduite, incluant le matériel de support, ce qui cause des différences dans la façon dont le sol prend de l'expansion ou se contracte relativement au

sol non modifié par la fuite. Deuxièmement, étant donné que la majorité des bris surviennent durant l'hiver, leurs réparations engendrent des modifications de conditions thermiques autour de la conduite car le sol est exposé au froid. Cela contribue à des mouvements de sol différentiels pouvant causer d'autres ruptures dans un intervalle de temps relativement court. Troisièmement, la réparation du bris modifie les conditions du sol autour de la conduite. Les résultats d'une telle étude semblent suggérer qu'il serait important d'améliorer la manière dont les bris sont réparés afin de minimiser l'impact des travaux sur les conditions du sol autour de la conduite.

Dans une autre étude sur la ville de Winnipeg, Goulter et al. (1993) ont développé une méthode pour modéliser la variation temporelle et spatiale des taux de bris sur des conduites d'aqueduc. La première étape de cette méthode consiste à rassembler les données et identifier les regroupements de bris selon certains intervalles de temps et d'espace. La deuxième étape consiste à utiliser une régression non-linéaire pour déterminer les paramètres d'un modèle de Poisson non-homogène. Les auteurs ont d'abord observé que la distribution des bris subséquents à un premier bris peut être modélisée par une distribution de Poisson. Lorsqu'ils ont appliqué le modèle pour les bris subséquents survenant dans un intervalle de 2 jours et dans un rayon de 3 mètres, les auteurs se sont aperçus que le modèle de Poisson reproduit la réalité de manière satisfaisante pour un nombre moyen de bris subséquents (pour une année donnée) inférieur à 0.14. L'utilisation de ce modèle peut seulement fournir la probabilité d'occurrence de bris subséquents à un premier bris et ne décrit pas la probabilité d'occurrence des premiers bris. Les auteurs font remarquer que ce modèle s'applique seulement dans le voisinage temporel et spatial immédiat d'un premier bris et qu'il ne permet pas de modéliser le comportement à long terme de tout le réseau.

2.4 Les modèles développés

Il est toujours utile de faire une analyse descriptive des données d'un réseau d'aqueduc afin de déterminer les tendances dans les taux de bris. Par exemple, l'analyse descriptive effectuée sur les conduites d'aqueduc de la ville de New York (O'Day et al., 1980) a montré que les conduites d'aqueduc ayant un plus petit diamètre brisent plus souvent et que les taux de bris

sont plus élevés durant les mois d'hiver. Cependant, une analyse descriptive ne permet pas d'estimer l'évolution de l'état structural des tronçons en fonction du temps. De plus, l'interaction complexe entre les différents facteurs de risque ne peut pas s'expliquer par une analyse descriptive. Une telle analyse fournit beaucoup d'informations mais il n'est pas possible de les utiliser logiquement dans un processus de décision. Ces inconvénients ont fait en sorte que plusieurs modèles prédictifs ont été développés.

Les modèles prédictifs permettent de décrire l'évolution du nombre de bris sur un tronçon d'aqueduc en fonction de ses caractéristiques. On trouve trois catégories de modèles prédictifs : les modèles de type agrégé, les modèles de type régression et les modèles probabilistes. Ces modèles sont de nature statistique et sont décrits dans Elnaboulsi et Alexandre (1996).

2.4.1 Les modèles de type agrégé

Les modèles de type agrégés constituent la première tentative d'analyse des données statistiques sur les bris enregistrés. Ils considèrent le nombre de bris sur les conduites d'aqueduc comme une fonction du temps uniquement. Ce type de modèle a été étudié par Shamir et Howard (1979) et Walski et Pellicia (1982). Deux équations ont été proposés pour prédire le taux de bris en fonction du temps, une exponentielle et une linéaire. Ces équations s'écrivent comme suit :

$$N(t) = N(t_0)e^{A(t-t_0)} \quad (2.1)$$

$$N(t) = N(t_0) + A(t - t_0) \quad (2.2)$$

- où $N(t)$: nombre de bris par unité de longueur pour l'année t ;
 $N(t_0)$: nombre de bris par unité de longueur pour l'année de base t_0 ;
 t_0 : année de base ;
 A : taux de croissance annuel des bris (1/année).

Shamir et Howard ont proposés des valeurs de A variant entre 0,01 et 0,15. Ces modèles ont l'avantage d'être très simples et nécessitent peu de données. Par contre, ils ne tiennent pas compte des caractéristiques des conduites, des facteurs environnementaux et de l'historique de bris des tronçons.

2.4.2 Les modèles de type régression

Les modèles de type régression permettent de prédire le nombre de bris en fonction d'un certain nombre de variables indépendantes ayant un impact sur le taux de bris. Les seuls modèles de ce type retrouvés dans la littérature sont ceux développés par Clark et al. (1982) et O'Day et al. (1980). Les variables considérées sont le diamètre des conduites, la longueur, le nombre de bris antérieurs, l'âge des conduites, les réparations effectuées, la corrosivité du sol et la pression. Ces analyses ont permis le développement de deux modèles : le premier estime l'intervalle de temps entre la date d'installation et le premier bris alors que le second estime le nombre de bris subséquents au premier bris, qui semble croître d'une manière exponentielle en fonction du temps. Ces modèles sont plus fins que les modèles de type agrégé mais leur application réelle est limitée par les problèmes de disponibilité des données.

2.4.3 Les modèles probabilistes

Le but principal des modèles probabilistes est de prédire le taux de bris d'un tronçon d'aqueduc. La plupart de ces modèles sont basés sur l'analyse de survie, soit une technique statistique de modélisation des temps de survie. L'analyse de survie a l'avantage de tenir compte de l'absence des bris autant que de l'occurrence des bris, ce qui n'est pas le cas avec les modèles de type agrégé et les modèles de type régression. Par contre, une caractérisation détaillée du réseau et un grand nombre de tronçon dont l'historique de bris est connu depuis l'installation sont nécessaires pour utiliser l'analyse de survie.

Le modèle probabiliste le plus cité dans le littérature est sans doute le modèle des risques proportionnels de Cox. Ce modèle est défini par le produit d'une fonction de risque de base et d'un élément représentatif du stress auquel sont soumis les conduites. Il détermine une fonction de risque qui représente le taux de bris à l'instant t :

$$\lambda(t; z) = \lambda_0(t)e^{z\beta} \quad (2.3)$$

où $\lambda(t; z)$: fonction de risque dépendant du temps t et des variables z ;
 $\lambda_0(t)$: fonction de risque de base, arbitraire ;
 z : vecteur de variables explicatives ;
 β : vecteur de coefficients de calage associés aux variables z et pouvant être obtenus par maximum de vraisemblance.

L'analyse de survie a été appliquée par Clark et al. (1982) aux données des villes de Cincinnati en Ohio et New Haven au Connecticut. L'étude des probabilités de bris a démontrée que le temps entre la pose d'un tronçon et le premier bris est habituellement assez long. On a également découvert que le temps entre les bris subséquents est de plus en plus court lorsque l'ordre de bris augmente.

Eisenbeis (1994) a utilisé le modèle des risques proportionnels de Cox pour décrire les probabilités d'apparition de bris sur au moins trois réseaux d'aqueduc en France. Il a montré, tout comme d'autres auteurs, que le nombre de bris subis antérieurement par une conduite est le principal symptôme du mauvais état structural d'une conduite et que sa connaissance peut apporter une information statistiquement significative pour prédire des taux de bris. Les études avec le modèle des risques proportionnels montrent l'existence de deux stades dans la détérioration d'une conduite d'aqueduc, un stade de détérioration lent et un stade de détérioration plus rapide, et que ces deux stades peuvent être décrits par des distributions statistiques différentes. On a également découvert que les autres facteurs ayant un impact significatif sur le taux de bris sont le diamètre, le type de sol, le type de matériau et le facteur trafic-chaussée.

3 NOTIONS DE BASE

Les notions de base décrites ici sont nécessaires à la compréhension de la modélisation effectuée. Ces notions sont également discutées dans Mailhot et al. (1998) et Pelletier (2000). Tout d'abord, la notion de tronçon est discutée à la section 3.1. Ensuite, à la section 3.2, la notion de stratification est expliquée et enfin, la section 3.3 traite des historiques de bris tronqués.

3.1 Notion de tronçon

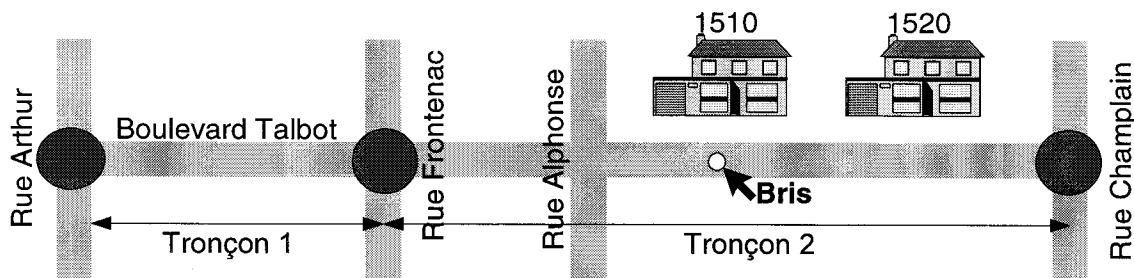
Dans le cadre de la présente étude, un tronçon représente un regroupement d'une ou plusieurs conduites d'aqueduc adjacentes ayant des caractéristiques homogènes. Ainsi, les conduites composant un tronçon ont les mêmes caractéristiques physiques tels que le type de matériau, le diamètre et l'année d'installation. L'environnement des conduites d'un tronçon (type de sol, type de trafic, occupation du sol, etc.) et les conditions d'opération sont également les mêmes tout le long d'un tronçon. Les conduites ont généralement 6 mètres de longueur alors que les tronçons ont généralement plus de 50 mètres. Les tronçons vont généralement d'un coin de rue à un autre et sont de longueurs différentes.

Lorsque les gestionnaires de réseaux enregistrent les bris sur leur réseau, les informations généralement archivées sont la date du bris, le nom de la rue où est survenu le bris et le numéro civique du bâtiment situé face au bris. Certains gestionnaires notent également le numéro de tronçon sur lequel est survenu le bris. Cependant, il est souvent difficile de faire le lien entre une adresse civique et une conduite du réseau qui se trouve 2 ou 3 mètres sous la surface du sol. Par exemple, sur la figure 3.1, il est difficile de localiser exactement sur le tronçon le bris survenu devant le 1510, Boulevard Talbot. Pour obtenir une information plus précise, il faudrait disposer du cadastre et pouvoir superposer les deux couches d'information. L'information retenue permettant de localiser ce bris est qu'il est survenu sur le tronçon du Boulevard Talbot entre les rues Frontenac et Champlain. Ainsi, la localisation des bris n'est

pas très précise. Ils surviennent sur des tronçons sans qu'il y ait possibilité de savoir à quel endroit précisément sur le tronçon.

Bien que les dates des bris enregistrés sont généralement composées du jour, du mois et de l'année du bris, le pas de temps utilisé pour la modélisation est l'année. D'ailleurs, les dates des bris notés par les gestionnaires des réseaux réfèrent au jour et au mois d'intervention sur le réseau et non au jour où le bris est apparu. Pour cette raison, il ne serait pas utile de travailler à une échelle de temps plus fine que l'année. Dans certains cas, il peut même s'écouler plusieurs mois entre l'occurrence d'un bris et la date d'intervention.

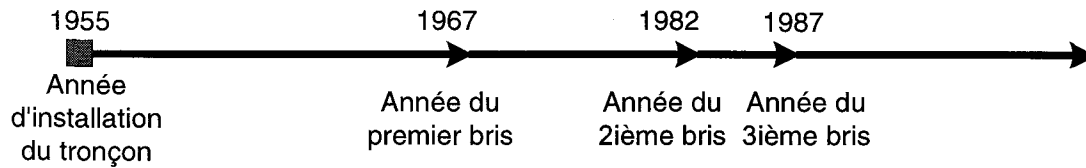
Figure 3.1 – Concept de tronçon



3.2 Stratification des bris

Il a été démontré que le temps entre l'installation d'un tronçon et le premier bris est généralement beaucoup plus long que le temps entre le premier bris et le deuxième ou entre le troisième et le quatrième (Eisenbeis, 1994, Andreou et al., 1987). La notion de stratification prend en compte cette réalité. Elle consiste à classer les bris survenant sur un tronçon en fonction de leurs temps d'apparition (premier bris, deuxième bris, troisième bris, etc.). Pour ce faire, il faut cependant connaître l'historique des bris sur le tronçon depuis son installation. Ce concept est illustré sur la figure 3.2, où un tronçon fictif installé en 1955 subit son premier bris en 1967, son deuxième en 1982 et son troisième en 1987.

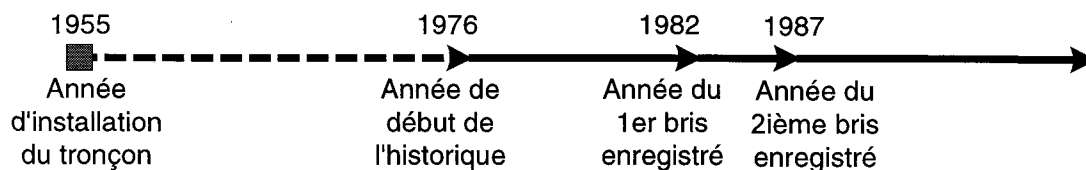
Figure 3.2 – Exemple de stratification pour un tronçon fictif



3.3 Historique de bris tronqué

La stratification des bris pour un tronçon quelconque n'est pas toujours possible. En effet, rares sont les tronçons d'un réseau dont l'historique de bris est connu depuis leur installation. L'historique de bris couvre généralement la période récente. Il devient donc impossible de déterminer l'ordre exact des bris enregistrés. L'exemple de la figure 3.2 est repris à la figure 3.3 pour illustrer ce concept d'historique tronqué. L'historique de bris du tronçon illustré est inconnu avant 1976, ainsi il est impossible de savoir si le bris survenu en 1982 est le premier ou le deuxième bris, etc. Ce bris est donc le premier enregistré ou observé car l'ordre d'apparition réel de ce bris est inconnu. Cette situation concerne la majorité des tronçons des municipalités étudiées car la plupart des tronçons ont été installés avant le début de l'historique de bris. La technique d'estimation des paramètres de calage du modèle tient compte de cette réalité (Mailhot et al., 2000).

Figure 3.3 – Exemple d'historique tronqué pour un tronçon fictif



4 DONNÉES DISPONIBLES

Ce chapitre présente, dans un premier temps, les principales caractéristiques des réseaux d'aqueduc étudiés. Une analyse descriptive est effectuée pour deux municipalités, soit celles possédant les historiques de bris les plus longs. La deuxième partie de ce chapitre décrit la structure des bases de données des deux réseaux ciblés. Cette partie, plus technique que la première, rend compte des problèmes rencontrés lors de la construction des fichiers d'entrée utiles au calage du modèle.

4.1 Présentation des municipalités

Des municipalités québécoises recensés par Fougères et al. (1998), quatre possèdent des données structurées sous support informatique en quantité suffisante pour permettre une modélisation : Chicoutimi, Gatineau, Jonquière et Saint-Georges. Le tableau 4.1 présente les principales caractéristiques de ces villes. Il est à remarquer que Chicoutimi et Gatineau ont les périodes d'archivage de bris les plus longues, soit 21 et 16 ans respectivement. L'historique de 21 ans de Chicoutimi correspond à 20% de l'âge du réseau qui est de 105 ans. Pour Gatineau, cette proportion s'établit à 30%. Des historiques de bris de 10 ans ou moins, comme ceux de Jonquière et Saint-Georges, sont considérés comme très court et les résultats de la modélisation avec de tels historiques peuvent être imprécis, comme il sera démontré au chapitre 6. Les données du réseau de Jonquière n'ont été utilisé que pour mesurer l'impact de la durée de la période archivée sur les résultats du modèle. Pour ce qui est du réseau de Saint-Georges, il n'a pas été étudié dans ce mémoire. Les données du tableau concernant Saint-Georges sont présentées à titre informatif uniquement.

Tableau 4.1 – Principales caractéristiques des réseaux d'aqueduc des quatre municipalités

Caractéristiques	Chicoutimi	Jonquière	Gatineau	St-Georges
Population approximative en 1996	64 000	58 000	93 000	20 000
Longueur totale de réseau en 1996 (km)	371	305	410	155
Longueur moyenne de réseau par habitant (m/habitant)	5.8	5.3	4.4	7.8
Année de pose des premières conduites	1891	1911	1945	1949
Longueur moyenne des tronçons (m)	168	150	262	86
Nombre d'année d'archivage de bris	21	7	16	10
Nombre de bris au 100 km en 1996	46	29	36	19

Le nombre de bris annuel aux 100 kilomètres est parfois utilisée pour comparer l'état structural global des réseaux de certaines municipalités. McDonald et al. (1994), du Conseil national de recherches du Canada (CNRC), ont proposé la classification suivante : un réseau ayant un taux de bris de 19 bris/100 km ou moins est considéré en bonne condition, un taux de 20 à 39 bris/100 km montre une condition structurale acceptable et un taux de bris de plus de 39 bris/100 km indique un réseau en mauvaise condition. Sur la base de cette classification, les données du tableau 4.1 montrent que le réseau d'aqueduc de Chicoutimi serait en mauvaise condition, ceux de Jonquière et Gatineau dans un état acceptable et celui de Saint-Georges en bon état.

4.1.1 Caractéristiques du réseau de Chicoutimi

La ville de Chicoutimi, avec ses 64 000 habitants, est la métropole du Saguenay – Lac – Saint-Jean. Son réseau d'aqueduc date de 1891. Comme le montre la figure 4.1, le réseau s'est fortement étendu au début des années 1950, dû à l'augmentation rapide de la population.

Depuis 1990, cette croissance est moins importante. En 1976, les villes de Chicoutimi-Nord, de Rivière-du-Moulin, Paroisse de Chicoutimi et Chicoutimi se regroupent en une seule agglomération, constituant la ville de Chicoutimi actuelle. C'est à partir de cette date, soit l'année 1976, que les gestionnaires municipaux enregistrent les bris survenant sur le réseau d'aqueduc. La figure 4.2 montre l'évolution du nombre de bris annuel sur le réseau de 1976 à 1999. Ce graphique montre une tendance à la hausse du nombre de bris annuel et des fluctuations assez importantes d'une année à l'autre, ces fluctuations allant parfois jusqu'à 50 bris. Le nombre de bris très peu élevé en 1978 est dû au fait que plusieurs bris non pas été enregistrés durant cette année. Pour ce qui est du nombre de bris enregistrés en 1998 et 1999, on remarque qu'il est nettement inférieur à ceux des années précédentes. Le gestionnaire du réseau explique cette baisse par les changements apportés aux conditions d'opération du réseau. En effet, en 1998, le gestionnaire a baissé la pression sur le réseau de 5 psi dans certains secteurs de la ville, procédé à un meilleur entretien des vannes de réduction et changé le mode d'opération des réservoirs, en les utilisant comme cheminées d'équilibre pour ainsi diminuer les surpressions (coups de bélier, etc.).

Les modifications apportées dans les conditions d'opération en 1998 ont baissé le taux de bris de 46 bris/100 km en 1996 à 24 bris/100 km en 1999. Ceci ne signifie cependant pas que le réseau soit en meilleur état structural, mais que les bris apparaissent moins rapidement qu'avant. En effet, plus la pression est forte, plus les contraintes structurales sont importantes. Une baisse de pression ne ferait que retarder l'apparition de certains bris sur un réseau en détérioration constante. Ainsi le nombre de bris au 100 km ne serait pas un indicateur parfait pour décrire l'état structural d'un réseau car il ne tient pas compte des conditions d'opérations tel que la pression de l'eau. Finalement, le gestionnaire du réseau de Chicoutimi a mentionné que les pertes d'eau dues aux fuites sur le réseau s'élèvent à environ 20%, ce qui est considéré comme acceptable pour un réseau d'aqueduc.

Figure 4.1 – Linéaire de réseau à Chicoutimi en fonction du temps

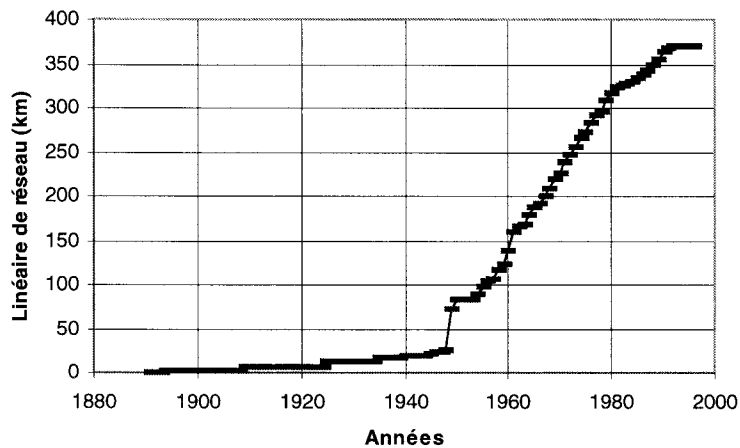
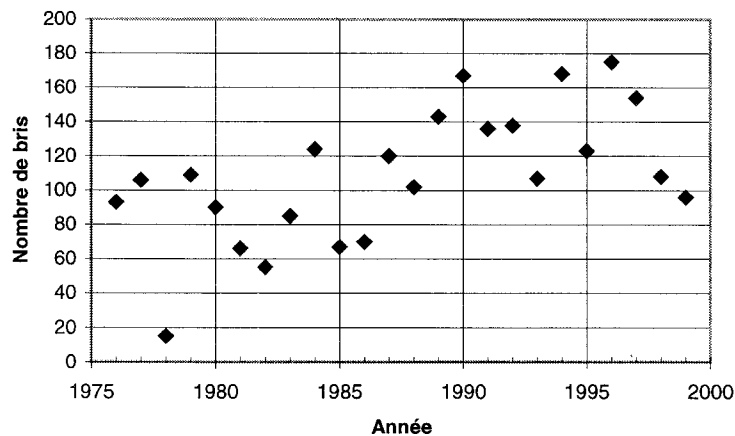


Figure 4.2 – Nombre de bris annuel à Chicoutimi de 1976 à 1999



La majorité des tronçons du réseau de Chicoutimi sont en fonte grise et en fonte ductile. Le PVC a commencé à être utilisé en 1983. Aujourd'hui, les gestionnaires utilisent les conduites en PVC et en fonte ductile, le choix de l'un ou l'autre dépendant généralement du prix des conduites sur le marché. Les caractéristiques des tronçons du réseau selon le type de matériau sont résumées au tableau 4.2. Ces données sont celles de 1996. On observe dans le tableau qu'en moyenne, les conduites en fonte Brisent plus que les conduites en PVC, ces dernières

ayant été installées plus récemment. Généralement, plus un tronçon est âgé, plus il est en mauvais état. La figure 4.3 présente la distribution des tronçons du réseau selon leur longueur. Elle montre que la majorité des tronçons ont entre 50 et 200 m de longueur. La longueur moyenne des tronçons du réseau de Chicoutimi est de 180,3 mètres. La figure 4.4 présente par ailleurs le taux de bris pour chaque intervalle de longueur. Il est logique de penser que plus les tronçons sont longs, plus ils brisent. On remarque cependant que le taux de bris des tronçons de plus de 400 mètres est nettement plus élevé que ceux de moins de 400 m. Ces taux de bris ont été estimés à partir de l'historique de 1976 à 1996. Ainsi, les taux de bris présentés correspondent aux nombres de bris par tronçons pendant les 21 années de l'historique de bris.

Les conduites du réseau ont des diamètres variant de 25 mm (1 pouce) à 500 mm (20 pouces). 82% des tronçons du réseau ont 150 ou 200 mm de diamètre. Le diamètre le plus utilisé est 150 mm (6 pouces). La figure 4.5 présente la distribution des tronçons selon leur diamètre alors que la figure 4.6 présente le taux de bris par intervalles de diamètre. On remarque que les tronçons avec un diamètre plus petit brisent plus que ceux ayant un diamètre plus grand. Finalement, l'argile est le type de sol dominant dans cette municipalité et la majorité des tronçons, soit environ 85%, se trouve en zone résidentielle.

Tableau 4.2 – Caractéristiques des tronçons de Chicoutimi selon le type de matériau

	Fonte grise	Fonte ductile	PVC
Nombre de tronçons	1160	732	399
Linéaire de réseau en 1996 (km)	165,8	142,4	62,9
% de la longueur du réseau en 1996	44,7	38,4	16,9
Longueur moyenne des tronçons (m)	174	198	159
Diamètre le plus fréquent (mm - pouces)	150 - 6	150 - 6	150 - 6
Période de pose	1891 - 1967	1968 - 1996	1983 - 1996
Nombre de bris/km en 1996	0,682	0,246	0,095

Figure 4.3 – Nombre de tronçons par intervalles de longueur pour Chicoutimi en 1996

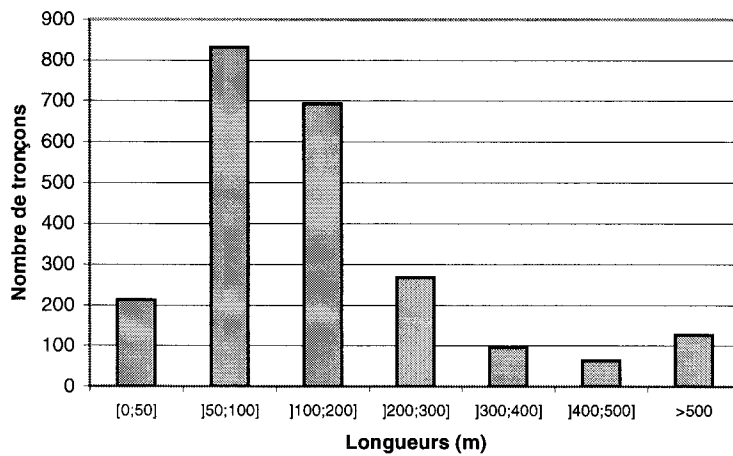


Figure 4.4 – Taux de bris par intervalle de longueur pour Chicoutimi en 1996

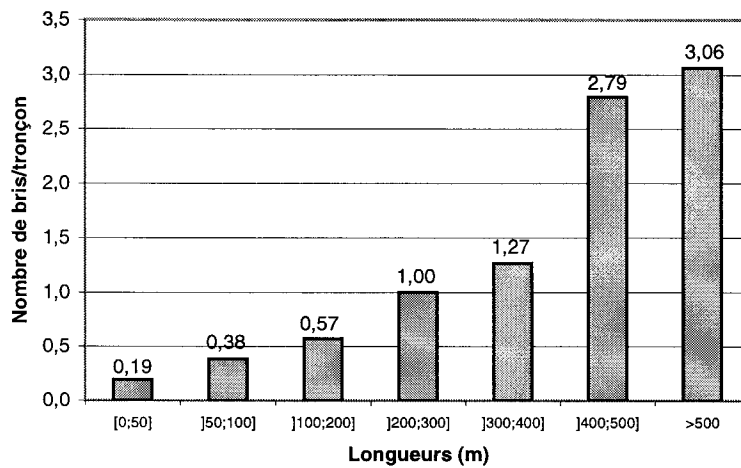


Figure 4.5 – Nombre de tronçon par intervalles de diamètre à Chicoutimi en 1996

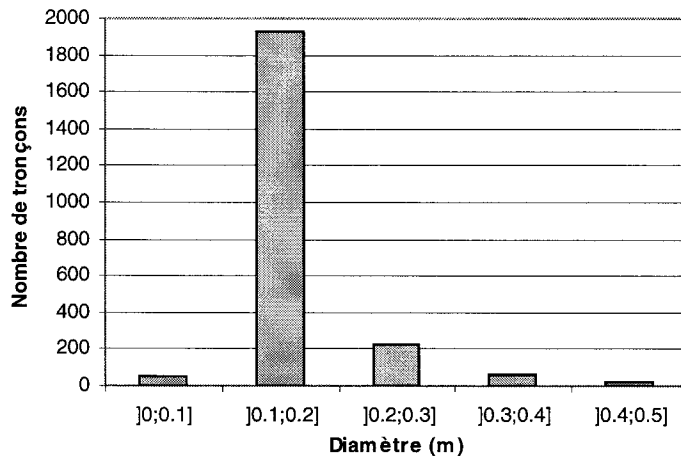
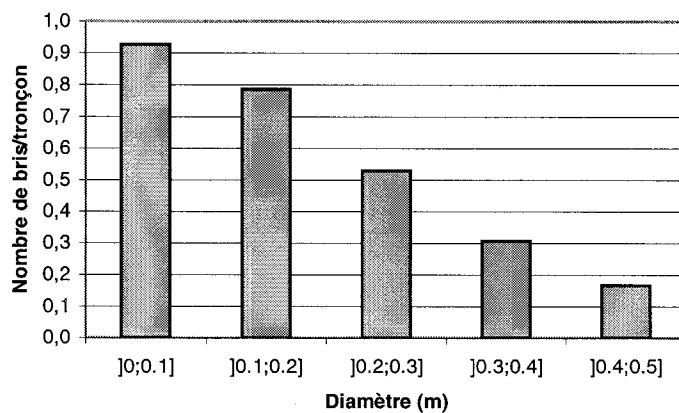


Figure 4.6 – Taux de bris par intervalles de diamètre pour Chicoutimi en 1996



4.1.2 Caractéristiques du réseau de Gatineau

Incorporée en 1975 suite à la fusion de sept villes, la ville de Gatineau, avec ses 105 000 habitants, est aujourd'hui la cinquième ville la plus peuplée au Québec après Montréal, Laval, Québec et Longueuil. Comme en témoigne la figure 4.7, le réseau d'aqueduc de cette municipalité a connue une croissance importante au début des années 1970 et au milieu des

années 1980. Il est long de 410 km et les premières conduites ont été installées en 1945. L'historique de bris de cette ville remonte à 1981. La figure 4.8 montre l'évolution du nombre de bris annuel sur le réseau de 1981 à 1996. Tout comme pour Chicoutimi, on remarque une nette tendance à la hausse dans le nombre de bris et une variation inter-annuelle parfois importante.

Figure 4.7 – Linéaire de réseau à Gatineau en fonction du temps

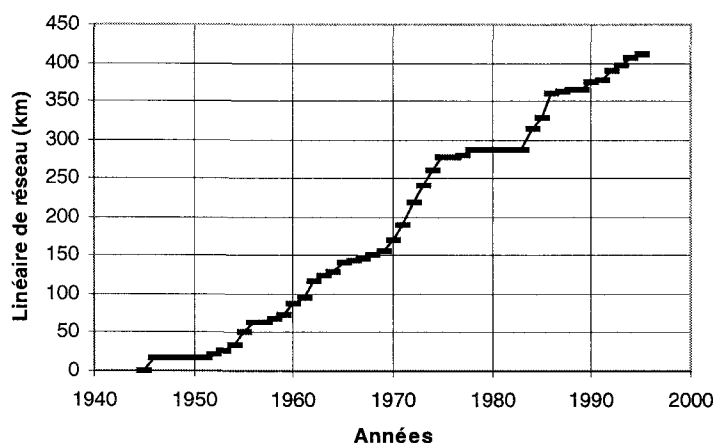
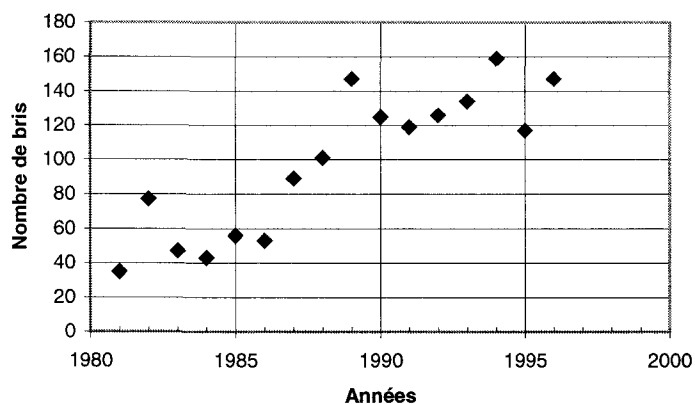


Figure 4.8 – Nombre de bris annuel à Gatineau de 1981 à 1996



Les proportions de conduites en fonte grise et en fonte ductile sont presque les mêmes. Le tableau 4.3 présente les caractéristiques des tronçons de Gatineau selon leur type de matériau

pour l'année 1995, les caractéristiques des tronçons n'étant pas disponibles pour l'année 1996. On remarque que les tronçons en PVC ont été posés à partir de 1986 et que leur taux de bris est très bas. La longueur moyenne des tronçons de cette municipalité est de 263 m. La distribution des longueurs de tronçons est illustrée à la figure 4.9. Les tronçons de Gatineau sont généralement plus longs que ceux de Chicoutimi. Le taux de bris par intervalles de longueur est également présenté à figure 4.10. On remarque que plus les tronçons sont longs, plus leurs taux de bris sont élevés. Les diamètres des tronçons du réseau varient de 50 mm (2 pouces) à 900 mm (36 pouces). 68% du linéaire du réseau est composé de conduites de 150 ou 200 mm de diamètre. La distribution des tronçons et leur taux de bris en fonction de leur diamètre sont présentés aux figures 4.11 et 4.12. La grande majorité des tronçons, soit près de 90%, se trouve dans un sol argileux alors que 10% des tronçons se trouve dans le sable. Finalement, comme pour Chicoutimi, la majorité des tronçons (73%) se trouve en zone résidentielle.

Tableau 4.3 - Caractéristiques des tronçons de Gatineau selon le type de matériau

	Fonte grise	Fonte ductile	PVC
Nombre de tronçons	632	640	321
Linéaire de réseau en 1995 (km)	152,5	176,8	80,9
% de la longueur du réseau en 1995	37,2	43,1	19,7
Longueur moyenne des tronçons (m)	248	283	252
Diamètre le plus fréquent (mm - pouces)	150 - 6	200 - 8	200 - 8
Période de pose	1945 - 1969	1970 - 1995	1986 - 1995
Nombre de bris/km en 1995	0,544	0,255	0,049

Figure 4.9 – Nombre de tronçons par intervalles de longueur pour Gatineau en 1995

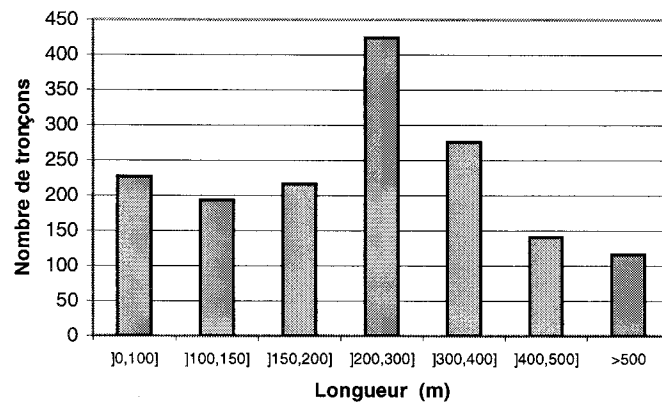


Figure 4.10 – Taux de bris par intervalle de longueur pour Gatineau en 1995

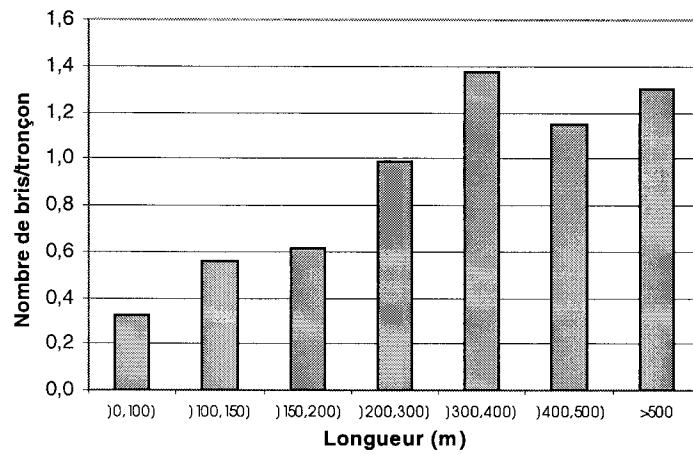


Figure 4.11 – Nombre de tronçon par intervalles de diamètre à Gatineau en 1995

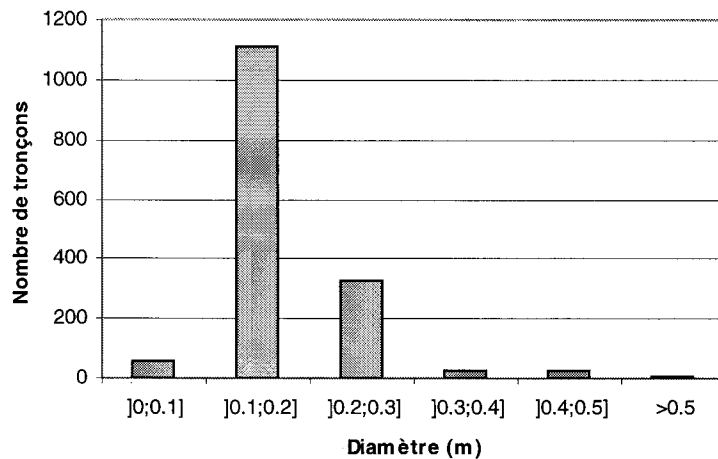
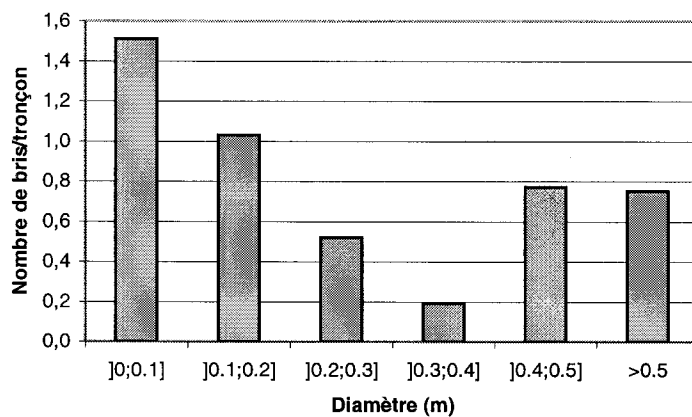


Figure 4.12 – Taux de bris par intervalles de diamètre pour Gatineau en 1995



4.2 Structure des bases de données

Afin de modéliser l'état structural de différents types de tronçons d'une municipalité, celle-ci doit posséder deux types de données. Le premier type concerne le réseau d'aqueduc. On appelle « AQUEDUC » le fichier ou la table contenant les informations sur les caractéristiques physiques des tronçons tels que le diamètre, la longueur, le type de matériau, l'année de pose, etc. Ces caractéristiques sont les facteurs de risque pouvant avoir une incidence sur la probabilité d'apparition de bris. Il est préférable d'inclure le plus grand nombre de facteurs de risque possible dans la mesure où les données sont disponibles sur tout

le réseau. Toutefois, certains facteurs de risque peuvent être difficiles à quantifier. Par exemple, si l'on décide d'inclure la pression comme facteur de risque, il n'est pas évident de savoir s'il faut considérer la valeur moyenne journalière, la valeur maximale journalière ou le différentiel maximal. En effet, la relation entre la pression et le taux de bris étant mal connue, l'identification d'un « indicateur » de pression ayant un impact significatif sur le taux de bris est difficile. Cette question doit se poser à chaque fois que l'on ajoute un facteur de risque à la base de données. Le tableau 4.4 montre la structure que prend généralement la table « AQUEDUC ».

Le deuxième type de données concerne plus spécifiquement les bris et on appelle « BRIS » la table contenant ces informations. Cette table contient les dates des bris et les numéros uniques de tronçon sur lesquels sont survenus ces bris. Ces numéros uniques de tronçons servent à identifier les tronçons et permettront de retrouver les caractéristiques des tronçons à partir du fichier « AQUEDUC ». Les autres données généralement compilées dans le fichier « BRIS » sont le numéro civique et le nom de la rue où est survenue le bris. Un exemple de table « BRIS » est présenté au tableau 4.5. Il est à noter que les bris considérés sont ceux qui surviennent sur les conduites et sur les joints. Les bris sur les autres parties du réseau comme sur les entrées de services, les bornes-fontaines et les vannes ont été exclus de l'étude.

Tableau 4.4 – Exemple d'informations contenues dans le fichier AQUEDUC

Numéro de tronçon	Numéro de secteur	Nom de la rue au-dessus	De	À	Diamètre (m)	Longueur (m)	Type de matériau	Âge	Type de sol	Occupation du sol	Autres données disponibles

Tableau 4.5 – Exemple d'informations contenues dans le fichier BRIS

Date du bris	Numéro civique	Nom de la rue	Nom de la rue à l'intersection	Numéro unique du tronçon
JJ/MM/AAAA				

Étant donné que les travaux de ce mémoire ont porté principalement sur les villes de Chicoutimi et Gatineau, les structures des bases de données de ces villes sont présentées en détail dans les deux sections suivantes.

4.2.1 Données de Chicoutimi

Le fichier « AQUEDUC » de la municipalité de Chicoutimi contient les informations suivantes pour chaque tronçon : (1) le numéro de tronçon ; (2) l'année d'installation ; (3) le numéro de secteur ; (4) le nom de la rue au-dessus du tronçon ; (5) le nom de la rue « De » ; (6) le nom de la rue « À » ; (7) le diamètre ; (8) la longueur du tronçon d'aqueduc ; (9) le type de matériel ; (10) le type de sol ; (11) l'occupation du sol et (12) le type de trafic. Il arrive que deux tronçons possèdent le même numéro d'identification mais n'ont pas la même année d'installation. Cela s'explique par le fait que le plus vieux des deux tronçons a été remplacé par un nouveau tronçon. L'année d'installation du nouveau tronçon correspond alors à l'année de remplacement de l'ancien. Il est bien important de faire la distinction entre les deux tronçons lorsque l'on construit des fichiers d'entrée pour la modélisation. En effet, les caractéristiques physiques et les historiques de bris de ces tronçons sont différents.

Plusieurs erreurs ont été détectées dans la base de données initiales de Chicoutimi. Ces erreurs sont apparues lorsque la base de données a été comparée à la carte du réseau d'aqueduc de la ville. Par exemple, des tronçons trouvés sur la carte avaient une longueur zéro dans la base de données, d'autres tronçons dans le fichier n'ont pas été trouvés sur la carte, etc. Le tableau 4.6 présente les différents codes qui ont été attribués aux tronçons dans le fichier « AQUEDUC » afin d'identifier leur type de problème. Certains tronçons sont sur la carte mais ne sont pas dans la base de données, ils n'ont pas été considérés pour l'étude. Les tronçons ayant les codes 8, 9 et 10 ont été éliminés du fichier. Après ce nettoyage, le nombre de tronçons dans la base de données est passé de 2448 à 2291, incluant les tronçons remplacés.

Les tronçons de code 6 n'ont pas de numéros de nœud car ils n'ont pas été localisés sur la carte. L'analyse descriptive des corrélations spatiales entre les bris n'a pas pu être effectuée pour ces tronçons. Par contre, les tronçons de code 6 ont été utilisés pour la modélisation.

Tableau 4.6 – Type de problèmes rencontrés dans la base de données initiale de Chicoutimi

Code	Type de problème	Nombre
0	Aucun problème	2035
1	Tronçons dont la longueur était de 0 et qui ont été mesurés sur la carte	23
2	Tronçons dont la longueur dans la base de données n'était pas la même que la longueur mesurée sur la carte. La longueur de la base de données a donc été remplacée par la longueur mesurée sur la carte.	13
6	Tronçons qui sont dans la base de données mais qui n'ont pas été trouvés sur la carte : certains débordent de la carte, plusieurs ont une longueur zéro et d'autres n'apparaissent pas sur la carte compte tenu qu'ils ont été installés après la conception de la carte. Ces tronçons n'ont pas de numéros de nœud mais ont été conservés.	209
7	Tronçons dont le diamètre sur la carte est différent du diamètre dans la base de données. Le diamètre de la base a été remplacé par le diamètre sur la carte.	11
8	Tronçons qui ont plus de 50 km de longueur. Ces tronçons ont été éliminés.	6
9	Tronçons correspondant déjà à d'autres tronçons qui sont sous la même rue mais qui ne sont pas définis par les mêmes intersections et dont la longueur est nulle OU tronçons identiques à un autre tronçon sauf que $L=0$. Ces tronçons ont été éliminés.	11
10	Tronçons qui correspondent à la somme de plusieurs autres tronçons. Ces tronçons ont été éliminés.	146

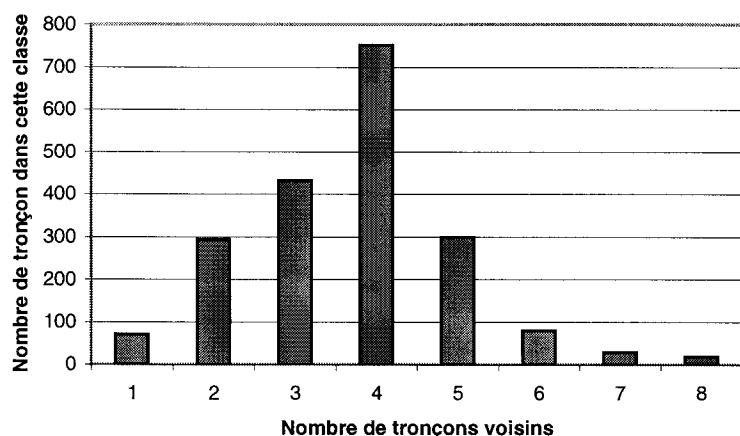
Le fichier « BRIS » original de Chicoutimi contient 2289 bris survenus de 1976 à 1996. De ce nombre, 46 sont inutilisables car ils ne sont pas reliés à un numéro de tronçon unique et 478 sont reliés à un tronçon de code 10, soit un tronçon correspondant à la somme de plusieurs autres tronçons. Étant donné que les tronçons ayant un code 10 ont été éliminés, ces 478 bris n'ont pas été utilisés pour l'étude. En fait, il est possible de savoir sur quelles rues ces bris sont survenus mais il n'est pas possible de les relier à un des tronçons qui composent le grand tronçon de code 10. Seules les adresses civiques de ces bris peuvent les localiser sur un tronçon unique. Malheureusement, 432 des 478 bris répertoriés n'ont pas de numéro civique associé dans la base de données.

Afin de procéder à une analyse des corrélations spatiales entre les bris sur le réseau, il a fallu ajouter deux informations au fichier « AQUEDUC » de Chicoutimi. Ces informations doivent permettre l'identification des tronçons voisins à un tronçon donné. Les deux nœuds de chaque tronçon ont donc été identifiés par deux numéros. Deux tronçons partageant un même nœud sont donc voisins. La position des tronçons a été déterminée à partir de la carte du réseau de la ville. Des 2291 tronçons de la base de données de la ville, 2190 ont pu être localisés sur la carte. Ainsi, près de 96% des tronçons possèdent des numéros de nœud. Les autres tronçons du fichier (le 4% restant) n'ont pu être localisés sur la carte. Le travail d'identification des nœuds a été très laborieux et a nécessité plusieurs semaines.

Le fichier d'entrée pour le modèle est obtenu après avoir fait le lien entre les fichiers « AQUEDUC » et « BRIS ». Il comporte les informations suivantes pour chaque tronçon : (1) le numéro de tronçon ; (2) le type de problème ; (3) le numéro du premier nœud ; (4) le numéro du 2^{ième} nœud ; (5) le numéro de secteur ; (6) le diamètre ; (7) la longueur du tronçon ; (8) le type de matériel ; (9) l'occupation du sol ; (10) le type de trafic ; (11) l'année d'installation ; (12) l'année de début d'observation ; (13) l'année de fin d'observation ; (14) l'année du 1^{er} bris ; (15) l'année du 2^{ième} bris ; (16) l'année du 3^{ième} bris ; (17) le nombre de bris observé. Ce fichier se nomme « Chicoutimi3 ».

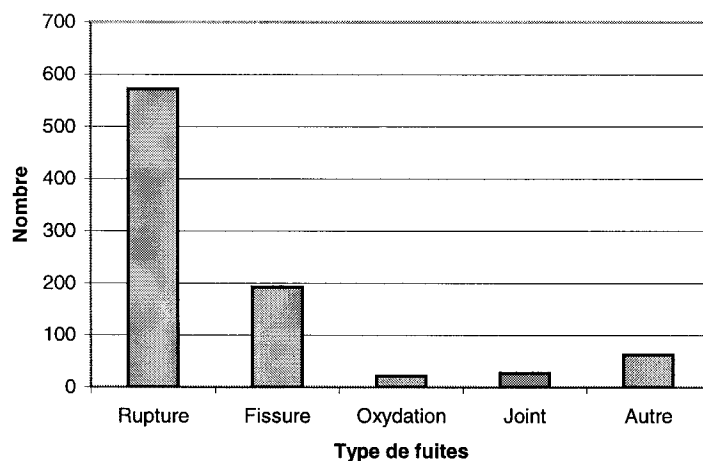
À l'aide des numéros de nœuds, chaque tronçon du réseau a été classé selon le nombre de tronçons voisins. La figure 4.8 présente les tronçons du réseau en fonction du nombre de tronçons voisins. On remarque que le nombre de tronçons voisins le plus fréquent est de 4. La moyenne du nombre de voisins est de 3,68. La moyenne des rapports entre la longueur d'un tronçon et la somme des longueurs des tronçons voisins est de 1/2,58. Cela signifie qu'en moyenne, il y a environ 2,58 fois plus de linéaire de conduite connecté à un tronçon que le linéaire du tronçon en question.

Figure 4.13 – Histogramme du nombre de tronçons voisins



Certaines données supplémentaires sur le réseau de Chicoutimi ont été recueillies en 2000. Ces données comportent en autres les dates des bris survenus de 1994 à 2000 et le type de bris (rupture, fissuration, oxydation, joint, etc.). Ces bris n'ont pas été reliés à un numéro de tronçon unique. Seulement le numéro civique et le nom de la rue ont été notés. Le travail pour relier les bris à un numéro de tronçon unique n'a pas été réalisé car il est trop laborieux. Il est donc impossible d'évaluer l'impact de différents facteurs de risque sur le taux de bris pour ces données car on ne peut établir de lien entre les fichiers « AQUEDUC » et « BRIS » et donc associer les bris à des tronçons. Ces deux fichiers étant indépendants, seule une analyse descriptive des caractéristiques des tronçons et des bris est possible. La figure 4.14 présente la distribution des types de fuites à Chicoutimi de 1994 à 2000. Elle montre que la majorité des fuites détectées sont des ruptures de conduite.

Figure 4.14 – Distribution des types de fuites pour Chicoutimi de 1994 à 2000



Les données disponibles dans la table « AQUEDUC » recueillie en 2000 sont pour chaque tronçon : le numéro de tronçon, le numéro du nœud « i », le numéro du nœud « j », le type de conduite (vanne ou conduite), l'année d'installation, le type de matériau, le coefficient de rugosité de Hazen-Williams, le diamètre et la longueur du tronçon. Les tronçons de ce fichier ne sont pas les mêmes que les tronçons utilisés pour la modélisation. En effet, afin de mettre à jour leur base de données en 1997, les gestionnaires du réseau d'aqueduc de Chicoutimi ont redécoupé le réseau. Les tronçons issus de ce nouveau découpage sont plus nombreux et ne correspondent pas aux anciens tronçons. Le réseau est maintenant divisé en 6797 tronçons.

4.2.2 Données de Gatineau

Le fichier « AQUEDUC » de la municipalité de Gatineau contient les informations suivantes pour chaque tronçon : (1) le numéro de tronçon ; (2) l'année d'installation ; (3) le numéro de secteur ; (4) le nom de la rue au-dessus du tronçon ; (5) le nom de la rue « De » ; (6) le nom de la rue « À » ; (7) le diamètre ; (8) la longueur du tronçon d'aqueduc ; (9) le type de matériel ; (10) le type de sol et (11) l'occupation du sol. Pour le fichier « BRIS », il contient l'année des bris survenus sur le réseau de 1981 à 1996, les numéros de conduite sur lesquels sont survenus ces bris, le numéro civique et le nom de rue. Les jours et les mois des bris ne sont pas

disponibles. Contrairement aux données de Chicoutimi, aucun problème particulier n'a été rencontré. Le fichier d'entrée utilisé pour la modélisation compte 1593 tronçons. Le travail d'identification des nœuds n'a pas été réalisé pour cette municipalité.

5 DESCRIPTION DU MODÈLE UTILISÉ

Avant de décrire le modèle, certains concepts de base seront expliqués. La première section de ce chapitre présente les fonctions statistiques utilisées en analyse de survie. Par la suite, les types de distribution considérés par le modèle ainsi que la description du modèle sont présentés.

5.1 Fonctions statistiques

La stratégie de modélisation utilisée est basée sur l'analyse de survie. Il s'agit d'une méthode d'analyse statistique qui permet d'estimer les paramètres de la distribution utilisée pour modéliser les temps de survie. Ceci s'effectue en maximisant la fonction de vraisemblance associée à la distribution choisie. Plusieurs livres sont consacrés à l'analyse de survie [voir entre autres Cox et Oakes (1994), Miller (1981) et Kalbfleisch et Prentice (1980)]. Dans la présente étude, les temps de survie correspondent aux intervalles de temps entre l'installation d'un tronçon et le premier bris ou aux intervalles de temps entre deux bris successifs. Ces intervalles de temps sont décrits en terme de distributions statistiques. Trois fonctions de base sont utilisées pour définir divers types de probabilités, soit la fonction de survie, la fonction de densité de probabilité et la fonction de risque.

Considérons une population homogène de tronçons d'aqueduc ayant chacun leurs années d'installation et leurs historiques de bris respectifs. Soit « T » le temps écoulé entre l'occurrence d'un bris et l'installation du tronçon ou le dernier bris selon le cas. Dans un premier temps, la fonction de survie $F(t)$ peut être calculée. Elle correspond à la probabilité qu'un tronçon n'ait pas subi de bris après un temps « t » depuis la pose ou le dernier bris, soit :

$$F_T(t) = pr(T \geq t) \quad (5.1)$$

La fonction de densité de probabilité $f(t)$ correspond à la probabilité qu'un tronçon subisse un bris entre les temps t et $t + \Delta t$. Elle peut se calculer en faisant la dérivée de la fonction de survie, soit :

$$f_T(t) = -\frac{dF_T}{dt} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t} \quad (5.2)$$

Une autre fonction fréquemment utilisée est la fonction de risque $h(t)$ qui s'écrit :

$$h_T(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{pr(t \leq T \leq t + \Delta t | t \leq T)}{\Delta t} \quad (5.3)$$

La fonction de risque définit la probabilité d'avoir un bris au temps t étant donné que ce tronçon n'a pas subi de bris antérieurement. Elle peut s'écrire en terme des fonctions de survie et de densité de probabilité comme suit :

$$h(t) = f(t) / F(t) \quad (5.4)$$

5.2 Types de distribution utilisés

Certaines distributions statistiques sont plus utiles que d'autres pour analyser les données de survie. Parmi celles-ci se trouvent les distributions exponentielle et Weibull (Cox et Oakes, 1994). Ces dernières sont les plus fréquemment utilisées pour décrire les différents stades de détérioration d'un tronçon d'aqueduc (Eisenbeis, 1994). La distribution exponentielle compte un seul paramètre alors que la distribution Weibull en compte deux. Les trois fonctions statistiques décrites à la section précédente peuvent être exprimées différemment selon le type de distribution utilisé. Pour la distribution exponentielle, on trouve :

$$\begin{aligned}
 F(t) &= \exp[-\lambda t] \\
 f(t) &= \lambda \exp[-\lambda t] \\
 h(t) &= \lambda
 \end{aligned}
 \tag{5.5}$$

Pour la distribution de Weibull les équations suivantes s'appliquent :

$$\begin{aligned}
 F(t) &= \exp[-(\lambda t)^p] \\
 f(t) &= \lambda p (\lambda t)^{p-1} \exp[-(\lambda t)^p] \\
 h(t) &= \lambda p (\lambda t)^{p-1}
 \end{aligned}
 \tag{5.6}$$

Le cas $p = 1$ de la distribution Weibull correspond au cas de la distribution exponentielle, qui suppose une fonction de risque indépendante du temps.

5.3 Description du modèle

Le modèle utilisé prend en compte l'âge des tronçons et le nombre de bris antérieurs pour définir les probabilités de bris. La distribution de Weibull est utilisée pour modéliser les temps d'apparition des premiers bris alors que la distribution exponentielle est utilisée pour modéliser les temps d'apparition des bris subséquents. Le tableau 5.1 présente les paramètres et les types de distribution selon l'ordre du bris. Le modèle est défini par une combinaison de ces deux types de distributions et permet d'évaluer l'évolution des probabilités de bris en fonction du temps pour chaque tronçon. Il est à noter que la méthodologie développée peut s'appliquer peu importe le type de distribution utilisé pour décrire les différents ordres de bris (Mailhot et al., 2000).

Tableau 5.1 – Type de distribution et paramètres selon l'ordre du bris

Comportement	Type de distribution	Paramètres
Premier bris	Weibull	λ_1 et p
Bris subséquents	Exponentielle	λ_2

La fonction de vraisemblance du modèle doit être maximisée pour estimer les valeurs des paramètres présentés au tableau 5.1. Le développement de cette fonction dans le cas d'un court historique de bris est présentée à la section 5.4. L'optimisation de cette fonction s'effectue en utilisant l'algorithme de Powell (Press et al., 1988). Afin de valider l'approche ainsi que la méthode numérique d'optimisation utilisée, une séquence de bris a été générée aléatoirement pour chaque tronçon d'un réseau fictif. Une certaine période d'observation des bris a été choisie et la fonction de vraisemblance a été maximisée à partir de l'information provenant de cette période d'observation. Les paramètres résultant de l'optimisation ont alors été comparés aux paramètres utilisés pour générer les séquences de bris. La différence entre les deux jeux de paramètres n'étant pas statistiquement significative, le modèle a pu être validé.

Le calage du modèle permet d'estimer les probabilités de bris des tronçons d'un réseau à partir de son historique de bris. Les données nécessaires au calage du modèle sont les suivantes pour chaque tronçon: (1) l'année d'installation ; (2) l'année de début d'observation ; (3) l'année de fin d'observation ; (4) les années des deux premiers bris observés et (5) le nombre de bris observés. Le modèle estime les probabilités d'apparition de bris à partir de ces données.

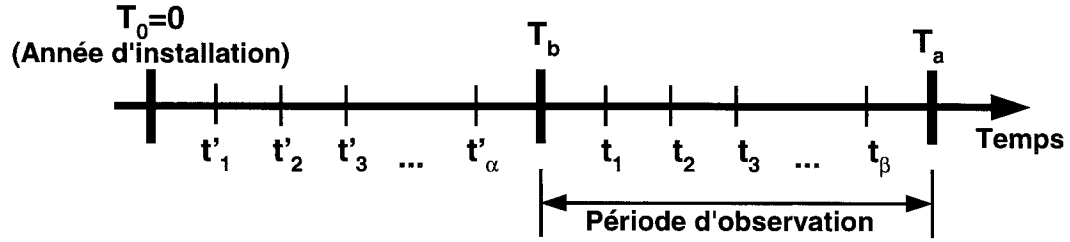
5.4 Fonction de vraisemblance

La stratégie de calage utilisée a été adaptée aux courts historiques de bris. En effet, la méthodologie tient compte du fait qu'une partie de l'historique de bris de plusieurs tronçons est inconnue. Ainsi, le manque d'information sur les bris non-archivés ne limite pas l'utilisation du modèle.

La figure 5.1 illustre les variables utilisées pour l'estimation de la fonction de vraisemblance du modèle. On considère un tronçon installé au temps T_0 . Les temps de début et de fin de la période d'observation se définissent comme T_b et T_a respectivement, T_a étant aussi appelé le temps d'analyse ou temps présent. On suppose que ce tronçon a subi β bris durant la période

d'observation, soit aux temps t_1 à t_β , et α bris durant la période de bris non archivés, aux temps t'_1 à t'_α .

Figure 5.1 – Variables utilisées lors du calcul de la fonction de vraisemblance



Pour un tronçon i , la probabilité de subir β bris au cours de la période d'observation, aux temps t_1 à t_β , étant donné que ce tronçon a déjà subi α bris au cours de la période non observée, $P(\alpha, \beta; \{t_j\})$, est définie par l'équation suivante :

$$\begin{aligned}
 P(\alpha, \beta; \{t_j\}) = & \int_0^{T_b} dt'_1 f_1(t'_1) \int_{t'_1}^{T_b} dt'_2 f_2(t'_2 - t'_1) \\
 & \cdot \int_{t'_{\alpha-1}}^{T_b} dt'_\alpha f_\alpha(t'_\alpha - t'_{\alpha-1}) f_{\alpha+1}(t_1 - t'_\alpha) \\
 & \cdot f_{\alpha+\beta}(t_\beta - t_{\beta-1}) F_{\alpha+\beta+1}(T_a - t_\beta) dt_1 \dots dt_\beta.
 \end{aligned} \tag{5.7}$$

Les temps des bris non enregistrés étant inconnus, on définit la probabilité d'apparition du premier bris non enregistré comme étant égale à l'intégrale de la fonction de densité de probabilité associée à ce bris, entre les temps T_0 et T_b . Les intégrales suivantes, dans l'équation 5.7, correspondent aux probabilités de bris pour chacun des bris d'ordre supérieur survenus au cours de la période de bris non archivés.

La probabilité d'apparition du premier bris enregistré est égale à la fonction de densité de probabilité correspondant au bris d'ordre $\alpha+1$. Les fonctions de densité de probabilité suivantes dans l'équation 5.7 correspondent aux probabilités de bris d'ordre supérieur durant la période d'observation. La fonction de survie est utilisée dans la dernière partie de

l'équation pour estimer la probabilité de ne pas avoir de bris entre le temps d'apparition du dernier bris enregistré et le temps d'analyse T_a .

La probabilité $P(\alpha, \beta; \{t_j\})$, fournie par l'équation 5.7, doit être estimée pour chaque tronçon du réseau. Par la suite, on doit calculer $P'(\beta; \{t_j\})$, soit la probabilité d'observer des bris aux temps $t_1, t_2, \dots, t_\beta$ au cours de la période d'observation, peu importe le nombre et le temps des bris survenus durant la période non archivée. Cette dernière probabilité se définit comme suit :

$$P'(\beta; \{t_j\}) = \sum_{\alpha=0}^{\infty} P(\alpha, \beta; \{t_j\}) \quad (5.8)$$

Le calcul de cette équation s'effectue en connaissant pour chaque tronçon i le nombre de bris observé β_i , les temps de ces bris $\{t_j\}_i$, le temps de début d'observation T_{bi} et le temps d'analyse T_{ai} . Comme on l'a vu au chapitre 4, ces données sont disponibles pour les deux réseaux d'aqueduc à l'étude. La fonction de vraisemblance est obtenue en effectuant le produit des probabilités pour chaque tronçon du réseau, en considérant les k paramètres du modèle $\{\gamma_k\}$.

$$L(\{\gamma_k\}) = \prod_i P'_i(\beta_i; \{t_j\}_i) \quad (5.9)$$

Comme il a été mentionné, les valeurs des paramètres de calage du modèle sont obtenus en maximisant la fonction de vraisemblance. Le nombre de paramètre de cette fonction dépend des distributions statistique utilisées pour décrire chaque ordre de bris. Dans le modèle utilisé et décrit précédemment, la distribution Weibull est utilisée pour décrire les temps des premiers bris alors que la distribution exponentielle est utilisée pour décrire les temps des bris subséquents. Comme le montre le tableau 5.1, trois paramètres doivent être calibrés pour maximiser la fonction de vraisemblance de ce modèle, soit λ_1 , λ_2 et p .

Le calcul de la fonction de vraisemblance, pour les distributions statistiques considérées, commence par le calcul de la probabilité $P(\alpha, 0)$, correspondant à la probabilité d'observer

aucun bris durant la période d'observation et α bris pendant la période non observée. L'équation 5.7 permet de calculer la probabilité d'observer aucun bris pendant le période d'observation et aucun bris durant la période non observée :

$$P(0,0) = F_1(T_a) = \exp\left[-(\lambda_1 T_a)^{p_1}\right] \quad (5.10)$$

Le calcul de $P(1,0)$ donne ensuite:

$$\begin{aligned} P(1,0) &= \int_0^{T_b} dt_1 f_1(t_1) F(T_a - t_1) = p_1 \lambda_1^{p_1} \exp(-\lambda_2 T_a) \\ &\quad \cdot \int_0^{T_b} dt (t)^{p_1-1} \exp\left[-(\lambda_1 t)^{p_1}\right] \exp(\lambda_2 t) \end{aligned} \quad (5.11)$$

La généralisation de cette équation fournit la probabilité $P(\alpha, 0)$ lorsque $\alpha \geq 1$, soit :

$$\begin{aligned} P(\alpha, 0) &= p_1 \lambda_1^{p_1} \lambda_2^{\alpha-1} \exp(-\lambda_2 T_a) \int_0^{T_b} dt (t)^{p_1-1} \\ &\quad \cdot \exp\left[-(\lambda_1 t)^{p_1}\right] \exp(-\lambda_2 t) \left[\frac{(T_b - t)^{\alpha-1}}{(\alpha-1)!} \right] \end{aligned} \quad (5.12)$$

On peut montrer que la probabilité $P(\alpha, \beta; \{t_i\})$ peut s'exprimer comme une fonction de $P(\alpha, 0)$ lorsque $\alpha \geq 1$, soit :

$$P(\alpha, \beta; \{t_j\}) = \lambda_2^\beta P(\alpha, 0) \quad (5.13)$$

Il peut également être montré que les probabilités $P(0, \beta; \{t_j\})$ peuvent s'écrire comme suit pour $\beta \geq 1$:

$$P(0, \beta; \{t_j\}) = p_1 \lambda_1^{p_1} \lambda_2^{\beta-1} t_1^{p_1-1} \exp[-\lambda_2 (T_a - t_1)] \exp[-(\lambda_1 t_1)^{p_1}] \quad (5.14)$$

La probabilité d'observer β bris aux temps $\{t_j\}$ durant la période d'observation peu importe le nombre de bris survenus au cours de la période non archivée, $P'(\beta; \{t_j\})$, peut alors s'écrire comme suit :

$$P'(\beta; \{t_j\}) = P(0, \beta; \{t_j\}) + \sum_{\alpha=1}^{\infty} P(\alpha, \beta; \{t_j\}) \quad (5.15)$$

Si l'on remplace le deuxième terme de la partie droite de cette équation par sa valeur telle qu'exprimée par l'équation 5.13, on trouve :

$$P'(\beta; \{t_j\}) = P(0, \beta; \{t_j\}) + \lambda_2^\beta \sum_{\alpha=1}^{\infty} P(\alpha, 0) \quad (5.16)$$

En remplaçant le deuxième terme par l'équation 5.12 et en réaménageant les termes, on arrive à l'expression :

$$\sum_{\alpha=1}^{\infty} P(\alpha, 0) = \exp[\lambda_2(T_b - T_a)] \{1 - \exp[-(\lambda_1 T_b)^{p_1}]\} \quad (5.17)$$

Si l'on remplace le premier terme de l'équation 5.16 par l'équation 5.14 et si l'on utilise l'équation 5.17, la sommation de l'équation 5.16 lorsque $\beta \geq 1$ devient :

$$\begin{aligned} P'(\beta; t_1) = & \lambda_2^{\beta-1} \exp(-\lambda_2 T_a) \{ p_1 \lambda_1^{p_1} t_1^{p_1-1} \exp[-(\lambda_1 t_1)^{p_1}] \exp(\lambda_2 t_1) \\ & + \lambda_2 \exp(\lambda_2 T_b) [1 - \exp(-(\lambda_1 T_b)^{p_1})] \} \end{aligned} \quad (5.18)$$

Il est important de noter que dans cet exemple, la probabilité $P'(\beta; \{t_j\})$ dépend uniquement du nombre de bris survenus au cours de la période d'observation β et du temps du premier bris observé, soit t_1 . La probabilité de n'observer aucun bris durant la période d'observation s'exprime alors comme :

$$P'(0) = \exp[-(\lambda_1 T_a)^{p_1}] + \exp[\lambda_2 (T_b - T_a)] \{1 - \exp[-(\lambda_1 T_b)^{p_1}]\} \quad (5.19)$$

La fonction de vraisemblance peut alors s'écrire comme :

$$L(p_1, \lambda_1, \lambda_2) = \prod_{i|\beta=0} P'_i(0) \prod_{i|\beta \geq 1} P'_i(\beta_i; t_{1i}) \quad (5.20)$$

Dans cette dernière équation, le premier terme réfère aux tronçons i n'ayant subis aucun bris pendant la période d'observation et se calcule avec l'équation 5.19. Le deuxième terme réfère aux tronçons i ayant subis au moins un bris ($\beta \geq 1$) au cours de la période d'observation et se calcule avec l'équation 5.18. Il est à noter que les termes T_a et T_b qui apparaissent dans les équations 5.18 et 5.19 sont des temps qui varient d'un tronçon à l'autre, on peut alors les exprimer comme T_{ai} et T_{bi} . En développant l'équation 5.20 et en prenant le logarithme de celle-ci, on trouve l'expression finale de la fonction de vraisemblance, soit:

$$\begin{aligned} \ln[L(p_1, \lambda_1, \lambda_2)] = & \sum_{i|\beta=0} \ln \left\{ \exp[-(\lambda_1 T_{ai})^{p_1}] + \exp[\lambda_2 (T_{bi} - T_{ai})] [1 - \exp(-(\lambda_1 T_{bi})^{p_1})] \right\} \\ & + n' \ln \lambda_2 - \lambda_2 \sum_{i|\beta \geq 1} T_{ai} \\ & + \sum_{i|\beta \geq 1} \ln \left\{ \frac{p_1 \lambda_1^{p_1} t_{1i}^{p_1-1} \exp[-(\lambda_1 t_{1i})^{p_1}] \exp(\lambda_2 t_{1i})}{\lambda_2 \exp(\lambda_2 T_{bi}) [1 - \exp(-(\lambda_1 T_{bi})^{p_1})]} \right\} \end{aligned} \quad (5.21)$$

Dans cette équation, $n' = n_b + n_0 - n_t$, où n_b est le nombre total de bris enregistrés sur le réseau, n_0 est le nombre de tronçon n'ayant subis aucun bris au cours de la période d'observation et n_t est le nombre total de tronçon. Cette fonction doit être maximisée afin de déterminer les valeurs des paramètres du modèle, soit λ_1 , λ_2 et p . Ce sont ces paramètres qui permettront de décrire l'évolution de l'état structural des tronçons d'aqueduc dans le temps. Finalement, la complexité de l'équation de la fonction de vraisemblance ne permettant pas l'optimisation à l'aide d'une méthode de calcul analytique, une méthode numérique a dû être utilisée pour déterminer les valeurs des paramètres optimum.

6 IMPACT DE LA DURÉE DE LA PÉRIODE D'ARCHIVAGE DES BRIS SUR LES RÉSULTATS DE LA MODÉLISATION

Ce chapitre présente, dans un premier temps, la problématique concernant la durée de la période d'archivage des bris. Deuxièmement, la méthodologie utilisée pour estimer l'impact de cette période sur les résultats de calage du modèle est expliquée. Finalement, les résultats obtenus pour la municipalité de Jonquière sont présentés.

6.1 Problématique

Comme il a déjà été mentionné, les historiques de bris des municipalités ne couvrent que très rarement toute la période depuis l'installation des premières conduites. Bien que la technique d'estimation des paramètres du modèle ait été adaptée à cette réalité, la longueur de la période d'archivage a tout de même un impact sur les paramètres de calage du modèle. En effet, on peut penser que plus la durée de l'historique de bris est grande, plus les intervalles de confiance sur les valeurs des paramètres seront petits. Il est important de pouvoir quantifier cet impact car la plupart des municipalités ont de courts historiques de bris. L'impact de la période archivée sur les paramètres de calage permet de déterminer la durée de l'historique de bris nécessaire pour que le modèle fournisse des résultats statistiquement significatifs.

6.2 Méthodologie

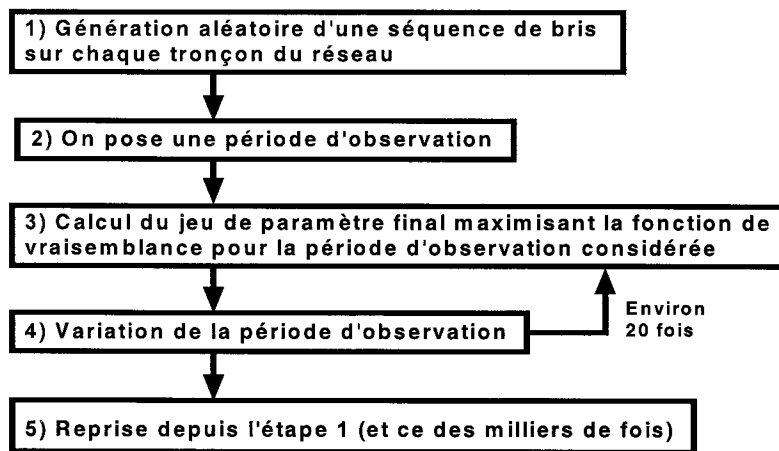
L'impact de la longueur de l'historique de bris (période ou fenêtre d'observation) sur les résultats de calage de la modélisation s'effectue sensiblement de la même manière que pour valider la fonction de vraisemblance du modèle. Les données nécessaires à cette étude sont les

numéros de tous les tronçons du réseau d'une municipalité ainsi que leurs dates d'installation. Après que le modèle ait lu ces données, on génère aléatoirement une séquence de bris pour chaque tronçon. Les premiers bris sont générés selon une distribution de Weibull et les bris subséquents selon une distribution exponentielle. Cet historique de bris est construit à partir des valeurs de paramètres que l'on fixe au départ. On appelle ces paramètres les paramètres initiaux (λ_1 , λ_2 et p initial). La seconde étape consiste à poser une période d'observation couvrant toute l'histoire du réseau depuis l'installation de la première conduite. Pour le modèle, cela signifie que tous les bris sur le réseau ont été observés. Les calculs sont alors effectués afin de trouver le jeu de paramètres qui maximise la fonction de vraisemblance. Étant donné que tous les bris sur les tronçons ont été observés, le jeu de paramètre final est un bon estimateur du jeu de paramètre initial. La prochaine étape consiste à diminuer progressivement la période d'observation et à répéter les calculs. Plus on diminue la période d'observation, plus les intervalles de confiance sur les paramètres finaux sont grands. Ceci étant fait, on génère un nouvel historique de bris pour chaque tronçon, avec les mêmes paramètres initiaux, et on recalcule les paramètres finaux en fonction de la longueur de la période d'observation. On répète cette dernière étape des centaines de fois afin de pouvoir calculer la moyenne et l'écart-type des paramètres finaux en fonction de la durée de la période d'observation. L'histogramme des fréquences des paramètres finaux peut aussi être tracé.

La méthodologie expliquée est illustrée par un organigramme à la figure 6.1. Deux milles historiques de bris ont été générés, ce qui permet d'obtenir des résultats relativement significatifs.

Figure 6.1 – Résumé de la méthode pour estimer l'impact de la période archivée

Entrées: - Dates d'installation des tronçons
- Paramètres de départ
Sorties: Jeux de paramètres finaux



6.3 Résultats

Cette méthodologie a été appliquée au réseau de Jonquière, qui a une période d'observation des bris de 7 ans. Les valeurs initiales de paramètres qui ont été utilisées sont celles trouvées avec le modèle pour les tronçons posés de 1990 à 1997. Ces valeurs sont $\lambda_1 = 0,031$; $\lambda_2 = 0,172$ et $p = 1,360$. Deux milles historiques ont été générés et la fenêtre d'observation a été diminuée, comme expliqué à la section précédente. Pour chaque fenêtre d'observation et pour chacun des trois paramètres, les 2000 valeurs de paramètres finaux ont été classés et l'histogramme décrivant la distribution des paramètres finaux a été estimé. Les histogrammes pour les trois paramètres finaux (λ_1, λ_2 et p) sont présentés aux figures 6.2 à 6.4 pour trois périodes d'observation soit 5, 15 et 30 ans. On remarque effectivement que plus la période

d'observation est grande, plus les valeurs finales des paramètres se resserrent autour des valeurs initiales.

Si l'on calcule la moyenne et l'écart-type des 2000 valeurs de paramètres (λ_1, λ_2 et p) pour chaque fenêtre d'observation, on trouve les résultats des figures 6.5 à 6.10. Comme on peut le constater sur les figures 6.5 à 6.7, plus l'on augmente la fenêtre et plus les moyennes des valeurs finales se rapprochent des valeurs initiales. Par exemple, sur la figure 6.5, la moyenne tend vers 0,031 (valeur initiale de λ_1) lorsque l'on augmente la période d'observation. Par contre, cette moyenne est toujours plus grande que 0,031. Ceci s'explique par le fait que l'histogramme des valeurs n'est pas symétrique autour de 0,031. En effet, il y a plus de valeurs à droite et cela fait que la moyenne n'est pas égale à la valeur initiale. La valeur initiale correspond en fait à la valeur la plus probable.

On remarque sur les figures 6.5 à 6.7 que la moyenne des valeurs tend à se stabiliser si la fenêtre d'observation est de plus de 20 ans. Cette tendance se remarque plus facilement sur le graphique de l'écart-type en fonction de la période d'observation (figures 6.8 à 6.10). En effet, on remarque qu'après 30 ans d'observation, les résultats sont sensiblement les mêmes quelque soit la période d'observation. Ainsi, un historique de bris de 30 ans serait suffisant pour obtenir des résultats statistiquement significatifs dans le cas du réseau de Jonquière. On peut aussi dire qu'un historique de 20 ans donne d'assez bon résultats.

Figure 6.2 – Fréquence du paramètre final λ_1 pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; λ_1 initial = 0,031)

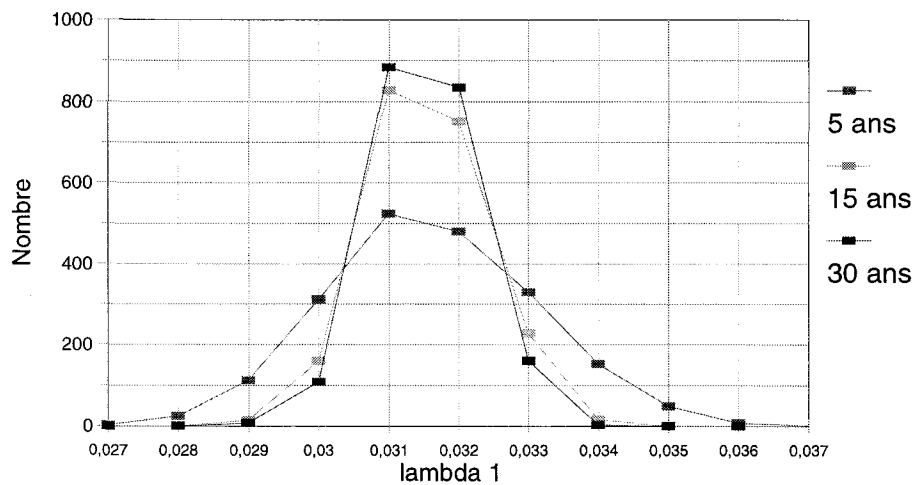


Figure 6.3 – Fréquence du paramètre final λ_2 pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; λ_2 initial = 0,172)

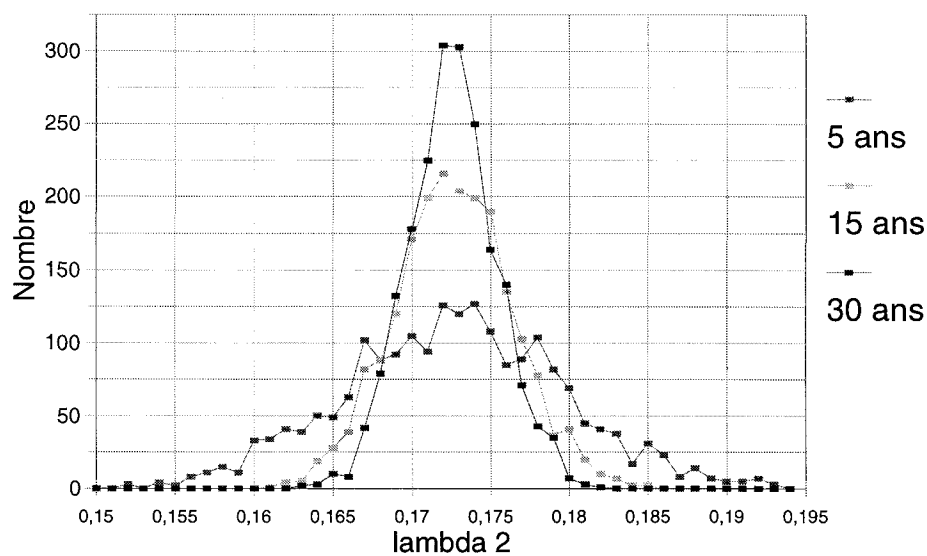


Figure 6.4 – Fréquence du paramètre final p pour Jonquière en fonction de la fenêtre d'observation (2000 historiques de bris générés ; p initial = 1,360)

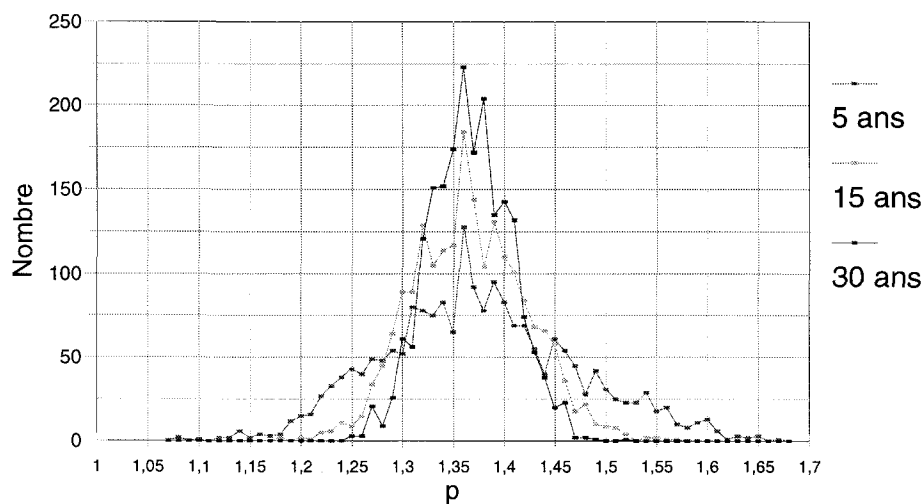


Figure 6.5 – Moyenne de λ_1 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_1 = 0,031$)

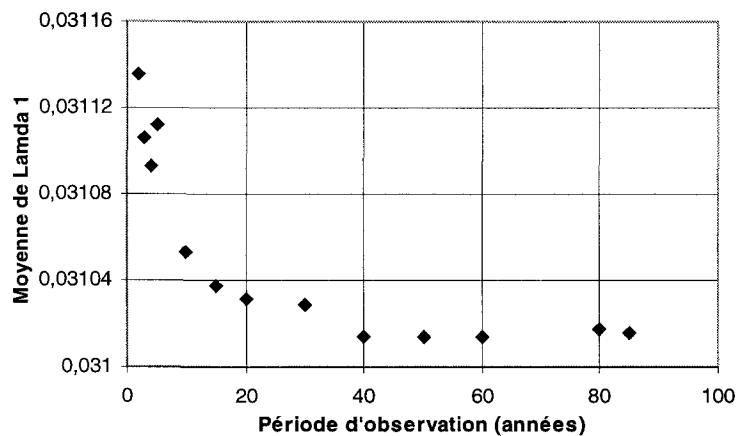


Figure 6.6 – Moyenne de λ_2 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_2 = 0,172$)

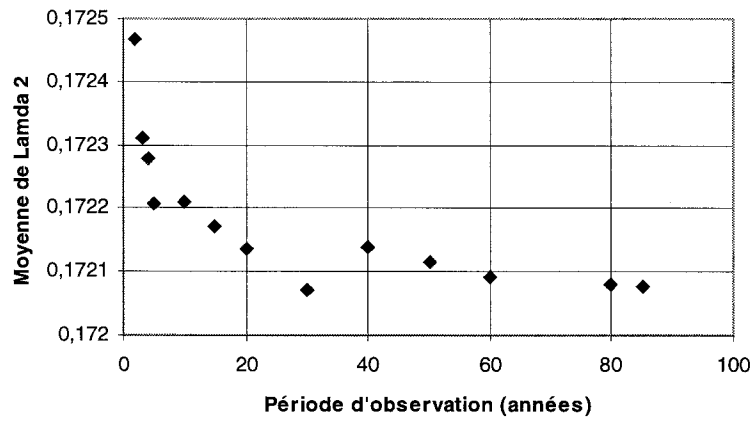


Figure 6.7 – Moyenne de p selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $p = 1,360$)

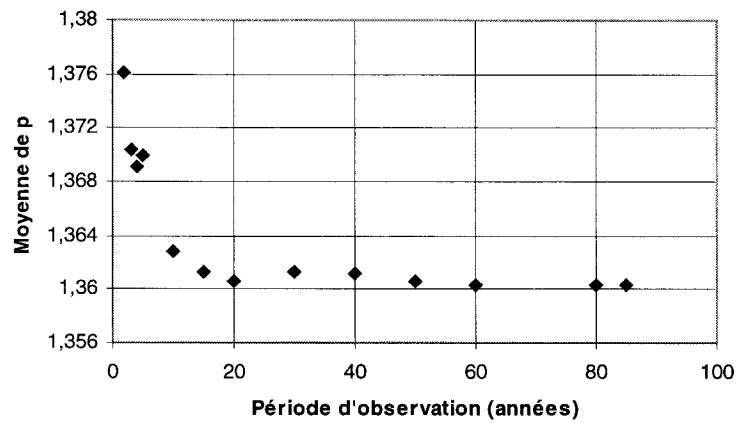


Figure 6.8 – Écart-type de λ_1 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_1 = 0,031$)

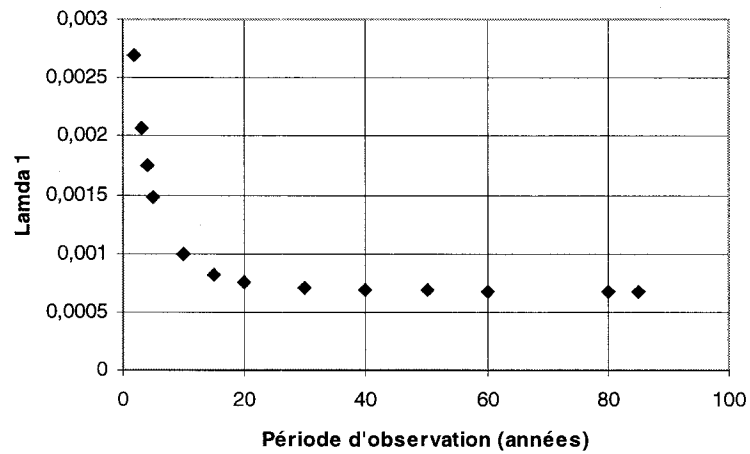


Figure 6.9 – Écart-type de λ_2 selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $\lambda_2 = 0,172$)

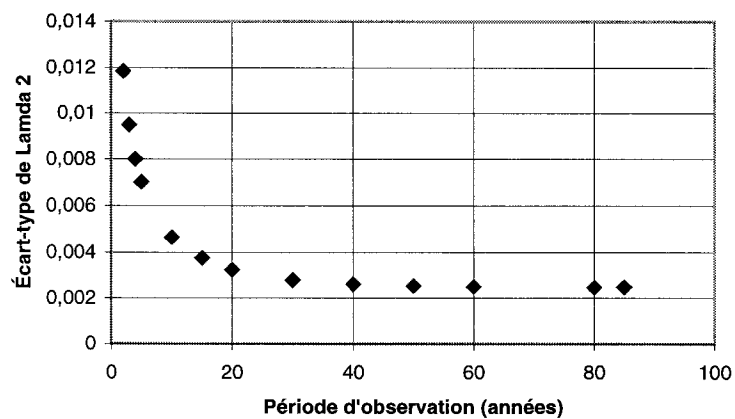
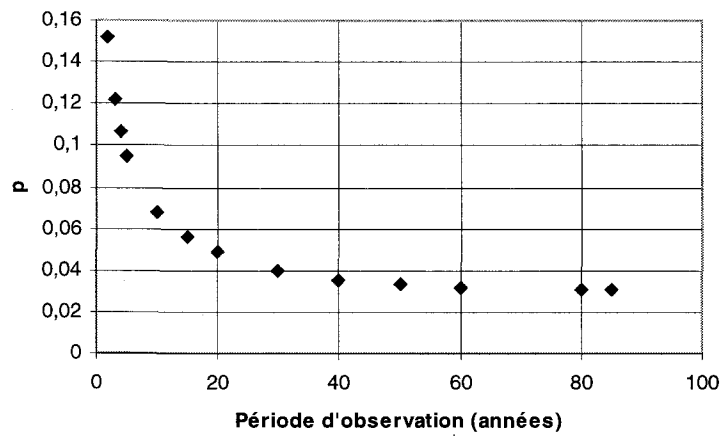


Figure 6.10 – Écart-type de p selon la période d'observation pour Jonquière (valeur initiales de $p = 1,360$)



7 IMPACT DU MATÉRIAU SUR LES PROBABILITÉS DE BRIS

Parmi les facteurs de risque ayant un impact sur le taux de bris, le type de matériau est l'un des plus importants. Comme il a été mentionné à la section 2.2, les trois principaux matériaux utilisés pour la fabrication des conduites d'aqueduc sont la fonte grise, la fonte ductile et le PVC. Le recensement des bris montre que les conduites en fonte grise brisent plus souvent. Toutefois, ceci peut se justifier par le fait que ces conduites sont plus âgées. De même, les conduites en fonte ductile brisent plus que les conduites en PVC, car elles sont plus âgées que ces dernières. Cependant, ceci ne permet pas d'affirmer qu'un matériau est meilleur qu'un autre en terme de résistance structurale. Pour établir une base de comparaison, il faut s'attarder aux comportements des conduites depuis l'instant où elles ont été installées. L'étude de ces différents comportements montrera quelles conduites brisent plus rapidement, ce qui permettra de déterminer si un matériau est plus performant qu'un autre.

Plusieurs gestionnaires de réseaux ont constaté que les conduites en fonte ductile vieillissent plus rapidement que les autres. Afin de le vérifier, les différents matériaux ont été comparés entre eux à l'aide du modèle. Les tronçons du réseau ont été classés selon leur type de matériau et les probabilités de bris ont été déterminées pour chacune de ces classes. Les fonctions de survie ont alors été calculées pour chaque classe de matériaux. L'analyse effectuée tient compte du type de matériau ainsi que de l'âge des tronçons. Il est à noter que l'impact du matériau sur le taux de bris a été effectué pour les municipalités de Chicoutimi et Gatineau uniquement. Une discussion sur l'impact du matériau suivra la présentation des résultats pour ces deux municipalités.

7.1 Chicoutimi

Les figures 7.1 et 7.2 montrent les fonctions de survie des tronçons du réseau de Chicoutimi selon leur type de matériau. La figure 7.1 présente les résultats pour le premier bris. La

fonction de survie se définit comme la probabilité qu'un tronçon n'ait pas subi de bris depuis son installation (voir section 5.1). Plus cette probabilité est élevée, plus la probabilité d'avoir un bris est faible, donc plus le matériau est résistant. L'observation des résultats pour le premier bris montre que les probabilités de bris sur les tronçons en fonte grise sont légèrement moins élevées, ce qui suggère que les conduites en fonte grise sont plus résistantes pour ce premier stade de détérioration. D'un autre côté, les tronçons en fonte ductile et en PVC ont sensiblement le même comportement.

La figure 7.2 montre l'impact du type matériau sur les probabilités d'occurrence de bris subséquents. La fonction de survie se définit alors comme la probabilité qu'un tronçon n'ait pas encore subi de bris à un temps « t » depuis l'occurrence d'un bris. Les probabilités d'avoir des bris subséquents étant plus élevées que les probabilités de premiers bris, les fonctions de survie diminuent plus rapidement. On remarque que les tronçons en PVC brisent beaucoup moins que les fontes. Par exemple, la probabilité qu'un tronçon en PVC n'est pas subi de bris 10 ans après l'apparition d'un bris est de 62% alors qu'elle est de 22% pour un tronçon en fonte grise ou ductile. Les tronçons en PVC seraient donc meilleurs à long terme. Il est à remarquer que la fonte grise et la fonte ductile ont le même comportement.

Figure 7.1 – Fonction de survie par matériau pour le premier bris – Chicoutimi

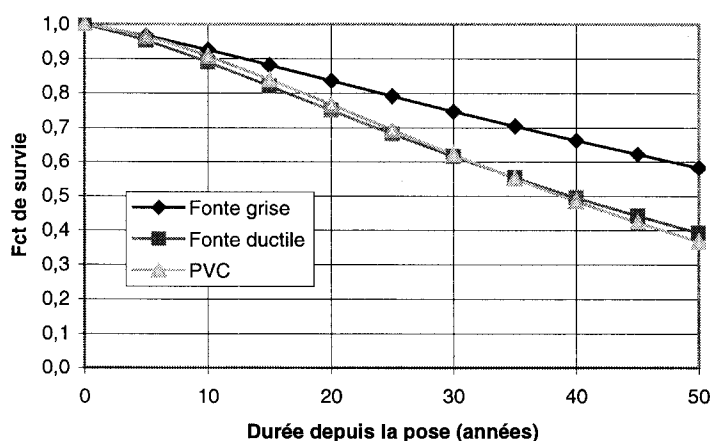
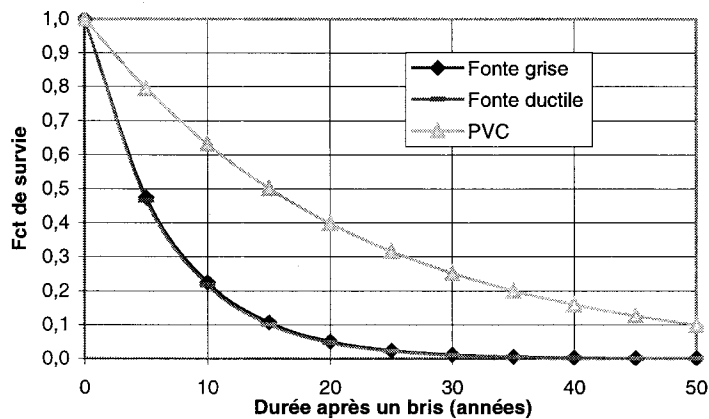


Figure 7.2 – Fonction de survie par matériau pour les bris subséquents – Chicoutimi



Que ce soit pour les premiers bris ou pour les bris subséquents, on remarque que les tronçons en fonte ductile se retrouvent toujours parmi les matériaux ayant les moins bonnes performances. Ceci semble confirmer ce que le gestionnaire de cette municipalité pensait, à savoir que les conduites en fonte ductile vieillissent plus rapidement. D'un autre côté, la fonte grise serait un meilleur matériau à court terme alors que le PVC serait plus résistant pour les bris subséquents. Les paramètres de calage du modèle pour cette étude se trouvent en annexe.

7.2 Gatineau

Les résultats pour la ville de Gatineau sont très différents de ceux de Chicoutimi. En effet, comme le montre la figure 7.3, les conduites en PVC sont nettement meilleures que les conduites en fonte grise et en fonte ductile pour le premier bris. Si l'on compare la fonte grise et la fonte ductile, toujours pour le premier bris, on remarque que les tronçons en fonte ductile sont légèrement moins résistants. Pour ce qui est des bris subséquents, il n'y a pas une très grande différence entre les trois types de matériaux, comme on le constate à la figure 7.4. Cependant, on peut tout de même remarquer que la fonte ductile a une probabilité de bris légèrement plus élevée, ce qui la met au dernier rang une fois de plus.

Figure 7.3 – Fonction de survie par matériau pour le premier bris – Gatineau

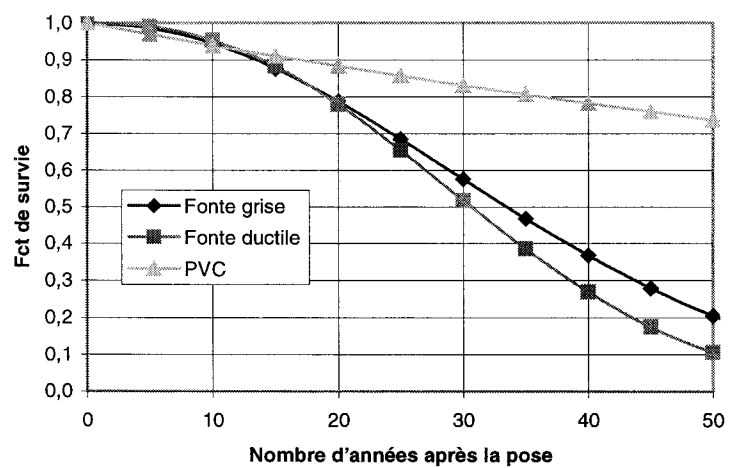
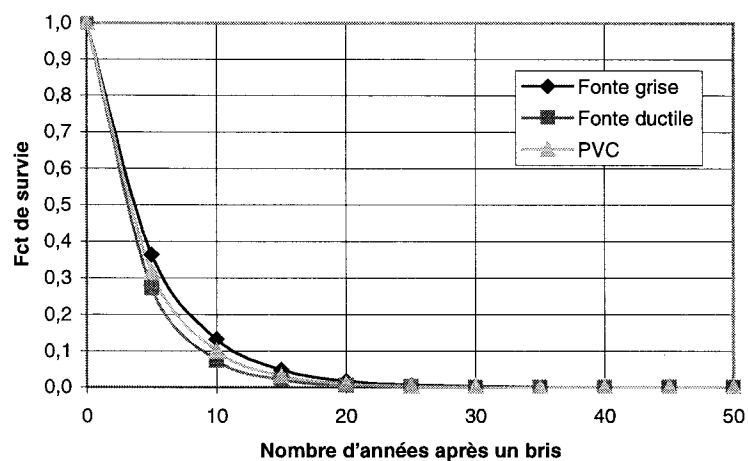


Figure 7.4 – Fonction de survie par matériau pour les bris subséquents – Gatineau



7.3 Discussion

Les résultats présentés sur l'impact du matériau montre que globalement, la fonte grise et la fonte ductile ont un comportement semblable et que le PVC semble plus performant que les fontes. Il est important de noter que la nature des interventions sur les tronçons en fonte est différente de celle sur les tronçons en PVC. En effet, lorsqu'un bris survient sur un tronçon en fonte, la réparation de celui-ci consiste en l'ajout d'un manchon ou d'une pièce pour boucher le trou. Sur les tronçons en PVC, un bris occasionne une fissure qui se propage tout le long de la conduite, soit sur une longueur de 20 pieds. La réparation de cette fissure étant difficile, on remplace généralement la conduite en entier. Le tronçon se trouve ainsi rajeuni par l'ajout d'une conduite neuve, ce qui n'est pas le cas pour les conduites en fonte. Cependant, comme on le remarque sur les figures 7.1 à 7.4, la manière d'intervenir sur le PVC n'a pas un très grand impact sur l'état structural global du tronçon puisque les probabilités d'avoir des bris sur un tronçon sont beaucoup plus élevées une fois que le premier bris est survenu. Ainsi, les bris survenant sur les conduites en PVC serait quand même un bon indicateur de l'état des conduites adjacentes et de l'état global du tronçon.

Étant donné que les conduites en PVC ne sont utilisées que depuis environ 15 ans, leur nombre est plus restreint et leur historique de bris est plus court. En effet, les conduites en PVC ne représentent que 17% du linéaire du réseau de Chicoutimi et 20% du réseau de Gatineau. Pour cette raison, les résultats obtenus avec le modèle sont statistiquement moins significatifs. Cependant, le PVC est tout de même le seul matériau qui se démarque vraiment des deux autres. Le comportement structural des conduites en PVC serait donc différent de celui des conduites en fonte. Ceci pourrait peut-être s'expliquer par le fait que les conduites en fonte grise et en fonte ductile se corrodent alors que les conduites en PVC sont à l'épreuve de la corrosion. Rappelons que la principale cause de la détérioration des conduites en fonte est la corrosion (interne ou externe) sur les parois de la conduite. Bien que les conduites en fonte grise et en fonte ductile aient généralement le même comportement, on remarque tout de même que les conduites en fonte ductile sont légèrement moins résistantes.

Les résultats présentés pour Chicoutimi et Gatineau permettraient de conclure qu'en général, les conduites en PVC sont plus résistantes que les conduites en fonte ductile. Ces deux matériaux étant toujours utilisés aujourd'hui pour l'installation de nouvelles conduites, le gestionnaire aurait donc avantage à choisir le PVC plutôt que la fonte ductile. Cependant, le choix de l'un ou de l'autre doit se faire sur une base économique et le prix des matériaux doit être considérés. A cet effet, le gestionnaire de la ville de Chicoutimi a mentionné que le prix du PVC est assez élevé de nos jours, ce qui expliquerait pourquoi les conduites en fonte ductile sont encore utilisées. Seule une analyse économique pourrait déterminer la rentabilité des différents matériaux en fonction du temps.

Les résultats présentés dans ce chapitre comportent une certaine incertitude compte tenu du nombre très limité de tronçons et de bris répertoriés. Les intervalles de confiance sur les paramètres du modèle devront donc être calculés afin de déterminer si les comportements structuraux des différents matériaux sont significativement différents. Le chapitre 9 de ce mémoire est d'ailleurs consacré au calcul de ces intervalles de confiance.

8 IMPACT DE LA LONGUEUR DES TRONÇONS SUR LES PROBABILITÉS DE BRIS

La longueur d'un tronçon d'aqueduc est définitivement l'un des facteurs ayant le plus d'incidence sur le taux de bris. En effet, plus un tronçon est long, plus les probabilités qu'il subisse des bris sont élevées. Cette section présente les travaux effectués pour estimer l'évolution des probabilités de bris en fonction de la longueur des tronçons. La première partie de ce chapitre présente une analyse descriptive des bris survenus sur le réseau de Chicoutimi. Cette analyse a été effectuée en tenant compte de la longueur des tronçons sur lesquels les bris surviennent. La deuxième partie présente l'évolution des probabilités de bris en fonction de la longueur des tronçons, obtenues après avoir classé les tronçons des réseaux de Chicoutimi et Gatineau selon leur longueur et en utilisant le modèle pour décrire le comportement des tronçons de chacune de ces classes.

8.1 Analyse descriptive des bris sur le réseau de Chicoutimi

Les données d'archivage de bris de Chicoutimi montrent que lorsque survient un bris sur un tronçon du réseau, la probabilité d'avoir au moins un bris sur le même tronçon au cours de l'année qui suit est de 22,6%. D'un autre côté, la probabilité d'avoir un bris sur n'importe quel tronçon au cours d'une année est d'environ 6% pour Chicoutimi. Cette dernière probabilité correspondant au nombre de bris total sur le réseau durant une année divisée par le nombre total de tronçons. C'est en observant la différence importante entre ces deux probabilités, soit 22,6% et 6%, que l'on a soulevé l'hypothèse que certains bris survenant sur un même tronçon puissent être corrélés spatialement. Ainsi l'occurrence d'un bris sur un tronçon viendrait augmenter les probabilités de bris non seulement sur le même tronçon, mais également dans une région immédiate autour du bris.

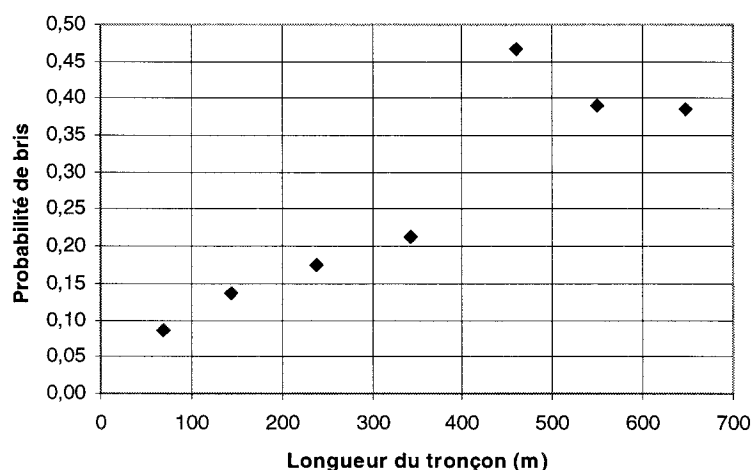
L'étude présentée ici consiste dans un premier temps à prendre chacun des bris survenus sur le réseau de Chicoutimi de 1976 à 1996 et à classer les tronçons sur lesquels sont survenus ces

bris en fonction de leur longueur. On calcule ensuite le nombre de fois où un bris est survenu sur le même tronçon dans les 12 mois suivant chaque bris, tout ordre de bris étant confondu. Ces calculs donnent les probabilités d'apparition de bris subséquents en fonction de la longueur des tronçons. La figure 8.1 montre les probabilités d'avoir au moins un bris dans l'année suivant un bris sur le même tronçon en fonction de la longueur du tronçon. Les tronçons sur lesquels sont survenus les bris ont été divisés en classes de 100 m. Le tableau 8.1 présente le nombre de tronçons dans chaque classe de longueur. Le peu de tronçons dans les dernières classes, qui regroupent les tronçons les plus longs, mène à des résultats statistiquement moins significatifs.

Tableau 8.1 – Nombre de tronçons par classe de longueur

Longueur (m)	Nombre de tronçons
]0;100]	1027
]100;200]	693
]200;300]	268
]300;400]	96
]400;500]	63
]500;600]	48
]600;700]	28

Figure 8.1 – Probabilités de bris sur le même tronçon dans l'année suivant un bris pour les tronçons de Chicoutimi



Comme le montre la figure 8.1, les probabilités d'apparition de bris sur le même tronçon augmentent en fonction de la longueur du tronçon. Ceci s'explique par le fait que le linéaire de conduite exposé aux différents facteurs de risque (corrosion, charges externes, etc.) est plus grand, ce qui augmente les probabilités de bris du tronçon. Si on considère seulement les quatre premiers points du graphique, qui sont plus significatifs, on constate que la probabilité de bris subséquent sur un même tronçon est presque linéaire en fonction de la longueur du tronçon.

Une deuxième analyse à partir des bris sur le réseau de Chicoutimi a servi à étudier l'impact de la longueur des tronçons sur le taux de bris. Pour tous les tronçons installés après 1976, soit après la date du début de la période d'observation du réseau de Chicoutimi, le nombre de bris moyen par tronçon en fonction de la longueur a été estimé. Les bris sont compilés pour chacun des tronçons au cours des 5, 10 et 15 premières années après leur installation, en autant que les tronçons aient le nombre suffisant d'années d'observation. Les tronçons de Chicoutimi installés après 1976 représentent 31% du nombre total de tronçons dans le réseau. La plupart de ces tronçons, soit environ 80%, ont au moins un historique de bris de 5 ans. Le

nombre de tronçons posés après 1976 et ayant au moins 5, 10 ou 15 d'années d'observation est présenté au tableau 8.2, pour chaque classe de longueur.

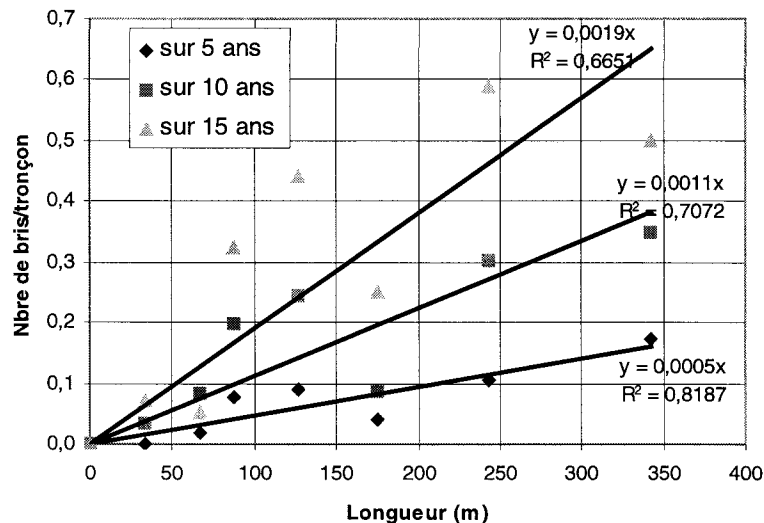
Tableau 8.2 – Nombre de tronçons posés après 1976 et ayant une période d'observation d'au moins 5, 10 ou 15 ans - Chicoutimi

Classe de longueur (m)	Longueur moyenne (m)	5 ans	10 ans	15 ans
[0;50]	32,8	54	30	14
]50;75]	66,7	107	71	39
]75;100]	86,8	102	71	34
]100;150]	126,6	135	86	50
]150;200]	173,0	73	46	28
]200;300]	245,8	85	63	34
]300;400]	345,1	29	20	14

Ainsi, pour chacune des périodes d'observation considérées, les tronçons ayant un nombre suffisant d'années sont classés selon leur longueur. Le nombre de bris survenus sur les premières années d'observation des tronçons dans chaque classe de longueur est alors calculé. Ce nombre est ensuite divisé par le nombre de tronçons dans chaque classe, ce qui donne le nombre de bris moyen par tronçon, après un nombre d'année donné et pour chaque classe de longueur.

La figure 8.2 présente les résultats obtenus pour Chicoutimi. On remarque premièrement que plus les tronçons sont longs, plus il y a de bris par tronçons. Deuxièmement, lorsque l'on estime ces résultats par des relations linéaires, on observe qu'après une période d'observation de cinq ans, le nombre de bris moyen par tronçon est presque directement proportionnel à la longueur des tronçons. La pente des droites de régression donne le nombre de bris moyen par unité de longueur. Par exemple, si l'on considère les résultats pour les 5 premières années, il survient en moyenne 0,1 bris sur les tronçons de 200 m. La pente de la droite est donc de $0,1/200 = 0,0005$. Ainsi, le nombre de bris moyen par mètre après 5 ans se situe à environ 0,0005 pour Chicoutimi, donc 0,5 bris/km. Il est à noter que l'abscisse des points présentés sur la figure 8.2 correspond à la longueur moyenne des tronçons de la classe.

Figure 8.2 – Nombre de bris moyen par tronçon après un nombre d'année donné depuis l'installation - Chicoutimi



8.2 Résultats du modèle

L'impact de la longueur des tronçons sur le taux de bris a été estimé pour Chicoutimi et Gatineau en divisant les tronçons en classes de longueur et en déterminant un jeu de paramètre définissant les probabilités de bris pour chacune de ces classes. Le modèle a donc été calé pour chacune des classes de longueur, fournissant ainsi les probabilités de bris. L'analyse tient compte de la longueur des tronçons et de l'âge des tronçons. Les deux sections suivantes présentent l'évolution des probabilités de bris en fonction de la longueur des tronçons pour Chicoutimi et Gatineau.

8.2.1 Chicoutimi

Afin d'étudier l'impact de la longueur sur les probabilités de bris, les tronçons de Chicoutimi ont été divisés en neuf classes de longueur. Le nombre de tronçons dans chaque classe est présenté au tableau 8.3. On remarque que le nombre de tronçons dans les classes de moins de 300 m est suffisamment élevé pour obtenir des résultats relativement significatifs. Les

fonctions de survie pour chaque intervalle de longueur ont été calculées pour le premier bris et les bris subséquents. Les résultats sont présentés aux figures 8.3 et 8.4. Il est bon de rappeler que la fonction de survie correspond à la probabilité qu'un tronçon n'est pas encore subi de bris au temps considéré, depuis la pose ou le dernier bris selon le cas. Il est à noter que l'abscisse des points des figures 8.3 et 8.4 correspond à la longueur moyenne des tronçons de la classe. Les valeurs des paramètres de calage pour chaque intervalle de longueur sont présentées en annexe.

Tableau 8.3 – Nombre de tronçons dans chaque classe de longueur pour Chicoutimi

Intervalle de longueurs (m)	Longueur moyenne (m)	Nombre de tronçons
[0;50]	32,9	213
]50;75]	66,7	418
]75;100]	87,8	414
]100;150]	126,5	436
]150;200]	175,2	257
]200;300]	243,4	268
]300;400]	342,8	96
]400;500]	460,3	63
>500	883,9	126

Figure 8.3 – Fonction de survie pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Chicoutimi

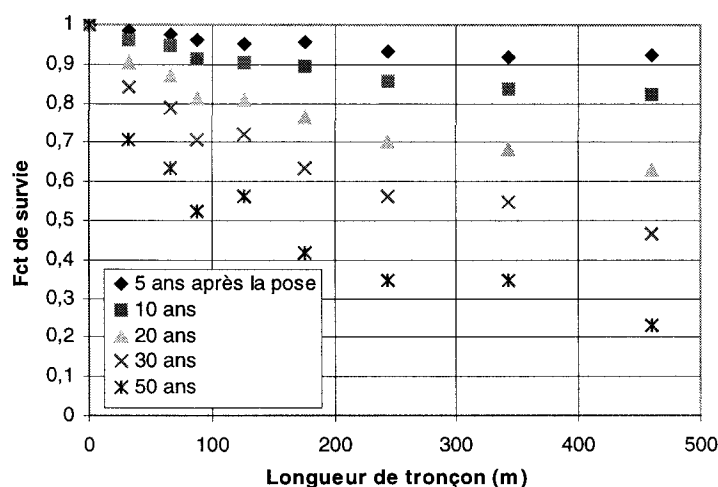
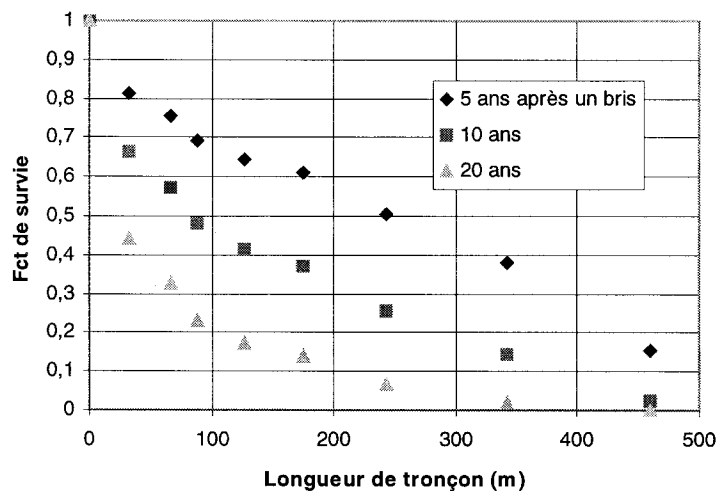


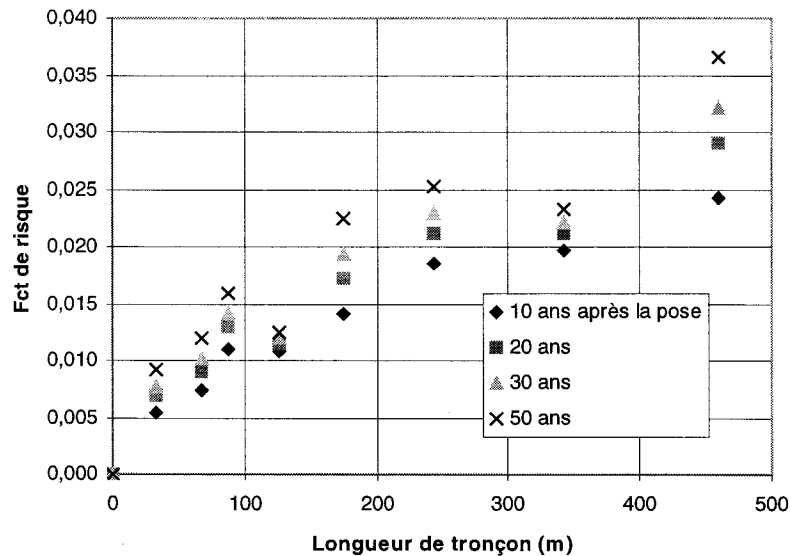
Figure 8.4 – Fonction de survie pour les bris subséquents selon la longueur et le nombre d'année après un bris pour Chicoutimi



L'étude des deux figures permet premièrement de voir que plus les tronçons sont longs, plus les probabilités qu'ils aient subi un bris sont élevées. De plus, on observe que les bris subséquents arrivent plus rapidement que les premiers bris. On remarque également que les fonctions de survie diminuent avec le temps pour chaque ordre de bris.

La figure 8.5 présente la fonction de risque pour le premier bris des tronçons du réseau de Chicoutimi en fonction de la longueur et du nombre d'année après la pose. On observe que les fonctions de risque augmentent en fonction de la longueur et en fonction du temps. Rappelons que la fonction de risque définit la probabilité d'avoir un bris au temps t étant donné que le tronçon n'a pas subi de bris antérieurement.

Figure 8.5 – Fonction de risque pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Chicoutimi



Certains auteurs, comme Eisenbeis (1994), ont observé que la fonction de risque des tronçons d'un réseau d'aqueduc est proportionnelle à la racine carré de la longueur des tronçons. Afin de vérifier si cette relation s'applique aux présentes données, l'équation de la fonction de risque ($h(t)$) en fonction de la longueur des tronçons (L) a été formulée ainsi :

$$h(t) = L^\alpha h_0(t) \quad (8.1)$$

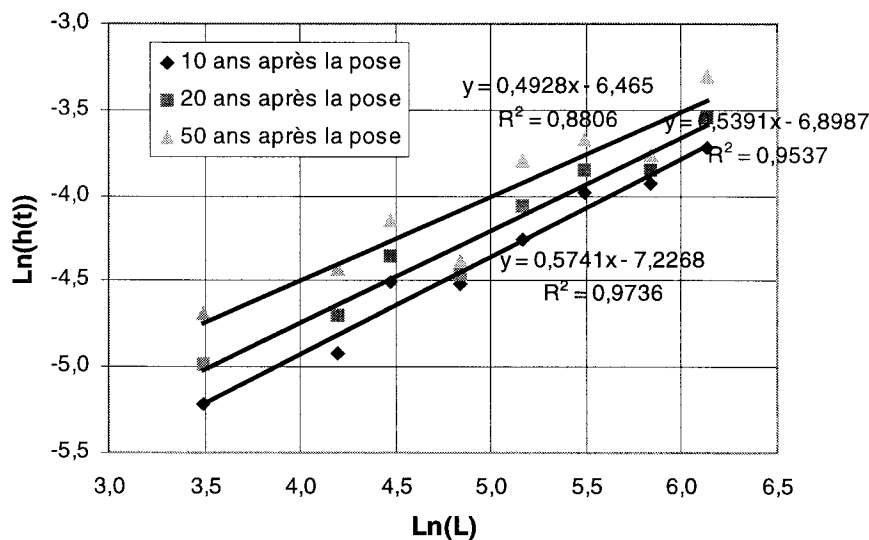
Où $h_0(t)$ représente la fonction de risque de base.

Selon l'hypothèse de proportionnalité entre la fonction de risque et la longueur, l'exposant de la longueur (α) devrait être de l'ordre de 1. Cependant, comme nous venons de le mentionner, Eisenbeis a observé que α serait plutôt de l'ordre de 0,5. En prenant le logarithme népérien des termes à gauche et à droite dans l'équation 8.1, on trouve :

$$\ln[h(t)] = \alpha \ln(L) + \ln h_0(t) \quad (8.2)$$

Les fonctions de risque trouvées avec le modèle et présentées à la figure 8.5 ont servies à tracer les graphiques de $\ln[h(t)]$ en fonction de $\ln L$ pour les premiers bris. Des régressions linéaires ont alors été tracées afin de trouver les valeurs de α (pente de la droite) et de $\ln h_0(t)$ (ordonnée à l'origine). Ces valeurs ont été estimées pour différents temps après la pose des tronçons. La figure 8.6 présente les résultats obtenus pour le réseau de Chicoutimi. Les équations des droites et les coefficients de détermination sont montrés. On remarque que les coefficients de détermination pour les différentes périodes de temps sont toujours supérieurs à 0,88.

Figure 8.6 - $\ln[h(t)]$ en fonction de $\ln L$ pour les premiers bris à Chicoutimi

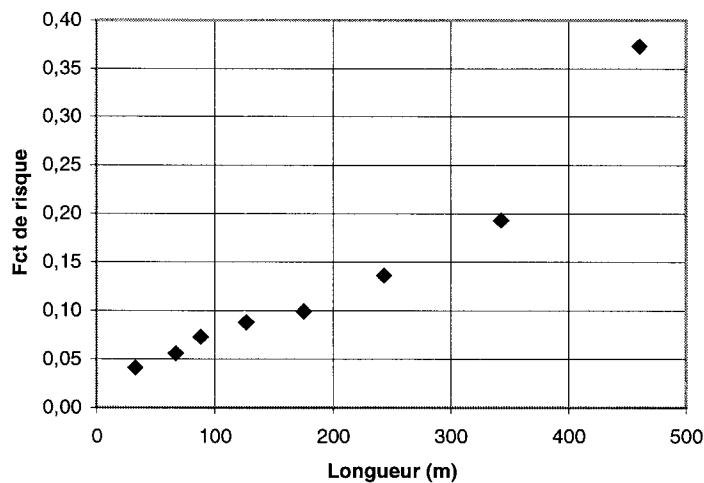


La moyenne des pentes des trois droites (10, 20 et 50 ans après la pose) de la figure 8.6 donne un α moyen de 0,54. Ceci confirmerait que la fonction de risque des premiers bris est proportionnelle à la racine carrée de la longueur. L'étude de Eisenbeis (1994) a montré que ce coefficient, correspondant au premier bris, se situait à 0,62 pour le réseau de la Lyonnaise des Eaux-Dumez à Bordeaux (LED-Bordeaux) et à 0,49 pour le réseau de la Compagnie des Eaux de la Banlieue de Paris (CEB). La valeur de ce paramètre pourrait s'expliquer par la non-homogénéité des tronçons face aux facteurs de risque qui ferait en sorte que les bris sur les tronçons seraient situés en des endroits bien précis. Les probabilités de bris ne seraient donc pas les mêmes le long d'un tronçon. En effet, si la probabilité d'occurrence d'un premier bris était uniforme et indépendante de la position, la fonction de risque serait directement

proportionnelle à la longueur et α serait près de 1. De plus, on remarque à la figure 8.6 que les α diminuent en fonction du temps. Ceci signifierait que plus le temps passe, plus le caractère hétérogène de la probabilité de bris se manifeste.

La fonction de risque pour les bris subséquents est présentée à la figure 8.7. Elle est indépendante du temps (distribution exponentielle), c'est pourquoi une seule courbe est tracée. On remarque premièrement que la fonction de risque augmente en fonction de la longueur. Cette fonction de risque pour les bris subséquents ne peut pas se comparer aux résultats obtenus par Eisenbeis concernant les bris subséquents. En effet, Eisenbeis a défini deux stades de détérioration pour les bris subséquents alors que le présent modèle n'en considère qu'un seul. De plus, contrairement à notre modèle, la distribution de Weibull est utilisée pour décrire les temps d'apparition des bris subséquents.

Figure 8.7 – Fonction de risque pour les bris subséquents à Chicoutimi



8.2.2 Gatineau

Les résultats pour Gatineau mènent sensiblement aux mêmes conclusions que pour Chicoutimi. Le tableau 8.4 présente le nombre de tronçons dans chaque classe de longueur pour Gatineau. Les figures 8.8 et 8.9 présentent les fonctions de survie en fonction de la

longueur alors que la figure 8.10 présente les fonctions de risque pour le premier bris. Les paramètres de calage se trouvent en annexe.

Tableau 8.4 - Nombre de tronçons dans chaque classe de longueur pour Gatineau

Intervalles de longueurs (m)	Longueur moyenne (m)	Nombre de tronçons
[0;100]	75	227
]100;150]	126	193
]150;200]	174	216
]200;300]	249	424
]300;400]	345	276
]400;500]	442	141
>500		116

Figure 8.8 – Fonction de survie pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Gatineau

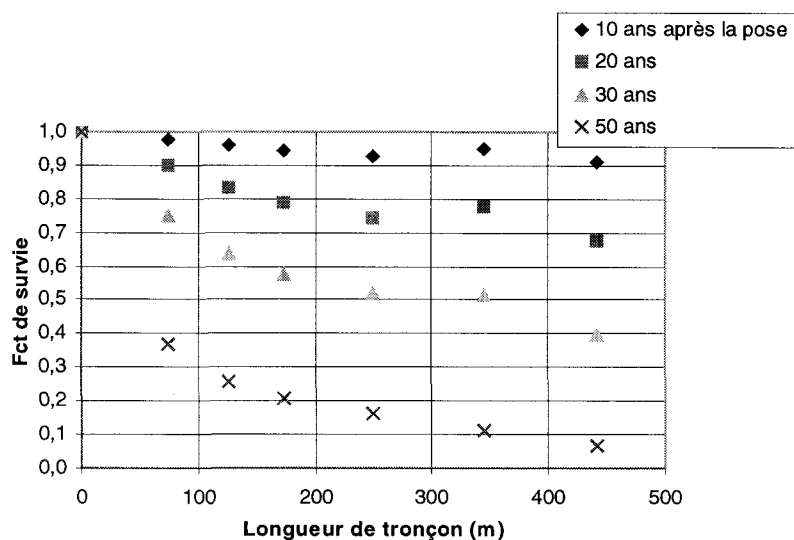


Figure 8.9 – Fonction de survie pour les bris subséquents selon la longueur et le nombre d'année après un bris pour Gatineau

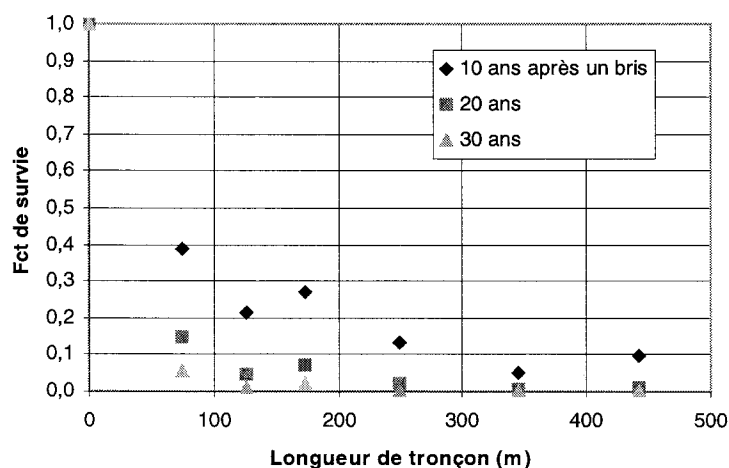
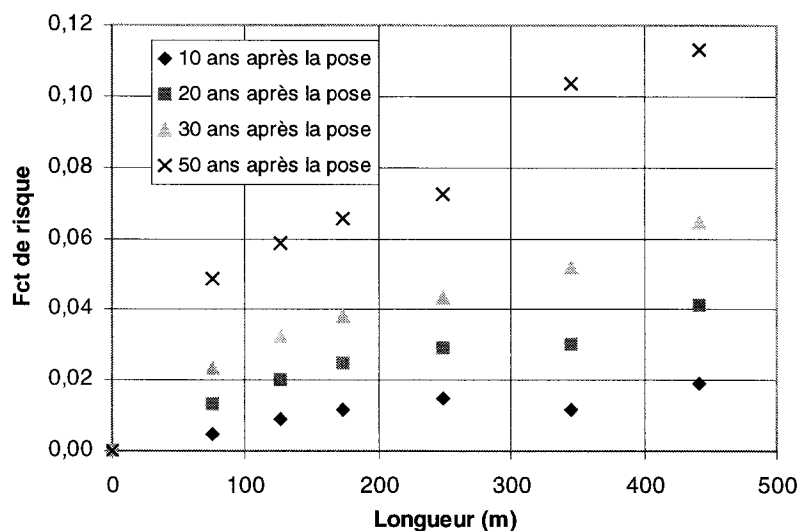


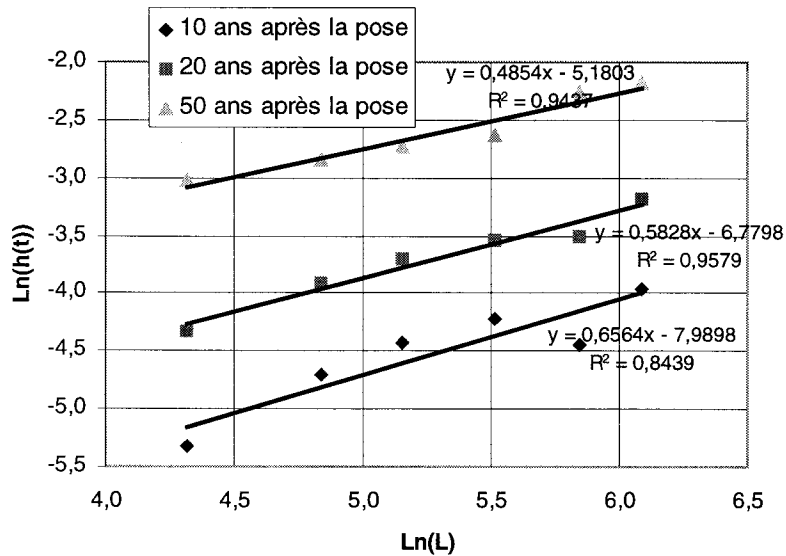
Figure 8.10 – Fonction de risque pour le premier bris à Gatineau



L'équation 8.1 a également été appliquée au réseau de Gatineau. Les résultats sont présentés à la figure 8.11, pour le premier bris. On trouve un α moyen d'environ 0,57. Les coefficients de détermination sont supérieurs à 0,84 et on remarque que l'équation 8.1 décrit bien les probabilités de bris de Gatineau. Le α moyen de 0,57 confirmerait encore une fois la

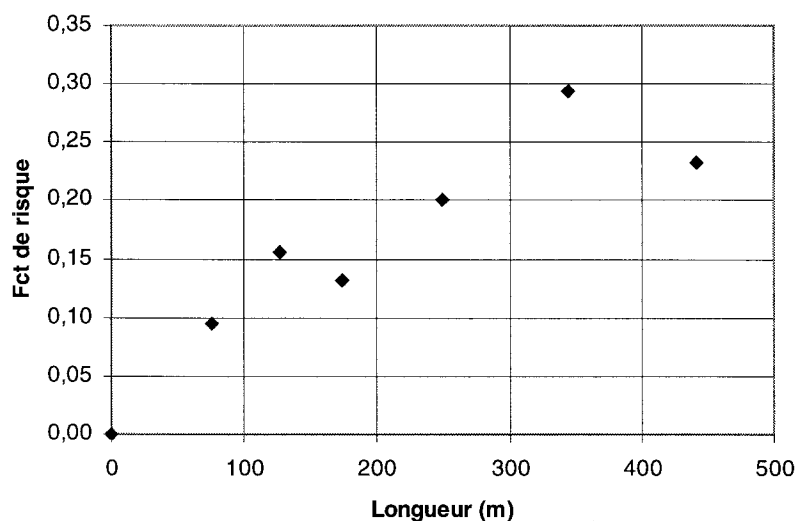
conclusion de Eisenbeis, à savoir que la fonction de risque varie proportionnellement à la racine carrée de la longueur. De plus, on remarque que, tout comme pour Chicoutimi, le α diminue en fonction du temps.

Figure 8.11 – $\ln[h(t)]$ en fonction de $\ln L$ pour les premiers bris à Gatineau



La fonction de risque pour les bris subséquents est présentée à la figure 8.12. Encore une fois, ces résultats ne peuvent se comparer aux résultats d'Eisenbeis pour les raisons mentionnées plus haut.

Figure 8.12 – Fonction de risque pour les bris subséquents à Gatineau



8.2.3 Évolution des probabilités de premier bris

8.2.3.1 Notion de premier bris

Les résultats présentés précédemment nous renseignent sur la manière dont évoluent les probabilités de bris en fonction de la longueur et du temps. Il faut maintenant s'attarder à la signification de ces résultats, en commençant par les probabilités d'occurrence des premiers bris. Pour cela, on doit définir clairement ce que l'on considère comme un premier bris.

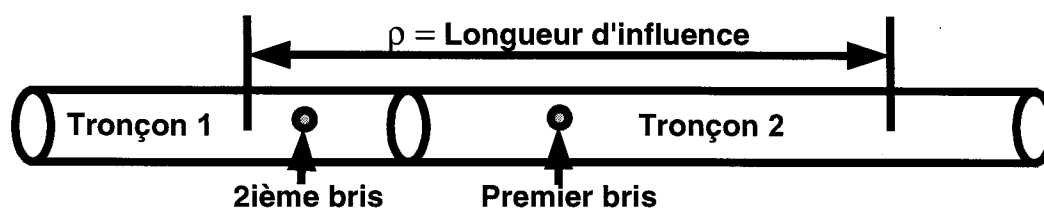
Selon le modèle utilisé, le premier bris désigne le premier bris sur un tronçon. Ce premier bris est considéré comme un bon indicateur de l'état du tronçon. Maintenant, si l'on reprend l'hypothèse formulée au début de la section 8.1 stipulant qu'un bris sur un tronçon peut engendrer d'autres bris dans une région immédiate autour du bris et si l'on considère le fait que cette région immédiate peut s'étendre sur plusieurs tronçons, alors la définition d'un premier bris n'est plus la même. En effet, un premier bris peut maintenant se définir comme

un bris qui n'est pas corrélé spatialement à un autre bris dans une région immédiate. On appelle ce bris un « vrai » premier bris.

Cette notion de vrai premier bris est illustrée par un exemple à la figure 8.13 où l'on retrouve deux tronçons. Un premier bris est survenu sur le tronçon 2 suivi d'un deuxième bris, quelques mois plus tard, sur le tronçon 1. Ces deux bris sont les premiers à survenir sur chacun de ces tronçons. Le modèle considère alors que l'on est en présence de deux premiers bris. Cependant, les deux bris peuvent être corrélés spatialement, par exemple du fait de la présence d'un sol très corrosif dans cette région. Le premier bris à survenir dans la région, soit le premier bris sur le tronçon 2, est considéré comme un vrai premier bris car il est un indicateur de l'état des conduites dans cette région. Cette région, délimitée par une longueur ρ , est caractérisée, par exemple, par un environnement néfaste pour les conduites et peut s'étendre sur plusieurs tronçons. Le bris sur le tronçon 1 n'est pas un vrai premier bris puisqu'il est corrélé spatialement au bris survenu sur le tronçon 2. Ainsi, tous les bris subséquents au vrai premier bris qui surviendront dans cette région ne seront pas des vrais premiers bris, même s'il surviennent sur un tronçon voisin.

L'étendue de la région caractérisée par le sol corrosif de cet exemple est très difficile à évaluer en pratique. En fait, on suppose qu'elle s'étend sur une longueur ρ autour du vrai premier bris. On appelle cette région la zone d'influence du vrai premier bris, dans laquelle tous les bris sont corrélés. Le vrai premier bris peut servir à prédire l'apparition de bris subséquents dans cette zone d'influence. Il est à noter qu'un tronçon peut subir plusieurs vrais premiers bris mais qu'il ne peut subir qu'un seul premier bris. Finalement, plus un tronçon est long, plus les probabilités que son premier bris soit un vrai premier bris sont élevées.

Figure 8.13 – Exemple de vrai premier bris



8.2.3.2 Influence des vrais premiers bris sur la modélisation

La modélisation effectuée pour étudier l'impact de la longueur des tronçons sur les probabilités de bris ne tient pas compte de la notion de vrai premier bris. En effet, seulement les premiers bris sur les tronçons sont considérés. Pour estimer l'influence des vrais premiers bris sur la modélisation, on a développé un modèle, que l'on appellera dans ce qui suit le modèle jouet. Ce modèle permet de calculer l'impact de la longueur de la zone d'influence des vrais premiers bris sur les probabilités d'apparition des premiers bris sur des tronçons adjacents. Plus la longueur d'influence est longue, plus elle peut s'étendre sur des tronçons voisins et plus les probabilités de bris subséquents à un vrai premier bris sur ces tronçons voisins seront élevées.

La méthodologie utilisée dans ce modèle consiste premièrement à générer aléatoirement, selon une loi de Poisson de paramètre $\mu_1(t)$, un certain nombre de vrais premiers bris sur un tronçon fictif de longueur L et sur une période de temps t . Ces vrais premiers bris sont alors localisés aléatoirement sur le tronçon fictif. La distribution de Poisson s'écrit comme suit :

$$f(t; n) = \frac{[\mu_1(t) L_0]^n}{n!} e^{-\mu_1(t) L_0} \quad (8.3)$$

Où :

- $f(t; n)$: Probabilité d'avoir « n » vrais premiers bris sur un temps t sur un tronçon de longueur L_0
- $\mu_1(t)$: Nombre moyen de vrais premiers bris par unité de longueur L au temps t
($\mu_1(t) = \lambda_1 t / L$ où λ_1 = Nombre moyen de vrai premier bris par unité de longueur L et par unité de temps)

Le cas $n = 0$ de la formule de Poisson correspond à la fonction de survie, soit la probabilité qu'un tronçon n'ait pas encore subi de bris au temps t . L'équation devient alors :

$$f(t; 0) = e^{-\mu_1(t)L_0} \quad (8.4)$$

Le recours à une loi de Poisson pour modéliser l'apparition des vrais premiers bris se justifie par l'hypothèse que la probabilité d'apparition de ces bris est la même en tout point des tronçons.

La deuxième étape de la méthodologie consiste à générer des bris subséquents dans une zone d'influence ρ autour de chacun de ces vrais premiers bris, toujours selon une loi de Poisson mais avec un paramètre $\mu_2(t)$. Le tronçon fictif est alors divisé en petits tronçons de longueurs égales L_0 et la fonction de survie pour le premier bris est calculée, soit la probabilité qu'un tronçon n'ait pas subi de bris. On divise ensuite le tronçon fictif à plusieurs reprises en tronçons de longueurs L_0 de plus en plus petites et on recalcule la fonction de survie à chaque fois. Tous ces calculs, depuis la génération des vrais premiers bris, sont répétés des milliers de fois. La moyenne des fonctions de survie obtenus pour chaque longueur de tronçon L_0 est ensuite calculée et la courbe est tracée.

La figure 8.14 montre un exemple des résultats du modèle jouet. Elle présente un historique de bris sur un tronçon fictif de longueur L . Deux vrais premiers bris ont été générés et localisés sur le tronçon. Ces bris sont suivis de l'indice « 1 » sur la figure 8.14. Une séquence de bris subséquents a alors été générée pour ces deux vrais premiers bris dans les deux zones d'influence. Le tronçon fictif a ensuite été divisé en petit tronçons de longueur égales L_0 . On remarque alors que certains bris subséquents aux vrais premiers bris surviennent sur des tronçons voisins, comme par exemple le bris sur le tronçon à l'extrême gauche. La valeur de la fonction de survie des premiers bris pour la longueur L_0 de cet exemple est de $3/7 = 0,43$ puisqu'il y a 3 tronçons sur 7 qui n'ont pas subi de bris.

Plusieurs tests ont été effectués avec le modèle notamment en faisant varier la longueur de la zone d'influence ρ afin de voir son influence sur la fonction de survie. Les résultats du modèle pour différentes zones d'influence ρ (rho) sont présentés à la figure 8.15. Les vrais premiers bris ont été générés aléatoirement selon une loi de Poisson avec $\lambda_1 = 0,5$ et les bris subséquents ont été générés avec $\lambda_2 = 0,8$. Le tronçon fictif de cet exemple a une longueur $L =$

20 000 m et la période de temps considérée est $t = 20$ ans. Le paramètre λ_1 correspond au nombre moyen de vrais premiers bris par unité de longueur L et par unité de temps.

Figure 8.14 – Exemple d'historique de bris sur un tronçon fictif

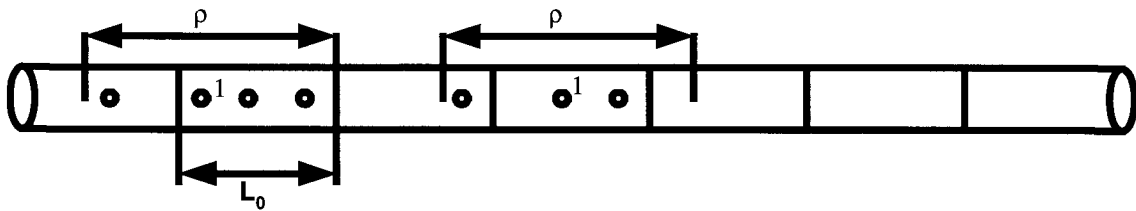
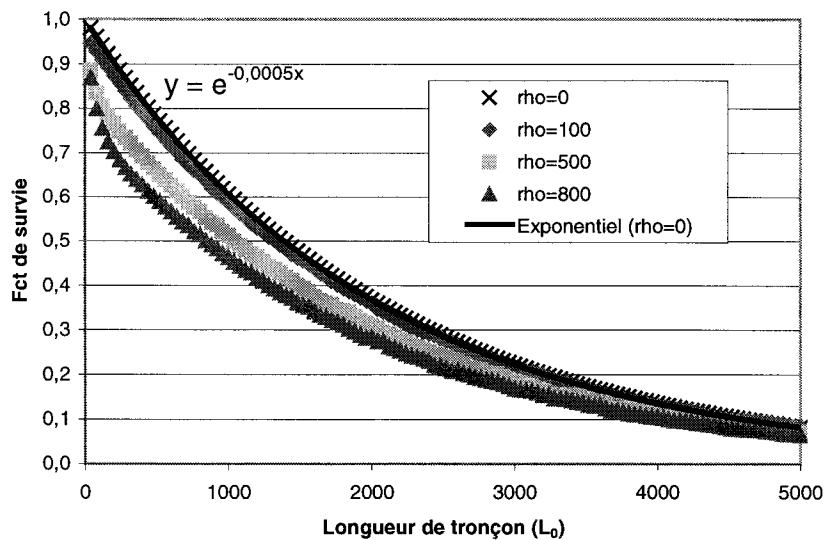


Figure 8.15 – Fonctions de survie pour le premier bris calculées avec le modèle jouet ($\lambda_1=0,5$; $\lambda_2=0,8$; $t = 20$; $L = 20\,000$)



L'examen de la figure 8.15 permet premièrement de remarquer que plus la longueur des tronçons (L_0) augmente, plus les probabilités de premier bris augmentent (la fonction de survie diminue). Lorsque la longueur de la zone d'influence ρ est zéro, les bris subséquents générés se situent au même endroit que leur vrai premier bris. La courbe de la fonction de survie des premiers bris correspond alors aux probabilités d'apparition des vrais premiers bris

et elle est définie par l'équation de Poisson telle que présentée à l'équation 8.4. Comme on peut le remarquer à la figure 8.15, le $\mu(t)$ de l'équation de la courbe « $\rho = 0$ » est de 0,0005. Il correspond au nombre moyen de vrais premiers bris par unité de longueur et sur 20 ans, donc $\mu(t) = \lambda_1 t / L = 0,5 \times 20 / 20\,000 = 0,0005$ bris/m.

La figure 8.15 montre par ailleurs que plus on augmente la longueur de la zone d'influence ρ , plus les courbes des fonctions de survie s'éloignent de la loi de Poisson. En effet, des zones d'influence plus longues font en sorte que plusieurs bris subséquents à des vrais premiers bris surviennent sur des tronçons voisins. Plusieurs de ces bris subséquents étant des premiers bris à survenir sur ces tronçons voisins, les fonctions de survie des premiers bris se trouvent diminuées. Comme on peut le remarquer, l'influence des bris subséquents sur les probabilités d'apparition de premiers bris sur des tronçons peut être assez importante. Par exemple, l'écart entre la fonction de survie pour $\rho = 800$ et la fonction de survie pour $\rho = 0$ peut être d'environ 25%. La différence entre les fonctions de survie des vrais premiers bris ($\rho = 0$) et les fonctions de survie des premiers bris ($\rho \neq 0$) s'accroît lorsque les tronçons sont plus courts. Ceci est normal puisque plus les tronçons sont courts (L_0 petit), plus la zone d'influence devient grande relativement aux tronçons et les probabilités qu'elle puisse s'étendre sur plus d'un tronçon sont alors plus élevées. Conséquemment, les probabilités d'apparition de bris subséquents sur des tronçons voisins sont plus élevées.

Les courbes de la figure 8.15 ont un comportement semblable aux courbes de la figure 8.3 présentant les fonctions de survie pour le premier bris selon la longueur et le nombre d'année après la pose pour Chicoutimi. En effet, on remarque que les fonctions de survie diminuent rapidement lorsque les tronçons sont courts et qu'elles tendent vers une certaine valeur lorsque les tronçons sont plus longs. La figure 8.15 montre que la présence d'une longueur d'influence, autour des vrais premiers bris, tend à diminuer la fonction de survie pour les premiers bris. Si l'on fait l'hypothèse qu'une telle zone d'influence existe pour les vrais premiers bris survenant le réseau de Chicoutimi, on peut croire que les valeurs des fonctions de survie pour les vrais premiers bris à Chicoutimi seraient supérieures aux fonctions de survie présentées à la figure 8.3. De plus, cette différence entre les fonctions de survie des

vrais premiers bris et des premiers bris serait d'autant plus grande que les tronçons sont courts. Ce comportement est d'ailleurs facilement observable à la figure 8.15.

Afin de vérifier si les résultats du modèle jouet, présentés à la figure 8.15, montrent une proportionnalité entre la fonction de risque et la racine carrée de la longueur, la fonction de survie a été exprimée en fonction de la fonction de risque :

$$F(t) = \exp[-\int_0^t h(u)du] \quad (8.5)$$

Si on pose :

$$h(u) = L^\alpha h_0(u) \quad (8.6)$$

Alors :

$$F(t) = \exp[-L^\alpha \int_0^t h_0(u)du] \quad (8.7)$$

En posant :

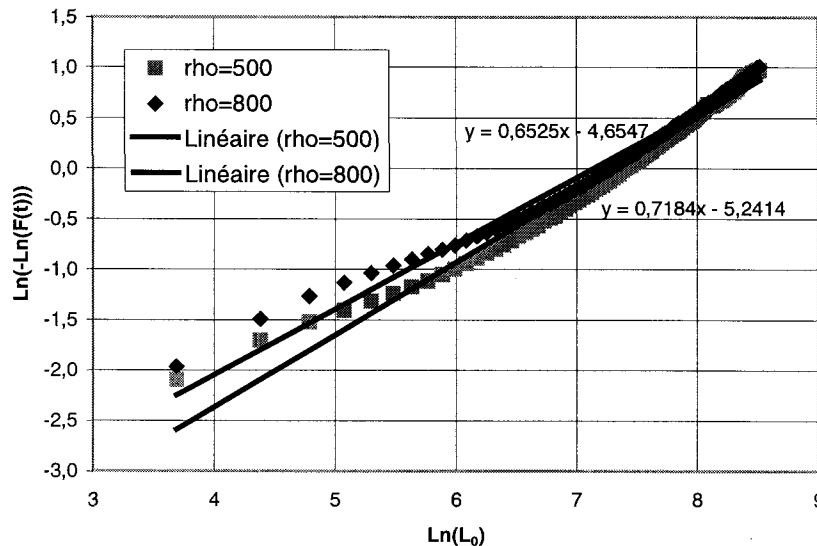
$$a(t) = \int_0^t h_0(u)du \quad (8.8)$$

On a finalement :

$$F(t) = \exp[-a(t)L^\alpha] \quad (8.9)$$

Afin de vérifier si cette dernière équation s'applique bien aux fonctions de survie obtenues avec le modèle jouet, les courbes de $\ln[-\ln(F(t))]$ en fonction de $\ln L_0$ ont été tracées à partir des résultats présentés à la figure 8.15 pour $p = 500$ et $p = 800$. Ces courbes se trouvent à la figure 8.16. Les points n'étant pas distribués uniformément autour des droites de régression linéaire, l'équation 8.9 ne décrit pas la dépendance observée entre la fonction de survie et la longueur. Toutefois, compte tenu des incertitudes sur les données rapportées au graphique de la figure 8.3, il n'est pas exclu que les corrélations spatiales entre bris sur des tronçons différents puissent expliquer la dépendance observée entre la fonction de risque et la longueur. D'autant plus qu'il importe de souligner que les pentes des droites de régressions de la figure 8.16 se rapprochent des valeurs observées. Des travaux futurs seront nécessaires afin d'apporter des explications aux résultats obtenus avec le modèle jouet.

Figure 8.16 – $\ln[-\ln(F(t))]$ en fonction de $\ln L_0$ pour les premiers bris selon les résultats obtenus du modèle jouet avec $\rho = 500$ et $\rho = 800$.



8.2.3.3 Discussion

Comme il a été démontré, un premier bris sur un tronçon est non seulement un indicateur de l'état structural du tronçon sur lequel il survient mais peut également être un indicateur de l'état des tronçons voisins. Ainsi, l'apparition d'un bris modifie la probabilité d'apparition de bris subséquents dans son entourage immédiat. Certains premiers bris sur des tronçons peuvent alors être corrélés à d'autres bris sur d'autres tronçons, ce dont la modélisation proposée aux sections 8.2.1 et 8.2.2 ne tient pas compte. Les bris sur des tronçons non corrélés à d'autres bris sont appelés les vrais premiers bris. Cette définition de premier bris est fondamentale afin de comprendre l'impact de la longueur des tronçons sur les probabilités de premier bris sur un tronçon.

Les probabilités d'occurrence des premiers bris en fonction de la longueur des tronçons sont différentes des probabilités d'apparition des vrais premiers bris. En effet, les probabilités

d'occurrence des premiers bris sur des tronçons sont plus élevées. Ces probabilités seront d'autant plus élevées que la longueur de la zone d'influence des vrais premiers bris sera grande et que les tronçons seront courts. Cela est démontré par le modèle jouet qui a été développé. Les résultats de ce modèle suggèrent qu'il est vraisemblable de penser que la dépendance de la fonction de survie, en fonction de la longueur, observée dans le cadre de ces travaux et de ceux d'Eisenbeis pourrait s'expliquer par l'existence d'une corrélation spatiale entre les bris. La longueur caractéristique de cette dépendance serait suffisante pour entraîner une corrélation entre bris sur différents tronçons. Des travaux supplémentaires seraient cependant nécessaires afin de vérifier plus sérieusement cette hypothèse.

En ce qui concerne les longueurs des zones d'influence des vrais premiers bris, elles sont très difficiles à évaluer en réalité. En effet, elles dépendent beaucoup de la nature et de l'étendue des facteurs causant la détérioration des conduites. Ainsi, il reste à savoir comment on doit procéder pour intégrer la notion de longueur d'influence à la présente modélisation. Ceci permettrait peut-être de déterminer une longueur d'influence moyenne pour les vrais premiers bris survenant sur un réseau. Il faudrait d'abord ajuster le modèle jouet afin de pouvoir travailler avec des nombres adimensionnels. Les différences entre les fonctions de survie obtenues pour $\rho = 0$ et pour $\rho \neq 0$ pourraient alors être étudiées. Tout ceci devra cependant faire l'objet de travaux futurs.

9 ESTIMATION DES INTERVALLES DE CONFIANCE SUR LES PARAMÈTRES DU MODÈLE

9.1 Problématique

Les résultats de la modélisation présentés aux chapitres précédents sont basés sur une analyse statistique et comportent certaines incertitudes. L'évaluation de ces incertitudes passe par une estimation des intervalles de confiance sur les paramètres du modèle. Le but de l'estimation de ces intervalles est de déterminer si les probabilités obtenus du modèle pour différentes classes de tronçons sont significativement différentes. Par exemple, les résultats de la modélisation de l'évolution structurale des tronçons en fonction du type de matériau montrent que les tronçons en PVC sont généralement plus durables que les fontes. Maintenant, est-ce que ces résultats sont significatifs ? En effet, si les intervalles de confiance à 95% sur les paramètres de calage des tronçons en PVC et en fonte se chevauchent, alors on ne peut pas affirmer que les tronçons en PVC et en fontes ont des comportements structuraux différents à ce niveau de confiance. Il est à noter que l'estimation des intervalles de confiance sur les paramètres du modèle est d'autant plus important que l'on subdivise l'échantillon initial pour estimer les différentes valeurs de paramètres. Une méthodologie utilisant le ratio de vraisemblance statistique (« likelihood ratio statistic »), tirée de Cox et Oakes (1994), a été appliquée afin d'estimer ces intervalles.

La méthodologie utilisée pour estimer les intervalles de confiance sur les paramètres de calage du modèle a d'abord été appliquée sur les tronçons en fonte grise du réseau de Chicoutimi afin de déterminer si le comportement structural des tronçons installés avant 1960 est significativement différent du comportement des tronçons installés après 1960. En effet, il a été montré que les tronçons de Chicoutimi installés après 1960 ont un taux de bris plus élevé que ceux installés avant 1960 (Pelletier, 2000). La méthodologie a ensuite été appliquée aux différents types de matériau, sur les réseaux de Chicoutimi et Gatineau, afin de vérifier si les comportements structuraux des différents matériaux sont significativement différents.

9.2 Méthodologie

Comme il a été mentionné au chapitre 5, les probabilités de bris d'un groupe de tronçons s'obtiennent en maximisant la fonction de vraisemblance du modèle. La méthodologie utilisée ici consiste premièrement à estimer les intervalles de confiance sur les paramètres de calage du modèle. Étant donné que le modèle développé comporte trois paramètres, la fonction de vraisemblance du modèle est une fonction à quatre dimensions, ce qui complique la représentation graphique des intervalles de confiance. Afin d'expliquer la méthodologie plus clairement, un modèle à deux paramètres a été considéré à titre d'exemple. Il est à noter que les valeurs des fonctions de vraisemblance présentées dans ce chapitre sont en fait les logarithmes des fonctions.

La figure 9.1 montre un exemple d'intervalle de confiance à 95% pour un modèle à deux paramètres (λ_1 et p). À chaque combinaison de λ_1 et p correspond une valeur de la fonction de vraisemblance. La fonction est maximale pour une seule de ces combinaisons, soit les valeurs de paramètres λ_1^* et p^* , qui pour cet exemple sont approximativement de 0,02 et 1,1. L'intervalle de confiance au niveau de signification de 95% est tracé sur la figure. Toutes les combinaisons de λ_1 et p comprises à l'intérieur de ce domaine font partie de l'intervalle de confiance du maximum de la fonction. La ligne pointillée de la figure 9.1 qui passe par le maximum de la fonction correspond aux valeurs du paramètre p qui maximisent la fonction de vraisemblance pour certaines valeurs de λ_1 fixes. La figure 9.2 présente les valeurs de la fonction sur cette ligne pointillée. On remarque que le maximum de la fonction s'établit à -1990 pour un λ_1 d'environ 0,02. La limite de l'intervalle de confiance à 95% sur le maximum est illustrée, elle se situe à une valeur de fonction de -2025.

Figure 9.1 – Exemple d'estimation des intervalles de confiance sur les paramètres d'un modèle : λ_1 versus p

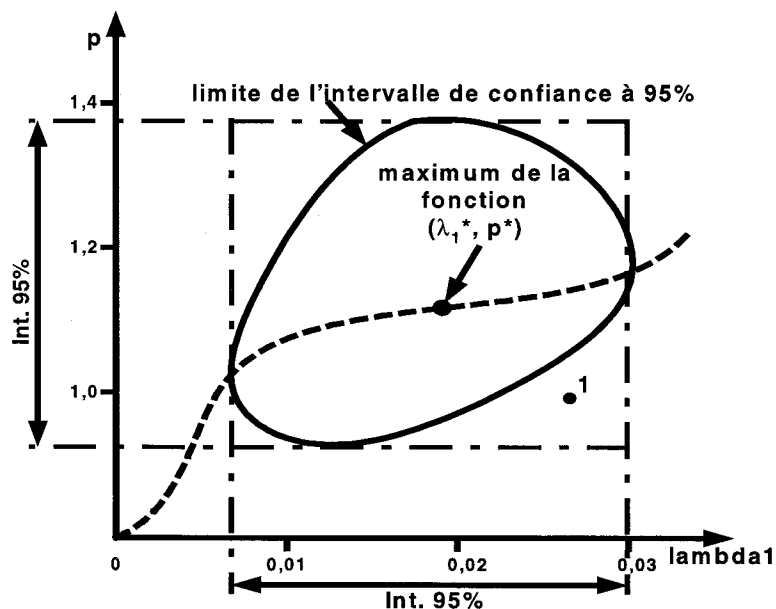
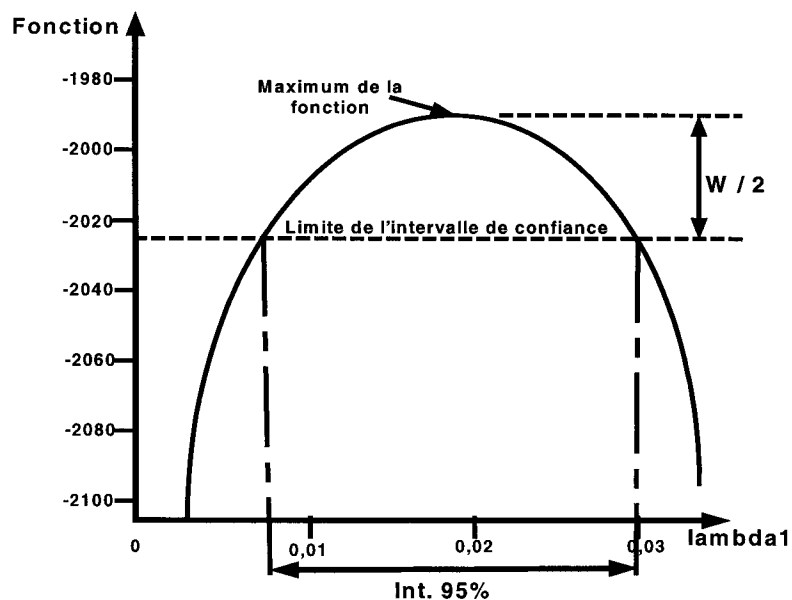


Figure 9.2 – Exemple d'estimation des intervalles de confiance sur les paramètres d'un modèle : Valeur de la fonction versus λ_1



L'écart entre le maximum de la fonction et la limite de l'intervalle de confiance est déterminé à l'aide d'une procédure utilisant le ratio de vraisemblance statistique W (« likelihood ratio statistic ») (Cox et Oakes, 1994). Cette procédure consiste à tester l'hypothèse principale sur un paramètre, par exemple $\lambda_1 = \lambda_1^*$, et ainsi trouver un intervalle de confiance sur ce paramètre. Cet intervalle contient toutes les valeurs de paramètres qui ne sont pas « rejetées » de l'hypothèse principale au niveau de signification considéré. Si l'on considère les paramètres du modèle présentés aux figures 9.1 et 9.2 et l'hypothèse principale $\lambda_1 = \lambda_1^*$, le ratio statistique de vraisemblance peut s'exprimer ainsi :

$$W(\lambda_1) = W = 2 \left[F(\lambda_1^*, p^*) - F(\lambda_1, p_{\lambda_1}^*) \right] \quad (9.1)$$

où $F(\lambda_1^*, p^*)$ est la valeur maximale de la fonction de vraisemblance et $F(\lambda_1, p_{\lambda_1}^*)$ est la valeur maximale de la fonction de vraisemblance pour un certains λ_1 fixe. On peut appeler ce dernier terme le profil de la fonction de vraisemblance pour λ_1 . $p_{\lambda_1}^*$ correspond alors à la valeur optimale du paramètre p pour un λ_1 donné. Selon l'hypothèse principale $\lambda_1 = \lambda_1^*$, $W(\lambda_1)$ suit approximativement une distribution chi-carré avec n degrés de liberté, où n est le nombre de paramètres du modèle. L'intervalle de confiance sur λ_1 , au niveau de signification $1-\alpha$, correspond alors à :

$$\left\{ \lambda_1 : W(\lambda_1) \leq c_{n,\alpha} \right\} \quad (9.2)$$

où $c_{n,\alpha}$ est le quantile d'une loi chi-carré au niveau $1-\alpha$ avec n degrés de liberté. Toutes les valeurs de λ_1 pour lequel $W(\lambda_1) \leq c_{n,\alpha}$ sont comprises dans l'intervalle de confiance à $1-\alpha$. Si l'on remplace le W de l'équation 9.1 par $c_{n,\alpha}$ et qu'on le divise par deux, on trouve l'écart entre le maximum de la fonction et la limite de l'intervalle de confiance, soit $W/2$. Pour un modèle à trois paramètres ($n = 3$) et un niveau de signification de 95%, la table de la loi chi-carrée donne $c_{n,\alpha} = 7,81$, donc $W/2 = 3,905$. Cette dernière valeur a été utilisée pour déterminer les limites des intervalles de confiance sur les paramètres du modèle.

L'intervalle de confiance sur le paramètre λ_1 de l'exemple présenté sur les figures 9.1 et 9.2 est établi à la figure 9.2. En effet, il correspond à toutes les valeurs de λ_1 pour lesquelles la fonction est plus grande que -2025 . Dans ce cas, la limite inférieure de l'intervalle sur λ_1 se situe à environ $0,007$ et la limite supérieure à $0,03$. Ainsi, les valeurs de λ_1 entre $0,007$ et $0,03$ sont dans l'intervalle de confiance à 95% du maximum. De la même manière, on peut déterminer l'intervalle de confiance sur p . On peut remarquer sur la figure 9.1 que les limites maximales de cet intervalle se situent environ à $0,96$ et $1,39$.

La méthode présentée pour estimer les intervalles de confiance sur chacun des paramètres du modèle ne permet pas de décrire la forme de la surface des valeurs acceptables. En fait, il est difficile de représenter simplement cette surface (ou le volume dans le cas d'un modèle à trois paramètres) des valeurs possibles de paramètres. Dans le cas du modèle à deux paramètres de la figure 9.1, l'intervalle de confiance sur le maximum est remplacé par un rectangle, défini par les limites des intervalles sur les deux paramètres λ_1 et p . Par exemple, si l'on considère le point suivi de l'indice « 1 » sur la figure 9.1, celui-ci se trouve à l'intérieur du rectangle approximant la surface des valeurs possibles des deux paramètres mais se trouve en fait à l'extérieur de l'intervalle de confiance sur le maximum. La méthode d'estimation des intervalles sur chacun des paramètres mène donc à une surestimation de l'intervalle de confiance sur le jeu de paramètre qui maximise la fonction.

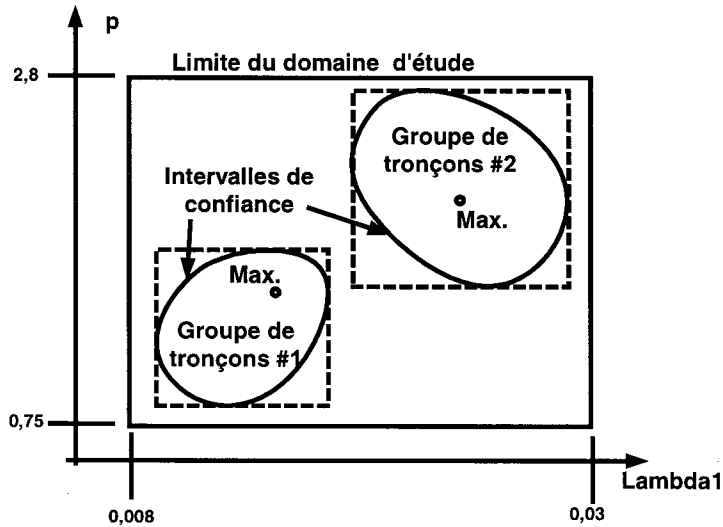
Rappelons que le but du calcul des intervalles de confiance est de déterminer si les intervalles de confiance sur les paramètres associés à différents groupes de tronçons sont disjoints. Des intervalles disjoints permettraient ainsi de conclure que les tronçons des différents groupes ont des comportements structuraux significativement différents. Une méthode a donc été utilisée pour déterminer plus précisément la limite de l'intervalle de confiance sur un maximum.

La figure 9.3 présente un exemple d'intervalles de confiance sur les probabilités de bris de deux groupes de tronçons, considérant un modèle à deux paramètres, λ_1 et p . Les lignes pointillées tracées autour des intervalles sont les approximations de ces intervalles, tel que décrites précédemment. La méthode pour déterminer si les deux intervalles de confiance sont

disjoints consiste premièrement à délimiter une région englobant les deux intervalles. Celle-ci est définie par le grand rectangle de la figure 9.3 que l'on appelle le domaine d'étude. La deuxième étape consiste à générer aléatoirement des millions de combinaisons de paramètres (λ_1 et p) à l'intérieur du domaine d'étude. La valeur de la fonction est ensuite calculée pour chacune de ces combinaisons. Si la valeur calculée se trouve à l'intérieur de l'intervalle de confiance du groupe de tronçon #1 ou à l'intérieur de l'intervalle du groupe de tronçon #2, le jeu de paramètre est enregistré et reproduit sur graphique. Des millions de combinaisons de paramètres permettent ainsi de reproduire graphiquement la forme des intervalles de confiance, qui sont en trois dimensions dans le cas d'un modèle à trois paramètres. Plus le nombre de combinaisons sera élevé, plus les formes seront bien délimitées. Cette manière de procéder permet de déterminer si les intervalles de confiance sur les paramètres de calage de différents groupes de tronçons se chevauchent au niveau de confiance fixé. L'exemple de la figure 9.3 montre que les intervalles de confiance des deux groupes de tronçons sont disjoints.

On remarque sur la figure 9.3 que la projection des intervalles de confiance pour le paramètre λ_1 des deux groupes de tronçons montre que les intervalles sont disjoints. D'un autre côté, on remarque que les intervalles sur le paramètre p se chevauchent. En effet, certaines valeurs de p peuvent se retrouver dans les deux intervalles de confiances, soit celui du groupe de tronçon #1 et celui du groupe de tronçons #2, ce qui n'est pas le cas pour λ_1 . Cependant, le fait que les intervalles de confiance sur un seul paramètre du modèle soient disjoints est suffisant pour conclure que les intervalles sur les deux maximums sont disjoints. L'inverse n'est pas vrai car si aucun de ces intervalles n'est disjoint alors les deux ensembles peuvent quand même être disjoints.

Figure 9.3 - Exemple d'intervalles de confiance sur les probabilités de bris de deux groupes de tronçons



9.3 Étude selon l'année d'installation

Étant donné que les tronçons du réseau de Chicoutimi installés avant 1960 ont un taux de bris plus élevés que les tronçons installés après 1960, une attention particulière a été accordée à ces deux groupes de tronçons. Afin d'éliminer l'influence que pourrait avoir le type de matériau sur la modélisation, seuls les tronçons en fonte grise ont été considérés. Les figures 9.4 et 9.5 présentent les fonctions de survie des tronçons en fonte grise de Chicoutimi pour le premier bris et pour les bris subséquents. On remarque que les tronçons installés avant 1960, qui sont au nombre de 825, ont une fonction de survie plus élevées que les tronçons installés après 1960 (335 tronçons). Cette différence commence à se faire sentir 15 ans après la pose des tronçons, comme on le voit sur la figure 9.4. On remarque sur la figure 9.5 que la fonction de survie des bris subséquents est beaucoup moins élevée pour les tronçons installés après 1960. Maintenant, est-ce que les comportements des deux groupes de tronçons sont significativement différents ?

Figure 9.4 – Fonctions de survie pour le premier bris selon l'année d'installation – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi

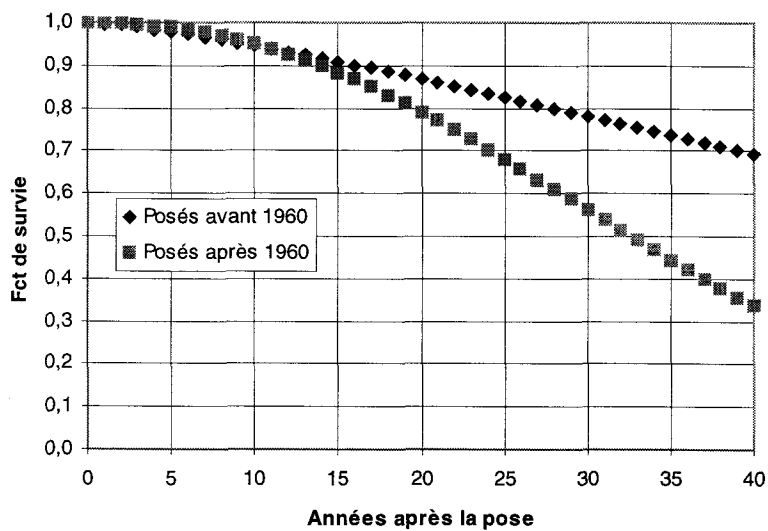
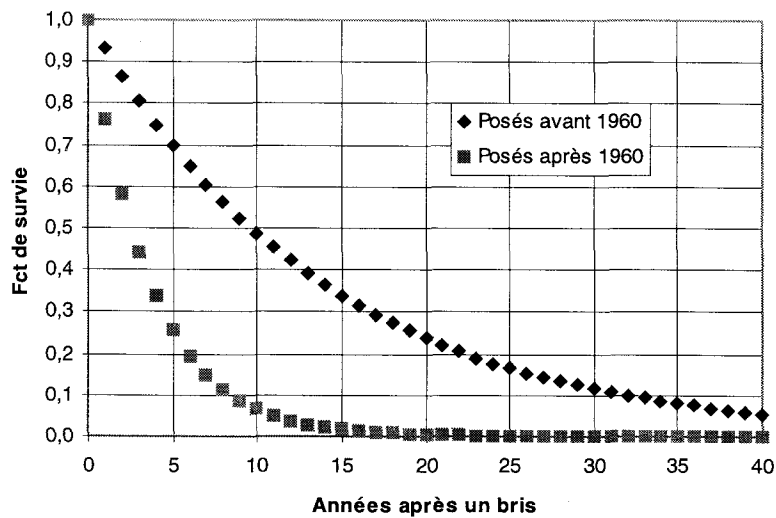


Figure 9.5 – Fonctions de survie pour les bris subséquents selon l'année d'installation – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi



Les intervalles de confiance à 95% sur les trois paramètres du modèle sont présentés aux figures 9.6 à 9.8 pour les tronçons en fonte grise de Chicoutimi installés avant et après 1960. On remarque que les intervalles de confiance sur λ_1 et λ_2 sont disjoints alors que les intervalles de confiance sur le paramètre p se chevauchent. Comme il a été mentionné, le fait que les intervalles soient disjoints pour un seul paramètre est suffisant pour conclure que les intervalles de confiance sur les maximums des deux groupes de tronçons sont disjoints. Donc, dans ce cas-ci, le fait que les intervalles sur deux paramètres sont disjoints permet de conclure que les jeux de paramètres décrivant l'évolution de l'état structural des deux groupes de tronçons sont significativement différents.

Ainsi les tronçons en fonte grise posés après 1960 semblent se détériorer plus rapidement que les tronçons en fonte grise posés avant 1960. La cause de cette différence est toutefois impossible à déterminer sur la base des informations que l'on possède. On peut cependant émettre certaines hypothèses comme par exemple un changement dans les techniques de pose qui aurait pu se produire dans une période où le réseau d'aqueduc connaissait une grande croissance. Il est effectivement possible que plusieurs tronçons posés dans les années 1960 aient été mal installés, causant ainsi des fuites prématurées.

Figure 9.6 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre λ_1 – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi

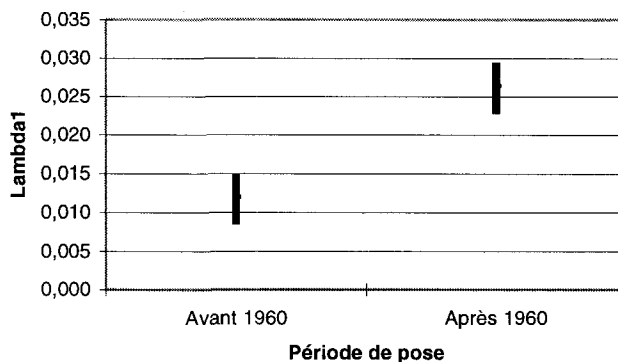


Figure 9.7 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre p – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi

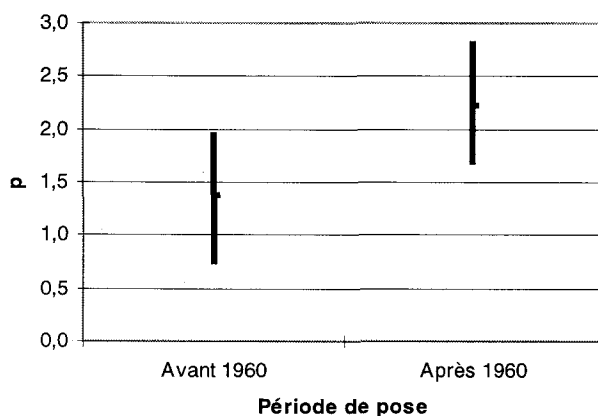
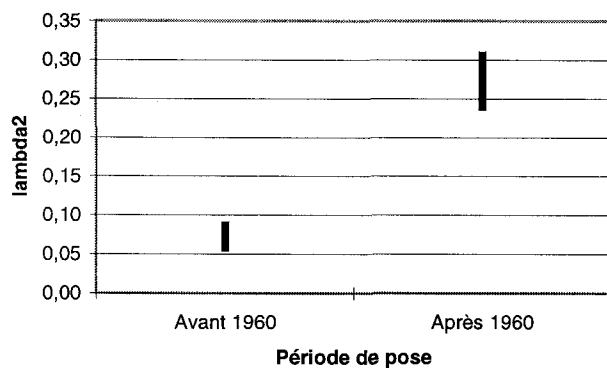


Figure 9.8 – Intervalles de confiance à 95% pour le paramètre λ_2 – Tronçons en fonte grise à Chicoutimi



9.4 Étude selon le type de matériau

L'étude pour déterminer si les comportements des différents types de matériaux sont significativement différents a été effectuée pour les réseaux de Chicoutimi et Gatineau. Les résultats obtenus pour ces municipalités ont été présentés au chapitre 7.

9.4.1 Chicoutimi

Les projections des intervalles de confiance pour chacun des paramètres du modèle selon le type de matériau à Chicoutimi sont présentées aux figures 9.9 à 9.11. On remarque que les intervalles de confiance sur les tronçons en PVC sont plus grands. Ceci s'explique par le nombre restreint de tronçons en PVC. Le PVC étant un matériau utilisé depuis peu, les résultats de la modélisation sont donc moins significatifs. Comme on le voit sur les figures 9.9 et 9.10, les intervalles de confiance des trois matériaux sur les paramètres λ_1 et p ne sont pas disjoints. Par contre, la figure 9.11 montre que l'intervalle de confiance à 95% sur le paramètres λ_2 des tronçons en PVC est disjoints des autres intervalles de confiance sur λ_2 , soit ceux des tronçons en fonte grise et fonte ductile. Les paramètres décrivant le comportement structural des tronçons en PVC du réseau de Chicoutimi sont donc significativement différents, au niveau de 95%, de ceux des fontes.

Figure 9.9 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_1 selon le matériau – Chicoutimi

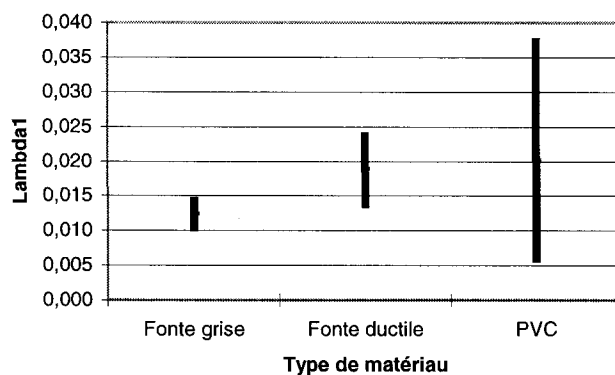
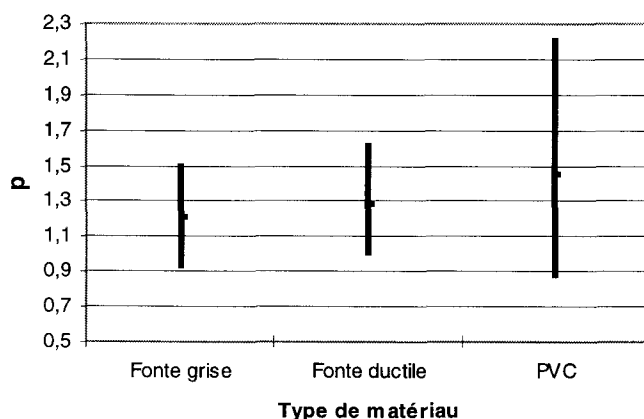
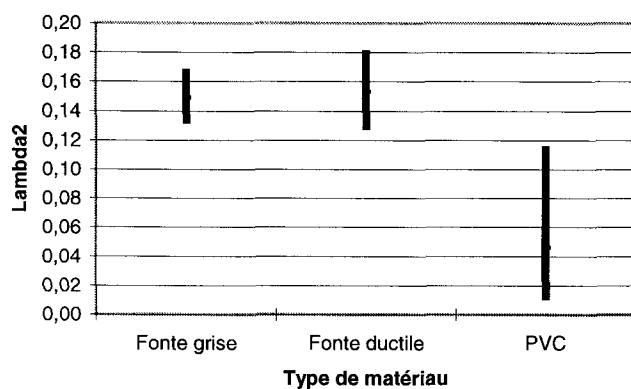


Figure 9.10 – Intervalles de confiance à 95% pour p selon le matériau – Chicoutimi

Figure 9.11 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_2 selon le matériau – Chicoutimi


Les intervalles de confiances à 95% sur les maximums des trois matériaux sont représentés aux figures 9.12 à 9.14. Ces intervalles ont été reproduits en utilisant la méthode expliquée dans la méthodologie, c'est-à-dire en générant aléatoirement des millions de valeurs de paramètres dans un domaine défini et en calculant la valeur de la fonction à chaque reprise. Les points représentés sur les figures sont les points se trouvant à l'intérieur des intervalles de confiance autour des maximums de chacun des matériaux. Ces nuages de points étant en trois

dimensions, les résultats sont présentés selon trois axes : λ_1 en fonction λ_2 , p en fonction de λ_1 et p en fonction de λ_2 . On remarque sur les graphiques de λ_1 vs λ_2 et de p vs λ_2 (figures 9.12 et 9.14) que l'intervalle de confiance sur le PVC ne touche pas les intervalles de confiance sur les fontes. Ceci confirme que les paramètres décrivant l'évolution de l'état structural des tronçons en PVC du réseau de Chicoutimi sont significativement différents de ceux des tronçons en fontes, au niveau de 95% et sur la base des données que l'on possède. Le fait que l'intervalle de confiance sur le PVC est plus grand que les intervalles sur les fontes s'explique encore une fois par le peu de données sur le PVC.

Pour ce qui est des intervalles de confiance sur la fonte grise et la fonte ductile, la figure 9.13 montre qu'ils sont disjoints au niveau de 95% bien que très près l'un de l'autre. Les conclusions quant à la différence de comportement structural entre les deux types de fonte sont ainsi plus délicates à tirer et il serait inutile d'insister sur le fait que les intervalles de confiance sont disjoints au seuil de 95%.

Figure 9.12 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – λ_1 vs λ_2 – Chicoutimi selon le type de matériau

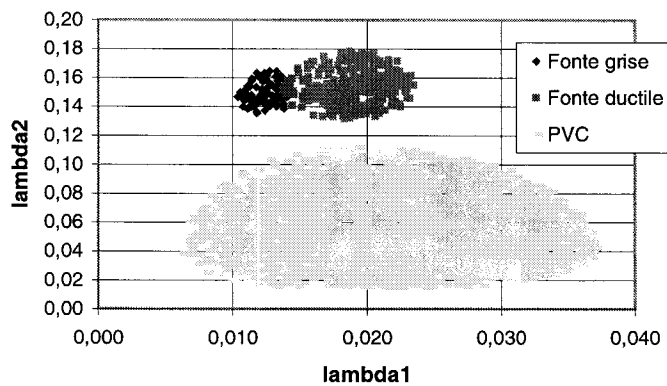


Figure 9.13 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_1 – Chicoutimi selon le type de matériau

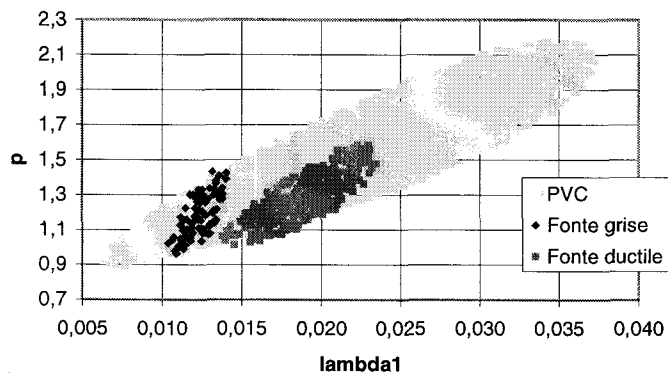
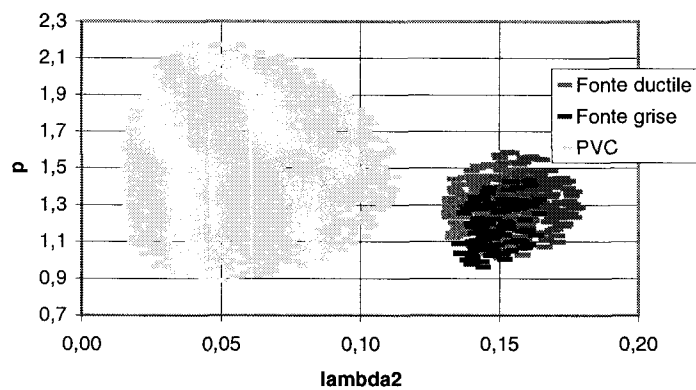


Figure 9.14 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_2 – Chicoutimi selon le type de matériau



9.4.2 Gatineau

Les figures 9.15 à 9.17 montrent les projections des intervalles de confiance pour les trois paramètres du modèle en fonction du type de matériau pour les tronçons du réseau de Gatineau. On remarque que pour les trois paramètres, les intervalles des trois types de matériau se chevauchent. Aucune conclusion ne peut être tirée sur la base de ces figures à part le fait que les comportements des différents matériaux semblent assez semblables.

Les formes des intervalles de confiances sur les paramètres de calage des différents matériaux du réseau de Gatineau sont tracés aux figures 9.18 à 9.20. Ces intervalles ont été tracés suite à la génération de 1,2 millions de combinaisons de paramètres dans le domaine d'étude qui a été défini. Suite à cette étude, il est clair que les intervalles de confiance sur le PVC et la fonte grise se touchent, ce qui n'était pas le cas pour Chicoutimi. On remarque également que les intervalles de confiance sur la fonte grise et la fonte ductile se chevauchent sur les trois figures (9.18 à 9.20). En fait, seuls les intervalles de confiance sur le PVC et la fonte ductile sont disjoints, comme on peut le remarquer sur les figures 9.19 et 9.20. Par contre, ces deux intervalles sont très rapprochés l'un de l'autre. Aucune conclusion nette ne peut donc être tirée dans le cas de Gatineau.

Figure 9.15 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_1 selon le matériau – Gatineau

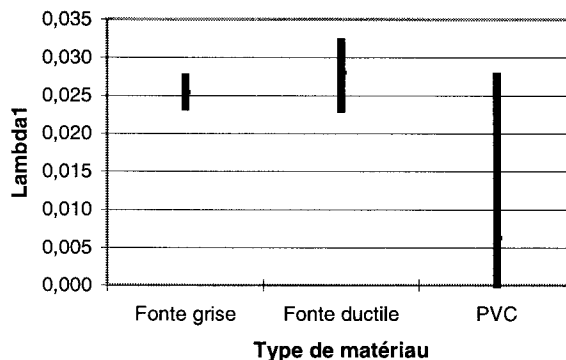


Figure 9.16 – Intervalles de confiance à 95% pour p selon le matériau – Gatineau

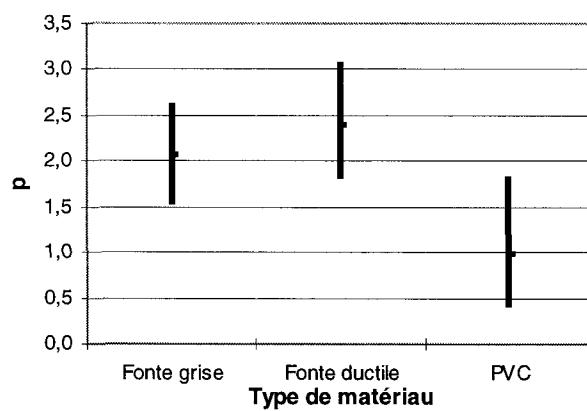


Figure 9.17 – Intervalles de confiance à 95% pour λ_2 selon le matériau – Gatineau

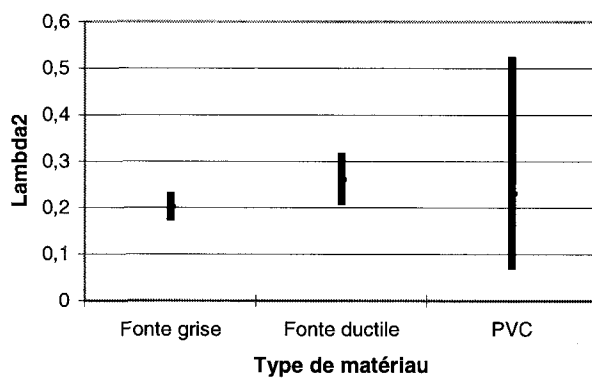


Figure 9.18 - Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – λ_1 vs λ_2 – Gatineau selon le type de matériau

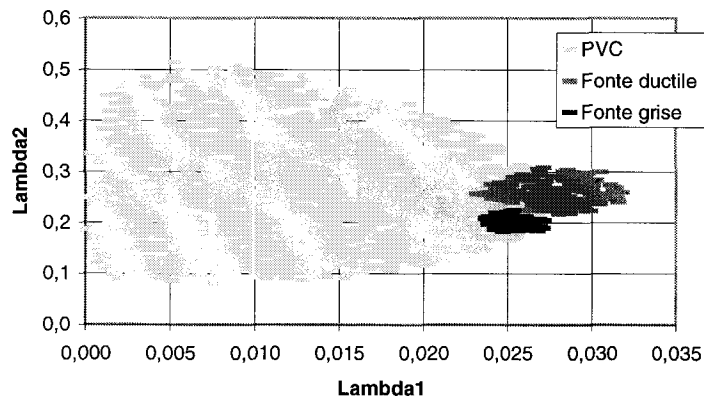


Figure 9.19 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_1 – Gatineau selon le type de matériau

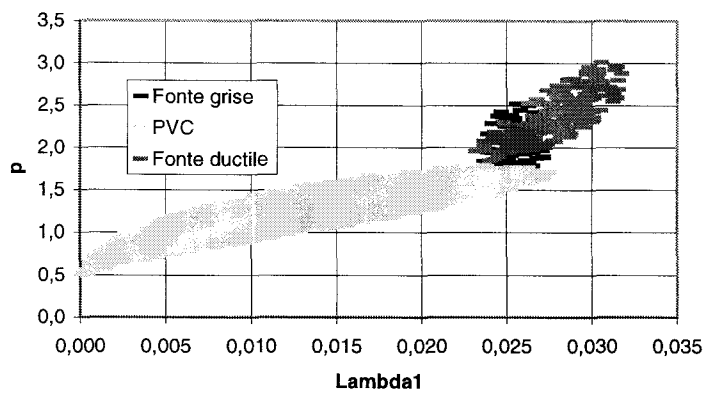
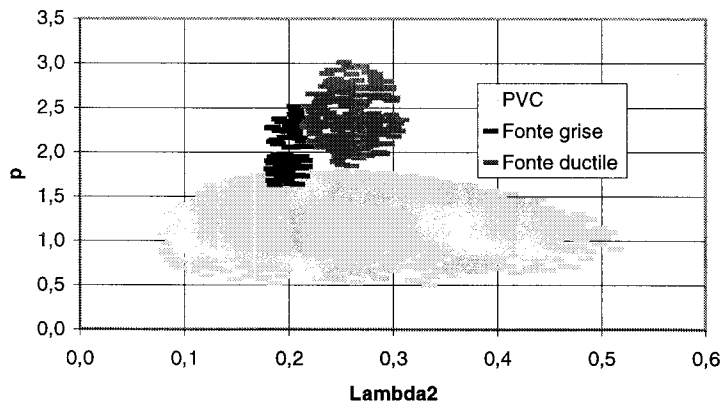


Figure 9.20 – Intervalles de confiance à 95% sur les maximums – p vs λ_2 – Gatineau selon le type de matériau



9.4.3 Discussion

Les résultats sur les réseaux d'aqueduc de Chicoutimi et de Gatineau montrent que globalement, les tronçons en PVC ont un comportement significativement différents des fontes et que les deux types de fontes ont des comportements assez semblables. Il faut dire que le PVC est un thermoplastique alors que les fontes sont des métaux. La différence entre la structure d'une conduite en thermoplastique et la structure d'une conduite en métal pourrait expliquer cette différence. Rappelons que contrairement aux conduites en PVC, les conduites en fonte se corrodent et que cette corrosion est la principale cause de leur détérioration. Pour cette raison, les tronçons en PVC pourraient être un meilleur matériau en terme de résistance structurale.

La différence entre les résultats obtenus pour les réseaux de Chicoutimi et Gatineau est pratiquement impossible à expliquer étant donné le nombre très élevé de facteurs de risque pouvant influencer la détérioration des conduites. Finalement, un plus grand nombre de données d'archivage des bris sur les tronçons en PVC permettrait de réduire les intervalles de confiances pour ce matériau et permettrait ainsi de confirmer avec plus de certitude que les tronçons en PVC ont un comportement structural significativement différents des fontes.

10 CONCLUSION

Les travaux présentés dans ce mémoire montrent que le modèle développé peut être très utile pour estimer l'impact de différents facteurs de risque sur les probabilités de bris des tronçons d'un réseau d'aqueduc. Le modèle utilisé est de nature statistique et tient compte du nombre de bris et de l'âge des tronçons pour prédire l'évolution de leur état structural, le nombre de bris sur un tronçon étant un bon indicateur de son état. L'analyse de survie est la technique statistique qui a été utilisée pour modéliser les temps des bris (temps de survie) sur les différents tronçons d'un réseau. Les temps des premiers bris sur un tronçon ont été modélisés selon une distribution de Weibull et les temps des bris subséquents selon une distribution exponentielle. La stratégie de modélisation est adaptée au fait que l'historique de bris d'une municipalité couvre rarement toute l'histoire du réseau depuis l'installation des premières conduites. La stratégie est donc adaptée aux municipalités à courts historiques de bris, celles-ci constituant la grande majorité des municipalités au Québec.

L'impact de la durée de la période d'archivage des bris sur les résultats de la modélisation a d'abord été étudié. La méthodologie développée a été appliquée au réseau d'aqueduc de Jonquière, dont les premiers tronçons ont été installés en 1911. Cette étude a démontrée que les intervalles de confiance sur les paramètres du modèle lorsque l'historique de bris est de 20 ans sont sensiblement les mêmes que les intervalles de confiance sur les paramètres lorsque l'historique de bris est de 80 ans. D'un autre côté, un historique de bris de moins de 20 ans donnerait des résultats statistiquement moins significatifs. De plus, les intervalles de confiance sur les paramètres lorsque l'historique de bris est de 10 ans ou moins sont trop grands pour permettre de tirer des conclusions satisfaisantes sur les résultats du modèle. La municipalité de Jonquière ayant une période de bris archivée de 7 ans, l'impact de différents facteurs de risque sur le taux de bris n'a pas été effectué sur ce réseau. En fait, seules les municipalités de Chicoutimi et Gatineau, qui possèdent des historiques de bris de 21 et 15 ans respectivement, ont été étudiées en détails.

L'étude de l'impact du type de matériau sur l'évolution de l'état structural a été effectuée sur les réseaux de Chicoutimi et Gatineau. Les trois principaux matériaux utilisés dans ces municipalités sont la fonte grise, la fonte ductile et le PVC. Même si les résultats obtenus pour les deux municipalités sont assez différents, on peut détecter une certaine tendance dans les comportements structuraux des tronçons faits de matériaux différents. En effet, les tronçons en PVC semblent se détériorer moins rapidement que les fontes, ce qui en ferait un matériau plus résistant, tandis que les comportements de la fonte grise et de la fonte ductile sont globalement semblables.

La détermination des intervalles de confiance sur les paramètres de calage du modèle a permis de constater que les tronçons en PVC ont un comportement structural significativement différents des fontes, et ce autant pour le réseau de Chicoutimi que celui de Gatineau. De plus, il a été découvert que les comportements de la fonte grise et de la fonte ductile sont relativement semblables puisque les intervalles de confiance sur les paramètres de ces deux matériaux sont généralement proches l'un de l'autre. Ces conclusions découlent de l'utilisation d'une méthode afin de vérifier si les intervalles de confiance sur les paramètres obtenus du modèle pour différents matériaux sont disjoints. Des intervalles disjoints signifient que les groupes de tronçons correspondant ont des paramètres significativement différents et donc des comportements distincts.

L'impact de la longueur des tronçons sur les probabilités de bris a aussi été effectuée à l'aide du modèle. Il a été montré que plus un tronçon est long, plus les probabilités d'apparition de bris augmentent. L'impact de la longueur des tronçons sur les probabilités d'occurrence des premiers bris a soulevé plusieurs questions quant à la définition d'un premier bris. En effet, après avoir soulevé l'hypothèse que plusieurs premiers bris sur des tronçons auraient pu avoir été engendrés par d'autres bris survenus peu de temps avant sur un tronçon voisin, la notion de vrai premier bris a été introduite. Un vrai premier bris se définit alors comme un bris qui n'est pas corrélé spatialement à un autre bris dans une région immédiate. Un modèle jouet considérant un tronçon fictif a été développé afin de reproduire ce phénomène de regroupement des bris. Les résultats de ce modèle supportent l'hypothèse voulant que des bris subséquents à un vrai premier bris, donc corrélés spatialement, puissent survenir sur des tronçons différents et constituer des premiers bris sur ces tronçons. Il a été démontré

auparavant que la fonction de survie des premiers bris n'est pas directement proportionnelle à la longueur des tronçons mais plutôt à la racine carrée de la longueur. La localisation des bris en des endroits bien précis expliquerait cette relation.

Les études présentées sur les intervalles de confiance des paramètres du modèle et sur l'impact de la durée de la période d'observation des bris sur la modélisation ont porté principalement sur l'estimation des valeurs des paramètres. Il serait intéressant dans l'avenir d'étudier l'impact de cette période d'observation sur le nombre de bris que l'on peut prévoir à l'aide du modèle et les incertitudes qui s'y rattachent. De même, une étude des intervalles de confiance sur le nombre de bris à prévoir, et non pas seulement sur les paramètres, permettrait de communiquer la précision des résultats obtenus de manière plus concrète.

Il serait également intéressant de modéliser les temps d'apparition des bris subséquents par une distribution exponentielle à deux paramètres au lieu de la distribution exponentielle à un paramètre. Cela pourrait permettre d'obtenir de meilleurs résultats en augmentant la flexibilité de la distribution statistique utilisée. D'autres travaux peuvent être envisagés comme l'utilisation des notions de fiabilité, résilience et vulnérabilité, qui permettraient une meilleure représentation des éléments du risque, ainsi que la méthode bootstrap (Efron et al., 1994) pour estimer les intervalles de confiances sur les paramètres du modèle.

Suite aux recherches présentées dans ce mémoire, il serait aussi intéressant d'étudier l'impact d'autres facteurs de risque sur le taux de bris tel que la pression dans les conduites, la température de l'eau ou le type de sol. Le problème toutefois réside principalement dans le manque de données structurées sous support informatique. Cependant, une consultation plus approfondie auprès des gestionnaires des réseaux d'aqueduc de différentes municipalités permettrait peut-être d'obtenir plus d'information sur leur réseau. Il est cependant toujours important de s'assurer que les bris sur le réseau sont archivés depuis au moins 15 ans, dans le cas d'un réseau vieux de 80 ans au maximum, et qu'il y a un lien entre les bris et les tronçons du réseau.

LISTE DES RÉFÉRENCES

Andreou, S. A., D. H. Marks et R. M. Clark, 1987. *A new methodology for modelling break failure patterns in deteriorating water distribution systems : Theory*. Adv. Water Resour., 10 (3): 2-10

Caproco Corrosion Prevention Ltd., 1985. *Corrosion des conduites d'eau souterraines des villes canadiennes, cas: Ville de Calgary – Rapport final*. Rapport de contrat du Centre canadien de la technologie des minéraux et de l'énergie (CANMET), 101 p.

Chevalier, M., 1996. *Entre la construction et la réhabilitation: les systèmes d'informations des travaux publics*. INFRA 1996, Recueil des communications, p. 279-290.

Clark, R. M., C. L. Stafford et J. A. Goodrich, 1982. *Water distribution systems: A spatial and cost evaluation*. Journal of water resources planning and management – ASCE, 108 (3): 243-256.

Dorlot, J. M., J. P. Baïlon et J. Masouave, 1986. *Des matériaux*. Éditions de l'École Polytechnique de Montréal, 453 p.

Cox, D. R. et D. Oakes, 1994. *Analysis of survival data*. London: Chapman & Hall, 201 p.

Efron, B. et R. J. Tibshirani, 1994. *An introduction to the Bootstrap (Monographs on statistics and applied probability, No 57)*. CRC Press.

Eisenbeis, P., 1994. *Modélisation statistique de la prévision des défaillances sur les conduites d'eau potable*. Études du CEMAGREF, Série Équipements pour l'eau et l'environnement No 17, 248 p.

Elnaboulsi, J. et O. Alexandre, 1996. *Le renouvellement des réseaux d'eau potable : une revue critique*. Can. Water Resour. J., 21 (4) : 341-354.

Fougères, D., M. Gaudreau, P. J. Hamel, C. Poitras, G. Sénécal, M. Trépanier, N. Vachon et R. Veillette, 1998. *Évaluation des besoins des municipalités québécoises en réfection et construction d'infrastructures d'eaux*. Montréal : INRS-Urbanisation, Groupe de recherche sur les infrastructures et les équipements urbains (GRIEU), Rapport de recherche, 209 p.

Gagnon, G., 1977. *Métaux et matériaux II*, 3^{ième} édition. Notes de cours, École Polytechnique, Département de génie métallurgique.

Goulter, I. C. et A. Kazemi, 1988. *Spatial and temporal groupings of water main pipe breakage in Winnipeg*. Can. J. Civ. Eng., 15: 91-97.

Goulter, I. C., J. Davidson et P. Jacobs, 1993. *Predicting water-main breakage rates*. J. Water Resour. Plann. Manage., ASCE, 119 (4): 419-436.

IPEX inc., 1997. *Brute bleue 100 mm – 300 mm*. Brochure publicitaire.

Kalbfleisch, J. D. et R. L. Prentice, 1980. *The statistical analysis of failure time data*. Wiley series in probability and mathematical statistics, John Wiley, New York, 321pp.

Mailhot, A., G. Pelletier, J.-F. Noël et J.-P. Villeneuve, 2000. *Modelling the evolution of the structural state of water pipe networks with brief recorded pipe break histories : Methodology and application*. Water Resources Research, Vol. 36, No 10, p. 3053-3062.

Mailhot, A., S. Duchesne, E. Musso, G. Pelletier et J. P. Villeneuve, 1998. *Évaluation des besoins des municipalités québécoises en réfection et construction d'infrastructures d'eaux*. INRS-Eau.

McDonald, S., L. Daigle et G. Félio, 1994. *Réseaux d'aqueduc et systèmes d'égouts*. Infrastructures Laboratory, Institute for Research in Construction, National Research Council of Canada, version préliminaire.

- Miller, R. G., 1981. *Survival analysis*. John Wiley, New York, 238 pp.
- O'Day, D. K., C. M. Fox et G. M. Huguet, 1980. *Aging urban water systems : A computerized case study*. Public Works, 111(8): 61-64
- Pelletier, G., 2000. *Impact du remplacement des conduites d'aqueduc sur le nombre annuel de bris*. Thèse de doctorat, INRS-Eau, 232 p.
- Press, W. H., B. P. Flannery, S. A. Teukolsky et W. T. Vetterling, 1988. *Numerical recipes in C*. Cambridge University Press, New York. 735 p.
- Shamir, U. et C. Howard, 1979. *Analytic approach to scheduling pipe replacement*. Journal of the American Water Works Association, 80: 34-40.
- Walski, T.M. et A. Pellicia, 1982. *Economic analysis of water main breaks*. Journal of the American Water Works Association, 74 (3): 140-147.

ANNEXE

Tableau A1 – Paramètres de calage selon le matériau - Chicoutimi

Matériau	Nombre de tronçons	λ_1	p	λ_2	Max. de la fonction
Fonte grise	1160	0,0124	1,206	0,149	-4265,944
Fonte ductile	732	0,0189	1,288	0,153	-1825,544
PVC	299	0,0202	1,449	0,046	-196,098

Tableau A2 – Paramètres de calage selon le matériau – Gatineau

Matériau	Nombre de tronçons	λ_1	p	λ_2	Max. de la fonction
Fonte grise	632	0,0254	2,067	0,2016	-3127,81
Fonte ductile	640	0,0280	2,400	0,2600	-1240,18
PVC	321	0,0063	0,984	0,2308	-100,36

Tableau A3 – Paramètres de calage selon la longueur – Chicoutimi

Intervalle de longueurs (m)	Longueur moyenne (m)	Nombre de tronçons	λ_1	λ_2	p	Max. de la fonction
[0;50]	32,9	213	0,009	0,041	1,329	-213,1
]50;75]	66,7	418	0,011	0,056	1,307	-618
]75;100]	87,8	414	0,014	0,073	1,226	-831,1
]100;150]	126,5	436	0,012	0,088	1,085	-923,3
]150;200]	175,2	257	0,018	0,099	1,289	-706
]200;300]	243,4	268	0,021	0,136	1,189	-957,5
]300;400]	342,8	96	0,021	0,193	1,103	-391,3
]400;500]	460,3	63	0,027	0,373	1,256	-420,5
>500	883,9	126	0,031	0,382	1,353	-912,3

Tableau A4 – Paramètres de calage selon la longueur – Gatineau

Intervalles de longueurs (m)	Longueur moyenne (m)	Nombre de tronçons	λ_1	λ_2	p	Max. de la fonction
[0;100]	74,8	227	0,020	0,095	2,430	-306,7
]100;150]	126,5	193	0,023	0,155	2,164	-392,2
]150;200]	173,6	216	0,025	0,131	2,061	-477,3
]200;300]	249,0	424	0,027	0,201	1,989	-1312,6
]300;400]	344,5	276	0,028	0,294	2,353	-1013,5
]400;500]	442,0	141	0,032	0,232	2,103	-481,4
>500		116	0,027	0,302	1,429	-421,4