



Analyse spatio-temporelle des cas de cancer à Shannon répertoriés dans le Fichier des tumeurs du Québec en relation avec la contamination de la nappe d'eau souterraine dans le secteur Valcartier

INSTITUT NATIONAL
DE SANTÉ PUBLIQUE
DU QUÉBEC

Québec 

Analyse spatio-temporelle des cas de cancer à Shannon répertoriés dans le Fichier des tumeurs du Québec en relation avec la contamination de la nappe d'eau souterraine dans le secteur Valcartier

Direction de la santé environnementale
et de la toxicologie

Février 2011

AUTEURS

Germain Lebel, M. A., M. Sc.
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie
Suzanne Gingras, M. Sc.
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie

COLLABORATEURS

Benoît Lévesque, M.D., M. Sc., FRCPC
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie
Steve Toutant, M. Sc.
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie

MISE EN PAGES

Nicole Dubé
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie

REMERCIEMENTS

Nous remercions les lecteurs externes pour leurs commentaires et suggestions :

Sylvaine Cordier, Ph. D.
Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm)
Unité 625, Rennes, France

Bertrand Gagnière, M.D., MS
Institut de veille sanitaire (InVS)
Rennes, France

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 1^{er} TRIMESTRE 2011
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-61204-9 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN : 978-2-550-61205-6 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2011)

RÉSUMÉ

Ce rapport fait suite à une demande de soutien scientifique adressée par la Direction régionale de santé publique de la région de la Capitale-Nationale à l'Institut national de santé publique du Québec concernant la contamination de la nappe d'eau souterraine par du trichloroéthylène (TCE) dans le secteur de Valcartier. L'objectif global est de déterminer, à partir du Fichier des tumeurs du Québec (FiTQ), s'il existe un excès de cancer dans la population de Shannon et d'estimer l'association avec une exposition au TCE.

Dans un premier temps, nous effectuons une revue des méthodologies disponibles pour l'analyse des données de cancer à Shannon. Par la suite, deux méthodes de calcul ont été appliquées, soit les rapports standardisés d'incidence (SIR) des cancers (pour la municipalité de Shannon et les aires de diffusion 2001), et la comparaison à l'aide du rapport des cotes de la fréquence des cancers en fonction des concentrations maximales de TCE mesurées dans le puits artésien du domicile ou situé à proximité du domicile des nouveaux cas de cancer.

Les résultats révèlent que, pour l'ensemble des sièges de cancer, il n'y a pas d'excès de cancer à Shannon par rapport à l'ensemble de la province de Québec. Les analyses par sièges de cancer indiquent cependant des fréquences de cancer statistiquement plus élevées qu'attendues à Shannon comparativement au Québec pour le cancer du foie et le myélome multiple.

L'analyse n'a pas permis de conclure à la présence d'une association significative entre l'incidence des cas de cancer potentiellement reliés à une exposition au TCE, en vertu de la métaanalyse de Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000), et les concentrations maximales de TCE mesurées dans les puits artésiens situés au domicile ou à proximité du domicile des personnes atteintes.

L'interprétation de ces résultats exige une certaine prudence en fonction des limites de l'étude, notamment : de petits effectifs, une connaissance limitée de l'importance et l'historique de l'exposition réelle de la population de Shannon au TCE, et de l'impossibilité d'ajuster pour les principaux facteurs confondants.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	V
LISTE DES FIGURES.....	V
INTRODUCTION.....	1
1 LES MÉTHODES D'ANALYSE GÉOGRAPHIQUE	3
2 APPLICATIONS POSSIBLES À L'ANALYSE DES DONNÉES DU FICHIER DES TUMEURS DU QUÉBEC À SHANNON.....	5
2.1 Les rapports standardisés d'incidence de cancer.....	5
2.1.1 Méthodologie	5
2.1.2 Résultats des rapports standardisés d'incidence pour la municipalité de Shannon	7
2.1.3 Résultats des rapports standardisés d'incidence par aire de diffusion	8
2.2 Fréquence des nouveaux cas de cancer selon les concentrations de TCE	10
2.2.1 Méthodologie	10
2.2.2 Résultats.....	11
3 DISCUSSION	13
CONCLUSION	21
BIBLIOGRAPHIE.....	23
ANNEXE 1 RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE (SIR) POUR TOUS LES SIÈGES DE CANCER, SHANNON, 1984-2006.....	27
ANNEXE 2 EFFECTIFS DE POPULATION SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE.....	33

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Rapports standardisés d'incidence (SIR) pour les sièges de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE, municipalité de Shannon, 1984-2006	8
Tableau 2	Rapports standardisés d'incidence des cancers (SIR) potentiellement associés à une exposition au TCE, pour les aires de diffusion de Shannon, 1996-2006	9
Tableau 3	Distribution de fréquence des mesures de TCE à Shannon de 1998 à 2009	11
Tableau 4	Nombre de nouveaux cas de cancer selon la concentration maximale de TCE mesurée dans les puits artésiens situés au domicile ou à proximité du domicile des cas, Shannon, 1984-2006	12
Tableau 5	Tableau de fréquence pour le calcul du rapport des cotes de l'incidence des cancers potentiellement liés au TCE, Shannon, 1984-2006	12
Tableau 6	Concentrations maximales de TCE mesurées dans les puits artésiens par le MDDEP selon l'aire de diffusion, Shannon, 2000-2009	13
Tableau 7	Tableau de fréquence pour le calcul du rapport des cotes de l'incidence des cancers potentiellement liés au TCE, Shannon, excluant le secteur de la garnison de Valcartier, 1984-2006	18

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Localisation des aires de diffusion (AD) de 2001 qui composent la municipalité de Shannon	7
----------	---	---

INTRODUCTION

Ce rapport résume les travaux initiés à la suite de deux mandats reçus à l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) en juin 2009 de la Direction régionale de santé publique de l'Agence de la santé et des services sociaux de la Capitale-Nationale (DRSP) en lien avec le dossier de la contamination de la nappe d'eau souterraine par du trichloroéthylène (TCE) dans le secteur de Valcartier. Les activités industrielles dans le secteur Valcartier ont contaminé les sols avec du TCE qui a contaminé l'eau souterraine du secteur Valcartier. Le TCE est un produit chimique utilisé pour nettoyer les pièces métalliques. Le début de la contamination n'est pas connu avec précision. L'eau souterraine contient maintenant du TCE au-dessus des normes acceptables pour la consommation. Cependant, depuis le début de 2001, en raison des mesures de protection mises en place, l'ensemble de la population de Shannon n'est plus exposé à des concentrations de TCE supérieures à 5 µg/l.

Les mandats spécifiques sont libellés comme suit :

- Poursuivre le travail d'extraction et d'analyses statistiques du Fichier des tumeurs du Québec;
- Réfléchir sur la pertinence de nouvelles études qui examineraient le lien entre la santé et la contamination au TCE de la nappe d'eau souterraine à Valcartier.

En relation avec le premier mandat, nous avons calculé les rapports standardisés d'incidence de cancer à Shannon pour la période de 1984 à 2006. Pour le deuxième mandat, comme convenu avec la DRSP, notre exploration se limite à l'analyse géographique des nouveaux cas de cancer du Fichier des tumeurs du Québec (FiTQ). L'examen de la faisabilité d'une étude épidémiologique à Shannon a fait l'objet d'une autre évaluation de l'INSPQ (De Wals et Levallois, 2010).

L'objectif global de la présente étude est de déterminer, à partir du FiTQ, s'il existe un excès de cancer dans la population de Shannon et d'estimer l'association avec une exposition au trichloroéthylène.

Nous présentons dans un premier temps une revue de littérature qui résume les méthodes d'analyse géographique disponibles. Par la suite, la méthodologie et les résultats de deux approches méthodologiques retenues sont rapportés. La première visait à comparer la fréquence des cas de cancer à Shannon par rapport à celle du Québec, et la seconde à examiner la relation avec les concentrations documentées de TCE. Enfin, nous concluons ce travail par une discussion portant sur les limites des données utilisées et des résultats obtenus.

1 LES MÉTHODES D'ANALYSE GÉOGRAPHIQUE

L'épidémiologie environnementale connaît un engouement depuis plusieurs décennies. L'intérêt croissant de la population pour la qualité de l'environnement et son impact sur la santé fait en sorte que les autorités sanitaires sont de plus en plus sollicitées pour mettre en place des études visant à objectiver l'existence d'une relation entre un excès perçu de maladies et une source de contamination. Les méthodes d'analyse géographique applicables à l'analyse de ces suspicions sont de deux types : les méthodes descriptives (cartographie, lissage¹ p. ex., krigeage²), mesure de l'autocorrélation spatiale³ ou de l'hétérogénéité spatiale et les méthodes d'analyse d'agrégats spatio-temporels (Chirpaz *et al.*, 2004). Les méthodes descriptives servent à l'analyse de la répartition géographique des problèmes de santé sur l'ensemble d'un pays ou d'une province par exemple. Compte tenu de notre mandat spécifique qui concerne l'analyse géographique des nouveaux cas de cancer à Shannon (ce qui n'est donc pas une analyse à l'échelle provinciale ou nationale), ces méthodes n'ont pas été explorées dans le cadre de ce travail. Les analyses d'agrégats spatio-temporels, quant à elles, visent l'identification d'agrégats de cas d'une maladie ou d'un événement étudié, dans une zone géographique bien circonscrite. Ces méthodes d'analyses peuvent donc être utilisées pour examiner l'impact d'une contamination sur la santé. Elles constituent l'objet principal de la revue de littérature présentée ci-dessous.

Le regroupement dans le temps et l'espace de cas de maladies, de symptômes ou d'événements de santé au sein d'une population est dénommé « agrégat spatio-temporel » ou « cluster » en anglais (Germonneau *et al.*, 2005). Une autre définition utilisée par les Centres américains de contrôle et de prévention des maladies est : un nombre inhabituel, réel ou perçu, d'événements de santé regroupés dans le temps et l'espace et porté à la connaissance des instances sanitaires (Centers for Disease Control and Prevention, 1990). Les objectifs poursuivis par les analyses d'agrégats spatio-temporels sont de déterminer s'il existe un excès de maladie dans la population étudiée, puis, si l'excès est confirmé, de déterminer s'il existe une ou plusieurs hypothèses susceptibles d'expliquer ce regroupement inhabituel de cas, autres que le hasard. Les hypothèses générées lors de l'investigation de l'agrégat spatio-temporel devraient être testées ultérieurement par des études épidémiologiques de type analytique à visée étiologique (étude de cohorte ou étude cas-témoins).

Il existe deux familles de méthodes d'analyse d'agrégats spatio-temporels, les méthodes de détection globale et locale (Jackson *et al.*, 2009) :

- Les méthodes de détection globale ou générale visent à détecter la présence d'agrégats de cas (ou de foyers) dans toute la région considérée. Les données sont généralement agrégées pour de petites unités géographiques (p. ex., mortalité par cancer du poumon

¹ Le but du lissage est d'aider l'œil dans la lecture d'une carte. Une carte lissée permet de dégager uniquement les grands phénomènes. Il s'agit du résumé d'une carte.

² Le krigeage est un outil mathématique permettant d'éliminer dans une série statistique les « aberrations », les valeurs relevées improbables, ou incohérentes, en se basant sur la valeur des données avoisinantes.

³ L'autocorrélation spatiale est une estimation de la corrélation d'une variable en référence à sa localisation dans l'espace.

par territoire de CLSC). Ces méthodes globales servent à analyser un ensemble de données, sans avoir d'hypothèse *a priori* au sujet de la localisation des agrégats. Ces techniques ne sont pas abordées comme telles dans le cadre de ce travail.

- Les méthodes de détection locale ou focalisée servent à analyser une association entre une source de contamination et un excès suspecté de cas d'une maladie. L'hypothèse à tester *a posteriori* provient d'une observation préliminaire des données elles-mêmes, ce qui rend difficile l'interprétation des résultats.

Les méthodes d'analyse géographique dites focalisées ont été utilisées, par exemple, pour l'analyse d'excès présumés de leucémies et d'autres cancers à proximité de centrales nucléaires (Wheeler, 2007; Bithell *et al.*, 2008) et de sites contaminés (p. ex., au TCE) par des industries (Waller *et al.*, 1992). Ces méthodes d'analyse recourent à des techniques statistiques complexes qui sont encore l'objet de validations effectuées à partir de cas réels ou hypothétiques afin d'en documenter leur puissance statistique et leur spécificité (Waller *et al.*, 1995; Waller et Lawson, 1995; Gaudart *et al.*, 2007; Wheeler, 2007; Jackson *et al.*, 2009). La plupart des méthodes d'analyse géographique focalisées utilisent des données individuelles. Certaines techniques comparent la répartition des malades « cas » à des non-malades « témoins ». On doit alors disposer de données détaillées pour une maladie considérée comme non associée à la contamination suspectée. D'autres techniques utilisent des données agrégées. Elles impliquent d'établir pour chaque petite unité géographique le nombre de cas observés et le nombre de cas attendus pour le calcul de rapports standardisés d'incidence (SIR) ou de mortalité (SMR). Ainsi, on doit disposer d'estimation des effectifs de population (de manière historique au besoin) pour toutes les unités géographiques. Des techniques statistiques d'ajustement des SIR et des SMR pour d'autres facteurs confondants ont aussi été développés (p. ex., statut socioéconomique, alimentation, etc.) (Waller et Jacquez, 1995).

Les investigations utilisant des tests focalisés sont menées par une équipe multidisciplinaire d'experts, notamment dans les domaines de l'épidémiologie, de la statistique, de la géographie et de la médecine. Plusieurs problèmes méthodologiques et statistiques se posent. Ces analyses doivent intégrer la dimension géographique et nécessitent une mesure de l'exposition individuelle ou une estimation du facteur de risque (c.-à-d. de l'exposition au contaminant suspecté) dans l'espace et le temps. Cette information n'est que rarement disponible, surtout lorsqu'il s'agit d'expositions qui ont eu lieu pendant plusieurs années. L'exposition est parfois estimée à l'aide de la distance à la source d'émission (p. ex., des cercles de rayons croissant à partir de la source de contamination ou du site contaminé). Ces méthodes supposent aussi que l'exposition diminue lorsque la distance à la source augmente et que ce facteur de diminution est connu. Ces méthodes d'analyse géographique sont aussi très sensibles à la segmentation de la région en sous-unités géographiques dans lesquelles on recense les cas. Cette segmentation de l'espace induit des populations de petites tailles, une instabilité des taux de maladie, et une importante variabilité de la précision des estimateurs comme le SIR, surtout dans le cas de maladies rares comme certains cancers (Chirpaz *et al.*, 2004; Muecke *et al.*, 2005).

2 APPLICATIONS POSSIBLES À L'ANALYSE DES DONNÉES DU FICHER DES TUMEURS DU QUÉBEC À SHANNON

Deux types d'analyse qui s'inspirent des méthodes focalisées ont été retenus, considérant :

- que l'exposition au TCE de la population est diffuse parce que consécutive à la contamination de la nappe d'eau souterraine dans le secteur de Valcartier;
- les données sociosanitaires disponibles (les effectifs de population et les nouveaux cas de cancer pendant la période de 1984 à 2006);
- la localisation géographique précise des nouveaux cas de cancer à Shannon, basée sur les adresses retrouvées par la DRSP;
- les mesures de TCE dans l'eau des puits artésiens des résidences privées entre 2000 et 2009 – par le ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs (MDDEP).

Dans un premier temps, en utilisant des données agrégées, nous avons effectué le calcul des rapports standardisés d'incidence (SIR⁴) des cancers, à l'échelle de la municipalité et des aires de diffusion. Dans un deuxième temps, nous avons comparé la fréquence des nouveaux cas de cancer à Shannon selon les concentrations de TCE à l'aide des rapports de cote. Les sections suivantes présentent les méthodologies utilisées ainsi que les résultats obtenus.

2.1 LES RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE DE CANCER

2.1.1 Méthodologie

Les rapports standardisés d'incidence (SIR) ont été calculés selon la méthode de standardisation indirecte. Le SIR est calculé comme le nombre de nouveaux cas de cancer observés à Shannon divisé par le nombre de nouveaux cas attendus dans cette population. Les taux spécifiques par sexe et groupe d'âge quinquennal⁵ pour la population du Québec ont été calculés. Puis, le nombre de nouveaux cas attendus à Shannon a été calculé en sommant les produits des taux spécifiques provinciaux par les effectifs de population de la municipalité (par sexe et groupe d'âge quinquennal). La même méthodologie a été appliquée pour obtenir les SIR par aires de diffusion. Les intervalles de confiance (IC) à 95 % des SIR ont été calculés selon la méthode exacte (Breslow et Day, 1987). Ainsi, si l'IC ne comprend pas la valeur 1,00, on considère que la différence entre le nombre de cas attendus et le nombre de cas observés est statistiquement significative (SIR \neq 1,00). À l'inverse, si l'IC comprend la valeur 1,00, on conclut à l'absence de différence significative entre le nombre de cas observés et le nombre de cas attendus.

Les nouveaux cas de cancer proviennent du FiTQ dont la source est le registre Med-Écho qui inclut toutes les données des chirurgies d'un jour et des hospitalisations dans les hôpitaux des soins de courte durée du Québec. Le FiTQ est produit par le ministère de la

⁴ L'abréviation anglaise du « Standardized incidence ratio » est plus communément utilisée en épidémiologie.

⁵ 0-4 ans, 5-9 ans, ..., 75 ans et plus.

Santé et des Services sociaux (MSSS). Les données du FiTQ sont disponibles pour la période de 1984 à 2006.

Pour les nouveaux cas de cancer à Shannon, l'extraction des données du FiTQ a été effectuée en sélectionnant tous les cas qui rencontrent les deux critères suivants :

- le code diagnostique correspond à une tumeur maligne, excluant les cancers de la peau autre que le mélanome (classification internationale des maladies, 9^e révision de 140 à 172, 174 à 208);
- le code municipal est 22020 (Shannon) ou le code postal est G0A 1R0, G0A 1R1, G0A 1R2 ou G0A 4Z0.

Les effectifs de population pour la municipalité et la province proviennent de Statistique Canada (recensements de 1991, 1996, 2001 et 2006). Pour le calcul des SIR, les effectifs de population de 1991 ont été appliqués aux années 1984 à 1993 (les données du recensement de 1986 n'étant pas disponibles). Les effectifs de population du recensement de 1996 ont été appliqués aux années de 1994 à 1998, ceux de 2001 aux années de 1999 à 2003, et ceux de 2006 aux années de 2004 à 2006.

Les aires de diffusion (AD) sont de petites unités géographiques formées d'un ou de plusieurs îlots, qui constituent la plus petite unité géographique normalisée pour laquelle les statistiques des recensements sont diffusées⁶. En 2001, le territoire de la municipalité de Shannon était subdivisé en quatre AD (figure 1). L'identification de l'AD ne figure cependant pas dans le FiTQ. L'identification de l'AD fait suite à la localisation géographique des nouveaux cas de cancer à Shannon, basée sur l'adresse complète (numéro de porte, rue, code postal à six positions). L'adresse des nouveaux cas de cancer a été fournie par le Directeur de santé publique de la région de la Capitale-Nationale.

À chaque recensement de Statistique Canada, le nombre et les limites territoriales des AD sont modifiés. Cette pratique rend impossible la comparaison des effectifs de population sur la base des AD d'un recensement à l'autre. Pour cette raison, pour le calcul des SIR par AD, seulement les AD définies au recensement de 2001 ont été utilisées. Ainsi, les effectifs de population de l'année 2001 par AD ont été utilisés pour le calcul des SIR par AD et la période a été restreinte de 1996 à 2006, permettant d'obtenir des effectifs de population centrés sur la période étudiée. De plus, comme il est difficile de supposer que les effectifs de population pour l'année 2001 soient constants sur l'ensemble de la période 1984 à 2006, il est préférable d'exclure les années les plus anciennes.

Des 146⁷ nouveaux cas de cancer pendant la période 1984 à 2006, 8 nouveaux cas de cancer n'ont pu être retrouvés dans les services d'archives des établissements hospitaliers, et 76 cas ont été diagnostiqués de 1996 à 2006. De ces derniers, la DRSP a été en mesure de retrouver 74 adresses dans le territoire de la municipalité de Shannon (97,4 %). À l'aide du système d'information géographique développé à l'INSPQ, nous avons ainsi identifié dans quelle AD ces 74 nouveaux cas de cancer étaient situés.

⁶ http://www12.statcan.ca/francais/census01/Products/Reference/dict/geo021_f.htm.

⁷ Incluant 6 nouveaux cas de cancer de la peau autre que le mélanome (voir annexe 1).

Nous avons effectué le calcul des SIR pour tous les sièges de cancer, en considérant le sexe, ainsi que le total des hommes et des femmes. Toutefois, l'analyse des résultats ne portera que sur les sièges de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE en vertu de la métaanalyse de Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000). Ainsi, les sièges de cancer sélectionnés sont les cancers du foie, du col de l'utérus, du rein, les lymphomes non hodgkiniens, la maladie de Hodgkin, le myélome multiple et les leucémies. De plus, à titre indicatif seulement, les SIR ont été calculés pour le regroupement de l'ensemble des sièges de cancer, excluant les cancers de la peau autre que le mélanome ($n = 6$)⁸.

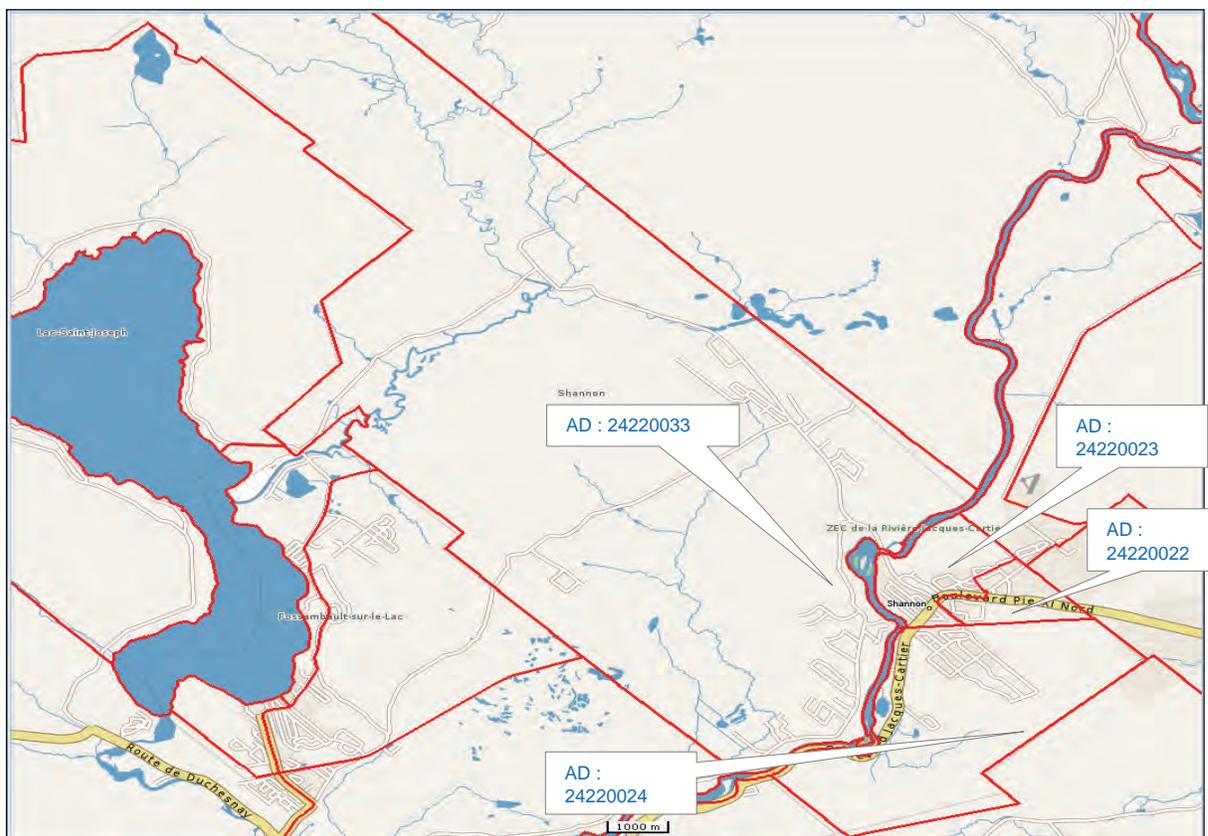


Figure 1 Localisation des aires de diffusion (AD) de 2001 qui composent la municipalité de Shannon

2.1.2 Résultats des rapports standardisés d'incidence pour la municipalité de Shannon

Les rapports standardisés d'incidence pour la municipalité de Shannon, de 1984 à 2006, sont présentés au tableau 1 pour les sièges de cancer retenus, et à l'annexe 1 pour tous les sièges de cancer. Pour des raisons de confidentialité, lorsque le nombre de nouveaux cas est inférieur à 5, le nombre exact de cas n'est pas présenté. Il n'y a pas d'excès significatif à l'échelle de la municipalité pour le regroupement de l'ensemble des sièges de cancer. Par ailleurs, on note des fréquences de cancer statistiquement plus élevées qu'attendues à

⁸ Le nombre de cas incidents de cancer de la peau (excluant le mélanome) est sous-estimé dans le FiTQ. Il est de pratique courante d'exclure ce siège de cancer des statistiques d'incidence.

Shannon par rapport à la province de Québec, pour : le myélome multiple (SIR = 3,99; IC_{95%} 1,46-8,68) et le cancer du foie (SIR = 3,77; IC_{95%} 1,22-8,80). En considérant le sexe, le seul SIR significatif de cancer est observé chez les hommes, pour le myélome multiple (SIR = 5,54; IC_{95%} 1,80-12,93).

Tableau 1 Rapports standardisés d'incidence (SIR) pour les sièges de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE, municipalité de Shannon, 1984-2006

Sièges et regroupements de sièges de cancer (code CIM-9 ^a et libellé)	Sexe	Nombre de nouveaux cas, Province de Québec	Nombre de nouveaux cas observés à Shannon ^e	SIR (observés/attendus)	IC à 95 %
155 Foie	F	2 417	< 5	5,27	(0,64-19,02)
155 Foie	H	4 774	< 5	3,09	(0,64-9,02)
155 Foie	T	7 191	5	3,77 ^c	(1,22-8,80)
180 Col de l'utérus	F	7 638	< 5	1,54	(0,42-3,94)
189 Rein	F	8 366	0	0,00	
189 Rein	H	12 705	< 5	0,72	(0,09-2,59)
189 Rein	T	21 071	< 5	0,47	(0,06-1,69)
201 Maladie de Hodgkin	F	2 220	0	0,00	
201 Maladie de Hodgkin	H	2 925	< 5	1,38	(0,17-5,00)
201 Maladie de Hodgkin	T	5 145	< 5	0,82	(0,10-2,97)
203 Myélome multiple	F	4 332		1,67	(0,04-9,33)
203 Myélome multiple	H	4 795		5,54 ^d	(1,80-12,93)
203 Myélome multiple	T	9 127	6	3,99 ^d	(1,46-8,68)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	F	13 061		0,40	(0,01-2,23)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	H	14 989		1,21	(0,39-2,82)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	T	28 050	6	0,91	(0,33-1,97)
204-208 Leucémies	F	8 770	< 5	1,40	(0,29-4,10)
204-208 Leucémies	H	11 266	< 5	0,64	(0,08-2,31)
204-208 Leucémies	T	20 036	5	0,95	(0,31-2,22)
140-208 Tous les sièges ^b	F	342 328	65	0,98	(0,76-1,25)
140-208 Tous les sièges ^b	H	368 308	75	0,97	(0,77-1,22)
140-208 Tous les sièges ^b	T	710 636	140	0,97	(0,81-1,14)

^a Classification internationale des maladies, 9^e révision.

^b Ce regroupement exclut les cancers de la peau sans mélanome. Ce même regroupement n'est pas associé à une exposition au TCE, il est présenté à titre indicatif seulement.

^c Valeur $p \leq 0,05$.

^d Valeur $p \leq 0,01$.

^e Dans certains cas, le nombre de cas selon le sexe n'est pas présenté afin de préserver la déduction simple des petits effectifs (< 5).

2.1.3 Résultats des rapports standardisés d'incidence par aire de diffusion

Les rapports standardisés d'incidence par aire de diffusion pour la période de 1996 à 2006 sont présentés au tableau 2. Pour le regroupement de l'ensemble des sièges de cancer, les SIR par AD sont près de la valeur nulle (SIR = 1,00). Le nombre de nouveaux cas de cancer attendus, pour le regroupement de l'ensemble des sièges de cancer pour chacune des aires de diffusion qui composent la municipalité de Shannon, n'est donc pas différent sur le plan

statistique du nombre de nouveaux cas observés. Nous observons toutefois pour le myélome multiple qu'une des aires de diffusion présente un SIR statistiquement significatif de 12,59 (valeur $p \leq 0,01$) par rapport au taux provincial. Les résultats selon le sexe ne sont pas présentés en raison des petits effectifs.

Tableau 2 Rapports standardisés d'incidence des cancers (SIR) potentiellement associés à une exposition au TCE, pour les aires de diffusion de Shannon, 1996-2006

Sièges et regroupements de sièges de cancer (codes CIM-9 ^a et libellé)	Nombre de nouveaux cas, Province de Québec	AD 2001	Nombre de nouveaux cas observés à Shannon	SIR (observés/attendus)	IC à 95 %
155 Foie	4 504	24220022	0	0,00	
		24220023	0	0,00	
		24220024	0	0,00	
		24220033	< 5	7,21	(0,87-26,05)
180 Col de l'utérus	3 323	24220022	0	0,00	
		24220023	0	0,00	
		24220024	< 5	7,51	(0,91-27,12)
		24220033	0	0,00	
189 Rein	11 727	24220022	0	0,00	
		24220023	< 5	1,58	(0,04-8,79)
		24220024	< 5	1,63	(0,04-9,09)
		24220033	0	0,00	
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	15 195	24220022	< 5	2,85	(0,07-15,87)
		24220023	0	0,00	
		24220024	< 5	1,16	(0,03-6,45)
		24220033	< 5	1,87	(0,23-6,74)
201 Maladie de Hodgkin	1 967	24220022	0	0,00	
		24220023	0	0,00	
		24220024	0	0,00	
		24220033	< 5	4,62	(0,12-25,76)
203 Myélome multiple	5 273	24220022	0	0,00	
		24220023	0	0,00	
		24220024	< 5	12,59 ^c	(2,60-36,80)
		24220033	0	0,00	
204-208 Leucémies	9 724	24220022	0	0,00	
		24220023	0	0,00	
		24220024	< 5	2,12	(0,05-11,79)
		24220033	0	0,00	
140-239 Tous les sièges (excluant les cancers de la peau sans mélanome) ^b	378 825	24220022	8	1,27	(0,55-2,51)
		24220023	16	0,73	(0,42-1,19)
		24220024	25	1,25	(0,81-1,84)
		24220033	25	0,98	(0,64-1,45)

^a Classification internationale des maladies, 9^e révision.

^b Ce regroupement de l'ensemble des sièges de cancer n'est pas associé à une exposition au TCE, mais présenté à titre indicatif seulement.

^c Valeur $p \leq 0,01$.

2.2 FRÉQUENCE DES NOUVEAUX CAS DE CANCER SELON LES CONCENTRATIONS DE TCE

2.2.1 Méthodologie

La disponibilité des mesures de TCE dans l'eau des puits artésiens des résidences, en plus de la localisation géographique précise de tous les nouveaux cas de cancer à Shannon, constituent une occasion d'analyser l'association statistique entre la fréquence des nouveaux cas de cancer et la concentration de TCE dans l'eau.

Les concentrations de TCE ont été fournies, d'une part, par le ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs (MDDEP) et proviennent de campagnes d'échantillonnages réalisées de 2000 à 2009. Les résultats des échantillonnages de TCE ont été localisés à l'aide des adresses fournies par le MDDEP. D'autre part, les concentrations de TCE du réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier ont été compilées par Fouchécourt (Fouchécourt, 2003). Ainsi, pour chacune des résidences de la municipalité de Shannon, la concentration de TCE mesurée dans le puits artésien ou dans le réseau a été retenue.

À l'aide d'un système d'information géographique, chaque nouveau cas de cancer a été associé à la concentration maximale de TCE mesurée à l'adresse de l'individu au moment du diagnostic. Dans 74,6 % ($n = 103/138$) des cas, la mesure de TCE est la concentration maximale mesurée dans le puits artésien localisé à l'intérieur d'un cercle d'un rayon de un mètre, tracé à partir de la coordonnée géographique du lieu de résidence au moment du diagnostic. Dans les autres cas, lorsqu'aucune mesure de TCE n'avait été effectuée dans le cercle d'un rayon de un mètre, nous avons utilisé la concentration maximale dans un cercle d'un rayon de 5, 10, 20, 30, 40, 50, 100 ou 250 mètres. De plus, pour les nouveaux cas de cancer localisés dans le secteur de la garnison de Valcartier, ils ont été classés dans la catégorie des concentrations de TCE supérieures à 50 µg/l, puisque ce secteur de la municipalité n'a pas été échantillonné par le MDDEP. Cependant, des échantillonnages effectués par le ministère de la Défense nationale du Canada dans l'eau potable distribuée par le réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier entre 1998 et 2002 ont révélé des dépassements de la norme de 50 µg/l de TCE (Fouchécourt, 2003).

Les concentrations de TCE ont été regroupées en catégories soit : Non détectée; < 1,0 µg/l; 1,0 à 4,9 µg/l; 5,0 à 49,9 µg/l; ≥ 50 µg/l, (tableau 3). La comparaison des proportions des nouveaux cas de cancer pour les sièges potentiellement associés à l'exposition au TCE, aux proportions pour les nouveaux cas pour les autres sièges, selon les catégories de concentrations de TCE, a été effectuée à l'aide du test exact de Fisher. L'association entre la concentration de TCE dans l'eau potable et l'incidence des cancers potentiellement associés à l'exposition au TCE a été étudiée à l'aide du rapport de la cote de l'exposition pour les cas ayant un des sièges de cancer potentiellement reliés au TCE, par rapport à la cote de l'exposition pour les cas des autres sièges de cancer. Les nouveaux cas de cancer des sièges potentiellement associés à une exposition au TCE ont été identifiés en fonction des sièges identifiés dans la métaanalyse de Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000).

Le rapport des cotes est calculé à partir d'un tableau de contingence simple, de la façon suivante (Bernard et Lapointe, 1998) :

Cancers potentiellement associés au TCE	Concentrations maximales de TCE		Total
	≥ 1 µg/l	< 1 µg/l	
Oui	a	b	a + b
Non	c	d	c + d
Total	a + c	b + d	a + b + c + d

$$\text{Rapport des cotes} = \frac{a/b}{c/d}$$

L'intervalle de confiance asymptotique à 95 % (Bernard et Lapointe, 1998) du rapport des cotes a été calculé à l'aide du logiciel SAS.

2.2.2 Résultats

Le tableau 3 résume la distribution de fréquence des résidences de Shannon en fonction de la concentration maximale de TCE mesurée dans leur puits privé ou dans le réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier. Ainsi, en considérant les habitations du secteur de la garnison de Valcartier, 56,4 % des résidences de Shannon ont des concentrations de TCE supérieures ou égales à 1 µg/l.

Tableau 3 Distribution de fréquence des mesures de TCE à Shannon de 1998 à 2009

Concentrations maximales de TCE mesurées de 1998 à 2009	Shannon	Proportion %
Non détecté	505	37,1
< 1,0 µg/l	88	6,5
1,0 à 4,9 µg/l	27	2,0
5,0 à 49,9 µg/l	14	1,0
≥ 50 µg/l	727 ^a	53,4
Total	1361	100,0

^a Incluant une estimation de 700 habitations dans le secteur de la garnison de Valcartier.

Le tableau 4 présente le nombre et les proportions de nouveaux cas de cancer du regroupement de Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000), et des autres cancers, en fonction des concentrations maximales de TCE mesurées dans les puits artésiens situés aux domiciles ou à proximité du domicile des nouveaux cas de cancer. La valeur *p* du test exact de Fisher nous conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Nous ne pouvons donc pas rejeter l'hypothèse de l'absence d'association statistique entre les concentrations maximales de TCE mesurées au domicile ou à proximité du domicile des nouveaux cas de cancer et le fait que le regroupement de sièges de cancer soit potentiellement associé au TCE. On observe également que 5 (17,2 %) nouveaux cas des sièges de cancer potentiellement associés au

TCE et 28 (25,7 %) nouveaux cas des autres sièges sont dans les catégories d'exposition supérieures à 1,0 µg/l.

De plus, nous avons comparé la répartition des résidences des nouveaux cas de cancer à Shannon (nombre total de nouveaux cas, tableau 4) à celle de l'ensemble des résidences de la municipalité (tableau 3) en fonction de la concentration maximale de TCE. Les nouveaux cas de cancer se retrouvent en plus grande proportion dans les résidences ayant les plus faibles concentrations de TCE (valeur $p < 0,001$). On observe la même chose si on restreint la comparaison aux nouveaux cas de cancer pour les sièges potentiellement associés au TCE (valeur $p < 0,001$).

Tableau 4 Nombre de nouveaux cas de cancer selon la concentration maximale de TCE mesurée dans les puits artésiens situés au domicile ou à proximité du domicile des cas, Shannon, 1984-2006

Concentrations maximales de TCE mesurées de 1998 à 2009	Nombre de nouveaux cas de cancer pour les sièges potentiellement associés au TCE		Nombre de nouveaux cas de cancer des autres sièges		Nombre total de nouveaux cas de cancer	
		%		%		%
Non détecté	20	69,0	62	56,9	82	59,5
< 1,0 µg/l	4	13,8	19	17,4	23	16,7
1,0 à 4,9 µg/l	1	3,4	4	3,7	5	3,6
5,0 à 49,9 µg/l	1	3,4	1	0,9	2	1,4
≥ 50 µg/l	3	10,3	23	21,1	26	18,8
Total	29	100,0	109	100,0	138	100,0

Valeur p du test exact de Fisher = 0,42

Le tableau 5 présente la compilation des nouveaux cas de cancer pour le calcul du rapport des cotes. Le rapport des cotes est de 0,60 et son intervalle de confiance à 95 % comprend la valeur nulle 1,00. Ainsi, nous ne sommes pas en mesure de conclure à la présence d'une association significative entre les cancers potentiellement associés au TCE et l'exposition au TCE, telle qu'estimée par la concentration maximale mesurée au domicile ou à proximité du domicile des personnes atteintes.

Tableau 5 Tableau de fréquence pour le calcul du rapport des cotes de l'incidence des cancers potentiellement liés au TCE, Shannon, 1984-2006

Cancers potentiellement associés au TCE	Concentrations maximales de TCE		Total
	≥ 1 µg/l	< 1 µg/l	
Oui	5	24	29
Non	28	81	109
Total	33	105	138

Rapport des cotes = 0,60; IC_{95%} : 0,21-1,73

3 DISCUSSION

Nous avons comparé la fréquence des nouveaux cas de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE à Shannon, par rapport à la fréquence des mêmes cancers pour l'ensemble de la province. La comparaison a été effectuée en calculant le ratio du nombre de nouveaux cas de cancer observés dans la municipalité de Shannon pour la période de 1984 à 2006, par rapport au nombre de cas attendus, calculés à partir des taux spécifiques par groupe d'âge d'incidence des cancers pour la province de Québec. Les SIR indiquent des fréquences de cancer du foie et de myélome multiple statistiquement plus élevées qu'attendues à Shannon comparativement au Québec.

Nous avons vérifié si des excès de cancer étaient également détectables à l'échelle des aires de diffusion pour la période de 1996 à 2006. Cette analyse indique une fréquence de myélome multiple statistiquement plus élevée qu'attendue dans une des aires de diffusion (n° 24220024) qui est située au sud de la municipalité (figure 1). On constate que ce secteur ne correspond pas à la zone la plus contaminée selon les données du ministère de la Défense nationale du Canada (Fouchécourt, 2003). D'autre part, la moyenne des concentrations maximales de TCE mesurées par le MDDEP de 2000 à 2009 dans les puits privés de cette même aire de diffusion est de 0,17 µg/l (maximum = 10,0 µg/l) (tableau 6). Dans cette AD, seulement trois résidences présentent une concentration maximale supérieure à 5 µg/l, et 181 des 229 résidences échantillonnées de 2000 à 2009 ont des concentrations de TCE inférieures au seuil de détection⁹. Ainsi, nous considérons que la concentration de TCE de l'eau des puits artésiens localisés dans cette AD n'est pas très élevée, sur la base des données de 2000 à 2009.

Tableau 6 Concentrations maximales de TCE mesurées dans les puits artésiens par le MDDEP selon l'aire de diffusion, Shannon, 2000-2009

Aire de diffusion 2001	Nombre d'échantillons	Concentration moyenne des valeurs maximales de TCE (µg/l)	Concentration maximale de TCE mesurée (µg/l)
24220022 ^a	0		
24220023 ^b	132	85,41	1222,0
24220024	229	0,17	10,0
24220033	300	0,00	0,4

^a Avant 2001, toutes les résidences localisées dans cette AD sont alimentées par le réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier. Des concentrations de TCE supérieures à 50 µg/l ont été mesurées en 1997 dans l'eau distribuée. En 2001, à la suite de la modification des puits alimentant le réseau de la base militaire, les concentrations rapportées par la même étude étaient comprises entre < 0,1 et 0,88 µg/l (Fouchécourt, 2003).

^b Avant 2001, les résidences du secteur de la garnison de Valcartier et quelques bâtiments de Shannon de cette AD étaient desservis par le réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier et n'ont pas été échantillonnés par le MDDEP.

Nous avons par la suite estimé, de manière exploratoire, l'association entre les concentrations maximales de TCE mesurées par le MDDEP dans les puits artésiens des résidences de Shannon et la fréquence des nouveaux cas de cancer pour la période de 1984 à 2006. Les résultats de cette analyse ne permettent pas de conclure à la présence

⁹ Les limites de détection varient de 0,03 à < 1 µg/l.

d'une association statistiquement significative entre les concentrations maximales de TCE et la fréquence des nouveaux cas de cancers potentiellement reliés à une exposition au TCE selon Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000). En fait, pour la majorité (n = 24/29; 82,8 %) des nouveaux cas de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE, les concentrations mesurées de 2000 à 2009 au domicile ou à proximité du domicile des personnes atteintes sont inférieures à 1 µg/l (dont 61,5 % sous la limite de détection). De plus, le rapport de la cote de l'exposition, pour les sièges de cancer potentiellement reliés au TCE selon Wartenberg *et al.*, par rapport à la cote de l'exposition pour les autres sièges de cancer est de 0,60, et son intervalle de confiance comprend la valeur nulle (1,00). Nous ne sommes pas en mesure de conclure à la présence d'une association significative entre les concentrations de TCE et l'incidence des cancers potentiellement reliés à une exposition au TCE selon Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000) dans la municipalité de Shannon.

L'interprétation de ces résultats est sujette à quelques limites. Nous traiterons d'abord des limites reliées à la sélection des sièges de cancer utilisés, à l'utilisation du FITQ, de l'indicateur de l'exposition, des caractéristiques de la population de la municipalité de Shannon, et enfin de celles reliées à la méthodologie utilisée.

Limites reliées à la sélection des sièges de cancer

L'association estimée entre les concentrations de TCE et l'incidence des cancers est dépendante des sièges de cancer retenus comme étant associés à cette exposition. Nous avons retenu les sièges de cancer suspectés à partir des études de cohortes en milieu de travail et répertoriés dans le résumé de la métaanalyse réalisée par Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000). À ces derniers, nous avons ajouté les leucémies, pour lesquelles les mêmes auteurs estimaient qu'il y avait des données probantes en relation avec la contamination de l'eau, même si l'exposition n'était pas spécifique uniquement au TCE. Ce choix résulte de la littérature scientifique consultée au moment où le FITQ a été examiné pour la première fois en relation avec la contamination de la nappe d'eau souterraine dans le secteur de Valcartier (en 2001-2002). Le choix des sièges pourrait être différent actuellement en considérant la littérature épidémiologique récente sur les effets du TCE. D'une part, les données présentées dans l'article de Wartenberg *et al.* ont été l'objet de critiques (Boice, Jr. et McLaughlin, 2001; Borak *et al.*, 2000) et ont été remises à jour ultérieurement (Wartenberg et Siegel, 2002). Plusieurs articles ont été publiés depuis, dont la monographie par Scott et Chiu (Scott et Chiu, 2006) qui estime que la littérature récente supporte l'hypothèse que le rein, le foie et le système lymphatique sont des cibles pour la toxicité du TCE. De plus, une revue des études épidémiologiques (Clapp *et al.*, 2008) conclut à des évidences fortes entre l'exposition au TCE et les cancers du foie et du rein, et des évidences suspectées pour le col de l'utérus, la maladie de Hodgkin, les leucémies et les lymphomes non hodgkiniens. Une autre revue de littérature récente (Alexander *et al.*, 2007), ainsi qu'une métaanalyse portant spécifiquement sur les causes du myélome multiple (Alexander *et al.*, 2006) excluent le myélome multiple des sièges de cancer potentiellement associés à une exposition au TCE. Finalement, à la lumière des données disponibles, les auteurs d'un récent rapport du National Research Council américain (National Research Council, 2009) concluent à une évidence « limitée/suggestive » d'une association entre une exposition chronique au TCE et le cancer du rein uniquement. Pour tous les autres sièges de cancer,

on juge l'évidence « inadéquate/insuffisante » pour déterminer s'il existe une association. Dans une approche conservatrice, nous avons utilisé un regroupement de cancers potentiellement associés au TCE le plus large possible pour le calcul du rapport des cotes, afin d'éviter d'inclure dans le groupe de comparaison des sièges de cancer qui avaient déjà été associés à une exposition au TCE. Nous avons refait les calculs en excluant les nouveaux cas de myélome multiple, ce qui correspond aux sièges de cancer identifiés par (Clapp *et al.*, 2008). Ainsi, le rapport des cotes établi au tableau 5 passe de 0,60 à 0,86 et il n'est pas significatif sur le plan statistique sur la base de son intervalle de confiance (IC_{95%} : 0,29-2,54). Finalement, nous avons examiné le regroupement cancer du rein, cancer du foie et lymphomes non hodgkiniens (Scott et Chiu, 2006; Organisation mondiale de la Santé, 2010) pour lequel le rapport des cotes est de 0,95 avec un intervalle de confiance non significatif au seuil de 95 % (IC_{95%} : 0,24-3,68).

Limites reliées à l'utilisation du Fichier des tumeurs du Québec (FiTQ)

Le Fichier des tumeurs du Québec n'est pas un outil parfait. Les cas de cancer diagnostiqués en cabinet de médecin et traités à l'hôpital sur une base externe, sans passer par l'hospitalisation ni la chirurgie d'un jour, n'y sont pas déclarés, ou le sont à un stade plus avancé de la maladie (ministère de la Santé et des Services sociaux, 2003). Ainsi, l'exhaustivité du FiTQ pour des types de cancer souvent diagnostiqués en dehors de l'hôpital est plus faible. Néanmoins, l'exhaustivité globale des nouveaux cas de cancer chez les adultes (20 ans et plus) confirmés par histologie en 1996 était de 92 % (Brisson *et al.*, 2003). Les sièges ou les types de cancer les plus sous-déclarés étaient le cancer de la prostate, le mélanome et le cancer de la vessie, avec des taux d'exhaustivité respectifs de 68 %, 65 % et 86 %. Pour les plus jeunes (< 20 ans), l'exhaustivité des nouveaux cas de cancer dans le FiTQ était de 97 % (Brisson *et al.*, 2003).

Des erreurs de codage du diagnostic ou du lieu de résidence, par exemple, peuvent être présentes dans le FiTQ. Ces erreurs possibles doivent être considérées, surtout lorsqu'on utilise les données du FiTQ pour de petites unités géographiques comme une petite municipalité. En effet, dans une telle situation, l'ajout ou le retrait d'un seul cas de cancer peut modifier les résultats. De plus, précisons que seule l'adresse au moment du diagnostic est consignée au dossier du FiTQ. Ainsi, les nouveaux cas de cancer diagnostiqués chez des résidents de Shannon, mais qui auraient déménagé à l'extérieur de la municipalité, donc qui auraient été diagnostiqués alors qu'ils n'habitaient plus à Shannon, ne font pas partie des cas recensés dans le FiTQ. À l'inverse, il n'est pas possible de documenter, à partir du FiTQ, depuis quand un individu atteint d'un nouveau cancer recensé à Shannon habite cette municipalité. Ainsi, un individu pourrait avoir développé un cancer alors qu'il résidait dans une autre municipalité, puis avoir été diagnostiqué lorsqu'il résidait à Shannon. L'utilisation des données du FiTQ nous oblige à faire le postulat que la population est à l'état d'équilibre, c'est-à-dire que les décès, les naissances et la mobilité résidentielle ont des effets qui s'annulent. Lors de l'étude d'une grande population, par exemple, celle du Québec, il est très probable que ce postulat soit respecté. Dans l'étude d'une population plus restreinte, il est impossible d'estimer le niveau de satisfaction de ce postulat.

Le FITQ est un registre administratif dont l'objectif n'est pas de documenter les facteurs de risque de cancer. Ainsi, on n'y retrouve aucune information concernant les habitudes de vie (p. ex., consommation de tabac, alimentation, etc.) ou l'exposition professionnelle qui constituent des facteurs de risque importants pour plusieurs sièges de cancer. L'absence d'information sur une base individuelle concernant ces facteurs de risque limite les possibilités d'analyse, ainsi que l'interprétation des résultats. De plus, pour les deux sièges de cancer avec une fréquence de cancers statistiquement plus élevée qu'attendue à Shannon, d'autres facteurs de risque pourraient expliquer ce résultat. À titre d'exemple, pour le myélome multiple, l'âge avancé, le sexe masculin, une histoire familiale de myélome multiple, la race noire et surtout des antécédents de gammopathie monoclonale sont des facteurs de risque reconnus (Alexander *et al.*, 2007). Pour le cancer du foie, une hépatite chronique B ou C, une cirrhose¹⁰, une exposition à l'aflatoxine ou à des produits chimiques industriels comme le chlorure de vinyle ou encore certains troubles du métabolisme comme l'hémochromatose sont des facteurs reconnus (Société canadienne du cancer, 2010). Finalement, d'un point de vue méthodologique, le calcul des SIR sur une longue période de temps, dans le cas présent de 1984 à 2006, oblige à accepter le postulat que les facteurs de risque sont constants dans le temps, ce qui n'est pas nécessairement le cas.

Malgré ces limites, et le fait que le FITQ puisse ne pas être exhaustif et que des erreurs de codification soient possibles, ce registre constitue la meilleure source de données pour l'étude de la distribution des cancers au Québec. En particulier, parce qu'il permet de mettre en œuvre, selon les règles de l'art, ce qui doit être fait dans le cadre de l'évaluation et de la prise en charge d'agrégats spatio-temporels de maladies non infectieuses. En effet, la présence d'un excès de cancer statistiquement significatif dans l'aire géographique à l'étude constitue la première des étapes d'une telle investigation (Germonneau *et al.*, 2005).

Limites de l'indicateur de l'exposition

L'analyse de la fréquence des cancers en fonction des concentrations de TCE mesurées dans les puits artésiens au domicile ou à proximité du domicile des nouveaux cas de cancer est également sujette à des limites d'interprétation. Il n'était pas possible, en utilisant les données disponibles, de documenter l'exposition individuelle au TCE. Nous avons utilisé comme indicateur de l'exposition, la concentration maximale de TCE mesurée dans un puits localisé à proximité de la résidence après 2000, en posant le postulat que cette exposition était constante. De plus, nous ne pouvions pas tenir compte de la consommation de l'eau du puits, de la durée de résidence dans l'habitation, ni du début de la contamination. Selon une expertise fournie par l'Institut national de recherche scientifique (INRS) la contamination par le TCE est susceptible d'avoir atteint la nappe d'eau souterraine à Shannon entre 1968 et 1988 (Lefebvre, 2010).

Le risque de cancer est dépendant de la durée de l'exposition. Dans l'analyse des données, nous devons accepter le postulat que l'exposition au TCE est présente tout au long de la période. Ainsi, en raison de l'imprécision du début de l'exposition, nous n'avons pas considéré le temps de latence entre l'exposition et le moment du diagnostic. Ce temps de

¹⁰ Lésions au foie causées par une hépatite, la consommation excessive d'alcool durant une longue période et certains facteurs héréditaires.

latence peut varier selon les sièges de cancer (Centers for Disease Control and Prevention, 2010). Il serait également pertinent de disposer de l'historique résidentiel des individus atteints de cancer afin de caractériser plus adéquatement l'exposition antérieure au TCE.

De plus, soulignons qu'à titre indicatif, nous avons analysé l'évolution temporelle des taux annuels d'incidence des cancers à Shannon. Le faible nombre de cas par année fait en sorte que les taux fluctuent de manière importante, mais aucune tendance ni à la hausse, ni à la baisse n'a été décelée (données non présentées).

Nous avons également vérifié les concentrations maximales de TCE pour les nouveaux cas de cancer des sièges qui sont statistiquement plus fréquents qu'attendus à Shannon (cancer du foie et myélome multiple) comparativement à la province. Pour ces 11 nouveaux cas de cancer, toutes les concentrations maximales de TCE mesurées au domicile (ou à proximité) sont inférieures à 1 µg/l, dont 9 étaient inférieures à la limite de détection.

Limites liées aux caractéristiques de la population de Shannon

La présence de la garnison de Valcartier constitue une caractéristique singulière de la municipalité de Shannon qu'il importe de considérer dans l'interprétation des résultats. Il est impossible d'effectuer une correspondance parfaite entre le territoire de la garnison de Valcartier et le découpage territorial des aires de diffusion du recensement de 2001. Il est par conséquent impossible de calculer des taux spécifiquement pour le territoire de la garnison de Valcartier et pour le reste de la municipalité de Shannon.

D'une part, il est probable que le taux de déménagement de la population de la garnison soit plus élevé que dans le reste de la municipalité, les militaires étant régulièrement réaffectés (Dufour, 2009). D'autre part, en référence à l'annexe 2, la structure d'âge de l'aire de diffusion 24220022, située presque exclusivement sur le territoire de la garnison, est complètement différente de celle de la municipalité. En effet, aucun individu âgé de plus de 55 ans ne réside dans cette aire de diffusion. Considérant que le cancer touche principalement les personnes âgées, il est possible que l'ajustement pour l'âge ne soit pas adéquat dans le calcul des SIR par aire de diffusion et pour la municipalité. Ainsi, afin de réduire les biais susceptibles de découler des particularités du territoire de la base militaire, il est intéressant de regarder les résultats des associations entre les concentrations de TCE et les cancers en excluant ce territoire.

Concernant l'exposition, les résidences du territoire de la garnison sont alimentées par le réseau d'aqueduc de la base militaire de Valcartier. Nous ne disposons que de peu de données sur la contamination par le TCE de l'eau du réseau d'aqueduc de la base militaire. Nous avons considéré les résidences de la garnison de Valcartier comme fortement exposées (≥ 50 µg/l) selon les données de 1998 (Fouchécourt, 2003). En référence au tableau 3, si nous ne considérons pas les résidences situées sur le territoire de la garnison de Valcartier, la distribution de fréquence des concentrations de TCE à Shannon est très différente. Ainsi, en excluant le territoire de la garnison de Valcartier, 10,3 % des résidences du reste de la municipalité de Shannon ont des concentrations maximales supérieures à 1 µg/l comparativement à 56,4 % pour l'ensemble de la municipalité. De plus, contrairement à ce qui a été observé pour l'ensemble du territoire (soit que les nouveaux cas de cancer se

retrouvent en plus grande proportion dans des résidences ayant une faible concentration de TCE), en excluant le territoire de la garnison de Valcartier, la répartition des résidences des nouveaux cas de cancer est comparable à celle de l'ensemble des résidences en fonction de la concentration de TCE (valeur $p = 0,269$). On observe la même chose si on restreint la comparaison aux nouveaux cas de cancer pour les sièges potentiellement associés au TCE (valeur $p = 0,843$).

De plus, le rapport des cotes de l'exposition au TCE, pour les cancers potentiellement associés au TCE par rapport aux autres cancers, passe de 0,60 à 0,84, en excluant les nouveaux cas de cancer survenus chez les résidents du secteur de la garnison de Valcartier, et il n'est pas significatif sur le plan statistique (tableau 7).

Tableau 7 Tableau de fréquence pour le calcul du rapport des cotes de l'incidence des cancers potentiellement liés au TCE, Shannon, excluant le secteur de la garnison de Valcartier, 1984-2006

Cancers potentiellement associés au TCE	Concentrations maximales de TCE		Total
	≥ 1 µg/l	< 1 µg/l	
Oui	3	24	27
Non	12	81	93
Total	15	105	120

Rapport des cotes = 0,84; IC_{95%} : 0,22-3,24

Limites de la méthodologie utilisée

L'analyse de la fréquence d'évènements rares, comme l'incidence de certains cancers, à une échelle comme la municipalité et, *a fortiori*, à l'échelle inframunicipale comme les AD, pose plusieurs problèmes méthodologiques. Le principal problème concerne l'instabilité statistique des taux dans les petites unités géographiques. En effet, dans de petites populations, l'ajout ou le retrait d'un seul cas de cancer peut entraîner une hausse ou une diminution importante du taux. Dans la présente étude, le calcul des taux standardisés par la méthode directe (tant pour la municipalité que les AD) aurait impliqué systématiquement moins de 10 nouveaux cas de cancer par code diagnostic (tableaux 1 et 2). Ainsi, la standardisation directe n'a pas été retenue compte tenu de l'instabilité statistique des taux (Muecke *et al.*, 2005). Afin de pallier à ce problème d'instabilité des taux, nous avons eu recours aux SIR (standardisation indirecte). Cette mesure permet de comparer le nombre de cas observés et le nombre de cas attendus dans un territoire, au lieu de comparer les taux. Les SIR sont surtout utilisés lorsque le nombre d'évènements est petit (< 20 ou < 10) ou lorsque les taux spécifiques ne peuvent pas être calculés. Cette mesure ajustée pour l'âge (standardisation indirecte) est utilisée en épidémiologie depuis longtemps (Breslow et Day, 1987). Les cas attendus sont calculés en considérant les taux spécifiques par groupe d'âge d'une population de référence, ici la province de Québec. La pratique épidémiologique a consacré que lorsqu'on compare une cohorte, comme les résidents de Shannon, à une population de référence, on utilise plutôt le SIR en raison de sa meilleure précision et de sa moins grande sensibilité aux petits effectifs (nombre de nouveaux cas) (Bouyer *et al.*, 1993).

moins grande sensibilité aux petits effectifs (nombre de nouveaux cas) (Bouyer *et al.*, 1993). Dans le cas de notre étude, l'utilisation de la standardisation indirecte (ou des SIR) s'imposait d'elle-même. Malgré tout, cette dernière méthode est aussi sujette à de l'instabilité statistique. En effet, les SIR significatifs obtenus ont des coefficients de variation de plus de 33,3 % et sont qualifiés d'imprécis selon les règles de Statistique Canada (Comité consultatif fédéral-provincial sur la santé de la population, 1999) et de l'INSPQ (Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et l'Institut de la Statistique du Québec, 2006).

Dans cette étude, la population de la municipalité de Shannon est petite et par conséquent le nombre de nouveaux cas de cancer est faible. Il est donc possible, en raison de ces petits nombres, que la puissance statistique, soit la probabilité de détecter une différence statistiquement significative si cette différence existe réellement, soit faible et ceci particulièrement lorsqu'on étudie les cancers selon le sexe ou pour les aires de diffusion.

Le choix d'un seuil de signification statistique est toujours subjectif. La pratique la plus courante est d'utiliser un seuil de 5 % ou l'intervalle de confiance équivalent de 95 %. Si, en réalité, une hypothèse nulle est vraie et qu'on effectue une comparaison statistique, un tel seuil permet de ne pas rejeter cette hypothèse avec une probabilité de 95 %. Cependant, lorsqu'on fait un nombre K de comparaisons différentes dans la même étude, pour tester K hypothèses, avec un seuil pour chacune des comparaisons à 0,05, si les K hypothèses nulles sont vraies la probabilité de ne pas les rejeter est de $0,95^K$. Par exemple, si deux hypothèses nulles sont vraies, la probabilité de ne pas les rejeter est $0,95 \times 0,95$, soit 0,90. Ainsi, plus on fait de comparaisons statistiques pour tester plusieurs hypothèses, plus la probabilité de ne pas les rejeter, si elles sont toutes vraies, diminue, et réciproquement, plus la probabilité d'en rejeter à tort au moins une fois augmente. Une façon de contourner ce problème est d'utiliser la correction de Bonferroni (Bland, 2000). Pour ce faire, pour un seuil global de 0,05, on utilise comme seuil individuel pour chacune des K hypothèses la valeur du seuil global 0,05 divisé par le nombre de comparaisons. Ainsi, un seuil alpha global à 0,05 correspond à un seuil alpha individuel de 0,01 avec cinq comparaisons (Bland, 2000). Par ailleurs, l'Agence de la santé publique du Canada (Agence de la santé publique du Canada, 2010) indique dans un guide des termes de surveillance en épidémiologie destiné aux personnes travaillant sur le SIDA, que pour la surveillance en santé publique, l'utilisation d'un seuil à 0,05 est généralement approprié, mais que lorsque les résultats impliquent soit des interventions médicales très importantes, soit des politiques publiques, qu'un seuil plus sévère, tel que 0,01, puisse être employé. Quoi qu'il en soit, dans le cadre de notre analyse, nous avons utilisé les règles méthodologiques récemment élaborées par consensus dans le cadre des travaux du Plan commun de surveillance et nous avons utilisé un seuil à 0,05 (Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le Groupe de travail des indicateurs du Plan commun de surveillance à l'Infocentre de santé publique, 2009). Ajoutons finalement, qu'eu égard aux remarques précédentes, lors d'une investigation d'un agrégat spatio-temporel, les avis d'experts devraient avoir beaucoup plus de poids que le seuil statistique utilisé (Coory, 2008).

Pour toutes ces raisons, dont plusieurs inhérentes à l'utilisation d'un devis d'étude de type écologique, nous pensons que des biais de classification pourraient être présents dans les analyses. Néanmoins, en raison de toutes les précautions méthodologiques utilisées, nous considérons qu'en fonction des données disponibles, cette analyse exploratoire demeure la plus rigoureuse possible.

CONCLUSION

Pour l'ensemble des sièges de cancer, les données du FiTQ ne permettent pas d'identifier d'excès de cancer à Shannon par rapport à l'ensemble du Québec. Les analyses par siège de cancer révèlent cependant des fréquences statistiquement plus élevées qu'attendues pour le cancer du foie et le myélome multiple comparativement à la province de Québec. Notons cependant que toutes les concentrations maximales de TCE mesurées au domicile ou à proximité du domicile des 11 nouveaux cas de cancer répertoriés dans le FiTQ pour ces deux sièges étaient inférieures à 1 µg/l. De plus, l'analyse exploratoire utilisant les mesures de TCE dans les puits ne permet pas de conclure à la présence d'une association statistique significative entre l'incidence des cancers potentiellement reliés à une exposition au TCE selon Wartenberg *et al.* (Wartenberg *et al.*, 2000) et les concentrations maximales de TCE mesurées au domicile ou à proximité du domicile des personnes atteintes.

L'interprétation de ces résultats exige une certaine prudence en lien avec les limites de l'étude, notamment en ce qui concerne les effectifs réduits (petit nombre de cas), une connaissance bien imparfaite de l'importance et de l'historique de l'exposition réelle de la population et de l'impossibilité d'ajuster pour les facteurs confondants.

BIBLIOGRAPHIE

- Agence de la santé publique du Canada (2010). A Guide to HIV/AIDS Epidemiological and Surveillance Terms. Accessible au : http://origin.phac-aspc.gc.ca/publicat/haest-tesvs/p-eng.php#P_VALUE. Consulté le 27/5/2010.
- Alexander, D. D., Mink, P. J., Adami, H. O., Cole, P., Mandel, J. S., Oken, M. M., Trichopoulos, D. (2007). Multiple myeloma: a review of the epidemiologic literature, *Int J Cancer*, vol. 120, Suppl. 12, p. 40-61.
- Alexander, D. D., Mink, P. J., Mandel, J. H., Kelsh, M. A. (2006). A meta-analysis of occupational trichloroethylene exposure and multiple myeloma or leukaemia, *Occup Med (Lond)*, vol. 56, n° 7, p. 485-493.
- Bernard, P.-M., Lapointe, C. (1998). *Mesures statistiques en épidémiologie*. Presses de l'Université du Québec, Québec, 314 p.
- Bithell, J. F., Keegan, T. J., Kroll, M. E., Murphy, M. F., Vincent, T. J. (2008). Childhood leukaemia near British nuclear installations: methodological issues and recent results, *Radiat. Prot. Dosimetry*, vol. 132, n° 2, p. 191-197.
- Bland, M. (2000). Multiple significance tests and the Bonferroni correction. Accessible au : <http://www-users.york.ac.uk/~mb55/intro/bonf.htm>. Consulté le 8/6/2010.
- Boice, J. D., Jr., McLaughlin, J. K. (2001). Errors in TCE analysis, *Environ Health Perspect*, vol. 109, n° 3, p. A108-A109.
- Borak, J., Russi, M., Puglisi, J. P. (2000). Meta-analyses of TCE carcinogenicity, *Environ Health Perspect*, vol. 108, n° 12, p. A542-A544.
- Bouyer, J., Hémon, D., Cordier, S., Derriennic, F., Stücker, I., Stengel, B., Claver, J. (1993). *Épidémiologie, Principes et méthodes quantitatives*. Paris, 498 p.
- Breslow, N. E., Day, N. E. (1987). *Statistical methods in cancer research, Vol II The design and analysis of cohort studies*. International Agency for Research on Cancer, World Health Organization, Lyon., 406 p.
- Brisson, J., Major, D., Pelletier, É. (2003). *Évaluation de l'exhaustivité du Fichier des tumeurs du Québec*, Québec, 33 p.
- Centers for Disease Control and Prevention (1990). Guidelines for investigating clusters of health events, *Morbidity and Mortality Weekly Report*, vol. 39 (RR-11), p. 1-16.
- Centers for Disease Control and Prevention (2010). Occupational cancer. Accessible au : <http://www.cdc.gov/niosh/topics/cancer/>. Consulté le 30/8/2010.
- Chirpaz, E., Colonna, M., Viel, J. F. (2004). L'analyse de cluster en épidémiologie géographique : utilisation de plusieurs méthodes statistiques et comparaison de leurs résultats, *Rev Epidemiol Sante Publique*, vol. 52, n° 2, p. 139-149.

Clapp, R. W., Jacobs, M. M., Loechler, E. L. (2008). Environmental and occupational causes of cancer: new evidence 2005-2007, *Rev Environ Health*, vol. 23, n° 1, p. 1-37.

Comité consultatif fédéral-provincial sur la santé de la population (1999). *Rapport statistique sur la santé de la population canadienne*, Santé Canada, Ottawa, 375 p.

Coory, M. (2008). Statistical inference is overemphasized in cluster investigations: the case of the cluster of breast cancers at the Australian Broadcasting Corporation studios in Brisbane, Australia, *Intern Med J*, vol. 38, n° 4, p. 288-291.

De Wals, P., Levallois, P. (2010). *Pertinence et faisabilité d'une étude épidémiologique visant à évaluer les effets nocifs de la contamination du réseau d'eau potable par du trichloroéthylène dans la municipalité de Shannon : mise à jour*, Institut national de santé publique du Québec, 5 p.

Dufour, V. (2009). Militaires - Ottawa tolère toujours un taux de déménagement excessif, *Rue Frontenac, 9 novembre 2009*.

Fouchécourt, M.-O. (2003). *Évaluation des risques pour la santé humaine et pour l'environnement - Présence de TCE dans les eaux souterraines de la région de Valcartier*, présenté à Travaux publics et Services gouvernementaux Canada pour le compte du ministère de la Défense nationale du Canada. Sanexen Services environnementaux Inc. N/Réf. : RA02-232, 340 p.

Gaudart, J., Giorgi, R., Poudiougou, B., Toure, O., Ranque, S., Doumbo, O., Demongeot, J. (2007). Détection de clusters spatiaux sans point source prédéfini: utilisation de cinq méthodes et comparaison de leurs résultats, *Rev Epidemiol Sante Publique*, vol. 55, n° 4, p. 297-306.

Germonneau, P., Tillaut, H., Gomes Do Espirito Santo, E. (2005). *Guide méthodologique pour l'évaluation et la prise en charge des agrégats spatio-temporels de maladies non infectieuses*. Paris, 77 p.

Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le Groupe de travail des indicateurs du Plan commun de surveillance à l'Infocentre de santé publique (2009). *Cadre méthodologique des indicateurs du Plan commun de surveillance à l'Infocentre de santé publique*, Québec, 79 p.

Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et l'Institut de la Statistique du Québec (2006). *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques- Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population*, gouvernement du Québec, 659 p.

Jackson, M. C., Huang, L., Luo, J., Hachey, M., Feuer, E. (2009). Comparison of tests for spatial heterogeneity on data with global clustering patterns and outliers, *Int J Health Geogr*, vol. 8, p. 55-69.

Lefebvre, R. (2010). *Expertise hydrogéologique sur le TCE dans l'eau souterraine à Shannon, Rapport final révisé (juillet 2010)*, Institut national de la recherche scientifique, Centre - Eau, Terre et Environnement, Québec, Rapport de recherche R-1153, 68 p.

- Ministère de la Santé et des Services sociaux (2003). *Fichier des tumeurs du Québec (Système J65), Guide d'utilisation, révision septembre 2003*, Québec, 121 p.
- Muecke, C., Hamel, D., Bouchard, C., Martinez, J., Pampalon, R., Choinière, R. (2005). *Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques*, Institut national de santé publique du Québec, Québec, 27 p.
- National Research Council (2009). *Contaminated water supplies at Camp Lejeune: assessing potential health effects*, Committee on Contaminated Drinking Water at Camp Lejeune; Board on Environmental Studies and Toxicology; Division on Earth and Life Studies, National Research Council of the National Academies, National Academies Press, Washington, D.C., 318 p.
- Organisation mondiale de la Santé (2010). *WHO guidelines for indoor air quality selected pollutants*. Bonn, 454 p.
- Scott, C. S., Chiu, W. A. (2006). Trichloroethylene cancer epidemiology: a consideration of select issues, *Environmental health perspectives*, vol. 114, n° 9, p. 1471-1478.
- Société canadienne du cancer (2010). Causes du cancer primitif du foie. Accessible au : http://www.cancer.ca/Canada-wide/About%20cancer/Types%20of%20cancer/Causes%20of%20primary%20liver%20cancer.aspx?sc_lang=fr-ca. Consulté le 30/8/2010.
- Waller, L. A., Jacquez, G. M. (1995). Disease models implicit in statistical tests of disease clustering, *Epidemiology*, vol. 6, n° 6, p. 584-590.
- Waller, L. A., Lawson, A. B. (1995). The power of focused tests to detect disease clustering, *Stat Med*, vol. 14, n° 21-22, p. 2291-2308.
- Waller, L. A., Turnbull, B. W., Clark, L., Nasca, P. (1992). Chronic disease surveillance and testing of clustering of disease and exposure: application to leukemia incidence and TCE-contaminated dumpsites in upstate New York, *Environmetrics*, vol. 3, n° 3, p. 281-300.
- Waller, L. A., Turnbull, B. W., Gustafsson, G., Hjalmars, U., Andersson, B. (1995). Detection and assessment of clusters of disease: an application to nuclear power plant facilities and childhood leukaemia in Sweden, *Stat Med*, vol. 14, n° 1, p. 3-16.
- Wartenberg, D., Reyner, D., Scott, C. S. (2000). Trichloroethylene and cancer: epidemiologic evidence, *Environ Health Perspect*, vol. 108, Suppl 2, p. 161-176.
- Wartenberg, D., Siegel, S. C. (2002). Carcinogenicity of trichloroethylene, *Environ Health Perspect*, vol. 110, n° 1, p. A13-A14.
- Wheeler, D. C. (2007). A comparison of spatial clustering and cluster detection techniques for childhood leukemia incidence in Ohio, 1996-2003, *Int J Health Geogr*, vol. 6, p. 13.

ANNEXE 1

**RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE (SIR) POUR
TOUS LES SIÈGES DE CANCER, SHANNON, 1984-2006**

RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE (SIR) POUR TOUS LES SIÈGES DE CANCER, SHANNON, 1984-2006

Sièges et regroupements de sièges de cancer (code CIM-9 ^a et libellé)	Sexe	Nombre de nouveaux cas, Province de Québec	Nombre de nouveaux cas observés à Shannon ^e	SIR (observés/attendus)	IC à 95 %
140-149 Lèvres et cavité buccale	F	4 581		2,22	(0,27-8,01)
140-149 Lèvres et cavité buccale	H	12 388		1,80	(0,59-4,21)
140-149 Lèvres et cavité buccale	T	16 969	7	1,96	(0,79-4,04)
150 Oesophage	F	1 566	0	0,00	
150 Oesophage	H	4 351	< 5	1,21	(0,03-6,73)
150 Oesophage	T	5 917	< 5	0,99	(0,03-5,54)
151 Estomac	F	7 174	< 5	2,93	(0,60-8,55)
151 Estomac	H	11 782	0	0,00	
151 Estomac	T	18 956	< 5	0,94	(0,19-2,74)
153 Colon	F	31 696	5	1,11	(0,36-2,60)
153 Colon	H	29 536	7	1,27	(0,51-2,62)
153 Colon	T	61 232	12	1,18	(0,61-2,07)
154 Rectum	F	14 489	< 5	0,90	(0,11-3,23)
154 Rectum	H	20 302	< 5	0,50	(0,06-1,82)
154 Rectum	T	34 791	< 5	0,65	(0,18-1,66)
155 Foie	F	2 417	< 5	5,27	(0,64-19,02)
155 Foie	H	4 774	< 5	3,09	(0,64-9,02)
155 Foie	T	7 191	5	3,77 ^c	(1,22-8,80)
157 Pancréas	F	9 356	< 5	0,78	(0,02-4,33)
157 Pancréas	H	9 684	< 5	1,65	(0,34-4,82)
157 Pancréas	T	19 040	< 5	1,27	(0,35-3,26)
150-159 Appareil digestif	F	73 181	13	1,22	(0,65-2,09)
150-159 Appareil digestif	H	85 468	16	0,98	(0,56-1,59)
150-159 Appareil digestif	T	158 649	29	1,07	(0,72-1,54)
162 Poumon	F	42 977	< 5	0,56	(0,15-1,44)
162 Poumon	H	83 321		1,04	(0,59-1,68)
162 Poumon	T	126 298	20	0,90	(0,55-1,39)
160-165 Appareil respiratoire	F	46 236	< 5	0,52	(0,14-1,32)
160-165 Appareil respiratoire	H	94 554		1,01	(0,60-1,60)
160-165 Appareil respiratoire	T	140 790	22	0,87	(0,55-1,32)
172 Mélanome de la peau	F	4 678	< 5	1,44	(0,17-5,22)
172 Mélanome de la peau	H	4 661	< 5	2,12	(0,44-6,21)
172 Mélanome de la peau	T	9 339	5	1,78	(0,58-4,15)
173 Peau	F	20 484	< 5	0,86	(0,18-2,50)
173 Peau	H	25 090	< 5	0,56	(0,11-1,63)
173 Peau	T	45 574	6	0,68	(0,25-1,48)
174 Sein	F	97 459	21	1,06	(0,66-1,62)
180 Col de l'utérus	F	7 638	< 5	1,54	(0,42-3,94)
182 Corps de l'utérus	F	17 335	5	1,70	(0,55-3,97)
179,181-182 Utérus (à l'exception du col)	F	18 591	5	1,56	(0,51-3,64)

RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE (SIR) POUR TOUS LES SIÈGES DE CANCER, SHANNON, 1984-2006 (SUITE)

Sièges et regroupements de sièges de cancer (code CIM-9 ^a et libellé)	Sexe	Nombre de nouveaux cas, Province de Québec	Nombre de nouveaux cas observés à Shannon ^e	SIR (observés/attendus)	IC à 95 %
183 Ovaire	F	13 540	< 5	0,68	(0,08-2,45)
185 Prostate	H	68 645	10	0,86	(0,41-1,58)
186 Testicule	H	3 265	< 5	0,47	(0,01-2,62)
188 Vessie	F	9 364	< 5	0,70	(0,02-3,92)
188 Vessie	H	26 944	< 5	0,39	(0,05-1,42)
188 Vessie	T	36 308	< 5	0,48	(0,10-1,40)
179-187 Organes génitaux	F	23 656	7	1,16	(0,47-2,40)
179-187 Organes génitaux	H	72 700	11	0,79	(0,39-1,41)
179-187 Organes génitaux	T	96 356	18	0,92	(0,55-1,46)
189 Rein	F	8 366	0	0,00	
189 Rein	H	12 705	< 5	0,72	(0,09-2,59)
189 Rein	T	21 071	< 5	0,47	(0,06-1,69)
188-189 Organes urinaires	F	17 730	< 5	0,34	(0,01-1,88)
188-189 Organes urinaires	H	39 649	< 5	0,51	(0,14-1,30)
188-189 Organes urinaires	T	57 379	5	0,47	(0,15-1,11)
191 Encéphale	F	5 308	< 5	1,31	(0,16-4,72)
191 Encéphale	H	6 737	< 5	0,43	(0,01-2,41)
191 Encéphale	T	12 045	< 5	0,78	(0,16-2,29)
192 Système nerveux	F	451	< 5	6,53	(0,17-36,37)
192 Système nerveux	H	436	0	0,00	
192 Système nerveux	T	887	< 5	2,96	(0,07-16,49)
191-192 Cerveau et système nerveux	F	5 759	< 5	1,78	(0,37-5,21)
191-192 Cerveau et système nerveux	H	7 173	< 5	0,40	(0,01-2,23)
191-192 Cerveau et système nerveux	T	12 932	< 5	0,96	(0,26-2,45)
193-194 Glandes endocrines	F	7 377	< 5	0,37	(0,01-2,05)
193-194 Glandes endocrines	H	2 829	0	0,00	
193-194 Glandes endocrines	T	10 206	< 5	0,25	(0,01-1,40)
201 Maladie de Hodgkin	F	2 220	0	0,00	
201 Maladie de Hodgkin	H	2 925	< 5	1,38	(0,17-5,00)
201 Maladie de Hodgkin	T	5 145	< 5	0,82	(0,10-2,97)
203 Myélome multiple	F	4 332		1,67	(0,04-9,33)
203 Myélome multiple	H	4 795		5,54 ^d	(1,80-12,93)
203 Myélome multiple	T	9 127	6	3,99 ^d	(1,46-8,68)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	F	13 061		0,40	(0,01-2,23)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	H	14 989		1,21	(0,39-2,82)
200, 202 Lymphomes non hodgkiniens	T	28 050	6	0,91	(0,33-1,97)
204-208 Leucémies	F	8 770	< 5	1,40	(0,29-4,10)
204-208 Leucémies	H	11 266	< 5	0,64	(0,08-2,31)
204-208 Leucémies	T	20 036	5	0,95	(0,31-2,22)

RAPPORTS STANDARDISÉS D'INCIDENCE (SIR) POUR TOUS LES SIÈGES DE CANCER, SHANNON, 1984-2006 (SUITE)

Sièges et regroupements de sièges de cancer (code CIM-9 ^a et libellé)	Sexe	Nombre de nouveaux cas, Province de Québec	Nombre de nouveaux cas observés à Shannon ^e	SIR (observés/attendus)	IC à 95 %
140-208 Tous les sièges (excluant les cancers de la peau sans mélanome) ^b	F	342 328	65	0,98	(0,76-1,25)
140-208 Tous les sièges (excluant les cancers de la peau sans mélanome) ^b	H	368 308	75	0,97	(0,77-1,22)
140-208 Tous les sièges (excluant les cancers de la peau sans mélanome) ^b	T	710 636	140	0,97	(0,81-1,14)

^a Classification internationale des maladies, 9^e révision.

^b Ce regroupement de l'ensemble des sièges de cancer n'est pas associé à une exposition au TCE, mais présenté à titre indicatif seulement.

^c Valeur $p \leq 0,05$.

^d Valeur $p \leq 0,01$.

^e Dans certains cas, le nombre de cas selon le sexe n'est pas présenté afin de préserver la déduction simple des petits effectifs (< 5).

ANNEXE 2

EFFECTIFS DE POPULATION SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE

EFFECTIFS DE POPULATION SELON LE SEXE ET LE GROUPE D'ÂGE

Groupe d'âge (ans)	Sexe	Population de Shannon 1984-2006 (personnes-années)	Population par aire de diffusion 1996-2006 (personnes-années)			
			24220022	24220023	24220024	24220033
0 à 4	Femme	5 505	660	825	165	440
0 à 4	Homme	5 530	660	770	165	385
0 à 4	Total	11 060	1 320	1 595	330	825
5 à 9	Femme	4 560	715	880	385	385
5 à 9	Homme	4 150	605	880	385	495
5 à 9	Total	8 695	1 320	1 760	770	880
10 à 14	Femme	3 105	385	440	440	275
10 à 14	Homme	3 180	385	715	495	330
10 à 14	Total	6 270	770	1 155	935	605
15 à 19	Femme	1 835	165	330	275	220
15 à 19	Homme	2 270	220	330	275	220
15 à 19	Total	4 230	385	660	550	440
20 à 24	Femme	3 785	495	440	55	220
20 à 24	Homme	3 195	495	440	275	220
20 à 24	Total	6 880	990	880	330	440
25 à 29	Femme	5 605	715	880	110	385
25 à 29	Homme	5 770	660	715	165	440
25 à 29	Total	11 400	1 375	1 595	275	825
30 à 34	Femme	4 740	605	770	330	605
30 à 34	Homme	5 790	935	1 045	330	550
30 à 34	Total	10 515	1 540	1 815	660	1 155
35 à 39	Femme	3 655	605	770	440	440
35 à 39	Homme	4 265	770	825	495	550
35 à 39	Total	7 820	1 375	1 595	935	990
40 à 44	Femme	2 520	275	440	550	385
40 à 44	Homme	3 180	440	495	440	440
40 à 44	Total	5 600	715	935	990	825
45 à 49	Femme	1 470	110	220	165	330
45 à 49	Homme	1 640	165	275	275	220
45 à 49	Total	3 160	275	495	440	550
50 à 54	Femme	1 170	55	165	220	220
50 à 54	Homme	1 330	-	165	220	220
50 à 54	Total	2 435	55	330	440	440
55 à 59	Femme	880	-	110	165	110
55 à 59	Homme	940	-	110	110	220
55 à 59	Total	1 835	-	220	275	330
60 à 64	Femme	640	-	110	55	165
60 à 64	Homme	720	-	55	110	220
60 à 64	Total	1 510	-	165	165	385
65 à 69	Femme	515	-	110	110	110
65 à 69	Homme	555	-	110	110	55
65 à 69	Total	1 135	-	220	220	165
70 à 74	Femme	375	-	-	55	55
70 à 74	Homme	350	-	55	55	110
70 à 74	Total	725	-	55	110	165
75 et +	Femme	465	-	165	55	110
75 et +	Homme	370	-	-	55	55
75 et +	Total	860	-	165	110	165

