

Risques de tumeurs de la vessie urinaire chez les pompiers



ÉTUDES ET RECHERCHES

Douglas B. McGregor

R-400

RAPPORT





Solidement implanté au Québec depuis 1980, l'Institut de recherche Robert-Sauvé en santé et en sécurité du travail (IRSST) est un organisme de recherche scientifique reconnu internationalement pour la qualité de ses travaux.

NOS RECHERCHES *travaillent pour vous !*

MISSION

- ▶ Contribuer, par la recherche, à la prévention des accidents du travail et des maladies professionnelles ainsi qu'à la réadaptation des travailleurs qui en sont victimes.
- ▶ Offrir les services de laboratoires et l'expertise nécessaires à l'action du réseau public de prévention en santé et en sécurité du travail.
- ▶ Assurer la diffusion des connaissances, jouer un rôle de référence scientifique et d'expert.

Doté d'un conseil d'administration paritaire où siègent en nombre égal des représentants des employeurs et des travailleurs, l'IRSST est financé par la Commission de la santé et de la sécurité du travail.

POUR EN SAVOIR PLUS...

Visitez notre site Web ! Vous y trouverez une information complète et à jour. De plus, toutes les publications éditées par l'IRSST peuvent être téléchargées gratuitement.
www.irsst.qc.ca

Pour connaître l'actualité de la recherche menée ou financée par l'IRSST, abonnez-vous gratuitement au magazine *Prévention au travail*, publié conjointement par l'Institut et la CSST.

Abonnement : 1-877-221-7046

IRSST - Direction des communications
505, boul. De Maisonneuve Ouest
Montréal (Québec)
H3A 3C2
Téléphone : (514) 288-1551
Télécopieur : (514) 288-7636
publications@irsst.qc.ca
www.irsst.qc.ca

© Institut de recherche Robert-Sauvé
en santé et en sécurité du travail,
mars 2005

Risques de tumeurs de la vessie urinaire chez les pompiers

Douglas B. McGregor, Consultant

ÉTUDES ET RECHERCHES

RAPPORT

Cliquez recherche
www.irsst.qc.ca



Cette publication est disponible
en version PDF
sur le site Web de l'IRSST.

Cette étude a été financée par l'IRSST. Les conclusions et recommandations sont celles de l'auteur.

CONFORMÉMENT AUX POLITIQUES DE L'IRSST

**Les résultats des travaux de recherche publiés dans ce document
ont fait l'objet d'une évaluation par des pairs.**

Risques de tumeurs de la vessie urinaire chez les pompiers

Tumeurs de la vessie urinaire	1
Pompiers - Caractéristiques générales et expositions	3
Études examinées	4
Discussion	10
Conclusion	16
Bibliographie	17
Tableau 1	23

Tumeurs de la vessie urinaire

Les cancers de la vessie représentent environ les deux tiers de tous les cancers des voies urinaires et sont au neuvième rang des cancers les plus répandus à l'échelle mondiale. L'incidence annuelle des nouveaux cas est d'environ 330 000 cas et le nombre de décès causés par cette maladie se situe à plus de 130 000. L'Amérique du Nord compte environ 48 000 nouveaux cas chez les hommes par année (y compris près de 4 000 au Canada). Le cancer de la vessie atteint principalement les hommes blancs plus âgés. Au Canada, le rapport hommes-femmes de l'incidence du cancer de la vessie est d'environ 3:1 et environ 70 % des cas sont diagnostiqués après l'âge de 65 ans (Ferlay et al., 2001)*. Le taux d'incidence standardisé pour l'âge (comparaison à l'échelle mondiale) pour la période de 1988 à 1992 était 24,05 pour les hommes blancs et 11,10 pour les hommes noirs aux États-Unis. Plus de 90 % des cancers diagnostiqués selon un examen histologique sont des carcinomes à cellules transitionnelles. Les autres types de cancer sont par conséquent peu répandus et incluent les adénocarcinomes (6 %), les carcinomes spino-cellulaires (2 %) et les carcinomes à petites cellules (<1 %). La transformation des cellules épithéliales transitionnelles peut donner lieu à un carcinome localisé, qui peut prendre plusieurs formes cliniques, dont une comprend l'invasion de la sous-muqueuse et de la musculature (25 % des cas). Cependant, la majorité des cas (70 %) n'envahissent pas la couche longitudinale et adoptent une forme papillaire.

Le plus important facteur de risque du cancer de la vessie est le tabagisme, présent dans environ 65 % des cas chez les hommes et 30 % des cas chez les femmes (Brennan et al., 2000). Il semble que le tabac séché à l'air (le tabac noir) constitue un plus grand risque que le tabac séché à l'air chaud (le tabac blond). Le risque de cancer

* Note du traducteur – Les références bibliographiques n'ont pas été traduites et sont laissées telles qu'elles apparaissent dans la version anglaise du document. À titre d'exemple, le sigle WHO n'a pas été traduit pas OMS.

de la vessie augmenterait de façon linéaire avec l'augmentation de la durée du tabagisme, avec un rapport de cotes (RC) allant de 1,96 après 20 ans de tabagisme (intervalle de confiance à 95 % [IC] 1,48-2,61) à 5,57 après 60 ans (IC 4,18-7,44). Une relation avec la dose a été observée entre le nombre de cigarettes fumées par jour et le cancer de la vessie jusqu'à une valeur limite de 15 à 20 cigarettes par jour, RC = 4,50 (IC 3,81-5,33), au-delà de laquelle aucune augmentation de risque n'a été observée. Une diminution immédiate du risque de cancer de la vessie a été observée chez ceux qui ne fumaient plus. Cette diminution se situait à plus de 30 % un à quatre ans après avoir cessé de fumer et à plus de 60 % 25 ans après avoir cessé. Toutefois, même après 25 ans, la diminution du risque n'atteignait pas le niveau de ceux qui n'avaient jamais fumé. Des chercheurs ont posé comme hypothèse que l'activité cancérigène de la fumée du tabac sur la vessie est causée par les amines aromatiques qu'elle contient, tels que la benzidine, le 4-aminobiphénol, le 2-naphthylamine et la 4-chloro-*o*-toluidine. Le tabagisme involontaire n'a pas été lié au cancer de la vessie (IARC, 2004). L'utilisation d'analgésiques contenant de la phénacétine, classés par le Centre international de recherche sur le cancer (CIRC, et en anglais *International Agency for Research on Cancer*, IARC) comme cancérigènes pour les humains, *Groupe 1* (IARC, 1987) est une autre exposition non professionnelle qui constitue un risque de cancer de la vessie. La phénacétine a été fabriquée en Amérique du Nord à compter des années 1930, mais elle a été retirée au Canada en 1978 (WHO, 1978). Les résultats des études cas-témoins indiquent de façon constante un lien positif entre le cancer du bassinot du rein et le cancer de la vessie et l'utilisation d'analgésiques contenant de la phénacétine, les risques relatifs variant de 2,4 à plus de 6. Ces liens n'ont pas été expliqués par les possibilités de confusion avec d'autres causes du cancer urothélial, et, lorsqu'on la vérifiait, une relation dose-effet positive était évidente (McCredie et al., 1982, 1983, McLaughlin et al., 1984, Piper et al., 1985, 1986). Le CIRC a également classé la consommation de café parmi les agents cancérigènes causant le cancer de la vessie, mais les preuves ne sont pas convaincantes (*Groupe 2B*, IARC, 1991). Bien que cela ne soit pas un problème au Canada, la vessie est sujette à la néoplasie comme conséquence d'une infection causée par le trématode *Schistosoma haematobium*, classé par le CIRC comme cancérigène humain de *Groupe 1* (IARC, 1994). Bien que d'autres infections et infestations de la vessie n'aient pas reçu le même degré d'attention, l'intérêt que suscite cet agent repose sur le fait qu'il existe des preuves contradictoires selon lesquelles ces infections et infestations peuvent également représenter des risques. Ainsi, Kantor et al. (1984) ont constaté un risque accru lié aux infections des voies urinaires tant chez les hommes que chez les femmes aux États-Unis. Les sujets qui avaient des antécédents comptant au moins trois infections avaient un risque relatif de 2,0, en comparaison de ceux qui ne signalaient aucune infection. Il faut cependant souligner que le lien est plus fort dans le cas du carcinome spino-cellulaire, comme c'est le cas pour le *S. haematobium*.

L'exposition professionnelle aux amines aromatiques, telles que la benzidine et le 2-naphthylamine, a aussi été associée à un risque élevé (Silverman et al., 1996). Parmi les emplois à l'égard desquels un risque accru de cancer de la vessie a été signalé, mentionnons la fabrication et l'utilisation de colorants, la fabrication des amines aromatiques, la peinture, la conduite de véhicules-moteurs et le travail dans les industries du caoutchouc, du cuir et de l'aluminium (analyse de Silverman et al., 1996). Dans certains de ces emplois, il y a manifestement une possibilité d'exposition aux amines aromatiques, mais l'exposition aux hydrocarbures aromatiques

polycycliques (HAP) a également lieu. Les répercussions possibles des HAP sur l'incidence du cancer et la mortalité causée par celui-ci dans diverses industries ont été analysées (Boffetta et al., 1997). Les industries examinées étaient la fabrication de l'aluminium, la gazéification du charbon, la fabrication du coke, les fonderies de fer et d'acier, la distillation du goudron, l'extraction d'huile de schiste, l'imprégnation du bois, les couvertures, le pavage de routes, la fabrication de noir de carbone, la fabrication d'électrodes de carbone, le ramonage de cheminées et la fabrication de carbure de calcium. De plus, l'évaluation a visé les travailleurs exposés aux émissions de moteur diesel. Une forte exposition aux HAP provenant du goudron et du brai comporte un risque substantiel de cancer de la vessie qui n'est pas susceptible d'être causé par d'autres expositions cancérigènes présentes dans les mêmes industries. Cependant, une étude cas-témoins (basée sur la population) sur l'effet de l'exposition soit au benzo[a]pyrène précisément, soit aux HAP en général provenant d'un grand nombre d'expositions professionnelles et environnementales à Montréal n'a donné aucune preuve d'un effet des HAP chez les non-fumeurs ou les fumeurs (Nadon et al., 1995). Boffetta et al. (1997) ont examiné quinze études cas-témoins supplémentaires sur le cancer de la vessie et l'exposition aux HAP et ils ont conclu que celles-ci avaient tendance à signaler des résultats positifs à l'égard de l'exposition aux HAP, bien que seulement deux des 32 rapports de cotes présentés étaient statistiquement significatifs, possiblement en raison du petit nombre de cas dans les différentes catégories d'exposition. Des chercheurs ont précédemment émis l'hypothèse selon laquelle les amines aromatiques (plus particulièrement le 2-naphthylamine) pourraient être les responsables du cancer de la vessie observé dans certaines industries (Armstrong et al., 1986). Cependant, dans les deux études qui portaient sur l'exposition aux HAP provenant de toute source professionnelle (Bonassi et al., 1989; Clavel et al., 1994), après avoir contrôlé l'exposition aux amines aromatiques, les chercheurs ont constaté des risques accrus de cancer de la vessie dans la catégorie d'exposition la plus élevée.

Pompiers – Caractéristiques générales et expositions

La lutte contre les incendies est un travail qui est exigeant mentalement et physiquement et dans lequel les brûlures, les chutes et les lésions causées par les écrasements sont répandues et l'exposition à la fumée et aux autres substances organiques et inorganiques aéroportées sont tenues pour acquises (Gochfeld, 1995). Chez les pompiers, on signale que la plus importante catégorie de lésions non mortelles associées aux incendies est le contact avec les flammes et la fumée (39 %) et que la principale cause de lésion non mortelle chez les jeunes pompiers est l'inhalation de la fumée (FEMA, 1990). Environ 90 % des incendies de bâtiments sont soit éteints ou abandonnés et combattus de l'extérieur dans les cinq à dix minutes, la durée moyenne de l'activité physique intense s'élevant à dix minutes. (Gilman & Davis, 1993).

La lutte contre un incendie se déroule en deux étapes : 1) l'*extinction*, étape au cours de laquelle l'incendie est maîtrisé, et 2) le *nettoyement*, étape qui est initiée lorsque le feu est éteint et que les activités de nettoyage commencent. Bien qu'ils aient à leur disposition des appareils respiratoires autonomes (ARA), les pompiers les utilisent peu à compter du moment où ils arrivent sur les lieux jusqu'au moment où ils les quittent. Dans une étude sur les expositions du service des incendies de la Ville de Montréal, Austin et al., 2001a, ont constaté que les ARA étaient portés environ 50 %

du temps à l'occasion des incendies de bâtiments, mais qu'ils n'étaient portés que 6 % de la durée totale du temps passé à combattre tous les types d'incendies. En règle générale, les pompiers portent un masque lorsqu'ils entrent dans un incendie ou qu'ils « voient de la fumée », mais il leur est difficile de juger le moment où il est sûr pour eux d'enlever le masque et ils le portent rarement pendant la phase de la combustion couvante ou à l'étape du nettoyage. De plus, la communication constitue un élément essentiel et le port du masque rend celle-ci difficile.

Il est reconnu qu'à l'étape du nettoyage, les limites d'exposition de courte durée recommandées peuvent souvent être dépassée, p. ex., pour l'acroléine, le benzène, le monoxyde de carbone, le formaldéhyde, le glutaraldéhyde, le dioxyde d'azote et le dioxyde de soufre (Bolstad-Johnson et al., 2000). Des concentrations significatives de plusieurs substances toxiques, p. ex., le monoxyde de carbone et le benzène, étaient présentes dans l'atmosphère sur les lieux d'incendies véritables lorsque les ARA étaient portés uniquement pendant une partie du temps ou pas du tout, en raison de l'impression de faible intensité de la fumée (Brandt-Rauf et al., 1988, 1989). Dans une étude réalisée sur les incendies municipaux de bâtiments, Austin et al., 2001b, ont constaté que les spectres de composés organiques volatils étaient similaires et remarquables quant à leur simplicité, étant dominés par le benzène, de même que par le toluène et le naphthalène. Les chercheurs ont également relevé que le propylène et le 1,3-butadiène étaient présents dans tous les incendies et ont souvent identifié la présence de styrène et d'autres benzènes alkylés. En effet, seulement 14 composés différents représentaient 75 % du total des substances organiques volatiles mesurées. Ces composés sont le propène, le benzène, les xylènes, le 1-butène/2-méthylpropène, le toluène, le propane, le buta-1,2-diène, le 2-méthylbutane, l'éthylbenzène, le naphthalène, le styrène, le cyclopentène, le 1-méthylcyclopentène et le isopropylbenzène. Ces mêmes composés constituaient environ 65 % de tous les composés organiques volatils des incendies expérimentaux dans lesquels brûlaient divers matériaux que l'on trouve communément dans les incendies de bâtiments (Austin et al., 2001c). Aucun de ces composés n'a été mis en cause à titre d'agent cancérigène de la vessie. Parmi les autres substances dont des quantités ont été mesurées avec une certaine régularité, mentionnons l'acroléine, le monoxyde de carbone, le formaldéhyde, le glutaraldéhyde, le chlorure d'hydrogène, le cyanure d'hydrogène et le dioxyde d'azote (Bolstad-Johnson et al., 2000; Caux et al., 2002). Il peut également y avoir une exposition à l'amiante et à divers métaux, tels que le cadmium, le chrome et le plomb. En outre, il y a presque assurément une exposition aux émissions et aux vapeurs de diesel, de même qu'aux HAP.

Études examinées

Un examen récent des effets latents pour la santé, plus particulièrement les cancers, chez les pompiers (Haas et al., 2003) comprenait plusieurs études examinées ci-après. Haas et al. (2003) ont écarté certaines publications incluses dans l'étude des effets sur le cancer de la vessie pour les motifs suivants : l'analyse recourait aux rapports de mortalité proportionnelle (Feuer & Rosenman, 1986; Burnett et al., 1994; Grimes et al., 1991); elles ne contenaient pas de données sur la durée d'emploi (Hansen, 1990, Baris et al., 2000; Deschamps et al., 1995); ou les études se recoupaient (Heyer et al., 1990 recoupant Demers et al., 1992). Selon les conclusions de Haas et al. (2003), il n'existe aucune preuve convaincante selon laquelle l'emploi de pompier est associé à la mortalité toutes causes confondues, à la mortalité causée par les maladies

coronariennes, le cancer ou les maladies respiratoires. Malheureusement, cette analyse a omis de prendre en compte le document de Baris et al. (2001), une publication particulièrement utile.

Plusieurs études sur la mortalité chez les pompiers ont été réalisées, mais seulement quelques-unes ont identifié de façon spécifique la vessie comme cible possible de la carcinogenèse. Le présent document examine ces (huit) études, malgré les opinions exprimées par Haas et al. (2003).

Le taux de mortalité a été étudié à l'égard de 1 867 pompiers blancs employés par la ville de Buffalo pendant au moins cinq ans, dont au moins une année à titre de pompier entre janvier 1950 et octobre 1979 (Vena & Fiedler, 1987). À la fin de cette période, le statut vital de 99 % des pompiers a été déterminé, avec un résultat de 470 décès observés. Le certificat de décès a été obtenu à l'égard de 94 % des décès observés. Les chercheurs disposaient d'une analyse de 32 858 années-personnes. Les années-personnes classées en catégories de tranches d'âge de cinq ans et multipliées par les taux de mortalité spécifiques des hommes blancs selon les tranches d'âge aux États-Unis ont donné le nombre prévu de décès. Le nombre de décès causés par le cancer, toutes causes confondues, n'était pas différent de celui prévu, le rapport de mortalité standardisé (RMS) étant 1,09 avec un intervalle de confiance à 95 % (IC), 0,89-1,32,. Dans le cas du cancer de la vessie cependant, la mortalité augmentait de façon significative, avec un RMS = 2,86 (IC 1,30-5,40), basé sur neuf décès. Tous ces hommes avaient été employés avant 1930 et la période de latence était d'au moins 30 ans (un décès, 0,9 décès prévu). Le nombre le plus élevé de décès causés par le cancer de la vessie (cinq) apparaît avec des périodes de latence de 40 à 49 ans alors que le taux prévu était 1,1. Les trois autres décès ont connu des périodes de latence de > 50 ans, alors que 0,5 décès était prévu.

Des analyses cas-témoins ont été réalisées dans le cadre d'une étude de surveillance au Massachusetts pour examiner les liens entre la lutte contre les incendies et l'incidence de cancer, le cancer de la vessie étant un des neuf types de cancers étudiés (Sama et al. 1990). Les sujets ont été identifiés à partir des dossiers du registre du cancer de l'État pour la période de 1982 à 1986. Deux populations de référence « non exposées » ont été utilisées : les policiers et les hommes à l'échelle de l'État. Il y avait une augmentation statistiquement significative des rapports de cotes de la mortalité standardisés (RCMS) à l'égard du cancer de la vessie chez les pompiers en comparaison soit du groupe de référence des hommes à l'échelle de l'État, RCMS_h = 1,59 (IC 1,02-2,50) ou du groupe de référence des policiers, RCMS_p = 2,11 (IC 1,07-4,14).

Les taux de mortalité calculés visaient 3 066 pompiers qui avaient été employés à San Francisco, en Californie, entre 1940 et 1970 (Beaumont et al., 1991). Le statut vital a été vérifié jusqu'en 1982 et les rapports de taux (RT) ont été calculés au moyen des taux de décès aux États-Unis pour des fins de comparaison. Parmi 1 186 décès, on trouvait 236 décès causés par le cancer, à peu près tel que prévu, RT = 0,95 (0,84-1,08). Dans les cas du cancer de la vessie, le rapport de taux était plus faible que prévu, mais pas de façon significative, avec RT = 0,57 (0,19-1,35), basé sur cinq décès.

Le taux de mortalité chez 4 546 hommes employés comme pompiers à Seattle et à Tacoma, dans l'État de Washington, et à Portland, en Oregon, aux États-Unis, pendant au moins un an entre 1944 et 1979, a été comparé au taux de mortalité national pour les hommes (h) aux États-Unis et à celui des policiers (p) dans les mêmes villes (Demers et al., 1992). Entre 1945 et 1989, la population étudiée a subi 1 169 décès, dont 291 décès causés par le cancer. Il n'y avait pas de risque excessif de mortalité due au cancer : $RDI_p = 0,97$ (IC, 0,67-1,33), $RMS_h = 0,91$ (IC, 0,85-1,07), ou de cancer de la vessie en particulier : $RDI_p = 0,16$ (0,02-1,24), $RMS_h = 0,23$ (0,03-0,83). À l'instar de la plupart des autres études sur les pompiers, cette étude s'est appuyée sur les certificats de décès pour obtenir les renseignements sur la cause de décès.

Le même groupe de chercheurs a réalisé une étude ultérieure sur le cancer chez les pompiers en réduisant la portée de l'étude aux villes de Seattle et de Tacoma, Washington, É.-U., ce qui leur a permis d'utiliser les données du registre des tumeurs, plutôt que les certificats de décès, pour 2 447 pompiers (Demers et al., 1994). Pour les pompiers de Seattle, il a été possible de déterminer la durée de service actif, ce qui a été utilisé comme mesure de substitution de l'exposition cumulative aux produits de combustion des incendies. Aucune exposition ne leur a été attribuée pour les années passées à exécuter des tâches administratives ou des services de soutien. Pour les pompiers de Tacoma, les chercheurs ont dû utiliser le nombre total d'années d'emploi parce que tous ne faisaient pas l'objet d'un dossier identifiant la date de début et de cessation de tâches spécifiques. La population de l'étude a été suivie pendant 16 ans (de 1974 à 1989) et l'incidence de cancer a été comparée à celle de 1 878 policiers dans les mêmes villes. La population de l'étude comptait 244 décès causés par le cancer. Il n'y avait pas de risque excessif de mortalité attribuable au cancer : $RIS_p = 1,0$ (IC 0,8-1,3), $RIS_h = 1,1$ (IC 0,9-1,2), pas plus qu'il n'y avait de risque excessif de cancer de la vessie en particulier statistiquement important : $RIS_p = 1,7$ (0,7-4,3), $RIS_h = 1,2$ (0,7-1,9). Les RIS ont également été calculés en fonction de la durée d'exposition pendant l'emploi, mais ils n'ont pas révélé de lien sous-jacent de risque avec une augmentation de la valeur de substitution de l'exposition.

Une étude de cohorte historique a été réalisée pour tous les pompiers employés entre 1927 et 1987 à Edmonton et Calgary, en Alberta (Guidotti, 1993). Même les durées d'emploi brèves (< 1 an) étaient justifiées au motif qu'une bonne part de la première année est passée à la formation avec une exposition considérable à la fumée et à l'utilisation d'appareils respiratoires. Un indexeur des occasions d'exposition, reflétant les estimations de durée relative passée à proximité d'incendies par catégorie d'emploi, a été appliqué pour raffiner les données d'exposition en fonction des années de service. Voici les pondérations appliquées : lieutenant et capitaine = 1,0; officier responsable de la sécurité ou de la formation = 0,2; chef de district ou pompier volontaire = 0,1; emploi administratif ou autres postes ne comportant pas la lutte contre les incendies active = 0,0. Les pompiers ont été suivis pendant 64 983 années-personnes et le statut vital a été établi pour 3 193 pompiers, comprenant 370 décès, dont 92 causés par le cancer. Ces résultats présentent une augmentation importante du risque à l'égard de tous les cancers, avec un rapport de mortalité standardisé (RMS) = 1,14 (IC 1,02-1,55)¹, basé sur les 92 cas. Dans le cas des cancers de la vessie, le RMS = 3,16 (0,86-8,08), basé sur quatre cas. Trois des quatre cas visaient des hommes qui

¹ Rapport de risques (intervalle de confiance à 95 %)

avaient joint le service des incendies avant 1920, le dernier ayant joint le service dans les années 1940. Le cas le plus précoce est apparu au moins 30 ans après l'entrée en service, le risque maximum se situant entre 40 et 49 ans après l'entrée en service.

Une étude de cohorte de 5 414 pompiers du Toronto métropolitain, en Ontario, a visé tous les employés qui avaient travaillé pendant au moins six mois à n'importe quel moment entre 1950 et 1989 (Aronson et al., 1994). Les décès et causes de décès ont été obtenus au moyen du couplage d'enregistrements informatisés. Le suivi a porté sur 114 008 années-personnes. Le nombre moyen d'années de suivi et celui d'années d'emploi étaient 21 et 20, respectivement. L'incidence de tous les cancers combinés n'était pas élevée, RMS = 1,05 (IC 0,91-1,20), basé sur 199 cas. Le RMS pour le cancer de la vessie était 1,28 (0,51-2,63), basé sur sept cas. Une partie des données a également été analysée après leur stratification selon le nombre d'années depuis la première exposition et le nombre d'années d'emploi, mais la quantité de données sur le cancer de la vessie était insuffisante pour réaliser cette analyse.

Burnett et al., 1994, ont réalisé une enquête particulièrement vaste sur la fréquence de la mortalité par cancer chez les pompiers. Malheureusement, celle-ci a uniquement fait l'objet d'une brève communication (bien qu'il soit possible d'obtenir les détails complets auprès des auteurs). Il s'agissait d'une étude sur la mortalité proportionnelle chez les pompiers blancs dans 27 États américains de 1984 à 1990, en utilisant les données du système national de surveillance de la mortalité professionnelle, le *National Occupational Mortality Surveillance System*. Les chercheurs ont relevé 5 744 décès, dont 1 636 avaient été causés par le cancer. Le rapport de mortalité proportionnelle (RMP) augmentait de façon statistiquement significative pour tous les cancers combinés, RMP = 1,10 (IC 1,06-1,14), ainsi que pour la partie des sujets dont l'âge du décès était < 65 ans, RMP = 1,12 (IC 1,04-1,21). Pour tous les décès attribuables au cancer de la vessie, le RMP = 0,99 (0,70-1,38), basé sur 37 décès et pour les décès à < 65 ans, le RMP = 1,01 (0,46-1,93), basé sur neuf cas. Le faible nombre de décès sous l'âge de 65 ans fait ressortir l'observation répandue selon laquelle le cancer de la vessie est principalement une maladie des personnes âgées. Le point fort de cette étude repose sur le très grand nombre de décès attribuables au cancer. Ses points faibles (que d'autres études de ce genre partagent) ont été énumérés par les auteurs et, parce que ces points s'appliquent à n'importe quelle étude de ce genre, ils ont été repris dans la rubrique intitulée « Discussion ».

Une étude connexe est celle réalisée par Ma et al., 1998, qui ont utilisé une base de données qui recoupait celle de Burnett et al., 1994, mais dont l'objectif visé consistait à examiner la possibilité de différences selon l'origine raciale en matière de mortalité attribuable au cancer. De plus, bien que la base de données ait couvert une période plus longue de trois ans, soit jusqu'en 1993, certaines données ont été perdues parce que trois États ont été retirés de l'étude (l'Alaska, New York et la Pennsylvanie). Les chercheurs ont relevé 6 607 décès, dont 1 817 étaient causés par le cancer. Malgré que l'objectif convenu était une comparaison selon l'origine raciale, il y avait que 66 décès par cancer chez les Noirs comparativement à 1817 cas chez les Blancs.. Pour tous les cancers combinés chez les Blancs, le rapport de cotes de la mortalité (RCM) = 1,1 (IC 1,1-1,2), basé sur 1 817 décès, alors que chez les Noirs, le RCM = 1,2 (IC 0,9-1,5), basé sur 66 décès. Pour les décès causés par le cancer de la vessie chez les Blancs, le RCM = 1,2 (0,9-1,6), basé sur 48 décès, tandis qu'un seul cas de cancer de la vessie a été inscrit chez les Noirs. Vraisemblablement, l'importance du

chevauchement avec l'étude de Burnett et al., 1994, indique que ces études ne peuvent être jugées comme des études entièrement indépendantes sur le cancer de la vessie.

Bates et al., 2001, ont réalisé une étude de cohorte historique de tous les pompiers rémunérés en Nouvelle-Zélande de 1977 à 1995. Les données provenaient du registre de tous les pompiers tenu par la *United Fire Brigades Association* de Nouvelle-Zélande (UFBA), principalement pour confirmer l'admissibilité aux récompenses associées à l'ancienneté. La cohorte de l'étude a été établie en tenant compte de toute personne figurant dans la base de donnée de l'UFBA qui avait travaillé à titre de pompier pendant au moins un an et qui avait été rémunérée pour au moins une journée dans la période visée par l'étude. Les données anonymes sur le cancer et la mortalité provenaient du *Health Information Service* de Nouvelle-Zélande. Les données sur la population générale, selon l'âge et le sexe, ont été obtenues pour des tranches de cinq ans des années de recensement entre 1971 et 1996. La cohorte définitive comptait 4 305 pompiers (4 221 hommes, 84 femmes). La durée de suivi de la cohorte pour le cancer était de 62 366 années-personnes chez les hommes et 691 années-personnes chez les femmes. Le rapport d'incidence standardisé (RIS) pour tous les cancers combinés chez les hommes n'était pas élevé, RIS = 0,95 (IC 0,8-1,1), basé sur 118 cas. L'incidence de cancer de la vessie chez les hommes était 1,14 (0,4-2,7), basée sur cinq cas.

Du point de vue des mesures d'exposition, de la durée de la cohorte historique et de la durée du suivi, l'étude sur les pompiers de Philadelphie, de 1925 à 1986, réalisée par Baris et al., 2001, est particulièrement précieuse. Les chercheurs ont fait une comparaison avec la population générale d'hommes blancs des États-Unis. En règle générale, les 7789 pompiers étaient embauchés à la fin de la vingtaine et travaillaient en moyenne pendant 18 ans, avec une durée moyenne de suivi de 26 ans. Ceci représentait 204 821 années-personnes de suivi au cours desquelles il y a eu 2 220 décès, dont 500 causés par le cancer. Ainsi, cette étude comportait une population d'étude sur le cancer représentant environ 30 % de la taille de l'étude de Burnett et al., 1994 ou de Ma et al., 1998. Voici les mesures d'exposition utilisées :

1. la durée d'emploi (≤ 9 ans; 10 – 19 ans; ≥ 20 ans);
2. le type d'emploi dans le corps de pompiers (uniquement le véhicule; uniquement l'échelle; véhicule et échelle);
3. l'année de l'embauche (avant 1935; 1935-1944; après 1944);
4. le nombre cumulatif d'incendies (faible, $\leq 3\,323$; moyen, $\geq 3\,323$ et $\leq 5\,099$; élevé, $> 5\,099$, c.-à-d., moins que la moyenne, \geq moyenne et $\leq 75^{\text{e}}$ percentile, et $\geq 75^{\text{e}}$ percentile);
5. le nombre cumulatif d'incendies (faible, $\leq 3\,191$; élevé, $> 3\,191$);
6. le nombre d'incendies au cours des cinq premières années comme pompier (faible, ≤ 729 ; élevé, > 729);
7. les incendies à vie avec exposition au diesel (pas d'exposition; exposition faible, 1 – 259 incendies; exposition moyenne, 260 – 1 423 incendies; élevée, $\geq 1\,423$ incendies).

Le risque global de mortalité attribuable au cancer de la vessie n'augmentait pas de façon significative chez les pompiers, avec RMS = 1,25 (0,77-2,00), basé sur 17 décès et ne présentait aucun lien avec la durée d'emploi, le RMS le plus élevé étant pour le sous-groupe employé pendant une période de 10 à 19 ans, RMS = 1,48 (0,70-3,09), basé sur sept décès. La première année d'emploi avant 1935 comportait l'indication la

plus forte d'un lien avec le risque de cancer de la vessie, RMS = 1,71 (0,94-3,08), basé sur onze des 17 décès. La durée d'emploi de ≥ 20 ans ne présentait pas de risque accru, RMS = 1,01 (0,45-2,25), basé sur six décès. Le risque de cancer de la vessie n'augmentait pas chez les pompiers qui travaillaient uniquement dans les équipes dédiées aux camions, RMS = 0,53 (0,17-1,65), basé sur trois décès, bien que le risque était plus élevé pour les équipes dédiées aux échelles, RMS = 1,81 (0,45-7,23). Cette évaluation n'était basée que sur deux décès et n'était pas statistiquement significative. L'analyse des données d'exposition décrites par le nombre cumulatif d'incendies à n'importe quel poste (pompier, lieutenant ou capitaine), ce nombre étant désigné comme faible, moyen ou élevé, était basée sur des chiffres qui constituaient des résultats trop peu significatifs pour le cancer de la vessie. Par contraste, il y avait un risque accru de mortalité attribuable au cancer de la vessie associé au nombre élevé (> 729) d'incendies au cours des cinq premières années d'emploi, RR = 2,59 (0,46-14,59), basé sur quatre des six décès.

Études examinées mais non retenues pour l'évaluation

Outre les études énumérées dans le tableau 1 et décrites ci-dessus, le présent évaluateur a examiné trois groupes d'études sur l'épidémiologie du cancer parmi les pompiers. Parmi celles-ci, mentionnons les suivantes :

1. Cinq études mentionnaient des cancers qui pourraient inclure les cancers de la vessie sous les appellations cancers génito-urinaires ou cancers des voies urinaires (Musk et al., 1978; Eliopoulos et al., 1984; Grimes et al., 1991; Giles et al., 1993; Deschamps et al., 1995). Parmi celles-ci, une présentait un risque substantiellement accru de cancer génito-urinaire dans une cohorte de pompiers de Honolulu, à Hawaï, avec un rapport de mortalité proportionnelle de 2,28 (1,28-4,06) (Grimes et al., 1991) et une autre étude affichait une augmentation élevée, mais non importante sur le plan statistique, dans une cohorte à Paris, en France, avec un rapport de mortalité standardisé de 3,29 (0,40-11,88), ce résultat n'étant basé que sur deux cas (Deschamps et al., 1995). Les trois autres études ne révélaient aucun risque remarquable de cancer génito-urinaire : il s'agit d'une étude réalisée en Australie occidentale : RSMP = 1,08 (0,29-2,76) (Eliopoulos et al., 1984), d'une étude à Victoria, en Australie : rapport d'incidence standardisé = 1,02 (0,28-2,62) (Giles et al., 1993) et d'une étude à Boston, au Massachusetts, avec un total de 367 décès attribuables au cancer, avec un rapport de mortalité standardisé de 0,92 pour les cancers génito-urinaires combinés (Musk et al., 1978).

2. Les études suivantes n'ont pas signalé de cancer de la vessie (ou encore l'incidence de cancer de la vessie était nulle) :

Mastromatteo, 1959, 34 décès causés par le cancer;

Williams et al., 1977, entrevues de 58 % des 13 179 cas de cancer dans huit régions des É.-U.;

Feuer & Rosenman, 1986, 23 décès causés par le cancer;

Hansen, 1990, 21 décès causés par le cancer;

Heyer et al., 1990, 92 décès causés par le cancer;

Tornling et al., 1994, incidence de cancer de 127;

Lee et al., 1996, 1 439 décès causés par le cancer dans 24 États des É.-U.;

Ide, 1998, huit diagnostics de tumeurs malignes.

3. Les études suivantes sont des études cas-témoins chez les pompiers qui ont examiné d'autres cancers que les cancers de la vessie (Morton & Marjanovic, 1984; Demers et al., 1993; Bates & Lane, 1995; Delahunt et al., 1995; Figgs et al., 1995; Finkelstein, 1995).

Discussion

1. *Problèmes d'évaluation*

a. *L'effet du travailleur en bonne santé*

Chez les pompiers, le taux de mortalité tend à être plus faible que dans la population générale, du moins pendant les premières années d'emploi. Il se peut que les pompiers de première ligne constituent une population active particulièrement sujette à l'effet du travailleur en bonne santé, puisqu'il semble que les pompiers chez qui des symptômes apparaissent tôt dans leur carrière peuvent être affectés à d'autres tâches que celles liées à la lutte contre les incendies (Guidotti & Clough, 1992). Cette hypothèse s'appuie sur la fréquence plus élevée de maladies respiratoires non spécifiques chez les pompiers qui ne combattent pas les incendies (Peters et al., 1974). Selon Guidotti, 1995, l'effet du travailleur en bonne santé semble important pendant les quelque 20 premières années d'emploi, en grande partie en raison d'une diminution des maladies cardiovasculaires, mais cet effet semble disparaître avec un emploi de plus longue durée. Un biais de ce genre, s'il en est, est plus susceptible de toucher d'autres catégories de maladies que le cancer. Dans l'étude de Baris et al., 2001, le RMS pour toutes les causes de décès diminuait de façon importante pendant le neuf premières années et après 20 ans d'emploi, mais pas pour la période de durée d'emploi de dix à 19 ans. Ces changements semblent en grande partie causés par des changements dans les RMS pour les maladies circulatoires et les cardiopathies ischémiques. Selon l'hypothèse de Guidotti, 1995, l'effet du travailleur en bonne santé après une longue durée d'emploi pourrait être causé par le retrait des travailleurs (parce qu'ils deviennent inaptes) de l'exposition aux facteurs de risque qui les prédisposent à une mortalité précoce.

b. *Comparaison de l'exposition entre les études*

En examinant les études sur les pompiers dans différentes parties du monde, avec l'intention d'appliquer les résultats à une région particulière, il faut reconnaître que la définition des catégories d'exposition peut varier grandement d'une étude à une autre. Ainsi, dans l'étude de Baris et al, 2001, la définition d'un nombre cumulatif peu élevé d'incendies à Philadelphie visait $\leq 3\ 323$ incendies, tandis que dans l'étude de Tornling et al., 1994, la catégorie du nombre cumulatif le plus élevé d'incendies à Stockholm était $> 1\ 000$ incendies. Voilà des taux d'exposition très différents et pourtant la durée moyenne d'emploi dans l'étude réalisée à Philadelphie s'élevait à 18 ans, alors que 61 % des pompiers de l'étude réalisée à Stockholm travaillaient

jusqu'à la retraite, avec 69 % du total ayant commencé leur emploi avant l'âge de 25 ans (la durée moyenne de l'emploi n'était pas indiquée). Cette comparaison fait également ressortir la difficulté liée à l'utilisation de la durée d'emploi à titre de valeur de substitution pour l'exposition.

c. *Présentation des données*

D'autres caractéristiques des études examinées sont les points faibles des études de mortalité proportionnelle. Burnett et al. (1994) les définissent et les énumèrent comme suit : la possibilité d'inexactitude des renseignements figurant aux certificats de décès, particulièrement à l'égard d'un groupe professionnel reconnu pour prendre une retraite anticipée et occuper d'autres emplois; l'absence d'information sur les facteurs de confusion tels que le tabagisme et la consommation d'alcool; l'absence de renseignements sur la durée d'emploi ou les expositions professionnelles possibles. Les mesures proportionnelles peuvent induire en erreur parce que leur dénominateur commun est le nombre total de cas ou de décès, toutes causes confondues, et non pas les causes faisant l'objet de l'étude. De plus, la méthode d'estimation du risque selon le RMP surestimera le risque si le taux global de décès du groupe professionnel est faible, comme cela peut être le cas pour les pompiers (DeCouflé et al., 1980). Si cette supposition se révèle exacte, alors ces réserves s'appliqueraient aux études de Grimes et al. (1991) et de Burnett et al. (1994) dans lesquelles les données ont été exprimées sous forme de RMP. Pour obtenir les rapports de cotes de la mortalité (RCM) utilisés par Ma et al. (1998), les nombres prévus ont été calculés en utilisant toutes les causes de décès, à l'exception du cancer, dans la même base de données de la mortalité professionnelle d'où provenaient les décès chez les pompiers. À l'instar de l'observation relativement aux RMP, cette mesure s'appuie sur les renseignements que contiennent les certificats de décès et a par conséquent tendance à être faussée en raison de la mauvaise classification à la fois de la cause de décès et de l'exposition.

2. *Critères étiologiques*

La base de données formée des études examinées a été interprétée selon des critères étiologiques largement reconnus, soit les suivants :

1. la constance de la relation observée;
2. la force de la relation;
3. la séquence temporelle des événements;
4. la relation dose-effet;
5. la spécificité de la relation;
6. la plausibilité de la relation observée sur le plan biologique;
7. les preuves expérimentales.

Un effet constant doit être observé dans plusieurs études réalisées dans différentes populations, à des moments différents. Une seule étude ne peut jamais donner de preuves définitives d'une relation. La force de la relation (la taille du risque relatif) est également importante pour tirer des conclusions sur les causes, de même que la séquence temporelle exacte d'exposition et d'effet et la relation dose-effet. De plus, l'effet devrait être spécifique après une exposition donnée et être plausible sur le plan biologique.

Sept des 16 études ont exprimé une augmentation du risque relatif de cancer de la vessie :

Vena & Fiedler (1987), RMS 2,86 (IC 1,30-5,40);

Sama et al. (1990), RCMSp 2,11 (IC 1,07-4,14), RCMSH 1,59 (IC 1,02-2,50);

Guidotti (1993), RMS 3,16 (IC 0,86-8,08);

Aronson et al. (1994) RMS 1,28 (0,51-2,63);

Demers et al. (1994) RIS_(policiers) 1,7 (IC 0,7-4,3), RIS_(hommes, pop. générale) 1,2 (IC 0,7-1,9);

Ma et al. (1998) RCM_(hommes blancs) 1,2 (IC 0,9-1,6);

Baris et al. (2001) RMS 1,25 (IC 0,77-2,00).

De plus, deux études ont constaté une augmentation du risque de cancers génito-urinaires ou des voies urinaires (qui peuvent ou non inclure le cancer de la vessie) :

Grimes et al. (1991), RMP 2,28 (IC 1,28-4,06);

Deschamps et al. (1995) RMS 3,29 (IC 0,40-11,88).

Parmi les sept études qui restent, cinq affichaient des rapports de risques s'approchant de l'unité et seulement deux présentaient des rapports de risques substantiellement inférieurs à 1 :

Beaumont et al. (1991) RMS 0,57 (0,19-1,35) et

Demers et al. (1992) RDI 0,16 (IC 0,02-1,24), RMS 0,23 (IC 0,03-0,83).

Ces deux dernières études se sont appuyées sur les renseignements figurant sur les certificats de décès, une source d'information que Demers et al. (1994) ont ultérieurement jugée inférieure aux données des registres de tumeurs.

Dans l'ensemble, les données présentent une constance directionnelle raisonnable, bien que les effets observés n'étaient pas étendus. Un point important dont il faut tenir compte est qu'en règle générale, le nombre de cas était faible. L'étude de Ma et al. (1998), dont l'analyse portait sur 48 hommes blancs, comptait le nombre le plus élevé de cas de cancers de la vessie, avec RCM = 1,2; l'analyse de Burnett et al. (1994) visait 37 hommes, avec RMP = 0,99; celle de Sama et al. (1990) portait sur 26 cas, avec RCMSp = 2,11 et RCMSH = 1,59; celle de Demers et al. (1994) comptait 18 cas avec RISp = 1,7 et RISH = 1,2; et celle de Baris et al. (2001) visait 17 hommes, avec RMS = 1,25. Le nombre de cas qui restaient dans les études individuelles était inférieur à 10.

En règle générale, les relations observées étaient faibles, bien que deux des valeurs de RMS étaient > 2 (Vena & Fiedler, 1987; Guidotti, 1993) et des considérations temporelles indiquaient clairement qu'une exposition potentielle prolongée précédait la découverte de la maladie.

Un problème général dans les études sur les pompiers est le fait que les chercheurs s'appuient sur le nombre d'années d'emploi à titre de valeur de substitution des expositions réelles aux incendies, entraînant très vraisemblablement des erreurs de classification. Par conséquent, le nombre d'années d'emploi peut ne pas constituer un fondement sûr pour décrire les relations dose-effet. Austin et al., 2001a, offrent de telles preuves, car seulement 66 % des membres du personnel du service de pompiers étaient dans les faits des pompiers de première ligne et plusieurs d'entre eux ont été déplacés à des postes où il y avait absence d'exposition avant la fin de leur carrière. Dans cette même étude, les chercheurs ont établi une bonne corrélation entre le

nombre d'incendies combattus et le temps passé sur les lieux des incendies, et ils ont conclu que le nombre d'incendies constituerait une meilleure valeur substitutive pour l'exposition que le nombre d'années travaillées comme pompiers. Toutefois, les chercheurs ont également constaté que le nombre d'incendies peut surestimer ou sous-estimer de façon importante la durée du temps passé sur les lieux d'un incendie. La durée du temps passé sur les lieux d'un incendie est donc la valeur de substitution privilégiée. Dans un exemple, deux équipes comptaient presque le même nombre d'incendies, mais l'une y passait 1,72 fois plus de temps que l'autre. Ces résultats vont à l'encontre de l'opinion de Guidotti & Goldsmith (2002) qui déconseillent de façon spécifique l'utilisation des affectations d'emploi ou du nombre cumulatif d'alertes d'incendie auxquelles les pompiers ont été assignés comme mesures d'exposition (selon eux, le seul fondement utile est la durée d'emploi). Dans les études examinées dans ce document, Baris et al. (2001) ont non seulement utilisé la durée d'emploi, mais ils ont également estimé le nombre cumulatif d'incendies et le nombre d'incendies au cours des cinq premières années en tant que pompier. Cette dernière estimation de l'exposition a été divisée en deux groupes, soit faible et élevée et le risque relatif était plus élevé dans la catégorie comptant le nombre élevé d'incendies (risque relatif : 2,59). Cependant, ni le nombre cumulatif d'incendies (trois catégories), ni la durée d'emploi (trois catégories) n'ont présenté une augmentation du risque avec l'augmentation de la mesure de substitution de l'exposition. Par conséquent, les preuves d'un lien provenant d'une relation dose-effet sont faibles. De l'avis du présent évaluateur, l'année du premier emploi à titre de pompier, que plusieurs études ont utilisée, dont celle de Baris et al. (2001), représente plus une mesure de latence qu'une mesure d'exposition, puisque les catégories d'emploi sont susceptibles d'avoir changé au fil des ans.

Compte tenu des preuves établies de manière indépendante selon lesquelles les HAP constituent probablement un risque de cancer de la vessie (voir la rubrique intitulée Tumeurs de la vessie urinaires ci-dessus) et de l'exposition certaine des pompiers aux HAP dans le cadre de leur travail, l'hypothèse selon laquelle le cancer de la vessie peut découler des expositions qui surviennent dans ce travail est plausible sur le plan biologique. Les études de cancérogénicité expérimentales ont clairement et très souvent indiqué la cancérogénicité des mélanges de HAP, de même que celle des substances individuelles de la catégorie de produits chimiques (analyse et résumé dans WHO, 1998). Toutefois, l'induction de tumeurs (habituellement chez les rats et les souris) a été démontrée sur la peau, dans le système respiratoire, dans le préestomac et dans le petit intestin, sans résultat exceptionnel dans le cas de l'induction expérimentale de tumeurs de la vessie urinaire par les HAP.

3. *Latence*

La latence représente un important facteur à prendre en compte. La latence est le délai entre la première exposition au supposé facteur de risque et le diagnostic clinique. Cependant, dans plusieurs études épidémiologiques, l'intervalle de temps le plus long entre la première exposition et le décès est le seul renseignement disponible. Selon une règle souvent adoptée, la période de latence pour une tumeur solide est d'environ 20 ans, avec la réserve que ce nombre d'années peut varier et qu'il peut être réduit sous l'influence d'une exposition forte. En principe, il est possible d'établir des estimations plus fiables de la latence à partir d'expositions qui entraînent des augmentations de risque non équivoques et confirmées dans des études

indépendantes. Ceux qui travaillaient avec des colorants et les utilisateurs de teintures avaient subi de telles expositions avant l'interdiction de l'utilisation industrielle du 2-naphthylamine et de la benzidine, à l'égard de laquelle des risques relatifs de > 10 ont souvent été signalés pour atteindre des valeurs de > 1000 au sein des populations les plus exposées (Meigs et al., 1986). Chez les travailleurs du secteur des colorants en Italie, le délai moyen entre la première exposition et le décès causé par le cancer de la vessie était de 25 ans, variant de 12 à 41 ans (Decarli et al., 1985; Piolatto et al., 1991; Rubino et al., 1982). Les chercheurs ont également observé une relation inverse entre l'âge de la première exposition et l'ampleur du risque : ceux qui avaient été employés avant l'âge de 25 ans présentaient un risque relatif de 200. De plus, le risque relatif diminue au fil du temps à compter de la dernière exposition.

Par contraste, les expositions dans les salles de cuves Söderberg dans l'industrie de l'aluminium du Québec ont indiqué des risques relatifs beaucoup plus faibles, mais les périodes de latence ne semblent pas plus longues que dans les industries de la teinture. Thériault et al. (1984) ont constaté que les risques relatifs selon la durée d'emploi étaient les suivants : 1,0 pour < 1 an, 1,9 pour 1 à 9 ans, 3,0 pour 10 à 19 ans, 3,2 pour 20 à 29 ans et 4,5 pour > 30 ans, une tendance statistiquement significative. Selon une méta-analyse des résultats tirés systématiquement de 40 études auprès des ouvriers de fonderie, l'estimation sommaire de risque du cancer de la vessie est 1,11 (Gaertner & Thériault, 2002). Ces études incluaient trois populations d'ouvriers particulièrement importantes avec de bons renseignements sur les expositions et à l'égard desquelles les données ont été divisées selon la durée d'emploi. Selon une de ces études, une vaste étude de cohorte sur la mortalité chez les ouvriers de fonderie danois, la durée d'emploi de 20 ans ou plus entraînait un risque accru. Une autre étude était une étude cas-témoins des ouvriers de fonderie allemands dans laquelle le risque augmentait après 30 ans d'emploi. La troisième étude importante, une étude sur l'incidence en Suède, n'a pas relevé de tendance dose-effet ni de risque accru de cancer de la vessie chez les ouvriers de fonderie d'aluminium.

Les études épidémiologiques directement pertinentes peuvent sans doute mieux refléter la latence d'un type de tumeur donné selon des situations d'exposition particulières. Dans le cas du cancer de la vessie chez les pompiers, il existe trois sources d'information potentiellement meilleures : les études sur la mortalité chez les pompiers de Buffalo, à New York (Vena & Fiedler, 1987), d'Alberta (Guidotti, 1993) et de Philadelphie, en Pennsylvanie (Baris et al., 2001). Cependant, aucune de ces études ne comportait la possibilité de contrôler le tabagisme. Dans l'ensemble, les fumeurs semblent avoir un risque deux à trois fois plus élevé que les non-fumeurs (voir l'introduction), et par conséquent, le tabagisme est un facteur de confusion potentiel, particulièrement lorsque les risques sont faibles.

Dans les deux études réalisées à Buffalo et en Alberta, la première indication d'une augmentation du RMS a été observée chez les hommes qui avaient travaillé pendant au moins 30 ans. Le risque maximum a été observé > 50 ans après l'entrée en service à Buffalo et entre 40 et 49 ans après l'entrée en service en Alberta. À Philadelphie, sur un total de 17 cas, quatre cas se sont produits après ≤ 9 ans (RMS = 1,36, IC à 95 % 0,51 – 3,61); sept cas se sont produits pendant la durée d'emploi de 10 à 19 ans (RMS = 1,48, IC à 95 % 0,70 – 3,09); et les six autres cas se sont produits dans la durée d'emploi ≥ 20 ans de service (RMS = 1,01, IC à 95 % 0,45 – 2,25). Ainsi, aucune augmentation de risque statistiquement significative n'a été constatée et bien que les

deux études de Vena & Fiedler (1987) et de Guidotti (1993) laissent supposer une période de latence d'au moins 30 ans, cette estimation est basée sur de très petits nombres. En outre, les données de l'étude de Baris et al. (2001), à Philadelphie, sur la durée d'emploi ne pouvaient présenter aucune indication sur la latence parce qu'il n'y a aucune indication significative selon laquelle les expositions qui ont eu lieu pendant l'emploi à titre de pompiers sont responsables des cancers de la vessie au sein de cette population. Par conséquent, les preuves provenant des expositions chez les pompiers laissent supposer des périodes de latence d'au moins 30 ans pour le cancer de la vessie, périodes similaires aux périodes de latence que les études sur d'autres expositions laissent supposer, ou plus longues que celles-ci. Cette estimation est basée sur un très petit nombre de cas et le délai pour établir un diagnostic sera évidemment plus court.

4. *Marche à suivre pour en arriver à une conclusion*

Les mesures à suivre pour en arriver à une conclusion concernant la manière dont une maladie particulière devrait être traitée par un organisme d'indemnisation sont les suivantes :

1. identifier les dangers, en se fondant sur une évaluation des études disponibles;
2. poser un jugement sur la question de savoir s'il est plus probable qu'improbable que l'exposition est la cause de la maladie au sein de cette population;
3. prendre en compte les caractéristiques d'une personne donnée pour vérifier si ce jugement peut être appliqué sans le modifier ou s'il devrait être modifié, dans un sens ou dans l'autre.

a. *Nomenclature utilisée par le Centre international de recherche sur le cancer [CIRC, (International Agency for Research on Cancer, IARC)]*

Les preuves les plus solides (*suffisantes*, selon les termes du CIRC) d'un lien de causalité sont celles d'un lien positif établi entre l'exposition et le cancer humain dans les études (veuillez remarquer l'emploi du pluriel) dans lesquelles le hasard, les biais et les facteurs de confusion ont été écartés avec un niveau de confiance raisonnable. Des preuves plus faibles (*limitées*, selon les termes du CIRC) d'un lien de causalité sont celles qui estiment qu'un lien de causalité est crédible, sans pouvoir écarter le hasard, les biais et les facteurs de confusion avec un niveau de confiance raisonnable. Les preuves sont jugées *inadéquates* lorsqu'il n'y a pas de données ou lorsque la qualité, la constance ou l'efficacité statistique des études disponibles sont insuffisantes pour permettre de tirer une conclusion concernant la présence ou l'absence d'un lien de causalité. Ces termes sont utilisés dans le contexte de l'identification des dangers et non pas dans celui de l'évaluation des risques.

b. *Fraction étiologique*

Une autre méthode proposée pour en arriver à un jugement selon lequel il est « plus probable qu'improbable » (*more likely than not*) qu'une maladie soit causée par une exposition professionnelle est l'utilisation de la « fraction étiologique », c'est-à-dire le (risque relatif – 1)/risque relatif. Si le risque relatif (RR) est > 2,0, alors l'exigence en

matière d'effets nuisibles causés par la toxicité est alors jugée atteinte (Muscat & Huncharek, 1989)². Ce critère a été utilisé plus récemment en rapport avec les pompiers (Guidotti, 1995), mais des conditions moins strictes ont été également appliquées (Guidotti & Goldsmith, 2002, qui citent aussi le Comité des normes en matière de maladies professionnelles de la Commission des accidents du travail de l'Ontario, 1994). Les deux dernières études semblent avoir établi un rapport de mortalité standardisé de 1,7.

Conclusion

Il est possible que les expositions que subit un pompier augmentent le risque de cancer de la vessie. Selon les termes du CIRC, les preuves seraient *limitées*, parce que la vraisemblance d'une mauvaise classification de l'exposition, le faible nombre de cas, et malgré que les résultats de différentes études semblent pointer dans une même direction, peu d'études présentent des résultats comportant une signification statistique et ces études n'incluaient pas celles qui étaient potentiellement les plus instructives (Demers et al., 1994 et Baris et al., 2001). En termes d'attribution d'une fraction étiologique, l'étude de Baris et al. (2001) ne présente pas un RMS de 2,0, ni même de 1,7, ce qui serait suffisant selon certaines études. De plus, dans l'étude de Demers et al. (1994), le RIS n'atteint que 1,7 lorsque les policiers étaient le groupe de comparaison, alors que le RIS était 1,2 lorsque les hommes des mêmes comtés constituaient le groupe de comparaison. On ne peut donc pas automatiquement présumer que le cancer de la vessie d'un pompier est le résultat de son emploi.

L'application de ces indicateurs arbitraires de causalité à une personne à partir d'un processus qui étudie les populations n'écarte pas la nécessité de faire preuve de sagesse et de jugement. De plus, des facteurs supplémentaires peuvent modifier une situation particulière. Ceux-ci incluent l'examen de l'exposition du pompier telle que définie par les facteurs suivants :

1. idéalement, la durée de temps que la personne a passé aux incendies;
2. le nombre cumulatif d'incendies pour cette personne;
3. le nombre cumulatif d'incendies pour l'équipe/l'unité/la station au sein de laquelle la personne travaillait;
4. la durée et la catégorie d'emploi, ce dernier facteur étant la valeur de substitution la moins convenable pour l'exposition.

Les facteurs supplémentaires qui doivent être pris en compte incluent également les caractéristiques individuelles de la personne, puisqu'elles peuvent indiquer si son risque est plus élevé ou plus faible que celui de la population en général. Le plus important de ces facteurs est le tabagisme. Dans le cadre de l'analyse de la causalité du cancer de la vessie, le potentiel de la valeur de confusion du tabagisme doit faire en sorte qu'il annule toute demande d'indemnisation présentée en raison d'un emploi

² Parmi les questions qui semblent demeurer sans réponse, il y a les questions de savoir si (1) le RR lui-même devrait être > 2,0, alors que l'ampleur de l'intervalle de confiance à 95 % n'a pas d'importance; (2) le RR devrait avoir un intervalle de confiance plus faible de > 1 et un intervalle qui inclut 2,0; (3) le RR devrait être lui-même > 2,0 et l'intervalle de confiance plus faible devrait être > 1; ou (4) le RR devrait avoir un intervalle de confiance plus faible que > 2,0. De l'avis du présent évaluateur, la question (1) n'est pas assez délimitée et la question (4) trop exigeante, alors que les questions (2) et (3) sont toutes deux compatibles avec l'exigence traditionnelle en matière de signification statistique. Les tribunaux décideront sans doute laquelle sera choisie.

comme pompier; la demande d'une personne qui n'a jamais fumé serait plus solide. D'autres facteurs qui peuvent jeter des doutes à l'égard d'une demande d'indemnisation sont l'utilisation passée d'analgésiques contenant de la phénacétine ainsi que des antécédents d'infections des voies urinaires. L'absence d'exposition à l'un de ces facteurs renforcerait une demande d'indemnisation.

Bibliographie

- Armstrong, B.G., Tremblay, C.G., Cyr, D. et al. (1986) Estimating the relationship between exposure to tar volatiles and the incidence of bladder cancer in aluminium smelter workers. *Scand. J. Work Environ. Health*, **12**, 486-493
- Aronson, K.J., Tomlinson, G.A. & Smith, L. (1994) Mortality among fire fighters in Metropolitan Toronto. *Am.J.Ind.Med.*, **26**, 89-101
- Austin, C.C., Dussault, G. & Ecobichon, D.J. (2001a) Municipal firefighter exposure groups, time spent at fire and use of self-contained breathing apparatus. *Am.J.Ind.Med.*, **40**, 683-692
- Austin, C.C., Wang, D., Ecobichon, D.J. & Dussault, G. (2001b) Characterization of volatile organic compounds in smoke at municipal structural fires. *J.Toxicol.Environ.Hlth. Part A*, **63**, 437-458
- Austin, C.C., Wang, D., Ecobichon, D.J. & Dussault, G. (2001c) Characterization of volatile organic compounds in smoke at experimental fires. *J.Toxicol.Environ.Hlth. Part A*, **63**, 191-206
- Baris, D., Garrity, T.J., Telles, J.L., Heineman, E.F., & Hoar-Zahm, S. (2000) A cohort mortality study of Philadelphia firefighters. *Fire Engineering*, Feb. 2000, 107-124
- Baris, D., Garrity, T.J., Telles, J.L., Heineman, E.F., Olshan, A. & Zahm, S.H. (2001) Cohort mortality study of Philadelphia firefighters. *Am. J. Ind. Med.*, **39**, 463-476
- Bates, J.T. (1987) Coronary artery disease in the Toronto fire department. *J.Occup.Med.*, **29**, 132-135
- Bates, M.N. & Lane, L. (1995) Testicular cancer in fire fighters: a cluster investigation. *N.Z.Med.J.*, **108**, 334-337
- Bates, M.N., Fawcett, J., Garrett, N., Arnold, R., Pearce, N. & Woodward, A. (2001) Is testicular cancer an occupational disease of fire fighters? *Am.J.Ind.Med.*, **40**, 263-270
- Beaumont, J.J., Chu, G.S.T., Jones, J.R., et al. (1991) An epidemiologic study of cancer and other causes of mortality in San Francisco firefighters. *Am.J.Ind.Med.*, **19**, 357-372
- Boffetta, P., Jourenkova, N. & Gustavsson, P. (1997) Cancer risk from occupational and environmental exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons. *Cancer Causes Control*, **8**, 444-472

- Bolstad-Johnson, J.M., Burgess, J.L., Crutchfield, C.D., Storment, S., Gerkin, R. & Wilson, J.R. (2000) Characterization of firefighter exposures during fire overhaul. *Am.Ind.Hyg.Assoc.*, **61**, 636-641
- Bonassi, S., Merlo, F., Pearce, N. & Puntoni, R. (1989) Bladder cancer and occupational exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons. *Int.J.Cancer*, **44**, 648-651
- Brandt-Rauf, P.W., Fallon, L.F., Tarantini, T., Idema, C. & Andrews, L. (1988) Health hazards of firefighters: exposure assessment. *Br.J.Ind.Med.*, **45**, 606-612
- Brandt-Rauf, Cosman, B., P.W., Fallon, L.F., Tarantini, T. & Idema, C. (1989) Health hazards of firefighters: exposure assessment. *Br.J.Ind.Med.*, **46**, 209-211
- Brennan P., Bogillot, O., Cordier, S., Greiser, E., Schill, W., Vineas, P., Lopez-Abente, G., Tzonou, A., Chang-Claude, J., Bolm-Audorff, U., Jockel, K.H., Donato, F., Serra, C., Wahrendorf, J., Hours, M., T'Mannertje, A., Kogevinas, M. & Boffettea, P. (2000) Cigarette smoking and bladder cancer in men: a pooled analysis of 11 case-control studies. *Int.J.Cancer*, **86**, 289-294
- Burnett, C.A., Halperin, W.E., Lalich, N.R. & Sestito, J.P. (1994) Mortality among fire fighters: a 27 state survey. *Am.J.Ind.Med.*, **26**, 831-833
- Caux, C., O'Brien, C. & Viau, C. (2002) Determination of firefighter exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons and benzene during fire fighting using measurement of biological indicators. *Appl. Occup. Environ. Hyg.*, **17**, 379-386
- Clavel, J., Mandereau, L., Limasset, J.C., Hémon, D., Cordier, S. (1994) Occupational exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons and the risk of bladder cancer: a French case-control study. *Int.J.Epidemiol.*, **23**, 1145-1153
- DeCouflé, P., Thomas, T.L. & Pickle, L.W. (1980) Comparison of the proportionate mortality ratio and standardized mortality ratio risk measures. *Am.J.Epidemiol.*, **111**, 263-269
- Decarli, A., Peto, J., Piolatto, G. & La Vecchia, C. (1985) Bladder cancer mortality of workers exposed to aromatic amines: analysis of models of carcinogenesis. *Br J Cancer*, **51**, 707-712.
- Delahunt, B., Bethwaite, P.B. & Nacey, J.N. (1995) Occupational risk for renal cell carcinoma. A case-control study based on the New Zealand Cancer Registry. *Br.J.Urol.*, **75**, 578-582
- Demers, P.A., Checkoway, H., Vaughan, T.L. et al. (1994) Cancer incidence among firefighters in Seattle and Tacoma, Washington (United States). *Cancer Causes Control*, **5**, 129-135
- Demers, P.A., Heyer, N.J. & Rosenstock, L. (1992) Mortality among firefighters from three northwestern United States cities. *Br.J.Ind.Med.*, **49**, 664-670

- Demers, P.A., Vaughan, T.L., Koesell, T.D. et al. (1993) A case-control study of multiple myeloma and occupation. *Am.J.Ind.Med.*, **23**, 629-639
- Deschamps, S., Momas, I. & Festy, B. (1995) Mortality amongst Paris fire-fighters. *Eur. J. Epidemiol.*, **11**, 643-646
- Eliopoulos, E., Armstrong, B.K., Spickett, J.T. & Heyworth, F. (1984) Mortality of fire fighters in Western Australia. *Br.J.Ind.Med.*, **41**, 183-187
- FEMA (1990) Fire in the United States. Federal Emergency Management Agency. 500 C St. S.W., Washington, DC
- Ferlay, J., Bray, F., Parkin, D.M. & Pisani, P. (eds.) (2001) *Globocan 2000: Cancer Incidence and Mortality Worldwide (IARC Cancer Bases No. 5)*, Lyon, IARC Press
- Feuer, E. & Rosenman, K. (1986) Mortality in police and firefighters in New Jersey. *Am.J.Ind.Med.*, **9**, 517-527
- Figgs, L.W., Dosemeci, M. & Blair, A. (1995) United States non-Hodgkin's lymphoma surveillance by occupation 1984-1989: a twenty-four state death certificate study. *Am.J.Ind.Med.*, **27**, 817-835
- Finkelstein, M.M. (1995) Occupational associations with lung cancer in two Ontario cities. *Am.J.Ind.Med.*, **27**, 127-136
- Gaertner, R.R.W. & Thériault (2002) Risk of bladder cancer in foundry workers: a meta-analysis. *Occup. Environ. Med.*, **59**, 655-663
- Giles, G., Staples, M. & Berry, J. (1993) Cancer incidence in Melbourne metropolitan fire brigade members, 1980-1989. *Health Rep.*, **5**, 33-38
- Gilman, W. & Davis, P. (1993) Fitness requirements for firefighters. *Nat.Fire Prot.Assoc.J.*, Feb./Mar.:68.
- Gochfeld, M. (1995). Fire and pyrolysis products, In *Environmental Medicine* S.Brooks, M. Gochfeld, J. Herzstein, M. Schenker & R. Jackson (eds.). Mosby Inc. St.Louis. pp. 470-478
- Grimes, G., Hirsch, D. & Borgeson, D. (1991) Risk of death among Honolulu fire fighters. *Hawaii Med.J.*, **50**, 82-85
- Guidotti, T.L. (1993) Mortality of urban firefighters in Alberta, 1927-1987. *Am.J.Ind.Med.*, **23**, 921-940
- Guidotti, T.L. (1995) Occupational mortality among firefighters: assessing the association. *J.Occup. Environ. Med.*, **37**, 1348-1356
- Guidotti, T.L. & Clough, V.M. (1992) Occupational health concerns of firefighting. *Ann.Rev.Public Health*, **13**, 151-171

- Guidotti, T.L. & Goldsmith, D.F. (2002) *Report to the Workers Compensation Board of Manitoba on the association between selected cancers and the occupation of firefighter*. 29pp.
- Haas, N.B., Gochfeld, M., Robson, M.G. & Wartenberg, D. (2003) Latent health effects in firefighters. *Int.J.Occup.Environ.Health*, **9**, 95-103
- Hansen, E.S. (1990) A cohort study on the mortality of firefighters. *Br.J.Ind.Med.*, **47**, 805-809
- Heyer, N., Weiss, N.S., Demers, P. & Rosenstock, L. (1990) Cohort mortality study of Seattle fire fighters: 1945-1983. *Am.J.Ind.Med.*, **17**, 493-504
- IARC (1986) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 38, *Tobacco Smoking*, Lyon, 421 pp.
- IARC (1987) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Supplement 7, *Overall Evaluations of Carcinogenicity: An Updating of IARC Monographs Volumes 1-42*, Lyon, 440 pp
- IARC (1989) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 46, *Diesel and Gasoline Engine Exhausts and some Nitroarenes*, Lyon, 458 pp.
- IARC (1991) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 51, *Coffee, Tea, Mate, Methylxanthines and Methylglyoxal*, Lyon, 513 pp
- IARC (1994) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 61, *Schistosomes, Liver Flukes and Helicobacter pylori*, Lyon, 270 pp
- IARC (1995) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 63, *Dry-cleaning, Some Chlorinated Solvents and Other Industrial Chemicals*, Lyon, 558 pp.
- IARC (2004) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 83, *Tobacco Smoke and Involuntary Smoking*, Lyon, IARC Press
- Ide, C.W. (1998) Failing firefighters: A survey of causes of death and ill-health retirement in serving firefighters in Strathclyde, Scotland, from 1985-94. *Occup.Med.*, **48**, 381-388
- Kantor, A.F., Hartge, P., Hoover, R.N. et al. (1984) Urinary tract infection and risk of bladder cancer. *Am.J.Epidemiol.*, **119**, 510-515
- L'Abbé, K.A. & Tomlinson, G.A. (1992) *Fire fighters in metropolitan Toronto: summary of the mortality study*. Industrial Disease Standards Panel, Toronto, Canada. pp 1-15
- Landis, S.H., Murray, T., Bolden, S. & Wingo, P.A. (1999) Cancer statistics, 1999. *CA Cancer J. Clin.*, **49**, 8-31
- Lee, D., Dosemeci, M. & Fleming, L.E. (1996) Cancer mortality in US firefighters: 1984-1991. *Am.J.Epidemiol.*, **143**, S18.

- Ma, F., Lee, D.J., Fleming, L.E. & Dosemeci, M. (1998) Race-specific cancer mortality in US firefighters: 1984-1993. *J.Occup.Env.Med.*, **40**, 1134-1138
- McCredie, M., Ford, J.M., Taylor, J.S. & Stewart, J.H. (1982) Analgesics and cancer of the renal pelvis in New South Wales. *Cancer*, **49**, 2617-2625
- McCredie, M., Stewart, J.H., Ford, J.M. & MacLennan, R.A. (1983) Phenacetin-containing analgesics and cancer of the bladder or renal pelvis in women. *Br. J. Urol.*, **55**, 220-224
- McLaughlin, J.K., Mandel, J.S., Blot, W.J., Schuman, L.M., Mehl, E.S. & Fraumeni, J.F., Jr (1984) A population-based case-control study of renal cell carcinoma. *J. Natl Cancer Inst.*, **72**, 275-284
- Mastromatteo, E. (1959) Mortality in city firemen. II A study of mortality in firemen of a city fire department. *Arch. Environ.Health*, **20**, 227-233
- Meigs, J.W., Marrett, L.D., Ulrich, F.U. & Flannery, J.T. (1986) Bladder tumor incidence among workers exposed to benzidine: a thirty-year follow-up. *J Natl Cancer Inst*, **76**, 1-8.
- Morton, W. & Marjanovic, D. (1984) Leukemia incidence by occupation in the Portland-Vancouver metropolitan area. *Am.J.Ind.Med.*, **6**, 185-205
- Musk, A.W., Monson, R.R., Peters, J.M. & Peters, R.K. (1978) Mortality among Boston firefighters, 1915-1975. *Br.J.Ind.Med.*, **35**, 104-108
- Muscat, J.E. & Huncharek, M.S. (1989) Causation and disease: biomedical science in toxic tort litigation. *J. Occup. Med.*, **31**, 997-1002
- Nadon, L., Siemiatycki, J., Dewar, R., Krewski, D. & Gérin, M. (1995) Cancer risk due to occupational exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons *Am. J. Ind. Med.*, **28**, 303-324
- Parkin, D.M., Whelan, S.L., Ferlay, J., Raymond, L. & Young, J. (eds.) (1997) *Cancer Incidence in Five Continents, Vol. VII (IARC Scientific Publication No. 143)*, Lyon, IARC Press
- Peters, J.M., Theriault, G.P., Fine, L. & Wegman, D.H. (1974) Chronic effect of firefighting on pulmonary function. *N.Engl.J.Med.*, **291**, 1320-1322
- Piolatto, G., Negri, E., La Vecchia, C., Pira, E., Decarli, A. & Peto, J. (1991) Bladder cancer mortality of workers exposed to aromatic amines: an updated analysis. *Br J Cancer*, **63**, 457-459.
- Piper, J.M., Tonascia, J. & Matanoski, G.M. (1985) Heavy phenacetin use and bladder cancer in women aged 20 to 49 years. *New Engl J. Med.*, **313**, 292-295
- Piper, J.M., Matanoski, G.M. & Tonascia, J. (1986) Bladder cancer in young women. *Am. J. Epidemiol.*, **123**, 1033-1042

- Rubino, G.F., Scansetti, G., Piolatto, G. & Pira, E. (1982) The carcinogenic effect of aromatic amines: an epidemiological study on the role of o-toluidine and 4,4'-methylene bis (2-methylaniline) in inducing bladder cancer in man. *Environ Res*, **27**, 241-254.
- Sama, S.R., Martin, T.R., Davis, L.K. & Kriebel, D. (1990) Cancer incidence among Massachusetts firefighters, 1982-1986. *Am.J.Ind.Med.*, **18**, 47-54
- Silverman, D.T., Morrison, A.S. & Devesa, S.S., (1996) Bladder cancer. In: Scottenfeld, D., Fraumeni, F.J. (eds.) *Cancer Epidemiology and Prevention*, Oxford, New York, Oxford University Press, 1156-1179
- Thériault, G., Tremblay, C., Cordier, S. & Gingas, S. (1984) Bladder cancer in the aluminium industry. *Lancet*, **I**, 947-950
- Tornling, G., Gustavsson, P. & Hogstedt, C. (1994) Mortality and cancer incidence in Stockholm fire fighters. *Am.J.Ind.Med.*, **25**, 219-228
- Vena, J.E. & Fiedler, R.C. (1987) Mortality of a municipal-worker cohort: IV. Fire fighters. *Am.J.Ind.Med.*, **11**, 671-684
- WHO (1978) *Drug Information—July-September 1978*, Geneva, p. 20
- WHO (1998) *Selected Non-heterocyclic Polycyclic Aromatic Hydrocarbons Environmental Health Criteria 202*. Geneva, 883pp.
- WHO (2003) *World Cancer Report*. Stewart, B.W. & Kleihues, P. (eds.). Lyon, IARC Press, pp. 261-264.
- Williams, R.R., Stegens, N.L. & Goldsmith, J.R. (1977) Associatios of cancer site and type with occupation and industry from the third National Cancer Survey interview. *J.Nat. Cancer Inst.*, **59**, 1147-1185

***Tableau 1. Résumé des caractéristiques et des résultats des études sur la relation entre l'exposition professionnelle des pompiers et le cancer.**

Référence	Base de l'étude et type	Groupe de référence	Nombre	Risque* (niveau de confiance ou niveau de signification à 95 %)	Ajustements et commentaires
Musk et al., 1978	Pompiers à Boston, Massachusetts Cohorte de 1915-1975	Hommes du Massachusetts	5 655 pompiers, 367 décès causés par le cancer	Cancers génito-urinaires combinés, RMS = 0,92, non précisé	Aucune analyse du lien dose-effet. Information provenant des certificats de décès. 104 561 années-personnes au travail; 38 414 années-personnes à la retraite.
Eliopoulos et al., 1984	Pompiers en Australie occidentale, 1939-1978	Hommes d'Australie occidentale	990 pompiers, 30 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMS = 1,09 (0,74-1,56) Cancers génito-urinaires, RMPS = 1,08 (0,29-2,76)	Aucune analyse de relation dose-effet. Information provenant des certificats de décès. 16 876 années-personnes.
Vena & Fiedler, 1987	Pompiers à Buffalo, New York, 1950-1979	Hommes blancs américains	102 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMS = 1,09 (0,89-1,32) Vessie, 9, RMS = 2,86 (1,30-5,40) Durée d'emploi < 10 ans Vessie, 1, RMS = 5,00 10 – 19 ans Vessie, 0 20 – 29 ans Vessie, 1, RMS = 1,25 30 – 39 ans Vessie, 3, RMS = 2,14 > 40 ans Vessie, 4, RMS = 5,71	Gradient dans le RMS avec les années de service pour tous les cancers, le cancer du colon et le cancer de la vessie. 32 858 années-personnes.
Sama et al., 1990	Pompiers du Massachusetts, 1982-1986	Policiers du Massachusetts (p); hommes blancs du Massachusetts (h)	315 décès causés par le cancer	Tous les cancers n'ont pas été inscrits. Vessie, 26, RCMSp = 2,11 (1,07-4,14) RCMSh = 1,59 (1,02-2,50)	Données du registre de cancer.
Beaumont et al., 1991	Pompiers à San Francisco, Californie, 1940-1982	Hommes blancs américains	3 066 pompiers, 236 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RR = 0,95 (0,84-1,08) Vessie, 5, RR = 0,57 (0,19-1,35)	Analyse de la relation dose-effet non concluante. Nombre d'années-personnes non indiqué.
Grimes et al., 1991	Pompiers à Honolulu, Hawaï, 1969-1988	Hommes à Hawaï	205 décès, incluant 58 décès causés	Tous les cancers, RMP = 1,19 (0,96-1,49) Cancers génito-urinaires, RMP = 2,28 (1,28-4,06)	Étude fondée sur la proportionnalité. Petit nombre de cancers individuels. Analyse selon les années-personnes non

			par le cancer		présentée.
Demers et al., 1992	Pompiers à Seattle, Tacoma, Washington et Portland, Oregon, É.-U., 1945-1989	Policiers dans les mêmes villes (p) Hommes blancs américains (h)	4 401 pompiers, 291 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 291, RDI _p = 0,97 (0,67-1,33) RMS _h = 0,91 (0,85-1,07) Vessie, 2, RDI = 0,16 (0,02-1,24) RMS = 0,23 (0,03-0,83)	122 852 années-personnes pour les trois villes. Données provenant des certificats de décès (comparer avec Demers et al., 1994).
Giles et al., 1993	Pompiers à Melbourne, Australie, 1980-1989	Hommes de Victoria	2 865 pompiers, 50 cas de cancer	Tous les cancers, 50, RIS = 1,13 (0,84-1,48) Voies urinaires, RIS = 1,02 (0,28-2,62)	20 853 années-personnes d'observation. Analyse de la relation dose-effet non significative.
Guidotti, 1993	Pompiers à Edmonton et Calgary, Alberta, 1927-1987	Hommes en Alberta	3 328 pompiers, 92 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 94, RMS = 1,27 (1,02-1,55) Vessie, 4, RMS = 3,16 (0,86-8,08)	Suivi de 96 % de la cohorte pour 64 983 années-personnes. Pondération des années de service et des estimations du temps passé sur les lieux d'un incendie selon la catégorie d'emploi : lieutenant, capitaine pompier = 1; sécurité/formation = 0,2; chef de district = 0,1; travail de bureau = 0,0. Analyse de la relation dose-effet non concluante.
Aronson et al., 1994	Pompiers à Toronto, Ontario, 1959-1989	Hommes en Ontario	5 414 pompiers, 199 décès causés par le cancer 7 cancers de vessie	Tous les cancers, 199, RMS = 1,05 (0,91-1,20) Vessie, RMS = 1,28 (0,51-2,63)	Suivi de 114 008 années-personnes. Analyse de la relation dose-effet non significative.
Burnett et al., 1994	Pompiers dans 27 États des É.-U., 1984-1990	Hommes morts dans les mêmes 27 États aux É.-U.	Nombre de pompiers non déclaré. 1 636 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 1 636, RMP = 1,10 (1,06-1,14) < 65 ans, 663, RMP = 1,12 (1,04-1,21) Vessie, 37, RMP = 0,99 (0,70-1,37) <65 ans, 9, RMP = 1,01 (0,46-1,93)	Étude fondée sur la proportionnalité. Nombre de cas important, mais aucun renseignement sur les facteurs de confusion possibles, la durée d'emploi ou les expositions professionnelles.
Demers et al., 1994	Pompiers à Seattle, Tacoma, Washington, É.-U., 1974-1989	Policiers dans les mêmes villes (p). Hommes dans les mêmes comtés (h).	2 447 pompiers, 244 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 224, RIS _p = 1,0 (0,8-1,3) RIS _h = 1,1 (0,9-1,2) Vessie, 18, RIS _p = 1,7 (0,7-4,3) RIS _h = 1,2 (0,7-1,9) Durée d'emploi avec exposition < 10 ans Vessie, 4, RIS = 2,2 (0,6-5,6)	Données des registres du cancer (comparer avec Demers et al., 1992).

				10 – 19 ans Vessie, 2, RIS = 0,9 (0,1-4,6) 20 – 29 ans Vessie, 9, RIS = 1,0 (0,4-1,8) ≥ 30 ans Vessie, 3, RIS = 1,6 (0,3-4,8)	
Deschamps et al., 1995	Pompiers à Paris, France, 1977-1991	Hommes dans la population générale de la France; taux de cancer selon l'âge et la cause	830 pompiers, 18 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 18, RMS = 0,89 (0,53-1,40) Cancers génito-urinaires, 2, RMS = 3,29 (0,40-11,88)	
Ma et al., 1998	Étude sur les rapports de cotes de la mortalité des certificats de décès de pompiers pour des risques de cancers spécifiques dans 24 États des É.-U., 1984-1993	Hommes morts pour d'autres raisons que le cancer	6 607 décès de pompiers, 1 883 décès causés par le cancer (1 817 Blancs, 66 Noirs)	BLANCS Tous les cancers, 1 817, RCM = 1,1 (1,1-1,2) Vessie, 48, RCM = 1,2 (0,9-1,6) NOIRS Tous les cancers, 66, RCM = 1,2 (0,9-1,5) Vessie, 1, RCM = 1,3	Nombre peu élevé pour certains cancers chez les Blancs, nombre peu élevé pour presque tous les cancers chez les Noirs, entraînant l'instabilité des RCM. Données similaires à celles de Burnett et al., 1994, mais prolongées de trois ans et exclusion de trois États; points forts et points faibles similaires.
Bates et al., 2001	Étude de cohorte historique de tous les pompiers en Nouvelle-Zélande, 1977-1995	Hommes morts du cancer au cours de la même période à l'échelle de la Nouvelle-Zélande	4 221 pompiers	Tous les cancers, 118, RIS = 0,95 (0,8-1,1) Vessie, 5, RIS = 1,14 (0,4-2,7)	58 709 années-personnes. Les données <u>n'incluent pas</u> 2/4 cas de cancer des testicules survenus dans le groupe de Wellington (Bates & Lane, 1995). Les résultats (notamment pour le cancer des testicules) ne changent pas avec l'analyse de la période de 1990-1996 (la base de données des registres du cancer est plus complète à compter de 1990 environ).
Baris et al., 2001	Étude de cohorte historique sur la mortalité des pompiers de Philadelphie employés entre 1925 et 1986	Hommes de la population générale des É.-U.	7 789 pompiers, 2 220 décès	Tous les cancers, 500, RMS = 1,10 (1,00-1,20) Vessie, 17, RMS = 1,25 (0,77-2,00) Durée d'emploi ≤ 9 ans Vessie, 4, RMS = 1,36 (0,51-3,61) 10 – 19 ans Vessie, 7, RMS = 1,48 (0,70-3,09) ≥ 20 ans	204 821 années-personnes de suivi. Ainsi, l'étude la plus importante disponible à ce jour. Les causes proviennent des certificats de décès. Meilleures estimations de l'exposition parce que outre la durée d'emploi, la cohorte a été analysée selon l'affectation professionnelle et, plus important encore, le nombre

				<p>Vessie, 6, RMS = 1,01 (0,45-2,25) Année d'embauche (1925-1986) Avant 1935 Vessie, 11, RMS = 1,71 (0,94-3,08) 1935-1944 Vessie, 5, RMS = 1,17 (0,49-2,81) Après 1944 Vessie, 11, RMS = 0,35 (0,05-2,43) Nombre cumulatif d'incendies Faible (<3 323 incendies) Vessie, 4, RMS = 1,20 (0,44-3,18) Moyen (≥3 323 & <5 099 incendies) Vessie, 1, RMS = 0,50 (0,07-3,56) Élevé (≥5 099 incendies) Vessie, 1, RMS = 0,54 (0,08-3,81) Nombre d'incendies pendant les cinq premières années comme pompier Faible (≤729 incendies) Tous les cancers, 171, RR = 1,00 Vessie, 2, RR = 1,00 Élevé (>729 incendies) Tous les cancers, 169, RR = 1,05 Vessie, 4, RR = 2,59 (0,46-14,59)</p>	d'incendies.
--	--	--	--	---	--------------