

Facteurs personnels influant sur la concordance entre les évaluations d'un expert et les autoévaluations de répondants relatives à une exposition professionnelle

Heather K Neilson, Andrea Sass-Kortsak, WY Wendy Lou et James T Purdham

Résumé

Cette étude visait à établir les facteurs personnels influant sur la concordance entre les évaluations d'un expert et les auto-évaluations de répondants concernant une exposition professionnelle passée. Les données épidémiologiques ont été recueillies dans le cadre d'une étude cas/témoins sur le cancer de la prostate, menée en communauté de 1995 à 1998. Nous avons comparé les autoévaluations des répondants et les évaluations de l'expert, relativement à l'exposition/la non-exposition par contact cutané ou par ingestion aux hydrocarbures aromatiques polycycliques (HAP), en nous appuyant sur les emplois occupés le plus longtemps et en excluant les évaluations concordantes quant à la « non-exposition ». Le taux de concordance entre les évaluations des répondants et de l'expert était de 53,9 % (N = 1 038); la surévaluation étant plus fréquente que la sous-évaluation pour ce qui est de l'expert (31,8 % contre 14,4 %). Dans des modèles de régression logistique multidimensionnels, le statut professionnel de col blanc était significativement associé à la surévaluation (rapport de cotes [RC] = 0,142; intervalle de confiance [IC] à 95 % = 0,095 à 0,211; cols bleus c. cols blancs), tandis que l'âge était associé à la sous-évaluation (RC = 1,077; IC à 95 % = 1,043 à 1,112; pour une année d'âge ajoutée). Ni la satisfaction professionnelle ni la perception du risque ne semblaient avoir d'effet de confusion sur d'autres associations. Dans les études à venir, les cas de surévaluation chez les cols blancs pourraient être évités en offrant des définitions plus claires de l'exposition, et le rappel de l'exposition chez les répondants âgés pourrait être amélioré grâce à l'utilisation d'aides mnémoriques.

Mots clés : mesures épidémiologiques, opinion d'expert, modèles logistiques, exposition professionnelle, questionnaires, études rétrospectives

Introduction

Lorsqu'il s'agit de concevoir des études cas/témoins en communauté axées sur l'étiologie d'une maladie chronique, le choix de la méthode convenant le mieux pour évaluer l'exposition constitue un défi de taille pour les épidémiologistes. Même si la validité¹⁻³ et la fiabilité⁴ des évaluations fondées sur des rapports d'« expertise » sont considérées comme étant supérieures à celles des évaluations fondées sur d'autres méthodes, les évaluations d'expert n'ont pas toujours

été utilisées par le passé et peuvent ne pas être envisageables en raison de contraintes financières⁵. La qualité de cette démarche peut en outre varier dans les communautés⁶ où les « experts » sont souvent définis de façon subjective.

L'autoévaluation de l'exposition est une solution de rechange logique à l'évaluation par un expert. Même si cette méthode continue d'être utilisée en autonomie⁷⁻¹⁰, elle a également été employée par des experts¹¹ et de concert avec des matrices d'exposition professionnelle¹², afin de

faciliter l'évaluation de l'exposition. Dans le contexte de la recherche rétrospective, les données d'autoévaluations peuvent être obtenues de manière uniforme d'une industrie à l'autre, ce qui n'est pas le cas des mesures de l'hygiène du travail, qui sont soit inexistantes, soit d'une qualité variant en fonction du moment où les mesures ont été prises et de la raison de ces mesures^{13,14}. Contrairement aux méthodes faisant appel à l'utilisation de titres de poste ou de matrices d'exposition professionnelle, l'autoévaluation fournit des estimations personnelles de l'exposition. Malgré ces avantages, les rapports n'ont décrit que le degré de reproductibilité des autoévaluations de l'exposition, qui varie de passable à considérable^{15,16} et les écarts importants observés dans les valeurs quant à la fiabilité inter-méthodes¹⁷⁻²⁰; on note que, dans une étude, les travailleurs ne se rappelaient que de 2,6 % des expositions signalées par un expert²⁰.

S'il est possible de mieux comprendre les facteurs influant sur la validité et la fiabilité des autoévaluations de l'exposition, alors il en va de même pour les études antérieures fondées sur des autoévaluations. De la même façon, dans les études à venir, la validité des estimations du risque dérivées d'autoévaluations pourrait être améliorée par des ajustements du plan des questionnaires et des décisions éclairées en matière d'analyse de données.

Plusieurs tentatives ont eu lieu pour déterminer les facteurs influents^{15,17,18,20-23}. Il se peut que dans certaines études les facteurs de confusion^{15,17,24} n'aient pas été contrôlés adéquatement ou qu'il ait été

Coordonnées des auteurs

Heather K Neilson, Alberta Cancer Board, Tom Baker Cancer Center, Calgary (Alberta) Canada

Andrea M Sass-Kortsak, Department of Public Health Sciences, Université de Toronto (Ontario) Canada

WY Wendy Lou, Department of Public Health Sciences, Université de Toronto (Ontario) Canada

James T Purdham, Department of Public Health Sciences, Université de Toronto (Ontario) Canada

Correspondance : Heather K Neilson, Tom Baker Cancer Center, Division of Population Health and Information, 1331-29th Street NW, Calgary (Alberta) Canada T2N 4N2; télécopieur : (403) 270-8003; courriel : heathnei@cancerboard.ab.ca

impossible d'établir une distinction entre la sous-évaluation et la surévaluation de l'exposition^{15,21,22}, lorsque chaque cas pouvait être associé à des facteurs différents. Même si, logiquement, les attitudes comme la perception du risque et le degré de satisfaction professionnelle peuvent mener à une sous-évaluation ou à une surévaluation de l'exposition, nous n'avons trouvé aucune étude examinant les attitudes dans ce contexte.

Notre étude avait pour but de déterminer les caractéristiques personnelles qui accroissent le risque d'une erreur de classement de l'exposition dans le cadre d'une étude cas/témoins en communauté portant sur le cancer - ces expositions sont les plus difficiles à évaluer. La modélisation par régression logistique a été utilisée pour étudier les effets de facteurs démographiques et d'attitudes sur la fiabilité inter-méthodes²⁵ (la validité de critère²⁶), de concert avec des contrôles pour les facteurs de confusion. La fiabilité a été mesurée en comparant des auto-évaluations d'expositions aux évaluations correspondantes de l'expert, ce qui était considéré comme la norme idéale aux fins de la présente étude. Ces analyses ont été rendues possibles grâce aux données de la *Northeastern Ontario Men's Health Study* (« étude sur la santé des hommes du nord-est de l'Ontario ») menée en Ontario, au Canada²⁷.

Matériel et méthodologie

Étude épidémiologique sur le cancer de la prostate

La *Northeastern Ontario Men's Health Study* est une étude cas/témoins en communauté axée sur les facteurs de risque professionnels et d'autres facteurs de risques du cancer de la prostate²⁷. L'approbation déontologique nécessaire à la réalisation de cette étude a été obtenue auprès du Comité d'éthique de la recherche de l'Hôpital Laurentien de Sudbury, en Ontario (Canada). Les sujets atteints de cancer ont été identifiés à partir du Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario. Ces cas ont été définis

comme étant des hommes présentant une tumeur maligne primitive de la prostate (CIM9-185²⁸), confirmée par un examen histologique entre janvier 1995 et décembre 1998. Le consentement des médecins mentionnés dans les rapports de pathologie a été obtenu avant que les cas ne soient invités, par téléphone, à prendre part à l'étude. Les sujets admissibles résidaient dans l'une des neuf divisions du recensement de Statistique Canada du nord-est de l'Ontario et étaient âgés de 45 à 84 ans au moment du diagnostique. Les témoins ont été choisis au hasard dans ces mêmes divisions du recensement, à partir d'inscriptions téléphoniques résidentielles, et ont été appariés aux cas, pour la fréquence, dans une proportion de 2:1, selon des groupes d'âge d'une plage de cinq ans. Les témoins admissibles ont déclaré n'avoir jamais souffert d'un cancer de la prostate avant janvier 1995. Ces hommes étaient considérés comme des cas admissibles s'ils avaient reçu un diagnostic de cancer de la prostate après cette période.

Les sujets se sont vus offrir le choix entre un questionnaire en anglais ou en français, auquel ils devaient ensuite répondre par téléphone ou par courrier.

Avant l'étude, la traduction en français de tout le questionnaire anglais avait été révisée pour assurer son entière compatibilité avec les dialectes franco-ontariens. Chaque répondant devait fournir ses antécédents d'emploi, notamment le titre des postes occupés et les dates d'embauche et de départ de tous les emplois occupés pendant plus d'un an. Les répondants devaient répondre à un certain nombre de questions concernant chaque emploi occupé (nombre d'années travaillées, industrie, nom et description de l'employeur, horaires de travail, fonctions du poste, emplacement, niveau d'activité, degré de satisfaction professionnelle, odeurs et utilisation d'un équipement de protection des voies respiratoires). Une liste de vérification de l'exposition était remplie, dans laquelle les répondants indiquaient s'ils avaient déjà été exposés (le cas échéant, ils devaient préciser la

fréquence et l'intensité de l'exposition) à quatorze agents chimiques et physiques (p. ex. huiles et graisses lubrifiantes, émanations de bitume, pesticides, métaux et composés métalliques). Sur une liste de vérification distincte, élaborée pour les besoins de l'étude, les répondants devaient indiquer leur perception du risque à l'égard de dix agents (mais cette liste ne comprenait aucun HAP). Ils devaient répondre à la question suivante : « Sur une échelle de 1 à 5, 1 signifiant « inoffensif » et 5 « extrêmement néfaste », veuillez encrer le chiffre qui représente le mieux la mesure dans laquelle vous croyez que l'exposition à chacune des substances suivantes est dangereuse pour la santé humaine ».

La collecte des données a débuté en mars 1996 et s'est terminée en décembre 1999. Le taux de participation des cas était de 72,8 %, et celui des témoins, de 46,4 % (si l'on considère comme un refus un répondant qui raccroche, ou de 53,1 %, s'il est considéré comme inadmissible).

Évaluation de l'exposition par l'expert

Des photocopies des antécédents d'emplois fournis par les répondants ont été remises à un évaluateur expert, ingénieur-chimiste et hygiéniste du travail cumulant douze années d'expérience. Pour chaque emploi, l'expert devait attribuer une cote d'exposition, sans savoir quel était le statut du sujet à l'égard du cancer. Les expositions étaient évaluées en fonction de l'exposition/la non-exposition, et selon leur fréquence, leur intensité et leur durée. L'expert disposait d'une définition de la fréquence de l'exposition plus simple que celle utilisée par les répondants, de même que d'une définition plus objective de l'intensité de l'exposition, fondée sur les limites d'exposition en milieu de travail ou LEMT (tableau 1). En outre, alors que l'expert devait évaluer de nombreuses expositions décrites en des termes chimiques précis (p. ex. exposition aux HAP par contact cutané ou par ingestion), les répondants utilisaient une terminologie plus familière (p. ex. huiles et graisses lubrifiantes).

Pour évaluer les expositions, l'expert devait d'abord examiner tous les antécédents d'emploi fournis par les cas ou les témoins, puis faire appel à ses connaissances et à son expérience et, au besoin, consulter d'autres experts, la littérature scientifique ou la documentation en matière d'hygiène du travail des industries clés du nord-est de l'Ontario. Pour assurer la cohérence entre les emplois similaires, il prenait des notes manuscrites de toutes les cotes d'exposition supérieures à zéro et de tout autre renseignement pertinent. Des codes industriels et professionnels fondés sur les systèmes de la Classification type des industries (CTI)²⁹ et de la Classification nationale des professions (CNP)³⁰ de Statistique Canada étaient également assignés.

Mesure de la fiabilité et ses déterminants

L'étude avait pour but d'analyser des emplois présentant la plus grande pertinence possible pour l'estimation du risque de cancer. Plus précisément, nous avons utilisé comme unité d'observation les emplois gardés le plus longtemps par chacun des répondants. Sur les 2 388 répondants (8 279 emplois), 2 351 répondants/emplois satisfaisaient aux critères pour cette analyse, à l'exception de : 1) 8 emplois ayant débuté moins d'un an avant la date du diagnostic (ou, pour les témoins, avant la date du contact initial); 2) 37 répondants occupant plus d'un emploi, dont au moins un d'une durée inconnue (138 emplois), et 3) 5 782 emplois qui n'avaient pas été occupés pendant la plus longue période ou qui étaient d'une même durée (le cas échéant, l'emploi le plus récent était retenu). Quarante et un répondants (et 41 emplois gardés le plus longtemps) dont les évaluations étaient manquantes ont été exclus des analyses axées sur les HAP, portant la taille de l'échantillon finale à 2 310 répondants/emplois. Pour ces analyses, 1 272 cas concordants quant à la non-exposition ont été retranchés (55,1 %); nous avons estimé que, dans ces cas, la fiabilité reposait davantage sur la faible probabilité d'une exposition que sur

TABLEAU 1
Indices d'exposition aux hydrocarbures aromatiques polycycliques utilisés par les répondants* et l'expert

Indice d'exposition	Répondants	Expert
Exposition	Oui, non	Oui, non
Fréquence	Nulle	Nulle
	Mensuelle	Moindre que quotidienne
	Hebdomadaire Quotidienne	Quotidienne
Intensité	Nulle	Nulle
	Faible	< 50 % LEMT**
	Moyenne	50 % - 100 % LEMT
	Élevée	> 100 % LEMT
Durée	Non évaluée	Nulle
		< 2 heures par jour ou quart > 2 heures par jour ou quart

* Participants à la Northeastern Ontario Men's Health Study (« étude sur la santé des hommes du nord-est de l'Ontario »)

**LEMT : limite d'exposition en milieu de travail

des facteurs personnels ayant un intérêt pour notre étude.

Deux raisons expliquent l'attention accordée à l'exposition aux HAP. D'abord parce que l'exposition aux HAP est importante en milieu de travail et que, selon certains postulats, elle constituerait un facteur de risque de cancer de la prostate³¹⁻³³. Ensuite, parce que l'exposition aux HAP était évaluée de façon similaire par l'expert et les répondants. Alors que les répondants évaluaient l'exposition à des huiles et graisses lubrifiantes, l'expert évaluait l'exposition par contact cutané et par ingestion aux HAP. Cette comparaison

nous semblait valide, puisque l'exposition à des huiles et graisses lubrifiantes survient principalement par contact cutané, sauf pour ce qui est des brouillards d'huile.

Les analyses ont été réalisées à l'aide d'un indice d'exposition dichotomique. Les évaluations de l'exposition/de la non-exposition ont pu être comparées puisque l'expert et les répondants utilisaient cet indice d'exposition de façon similaire (voir l'indice « Exposition », au tableau 1). Les évaluations de l'expert et des répondants quant à la fréquence et à l'intensité de l'exposition n'ont pas été comparées en raison de divergences d'interprétation;

FIGURE 1
Définitions de la Classification nationale des professions (CNP). Grandes catégories professionnelles

A	Gestion
B	Affaires, finances et administration
C	Sciences naturelles et appliquées et professions apparentées
D	Secteur de la santé
E	Sciences sociales, éducation, administration publique et religion
F	Arts, culture, sports et loisirs
G	Vente et services
H	Métiers, transport, machinerie et professions apparentées
I	Professions propres au secteur primaire
J	Transformation, fabrication et services d'utilité publique

Source : Statistique Canada : Classification type des industries, 1980.²⁹

TABLEAU 2
Caractéristiques des répondants*, fréquences et pourcentages (N=2 310)**

		N	%
Âge	45 - 59	277	12,2
	60 - 64	355	15,6
	65 - 69	618	27,1
	70 - 74	562	24,7
	75 - 86	468	20,5
Niveau de scolarité atteint	Élémentaire	755	32,9
	Secondaire	1 087	47,4
	Postsecondaire	453	19,7
Groupe culturel	Anglo-Canadien	1 288	56,0
	Franco-Canadien	491	21,3
	Autre	523	22,7
Groupe professionnel	Col bleu	1 319	57,2
	Col blanc	986	42,8
Temps écoulé depuis la fin de l'emploi (années)	0 - 9	495	21,5
	10 - 19	823	35,8
	20 - 52	984	42,8
Durée de l'emploi (années)	4 - 19	538	23,4
	20 - 39	1 498	65,0
	40 - 71	268	11,6
Nombre d'emplois	≥ 5	594	25,7
	2 - 4	1 318	57,1
	1	398	17,2
Degré de satisfaction professionnelle***	Très satisfait	2 098	91,5
	Indifférent	122	5,3
	Peu satisfait	74	3,2
Perception moyenne du risque†	Faible	202	10,9
	Modéré	197	10,6
	Élevé	1 453	78,5
Mode de participation au questionnaire	Par courrier	1 745	75,6
	Par téléphone	564	24,4
Statut à l'égard du cancer	Cas	729	31,6
	Témoins	1 581	68,4

* Participants à la Northeastern Ontario Men's Health Study

** Les totaux peuvent ne pas éгалer 2 310, en raison des valeurs manquantes

***Très satisfait - entièrement satisfait ou satisfait; Indifférent - ni satisfait ni insatisfait (indifférent); Peu satisfait - très insatisfait ou insatisfait

† Cote moyenne élevée ≥ 3,5 sur une échelle de 1 à 5, indiquant « extrêmement néfaste »; cote moyenne modérée > 2,5 et < 3,5, indiquant « modérément néfaste »; cote moyenne faible ≤ 2,5, indiquant « peu néfaste »

dans ce cas, il aurait été difficile de distinguer les autres facteurs associés à la concordance.

Bien que le choix de variables indépendantes pour l'analyse reposait en grande partie sur des hypothèses de départ, nous avons également tenu compte de la taille de l'échantillon nécessaire pour obtenir une estimation fiable du risque³⁴. Onze variables indépendantes ont finalement

été sélectionnées. L'une d'elles, désignée « groupe professionnel », répartissait les travailleurs en fonction de deux catégories : les cols bleus ou les cols blancs. Pour créer ces catégories, les codes des groupes de base de la Classification nationale des professions (CNP) assignés par l'expert ont d'abord été subdivisés en fonction des grandes catégories professionnelles définies par Statistique Canada³⁰, puis selon le statut d'emploi de cols blancs ou

de cols bleus; les emplois de cols bleus étaient définis en fonction des grandes catégories professionnelles H, I et J (voir la figure 1). Les perceptions moyennes du risque ont été dérivées d'une échelle sommative de la perception du risque (coefficient alpha de Cronbach = 0,92, indiquant une cohérence interne et une échelle fiable)^{35,36}. Une moyenne de toutes les cotes de perception du risque de cette échelle a été utilisée aux fins de l'analyse. S'il manquait plus de quatre réponses aux dix questions de la liste de vérification de perception du risque d'un répondant, alors la perception moyenne du risque de ce répondant était également consignée comme étant manquante.

Onze caractéristiques des répondants ayant respectivement sous-évalué ou surévalué l'exposition/la non-exposition aux HAP ont été comparées à celles des auto-évaluations concordant avec l'expert en faisant appel à des modèles de régression logistique unidimensionnels, puis multidimensionnels. Les répondants ayant sous-évalué l'exposition ont été exclus des modèles pour la « surévaluation », et vice-versa. Il y avait « surévaluation » lorsqu'un répondant signalait une exposition au travail, alors que l'expert concluait à la non-exposition; la situation inverse correspondait à une « sous-évaluation ».

Nous avons émis l'hypothèse selon laquelle les effets de confusion des variables d'attitudes pouvaient avoir une grande incidence sur l'interprétation d'études comme la nôtre. Afin d'examiner le rôle des perceptions du risque dans les auto-évaluations, les associations ont été mesurées entre 1) les perceptions moyennes du risque et la fiabilité et 2) les perceptions moyennes du risque et quatre facteurs qui, dans la littérature, sont associés aux perceptions du risque, soit l'âge^{37,38}, le niveau de scolarité^{37,38}, le groupe culturel³⁹ et le groupe professionnel^{37,40}. Les mêmes analyses ont été réalisées pour le degré de satisfaction professionnelle. Dans ce dernier cas toutefois, le degré de satisfaction professionnelle était examiné en relation avec le groupe culturel, le groupe professionnel et l'âge^{41,42}, respectivement. Ce faisant, nous pensions que si les

TABLEAU 3
Rapports de cotes (RC) et intervalles de confiance (IC) à 95 % des modèles de régression unidimensionnels du risque pour la sous-évaluation et la surévaluation de l'exposition aux HAP* (exposition/non-exposition) pour les emplois occupés le plus longtemps par les répondants**

Variable indépendante		Sous-évaluation			Surévaluation		
		N	RC	IC à 95 %	N	RC	IC à 95 %
Âge	Pour chaque année ajoutée	543	1,077***	1,043, 1,112	700	0,991	0,971, 1,012
Niveau de scolarité atteint	Élémentaire	233	2,111	0,851, 5,238	260	0,370***	0,228, 0,603
	Secondaire	263	1,449	0,581, 3,613	348	0,485 [†]	0,305, 0,773
	Postsecondaire	47	1,000		92	1,000	
Groupe culturel	Franco-Canadien	138	1,250	0,756, 2,066	157	0,681	0,459, 1,010
	Autre	134	0,989	0,582, 1,682	172	0,842	0,580, 1,223
	Anglo-Canadien	271	1,000		371	1,000	
Groupe professionnel	Col bleu	488	0,866	0,449, 1,706	542	0,142***	0,095, 0,211
	Col blanc	55	1,000		158	1,000	
Temps écoulé depuis la fin de l'emploi (années)	≥ 20	130	2,342 [†]	1,324, 4,143	140	0,645 [‡]	0,421, 0,988
	10 - 19	208	2,065 [†]	1,225, 3,484	258	0,891	0,634, 1,253
	< 10	205	1,000		302	1,000	
Durée de l'emploi (années)	< 20	128	0,436 [‡]	0,193, 0,982	180	0,958	0,529, 1,738
	20 - 39	365	0,761	0,385, 1,502	459	0,915	0,529, 1,582
	≥ 40	50	1,000		61	1,000	
Nombre d'emplois	≥ 5	122	0,959	0,485, 1,896	179	1,416	0,868, 1,738
	2 - 4	336	0,876	0,487, 1,576	414	0,874	0,563, 1,359
	1	85	1,000		107	1,000	
Degré de satisfaction professionnelle	Très satisfait	477	0,526	0,209, 1,326	621	1,000	0,342, 1,180
	Indifférent	44	0,338	0,098, 1,173	53	0,635	0,533, 2,612
	Peu satisfait	22	1,000		26	1,180	
Perception moyenne du risque	Faible	55	1,140	0,576, 2,256	69	1,000	0,455, 1,755
	Modéré	61	0,898	0,448, 1,800	77	0,893	0,607, 1,705
	Élevé	427	1,000		554	1,017	
Mode de participation au questionnaire	Par courrier	377	0,838	0,534, 1,315	481		0,602, 1,159
	Par téléphone	166	1,000		219		
Statut à l'égard du cancer	Cas	180	0,925	0,588, 1,455	235	1,010	0,731, 1,396
	Témoins	363	1,000		465	1,000	

* HAP = hydrocarbure aromatique polycyclique

** Participants à la Northeastern Ontario Men's Health Study

*** $p < 0,0001$

[†] $p < 0,01$

[‡] $p < 0,05$

associations 1) et 2) étaient toutes deux statistiquement significatives, cela pourrait indiquer un rôle confusionnel ou intermédiaire^{26,42}.

Méthodes statistiques

Toutes les analyses statistiques ont été réalisées au moyen de SAS®, version 8.2

pour Windows⁴³, et d'un seuil de probabilité de 0,05. La fiabilité a été mesurée d'après les taux de concordance et les taux de sous-évaluation et de surévaluation, respectivement.

Les modèles de régression logistique ont été élaborés au moyen de la méthode de sélection progressive des variables. Pour

évaluer le biais de sélection, les répondants pour lesquels il manquait des valeurs pour les « perceptions moyennes du risque » ont été comparés à ceux auxquels il n'en manquait aucune à l'aide du test statistique du chi carré et du test de Wilcoxon. Les statistiques descriptives des sous-groupes des modèles ont été comparées à celles de l'ensemble de la population à l'étude.

TABLEAU 4
Rapports de cotes (RC) et intervalles de confiance (IC) à 95 % des modèles de régression multidimensionnels du risque pour la sous-évaluation et la surévaluation de l'exposition aux HAP* (exposition/non-exposition) pour les emplois occupés le plus longtemps par les répondants**

Résultat du modèle	Paramètre	RC	IC à 95 %
Sous-évaluation***	Intercepté		
	Ajout d'une année à l'âge	1,077	1,043, 1,112
Surévaluation†	Intercepté		
	Groupe professionnel‡	0,142	0,095, 0,211

* HAP = hydrocarbure aromatique polycyclique

**Participants à la Northeastern Ontario Men's Health Study

*** $n_{\text{concordance}} = 436$, $n_{\text{sous-évaluation}} = 107$

† $n_{\text{concordance}} = 436$, $n_{\text{surévaluation}} = 264$

‡ Emplois de cols bleus c. emplois de cols blancs

Résultats

Les caractéristiques des répondants sont énumérées au tableau 2. L'âge moyen des répondants de cette analyse était de 68,7 ans; plus de 72 % des répondants étaient âgés de 65 ans et plus au moment de l'entrevue. La majorité des répondants (80,3 %) ont déclaré n'avoir reçu aucune éducation formelle postsecondaire, et la plupart étaient anglophones (56,0 %). Le nombre de répondants occupant des emplois de cols bleus était légèrement supérieur à celui des répondants occupant des emplois de cols blancs (57,2 % contre 42,8 %). Pour plus de la moitié des répondants, les emplois gardés le plus longtemps avaient pris fin plus de dix ans avant que le questionnaire ne soit rempli (médiane = 11,0 ans); 212 répondants (9,2 %) étaient toujours en poste au moment de remplir le questionnaire. La durée moyenne des emplois était de 27,3 ans, et le nombre médian des emplois gardés était de 3,0. Comme on aurait pu s'y attendre, la grande majorité des répondants ayant gardé leur emploi le plus longtemps se sont dits satisfaits ou très satisfaits de cet emploi (91,5 %). Les valeurs des perceptions moyennes du risque étaient généralement élevées, avec une médiane de 4,1 sur une échelle de 1 à 5 (5 indiquant des effets « extrêmement néfastes »).

Il manquait un nombre considérable de valeurs pour la perception moyenne du risque (458/2 310; 19,8 %). Les répondants pour lesquels des valeurs manquaient étaient significativement plus susceptibles de n'avoir fréquenté

que l'école primaire ($p < 0,0001$), moins susceptibles d'être Anglo-Canadiens ($p = 0,039$), significativement plus âgés ($p < 0,0001$) et plus susceptibles d'être des cols bleus ($p < 0,0001$). Aucune différence significative n'a été relevée entre les groupes quant au statut à l'égard du cancer ($p = 0,53$).

La majorité des répondants s'accordaient avec l'expert sur le fait qu'ils n'avaient pas été exposés aux HAP (55,1 %; 1 272/2 310). Avant l'exclusion de ces répondants, le taux de concordance était de 79,3 %, et la surévaluation était plus fréquente que la sous-évaluation (14,3 % [330/2 310] contre 6,5 % [149/2 310]). Le coefficient de concordance Kappa était de 0,54; la sensibilité et la spécificité étaient respectivement de 0,79 et 0,79. L'exclusion des répondants dont les auto-évaluations de non exposition concordait avec les évaluations de l'expert a fait chuter le taux de concordance à 53,9 % ($N = 1 038$), faisant passer le taux de surévaluation à 31,8 % et le taux de sous-évaluation à 14,4 %; la sensibilité est demeurée à 0,79 %.

Les sous-groupes utilisés pour étudier la sous-évaluation et la surévaluation comportaient respectivement 543 et 700 répondants; ils étaient distribués de façon similaire en fonction des 11 variables. En comparaison de l'ensemble de la population à l'étude, les sous-groupes visés par l'exposition aux HAP comportaient un nombre inférieur de répondants ayant atteint un niveau de scolarité postsecondaire (8,7 % pour le sous-groupe visé par une étude de la

sous-évaluation et 13,1 % pour celui visé par une étude de la surévaluation, contre 19,7 % pour la population à l'étude). Ces sous-groupes étaient composés en majorité de cols bleus (89,9 % pour le sous-groupe visé par une étude de la sous-évaluation et 77,4 % pour celui visé par une étude de la surévaluation, contre 57,2 %) et étaient moins susceptibles de remplir le questionnaire par courrier (69,4 % pour le sous-groupe visé par une étude de la sous-évaluation et 68,7 % pour celui visé par une étude de la surévaluation, contre 75,6 %). La distribution des sous-groupes était par ailleurs similaire à celle de la population à l'étude.

Les résultats des analyses unidimensionnelles sont présentés au tableau 3. Trois associations statistiquement significatives ont été observées pour la sous-évaluation de l'exposition aux HAP. Premièrement, une association positive avec l'âge (RC = 1,077 pour chaque année d'âge ajoutée, IC à 95 % : 1,043 à 1,112). Deuxièmement, le délai écoulé depuis la fin de l'emploi était également significatif; les cotes de sous-évaluation des emplois laissés dix ans et plus avant les entrevues étant supérieures à celles des emplois terminés plus récemment (RC = 2,342; IC à 95 % : 1,324 à 4,143 pour un délai de 20 ans et plus; RC = 2,065; IC à 95 % : 1,225 à 3,484 pour un délai de 10 à 20 ans). Troisièmement, un effet gradué a été observé quant à la durée de l'emploi, en ce que la sous-évaluation était moins probable pour les emplois gardés moins longtemps que pour ceux d'une durée de 40 ans et plus (RC = 0,436; IC à 95 % : 0,193 à 0,982 pour les emplois d'une durée < à 20 ans (RC = 0,761; IC à 95 % : 0,385 à 1,502 pour ceux d'une durée de 20 à 39 ans).

Sur le plan de la surévaluation de l'exposition aux HAP, les hommes d'un niveau de scolarité peu élevé étaient moins enclins à surévaluer les expositions aux HAP que les répondants ayant poursuivi des études postsecondaires (RC = 0,370; IC à 95 % : 0,228 à 0,603 pour l'école élémentaire; RC = 0,485; IC à 95 % : 0,305 à 0,773 pour l'école secondaire), et les cotes de surévaluation des cols bleus étaient inférieures à celles des cols blancs

(RC = 0,142; IC à 95 % : 0,095 à 0,211). La surévaluation était également moins fréquente chez les répondants ayant du moins quitté leur emploi au moins 20 ans avant l'entrevue que chez ceux ayant conservés leur emploi dans les dix années précédant l'entrevue (RC = 0,645; IC à 95 % : 0,421 à 0,988). Des effets gradués ont également été relevés pour cette variable.

La méthode de sélection progressive des variables a permis de déterminer que l'âge était la seule variable entrant dans le modèle multidimensionnel pour la sous-évaluation de l'exposition aux HAP (tableau 4). Pour ce qui est de la surévaluation, le groupe professionnel était la seule variable s'insérant dans le modèle final, ce qui montrait, une fois de plus, que la surévaluation était moins courante chez les cols bleus que chez les cols blancs.

Les modèles finaux ont été examinés sous plusieurs angles statistiques. Une fois les variables indépendantes choisies au moyen des techniques de sélection ascendante et descendante (p -entrée/suppression = 0,15), les deux modèles finaux comportaient les mêmes variables que celles retenues au moyen de la méthode de sélection progressive des variables, ce qui démontre la robustesse du modèle. Le postulat de linéarité entre la variable continue « âge » et le logarithme des rapports de cotes dans le modèle pour la sous-évaluation a été graphiquement confirmé à l'aide du test du chi carré de Mantel-Haenszel ($p < 0,05$). L'ajout de variables non significatives à chacun des modèles n'a pas modifié l'influence des facteurs significatifs « âge » et « groupe professionnel » (variation de moins de 10 % des coefficients bêta), à une exception près : l'introduction de la variable « temps écoulé depuis la fin de l'emploi » au modèle pour la sous-évaluation de l'exposition aux HAP a légèrement diminué l'effet de l'âge de 12,8 %, mais l'effet est demeuré statistiquement significatif.

Étant donné que le nombre d'exclusions dépendait fortement de la variable « perception du risque », nous nous sommes demandés dans quelle mesure cette variable pouvait avoir faussé les résultats.

Les deux modèles ont donc été ajustés de nouveau en supprimant les perceptions moyennes du risque et donc en incluant les répondants pour lesquels des données étaient manquantes. Les mêmes variables sont demeurées statistiquement significatives. Cependant, dans le modèle pour la sous-évaluation de l'exposition aux HAP, les répondants très satisfaits de leur emploi étaient plus enclins à sous-déclarer l'exposition aux HAP que les répondants insatisfaits (RC = 0,401; IC à 95 % : 0,175 à 0,916). Les cotes de sous-évaluation étaient en outre plus élevées chez les Franco-Canadiens que chez les Anglo-Canadiens (RC = 1,629; IC à 95 % : 1,046 à 2,535).

Nous avons émis l'hypothèse que les attitudes pouvaient agir comme des facteurs de confusion ou des variables intermédiaires dans les associations entre diverses caractéristiques personnelles et la fiabilité. Aucune association significative n'a toutefois été observée. Cela dit, ce résultat n'était peut-être pas valide, compte tenu du petit nombre de répondants se disant peu satisfaits de leur emploi (N = 22). La combinaison des catégories du degré de satisfaction professionnelle « peu satisfait » et « indifférent » visant à augmenter la taille de l'échantillon pour cette catégorie, n'a pas permis de mettre en évidence le rôle intermédiaire ou confusionnel du degré de satisfaction professionnelle.

Analyse

Les résultats de notre étude laissent entendre que la fiabilité des auto-évaluations de l'exposition aux HAP dans les études en communauté dépend 1) de la probabilité de l'exposition (autrement dit, les rapports de non-exposition étaient généralement fiables) et 2) de certaines caractéristiques des répondants, telles que l'âge et le groupe professionnel.

Nous n'avons pas été étonnés d'observer une association positive significative entre l'âge et la sous-évaluation de l'exposition aux HAP, les répondants ayant pu tout naturellement oublier ces expositions avec le temps ou ne pas en avoir eu conscience,

dans le cas des emplois occupés des dizaines d'années auparavant. Des résultats similaires ont été signalés par le passé pour ce qui est de l'exposition à l'amiante¹⁷ et aux métaux lourds¹⁸. Le fait qu'il ait pu être établi de façon cohérente que l'âge n'influe *pas* sur la déclaration des antécédents d'emplois (notamment sur la déclaration des titres de fonctions et les dates d'entrée en service)^{24,44-47} laisse entendre que cet effet est peut-être propre à la déclaration de l'exposition. Le temps écoulé depuis la fin de l'emploi semblait aussi être faiblement associé à la sous-évaluation de l'exposition aux HAP après ajustement pour l'âge. Il est possible qu'une variable plus précise (utilisant des catégories d'une plage < 10 ans) ou qu'une certaine prise en compte de la date du début de l'emploi aurait pu confirmer davantage la tendance observée.

La conclusion selon laquelle les cols blancs étaient beaucoup plus susceptibles que les cols bleus de surévaluer l'exposition aux HAP était convaincante, étant donné la force de ces associations : les cotes étaient sept fois plus élevées pour la surévaluation de l'exposition aux HAP chez les cols blancs que chez les cols bleus (RC¹_{cols bleus c. cols blancs} = 7,0). De même, le sens de l'association était plausible. Bien que les cols blancs, dans l'ensemble, auraient subi moins d'expositions directes aux HAP que les cols bleus, il se peut qu'ils aient été plus conscients de la présence de ces agents sur les lieux de travail et que, ce faisant, certains aient eu tendance à mal interpréter ou à exagérer l'« exposition ». Ahrens *et al.* n'ont pas observé cette influence¹⁷, mais ils ont fourni une définition de l'exposition et des répondants qui précisait si ceux-ci avaient été « victimes » ou « témoins » d'une exposition. Des définitions encore plus détaillées ont été fournies dans d'autres questionnaires⁴⁸. En revanche, dans le cadre de la présente étude, les répondants devaient répondre à une simple question suivie d'une liste de vérification de l'exposition, soit : « décrivez l'exposition dont vous avez été victime ». Van der Gulden *et al.* ont cependant posé une question similaire, à savoir, « Avez-vous travaillé avec... ou été exposé à... dans le cadre de vos fonctions? »¹⁵ et, à l'instar

d'Ahrens *et al.*, ils n'ont observé aucun écart entre les groupes professionnels. Une autre raison pourrait expliquer cette conclusion, soit le fait que notre étude était centrée sur les travailleurs présentant une probabilité élevée d'exposition, contrairement aux études susmentionnées, qui analysaient les cas de concordance quant à la non-exposition (probablement des groupes comportant une majorité de cols blancs).

Dans le cadre de notre étude, ni la sous-évaluation ni la surévaluation n'ont été associées au statut à l'égard du cancer, conformément aux études antérieures^{15,17,23}. Les incohérences observées entre l'expert et les répondants se traduiraient par des erreurs de classification non différentielles sur le plan de l'estimation du risque de cancer de la prostate, qui auraient probablement pour effet de ramener les estimations du risque vers la valeur nulle et donc de sous-estimer le risque⁴⁹.

Quant aux perceptions du risque, il convient de souligner que les questions de cette étude portaient sur les effets néfastes pour la « santé humaine » en général, plutôt que sur le risque pour la santé de l'individu. Même si une corrélation a été observée entre les perceptions du risque individuel et du risque sociétal⁵⁰, il se peut que les gens perçoivent les risques qu'ils encourrent comme étant inférieurs à ceux auxquels l'ensemble de la population s'expose^{50,51}. Les questions relatives au risque personnel ont donc pu mener à différentes associations avec l'évaluation de l'exposition personnelle. Quoiqu'il en soit, les conclusions tirées de la présente étude doivent être perçues comme étant nouvelles et instructives, étant donné qu'il s'agit peut-être de la première tentative d'examiner les perceptions du risque dans ce contexte.

L'étude du rôle du degré de satisfaction professionnelle dans l'autoévaluation constituait un autre atout de notre étude, puisque, à notre connaissance, aucun autre groupe n'avait exploré cette possibilité. Les associations observées doivent toutefois être interprétées avec prudence, étant donné le petit nombre de répondants ayant signalé être peu satisfaits de leur emploi.

La validité de cette conclusion aurait pu être améliorée si le questionnaire avait comporté plus d'une question permettant de mesurer cette attitude. De même, différentes techniques ont été utilisées par le passé pour évaluer les perceptions du risque⁵²⁻⁵⁴ qui, si elles avaient été appliquées à la présente étude, auraient pu donner lieu à des réponses différentes.

Même si le fait que l'expert et les répondants utilisaient des méthodes distinctes pour évaluer l'exposition aux HAP a pu diminuer la validité interne, l'effet a probablement été minime. Tandis que les autoévaluations des répondants concernaient des expositions à des huiles et graisses lubrifiantes, les évaluations correspondantes de l'expert étaient centrées sur l'exposition par contact cutané ou par ingestion à toutes les sources possibles d'HAP. Lors d'une discussion avec l'expert, nous avons cependant appris que les huiles et graisses lubrifiantes étaient généralement les seules sources d'exposition par contact cutané ou par ingestion aux HAP, à l'exception de certaines expositions inhabituelles au goudron.

La validité des évaluations de l'expert pourrait être perçue comme une limite possible de cette étude. Plus précisément, les associations observées pourraient refléter les forces de l'expert (autrement dit, l'expert possédait peut-être plus de connaissances sur les expositions récentes ou sur les emplois de cols bleus, ce qui aurait pu influencer positivement sur la concordance pour ces emplois et négativement sur la concordance pour les autres emplois). Les expositions fortement associées aux techniques humaines seraient aussi plus difficiles à évaluer pour un expert. Dans le cadre d'études à venir, le fait de recourir à plus d'un expert pourrait atténuer ce problème, puisque les évaluations seraient issues d'un large éventail de connaissances et d'expériences personnelles, et d'une consultation exhaustive de la littérature. Cela dit, d'autres en sont venus à la conclusion^{55,56}, au même titre que nous, que les évaluations d'experts sont plus objectives et cohérentes que les auto-évaluations. Certaines études de validité en milieu industriel abondent dans ce sens^{3,57}. En milieu communautaire, Fritschi

et al. ont découvert que trois experts-évaluateurs chevronnés travaillant sans se concerter avaient pu confirmer la survenue d'expositions professionnelles antérieures dans une proportion respective de 64 %, 70 % et 80 %, pour un éventail de lieux de travail⁵⁸. De même, dans la présente étude, nous n'avons observé aucune tendance statistiquement significative dans les surévaluations et sous-évaluations pour trois périodes d'expertise (les expositions aux HAP étaient triées dans l'ordre d'évaluation de l'expert, puis divisées en tertiles; les tendances des pourcentages pour la sous-évaluation et la surévaluation indiquaient $p > 0,05$, selon le test du chi-carré de Mantel-Haenzsel), ce qui, d'une certaine façon, atteste de la cohérence des évaluations de l'expert dans le temps (données non montrées). De plus, les associations que nous avons observées avec l'âge et le groupe professionnel étaient toutes deux plausibles et cohérentes avec les hypothèses de départ et les études antérieures, ce qui appuie également le recours à l'expert.

Sur le plan de la généralisabilité, il convient de reconnaître que les facteurs impliqués dans la déclaration de « tous les emplois » peuvent être différents de ceux des emplois de la plus longue durée et varier en fonction d'expositions actuelles ou antérieures. En outre, certaines questions demeurent concernant la validité de ces résultats en ce qui concerne d'autres expositions moins aisément « senties » que les expositions à des huiles et graisses lubrifiantes ou évaluées au moyen de questionnaires faisant appel à une terminologie moins familière⁵⁹. Nos conclusions ne s'appliquent peut-être pas aux répondants de moins de 45 ans ou aux femmes, puisqu'il est possible que ces groupes aient des attitudes et des caractéristiques professionnelles différentes de celles des hommes de cette étude. Nos analyses étaient en outre fondées sur des sous-groupes excluant les répondants non susceptibles d'avoir été exposés (p. ex. cols blancs et hommes ayant atteint un niveau de scolarité postsecondaires). Il est donc possible que les résultats de la modélisation ne puissent être étendus qu'à des populations similaires dans lesquelles l'exposition est envisageable; nommément,

à des groupes particuliers d'une branche de l'industrie ou à des sous-groupes de populations d'une communauté similaire à celle de notre étude.

Nombre d'aspects de ces analyses sont pertinents pour des études sur des maladies à longue latence. D'abord, notre étude était centrée sur la déclaration de l'exposition au cours d'emplois occupés pendant la plus longue période, ce qui est utile pour l'étude des maladies résultant d'expositions cumulatives. Ensuite, le rappel de l'exposition dans le cadre de cette étude était essentiellement rétrospectif (90,8 %), les emplois prenant fin, en moyenne, 11 à 12 années avant que le questionnaire ne soit rempli. Finalement, l'exposition aux HAP présente actuellement un certain intérêt pour les épidémiologistes du travail et continue d'être évaluée par le biais d'auto-évaluations rétrospectives dans les études sur le cancer menées en communauté⁹.

Chez les hommes canadiens de notre étude, principalement des cols bleus dont l'âge était en moyenne de 69 ans, nous avons observé que différentes caractéristiques personnelles étaient associées à la sous-évaluation et à la surévaluation de l'exposition aux HAP, notamment une association robuste entre le statut de col blanc et la surévaluation, qui pourrait être attribuable à une interprétation erronée de la terminologie de l'exposition utilisée dans le questionnaire^{8,56}. De plus, la sous-évaluation était plus fréquente chez les répondants âgés que chez les plus jeunes, ce qui laisse entendre que des outils de remémoration pourraient être utiles pour stimuler le rappel d'événements passés chez les populations plus âgées, lorsqu'une piètre mémoire est en cause. Si le fait d'avoir conscience de l'exposition sous-tend l'effet associé à l'âge, alors nous devrions observer une amélioration de la capacité de remémoration des répondants plus âgés, étant donné que le nombre de programmes d'éducation sur la sécurité au travail s'est accru au Canada depuis les années 80⁶⁰. Pour les prochaines études de ce genre, nous recommandons que la distinction entre la sous-évaluation et la

surévaluation soit clairement établie et qu'il y ait un contrôle adéquat des facteurs potentiels de confusion. Il faudrait peut-être aussi établir des distinctions entre les facteurs qui influent sur la déclaration de l'exposition et des antécédents professionnels, puisque nos conclusions indiquent qu'ils pourraient différer (p. ex. variable « âge »). Il faut encourager la réalisation d'autres analyses de cette nature, possiblement en faisant appel à une norme de référence améliorée, prévoyant, par exemple, le recours à un comité d'experts.

Remerciements

La Northeastern Ontario Men's Health Study (« étude sur la santé des hommes du nord-est de l'Ontario ») a été financée par le Programme national de recherche et de développement en matière de santé (PNRDS, n° de projet 6606-5574-502) et la Fondation du Nord pour la recherche en cancérologie. Les auteurs aimeraient remercier Zahid Naseer pour l'aide apportée relativement au nettoyage et au traitement des données, de même que Paul Bozek, pour les évaluations de l'exposition professionnelle fournies.

Références

1. Teschke K, Olshan AF, Daniels JL, De Roos AJ, Parks CG, Schulz M, et al. Occupational exposure assessment in case-control studies: opportunities for improvement. *Occup Environ Med* 2002;59(9):575-93.
2. McGuire V, Nelson LM, Koepsell TD, Checkoway H, Longstreth WT, Jr. Assessment of occupational exposures in community-based case-control studies. *Annu Rev Public Health* 1998;19:35-53.
3. Kromhout H, Oostendorp Y, Heederik D, Boleij JS. Agreement between qualitative exposure estimates and quantitative exposure measurements. *Am J Ind Med* 1987;12(5):551-62.

4. Benke G, Sim M, Fritschi L, Aldred G, Forbes A, Kauppinen T. Comparison of occupational exposure using three different methods: hygiene panel, job exposure matrix (JEM), and self reports. *Appl Occup Environ Hyg* 2001;16(1):84-91.
5. Siemiatycki J, Dewar R, Richardson L. Costs and statistical power associated with five methods of collecting occupation exposure information for population-based case-control studies. *Am J Epidemiol* 1989;130(6):1236-46.
6. Mannelte AA, Fevotte J, Fletcher T, Brennan P, Legoza J, Szeremi M, et al. Assessing Exposure Misclassification by Expert Assessment in Multicenter Occupational Studies. *Epidemiology* 2003;14(5):585-92.
7. Neale AV, Demers RY, Severson RK. Consistency of occupational exposure history from pattern and model makers. *J Occup Environ Med* 2000;42(1):76-82.
8. Schuz J, Spector LG, Ross JA. Bias in studies of parental self-reported occupational exposure and childhood cancer. *Am J Epidemiol* 2003;158(7):710-6.
9. Ugnat AM, Luo W, Semenciw R, Mao Y. Exposition professionnelle dans les industries chimiques et pétrochimiques et risque de cancer de la vessie dans quatre provinces de l'Ouest canadien. *Mal chron Can* 2004;25(2):7-15.
10. De SE, Boffetta P, Brennan P, eo-Pellegrini H, Ronco A, Gutierrez LP. Occupational exposures and risk of adenocarcinoma of the lung in Uruguay. *Cancer Causes Control* 2005;16(7):851-6.
11. Gerin M, Siemiatycki J. The occupational questionnaire in retrospective epidemiologic studies: recent approaches in community-based studies. *Applied Occupational and Environmental Hygiene* 1991;6(6):495-501.

12. Tielemans E, Heederik D, Burdorf A, Vermeulen R, Veulemans H, Kromhout H, et al. Assessment of occupational exposures in a general population: comparison of different methods. *Occup Environ Med* 1999;56(3):145-51.
13. Stewart PA, Herrick RF, Blair A, Checkoway H, Droz P, Fine L, et al. Highlights of the 1990 Leesburg, Virginia, International Workshop on Retrospective Exposure Assessment for Occupational Epidemiology Studies. *Scand J Work Environ Health* 1991;17(4):281-5.
14. Tielemans E, Marquart H, De CJ, Groenewold M, Van HJ. A proposal for evaluation of exposure data. *Ann Occup Hyg* 2002;46(3):287-97.
15. van der Gulden JW, Jansen IW, Verbeek AL, Kolk JJ. Repeatability of self-reported data on occupational exposure to particular compounds. *Int J Epidemiol* 1993;22(2):284-7.
16. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977;33(1):159-74.
17. Ahrens W, Jockel KH. Assessment of exposure to asbestos in a case-control study of lung cancer: comparison of supplementary questionnaires and an exposure check-list. *Occupational Hygiene* 1996;3(1-3):125-36.
18. Rybicki BA, Johnson CC, Peterson EL, Kortsha GX, Gorell JM. Comparability of different methods of retrospective exposure assessment of metals in manufacturing industries. *Am J Ind Med* 1997;31(1):36-43.
19. Fritschi L, Siemiatycki J, Richardson L. Self-assessed versus expert-assessed occupational exposures. *Am J Epidemiol* 1996;144(5):521-7.
20. Bond GG, Bodner KM, Sobel W, Shellenberger RJ, Flores GH. Validation of work histories obtained from interviews. *Am J Epidemiol* 1988;128(2):343-51.
21. Holmes E, Garshick E. The reproducibility of the self-report of occupational exposure to asbestos and dust. *J Occup Med* 1991;33(2):134-8.
22. Hsairi M, Kauffmann F, Chavance M, Brochard P. Personal factors related to the perception of occupational exposure: an application of a job exposure matrix. *Int J Epidemiol* 1992;21(5):972-80.
23. Joffe M. Validity of exposure data derived from a structured questionnaire. *Am J Epidemiol* 1992;135(5):564-70.
24. Brisson C, Vezina M, Bernard PM, Gingras S. Validity of occupational histories obtained by interview with female workers. *Am J Ind Med* 1991;19(4):523-30.
25. Armstrong BK, White E, Saracci R. Principles of Exposure Measurement in Epidemiology. Oxford : Oxford University Press; 1994.
26. International Epidemiological Association. A Dictionary of Epidemiology. 4^e éd., Last J.M., editor. Oxford : Oxford University Press; 2001.
27. Lightfoot N, Kreiger N, Sass-Kortsak A, Purdham J, Buchan G. Prostate cancer risk. Medical history, sexual, and hormonal factors. *Ann Epidemiol* 2000;10(7):470.
28. Organisation mondiale de la santé. Classification internationale des maladies, 9^{ième} édition. Genève : OMS, 1977.
29. Statistique Canada. Classification type des industries, 1980. Ottawa : ministre des Approvisionnements et Services Canada; 1989.
30. Statistique Canada. Classification type des professions, 1991. Ottawa : ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie; 1993.
31. Aronson KJ, Siemiatycki J, Dewar R, Gerin M. Occupational risk factors for prostate cancer: results from a case-control study in Montreal, Quebec, Canada. *Am J Epidemiol* 1996;143(4):363-73.
32. Krstev S, Baris D, Stewart P, Hayes R, Blair A, Dosemeci M. Risk for prostate cancer by occupation and industry: a 24-state death certificate study. *Am J Ind Med* 1998;34(5):413-20.
33. Seidler A, Heiskel H, Bickeboller R, Elsner G. Association between diesel exposure at work and prostate cancer. *Scand J Work Environ Health* 1998;24(6):486-94.
34. Peduzzi P, Concato J, Kemper E, Holford TR, Feinstein AR. A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *J Clin Epidemiol* 1996;49(12):1373-9.
35. Abramson JH. Survey methods in community medicine. 4^e éd., New York: Churchill Livingstone; 1990.
36. Katz MH. Multivariable analysis. A practical guide for clinicians. Cambridge: Cambridge University Press; 1999.
37. Kraus N, Malmfors T, Slovic P. Intuitive toxicology: expert and lay judgments of chemical risks. *Risk Analysis* 1992; 12(2):215-32.
38. Krewski D, Slovic P, Bartlett S, Flynn J, Mertz CK. Health risk perception in Canada I: rating hazards, sources of information and responsibility for health protection. *Human and Ecological Risk Assessment* 1995;1(2):117-32.
39. Finucane ML, Slovic P, Mertz CK, Flynn J, Satterfield TA. Gender, race, and perceived risk: the 'white male' effect. *Health, Risk & Society* 2000;2(2):159-72.
40. Mertz CK, Slovic P, Purchase IF. Judgments of chemical risks: comparisons among senior managers, toxicologists, and the public. *Risk Anal* 1998;18(4):391-404.
41. Spector PE. Job satisfaction, application, assessment, cause, and consequences. Barling J., Kelloway K., editors. Thousand Oaks : Sage Publications Inc.; 1997.

42. Rothman KJ, Greenland S. *Modern Epidemiology*. 2^e éd., Philadelphia: Lippincott-Raven Publishers; 1998.
43. Système SAS version 8.2 pour Windows. SAS France, 2001.
44. Baumgarten M, Siemiatycki J, Gibbs GW. Validity of work histories obtained by interview for epidemiologic purposes. *Am J Epidemiol* 1983;118(4):583-91.
45. Bourbonnais R, Meyer F, Theriault G. Validity of self reported work history. *Br J Ind Med* 1988;45(1):29-32.
46. Rosenberg CR, Mulvihill MN, Fischbein A, Blum S. An analysis of the validity of self reported occupational histories using a cohort of workers exposed to PCBs. *Br J Ind Med* 1987;44(10):702-10.
47. Stewart WF, Tonascia JA, Matanoski GM. The validity of questionnaire-reported work history in live respondents. *J Occup Med* 1987;29(10):795-800.
48. Haight RR, Vuskovich MA, Brooks SM, Berish TS. Evaluation of the reliability and validity of the University of South Florida Environmental Assessment Questionnaire. *Am J Ind Med* 2004;46(2):142-50.
49. Stewart PA, Dosemeci M. Recommendations for reducing the effects of exposure misclassification on relative risk estimates. *Occupational Hygiene* 1996;3(1-3):169-76.
50. Sjoberg L. Factors in risk perception. *Risk Anal* 2000;20(1):1-11.
51. Wahlberg A.A.F., Sjoberg L. Risk perception and the media. *Journal of Risk Research* 2000;3(1):31-50.
52. Arcury TA, Quandt SA, Russell GB. Pesticide safety among farmworkers: perceived risk and perceived control as factors reflecting environmental justice. *Environ Health Perspect* 2002;110 Suppl 2:233-40.
53. Sjoberg L, Drottz-Sjoberg BM. Knowledge and risk perception among nuclear power plant employees. *Risk Anal* 1991; 11(4):607-18.
54. Ostry AS, Hertzman C, Teschke K. Risk perception differences in a community with a municipal solid waste incinerator. *Can J Public Health* 1993;84(5):321-4.
55. Stewart WF, Stewart PA. Occupational case-control studies: I. Collecting information on work histories and work-related exposures. *Am J Ind Med* 1994;26(3):297-312.
56. Daniels JL, Olshan AF, Teschke K, Hertz-Picciotto I, Savitz DA, Blatt J. Comparison of assessment methods for pesticide exposure in a case-control interview study. *Am J Epidemiol* 2001;153(12):1227-32.
57. de Cock J, Kromhout H, Heederik D, Burema J. Experts' subjective assessment of pesticide exposure in fruit growing. *Scand J Work Environ Health* 1996;22(6):425-32.
58. Fritschi L, Nadon L, Benke G, Lakhani R, Latreille B, Parent ME, et al. Validation of expert assessment of occupational exposures. *Am J Ind Med* 2003;43(5):519-22.
59. Teschke K. Exposure surrogates: job-exposure matrices, self-reports, and expert evaluations. Dans : Nieuwenhuijsen MJ, éditeur. *Exposure assessment in occupational and environmental epidemiology* Oxford: Oxford University Press; 2003. p. 119-32.
60. Guide de la *Loi sur la santé et la sécurité au travail*. Ministère du Travail de l'Ontario; Gouvernement de l'Ontario, 2005 [cité le 29 nov. 2005]. Accessible à l'adresse suivante : <http://www.labour.gov.on.ca/french/hs/ohsaguide/index.html>.