

## Inégalités sociales et mortalité des femmes et des hommes atteints de cancer au Québec, 1994-1998

**Michèle A. Dupont**, Unité Études et analyses de l'état de santé de la population

**Robert Pampalon**, Unité Études et analyses de l'état de santé de la population

**Denis Hamel**, Unité Études et analyses de l'état de santé de la population



information



formation



recherche



coopération  
internationale

La mortalité prématurée qu'occasionne le cancer et l'enjeu de santé publique qu'il représente ont donné lieu à une myriade d'études qui ont mis en évidence la contribution des conditions de vie, matérielles et sociales, dans la production de risques différenciés de morbidité et de mortalité. Ainsi, des études européennes et américaines attestent que la mortalité par cancer frappe souvent plus durement les catégories socio-économiques [1-5] ou les territoires [6-7] moins nantis, et cette relation persiste même quand on tient compte des comportements individuels [2, 8-9]. Dans bon nombre d'études, on s'est intéressé principalement aux hommes, plus faciles à caractériser au plan socio-économique que les femmes. En effet, le repérage de la position socio-économique des femmes s'est avéré complexe et les indicateurs utilisés sont souvent inadéquats [10-11]. L'examen des inégalités sociales de santé entre les sexes montre que la mortalité est sensible à la mesure de l'inégalité [12], que les causes de mortalité diffèrent entre femmes et hommes [13-14], que les inégalités sont moins marquées chez celles-ci [11, 14-16] et que la condition sociale des femmes contribue aux écarts de santé entre les sexes [17-19]. Au Québec et dans le reste du Canada, les quelques études [20-23] sur les inégalités sociales de santé révèlent la présence de telles inégalités, malgré les transferts gouvernementaux aux familles moins nantis et un accès universel au système de santé.

La rareté des études canadiennes sur cette question tient aux banques de données administratives sur la santé qui n'incluent aucune information socio-économique. Pour suppléer cette absence, les chercheurs ont proposé de recourir à des substituts écologiques qui non seulement s'avèrent de bons prédicteurs [24-25] de l'état de santé mais permettent de caractériser aussi bien la situation des hommes que celle des femmes [10]. Au Québec, une telle mesure a été développée récemment; elle a servi à l'étude de plusieurs problèmes de santé [26-28]. Celle-ci permet d'observer les inégalités sociales non seulement sous l'angle matériel, comme la plupart des substituts écologiques, mais aussi sous l'angle social.

Dans la présente étude, nous explorerons la relation entre cet indice de défavorisation et la mortalité par cancer — première cause de mortalité prématurée au Québec [29] — en faisant ressortir le rôle joué par chacune des dimensions matérielle et sociale. On portera également une attention particulière aux différences entre les hommes et les femmes afin de comparer leurs profils de mortalité.

## MÉTHODES ET DONNÉES

---

### *L'indice de défavorisation*

La mesure des inégalités sociales que nous avons développée s'appuie sur les travaux théoriques et méthodologiques de P. Townsend et une abondante littérature sur les conditions socio-économiques et la santé. L'indice de défavorisation est construit sur la base du secteur de dénombrement (SD), comptant en moyenne 750 personnes. Ce secteur peut être associé à la zone de code postal à six positions que l'on retrouve dans le fichier des décès du Québec. Sont exclus de la construction de l'indice : les SD peu peuplés — moins de 250 personnes —, ceux correspondant à des logements collectifs et ceux appartenant aux régions nordiques de Kativik et des Terres-cries-de-la-Baie-James. L'indice couvre environ 96 % de la population du Québec, soit près de 7 millions de personnes.

Comme le suggère Townsend, l'indice caractérise deux dimensions de la défavorisation, l'une matérielle, l'autre sociale. Il regroupe six indicateurs répartis selon chacune de ces dimensions qui ont été obtenues à la suite d'une analyse en composante principale (avec rotation VARIMAX). La dimension matérielle reflète surtout les variations parmi la population du Québec de la proportion de personnes sans diplôme d'études secondaires, du rapport emploi/population et du revenu moyen personnel. La dimension sociale traduit principalement les variations de la proportion de personnes séparées, veuves ou divorcées, de personnes vivant seules et de familles monoparentales parmi cette population. Sur l'une et l'autre dimensions, la population a été répartie en quintile de défavorisation (groupe

de 20 %) selon une échelle où le quintile 1 regroupe les plus favorisés de tous et le quintile 5, les plus défavorisés.

### *La mortalité*

Les données de mortalité proviennent du fichier des décès du Québec et couvrent les années 1994 à 1998. Pour garantir la fiabilité de l'analyse, nous nous sommes intéressés à la somme des décès par cancer ainsi qu'aux sièges les plus fréquents dans la population (tableau 1). La mortalité précoce étant d'un intérêt majeur pour la santé publique, l'analyse porte sur les décès survenus entre les âges de 25 et 74 ans. Compte tenu du petit nombre de décès associés à certains cancers, cette plage d'âge a dû être réduite à 35-74 ans ou à 45-74 ans selon le cas.

Un quintile de défavorisation (matérielle et sociale) a été attribué à environ 92 % des personnes décédées (tableau 1). Outre les valeurs de l'indice, l'âge et la zone de résidence des personnes décédées ont aussi été pris en compte. Les zones correspondent à quatre grands ensembles géographiques, soit la région métropolitaine de Montréal, les autres régions métropolitaines du Québec, les agglomérations de taille moyenne, les petites villes et le monde rural; ces ensembles comptent respectivement pour 48 %, 20 %, 12 % et 20 % de la population du Québec. L'âge est une variable fortement associée au risque de décès; la zone de résidence n'est pas totalement indépendante de la défavorisation matérielle et sociale [27].

## *La stratégie d'analyse*

Des risques relatifs de mortalité (RR) ont été estimés à l'aide de la modélisation par la régression de Poisson [30] pour chacun des quintiles de défavorisation matérielle et sociale. Ces RR sont ajustés pour tenir compte des différences d'âge et de zone entre les personnes de chaque quintile. Le groupe de référence est celui du quintile le plus favorisé dont le RR vaut 1,00. La valeur appartenant aux autres quintiles exprime ainsi le risque de mortalité entre ces quintiles et le quintile le plus favorisé. Un RR égal à 1,25, par exemple, indique que le taux de mortalité est plus élevé de 25 % pour ce quintile que pour celui du groupe de référence.

Pour mettre en évidence les effets de la défavorisation matérielle et sociale sur la mortalité par cancer, nous avons produit plusieurs modèles. Pour les causes de décès communes aux deux sexes, nous nous sommes d'abord demandés si le rôle de la défavorisation pouvait varier selon le sexe. Pour cela, nous avons conçu un premier modèle ajusté selon l'âge, la zone et un terme d'interaction entre le sexe et l'une et l'autre formes de défavorisation. Quand aucune interaction statistiquement significative ( $p < 0,10$ ) n'était trouvée, nous conservons ce modèle. Si, au contraire, une interaction était présente, un second modèle avec ajustement selon l'âge, la zone et l'une ou l'autre forme de

défavorisation était produit pour les femmes et pour les hommes séparément ( $p < 0,05$ ). Pour les causes de décès exclusives à un sexe, ce second modèle était appliqué intégralement.

Pour l'ensemble des cancers et pour le cancer du poumon, on observe des taux de mortalité très différents selon l'âge chez les femmes et chez les hommes : surmortalité féminine de 30 à 49 ans et surmortalité masculine de 50 à 74 ans (données non présentées). Pour mieux saisir l'effet de la défavorisation sur ces différences, d'autres modèles avec ajustement selon la zone et l'une ou l'autre forme de défavorisation ont été produits pour les hommes et pour les femmes de 30-49 ans d'une part, et pour les hommes et pour les femmes de 50-74 ans d'autre part.

## **RÉSULTATS**

Les profils de mortalité des femmes et des hommes convergent dans le cas des cancers de l'estomac, du pancréas et de la vessie, qu'ils soient en relation avec la défavorisation matérielle ou sociale (tableaux 2 et 3 : partie supérieure). Parmi ces cancers, seule la mortalité due au cancer de l'estomac montre une progression continue et statistiquement significative ( $p < 0,0001$ ) avec la défavorisation matérielle.

**TABEAU 1**

Population visée, groupe d'âge de référence, nombre total de décès par cancer, nombre et pourcentage de décès ayant reçu un indice de défavorisation selon le siège de cancer et le sexe, Québec, 1994 à 1998

Siège (CIM9)	Population visée (groupe de référence)	Total de décès		Décès avec indice			
		hommes	femmes	hommes		femmes	
		n	n	n	%	n	%
Toutes causes (140 à 208)	25-74 ans (25-44)	27 657	20 964	25 567	92,4	19 353	92,3
Estomac (151)	25-74 ans (25-44)	1 131	564	1 053	93,1	529	93,8
Côlon-rectum (153-154)	25-74 ans (25-44)	3 024	2 224	2 803	92,7	2 033	91,4
Pancréas (157)	35-74 ans (35-44)	1 323	1 016	1 230	93,0	932	91,7
Poumon (162)	25-74 ans (25-44)	11 062	5 524	10 234	92,5	5 131	92,9
Sein (174)	25-74 ans (25-44)	---	4 281	---	---	3 949	92,2
Col de l'utérus (180)	25-74 ans (25-44)	---	322	---	---	298	92,5
Corps de l'utérus (182)	45-74 ans (45-64)	---	260	---	---	230	88,5
Ovaires (183)	35-74 ans (35-44)	---	1 097	---	---	1 000	91,2
Prostate (185)	45-74 ans (45-64)	1 396	---	1 263	90,5	---	---
Vessie (188)	45-74 ans (45-54)	542	166	509	93,9	153	92,2

Source : Fichier des décès de 1994 à 1998, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

### *Mortalité féminine et défavorisation*

Chez les femmes, on note d'abord une progression continue ou presque et statistiquement significative de la mortalité relative à la somme des cancers ( $p < 0,0001$ ), aux cancers du poumon ( $p < 0,0001$ ) et du col de l'utérus ( $p < 0,01$ ) avec la défavorisation matérielle (tableau 2). Pour ces derniers, le poids de la défavorisation est appréciable, faisant croître le risque de mortalité d'environ 63 % et 72 % respectivement. En contrôlant pour cette forme de

défavorisation, on note également une progression continue de la mortalité pour la somme des cancers ( $p < 0,0001$ ), par cancer du poumon ( $p < 0,0001$ ) et du col de l'utérus ( $p = 0,14$ ) avec la défavorisation sociale (tableau 3). La combinaison des dimensions matérielle et sociale de la défavorisation fait ressortir la vulnérabilité des femmes du quintile le plus défavorisé : leur risque relatif de mourir atteint 2,61 ( $1,72*1,52$ ) pour le cancer du poumon, 2,09 ( $1,63*1,28$ ) pour le cancer du col de l'utérus et 1,34 ( $1,19*1,13$ ) pour la totalité des types de cancers.

**Tableau 2**

Risque relatif de mortalité par cancer<sup>1</sup> et son intervalle de confiance (p < 0,05) selon le sexe, le siège et le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 1994-1998

Siège de cancer	Quintile de défavorisation matérielle				
	1 (favorisé)	2	3	4	5 (défavorisé)
<b>Femmes et hommes</b>					
Estomac (151)	1,00	1,28 (1,07-1,52)	1,32 (1,11-1,57)	1,43 (1,21-1,69)	1,6 (1,36-1,88)
Pancréas (157)	1,00	1,06 (0,92-1,22)	1,08 (0,94-1,24)	1,07 (0,93-1,23)	1,15 (1,00-1,31)
Vessie (188)	1,00	1,13 (0,88-1,47)	1,02 (0,79-1,33)	1,21 (0,95-1,55)	1,22 (0,96-1,56)
<b>Femmes</b>					
Toutes causes (140 à 208)	1,00	1,1 (1,05-1,15)	1,14 (1,09-1,19)	1,12 (1,07-1,17)	1,19 (1,13-1,25)
Côlon-rectum (153-154)	1,00	1,12 (0,97-1,30)	1,09 (0,95-1,26)	1,07 (0,93-1,23)	1,14 (0,99-1,31)
Poumon (162)	1,00	1,29 (1,17-1,42)	1,4 (1,27-1,54)	1,44 (1,30-1,58)	1,63 (1,48-1,80)
Sein (174)	1,00	0,95 (0,86-1,05)	1,02 (0,92-1,12)	0,95 (0,86-1,05)	0,93 (0,83-1,03)
Col de l'utérus (180)	1,00	1,09 (0,74-1,59)	0,77 (0,51-1,16)	1,17 (0,81-1,69)	1,72 (1,22-2,42)
Corps de l'utérus (182)	1,00	0,81 (0,54-1,20)	0,75 (0,50-1,13)	0,74 (0,49-1,12)	0,78 (0,51-1,19)
Ovaires (183)	1,00	0,94 (0,78-1,14)	0,87 (0,71-1,06)	0,89 (0,73-1,08)	0,83 (0,68-1,00)
<b>Hommes</b>					
Toutes causes (140 à 208)	1,00	1,25 (1,20-1,31)	1,28 (1,23-1,34)	1,3 (1,24-1,35)	1,4 (1,34-1,47)
Côlon-rectum (153-154)	1,00	1,17 (1,03-1,32)	1,16 (1,02-1,31)	1,1 (0,98-1,25)	1,15 (1,02-1,30)
Poumon (162)	1,00	1,41 (1,31-1,51)	1,55 (1,45-1,67)	1,6 (1,49-1,72)	1,82 (1,69-1,95)
Prostate (185)	1,00	1,19 (0,99-1,42)	0,98 (0,82-1,18)	0,91 (0,75-1,09)	0,91 (0,75-1,10)

<sup>1</sup> Le risque relatif est ajusté selon l'âge, le sexe (pour les trois premiers sièges seulement) ainsi que selon le quintile de défavorisation sociale et la zone de résidence.

Source : Fichier des décès de 1994 à 1998, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

**TABLEAU 3**

Risque relatif de mortalité par cancer<sup>1</sup> et son intervalle de confiance ( $p < 0,05$ ) selon le sexe, le siège et le quintile de défavorisation sociale, Québec, 1994-1998

Siège de cancer	Quintile de défavorisation sociale				
	1 (favorisé)	2	3	4	5 (défavorisé)
<b>Femmes et hommes</b>					
Estomac (151)	1,00	1,01 (0,86-1,19)	0,96 (0,82-1,13)	1 (0,85-1,17)	1,06 (0,90-1,24)
Pancréas (157)	1,00	0,98 (0,85-1,13)	1,07 (0,93-1,23)	1,04 (0,91-1,20)	1 (0,87-1,15)
Vessie (188)	1,00	0,92 (0,71-1,21)	0,93 (0,72-1,22)	1,21 (0,95-1,55)	1,12 (0,87-1,44)
<b>Femmes</b>					
Toutes causes (140 à 208)	1,00	1 (0,95-1,05)	0,99 (0,94-1,04)	1,04 (0,99-1,09)	1,13 (1,08-1,19)
Côlon-rectum (153-154)	1,00	0,94 (0,81-1,09)	0,92 (0,80-1,07)	0,91 (0,79-1,05)	0,94 (0,81-1,08)
Poumon (162)	1,00	1,01 (0,91-1,12)	1,02 (0,93-1,13)	1,08 (0,98-1,19)	1,28 (1,16-1,40)
Sein (174)	1,00	1 (0,90-1,12)	1,04 (0,94-1,16)	1,09 (0,98-1,21)	1,08 (0,97-1,21)
Col de l'utérus (180)	1,00	1,05 (0,70-1,59)	1,17 (0,78-1,74)	1,28 (0,87-1,88)	1,52 (1,05-2,20)
Corps de l'utérus (182)	1,00	0,94 (0,59-1,51)	0,9 (0,56-1,43)	1,03 (0,66-1,60)	1,25 (0,81-1,94)
Ovaires (183)	1,00	0,98 (0,79-1,21)	1,02 (0,83-1,25)	0,96 (0,78-1,18)	1 (0,82-1,23)
<b>Hommes</b>					
Toutes causes (140 à 208)	1,00	1,03 (0,98-1,07)	1,09 (1,05-1,14)	1,16 (1,12-1,21)	1,32 (1,27-1,38)
Côlon-rectum (153-154)	1,00	0,89 (0,78-1,01)	1,08 (0,96-1,22)	1,08 (0,96-1,22)	1,19 (1,06-1,34)
Poumon (162)	1,00	1,05 (0,98-1,13)	1,08 (1,01-1,16)	1,21 (1,13-1,29)	1,48 (1,38-1,58)
Prostate (185)	1,00	1,03 (0,85-1,25)	1,14 (0,95-1,38)	1,13 (0,94-1,37)	1,33 (1,10-1,61)

<sup>1</sup> Le risque relatif est ajusté selon l'âge, le sexe (pour les trois premiers sièges seulement) ainsi que selon le quintile de défavorisation matérielle et la zone de résidence.

Source : Fichier des décès de 1994 à 1998, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

### *Mortalité masculine et défavorisation*

Du côté des hommes, la mortalité due à l'ensemble des cancers ( $p < 0,0001$ ) et au cancer du poumon ( $p < 0,0001$ ) croît aussi nettement tant avec la forme matérielle que sociale de défavorisation (tableaux 2 et 3). L'effet conjoint de celles-ci accroît le risque de décès chez les hommes les plus défavorisés de 1,85 ( $1,40 \times 1,32$ ) pour l'ensemble des cancers et de 2,69 ( $1,82 \times 1,48$ ) pour le cancer du poumon. Pour le cancer colorectal, la progression de la mortalité est moins nette avec la défavorisation matérielle ( $p = 0,08$ ) qu'avec la défavorisation sociale ( $p < 0,0001$ ), alors que l'effet combiné de ces deux formes de défavorisation augmente le risque de mourir des plus défavorisés à 1,37 ( $1,15 \times 1,19$ ). Pour le cancer de la prostate, on note une tendance inverse et statistiquement significative ( $p = 0,03$ ) entre la mortalité et les deux formes de défavorisation; elle est positive avec la forme sociale et négative avec la forme matérielle de défavorisation.

### *Mortalité différentielle des femmes et des hommes*

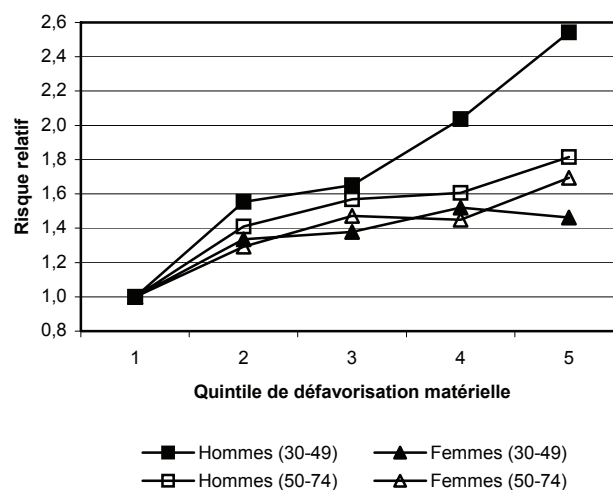
Appartenir au groupe le plus favorisé aux plans matériel et/ou social procure un net avantage en regard de la mortalité par cancer et ce, qu'on soit femme ou homme. À défavorisation matérielle et/ou sociale égales, les hommes ont cependant un risque de mourir de l'une ou l'autre forme de cancer légèrement plus élevé que celui des femmes.

Un examen approfondi de la mortalité totale par cancer selon l'âge nous a permis par ailleurs de constater une surmortalité des femmes entre 30 et 49 ans comparativement aux hommes du même âge

(données non présentées). Une situation qui tient au nombre élevé de décès que provoquent les cancers du poumon et du sein chez les femmes à ces âges. En ce qui concerne le cancer du poumon, cette surmortalité provient non pas de la défavorisation matérielle (figure 1) mais plutôt de la défavorisation sociale (figure 2). Pour cette forme de défavorisation, on observe en effet un risque relatif de mortalité par cancer du poumon entre les âges de 30 et 49 ans chez les femmes défavorisées (quintiles 2 à 5), ce qui excède largement non seulement celui des hommes de même niveau de défavorisation mais également celui des femmes plus âgées.

**FIGURE 1**

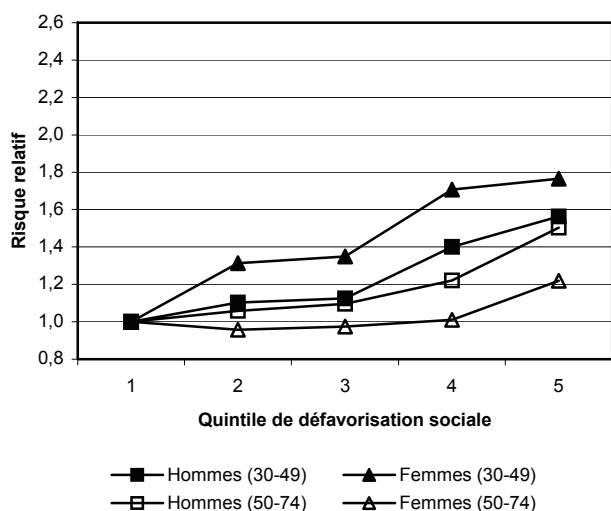
Risque relatif de mortalité par cancer du poumon chez les hommes et les femmes de 30-49 ans et de 50-74 ans par quintile de défavorisation matérielle, Québec, 1994-1998



Source : Fichier des décès de 1994 à 1998, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

**FIGURE 2**

Risque relatif de mortalité par cancer du poumon chez les hommes et les femmes de 30-49 ans et de 50-74 ans par quintile de défavorisation sociale, Québec, 1994-1998



Source : Fichier des décès de 1994 à 1998, ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

## DISCUSSION

Nos résultats corroborent les conclusions de la littérature internationale : au Québec comme ailleurs, la population des milieux défavorisés a une plus forte probabilité de mourir prématurément de cancer. Ils indiquent également que les profils de mortalité des femmes et des hommes convergent quand ils meurent des cancers de l'estomac, du pancréas ou de la vessie, mais qu'ils diffèrent pour les autres cancers communs aux deux sexes. Au bilan, un moins grand écart socio-économique apparaît entre les femmes des divers quintiles qu'entre les hommes. Ensuite, le poids de la défavorisation

matérielle et sociale est plus faible sur la mortalité féminine que masculine. Pour la mortalité totale par cancer, l'effet conjugué des deux formes de défavorisation augmente le risque de mourir des femmes et des hommes les plus démunis; mais ces derniers ont un surcroît de mortalité d'environ 20 % par rapport aux premières. Cet écart entre les sexes se compare à ce qu'on trouve en Grande-Bretagne [31] et aux États-Unis [32].

D'une part, nos résultats confirment le rôle que joue la dimension matérielle de la défavorisation sur la mortalité par cancer, en particulier ceux qui affectent les poumons et le système digestif. Ceci va dans le sens d'autres constats établis ailleurs en recourant à une mesure individuelle [3, 5] ou territoriale [7] du statut socio-économique. Par ailleurs, le risque de mourir du cancer du col de l'utérus qui atteint 72 % (IC : 1,22-2,42) chez les femmes les plus démunies peut être considéré comme très élevé. En effet, ce cancer à évolution lente, facile à détecter même à un stade précancéreux, ne devrait plus causer la mort, surtout que le Canada a été un pionnier dans le dépistage de ce cancer grâce au test PAP. Il y aurait lieu également de s'intéresser aux causes sous-jacentes et à leur interaction dans la plus forte mortalité par cancer du col.

D'autre part, la forme sociale de la défavorisation, statistiquement indépendante de la forme matérielle — les deux formes ayant été contrôlées dans la modélisation —, a un impact additionnel sur la mortalité par cancer tant chez les femmes que chez les hommes. Chez ces derniers, la défavorisation sociale accroît significativement la mortalité pour tous les cancers étudiés. Chez les femmes, elle



contribue à la mortalité des moins favorisées atteintes du cancer du col de l'utérus, mais plus particulièrement à la surmortalité par cancer du poumon observée entre 30 et 49 ans.

Rappelons que la dimension sociale rend compte de la proportion de gens séparés, divorcés ou veufs, de ménages à une seule personne et de ménages monoparentaux dans un secteur de dénombrement. Des études ont mesuré le rôle de l'état civil et du type de ménage sur la mortalité. Pour la mortalité toutes causes, il ressort que les hommes non mariés ont un risque plus grand de mortalité comparativement aux hommes mariés [33-34]. Mais les résultats sont moins concluants en ce qui a trait à la mortalité par cancer [34]. Une étude britannique montre que chez les femmes, cette relation n'est pas significative dans le cas de la mortalité par cancer [35]. Dans une autre étude, les mères monoparentales ont un risque accru de mourir du cancer comparativement aux mères qui ont un partenaire [36], et ce risque est encore plus grand quand il s'agit du cancer du poumon [37].

Il importe de mentionner ici que la dimension sociale de l'indice a une assise territoriale et que, pour cette raison, elle peut traduire un construit différent de celui de l'état civil et du type de ménage. Des analyses menées au Québec montrent que la dimension sociale de l'indice est étroitement reliée au plan territorial à la fréquence des déménagements ainsi qu'au statut de locataire [27]. C'est dire qu'au-delà des conditions matérielles d'existence, cette dimension pourrait refléter la fragilité du réseau social local, que ce soit en termes de qualité des relations de voisinage ou encore d'accès dans le milieu à des services de santé, des services sociaux ou

communautaires pouvant contribuer au mieux-être des personnes. Il nous semble donc important de clarifier la signification de cette dimension en poursuivant l'analyse des relations entre celle-ci et d'autres mesures reflétant notamment la cohésion sociale, le sentiment d'appartenance à la communauté locale et la présence de services dans le milieu [38].

Enfin, en ce qui concerne la surmortalité par cancer du poumon des jeunes Québécoises défavorisées au plan social, quelques hypothèses peuvent être avancées. Le tabagisme fréquent chez les femmes seules, séparées, divorcées, ou en situation de monoparentalité — états civils fréquents entre 30 et 50 ans — peut être vu comme une réponse au stress, réponse fréquente chez ces femmes en particulier et aux personnes défavorisées au plan matériel en général. Or, à niveau équivalent d'exposition au tabac, les femmes verraient leur risque de cancer du poumon accru du fait de leur plus grande prédisposition à capter certains agents cancérigènes présents dans la cigarette [39-40]. On ne peut exclure cependant que la surmortalité observée puisse être le fait d'une substitution de causes de mortalité. Une étude québécoise [28] a en effet identifié un lien étroit entre la défavorisation, tant matérielle que sociale, et le suicide, principale cause de décès chez les jeunes hommes. Cette cause pourrait donc soustraire un certain nombre d'hommes de la cohorte des gens atteints de cancer et être en partie responsable de l'écart observé.

Il ressort de notre étude qu'en dépit des transferts gouvernementaux de l'État vers les familles les plus démunies et d'un système de soins et de services de santé universel, des disparités de santé importantes

demeurent entre les divers sous-groupes qui composent la population du Québec, comme l'indiquent nos résultats. L'État et la santé publique doivent poursuivre leurs efforts en vue de diminuer le surcroît de morbidité et de mortalité que supportent ces sous-groupes et leurs environnements. Un fait frappant de notre étude est la contribution de la défavorisation sociale à la mortalité par cancer, en particulier celle des hommes et celle de femmes jeunes. On devrait donc non seulement poursuivre l'analyse du rôle particulier que semble jouer cette dimension sur la santé mais aussi, éventuellement, en tenir compte dans l'élaboration de politiques de santé et dans les interventions sanitaires.

## RÉFÉRENCES

1. Fernandez E, Borrell C. Cancer mortality by educational level in the city of Barcelona. *Br J of Cancer* 1999; 79(3/4):684-689.
2. Bassuk SS, Berkman LF, Amick III BC. Socioeconomic status and mortality among the elderly: finding from four US communities. *Am J Epidemiol* 2002; 155:520-533.
3. Kunst A, Groenhouf F, Mackenbach JP et al. Occupational class and cause specific mortality in middle aged men in 11 European countries: comparison of population based studies. *BMJ* 1998; 316:1636-1642.
4. Davey Smith G, Hart C, Hole D, MacKinnon P, Gillis C, Watt G et al. Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk? *J Epidemiol Community Health* 1998; 52:153-160.
5. Hart CL, Hole DJ, Gillis CR, Davey Smith G, Watt GCM, Hawthorne VM. Social class differences in lung cancer mortality: risk factor explanations using two Scottish cohort studies. *Int J Epidemiol* 2001; 30:268-274.
6. Osler M, Klebak S. Social differences in health in an affluent Danish county. *Scand J Soc Med* 1998; 26(4):289-292.
7. Lorant V. Inégalités socio-économiques de la mortalité dans les communes belges. *Rev. Épidém. et Santé Publ.* 2000; 48:239-247.
8. Song YM, Byeon JJ. Excess mortality from avoidable and non-avoidable causes in men of low socioeconomic status: a prospective study in Korea. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54:166-172.
9. Van Rossum CTM, Shipley MJ, van de Mheen H et al. Employment grade differences in cause specific mortality. A 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54:178-184.
10. Krieger N, Chen JT, Selby JV. Comparing individual-based and household-based measures of social class to assess class inequalities in women's health: a methodological study of 684 UW women. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53:612-623.
11. Koskinen S, Martelin T. Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men? *Soc Sci Med* 1994; 38(10):1385-1396.
12. Mustard CA, Etches J. Gender differences in socioeconomic inequality in mortality. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(12):974-80.
13. Benach J, Yasui Y, Borrell C et al. Material deprivation and leading causes of death by gender: evidence from a nationwide small area study. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55:239-245.
14. Mackenbach JP, Kunst AE, Groenhouf F et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. *Am J Public Health* 1999; 89:1800-1806.
15. Strong M, Maheswaran R, Fryers PR et al. Are socioeconomic inequalities in mortality decreasing in Trent Region, UK? An observational study, 1988-1998. *J Public Health Med* 2002; 24(2):120-122.
16. Matthews S, Manor O, Power C. Social inequalities in health: are there gender differences. *Soc Sci Med* 1999; 48(1):49-60.
17. Kawachi I, Kennedy BP, Gupta V. et al. Women's status and the health of women and men: a view from the States. *Soc Sci Med* 1999; 48(1):21-32.

18. Benigni R. Inequalities in Health: The Value of Sex-Related Indicators. *Environ Health Perspectives* 2003; 111(4):421-425.
19. Benigni R, Giaimo R, Matranga D et al. The sex difference in tumor incidence is related to the female condition : models for Europe and Italy. *Environ Health Perspect* 2001; 109(7):705-09.
20. Mao Y, Hu J, Ugnat AM, Semenciw R, Fincham S, Canadian Cancer Registries Epidemiology Research Group. Socioeconomic status and lung cancer risk in Canada. *Int J Epidemiol* 2001; 30:809-817.
21. Mustard C, Derksen S, Berthelot JM et al. Socioeconomic Gradients in Mortality and the Use of Health Care Services at Different stages in the Life Course. Statistique Canada/Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation. 1995.
22. Wilkins R, Ng E, Berthelot JM. Trends in Mortality by Income in Urban Canada from 1971 to 1996. Session 65: Causes of Death Analyses, Differentials and Trends. Population Association of America. 2001 Annual Meeting, Washington DC, March 2001.
23. Choimière R. Évolution des disparités de la mortalité selon le revenu à Montréal. RRSSS de Montréal-Centre. 67<sup>e</sup> congrès de l'ACFAS. Mai 1999.
24. Macintyre S, Ellaway A. Ecological Approaches: Rediscovering the Role of the Physical and Social Environment in Berkman LF et Kawachi I. *Social Epidemiology*, Oxford. 2000; 332-348.
25. Mustard CM, Derksen S, Berthelot JM, Wolfson M. Assessing ecologic proxies for household income: a comparison of household and neighbourhood level income measures in the study of population health status. *Health & Place*. 1999; 5(2):157-171.
26. Pampalon R, Raymond G. A Deprivation Index for Health and Welfare Planning in Québec. *Chronic Diseases in Canada* 2000; 21:104-113.
27. Pampalon R, Raymond G. Indice de défavorisation matérielle et sociale; son application au secteur de la santé du bien-être au Québec. *Santé, Société et Solidarité* 2003; 2(1):191-208.
28. Hamel D. and R. Pampalon. 2003. Trauma and deprivation in Québec. Institut national de santé publique du Québec. Québec. 8 p.
29. Beaupré M. Surveillance du cancer au Québec : nouveaux cas déclarés au fichier des tumeurs et mortalité par cancer de 1992-1998. Ministère de la Santé et des Services sociaux. 2002
30. Kunst, AE, Mackenbach JP. Measuring socioeconomic inequalities in health. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 1994.
31. Griffiths C, Fitzpatrick J, editors. Geographic Variations in Health. London: A National Statistics publication; 2001.
32. Steenland J, Henley J, Thun M. All-Cause and Cause-specific Death Rates by Educational Status for two Million People in Two American Cancer Society Cohorts, 1959-1996. *Am J Epidemiol* 2002; 156:11-21.
33. Burnley IH. Disadvantage and Male Cancer Incidence and Mortality in New South Wales 1985-1993. *Soc Sci Med* 1997; 45(3):465-476.
34. Ebrahim S, Wanamethee G, McCallum A, Walker M, Shaper AG. Marital Status, Change in Marital Status, and Mortality in Middle-aged British Men. *Am J Epidemiol* 1995; 142:834-42.
35. Cheung YB. Marital status and mortality in British women: a longitudinal study. *Int J Epidemiol* 2000; 29:93-99.
36. Weitoft, GR, Haglund B, Rosén M. Mortality among lone mothers in Sweden: a population study. *Lancet* 2002; 355:1215-19.
37. Weitoft GR, Haglund B, Hjern A et al. Mortality, severe morbidity and injury among long-term mothers in Sweden. *Int J Epidemiol* 2002; 31:573-80.
38. Ellaway, A., Macintyre, S., Kearns, A. Perceptions of Place and Health in Socially Contrasting Neighbourhoods. *Urban Studies* 2001; 38(12):2299-2316.
39. Zang EA, Wynder EL. Differences in Lung Cancer Risk Between Men and Women: Examination of the Evidence. *J Natl Cancer Inst* 1996; 88:183-92.
40. Tulinius H, Sigfusson N, Sigvaldason K, Bjarnadottir K, Tryggvadottir L. Risk Factors for Malignant Diseases: A Cohort Study on a Population of 22,946 Icelanders. *Cancer Epidemiol, Biomarkers & Prev* 1997; 6:863-873.

**INÉGALITÉS SOCIALES ET MORTALITÉ  
DES FEMMES ET DES HOMMES ATTEINTS  
DE CANCER AU QUÉBEC, 1994-1998**


Auteurs :

**Michèle A. Dupont, démographe**  
**Robert Pampalon, géographe**  
**Denis Hamel, statisticien**

Unité Études et analyses de l'état de santé  
de la population

Institut national de santé publique du Québec

**Institut national  
de santé publique**

**Québec** 

Ce document est disponible en version intégrale sur le site Web de l'INSPQ : <http://www.inspq.qc.ca>  
Reproduction autorisée à des fins non commerciales à la condition d'en mentionner la source.

*This document is also available in English at the Institut national de santé publique du Québec Web site at <http://www.inspq.qc.ca> under the heading "Deprivation and cancer mortality among Quebec women and men, 1994–1998".*

Document déposé à Santécom (<http://www.santecom.qc.ca>)

Cote : INSPQ-2004-055

Dépôt légal – 4<sup>e</sup> trimestre 2004

Bibliothèque nationale du Québec

Bibliothèque nationale du Canada

ISBN 2-550-43390-4

© Institut national de santé publique du Québec (2004)