

Indice de défavorisation pour l'étude de la santé et du bien-être au Québec – Mise à jour 2001

Robert Pampalon, Unité Connaissance-surveillance
Denis Hamel, Unité Connaissance-surveillance
Guy Raymond, ministère de la Santé et des Services sociaux



information



formation



recherche



coopération
internationale

INTRODUCTION

Pour contourner l'absence d'information à caractère socio-économique dans les fichiers administratifs du domaine de la santé et des services sociaux, les chercheurs ont généralement recours à des substituts (ou *proxis*) de type écologique. Il s'agit d'information puisée dans les recensements nationaux et produite sur la base d'unités territoriales de taille réduite, une information que l'on introduit par la suite dans les fichiers administratifs en établissant la concordance entre ces unités et les codes postaux que l'on retrouve dans les fichiers administratifs. Cette pratique a pris son essor en Grande-Bretagne [1], mais a essaimé dans la plupart des pays industrialisés [2-4], incluant le Canada [5-7] et le Québec [8-9]. Aujourd'hui, malgré les limites associées à cette pratique [10], elle constitue une approche privilégiée pour mesurer les disparités sociales associées à la mortalité, la morbidité sanitaire et sociale, à court et à long termes, et le recours aux services de santé et aux services sociaux.

Comme cette pratique est intimement liée aux recensements et à ses produits dérivés, tout changement survenant dans ces sources d'information aura un impact sur la construction de substituts de type écologique et, subséquentement, sur les disparités de santé et de bien-être mises en évidence. Dans le présent texte, nous relaterons la mise à jour 2001 d'un indice de défavorisation développé au Québec [8] à partir d'information issue du recensement de 1996 et d'autres produits de Statistique Canada. Nous décrirons d'abord les changements survenus dans la construction de l'indice de défavorisation, en traitant successivement des unités territoriales de base, des indicateurs socio-économiques considérés et de leur intégration sous forme d'indice. Nous poursuivrons par l'examen des procédures d'assignation de l'indice à partir des tables de codes postaux et de leur impact sur deux bases de données du secteur de la santé, soit les décès et les naissances. En conclusion, nous aborderons les conséquences et les suites à la présente mise à jour et fournirons une liste brève des outils informatisés actuellement disponibles permettant d'utiliser l'indice de défavorisation 2001.

LA CONSTRUCTION DE L'INDICE DE DÉFAVORISATION

Les unités territoriales de base

Puisque l'objectif d'un substitut écologique est précisément de se substituer à une mesure de nature individuelle, l'unité territoriale retenue doit être la plus petite possible, et ce, afin d'assurer un fort degré d'homogénéité dans les conditions socio-économiques qui seront imputées à chacun des résidents de cette unité [3]. Ainsi, l'indice de défavorisation développé au Québec à partir des données du recensement de 1996 l'a-t-il été sur la base du secteur de dénombrement (SD) qui constituait alors la plus petite unité géostatistique pour laquelle des données du recensement étaient produites. Avec le recensement de 2001, cette unité a été remplacée par l'aire de diffusion (AD). En langage simple, une AD est un petit territoire composé d'un ou de plusieurs pâtés de maisons contigus regroupant de 400 à 700 personnes.

Lors de la construction de l'indice de défavorisation de 1996, ce ne sont pas tous les SD qui ont été retenus. Étaient d'abord exclus les SD comptant moins de 250 personnes, car Statistique Canada ne produisait pas de données de revenu pour ces SD. Étaient aussi éliminés les SD correspondant à des institutions et pour lesquels le profil B (données socio-économiques) n'était pas rempli. Enfin, les SD des régions du Nunavik et des Terres-cries-de-la-Baie-James ainsi que certains SD de réserves indiennes (la moitié environ), n'ayant pas participé au recensement, ont été mis de côté. Au total 9 058 SD étaient retenus pour la construction de

l'indice de défavorisation, couvrant 96 % de la population du Québec.

Comme en 1996, certaines AD ont été également ignorées lors de la construction de l'indice de 2001. En effet, les AD qui contenaient une proportion élevée de ménages collectifs ou de personnes vivant en institution (plus de 15 % de la population totale de l'AD ou plus de 80 personnes vivant en ménage collectif), qui ne disposaient d'aucun profil B ou de données sur le revenu, qui appartenaient aux régions du Nunavik et des Terres-cries-de-la-Baie-James ou qui étaient associées à une réserve indienne ont été temporairement mises de côté. Au total, 10 624 AD ont été retenues pour la construction de l'indice de défavorisation, couvrant ainsi 95 % de la population du Québec. Toutefois, contrairement à 1996, les valeurs obtenues lors de la construction de l'indice ont été projetées sur un nombre additionnel de AD. Ce sont les AD pour lesquelles il était possible d'imputer¹ convenablement une valeur de revenu (412 AD), les AD associées aux régions nordiques et réserves indiennes disposant d'un profil B complet (48 AD) et les AD dont la population avec profil B complet (ou avec revenu imputé) comptait pour plus de 85 % de la population totale du AD (118 AD). Au terme de ces projections, un indice de défavorisation a pu être établi pour 11 202 AD en 2001, ce qui porte la population couverte par l'indice à près de 98 % de la population totale du Québec.

¹ L'imputation du revenu fut réalisée par la méthode du plus proche voisin, fondée sur la distance euclidienne entre les autres indicateurs (que le revenu) formant l'indice de défavorisation. La procédure PROC FASTCLUS de SAS a été utilisée à cette fin.

Les principaux changements survenus entre 1996 et 2001 dans l'unité territoriale à la base de l'indice de défavorisation et dans le taux de couverture de la population par cet indice sont résumés aux tableaux 1 et 2. De pair avec l'accroissement du nombre d'unités territoriales entre 1996 et 2001, on note d'abord une réduction de la population moyenne résidant dans chacune de ces unités, passant de 755 à 632. Cela n'est vrai cependant que dans les régions métropolitaines de recensement (Montréal et autres RMR), car la tendance est contraire dans les agglomérations urbaines alors que dans les petites villes et le monde rural, la taille moyenne des unités n'est nullement modifiée. De 1996 à 2001, on constate également que le taux de couverture de l'indice s'accroît légèrement de la RMR de Montréal jusqu'aux petites villes et le monde rural. Cette tendance reflète essentiellement les effets de la projection des valeurs de l'indice à des AD non initialement considérés lors de la phase de construction de l'indice de défavorisation. Environ 60 % des AD ayant une valeur d'indice projetée proviennent de la zone des petites villes et du monde rural (données non présentées).

TABEAU 1

Nombre et population moyenne des unités territoriales à la base de l'indice de défavorisation, selon la zone géographique en 1996 et 2001, Québec

Zone	Unité de base ¹			
	Nombre		Population moyenne	
	1996	2001	1996	2001
RMR de Montréal ²	4 048	5 654	801	589
Autre RMR ³	1 684	2 233	788	605
Agglomérations ⁴	1 080	932	753	914
Petites villes et rural	2 246	2 383	647	647
Le Québec	9 058	11 202	755	632

1- Les unités sont le secteur de dénombrement en 1996 et l'aire de diffusion en 2001.

2- Région métropolitaine de recensement de Montréal.

3- RMR de Québec, Sherbrooke, Trois-Rivières, Saguenay et Hull.

4- Agglomérations dont la population varie entre 100 000 et 10 000 habitants.

Source: Recensements 1996 et 2001.

Les indicateurs socio-économiques

Les indicateurs retenus dans la construction de l'indice de défavorisation sont exactement les mêmes en 1996 et 2001. Ils avaient été choisis pour leurs relations connues avec un grand nombre de problématiques du secteur de la santé et du bien-être, leurs affinités avec les deux principales dimensions du concept de défavorisation, les dimensions matérielle et sociale, et leur disponibilité par SD et maintenant par AD [8]. Ce sont la proportion de personnes de 15 ans et plus n'ayant aucun certificat ou diplôme d'études secondaires (SCOLAR), la proportion de personnes de 15 ans et plus occupant un emploi (EMPLOI), le revenu moyen des personnes de 15 ans et plus recevant un revenu de différentes sources (REVENU), la proportion des personnes de 15 ans et plus vivant seules dans leur ménage (SEULES), la proportion de personnes de 15 ans et plus dont l'état matrimonial

légal est soit séparé, divorcé ou veuf (S_D_V) et la proportion de familles monoparentales (F_MONO). En outre, autant en 1996 qu'en 2001, tous ces indicateurs, sauf le dernier, ont été ajustés selon l'âge et le sexe de la population, en prenant pour référence la population de l'ensemble du Québec. Enfin, certains indicateurs ont vu leur distribution normalisée en 1996 et en 2001. En

1996, une transformation logarithmique a été appliquée aux variables REVENU, S_D_V et SEULES et une transformation racine carrée a été appliquée à la variable F_MONO. En 2001, seules les variables REVENU et SEULES ont été transformées, la première par la fonction de logarithme, la seconde par la fonction inverse du sinus.

TABEAU 2

Population couverte par l'indice de défavorisation selon la zone géographique en 1996 et 2001, Québec

Zone	Population 1996			Population 2001		
	totale	couverte		totale	couverte	
	n	n	%	n	n	%
RMR de Montréal ¹	3 324 234	3 243 201	97,6	3 424 724	3 329 930	97,2
Autres RMR ²	1 366 411	1 327 604	97,2	1 386 238	1 351 186	97,5
Agglomérations ³	849 631	813 098	95,7	867 952	851 671	98,1
Petites villes et rural	1 598 519	1 454 059	91,0	1 558 565	1 541 382	98,9
Le Québec	7 138 795	6 837 962	95,8	7 237 479	7 074 169	97,7

1- Région métropolitaine de recensement de Montréal.

2- RMR de Québec, Sherbrooke, Trois-Rivières, Saguenay et Hull.

3- Agglomérations dont la population varie entre 100 000 et 10 000 habitants.

Note : Selon les données corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement (ISQ, 2004), la population totale du Québec s'élève à 7 242 896 et à 7 396 990, en 1996 et 2001.

Source : Recensements de 1996 et 2001.

L'intégration des indicateurs

L'intégration des indicateurs sous forme d'indice a été réalisée à l'aide d'une analyse en composante principale (procédure PROC FACTOR de SAS), avec rotation VARIMAX, autant en 1996 qu'en 2001. Pour ces deux années, l'analyse retrouve la même structure factorielle à deux composantes, l'une dite matérielle, reflétant principalement les indicateurs de scolarité, d'emploi et de revenu, l'autre dite sociale, témoignant davantage de la structure familiale et de l'état matrimonial (tableau 3). Le pouvoir de synthèse de ces deux composantes a cependant légèrement fléchi de 1996 à 2001, passant de 73 % à 69 %. La reprise de cette analyse dans quatre zones

géographiques distinctes montre que la même structure factorielle prévaut partout au Québec en 2001 (tableau 4), tout comme en 1996 [8]. Une comparaison du pouvoir de synthèse de cette analyse entre 1996 et 2001 indique que ce pouvoir a fléchi particulièrement dans les régions métropolitaines de recensement (Montréal et autres RMR) alors qu'il a crû dans les agglomérations urbaines et qu'il s'est maintenu dans les petites villes et le monde rural. On observe ainsi un lien direct entre le nombre et la taille des unités territoriales de base dans chaque zone et la capacité de synthèse de l'analyse en composante principale. Là où le nombre d'unités a augmenté entre 1996 et 2001, la capacité de synthèse a diminué, et inversement.

TABLEAU 3

Principales composantes des indicateurs formant l'indice de défavorisation en 1996 et 2001, Québec

Indicateur	1996		2001	
	Composante		Composante	
	1	2	1	2
Personnes peu scolarisées (SCOLAR)	-0,89	-0,01	-0,84	0,05
Rapport emploi / population (EMPLOI)	0,80	-0,27	0,77	-0,17
Revenu moyen (REVENU)	0,86	-0,25	0,85	-0,24
Personnes vivant seules (SEULES)	-0,13	0,82	-0,12	0,82
Personnes séparées, divorcées ou veuves (S_D_V)	-0,16	0,86	-0,09	0,84
Familles monoparentales (F_MONO)	-0,14	0,76	-0,23	0,74
Variance expliquée	37 %	36 %	35 %	34 %
Variance cumulée	37 %	73 %	35 %	69 %

Note : Les valeurs ci-dessus s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateur et composante.

Source : Recensements 1996 et 2001.

TABLEAU 4

Principales composantes des indicateurs formant l'indice de défavorisation en 2001 et variance cumulée en 1996 et 2001 selon la zone géographique, Québec

Indicateur	RMR de Montréal ¹		Autres RMR ²		Agglomérations ³		Petites villes et Rural	
			Composante					
	1	2	1	2	1	2	1	2
SCOLAR	-0,84	0,09	-0,82	0,15	0,14	-0,85	-0,81	-0,01
EMPLOI	0,73	-0,20	0,80	-0,19	-0,22	0,77	0,75	-0,14
REVENU	0,84	-0,25	0,83	-0,29	-0,31	0,83	0,85	0,00
SEULES	-0,08	0,86	-0,18	0,82	0,83	-0,28	0,01	0,78
S_D_V	-0,18	0,82	-0,14	0,84	0,88	-0,16	0,05	0,80
F_MONO	-0,44	0,63	-0,29	0,72	0,80	-0,23	-0,20	0,63
Variance cumulée 1996	39 %	75 %	37 %	74 %	37 %	72 %	34 %	62 %
Variance cumulée 2001	34 %	68 %	36 %	70 %	38 %	74 %	33 %	61 %

1- Région métropolitaine de recensement de Montréal.

2- RMR de Québec, Sherbrooke, Trois-Rivières, Saguenay et Hull.

3- Agglomérations dont la population varie entre 100 000 et 10 000 habitants.

Note : Les valeurs ci-dessus s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateur et composante.

Source : Recensements 1996 et 2001.

L'accroissement du nombre d'unités territoriales à la base de l'indice de défavorisation entre 1996 et 2001 mène donc à plus de diversité (ou d'hétérogénéité) socio-économique au Québec, en particulier dans les RMR. En contrepartie, un tel accroissement, et la réduction de la taille des unités qui en résulte, peut signifier davantage de similitude (ou d'homogénéité) à l'intérieur de ces unités. Rappelons ici qu'il peut être avantageux de disposer d'unités territoriales de taille réduite (et plus homogènes) si l'on souhaite utiliser l'indice de défavorisation à titre de substitut d'une mesure individuelle [9].

Les données de Statistique Canada, disponibles par SD ou AD, ne nous permettent cependant pas de vérifier cette proposition. La valeur d'erreur type fournie pour le revenu moyen par SD ou AD ne reflète pas tant la dispersion des valeurs que la précision de l'estimation, due en bonne partie à la taille de l'échantillon. En outre, la définition même du concept d'homogénéité en regard de variables catégorielles telles que l'état matrimonial ou le niveau de scolarité pose des difficultés. Dans l'attente de travaux approfondis sur la question, nous ne pouvons que supposer que la réduction de la taille des unités territoriales, là où elle s'est produite, se soit accompagnée de plus d'homogénéité socio-économique, et inversement.

LA CONCORDANCE ENTRE LES CODES POSTAUX ET L'INDICE DE DÉFAVORISATION

Pour que l'indice de défavorisation devienne une mesure utile à la description des inégalités de santé et de bien-être, il importe d'établir la concordance entre l'indice et les codes postaux que l'on retrouve dans les fichiers administratifs. Des tables de concordance ont donc été

produites et des procédures d'assignation de l'indice développées.

Tables et procédures d'assignation de 1996

Deux tables de concordance ont servi à l'assignation de l'indice de défavorisation, soit le fichier de pondération de la population par codes postaux [11] de 1996 et les fichiers de conversion du code postal [12] de 1998 et de 2000, lorsque celui-ci fut disponible. La procédure d'assignation était la suivante : 1- Lorsqu'un code postal était associé à un seul SD (SD unique), on attribuait l'indice de défavorisation correspondant à ce SD. 2- Lorsqu'un code postal était associé à plus d'un SD (SD multiple) et que la répartition de la population ayant ce code postal par SD était connue, on attribuait alors de façon aléatoire l'un des indices associés à ces SD, et ce, proportionnellement à la répartition de la population du code postal entre les SD. 3- Lorsqu'un code postal était associé à plus d'un SD et que la répartition de la population ayant ce code postal par SD était inconnue, aucun indice n'était assigné. 4- Il en allait de même pour les codes postaux non considérés lors de la construction de l'indice (ex. : ménages collectifs), les codes inconnus ou en erreur sur les fichiers administratifs.

Tables et procédures d'assignation de 2001

Quatre tables de concordance ont été mises à profit, soit le fichier de pondération de la population par codes postaux [13] de 2001, le fichier de conversion du code postal [14] de 2003 et deux fichiers relatifs aux codes municipaux, l'un reliant ces codes aux AD [15], l'autre relatant leurs changements entre 1996 et 2003 [16]. Ainsi, c'est d'abord en recourant aux codes municipaux que la procédure d'assignation de l'indice de 2001 diffère de celle de 1996. Le recours aux codes municipaux

s'explique par le fait qu'un nombre appréciable de codes postaux, correspondant à plusieurs AD, peuvent être associés à une AD unique si l'on considère également la municipalité, une information que l'on retrouve dans la plupart des fichiers administratifs du secteur de la santé et des services sociaux. Si le code municipal est absent du fichier traité, l'assignation ne se fait qu'à partir du code postal, tout comme en 1996.

La procédure d'assignation débute par une vérification de la présence du code postal et du code municipal sur le fichier traité ainsi que de leur cohérence. Si ces codes sont présents et cohérents, les étapes d'assignation sont les suivantes : 1- Lorsqu'une combinaison de code postal/municipal est associée à une seule AD (AD unique), on attribue l'indice de défavorisation correspondant à cette AD. 2- Lorsqu'une telle combinaison est associée à plus d'une AD (AD multiple), et que la répartition de la population ayant cette combinaison est connue, on attribue alors de façon aléatoire l'un des indices associés à ces AD, et ce, proportionnellement à la répartition de la population du code postal/municipal entre les AD. 3- Lorsqu'une telle combinaison est associée à plus d'une AD et que la répartition de la population ayant cette combinaison par AD est inconnue, on attribue de façon aléatoire l'un des indices associés à ces AD, et ce, en donnant une chance égale à chaque AD et indice concernés. Cette étape diffère de celle utilisée en 1996 puisque, en pareil cas, aucun indice n'était donné.

Lorsque le code municipal est absent du fichier traité ou lorsque les codes postaux et municipaux ne concordent pas, les trois étapes ci-dessus sont reprises mais en recourant uniquement au code postal et à sa correspondance avec l'AD. Enfin, lorsque le code postal correspond à une AD non couverte par l'indice de défavorisation (ex. : ménages collectifs) ou lorsque ce code est inconnu ou en erreur, aucun indice n'est assigné.

Les résultats des procédures d'assignation

Pour illustrer l'efficacité des procédures d'assignation et saisir également l'effet des différences entre les procédures de 1996 et de 2001, celles-ci ont été appliquées aux fichiers de décès et de naissances du Québec de 1996 (tableau 5). Il s'agit d'événements reflétant assez bien les populations retracées par les fichiers administratifs et pour lesquelles on peut souhaiter établir le niveau de défavorisation. Les décès sont le reflet d'une population vivant à domicile, mais également en institution, ce dont témoigne le fort pourcentage (environ 15 %) de codes postaux sans indice de défavorisation valide (correspondant à des SD ou AD non couverts par l'indice, en raison justement de la présence de ménages collectifs) tant en 1996 qu'en 2001. À l'opposé, la presque totalité (environ 98 %) des naissances obtiennent un indice valide.

TABEAU 5

Assignation de l'indice de défavorisation (ID) selon les procédures de 1996 et de 2001 aux décès et naissances du Québec de 1996

Type d'assignation	Décès				Naissances			
	1996 n	%	2001 n	%	1996 n	%	2001 n	%
Assignation unique ¹ ; CP = SD ou AD-MUN unique = ID unique	31 298	59,9	27 975	53,5	57 736	67,8	50 684	59,5
Assignation unique ² ; CP = SD ou AD-MUN non unique = ID unique	472	0,9	1 499	2,9	1 138	1,3	2 677	3,1
Assignation aléatoire ³ ; CP (> 90 %) = SD ou AD-MUN unique = ID unique	416	0,8	4 177	8,0	1 036	1,2	8 495	10,0
Assignation quasi unique	32 186	61,6	33 651	64,4	59 910	70,4	61 856	72,7
Assignation aléatoire ⁴ ; CP (< = 90 %) = SD ou AD unique = ID unique	11 769	22,5	10 913	20,9	22 094	26,0	22 002	25,8
Assignation avec ID valide	43 955	84,1	44 564	85,2	82 004	96,3	83 858	98,5
Assignation à un SD ou AD sans ID ⁵	7 868	15,1	7 416	14,2	3 109	3,7	1 272	1,5
Assignation impossible; CP inconnu ou en erreur ⁶	455	0,9	298	0,6	17	0,0	0	0,0
Total	52 278	100,0	52 278	100,0	85 130	100,0	85 130	100,0

1- Le code postal (CP) correspond en 1996 à un seul secteur de dénombrement (SD) ou en 2001 à une seule aire de diffusion ou municipalité (AD-MUN) et à un seul indice de défavorisation (ID).

2- Le CP correspond en 1996 à plus d'un SD ou en 2001 à plus d'une AD ou MUN mais à un même ID.

3- Plus de 90 % de la population ayant ce CP habite en 1996 un seul SD et en 2001 une seule AD ou MUN, et la probabilité d'avoir l'ID qui leur est associé est supérieure à 90 %.

4- 90 % et moins de la population ayant ce CP habite en 1996 un seul SD et en 2001 une seule AD ou MUN, et la probabilité d'avoir l'ID qui leur est associé est inférieure à 90 %.

5- Le CP correspond à un SD ou une AD non couvert par l'ID.

6- Le CP n'a pu être retracé dans les tables de concordance utilisées.

Source: Fichiers des décès et des naissances, MSSS, Québec, 1996.

Que ce soit pour les décès ou les naissances, la probabilité d'obtenir un indice de défavorisation valide est un peu plus élevée en 2001 qu'en 1996 (de 1 à 2 % environ), à l'image de la population couverte par l'indice. Que ce soit pour les décès ou les naissances, la probabilité qu'un code postal mène à un indice de défavorisation unique est cependant un peu plus élevée en 1996 qu'en 2001. Pour les naissances, par exemple, si l'on combine les codes postaux référant à un seul ou à plusieurs SD, AD ou municipalités et ayant tous le même indice de défavorisation², cette probabilité s'élève à 69,1 %

(67,8 % + 1,3 %) en 1996 et à 63,0 % (59,8 % + 3,2 %) en 2001. Si l'on ajoute par contre à ces codes postaux ceux dont la probabilité d'être associée à un indice de défavorisation unique est très élevée (plus de 90 %), la probabilité d'obtenir un indice « quasi unique » est la même en 2001 (70,5 %) qu'en 1996 (70,4 %). Les valeurs concernant les décès se chiffrent à 62,1 % en 2001 et 61,6 % en 1996.

Ainsi, la réduction de la taille des unités territoriales de base (SD et AD) de 1996 à 2001 a-t-elle eu pour effet de

² L'étendue des valeurs de l'indice de défavorisation par SD (en 1996) ou AD (en 2001) est subdivisée en quintile (20 % de la population) sur l'une et l'autre dimensions, matérielle et sociale, de la défavorisation. Ainsi, lorsqu'il est

dit que plusieurs SD, AD ou municipalités ont un même indice de défavorisation, cela signifie que leurs valeurs sur l'une ou l'autre dimension de la défavorisation appartiennent au même quintile.

diminuer le nombre de codes postaux à référence unique, mais d'accroître le nombre de ceux à référence « quasi unique ». Dans l'ensemble, on peut conclure que la précision dans l'assignation de l'indice de défavorisation est à peu près équivalente en 1996 et en 2001. Pour ces deux années, c'est environ 3 événements sur 4 qui reçoivent un indice de défavorisation unique ou « quasi unique ».

CONCLUSION

L'indice de défavorisation de 2001 couvre une plus forte proportion de Québécois et Québécoises qu'en 1996; 98 % contre 96 %. La structure bidimensionnelle de l'indice, matérielle et sociale, est demeurée inchangée que ce soit dans l'ensemble du Québec ou dans chacune des grandes zones géographiques. Le pouvoir de synthèse de cette structure a cependant légèrement fléchi dans les zones métropolitaines de pair avec l'accroissement des unités territoriales de base retenues pour la construction de l'indice. La situation inverse s'est produite dans les agglomérations de taille moyenne. Malgré quelques changements dans les procédures d'assignation de l'indice à partir des informations disponibles dans les fichiers administratifs que sont les codes postaux et municipaux, la précision dans l'assignation est équivalente entre 1996 et 2001; environ 3 événements sur 4 reçoivent un indice unique ou « quasi unique ».

Si peu de changements sont survenus dans la mise à jour 2001 de l'indice de défavorisation, certains risquent d'influencer l'ampleur des inégalités sociales de santé et de bien-être qui pourraient être associées à l'indice. Ainsi en va-t-il du nombre d'unités territoriales de base qui, lorsqu'il augmente, conduit à plus d'hétérogénéité socio-économique entre les unités et, vraisemblablement, à plus d'homogénéité à l'intérieur des unités. Bien qu'il n'ait pas

été possible de vérifier cette dernière proposition, des unités de base qui seraient à la fois plus différentes les unes des autres et plus uniformes en leur sein même, pourraient signifier de plus grands écarts de santé et de bien-être entre les valeurs extrêmes de défavorisation, du fait que l'étendue et la précision de ces valeurs aurait augmenté. Ainsi en va-t-il également de nouvelles populations couvertes par l'indice 2001, qu'il s'agisse de celles habitant les milieux ruraux, les petites villes, les réserves indiennes, les Terres-cries-de-la-Baie-James ou le Nunavik. Le piètre bilan de santé et de bien-être de ces populations [17-19] pourraient lui aussi favoriser un accroissement des écarts associés à l'indice de défavorisation. On devra donc user de prudence dans l'étude de l'évolution des inégalités de santé et de bien-être reliées au présent indice.

Pour favoriser un regard plus étendu sur l'évolution des inégalités de santé et de bien-être, il est prévu de reprendre le présent exercice pour l'année 1991 et de disposer ainsi d'outils permettant de suivre l'évolution temporelle des inégalités du début des années 90 jusqu'à aujourd'hui. Le thème des inégalités et de leur évolution est actuellement à l'agenda des politiques canadiennes et québécoises en matière de santé publique [20-21]. Pour favoriser également une utilisation maximale de l'indice, il est prévu d'en tirer une version locale. Des travaux réalisés au Québec ont en effet montré les limites d'un indice national, quand il s'agit de repérer à l'échelle locale les variations de la défavorisation et de les mettre en relation avec l'utilisation des services, dans ce cas-ci ceux offerts par les CLSC [22]. Le développement de réseaux locaux intégrés de services de santé et des services sociaux au Québec [23] commande que l'on dispose d'un indice valide et utilisable à cette échelle locale.

Pour l'heure, toute personne désireuse de mettre à profit l'indice de défavorisation 2001 dans l'étude des inégalités de santé et de bien-être au Québec peut compter sur un grand nombre de produits, tous gratuits et accessibles par Internet. Dans le site du ministère de la Santé et des Services sociaux (www.msss.gouv.qc.ca), on trouve : 1- une cartographie intégrale de l'indice par aire de diffusion, 2- une table EXCEL donnant les populations par niveau de défavorisation, âge et sexe, pour l'ensemble du Québec, et par région sociosanitaire et territoire de CLSC, 3- un programme SAS, et sa documentation, permettant d'introduire l'indice de défavorisation dans tout fichier administratif et 4- une table EXCEL associant aire de diffusion et indice de défavorisation³. Dans le site de l'Institut national de santé publique du Québec (www.inspq.qc.ca) tout autant que dans celui du Ministère, on trouve également des résultats de recherche et des références externes à des publications scientifiques faisant usage de l'indice de défavorisation depuis son développement en 2000 jusqu'à aujourd'hui.

RÉFÉRENCES

- 1- R. Gordon, « Area-Based Deprivation Measures : A U.K. Perspective » In I. Kawachi and L.F. Berkman (Eds) *Neighborhoods and Health*, Oxford University Press, 2003, p. 179-210.
- 2- A.-E. Kunst and J.-P. Mackenbach J.-P., « *Measuring socioeconomic inequalities in Health* », WHO, Regional office for Europe, Copenhagen, 1994.
- 3- N. Krieger, D.-R. Williams and N.-E. Moss N.-E. « Measuring social class in US public health research:

³ La cartographie et les données de population relatives à l'indice de défavorisation de 1996 sont également disponibles dans le site web du MSSS.

Concepts, Methodologies, and Guidelines », *Annal Review of Public Health*, 18, 1997, p. 341-78.

- 4- N. Krieger, J.T. Chen, P.D. Waterman *et al.*, « Geocoding and Monitoring of US Socioeconomic Inequalities in Mortality and Cancer Incidence: Does the Choice of Area-based Measure and Geographic Level Matter? The Public Health Disparities Geocoding Project », *American Journal of Epidemiology*, 156(5), 2002, p. 471-482.
- 5- F. Hou et J. Chen, « Faible revenu, inégalité du revenu et santé selon les quartiers à Toronto », *Rapports sur la santé*, 14(2), 2003, p. 21-36.
- 6- R. Wilkins, J.-M. Berthelot et E. Ng, « Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996 », *Supplément aux Rapports sur la santé*, 13, 2002, p. 51-79.
- 7- R. Wilkins, E. Ng, J.-M. Berthelot *et al.*, « Provincial Differences in Disability-Free Life Expectancy by Neighbourhood Income and Education in Canada, 1996 », *Technical Report to the Performance Indicators Reporting Committee (PIRC) of the Federal-Provincial-Territorial Conference of Deputy Ministers of Health*, 2002, Ottawa.
- 8- R. Pampalon et G. Raymond, « Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec », *Maladies Chroniques au Canada*, 21(3), 2000, p. 113-122.
- 9- R. Pampalon et G. Raymond, « Indice de défavorisation matérielle et sociale : son application au secteur de la santé et du bien-être », *Santé, Société et Solidarité*, 1, 2003, p. 191-208.
- 10- K. Demissie, J.A. Hanley, D. Menzies, *et al.*, « Concordance des mesures du statut socio-

- économique : mesures par région et mesures individuelles », *Maladies Chroniques au Canada*, 21(1), 2000, p. 1-7.
- 11- Statistique Canada. *Fichier de conversion des codes postaux*. Codes postaux de mai 1998. Ottawa, 1998; cat. 92F0027XDB.
 - 12- Statistique Canada. *Fichier de la pondération de la population par codes postaux, Québec*. Codes postaux de mai 1998. Ottawa, 1998.
 - 13- Statistique Canada. *Fichier de la pondération de la population par codes postaux, Québec*. Codes postaux au recensement de 2001. Ottawa, 2004.
 - 14- Wilkins, R. *FCCP+ Version 4C. Guide de l'utilisateur. Logiciel de codage géographique basé sur les Fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada mis à jour en juin 2003*. Statistique Canada. Ottawa, 2004; cat. 82F0086-XDB.
 - 15- Statistique Canada, Ministère des Affaires Municipales et de la Métropole, Institut de la Statistique du Québec. Table des constitutions et annexions municipales entre les recensements de 1996 et 2001. Table des regroupements municipaux au Québec du 1 janvier 2001 au 20 mai 2003. Tables fournies par Statistique Canada, 2004.
 - 16- Statistique Canada. Table constituée à partir du fichier 95f03000xcb01001-da.ivt. Disponible sur le site Internet de Statistique Canada; extraction, 2004.
 - 17- Martinez, J., Pampalon, R., Hamel, D. et Raymond, G. *Vivre dans une collectivité rurale plutôt qu'en ville fait-il vraiment une différence en matière de santé et de bien-être?* Institut national de santé publique du Québec, 2004.
 - 18- Daveluy, C., Lavallée, C., Clarkson, M. et Robinson, E. *Et la santé des Cris, ça va? Rapport de l'Enquête Santé Québec auprès des Cris de la Baie-James 1991*. Santé Québec, Ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec, 1994.
 - 19- Jetté, M., et al., *Et la santé des Inuits, ça va? rapport de l'Enquête Santé Québec auprès des Inuits du Nunavik 1992*. Santé Québec, Ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec, 1994.
 - 20- Institut Canadien d'Information sur la Santé (ICIS). *Améliorer la santé des Canadiens*. Ottawa, 2004.
 - 21- Ministère de la Santé et des Services sociaux. *Programme national de santé publique, 2003-2012*. Québec, 2003.
 - 22- Pampalon, R., Philibert, M. et Hamel, D. *Développement d'un système d'évaluation de la défavorisation des communautés locales et des clientèles des CLSC*. Rapport final de recherche. Institut national de santé publique du Québec, 2004. Disponible sur le site Internet de l'INSPQ (www.inspq.qc.ca).
 - 23- Ministère de la Santé et des Services sociaux. *Réseaux locaux de services*. Site Internet du MSSS (www.msss.gouv.qc.ca), 2004.

**INDICE DE DÉFAVORISATION POUR
L'ÉTUDE DE LA SANTÉ ET DU BIEN-ÊTRE
AU QUÉBEC - MISE À JOUR 2001**

Auteurs :

Robert Pampalon, agent de recherche
Denis Hamel, agent de recherche

Unité Connaissance-surveillance
Institut national de santé publique du Québec

Guy Raymond, agent de recherche
Ministère de la Santé et des Services sociaux

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.

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

Cote : INSPQ-2004-035

Dépôt légal – 3^e trimestre 2004

Bibliothèque nationale du Québec

Bibliothèque nationale du Canada

ISBN 2-550-42964-8

© Institut national de santé publique du Québec (2004)