



information



formation



recherche



coopération
internationale

DOIT-ON UTILISER LA STANDARDISATION DIRECTE OU INDIRECTE DANS L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ À L'ÉCHELLE DES PETITES UNITÉS GÉOGRAPHIQUES?

INSTITUT NATIONAL DE SANTÉ PUBLIQUE DU QUÉBEC

DOIT-ON UTILISER LA STANDARDISATION DIRECTE OU INDIRECTE DANS L'ANALYSE DE LA MORTALITÉ À L'ÉCHELLE DES PETITES UNITÉS GÉOGRAPHIQUES?

DIRECTION PLANIFICATION, RECHERCHE ET INNOVATION
UNITÉ ÉTUDES ET ANALYSES DE L'ÉTAT DE SANTÉ DE LA POPULATION

MARS 2005

AUTEURS

Christine Muecke, résidente
Community Medicine Program, Université McGill

Denis Hamel, agent de recherche sociosanitaire
Unité Connaissance-surveillance, Institut national de santé publique du Québec

Clermont Bouchard, agent de recherche
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Jérôme Martinez, agent de recherche sociosanitaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Robert Pampalon, agent de recherche sociosanitaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

Robert Choinière, coordonnateur
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

SOUS LA COORDINATION DE

Robert Choinière, coordonnateur
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

MISE EN PAGE

Karlyne Guilbeault, secrétaire
Unité Études et analyses de l'état de santé de la population, Institut national de santé publique du Québec

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

CONCEPTION GRAPHIQUE
MARIE PIER ROY

DOCUMENT DÉPOSÉ À SANTÉCOM ([HTTP://WWW.SANTECOM.QC.CA](http://www.santecom.qc.ca))
COTE : INSPQ-2005-015

DÉPÔT LÉGAL – 1^{ER} TRIMESTRE 2005
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU CANADA
ISBN 2-550-44112-5

©Institut national de santé publique du Québec (2005)

RÉSUMÉ

La standardisation de taux à partir des caractéristiques démographiques telles que l'âge permet d'effectuer des comparaisons entre différentes populations. Lorsqu'elle est utilisée de façon appropriée, cette méthode statistique peut notamment être utile pour identifier les territoires où allouer prioritairement des ressources et cibler les interventions. Toutefois, à l'échelle de petites populations, comme celles des centres locaux de services communautaires (CLSC) au Québec ou des cantons en France, le calcul d'indicateurs basés sur des taux peut s'avérer problématique en raison de l'instabilité engendrée par les petits nombres. L'indice comparatif de mortalité (ICM), basé sur la méthode de la standardisation indirecte, est une mesure de mortalité fréquemment utilisée mais pouvant être soumise à des biais importants. Le rapport de taux standardisé (RTS), un indice de mortalité moins connu, basé sur les méthodes de standardisation directe, a souvent été critiqué pour l'imprécision des valeurs obtenues. Ce texte, en utilisant à fin d'exemple les statistiques sur le suicide au Québec par territoire de CLSC, veut montrer que le RTS peut présenter moins de biais méthodologiques dans sa construction mathématique que l'ICM, tout en fournissant un degré de précision similaire.

TABLE DES MATIÈRES

1	INTRODUCTION.....	1
1.1	LA VARIABILITÉ DES TAUX	1
1.2	LA STANDARDISATION PAR L'ÂGE.....	1
1.3	RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉ (RTS) ET INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM).....	3
1.4	ÉTUDE DE CAS : LE SUICIDE AU QUÉBEC.....	4
1.4.1	Calculs	5
1.4.2	Différences de rangs et signification statistique	7
1.4.3	Différences dans les mesures de variation	7
1.4.4	Interprétation	8
1.5	UTILISATION DE LA STANDARDISATION.....	9
2	CONCLUSION	11
3	RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES	13
ANNEXE 1	EXEMPLE DE CALCUL DU RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS (RTS) ET DE L'INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM).	15
ANNEXE 2	RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS, INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ, ERREUR-TYPE, COEFFICIENT DE VARIATION ET RANG POUR LA MORTALITÉ PAR SUICIDE, CLSC DU QUÉBEC, 1994-1998.....	21

1 INTRODUCTION

La mise en place à l'échelle régionale et locale d'interventions en santé publique repose souvent sur des statistiques qui visent à mesurer l'état de santé de populations ayant de petits effectifs¹. Ces statistiques sont particulièrement utiles pour établir des priorités dans l'allocation des ressources, une opération qui se déroule dans un cadre financier limité.

Dans l'identification des territoires à cibler prioritairement, les populations d'une région ou d'une province donnée sont souvent comparées à l'aide de taux. Toutefois, à l'échelle des petites unités administratives, le calcul des indicateurs basés sur des taux (mortalité, morbidité, incidence) peut s'avérer problématique en raison de l'instabilité engendrée par les petits nombres. Afin de rendre les taux comparables entre les petites unités, il est donc nécessaire de tenir compte à la fois de la structure par âge des populations et de la variabilité de ces taux¹.

1.1 LA VARIABILITÉ DES TAUX

Même les taux calculés pour des populations plutôt que pour des échantillons sont considérés comme des estimations et sont sujets à l'erreur – un taux observé pour une seule année peut être considéré comme un échantillon ou une estimation du taux réel pour une période de plusieurs années². Plus le numérateur du taux est petit, plus ce dernier va être difficile à estimer. Les taux basés sur de petits nombres peuvent ainsi fluctuer grandement d'une année à l'autre ou différer considérablement d'une petite unité à l'autre, même en l'absence de différences significatives. Les méthodes proposées pour contourner les problèmes statistiques dus aux petits nombres suggèrent : d'augmenter la taille du numérateur (par l'agrégation de données sur plusieurs années, le regroupement de catégories de variables ou l'expansion de la zone géographique considérée); de calculer des intervalles de confiance; d'utiliser le décompte des événements étudiés plutôt que les taux dans le cas de très petits nombres; de réduire l'instabilité des taux en utilisant des techniques de lissage³.

1.2 LA STANDARDISATION PAR L'ÂGE

Les taux bruts ne sont comparables que si la structure des populations comparées est similaire pour des facteurs associés aux événements de santé, tels que l'âge et le sexe. Afin d'éliminer les différences de structure d'âge, il existe principalement deux solutions : 1) calculer des taux par groupe d'âge et comparer les taux des différentes populations dans chacun des groupes d'âge; 2) standardiser les taux, c'est-à-dire les ajuster pour tenir compte de l'effet de l'âge, permettant ainsi des comparaisons entre différentes populations, ou au sein d'une même population à travers le temps. Deux méthodes de standardisation sont proposées dans la littérature : celle directe et celle indirecte⁴. Le choix de la méthode de

standardisation à utiliser devrait tenir compte des forces et faiblesses de chacune d'elles afin que son application ne conduise pas à des interprétations erronées des résultats.

La standardisation directe consiste à appliquer les taux par âge des populations étudiées à la distribution par âge d'une population de référence. Cette procédure reflète ce que le taux brut dans les populations étudiées serait si celles-ci avaient la même distribution par âge que la population de référence. Quoique cette forme de standardisation soit couramment utilisée, elle comporte d'importantes limites lorsque le calcul implique des petits nombres. L'indice obtenu en divisant les taux de deux populations standardisées selon la structure par âge d'une même population de référence correspond au **rapport de taux standardisés** (RTS) (schéma 1). Le rapport de taux standardisés⁵ correspond à ce qu'on utilise dans les textes anglais sous le nom de « comparative mortality figure »⁶ ou « standardized rate ratio »⁷.

Lorsqu'on utilise au dénominateur le taux standardisé de la population de référence, le RTS correspond au ratio du taux standardisé d'une population donnée au taux brut de la population de référence : par exemple, le taux d'une région donnée, sexes réunis, pour la période 1994-1998, ajusté selon la structure par âge du Québec, sexes réunis, en 1996, divisé par le taux ajusté ou le taux brut du Québec, sexes réunis, 1994-1998.

Mentionnons ici que le RTS a reçu peu d'attention dans la littérature épidémiologique récente, bien que le taux standardisé selon la méthode directe soit communément utilisé⁸.

D'un autre côté, la standardisation indirecte est obtenue en appliquant les taux par âge de la population de référence à la distribution par âge de la population étudiée. Cette procédure reflète, elle, ce que le taux brut de la population de référence serait si elle avait la même distribution par âge que la population étudiée. Le rapport obtenu en divisant, la mortalité (taux brut ou décès observés) de la population étudiée, au numérateur, par la mortalité (taux ajusté ou décès attendus) de la population de référence ajustée selon la structure par âge de la population étudiée, au dénominateur, correspond à l'indice comparatif de mortalité (ICM) (schéma 1).

L'indice comparatif de mortalité⁵ correspond à ce qui est appelé « standardized mortality ratio » (SMR) dans les textes de langue anglaise⁷ : un exemple serait, les décès observés dans la région du Bas-Saint-Laurent en 1994-1998, divisés par les décès attendus dans la même région en appliquant les taux par âge de l'ensemble du Québec en 1994-1998 à la structure par âge du Bas-Saint-Laurent en 1996.

Ce rapport est couramment utilisé en santé publique et en épidémiologie pour des petits territoires comme les centres locaux de services communautaires (CLSC), dont souvent de façon inadéquate.

Schéma 1 : Calcul du rapport de taux standardisés (RTS) et de l'indice comparatif de mortalité (ICM) pour une période i donnée

$$RTS_i = \frac{A_i}{A_{R,i}} = \frac{\sum t_i N_R}{\sum T_{R,i} N_R} \quad ICM_i = \frac{o_i}{a_i} = \frac{\sum t_i n_i}{\sum T_R n_i}$$

Si la période de référence est en fait la même que la période i étudiée, on peut montrer que

$$RTS_i = \frac{A_i}{O_R} = \frac{\sum t_i N_R}{\sum T_R N_R} \quad ICM_i = \frac{o_i}{a_R} = \frac{\sum t_i n_i}{\sum T_R n_i} \quad \text{puisque} \quad N_R = N_{R,i} .$$

LÉGENDE	Sous-population étudiée		Population de référence	
	Période i		Période i	Période de référence
Taux d'un groupe d'âge donné	$t_i = \frac{d_i}{n_i}$		$T_{R,i} = \frac{D_{R,i}}{N_{R,i}}$	$T_R = \frac{D_R}{N_R}$
Population d'un groupe d'âge donné	n_i		$N_{R,i}$	N_R
Décès d'un groupe d'âge donné	d_i		$D_{R,i}$	D_R
Décès observés totaux	$o_i = \sum t_i n_i$		$O_{R,i} = \sum T_{R,i} N_{R,i}$	$O_R = \sum T_R N_R$
Décès attendus totaux ICM	$a_i = \sum T_R n_i$		$a_{R,i} = \sum T_{R,i} n_i$	$a_R = \sum T_R n_i$
Décès attendus totaux RTS	$A_i = \sum t_i N_R$		$A_{R,i} = \sum T_{R,i} N_R$	$A_R = \sum T_R N_R$

1.3 RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉ (RTS) ET INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM)

Un article récemment publié a passé en revue les faiblesses de l'ICM et réintroduit le concept du RTS comme une mesure synthétique plus appropriée⁹. Jusqu'à présent, le RTS a été peu utilisé parce que son calcul se fait à partir des taux par âge pour chaque zone étudiée. Ces taux par âge ne sont pas toujours disponibles ou sont considérés comme imprécis. On pense souvent, encore, que l'ICM est plus approprié pour des fins de planification parce qu'en pondérant selon la distribution par âge de la population à l'étude, l'on obtient des taux qui sont directement applicables à la population étudiée¹⁰. Cependant, les analyses à l'échelle des territoires ayant de petits effectifs sont maintenant devenues plus sophistiquées¹¹ et un examen plus approfondi des deux mesures révèle des différences méthodologiques importantes. Celles-ci doivent être prises en considération lors du choix de la méthode de standardisation et lors de l'interprétation des résultats obtenus.

Un regard sur les composantes de l'ICM montre que le dénominateur est basé sur les caractéristiques de la population à l'étude – et que celui-ci varie d'une population à l'autre. Par conséquent, l'ICM d'une population donnée n'est pas standardisé relativement à chacun des ICM des autres populations comparées, malgré l'utilisation d'une population de référence afin d'obtenir des taux attendus. Cela n'est pas un problème si la comparaison porte sur la même population pour des conditions différentes. On peut donc comprendre que l'ICM ne devrait pas être utilisé pour comparer différentes populations entre elles, mais plutôt pour comparer la population d'un territoire donné à la population de référence. Cette limite a été rarement relevée dans la littérature épidémiologique, de sorte que l'ICM a été fréquemment utilisé de façon inappropriée.

En contrepartie, dans le calcul du RTS, le dénominateur est basé sur les caractéristiques de la population de référence et ce dénominateur ne varie donc pas d'une population à l'autre dans les comparaisons géographiques.

Breslow et Day¹² ont comparé le RTS et l'ICM en termes de variabilité (précision) et de biais. En théorie, l'ICM devrait être une estimation plus précise que le RTS – puisque l'erreur-type dépend seulement des fluctuations dans le nombre total de décès plutôt que dans le nombre de décès par âge. Ainsi, la variance de l'ICM est généralement plus petite que celle du RTS. L'ICM pondère les rapports de façon optimale, en proportion inverse de leur précision statistique, alors qu'avec le RTS, les poids associés peuvent être beaucoup plus grands. De prime abord, l'ICM peut alors sembler plus approprié lorsque l'échantillon est petit et que les questions de signification statistique sont en jeu. L'ICM comporte cependant une limite importante : l'ICM de deux populations à l'étude ne peut être comparé directement, bien que la même population de référence soit utilisée. En d'autres termes, le rapport de deux ICM est difficilement interprétable, alors que le rapport de deux RTS constitue une comparaison sensée des taux standardisés de deux populations étudiées. Pour cette raison, certains statisticiens préfèrent utiliser le RTS.

Le débat entre ICM et RTS est particulièrement pertinent pour des zones ayant de petites populations, comme les territoires de CLSC du Québec ou les cantons en France. Malgré un biais inhérent à la construction de l'ICM, la variance (instabilité) du RTS peut être importante lorsqu'elle implique des petits nombres et ne devrait pas être ignorée. La question est alors de savoir si la variance peut être suffisamment minimisée.

1.4 ÉTUDE DE CAS : LE SUICIDE AU QUÉBEC

Afin de comparer ces deux mesures synthétiques dans l'analyse des disparités géographiques de la mortalité, nous avons examiné les taux de mortalité par suicide selon les territoires de CLSC du Québec pour la période s'échelonnant de 1994 à 1998. Le Québec est divisé en 147 territoires de CLSC dont la population varie de 3 853 (Tulattavik de L'Ungava) à 139 859 (Sherbrooke) personnes. Pour l'analyse des décès par suicide, nous avons analysé 146 CLSC. Un CLSC n'a enregistré aucun suicide durant cette période.

Les données sur le suicide fournissent un exemple intéressant d'utilisation de taux standardisés selon l'âge car il existe un risque dans la plupart des groupes d'âges, et le nombre de cas à l'échelle des CLSC est relativement faible. Le Québec se caractérise par le plus important taux de mortalité par suicide parmi les provinces du Canada¹³ et un des taux les plus élevés parmi les pays de l'OCDE¹⁴.

Il est évident, suite à la revue de littérature précédente, qu'il existe un biais inhérent à la construction de l'ICM et qu'il ne devrait pas être utilisé pour comparer différentes sous-régions d'une province. D'un autre côté, il est moins sujet à l'instabilité. Par conséquent, le principal objectif de cette analyse est de déterminer si, dans le cas des données sur le suicide, les mesures de variation pour le RTS et l'ICM sont suffisamment différentes pour recommander l'utilisation d'une mesure particulière.

1.4.1 Calculs

En utilisant l'approche préconisée par Julious *et al.*⁹, nous avons comparé l'erreur-type, les intervalles de confiance et les différences de rangs des RTS et des ICM pour chaque territoire de CLSC. De plus, nous avons examiné le coefficient de variation et les tests de signification statistique pour ajouter du poids à nos affirmations. Les calculs suivants utilisent les conventions présentées au schéma 1. Pour simplifier les calculs mais surtout afin de rendre les comparaisons possibles entre le RTS et l'ICM dans ce présent document, les périodes à l'étude et de référence sont les mêmes. Nous avons donc utilisé la distribution par âge du Québec en 1996, sexes réunis, comme population de référence. Et pour l'ICM, nous avons utilisé les taux par âge du Québec, sexes réunis, pour la période couvrant les années 1994 à 1998. Des exemples de calcul du RTS et de l'ICM ainsi que des différentes mesures de précision associées (erreur-type, intervalle de confiance, coefficient de variation, tests statistiques) sont présentées en annexe.

A) Erreur-type⁹

Pour le RTS, l'erreur-type (ET_{RTS}) a été calculée selon la formule

$$ET_{RTS} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2 + (RTS^2 \sum N_R^2 D_{R,i} / N_{R,i}^2)}}{A_{R,i}}$$

On peut démontrer sans perte de généralité que le deuxième terme du numérateur de la formule précédente ($RTS^2 \sum N_R^2 D_{R,i} / N_{R,i}^2$) devient négligeable par rapport au premier lorsque la population étudiée est très petite comparativement à la population de référence. De plus, si la période de référence est en fait la même que la période i étudiée, alors $N_R = N_{R,i}$ on peut montrer que :

$$ET_{RTS} \cong \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{O_{R,i}} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{\sum T_R N_R}$$

Pour l'ICM, l'erreur-type (ET_{ICM}) a été calculée selon la formule

$$ET_{ICM} = \frac{\sqrt{o_i}}{a_i} = \frac{\sqrt{\sum t_i n_i}}{\sum T_R n_i}$$

B) Coefficient de variation¹⁶

Pour le RTS, le coefficient de variation (CV_{RTS}) a été calculé selon la formule

$$CV_{RTS} = \frac{ET_{RTS}}{RTS} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{A_i} = \frac{\sqrt{\sum N_R^2 d_i / n_i^2}}{\sum t_i N_R}$$

Pour l'ICM, le coefficient de variation (CV_{ICM}) a été calculé selon la formule

$$CV_{ICM} = \frac{ET_{ICM}}{ICM} = \frac{\sqrt{o_i} / a_i}{o_i / a_i} = \frac{1}{\sqrt{o_i}}$$

C) Intervalles de confiance⁹

En utilisant la transformation logarithmique (logarithme naturel ou népérien) et l'approximation normale, les intervalles de confiance à 95 % pour l'ICM et le RTS ont été calculés selon les formules suivantes :

Pour le RTS, $RTS / \exp [1,96 \times ET_{RTS} / RTS]$

pour la limite inférieure et

$RTS \times \exp [1,96 \times ET_{RTS} / RTS]$

pour la limite supérieure

Pour l'ICM

$ICM / \exp(1,96 / \sqrt{o_i})$

pour la limite inférieure et

$ICM \times \exp(1,96 / \sqrt{o_i})$

pour la limite supérieure

D) Signification statistique

Pour le RTS et l'ICM l'hypothèse

$H_0 : RTS_{CLSC} = 1$ (ou $ICM_{CLSC} = 1$)

a été testée avec la statistique Z selon la formule

$$Z = \frac{\ln(RTS_{CLSC})}{ET_{RTS_{CLSC}} / RTS_{CLSC}}$$

Pour l'ICM, simplement substituer « RTS » et « ET_{RTS} » par « ICM » et « ET_{ICM} ».

Les deux mesures RTS et ICM ont été calculées en utilisant deux ensembles de catégories d'âge :

Standard 0-4, 5-14, 15-24, 25-44, 45-64, 65 ans et plus.

5-ans 0, 1-4, 5-9, 10-14, 15-19, ainsi de suite jusqu'à 80-84, 85-89, 90 ans et plus.

Ceci nous a permis de voir à la fois si les résultats variaient selon la méthode de standardisation et selon le nombre de groupes d'âge.

1.4.2 Différences de rangs et signification statistique

À partir des RTS et ICM obtenus pour chaque territoire de CLSC, les différences de rangs et les tests statistiques ont été comparés. On constate tout d'abord que le classement des CLSC change dans la plupart des cas lorsque l'on utilise l'ICM ou le RTS (77 % pour le groupe d'âge standard et 84 % pour le regroupement de 5 ans) (tableau 1). Alors que la plupart des changements dans les rangs sont très faibles (1 à 3 places), dans près du quart des cas d'entre eux on dénote des différences de plus de trois places. Les différences les plus extrêmes dans le classement des CLSC selon le RTS et l'ICM concernent les CLSC Baie James (16 ou 20 places selon le groupement d'âge), Pays-d'en-Haut (14 places pour le regroupement de 5 ans) et Témiscouata (12 places pour le regroupement standard).

Tableau 1 : Différences de classement entre le RTS et l'ICM selon les catégories d'âge retenues

Différences de rang	Groupes d'âge de 5 ans N (%)	Groupes d'âge standards N (%)
Plus que 3 places	43 (29 %)	30 (21 %)
1-3 places	80 (55 %)	83 (57 %)
Aucune différence de rang	23 (16 %)	33 (23 %)

Bien que ces différences de rangs semblent indiquer que ces deux statistiques produisent des résultats quelque peu différents, lorsque chaque CLSC est comparé à la moyenne du Québec, on dénote un fort degré de concordance quant aux territoires qui présentent des rapports significativement plus élevés ou plus faibles que celui de l'ensemble du Québec. En fait, sauf pour le regroupement d'âge par 5 ans pour le territoire d'Inuulitsivik, les intervalles de confiance de l'ICM et du RTS se chevauchent pour chaque territoire, ce qui suggère à nouveau que les différences qui mènent à des changements dans le classement ne sont pas assez importantes pour être statistiquement significatives.

1.4.3 Différences dans les mesures de variation

L'erreur-type (ET) mesure la variabilité du taux obtenu comme estimation de la valeur réelle du taux pour la population dont l'échantillon a été tiré¹⁶. Breslow et Day¹² démontrent que l'ET de l'ICM est généralement plus petite que celle du RTS parce qu'elle dépend seulement des fluctuations dans le nombre total plutôt que dans les nombres de décès par âge. Dans l'exemple retenu, l'ET de l'ICM est plus faible que celle du RTS dans environ deux-tiers des cas. Cependant, lorsque des différences extrêmes apparaissent dans les valeurs de l'ET (ET de l'ICM et du RTS diffèrent de plus de 25 %), c'est plus souvent l'ICM qui affiche la plus haute valeur. Cela semble se produire dans les territoires ayant de petites populations ou de petits nombres de décès par suicide observés.

Le coefficient de variation est une mesure relative de l'erreur-type par rapport au taux, et est représenté sous forme de pourcentage¹⁵. Sans égard aux regroupements par âge, pour l'ICM et le RTS à la fois, les 9 territoires de CLSC présentant un coefficient de variation élevé

(> 33 %) étaient identiques. Tous ces territoires comptent moins de 10 cas de décès par suicide durant la période étudiée et deux-tiers d'entre eux présentent de très petites populations comparativement aux autres CLSC. Des différences minimales ressortent quant à l'identification des territoires de CLSC affichant des coefficients de variation modérés (16,5-33 %) pour l'ICM et le RTS et ce, peu importe le regroupement d'âges retenu.

1.4.4 Interprétation

Cette comparaison entre l'ICM et le RTS à partir des taux de suicide par CLSC montre que le RTS n'est pas moins fiable que l'ICM pour les petites unités géographiques. Bien que les ET soient plus souvent élevées dans le cas du RTS, les différences les plus extrêmes sont davantage dues à de grands ET pour l'ICM. Les coefficients de variation sont pratiquement identiques pour les deux mesures.

Les différences les plus notables entre le RTS et l'ICM sont observées pour le classement des CLSC. Pickle and White¹⁶ ont déjà noté une différence significative dans le classement entre les mesures indirectes et directes et ont affirmé qu'une des trois conditions suivantes est nécessaire afin que les deux mesures produisent des résultats identiques :

- 1) la répartition selon l'âge dans la population étudiée est semblable à celle de la population de référence;
- 2) les taux par âge de la population étudiée sont identiques à ceux de la population de référence;
- 3) pour le classement par rang, les taux par âge des populations étudiées sont semblables et les structures par âge sont similaires, même si les taux peuvent ne pas être semblables à ceux de la population de référence

En l'absence de ces conditions, il semblerait que les résultats du RTS soient plus convenables pour le classement puisqu'ils sont calculés en utilisant des dénominateurs comparables, contrairement aux ICM. Toutefois, le classement absolu obtenu à partir de ces statistiques ne serait pas la meilleure façon de déterminer quels territoires de CLSC devraient faire l'objet d'interventions prioritaires, puisque les différences dans les valeurs absolues sont souvent relativement petites. Les méthodes permettant de mesurer les différences statistiquement significatives représentent à notre avis une façon plus appropriée d'identifier les territoires nécessitant des interventions prioritaires.

Les territoires de CLSC (N = 9) enregistrant moins de 10 suicides observés sur une période de 5 ans affichent les statistiques les plus instables. Il a été noté ailleurs que les taux avec de petits numérateurs devraient être traités sur une base individuelle – c'est-à-dire que les taux et rapports sont généralement très instables et devraient être présentés comme tels, en utilisant des intervalles de confiance ou en supprimant les taux³. La littérature suggère un tel traitement en deçà du seuil de 20 cas dans le numérateur^{17,18}. Dans l'exemple présenté ici, il en était vraiment ainsi pour les CLSC ayant moins de 10 cas.

Une comparaison plus poussée du RTS et de l'ICM a été effectuée en examinant les taux de mortalité pour une autre cause de décès, les chutes accidentelles, avec de plus petits nombres de cas que le suicide et des risques significativement plus élevés dans les groupes

d'âges plus âgés. Bien que les comparaisons devenaient plus hasardeuses en raison du plus grand nombre de territoires avec moins de 10 cas, les résultats généraux étaient similaires à ceux trouvés avec les données sur le suicide.

1.5 UTILISATION DE LA STANDARDISATION

Quelque soit le type de standardisation et l'indice de mortalité retenus, il est important de mentionner brièvement quelques inconvénients inhérents à la standardisation. La standardisation ne devrait pas se substituer à la comparaison des taux par âge puisque ceux-ci caractérisent la mortalité de la population étudiée¹⁵. Dans certaines situations, les taux standardisés peuvent masquer d'importantes tendances, peu importe la méthode de standardisation utilisée¹⁹. De plus, la sélection de la population de référence peut entraîner des variations dans les taux standardisés, en particulier lorsque les taux par âge qui sont comparés ne présentent pas de relation cohérente. Cela peut mener à une sur- ou sous-estimation des différences¹⁷.

2 CONCLUSION

En ce qui a trait aux indices de mortalité par suicide ajustés selon l'âge à l'échelle des territoires de CLSC :

- le RTS n'est pas plus imprécis que l'ICM et cela même si de plus petits regroupements par âge sont utilisés;
- le RTS présente moins de biais méthodologiques que l'ICM de par sa construction;
- les territoires de CLSC avec les plus petites populations ou ayant un nombre restreint de cas de suicide observés (moins de 10 cas de suicide observés) devraient être examinés individuellement et leurs taux devraient peut-être être supprimés en raison de l'instabilité de ces petits nombres, surtout si les coefficients de variation sont supérieurs à 33 %.
- l'utilisation des groupes d'âge détaillés n'entraîne pas de différence importante dans les résultats, en particulier pour le RTS.
- puisque le RTS semble être une mesure plus adéquate que l'ICM, il serait plus approprié de toujours privilégier la standardisation directe*. Ainsi, dans la comparaison des CLSC ou des régions sociosanitaires, les résultats présentés peuvent être alors les taux ajustés selon la méthode directe ou les RTS.

Dans les deux cas, on peut cependant utiliser le RTS pour mesurer la signification statistique des différences de taux entre le territoire à l'étude et la population de référence.

Dans le cas du RTS, l'on teste l'hypothèse que :

$$\frac{\text{Taux de la population à l'étude}}{\text{Taux de la population de référence}} = 1$$

alors que dans le cas d'un test de différence de taux, l'on teste l'hypothèse que :

$$\text{Taux de la population à l'étude} - \text{Taux de la population de référence} = 0$$

Dans les deux cas, l'on obtient les mêmes résultats.

Enfin, lorsque la population à l'étude représente une proportion non-négligeable de la population de référence, il est recommandé, dans le calcul du RTS, de diviser le taux de la population à l'étude par celui de la population de référence excluant la population à l'étude. Ainsi, dans la comparaison du taux ajusté de la région de Montréal à celui du Québec, le RTS serait obtenu en divisant le taux de Montréal au taux du Québec excluant Montréal.

* La Fédération nationale des observatoires régionaux de la santé a également privilégié la standardisation directe à la standardisation indirecte dans une étude publiée en 2004 sur les inégalités de santé en France à l'échelle des cantons.

3 RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Stevenson JM, Olson DR. «Methods for analysing county-level mortality rates». *Stat Med* 1993; 12(3-4): 393-401.
2. Jouglà E. «Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population». *Rev. Épidém et santé publ.*, 1997 : 45 (78-84)
3. Pennsylvania Department of Health. *EpiQMS Help – Guidelines for working with small numbers*. Disponible à l'adresse : <http://app2.health.state.pa.us/epiqms/EpiQMSHelp/DGEpiQMSHELP.htm>. Visité le 29 janvier 2004.
4. Janes GR, Hutwagner L, Cates W, Stroup DF, Williamson GD. «Descriptive epidemiology: Analyzing and interpreting surveillance data». Dans : Teutsch SM and Churchill RE, editors. *Principles and Practice of Public Health Surveillance*. 2nd Ed. New York: Oxford University Press; 2000, p. 112-167.
5. Last JM. *Dictionnaire d'épidémiologie*. 4th Ed. Edisem; 2004.
6. Fleiss JL. *Statistical Methods for Rates and Proportions*. 2nd Ed. New York: John Wiley & Sons; 1981.
7. Last JM. *A Dictionary of Epidemiology*. 2nd Ed. Oxford University Press; 1988.
8. Curtin LR, Klein RJ. *Direct standardization (Age-adjusted death rates)*. Statistical Notes no 6. Centers for Disease Control and Prevention / National Center for Health Statistics; 1995.
9. Julious SA, Nicholl J, George S. «Why do we continue to use standardized mortality ratios for small area comparisons?» *J Public Health Med* 2001; 23(1): 40-46.
10. Kleinman JC. *Age-adjusted mortality indexes*. Statistical Notes for Health Planners no 3. National Center for Health Statistics; 1977.
11. Elliott P, Wakefield JC, Best NG, Briggs DJ (Eds). *Spatial Epidemiology: Methods and Applications*. Oxford: Oxford University Press; 2000.
12. Breslow NE and Day NE. *Statistical Methods in Cancer Research*. Vol II: The design and analysis of cohort studies. Lyon: International Agency for Research on Cancer; 1987.
13. Langlois S, Morrison P. «Suicide deaths and suicide attempts». *Health Reports* 2002; 13(2): 9-22.

14. Choinière R. *La mortalité au Québec : Une comparaison internationale*. Québec : Institut national de santé publique du Québec ; 2003.
15. Hennekens CH and Buring JE. *Epidemiology in Medicine*. Boston: Little, Brown and Co.; 1987.
16. Pickle LW, White AA. «Effects of the choice of age-adjustment method on maps of death rates». *Stat Med* 1995; 14: 615-27.
17. Pennsylvania Department of Health. *Health Statistics – Technical Assistance (Small area analysis) – Calculating reliable rates and standardized ratios*. Disponible à l'adresse : <http://www.health.state.pa.us/hpa/stats/techassist/flow1a.htm> Visité le 14 janvier 2004.
18. Kleinman JC. *Assessing the stability of rates and changes in rates*. Statistical Notes for Health Planners no 2. National Center for Health Statistics; 1976.
19. Chan CK, Feinstein AR, Jekel JF, Wells CK. «The value and hazards of standardization in clinical epidemiological research». *J Clin Epidemiol* 1988; 41(11): 112
20. Fédération nationale des observatoires régionaux de la santé. *Inégalités cantonales de santé en France*. Collection «Les études du réseau des ORS». Paris, 2004

ANNEXE 1

EXEMPLE DE CALCUL DU RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS (RTS) ET DE L'INDICE COMPARATIF DE MORTALITÉ (ICM)

Tableau 2 : Étape 1 : Calcul des taux par âge

Exemple de calcul du rapport de taux standardisés (RTS) et de l'indice comparatif de mortalité (ICM)*. Le cas de la mortalité par suicide, sexes réunis, pour le CLSC Lac St-Louis durant la période 1994-1998. La population de référence est celle du Québec en 1996.

Groupe d'âge	CLSC Lac St-Louis pour la période 1994-1998		Québec pour la période 1994-1998		Population de référence : Québec, 1996	Taux par âge	
	Décès (d _i)	Population (1996 X 5) (n _i)	Décès (D _{R,i})	Population (1996 X 5) (N _{R,i})	Population (N _R)	CLSC Lac St-Louis (t _i)	Québec 1994-1998 (T _{R,i})
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
						(1) ÷ (2)	(3) ÷ (4)
0-4	0	25 115	0	2 301 610	460 322	0,000000	0,000000
5-14	0	56 625	85	4 611 740	922 348	0,000000	0,000018
15-24	4	49 160	1 139	4 874 500	974 900	0,000081	0,000234
25-44	5	112 710	3 127	11 986 725	2 397 345	0,000044	0,000261
45-64	8	95 385	1 970	8 244 785	1 648 957	0,000084	0,000239
65-74	4	26 780	395	2 623 520	524 704	0,000149	0,000151
75+	1	20 300	232	1 727 085	345 417	0,000049	0,000134
Total	22	386 075	6 948	36 369 965	7 273 993	0,000057	0,000191

Remarque : Comme il s'agit dans cet exemple d'une période de 5 ans, les effectifs de population ont été multipliés par 5.

Tableau 3 : Étape 2 : Calcul des décès attendus

Groupe d'âge	Décès attendus			Erreur-type RTS	
	(A _i)	(A _{R,i})	(a _i)	1 ^{er} terme	2 ^e terme
	(8) (6) x (5)	(9) (7) x (5)	(10) (7) x (2)	(11) (5) ² x (1) / (2) ²	(12) (5) ² x (3) / (4) ³
0-4	0	0	0	0	0
5-14	0	17,00	1,04	0	3,40
15-24	79,32	227,80	11,49	1573,10	45,56
25-44	106,35	625,40	29,40	2262,07	125,08
45-64	138,30	394,00	22,79	2390,83	78,80
65-74	78,37	79,00	4,03	1535,56	15,80
75+	17,02	46,40	2,73	289,53	9,28
Total	419,36	1389,60	71,48	8051,09	277,92

* Une version électronique en format Excel de l'exemple présenté ci-dessus est disponible à l'adresse Web suivante : http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/364_Standardisation_Exemple.xls

Calcul du taux standardisé pour le CLSC Lac St-Louis 1994-1998 :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_i (8)}{\text{Population totale de référence (5)}} = \frac{419,36}{7\,273\,993} \times 100\,000 = 5,77 \text{ cas pour } 100\,000$$

Calcul du taux standardisé pour le Québec 1994-1998 :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)}{\text{Population totale de référence (5)}} = \frac{1\,389,60}{7\,273\,993} \times 100\,000 = 19,10 \text{ cas pour } 100\,000$$

Calcul du RTS :

$$\frac{\text{Somme des décès attendus } A_i (8)}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{419,36}{1\,389,60} \times 100 = 30,18$$

$$= \frac{\text{Taux standardisé pour le CLSC Lac St - Louis 1994-1998}}{\text{Taux standardisé pour le Québec 1994-1998}} = \frac{5,77}{19,10} \times 100 = 30,18$$

Calcul de l'ICM :

$$\frac{\text{Somme des décès observés } d_i (1)}{\text{Somme des décès attendus } a_i (10)} = \frac{22}{71,48} \times 100 = 30,78$$

Calcul non approximatif de l'erreur-type du RTS :

$$\frac{\text{Racine carrée de } ((11) + (RTS^2 \times (12)))}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{\sqrt{8051,09 + (0,3018^2 \times 277,92)}}{1389,60} \times 100 = 6,47$$

Calcul approximatif de l'erreur-type du RTS :

$$\frac{\text{Racine carrée de (11)}}{\text{Somme des décès attendus } A_{R,i} (9)} = \frac{\sqrt{8051,09}}{1389,60} \times 100 = 6,46$$

Calcul de l'erreur-type de l'ICM :

$$\frac{\text{Racine carrée de la somme des décès observés } d_i (1)}{\text{Somme des décès attendus } a_i (10)} = \frac{\sqrt{22}}{71,48} \times 100 = 6,56$$

Calcul de du coefficient de variation du RTS :

$$\frac{\text{Erreur - type du RTS}}{\text{RTS}} = \frac{6,46}{30,18} \times 100 = 21,40 \%$$

Calcul du coefficient de variation de l'ICM :

$$\frac{\text{Erreur - type de l'ICM}}{\text{ICM}} = \frac{6,56}{30,78} \times 100 = 21,32 \%$$

Calcul de l'intervalle de confiance du RTS :

Limite inférieure

$$\frac{\text{RTS}}{\exp(1,96 \times \text{CV}_{\text{RTS}})} = \frac{30,18}{\exp(1,96 \times 0,2140)} \times 100 = 19,84$$

Limite supérieure

$$\text{RTS} \times \exp(1,96 \times \text{CV}_{\text{RTS}}) = 30,18 \times \exp(1,96 \times 0,2140) \times 100 = 45,90$$

Calcul de l'intervalle de confiance de l'ICM :

Limite inférieure

$$\frac{\text{ICM}}{\exp(1,96 / \sqrt{\text{Somme des décès observés } d_i(1)})} = \frac{30,78}{\exp(1,96 / \sqrt{22})} \times 100 = 20,26$$

Limite supérieure

$$\text{ICM} \times \exp(1,96 / \sqrt{\text{Somme des décès observés } d_i(1)}) = 30,78 \times \exp(1,96 / \sqrt{22}) = 46,74$$

Signification statistique :

RTS :

$$Z = \frac{\ln(\text{RTS}_{\text{CLSC}})}{\frac{\text{ET}_{\text{RTS}_{\text{CLSC}}}}{\text{RTS}_{\text{CLSC}}}} = \frac{\ln(0,3018)}{0,0646/0,3018} = -5,60$$

ICM :

$$Z = \frac{\ln(\text{ICM}_{\text{CLSC}})}{\frac{\text{ET}_{\text{ICM}_{\text{CLSC}}}}{\text{ICM}_{\text{CLSC}}}} = \frac{\ln(0,3078)}{0,0656/0,3078} = -5,53$$

ANNEXE 2

**RAPPORT DE TAUX STANDARDISÉS, INDICE
COMPARATIF DE MORTALITÉ, ERREUR-TYPE,
COEFFICIENT DE VARIATION ET RANG POUR LA
MORTALITÉ PAR SUICIDE, CLSC DU QUÉBEC, 1994-1998**

TERRITOIRE DE CLSC								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 1 - Bas-Saint-Laurent								
Rimouski-Neigette	116	116	15	15	13	13	93	93
Mitissien	108	110	24	24	22	22	80	81
Matane	119	117	23	22	19	19	99	94
Vallée	96	97	22	22	23	23	56	60
Basques	152	154	40	40	26	26	127	130
Témiscouata	103	109	21	22	21	20	67	79
Rivières et Marées	136	136	21	21	15	15	115	113
Kamouraska	115	113	23	23	20	20	92	87
RÉGION 2 - Saguenay-Lac-Saint-Jean								
Cléophas-Claveau	130	133	23	24	18	18	104	111
Grand-Chicoutimi	114	116	12	12	11	11	90	92
Jonquière	108	110	13	13	12	12	79	83
Prés-bleus	105	105	18	18	17	17	71	69
Maria-Chapdelaine	121	124	21	22	18	17	101	101
Le Norois	106	110	14	15	14	13	74	82
RÉGION 3 – Capitale nationale								
Portneuf	151	153	19	19	12	12	125	129
Sainte-Foy-Sillery-Laurentien	93	93	9	8	9	9	52	52
Haute-Ville-des-Rivières	117	117	13	12	11	11	96	95
Basse-Ville-Limoilou-Vanier	225	216	17	16	7	7	145	143
Haute-Saint-Charles	104	105	12	12	11	11	68	68
Orléans	107	107	10	10	10	10	77	74
La Source	96	96	10	10	11	11	57	57
Charlevoix	111	111	19	19	17	17	85	85
RÉGION 4 - Mauricie-Centre-du-Québec								
Saint-Maurice	159	157	32	32	20	20	134	133
Vallée-de-la-Batiscan	102	97	21	20	21	20	66	61
Centre-de-la-Mauricie	132	132	14	14	11	11	108	109
MRC de Maskinongé	82	82	19	19	23	23	37	37
Les Forges	106	107	12	12	11	11	75	73
Cloutier-du Rivage	147	147	18	18	12	12	124	123
Nicolet-Yamaska	107	107	22	22	20	20	78	75
Les Blés d'Or	110	108	25	24	22	22	84	77
Drummond	125	124	12	12	10	10	102	100
Suzor-Côté	133	133	15	15	11	11	111	112
Érable	134	132	24	24	18	18	112	108

Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques?

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 5 - Estrie								
Granit	130	129	26	25	20	20	105	105
MRC d'Asbestos	117	119	29	29	24	24	95	97
Haut-Saint-François	140	140	27	26	19	19	118	118
Val Saint-François	118	120	21	21	18	18	98	98
MRC de Coaticook	137	146	29	31	21	21	116	122
Memphrémagog	115	115	18	18	15	15	91	90
Sherbrooke	109	109	9	9	8	8	82	78
RÉGION 6 - Montréal								
Lac Saint-Louis	30	31	6	7	21	21	3	2
Pierrefonds	50	51	7	7	13	13	11	12
Vieux La Chine	68	66	11	11	17	16	20	20
Pointe Saint-Charles	114	119	30	31	26	26	87	96
Verdun/Côte Saint-Paul	95	95	10	10	11	11	55	56
La Salle	35	35	7	7	20	20	6	6
Rivière-des-Prairies	51	50	11	10	21	20	12	10
Pointe-aux-Trembles/Montréal-Est	77	75	13	12	16	16	32	28
Mercier-Est/Anjou	93	93	11	11	12	12	53	53
Olivier-Guimond	81	81	14	14	17	17	36	36
Hochelaga-Maisonneuve	171	172	20	19	11	11	139	139
Rosemont	87	86	11	11	12	12	46	43
Saint-Léonard	59	60	9	9	15	15	16	17
Côte-des-Neiges	53	54	7	7	12	12	14	14
René-Cassin	33	34	9	9	27	26	5	5
NDG/Montréal-Ouest	68	67	10	10	15	15	22	21
Métro	88	89	12	12	14	13	50	48
Saint-Louis du Parc	82	85	15	14	18	17	38	40
Saint-Henri	132	129	23	22	18	17	109	104
Montréal-Nord	98	98	11	11	12	11	60	62
Saint-Michel	76	75	12	12	16	16	30	29
Ahuntsic	87	86	11	11	12	12	45	44
Notre-Dame de la Merci	50	51	10	10	20	20	10	13
Saint-Laurent	40	41	8	8	19	19	7	8
Faubourgs	212	211	22	21	10	10	143	142
Plateau Mont-Royal	118	115	15	14	13	13	97	89
Parc Extension	32	31	11	10	33	33	4	3
Villeray	97	94	13	12	13	13	59	54
La Petite Patrie	101	102	14	14	14	14	62	66

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 7 - Outaouais								
Hull	105	107	13	13	12	12	72	72
Grande-Rivière	62	58	15	13	24	23	18	16
Gatineau	85	85	10	9	11	11	42	42
Pontiac	113	111	25	24	22	22	86	84
Collines	69	73	17	18	24	24	23	23
Vallée-de-la-Gatineau	191	190	31	31	17	16	142	141
Vallée de la Lièvre	153	151	24	23	16	15	129	125
Petite-Nation	151	152	33	32	22	21	126	127
RÉGION 8 – Abitibi-Témiscamingue								
Témiscaming	57	55	41	39	71	71	15	15
Sainte-Famille	75	75	24	24	32	32	27	30
Le Partage des Eaux	143	144	19	19	13	13	121	119
Aurores Boréales	145	144	26	26	18	18	123	120
Les Eskers	153	151	26	25	17	17	128	126
Vallée-de-l'Or	182	185	21	21	11	11	141	140
RÉGION 9 – Côte-Nord								
Nord-Côtiens	114	115	30	30	26	26	89	88
Manicouagan	165	166	22	22	13	13	137	138
Sept-Rivières	131	130	20	19	15	15	106	106
L'Hématite	119	131	53	59	45	45	100	107
Minganie	131	138	44	46	34	33	107	116
Basse Côte Nord	40	37	29	26	72	71	8	7
RÉGION 10 – Nord-du-Québec								
Baie-James	104	112	24	25	23	22	70	86
RÉGION 11 – Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine								
Baie-des-Chaleurs	46	43	16	15	35	35	9	9
Pabok	156	158	28	28	18	18	132	134
Mer et Montagnes	75	76	18	18	24	24	28	31
Îles	21	22	12	13	58	58	2	1
Haute-Gaspésie	144	147	33	34	23	23	122	124
Malauze	75	74	23	22	30	30	25	26

Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques?

TERRITOIRE DE CLSC (suite)								
	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 12 - Chaudière-Appalaches								
Etchemins	143	138	29	28	21	20	120	117
MRC Nouvelle-Beauce	157	156	26	26	16	16	133	132
Beauce-Sartigan	153	153	19	19	12	12	130	128
Beauce-Centre	167	165	31	31	19	19	138	137
Frontenac	162	164	19	19	12	12	135	135
MRC Desjardins	109	109	15	15	13	13	83	80
Paul-Gilbert	88	88	11	11	13	13	48	47
MRC de Bellechasse	162	165	24	24	15	15	136	136
Arthur-Caux	155	154	25	25	16	16	131	131
MRC de L'Islet	86	90	21	22	24	24	43	50
MRC de Montmagny	216	220	30	31	14	14	144	144
RÉGION 13 - Laval								
Mille-Îles	92	91	14	14	15	15	51	51
Ruisseau-Papineau	74	75	9	9	12	12	24	27
Marigot	104	103	11	11	11	11	69	67
Sainte-Rose de Laval	85	85	9	9	11	11	40	41
RÉGION 14 - Lanaudière								
Autray	108	108	17	17	16	16	81	76
Matawi	142	145	20	20	14	13	119	121
Joliette	134	133	16	16	12	12	113	110
Montcalm	137	136	20	19	14	14	117	114
Lamater	78	76	10	9	12	12	33	32
Meilleur	85	84	10	9	11	11	41	39
RÉGION 15 - Laurentides								
Jean-Olivier-Chénier	86	87	10	10	12	12	44	45
Thérèse-de-Blainville	83	83	9	9	11	10	39	38
Hautes-Laurentides	136	137	20	20	15	15	114	115
Arthur-Buies	129	128	12	12	9	9	103	103
Pays-d'en-Haut	133	128	23	21	17	17	110	102
Trois Vallées	116	122	18	19	15	15	94	99
Argenteuil	106	106	20	20	19	19	73	71
RÉGION 16 - Montérégie								
La Presqu'île	98	96	11	10	11	11	61	58
Huntingdon	114	115	22	23	20	20	88	91
Seigneurie de Beauharnois	106	106	14	14	13	13	76	70
Châteauguay	75	73	11	11	15	15	26	25
Jardin du Québec	97	97	21	21	22	22	58	59
Kateri	61	61	9	9	15	15	17	18

TERRITOIRE DE CLSC (<i>suite</i>)	Valeur		ET		CV		Rang	
	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM	RTS	ICM
RÉGION 16 – Montérégie								
Samuel-de-Champlain	64	65	8	8	12	12	19	19
Longueuil-Ouest	101	102	12	12	12	12	63	65
Longueuil-Est	87	89	12	12	14	13	47	49
Saint-Hubert	76	73	11	10	14	14	29	24
Seigneuries	68	69	9	9	13	13	21	22
Champagnat de la Vallée des Forts	80	80	9	9	12	12	35	35
Patriotes	52	50	8	8	15	15	13	11
Richelieu	80	78	13	13	17	16	34	34
Havre	101	99	14	14	14	14	64	63
Maskoutains	88	87	11	11	12	12	49	46
Pommerai	101	101	15	15	15	15	65	64
Haute-Yamaska	94	94	11	11	12	12	54	55
MRC d'Acton	77	76	23	23	30	30	31	33
RÉGION 17 - Nunavik								
Inuulitsivik	543	774	105	144	19	19	146	146
Tulattavik de L'Ungava	176	279	64	99	36	35	140	145
RÉGION 18 - Terres-cries-de-la-Baie-James								
Conseil cri de la Baie-James	21	32	13	18	60	58	1	4

