

SÉLECTION DES PERSONNES DANS L'ENQUÊTE CANADIENNE SUR LA NUTRITION

Fritz Pierre et Yves Béland¹

RÉSUMÉ

Le principal objectif du cycle 2.2 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est d'estimer, pour 15 domaines d'intérêt, les distributions de consommation pour différents éléments nutritifs requis pour une bonne santé. L'information sera recueillie via un journal alimentaire de 24 heures avec second rappel chez les Canadiens de tout âge résidant dans des logements privés dans les 10 provinces (~30 000 interviews). La collecte des données débutera en janvier 2004 et s'échelonnera sur une période de 12 mois. Des données sur la précarité alimentaire, l'état de santé, les déterminants de la santé et les caractéristiques sociodémographiques seront également recueillies. Cet article décrit la stratégie de la sélection de personnes, un aspect important du plan d'échantillonnage de cette enquête.

MOTS CLÉS : Enquête santé; journal alimentaire de 24 heures; mesures répétées; sélection de personnes; transversal.

ABSTRACT

The major objective of the Cycle 2.2 of the Canadian Community Health Survey (CCHS) is to estimate the distribution patterns in regard to the consumption of key nutrients required for optimal health for 15 age/sex domains of interest. The information will be collected using a 24-hour dietary recall, with repeated measures from a sample of 30,000 respondents of all ages. Data collection will begin in January 2004 and will extend over 12 months. Data on food insecurity, health status, health determinants and socio-demographic characteristics will also be collected. This paper describes the person-level sampling strategy, a main aspect of the survey sample design of this survey.

KEY WORDS: Cross-sectional, Health survey, Repeated measures, Sampling of persons, 24-hour dietary recall.

1. INTRODUCTION

L'Enquête canadienne sur la nutrition est une composante du vaste programme de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). L'ESCC, dont les activités de collecte ont débuté en septembre 2000, comprend deux enquêtes transversales distinctes formant un cycle bisannuel répétitif (Béland, Bailie, Catlin et Singh, 2000). La première enquête du cycle, appelée composante régionale, est conçue pour recueillir des données auprès d'un échantillon de plus de 130 000 répondants pour produire des statistiques à l'échelle des régions sociosanitaires. La deuxième enquête (composante provinciale) est conçue pour fournir des estimations à l'échelle provinciale sur un thème particulier à partir d'un échantillon de 30 000 répondants; la santé mentale et le bien-être était le thème choisi pour le premier cycle alors que l'Enquête canadienne sur la nutrition est le volet provincial du deuxième cycle (cycle 2.2) de l'ESCC.

2. PRINCIPAUX ÉLÉMENTS DE L'ENQUÊTE

2.1 Objectifs et contenu

Cette enquête recueille de l'information via un journal alimentaire de 24 heures avec second rappel afin de produire des distributions de consommation en apport alimentaire courant de la population canadienne. Ces renseignements sont

¹ Fritz Pierre(fritz.pierre@statcan.ca), et Yves Béland(yves.beland@statcan.ca), Division des méthodes d'enquêtes auprès des ménages, Statistique Canada, Immeuble R.-H. Coats, Pré Tunney, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

recueillis via une méthodologie automatisée à passes multiples développée par le United States Department of Agriculture adaptée au contexte canadien. Il s'agit d'une méthode en cinq étapes conçue pour augmenter les probabilités que les répondants se souviennent des aliments consommés au cours des 24 heures précédant l'interview. Avec cet instrument de collecte, il est possible d'estimer les distributions de consommation en apport alimentaire courant de différents éléments nutritifs (vitamines A, B, fer, etc.) aux échelles nationale et provinciale. Pour cette enquête, les 15 domaines d'intérêt suivants, définis en fonction de l'âge et du sexe, revêtent une importance cruciale :

Âge	< 1*	1-3	4-8	9-13	14-18	19-30	31-50	51-70	71+
Sexe	Tous	Tous	Tous	H/F	H/F	H/F	H/F	H/F	H/F
Notation	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	D ₅	D ₆	D ₇	D ₈	D ₉

* Estimations requises à l'échelle nationale seulement.

De plus, des données sur la précarité alimentaire de même que quelques mesures anthropométriques reliées à la masse corporelle seront recueillies. Toutes ces données seront accompagnées d'une série de caractéristiques portant sur l'état de santé (conditions chroniques, santé générale, etc.), de déterminants de la santé (tabagisme, activité physique, etc.) et de caractéristiques sociodémographiques et économiques.

Note : Dans le but d'alléger le texte, la notation D₁ à D₉ est utilisée et fait référence aux groupes d'âge correspondant. Il est également supposé que les hommes et les femmes se retrouvent dans une proportion identique lorsque des estimations selon le sexe sont nécessaires (D₄ à D₉).

2.2 Plan d'échantillonnage

La population cible se compose des personnes de tout âge, vivant dans des logements privés dans les 10 provinces. Sont exclus du champ de l'enquête les personnes qui vivent dans les réserves indiennes et sur les terres de la Couronne, les résidents des établissements, les membres à temps plein des Forces canadiennes et les résidents de quelques régions éloignées. Pour rencontrer les objectifs et selon le budget alloué à l'enquête, un échantillon de 30 000 unités répondantes est nécessaire. Cet échantillon a été réparti aux provinces en suivant une approche en deux étapes. En premier lieu, 1 120 unités ont été distribuées à chaque province (total 11 200). Ensuite, les 18 800 unités restantes ont été réparties selon un *schéma d'allocation de puissance*, avec une puissance $q=0,7$ (Béland, Dufour, MacNabb et Pierre (2003)). Le tableau 2 (colonne n) fournit la répartition provinciale finale. Afin de tenir compte de l'effet possible de la saisonnalité et de mieux répartir la charge de travail sur le terrain, les interviews personnelles assistées par ordinateur seront menées de janvier à décembre 2004. Les interviews, d'une durée d'environ 60 minutes, comprendront le journal alimentaire de 24 heures. Une seconde interview téléphonique réalisée 3 à 10 jours après la première sera effectuée pour environ un tiers des répondants de façon à pouvoir évaluer la variabilité intra-individuelle de consommation alimentaire; lors de cette deuxième interview seul le journal alimentaire de 24 heures sera administré. Les interviews par procuration (partielles ou complètes) ne seront admises que pour les personnes âgées de moins de 12 ans. Les autres éléments du plan de sondage tels que la base de sondage, la sélection des ménages et des personnes sont décrits dans la section suivante.

3. CHOIX DE BASES DE SONDRAGE ET STRATÉGIES DE SÉLECTION DE PERSONNES

De façon à pouvoir estimer les distributions de consommation en apport alimentaire courant pour un sous-ensemble clé d'éléments nutritifs, un minimum de 80 répondants par domaine d'intérêt est nécessaire. Étant donné l'importance d'analyser en profondeur chaque domaine d'intérêt, il a de plus été décidé de répartir la taille d'échantillon provinciale le plus uniformément possible dans les domaines (à l'exception du domaine D₁ pour lequel seules des estimations nationales sont requises).

Le tableau 1 (lignes L1 et L2) décrit l'écart entre la distribution visée de l'échantillon pour l'enquête et la distribution provenant du Recensement de 2001 pour certains groupes d'âge. Il est clair que la mise en place d'une stratégie de sélection (base de sondage et échantillonnage des personnes) permettant de combler ces écarts représente un défi intéressant pour les méthodologistes. Plusieurs solutions ont donc été envisagées parmi lesquelles les quatre principales options sont décrites et évaluées dans ce qui suit :

- Base de sondage simple

- Échantillonnage de plus d'une personne par ménage
- Échantillonnage d'une personne par ménage avec probabilités inégales
- Bases de sondage multiples
 - Échantillonnage d'une personne par ménage avec vecteur unique de probabilités de sélection (**R1**)
 - Échantillonnage d'une personne par ménage avec vecteur composé de probabilités de sélection (**R2**)

3.1 Base de sondage simple

Il existe plusieurs bases de sondage à Statistique Canada qui sont utilisées par les différentes enquêtes auprès des ménages, mais pour les raisons énoncées dans Béland et coll. (2000), la base aréolaire mise en place pour l'Enquête sur la population active (EPA) est une base de choix pour toutes les enquêtes reliées au programme de l'ESCC. Tout comme pour les cycles précédents de l'ESCC, il a donc été décidé de l'utiliser comme base principale pour cette enquête. Le plan d'échantillonnage de l'EPA est basé sur un échantillonnage stratifié à plusieurs degrés dans lequel le logement constitue l'unité d'échantillonnage finale (Statistique Canada, 1998); les ménages vivant dans ces logements constituent l'échantillon de ménages.

Sélection de plus d'une personne par ménage. Bien qu'interviewer plus d'une personne dans un même ménage permette une économie des coûts de collecte, cela présente des inconvénients non négligeables. Les fortes ressemblances remarquées chez les membres d'un même ménage, surtout pour un sujet comme la nutrition, peuvent occasionner un certain effet de grappe non désirable pour des caractéristiques importantes de l'enquête. De plus, le fardeau de réponse à l'échelle du ménage s'en trouve considérablement accru, ce qui se traduit souvent par une hausse de la probabilité de non-réponse. De plus, les règles de sélection seraient fort complexes compte tenu du nombre de domaines pour lesquels une surreprésentation est nécessaire (voir Béland et coll. (2000)). Pour toutes ces raisons, il a été recommandé de ne pas utiliser cette stratégie pour l'enquête.

Sélection avec probabilités inégales : Une méthode de sélection de personnes avec probabilités inégales consiste à accorder à certains membres d'un ménage une probabilité de sélection plus grande qu'aux autres. Soit m_i le nombre de personnes d'un ménage éligibles à l'enquête et appartenant au groupe d'âge D_i ($i=1,2, \dots, g$), alors $p_i = x_i / \sum x_i * m_i$ est la probabilité de sélection d'une personne de D_i , où x_i ($x_i \geq 0$) est appelé *facteur multiplicatif de poids de sélection (FMPS)* des personnes du groupe D_i . Il est bon de noter que si $x_i=1$ pour tout i , alors on revient à une sélection avec probabilités égales. Lorsque g est petit (disons 2), il est possible de définir x_i comme une fonction de m_i ; cette approche a d'ailleurs déjà été utilisée pour les cycles 1.2 et 2.1 de l'ESCC (voir Statistique Canada (2005)). Dans le cas contraire, comme pour l'enquête sur la nutrition où $g=9$, définir le FMPS comme une fonction de m_i devient très complexe. Par conséquent, les travaux se sont dirigés vers une définition des x_i indépendante des m_i .

Le tableau 1 (ligne L3) montre clairement que seuls les domaines D_2 à D_5 nécessitent des FMPS accrus (même si D_7 et D_8 gagneraient également à avoir des FMPS ajustés, la situation n'est pas jugée aussi problématique). En effet, l'objectif visé (ligne L1) est plus ou moins atteint pour les autres domaines dans une situation où une méthode de sélection avec probabilités égales est utilisée. Afin de déterminer quels seraient les FMPS optimaux (qui généreraient une distribution la plus près possible de l'objectif visé), différentes combinaisons appelées *vecteurs (V)* ont été considérées et des calculs ont été faits à partir d'un échantillon mensuel de l'EPA. Les FMPS x_1 et x_6 à x_9 ont tout d'abord été fixés à 1 pour ensuite faire varier les FMPS x_2 à x_5 de 1 à 10 dans l'univers des entiers. Le tableau 1 (ligne L4) fournit la distribution moyenne pondérée (par la taille d'échantillon provinciale) pour le vecteur $V=(1, 10, 10, 10, 10, 1, 1, 1, 1)$. Ce vecteur de FMPS génère une distribution beaucoup plus près de l'objectif visé qu'une sélection avec probabilités égales (ligne L3) mais elle est tout de même loin d'être satisfaisante quant aux domaines D_2 , D_4 et D_5 . Il n'a pas été jugé bon d'augmenter encore plus les FMPS à cause de l'effet négatif sur la variabilité d'échantillonnage que pourrait occasionner une telle augmentation. Pour ces raisons, il a également été recommandé de ne pas utiliser cette stratégie pour l'enquête.

Tableau 1 – Distribution (%) selon l'âge pour le Canada

	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	D ₅	D ₆	D ₇	D ₈	D ₉
Visée (L1)	1,5	7,04	7,04	14,08	14,08	14,08	14,08	14,08	14,08
Population (L2)*	1,1	3,4	6,4	6,9	6,8	15,6	31,8	19,6	8,5
Probabilité égale (L3)**	0,7	2,9	3,9	4,4	4,7	13,9	29,5	26,8	14,0
Probabilité inégale (L4)**	0,4	4,4	7,3	8,1	9,5	11,3	19,8	25,4	13,7

Note : * Population des personnes de tout âge dans les dix provinces selon le recensement de 2001.

** Moyenne des 100 simulations effectuées avec l'échantillon de septembre 2002 de l'EPA.

3.2 Bases de sondage multiples

Les méthodes explorées précédemment sont basées sur l'utilisation d'une seule base de sondage : la base aréolaire mise en place pour l'EPA. Il est clair que pour obtenir les tailles d'échantillon voulues pour tous les domaines d'intérêt, cette base aréolaire doit être combinée avec une autre source pour laquelle les enfants seront spécialement visés. Parmi toutes les bases possibles qui ont été considérées, la liste des ménages répondants à la composante régionale de l'ESCC (cycle 2.1) réalisée en 2003 et qui comprenaient au moins un enfant au moment de la collecte constitue une base de choix. (L'information complète sur la composition des ménages répondants du cycle 2.1 de l'ESCC est disponible.) Cette liste est composée des logements habités par des ménages où résidait au moins un enfant âgé de 18 ans ou moins au moment de la collecte un an auparavant. À partir de cette liste; il est proposé de sélectionner un échantillon de logements en utilisant un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés où la strate est un croisement de la province et d'un indicateur de zone urbaine/rurale. Un échantillon de municipalités et/ou villes est d'abord sélectionné au premier degré et un échantillon d'adresses est choisi au deuxième degré; les ménages résidant aux adresses choisies font alors partie de l'échantillon et ce, même si un nouveau ménage y réside. Tout comme les ménages provenant de la base aréolaire, il est proposé de sélectionner une personne par ménage avec probabilités inégales en utilisant un vecteur formé de FMPS.

Soit n la taille d'échantillon provinciale; $n_1 = (1-\beta)n$ le nombre d'unités à sélectionner à partir de la base principale (base aréolaire) et $n_2 = \beta n$ le nombre d'unités à sélectionner de la base secondaire (base liste); et soit $V_1=(x_1, x_2, \dots, x_9)$, $V_2=(y_1, y_2, \dots, y_9)$, leur vecteurs de FMPS associés. Il faut alors trouver V_1 et V_2 qui génèrent les distributions combinées les plus près possible de la distribution visée (avec un minimum de 80 unités dans chaque domaine) tout en minimisant β sous la contrainte $0 < \beta < 1$. Il est important de mentionner que l'exercice de minimiser β est nécessaire parce qu'il faut limiter l'utilisation de la base liste pour garder au minimum le fardeau de réponse (ces ménages ont déjà été interviewés un an auparavant). Il faut également minimiser la variabilité des x_i et des y_i pour contrôler l'augmentation de la variabilité d'échantillonnage causée par les poids extrêmes.

Puisqu'une grande partie des coûts de collecte est attribuable aux démarches visant à rejoindre les ménages, deux règles de sélection ont été étudiées avec la contrainte de sélectionner obligatoirement un individu dans chaque ménage échantillonné. Tout d'abord, le même vecteur de sélection de la personne pour les unités de la base aréolaire (V_1) est utilisé pour les deux règles et est fixe. La règle 1 (**R1**) sélectionne les personnes des ménages provenant de la base liste à partir d'un vecteur fixe V_2 et ce, peu importe la composition du ménage. La règle 2 (**R2**), quant à elle, fait intervenir un choix parmi deux vecteurs V_2 ou V_2^* en fonction de la composition du ménage. Ces deux règles peuvent être décrites de la façon suivante :

Vecteur unique pour les unités de la base liste (**R1**) :

- Si le ménage a été tiré de la base aréolaire alors utiliser V_1 .
- Si le ménage a été tiré de la base liste alors utiliser V_2 .

Vecteur composé pour la base liste (R2) :

- Si le ménage a été tiré de la base aréolaire alors utiliser V1.
- Si le ménage a été tiré de la base liste alors
 - si $\sum_{(1 \leq i \leq 5)} m_i > 0$ alors utiliser V2, avec $y_6=y_7=y_8=y_9=0$
 - sinon utiliser V2*, et on pose $V2*=V1$.

La raison pour laquelle **R2** a été envisagée est essentiellement pour minimiser l'impact négatif d'un changement de statut d'un ménage provenant de la base liste. Tel que décrit précédemment, la base liste est utilisée pour cibler spécifiquement les jeunes de 18 ans ou moins. Ces adresses de logement sont visitées dans l'espoir d'y trouver un jeune mais il se pourrait très bien qu'un nouveau ménage y réside; un nouveau ménage sans jeune par exemple. (Par expérience, entre 10 et 15 % des ménages canadiens déménagent annuellement et il est bon de rappeler que les enquêtes du programme de l'ESCC n'effectuent pas de retraçage d'individus.) Faire intervenir une règle de décision basée sur la composition du ménage permet de favoriser la sélection d'un jeune de 18 ans ou moins dans le ménage tout en respectant la contrainte de choisir obligatoirement une personne par ménage et ce, peu importe la composition de celui-ci.

Pour déterminer empiriquement une solution acceptable (pseudo-optimale) pour chacune des deux règles, six critères de décision ont été utilisés. Ces critères mesurent principalement l'impact sur la variabilité d'échantillonnage, la distance entre la distribution observée et celle visée (en pourcentage et en nombre absolu), et le nombre total de jeunes de 18 ans ou moins par province. Les données utilisées pour les simulations proviennent d'une part d'un échantillon de l'EPA (septembre 2002) et d'autre part de la partie base aréolaire de l'échantillon du cycle 1.1 de l'ESCC. Dans chaque province, plus de 600 combinaisons de β , V1 et V2 ont été étudiées pour **R1** et près de 200 autres pour **R2**. La solution pseudo-optimale (moyenne des distributions après 100 simulations) de chaque règle est présentée dans le tableau 2 (seule la moyenne nationale pondérée des dix distributions provinciales est présentée pour **R1**).

Tableau 2 – Distribution selon l'âge (%) pour le Canada et les provinces sous les règles R1 et R2

Règle	n	β (%)		D ₁	D ₂	D ₃	D ₄	D ₅	D ₆	D ₇	D ₈	D ₉		
R1	Canada	30 000	33,5	V1	1	3	3	3	3	1	1	1		
				V2	1	5	5	5	5	1	1	1	1	
				Dist.	1,0	6,2	10,3	11,5	13,0	10,7	20,4	17,7	9,3	
R2	Canada	30 000	27	V1	3	3	3	3	3	3	1	1	1	
				V2	1	2	1	1	1	0	0	0	0	
				Dist.	1,5	6,5	9,9	11,4	13,3	12,4	16,5	18,3	10,1	
		T-N-L	1 750	20	Dist.	1,2	5,2	8,2	10,3	13,2	12,4	17,7	22,7	9,2
		Î-P-É	1 120	25	Dist.	1,4	7,0	10,2	11,5	13,5	12,3	15,5	18,7	9,9
		N-É	2 060	30	Dist.	1,4	6,6	10,0	11,7	14,1	10,3	15,4	19,1	11,4
		N-B	1 930	25	Dist.	1,3	6,2	9,8	11,3	13,2	12,4	16,6	19,5	9,7
		Qué.	5 120	30	Dist.	1,7	6,6	10,2	12,0	13,4	12,3	16,4	19,0	8,3
		Ont.	6 740	25	Dist.	1,5	6,7	10,0	11,1	12,7	12,4	16,8	18,2	10,6
		Man.	2 170	25	Dist.	1,5	7,1	9,8	10,9	12,7	12,7	15,9	17,1	12,2
		Sask.	2 080	25	Dist.	1,3	6,0	9,2	11,3	13,8	11,5	15,4	18,1	13,3
		Alb.	3 280	25	Dist.	1,6	6,7	9,9	11,7	13,0	14,7	18,2	16,0	8,2
		C-B	3 750	30	Dist.	1,8	6,4	10,4	11,5	14,3	12,0	16,2	17,2	10,3

La solution pseudo optimale pour la règle **R1** correspond à $\beta = 0,335$ indiquant qu'environ 34 % de l'échantillon devrait être sélectionné à partir de la base liste. Les jeunes entre 1 et 18 ans provenant de la base aréolaire auront une probabilité

de sélection 3 fois plus élevée que celle des adultes et des nourrissons alors que ceux provenant de la base liste auront une probabilité 5 fois plus grande ($V1=(1,3,3,3,3,1,1,1,1)$ et $V2=(1,5,5,5,5,1,1,1,1)$). La distribution observée ainsi que l'augmentation de la variabilité d'échantillonnage sont jugées acceptables et le minimum de 80 unités est atteint dans tous les domaines pour toutes les provinces à l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard.

Tel qu'anticipé, la règle **R2**, utilisant un vecteur composé pour la base liste, entraîne une utilisation moindre de la base liste. La solution pseudo-optimale pour la règle **R2** suggère qu'environ 27 % de l'échantillon national devrait être sélectionné à partir de la base liste ($\beta = 0,27$ (moyenne nationale)). De plus, les FMPS attribués aux jeunes sont plus petits et ce, pour chacun des deux vecteurs ce qui a pour effet de conserver à un seuil raisonnable l'augmentation de la variabilité d'échantillonnage (résultats non présentés). Le minimum de 80 unités par domaine par province est également atteint à l'exception de quelques domaines à l'Île-du-Prince-Édouard. Bien qu'il existe toujours un écart entre la distribution observée et celle visée, la solution pseudo optimale génère une distribution fort acceptable. Étant donné qu'elle requiert une utilisation moindre de la base liste, la règle **R2**, utilisant les paramètres β , $V1$ et $V2$ énoncés dans le tableau 2, a été adoptée dans toutes les provinces à l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard, de l'Ontario et du Manitoba pour l'enquête sur la nutrition. Cette solution proposée est un compromis entre les besoins des utilisateurs de données, le coût, l'efficacité du plan d'échantillonnage, le fardeau de réponse et les contraintes opérationnelles.

Il importe de mentionner qu'étant donné l'achat d'unités d'échantillon supplémentaires des provinces de l'Île-du-Prince-Édouard, de l'Ontario et du Manitoba entériné peu avant le début des activités de collecte, une approche quelque peu différente a été mise en place pour ces provinces. Tout d'abord, les registres provinciaux de santé ont remplacé la base liste formée des ménages répondants au cycle 2.1 pour les provinces de l'Île-du-Prince-Édouard et du Manitoba. Finalement, les paramètres β , $V1$ et $V2$ ont été ajustés pour permettre l'atteinte des objectifs spécifiques des trois provinces quant aux groupes d'âge ciblés par les achats d'unités.

4. CONCLUSION

Les exigences particulières du plan de sondage de l'Enquête canadienne sur la nutrition quant aux tailles visées par groupe âge/sexe par province ont forcé la mise en place d'une stratégie de sélection de la personne dans les ménages échantillonnés fort innovatrice. Parmi les différentes options étudiées, celle qui suggère la sélection d'une personne par ménage préalablement sélectionné d'une base de sondage duale tout en utilisant des probabilités de sélection variant en fonction de l'âge et de la base de sondage; et l'utilisation de deux vecteurs de FMPS pour les unités de la base liste a été mise en place dans la majorité des provinces. Les paramètres de cette règle ont été déterminés empiriquement avec comme objectif de surreprésenter délibérément les jeunes âgés de 1 à 18 ans tout en limitant l'augmentation de la variabilité d'échantillonnage causée par les poids extrêmes.

RÉFÉRENCES

- Béland, Y., Bailie, L., Catlin, G. et Singh, M.P. (2000). CCHS and NPHS — An Improved Health Survey Program at Statistics Canada, *2000 Proceedings of the American Statistical Association Meeting, Survey Research Methods Section*.
- Béland, Y., Dufour, J., MacNabb, L. et Pierre, F. (2003). Sample Design of the 2004 Canadian Nutrition Survey. *Proceedings of the Survey Methods Section*, Statistical Society of Canada.
- Statistique Canada (1998). *Méthodologie de l'Enquête sur la population active du Canada*. No 71-526-XPB au catalogue.
- Statistique Canada (2005). *ESCC cycle 2.1 (2003) – Fichier microdonnées à grande diffusion*. No 82M0013XCB au catalogue.