

après le diagnostic [18]. Cet impact à long terme de la prise en charge du cancer colorectal doit être davantage investigué.

La prévalence totale apparaît donc comme un indicateur de base du poids du cancer colorectal dans une population donnée. L'augmentation de la prévalence partielle à 5 ans, essentiellement liée à l'amélioration de la survie, s'accompagne d'une augmentation du poids du cancer colorectal sur les ressources sanitaires. D'autres indicateurs de prévalence peuvent compléter utilement ces mesures. C'est particulièrement le cas de la prévalence des patients qui nécessitent un suivi actif ou qui nécessitent des soins du fait d'une reprise évolutive.

#### Références

- [1] Belot A, Grosclaude P, Bossard N, Jouglé E, Benhamou E, Delafosse P, et al. Cancer incidence and mortality in France over the period 1980-2005. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2008;56:159-75.
- [2] Bossard N, Velten M, Remontet L, Belot A, Maarouf N, Bouvier AM, et al. Survival of cancer patients in France: a population-based study from The Association of the French Cancer Registries (Francim). *Eur J Cancer* 2007;43:149-60.
- [3] Micheli A, Zanetti R. Incidence and prevalence of digestive system tumors: data from Italian tumor registries. *Ann Ist Super Sanita* 1996;32:503-12.
- [4] Tulinius H, Storm HH, Pukkala E, Andersen A, Ericsson J. Cancer in the Nordic countries, 1981-86. A joint publication of the five Nordic Cancer Registries. *APMIS Suppl* 1992;31:1-194.
- [5] Colonna M, Danzon A, Delafosse P, Mitton N, Bara S, Bouvier AM, et al. Cancer prevalence in France: time trend, situation in 2002 and extrapolation to 2012. *Eur J Cancer* 2008;44:115-22.
- [6] Esteve J, Benhamou E, Croasdale M, Raymond L. Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion. *Stat Med*. 1990;9:529-38.
- [7] De Angelis R, Capocaccia R, Hakulinen T, Soderman B, Verdecchia A. Mixture models for cancer survival analysis: application to population-based data with covariates. *Stat Med*. 1999;18:441-54.
- [8] Lambert PC, Thompson JR, Weston CL, Dickman PW. Estimating and modeling the cure fraction in population-based cancer survival analysis. *Biostatistics* 2007;8:576-94.
- [9] Benhamiche AM, Colonna M, Aptel I, Launoy G, Schaffner P, Arveux P, et al. Estimation of the incidence of digestive tract cancers by region. *Gastroenterol Clin Biol*. 1999;23:1040-7.
- [10] Verdecchia A, De Angelis G, Capocaccia R. Estimation and projections of cancer prevalence from cancer registry data. *Stat Med*. 2002;21:3511-26.
- [11] Karim-Kos HE, de Vries E, Soerjomataram I, Lemmens V, Siesling S, Coebergh JW. Recent trends of cancer in Europe: a combined approach of incidence, survival and mortality for 17 cancer sites since the 1990s. *Eur J Cancer* 2008;44:1345-89.
- [12] Micheli A, Baili P, Quinn M, Mugno E, Capocaccia R, Grosclaude P. Life expectancy and cancer survival in the EUROCARE-3 cancer registry areas. *Ann Oncol*. 2003;14 Suppl 5:v28-40.
- [13] Micheli A, Mugno E, Krogh V, Quinn MJ, Coleman M, Hakulinen T, et al. Cancer prevalence in European registry areas. *Ann Oncol*. 2002;13:840-65.
- [14] Merrill RM, Capocaccia R, Feuer EJ, Mariotto A. Cancer prevalence estimates based on tumour registry data in the Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER) Program. *Int J Epidemiol*. 2000;29:197-207.
- [15] Mitry E, Bouvier AM, Estève J, Faire J. Improvement in colorectal cancer survival: A population-based study. *Eur J Cancer* 2005;41:2297-303.
- [16] Gatta G, Capocaccia R, Berrino F, Ruzza MR, Contiero P, Group TEW. Colon cancer prevalence and estimation of differing care needs of colon cancer patients. *Ann Oncol*. 2004;15:1136-42.
- [17] Gatta G, Ciccolallo L, Faire J, Bouvier AM, Berrino F, Gerard JP. Late outcomes of colorectal cancer treatment: a FECS-EUROCARE study. *J Cancer Surviv*. 2007;1:247-54.
- [18] Mariotto A, Warren JL, Knopf KB, Feuer EJ. The prevalence of patients with colorectal carcinoma under care in the U.S. *Cancer* 2003;98:1253-61.

## Déterminants socio-économiques de la participation au dépistage organisé du cancer colorectal, Calvados (France), 2004-2006

Carole Pernet (carole.pernet@inserm.fr)<sup>1,2,3</sup>, Olivier Dejardin<sup>1,2,3</sup>, Fabrice Morlais<sup>1,2,3</sup>, Véronique Bouvier<sup>1,2,4</sup>, Guy Launoy<sup>1,2,3</sup>

1/ ERI3 Inserm, Unité cancers et populations, Caen, France    2/ Centre hospitalier universitaire de Caen, France    3/ Université de Caen, France    4/ Association Mathilde, Caen, France

#### Résumé / Abstract

Plusieurs études ont montré que le niveau socio-économique individuel influençait la participation au dépistage du cancer. Cependant, ces études procédaient majoritairement par questionnaire et se heurtaient systématiquement au biais de participation. L'objectif de cette étude était d'analyser l'influence des caractéristiques socio-économiques sur la participation à un programme de dépistage organisé du cancer colorectal sur un échantillon non biaisé de la population cible du département du Calvados (n=180 045).

Les données individuelles de participation et les données socio-économiques agrégées, issues respectivement de la structure responsable du dépistage organisé et du recensement de la population, étaient analysées simultanément par un modèle multiniveaux.

Les femmes participaient plus que les hommes (OR=1,33 ; IC95% [1,21-1,45]). Les participants étaient plus âgés (âge moyen : 61,2 ans) que les non participants (60,5) (p-value<0,01). La participation diminuait avec le niveau de précarité, il existait une différence significative de la probabilité de participer entre les zones les plus aisées et les plus précaires (OR=0,68 ; [0,59-0,79]). Aucune influence significative de la densité de médecins généralistes n'a été retrouvée.

Ces analyses suggèrent que les inégalités de dépistage seraient réduites par des actions ciblées sur les populations à risque de faible participation identifiées socialement et géographiquement.

#### Socioeconomic determinants of participation in organized screening for colorectal cancer, Calvados (France), 2004-2006

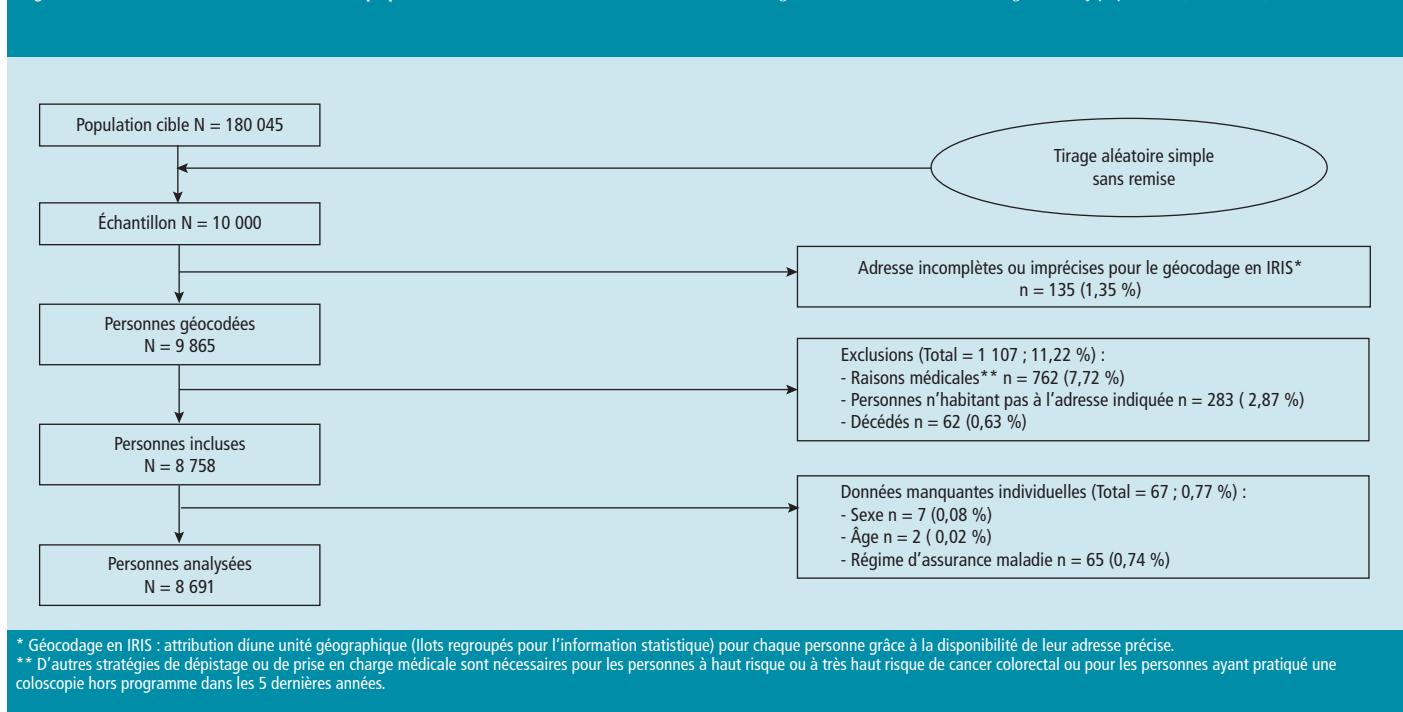
Several studies have demonstrated that individual socioeconomic level influenced participation in cancer screening. However, these studies proceeded mainly via a questionnaire, and were thus limited by self reported measures of participation and by participation bias. This study aimed at investigating the influence of socioeconomic characteristics within the participation in a programme of organised colorectal cancer screening in an unbiased sample of the target population in the Calvados department (n=180,045).

Individual participation data and socioeconomic aggregated data from respectively the structure responsible for organising screening and the French census, were analysed simultaneously by a multilevel model. Uptake was higher in women than in men (OR=1.33; 95% CI: [1.21-1.45]). Participants were older (mean age: 61.2 years) than non participants (60.5) (p-value<0.01). Uptake decreased with the level of deprivation, there was a difference of uptake probability between the least deprived and the most deprived areas (OR=0.68; [0.59-0.79]). No significant influence of general practitioners' density was found.

These results suggest that targeting populations with a risk of low compliance, as identified both socially and geographically, could be adopted to minimise inequalities in screening.

#### Mots clés / Key words

Dépistage, cancer colorectal, facteurs socio-économiques, analyse multiniveaux / Mass screening, colorectal neoplasms, socioeconomic factors, multilevel analysis



## Introduction

En France, en 2005, 37 413 nouveaux cas de cancers colorectaux (CCR) ont été diagnostiqués, responsables de 16 865 décès [1] ; alors qu'il a été démontré qu'un dépistage tous les deux ans par recherche de sang dans les selles permettrait de réduire de 15% la mortalité par CCR chez des personnes âgées de 45 à 74 ans [2]. C'est la raison pour laquelle un programme pilote a débuté en 2002 dans 23 départements, avant sa généralisation effective sur l'ensemble du territoire français en 2009. Ce programme consiste en un dépistage systématique tous les deux ans des personnes de 50 à 74 ans à risque moyen, une coloscopie étant secondairement réalisée en cas de test positif, et s'organise autour de structures de gestion départementales. Ces structures invitent par courrier la population cible à consulter le médecin généraliste de leur choix pour obtenir le test à réaliser à domicile [3]. Une des conditions nécessaires à l'efficacité d'un programme de dépistage organisé est une participation élevée de la population ciblée par ce programme. Or, de nombreuses études suggèrent qu'il existe des inégalités sociales fortes dans la pratique de ce dépistage. La faible participation au dépistage est étroitement liée à un faible niveau socio-économique individuel [4,5]. Classiquement, ces études procèdent par questionnaire et se heurtent systématiquement au biais de participation, hormis une étude britannique utilisant des données socio-économiques agrégées [6]. Cependant, aucune étude n'a investigué les déterminants socio-économiques de la participation au dépistage du CCR en combinant des données de participation individuelle et des données socio-économiques agrégées dans une population cible, à un niveau géographique suffisamment précis.

Les objectifs de cette étude étaient d'estimer l'influence des caractéristiques socio-économiques sur la participation au dépistage organisé du CCR sur un échantillon non biaisé issu de la population cible du département du Calvados.

## Matériel-Méthodes

### Population de l'étude

La population cible de l'étude, âgée de 50 à 74 ans, de la première campagne de dépistage du CCR du Calvados qui s'est déroulée de juin 2004 à juin 2006, incluait 180 045 personnes (figure 1). L'adresse précise des personnes permettait

d'attribuer à chaque personne un Iris (lots regroupés pour l'information statistique), plus petite unité géographique pour laquelle les données de l'Institut national des statistiques et des études économiques (Insee) sont disponibles (<http://www.insee.fr>). Un échantillonnage aléatoire simple sans remise, selon une loi de distribution uniforme de 10 000 individus a été réalisé. Nous avons vérifié que l'échantillon était bien représentatif de la population cible, en termes de taux de participation, d'âge et de sexe. Les sujets pour lesquels l'adresse était incomplète ou imprécise étaient exclus ainsi que ceux présen-

Tableau 1 Comparaison entre l'échantillon final (n=8 758) et la population cible de la première campagne de dépistage organisé du cancer colorectal du Calvados, France, 2004-2006 (n=159 014\*) / Table 1 Comparison between the final sample (n=8,758) and the target population of the first organised CRC screening campaign in a French department, Calvados, 2004-2006 (n=159,014\*)

	Échantillon final		Population cible		$\chi^2$ de Pearson
	n	%	n	%	
<b>Participation</b>					NS
Oui	3 026	34,55	54 219	34,10	
Non	5 732	65,45	104 795	65,90	
<b>Sexe</b>					NS
Femme	4 775	54,52	86 202	54,21	
Homme	3 976	45,40	72 692	45,71	
Inconnu	7	0,08	120	0,08	
<b>Âge (ans)</b>					NS
50-54	2 213	25,27	41 493	26,09	
55-59	2 178	24,87	40 209	25,29	
60-64	1 474	16,83	26 104	16,42	
65-69	1 338	15,28	23 668	14,88	
70-74	1 553	17,73	27 526	17,31	
Inconnu	2	0,02	14	0,01	
<b>Régime d'Assurance maladie</b>					p<0,01
Caisse primaire d'Assurance maladie	6 160	70,34	113 853	71,60	
Régimes spéciaux	251	2,87	3 988	2,51	
Régimes fonctionnaires	844	9,64	13 824	8,69	
Régimes des professions libérales, indépendants	695	7,94	12 491	7,86	
Mutualité sociale agricole	743	8,48	13 509	8,50	
Inconnu	65	0,74	1 349	0,85	

\* L'effectif de la population cible du Calvados pour laquelle le test de dépistage était effectivement proposé (n=159 014) est égal à 180 045 - 21 031 personnes exclues pour raisons médicales, pour décès ou parce qu'elles ne vivaient pas à l'adresse indiquée.

tant des contre-indications médicales conformément au cahier des charges nationales [3].

## Mesures

Le statut de participant ou de non participant au dépistage était connu pour chaque personne incluse dans l'étude (tableau 1). Les sujets qui ont effectué un test de dépistage pendant la période d'étude étaient définis comme participants, les autres non participants.

Les variables individuelles (âge, sexe et régime d'assurance maladie) étaient issues des données de l'association Mathilde, organisatrice du dépistage dans le Calvados. L'environnement social de chaque personne était apprécié en intégrant les données socio-économiques agrégées à l'échelle de l'Iris, issues du recensement exhaustif national de la population de 1999 de l'Insee. Un indice composite de précarité, moins sensible aux erreurs de mesure que les variables considérées isolément, a été utilisé (indice de Townsend largement reconnu dans les pays anglo-saxons [7]). Cet indice repose sur la somme non pondérée de quatre variables socio-économiques (proportion de logements surpeuplés, proportion de ménages sans voiture, proportion de chômeurs parmi les actifs, proportion de logements occupés par des non propriétaires). L'accès aux soins primaires était représenté par la densité de médecins généralistes pour 100 000 habitants.

## Analyse statistique

Les influences des données socio-économiques agrégées et des données individuelles sur la compliance au dépistage organisé du CCR ont été analysées simultanément en utilisant des modèles de régression logistique multiniveaux à intercept aléatoire. Les données de niveau 1 étaient représentées par les individus et les données de niveau 2 par les Iris. Face à cette structure hiérarchique des données, une analyse à deux niveaux a été réalisée selon une méthode de complexification du modèle par étapes successives. La première étape consiste à tester l'existence d'un effet du contexte sur la variable dépendante, ici la participation. Le principe de ce test, appelé test de l'intercept aléatoire, est celui d'un test du rapport de vraisemblance de deux modèles emboîtés. Il s'agit d'un test du chi2 de la différence des déviations de deux modèles logistiques, dits "vides", i.e. sans variables explicatives ; l'un des modèles est un modèle multiniveaux i.e. avec effet aléatoire, et l'autre est un modèle classique sans effet aléatoire. Un test significatif justifie l'utilisation d'un modèle multiniveaux, sinon un modèle classique sans effet aléatoire suffit. La seconde étape consiste à ajouter les variables individuelles de niveau 1 associées à la variable dépendante (modèle 1). Puis, sont ajoutées successivement les variables agrégées de niveau 2 (modèle 2, pour des détails plus précis sur l'analyse statistique cf. [8]).

## Résultats

L'analyse univariée a retrouvé des liens significatifs connus de la littérature entre la participation

Tableau 2 Déterminants socio-économiques de participation à la première campagne de dépistage organisée du cancer colorectal, Calvados, France, 2004-2006 – Analyse multiniveaux (n=8 691)  
Table 2 Socioeconomic factors of participation in the first organised CRC screening campaign in a French department, Calvados, 2004-2006 – Multilevel analysis (n=8,691)

	Modèle vide <sup>a</sup>		Modèle 1			Modèle 2		
			OR <sup>b</sup>	[IC 95%] <sup>c</sup>	p <sup>d</sup>	OR <sup>b</sup>	[IC 95%] <sup>c</sup>	p <sup>d</sup>
<b>Effets fixes</b>								
<b>Niveau 1 : Individus</b>								
Sexe								
Homme		1,00				1,00		
Femme		1,42	[1,37 - 1,47]		<0,01	1,43	[1,37 - 1,48]	<0,01
Âge (ans)								
50-54		1,00				1,00		
55-59		1,59	[1,40 - 1,81]		<0,01	1,59	[1,40 - 1,81]	<0,01
60-64		1,95	[1,69 - 2,25]			1,95	[1,70 - 2,25]	
65-69		2,15	[1,86 - 2,49]			2,17	[1,88 - 2,52]	
70-74		1,86	[1,61 - 2,14]			1,89	[1,64 - 2,18]	
Régime d'Assurance maladie						0,53		
Caisse primaire Assurance maladie		1,00				1,00		
Régimes spéciaux		1,93	[1,49 - 2,52]			1,94	[1,50 - 2,53]	
Régimes fonctionnaires		1,11	[0,96 - 1,30]			1,10	[0,95 - 1,28]	
Régimes professions libérales, Indépendants		0,97	[0,82 - 1,15]			0,97	[0,82 - 1,15]	
Mutualité sociale agricole		1,05	[0,90 - 1,24]			1,00	[0,85 - 1,18]	
<b>Niveau 2 : Iris</b>								
Indice de Townsend								
Quintile 1 (Iris les plus aisés)						1,00		
Quintile 2						0,88	[0,73 - 1,05]	
Quintile 3						0,88	[0,74 - 1,06]	
Quintile 4						0,87	[0,73 - 1,03]	
Quintile 5 (Iris les plus précaires)						0,68	[0,59 - 0,79]	
<b>Effets aléatoires</b>	LRS $\alpha^2$ (p) <sup>e</sup>	7,83	(<0,01)			12,98	(<0,01)	
	PCV <sup>f</sup>	-				-42,50%		

<sup>a</sup> Modèle vide : modèle multiniveaux sans variable explicative

<sup>b</sup> ORa : odds ratio ajusté sur toutes les variables du modèle

<sup>c</sup> IC 95% : intervalle de confiance à 95%

<sup>d</sup> P de tendance linéaire (P-trend) pour les variables catégorielles ; P d'hétérogénéité pour les variables non ordonnées

<sup>e</sup>LRS : test de l'intercept aléatoire= déviance du modèle logistique sans effet aléatoire - déviance du modèle multiniveaux avec effet aléatoire, Sous  $\alpha_0$ , la statistique de LRS suit une distribution du  $\chi^2$  à 1 ddl avec p-value=0,5 celle indiquée dans la table de distribution du  $\chi^2$  à 1 ddl

<sup>f</sup> PCV : Proportional change in variance à différents niveaux=  $[(V1-V2)/V1] * 100$ , où V1 est la variance de niveau 2 du modèle multiniveaux M1 avec m1 variables et V2 la variance de niveau 2 du modèle multiniveaux M2 avec m2=m1+1 variables,

et, d'une part, le sexe -les femmes participant plus que les hommes, OR=1,33 ; IC95% [1,21-1,45]- et, d'autre part, l'âge -les participants étaient en moyenne plus âgés (61,2 ans) que les non participants (60,5 ans) (p-value<0,01). Les personnes les plus jeunes (50-59 ans) et les plus âgées (70-74 ans) participaient moins que les personnes d'âge intermédiaire (60-69 ans), avec respectivement OR=0,70 ; IC95% [0,63-0,77] et OR=0,82 ; IC95% [0,72-0,93]. Concernant les régimes d'assurance maladie, ce sont les sujets avec des régimes spéciaux qui participaient le plus (OR=1,67 ; IC95% [1,30-2,16]).

La participation au dépistage du CCR variait significativement selon les Iris (LRS=7,83 ; p<0,01) (tableau 2, modèle vide). L'ajout des variables de niveau 1 au modèle vide ne diminuait pas, mais augmentait la variance de niveau 2, ce qui signifiait que les disparités de participation entre Iris n'étaient pas expliquées par ces facteurs individuels (tableau 2, modèle 1). L'introduction de l'indice de Townsend a réduit la variance entre les Iris de plus de 45%, signifiant que l'indice de précarité expliquait près de la moitié des disparités entre Iris (tableau 2, modèle 2). Les personnes résidant dans les Iris les plus précaires (quintile 5 de l'indice de Townsend) participaient moins que les personnes résidant dans les Iris les plus aisés (quintile 1 (OR=0,68 ; IC95% [0,59-0,79])). Dans un dernier

modèle non présenté ici, la densité de médecins généralistes n'était pas associée significativement à la participation (OR=1,05 ; IC95% [0,94-1,16]).

## Discussion

Cette étude basée sur un échantillon représentatif de la population cible suggère que la participation à un dépistage organisé du CCR est fortement influencée par le statut socio-économique du lieu de résidence. Grâce à l'approche agrégée des données socio-économiques à un niveau infra-communal, ces analyses ont permis d'identifier des populations à risque de faible participation, définies non seulement socialement mais aussi géographiquement. Aucune influence significative de la densité de médecins généralistes n'a été retrouvée.

Cette étude présente certains aspects méthodologiques pertinents. L'utilisation de données socio-économiques agrégées protège l'étude du biais de sélection inévitable observé dans les études utilisant des auto-questionnaires. Les données de participation et de non participation issues d'une structure de gestion fournissent des informations sur le comportement actuel, protégeant ainsi l'analyse du risque du biais de mesure, plus commun avec des auto-questionnaires [4].

Néanmoins, cette étude souffre de quelques limites méthodologiques. Malgré un échantillon

représentatif de la population cible, il existe des groupes marginalisés, tels que les sans abris ou les gens du voyage, qui ne peuvent recevoir d'invitation et sont donc exclus de l'étude. Une autre limite provient de la combinaison des deux sources de données, celles individuelles contemporaines en relation avec des données agrégées issues du recensement de 1999. En outre, les variables d'intérêts socio-économiques utilisées se résument à celles composant l'indice de Townsend. Or, il existe d'autres facteurs de confusion non pris en compte, tels que le niveau d'éducation et le statut marital [4,5]. L'indice de Townsend se référant à une population et non aux individus, un biais de classement des individus dans les Iris peut être suspecté. Enfin, les modèles multiniveaux ne permettent pas de considérer les relations spatiales entre les Iris et supposent que les individus résidant dans des Iris différents soient complètement indépendants, même si ces derniers sont adjacents ou proches.

En accord avec l'étude britannique utilisant une approche agrégée [6], l'analyse multiniveaux a retrouvé un risque plus élevé de non participation dans les zones géographiques de plus faible niveau socio-économique, mais avec une précision moindre. L'analyse multivariée sans effet aléatoire de niveau 2 de Weller *et al.* rapportait que la participation était plus élevée dans les zones les plus aisées que dans les zones les plus précaires avec un OR=0,41 (IC95% [0,39-0,43]) [6]. La différence de précision entre l'étude britannique et cette étude (OR=0,68 ; IC95% [0,59-0,79]) peut être due à la différence du nombre de personnes analysées et à l'absence de prise en compte de la structure hiérarchique des données dans l'étude précédente, qui peut mener à une sous-estimation de la variance des facteurs agrégés.

À notre connaissance, cette étude, avec les limites décrites ci-dessus, est la première analyse multiniveaux de la participation au dépistage du CCR réalisée sur un échantillon représentatif de la population cible.

Dans cette étude, l'accès aux soins, représenté par la densité de médecins généralistes, n'était pas associé à la participation. Or, l'accessibilité

spatiale aux soins primaires ne peut être mesurée correctement qu'en combinant les dimensions d'accessibilité, telles que la distance entre le domicile des sujets et le cabinet des médecins généralistes, et de disponibilité, telle que la densité de médecins [9]. Puisque cette distance précise n'était pas disponible, nous n'avons pas pu estimer précisément l'effet de l'accès aux soins sur la participation. De plus, comme l'a récemment souligné une étude française sur le dépistage de l'hépatite C, les médecins généralistes sont les pierres angulaires d'un programme de dépistage, quel qu'il soit. Au moyen d'une analyse multiniveaux, cette étude a montré que le principal facteur favorisant la détection de l'hépatite C était la proximité d'un médecin généraliste, devant le contexte socio-économique [10]. Puisque le médecin généraliste ne représente pas le seul et unique "accès" au dépistage de l'hépatite C (centres de dépistage anonymes et gratuits, hôpitaux...) contrairement au dépistage du CCR, la distance au médecin généraliste pourrait se révéler encore plus pertinente pour le dépistage du CCR.

À côté de ce concept d'accessibilité spatiale aux soins primaires, l'implication des médecins généralistes est aussi cruciale dans l'augmentation globale de la participation, par leurs actions sur leurs patients [4,5]. Malheureusement, aucune information concernant le comportement des médecins généralistes n'était disponible pour cette étude.

Même si nos résultats s'adressent directement à la population cible du Calvados, la stratégie d'analyse pourrait s'appliquer à d'autres départements français ou à d'autres pays où sont déjà (ou vont être) implantés des programmes de dépistage organisé du CCR.

Cette étude confirme, sur un échantillon non biaisé, les caractéristiques socio-économiques des personnes ne participant pas aux campagnes de dépistage du CCR. L'analyse multiniveaux a mis en évidence des zones géographiques infra-communales de faible participation, corrélées à des zones de forte précarité sociale. Ainsi, ces résultats suggèrent l'importance d'actions de promotion du dépistage organisé et d'interven-

tions ciblées auprès des populations à risque identifiées socialement et géographiquement, telles qu'envisagées en Amérique du Nord sous l'appellation "patient navigator" [11].

## Remerciements

Cette étude a été financée par la Fondation de France. Les données socio-économiques du Calvados issues du recensement ont été fournies par le Centre Maurice Halbwachs (<http://www.cmh.ens.fr>). Nous remercions également l'association Mathilde pour nous avoir fourni la base de données de la population cible.

## Références

- [1] Belot A, Grosclaude P, Bossard N, Jougl E, Benhamou E, Delafosse P, *et al.* Cancer incidence and mortality in France over the period 1980-2005. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2008 ;56(3) :159-75.
- [2] Hardcastle JD, Chamberlain JO, Robinson MH, Moss SM, Amar SS, Balfour TW, *et al.* Randomised controlled trial of faecal-occult-blood screening for colorectal cancer. *Lancet*. 1996;348(9040):1472-7.
- [3] Ministère chargé de la Santé et des Solidarités. Arrêté du 29 septembre 2006 relatif aux programmes de dépistage des cancers. *Journal Officiel de la République Française* n°295 du 21 décembre 2006, P. 19240, texte n°49. <http://www.legifrance.gouv.fr/affichJ.O.do?idJ.O=JORFCONT00000006642> (consulté le 10 Octobre 2009).
- [4] Herbert C, Launoy G, Gignoux M. Factors affecting compliance with colorectal cancer screening in France: differences between intention to participate and actual participation. *Eur J Cancer Prev*. 1997;6(1):44-52.
- [5] Seeff LC, Nadel MR, Klabunde CN, Thompson T, Shapiro JA, Vernon SW, *et al.* Patterns and predictors of colorectal cancer test use in the adult U.S. population. *Cancer* 2004;100(10):2093-103.
- [6] Weller D, Coleman D, Robertson R, Butler P, Melia J, Campbell C, *et al.* The UK colorectal cancer screening pilot: results of the second round of screening in England. *Br J Cancer* 2007;97(12) :1601-5.
- [7] Townsend P. Deprivation. *J Soc Pol*. 1987;16:125-46.
- [8] Pernet C, Dejardin O, Morlais F, Bouvier V, Launoy G. Socioeconomic determinants for compliance to colorectal cancer screening. A multilevel analysis. *J Epidemiol Community Health* 2009 Sep 8. [[Epub ahead of print]] PubMed PMID: 19740776.
- [9] Guagliardo MF. Spatial accessibility of primary care: concepts, methods and challenges. *Int J Health Geogr*. 2004;3(1):3. <http://www.ij-healthgeographics.com/content/3/1/3>.
- [10] Monnet E, Ramée C, Minello A, Jooste V, Carel D, Di Martino V. Socioeconomic context, distance to primary care and detection of hepatitis C: A French population-based study. *Soc Sci Med*. 2008;66(5):1046-56.
- [11] Wells KJ, Battaglia TA, Dudley DJ, Garcia R, Greened A, Calhoun E, *et al.* Patient navigation: State of the art or is it science? *Cancer* 2008;113(8):1999-2010.

## Prochaine parution Mardi 13 Avril

La publication d'un article dans le BEH n'empêche pas sa publication ailleurs. Les articles sont publiés sous la seule responsabilité de leur(s) auteur(s) et peuvent être reproduits sans copyright avec citation exacte de la source.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://www.invs.sante.fr/BEH>

**Directrice de la publication :** Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS

**Rédactrice en chef :** Judith Benrekassa, InVS, [redactionBEH@invs.sante.fr](mailto:redactionBEH@invs.sante.fr)

**Rédactrice en chef adjointe :** Valérie Henry, InVS, [redactionBEH@invs.sante.fr](mailto:redactionBEH@invs.sante.fr)

**Secrétaires de rédaction :** Jacqueline Fertun, Farida Mihoub

**Comité de rédaction :** Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine

Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, InVS ; Catherine Buisson, InVS ; Dr Christine Chan-Chee, InVS

Dr Sandrine Danet, Drees ; Dr Anne Gallay, InVS ; Dr Isabelle Gremy, ORS Ile-de-France ;

Philippe Guibert, Inpes. Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Éric Jougl, Inserm CépiDc

Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Bruno Morel, InVS ; Dr Sandra Sinno-Tellier, InVS ; Hélène Therre, InVS.

N° CPP : 0211 B 08107 - N° INPI : 00 300 1836 - ISSN 0245-7466

**Diffusion / Abonnements :** Alternatives Économiques

12, rue du Cap Vert - 21800 Quétigny

Tél. : 03 80 48 95 36

Fax : 03 80 48 10 34

Courriel : [ddorey@alternatives-economiques.fr](mailto:ddorey@alternatives-economiques.fr)

Tarif 2009 : France et International 62 € TTC

Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>

Imprimerie : Europ Offset

39 bis, 41 avenue de Bonneuil - 94210 La Varenne