

p.105 **Le poids du cancer colorectal en France en 2005 : estimation de sa prévalence et du nombre de patients nécessitant des soins**

Burden of colorectal cancer in France in 2005: estimation of its prevalence and number of patients requiring care

p.109 **Déterminants socio-économiques de la participation au dépistage organisé du cancer colorectal, Calvados (France), 2004-2006**

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

Le poids du cancer colorectal en France en 2005 : estimation de sa prévalence et du nombre de patients nécessitant des soins

Anne-Marie Bouvier (anne-marie.bouvier@u-bourgogne.fr)^{1,2,3,4}, Marion Chauvenet^{1,2,3,4}, Valérie Jooste^{1,2,3,4}, Jean Faivre^{1,2,3,4}

1/ Registre bourguignon des cancers digestifs, Dijon, France 2/ Centre hospitalier universitaire de Dijon, France 3/ Inserm U866, Dijon, France 4/ Université de Bourgogne, Dijon, France

Résumé / Abstract

Introduction - L'objectif de ce travail était d'estimer, à côté des prévalences totale et partielle du cancer colorectal (CCR), la prévalence des patients nécessitant un suivi ou un traitement pour récurrence.

Méthodes - Les données du Registre bourguignon des cancers digestifs (1976-2005) sur l'incidence, la survie, les récurrences de CCR ont été utilisées. La guérison statistique a été définie comme le moment où le surrisque de décès lié au CCR disparaissait. Les taux de prévalence par tranche d'âge, appliqués à la population française, ont permis d'estimer le nombre national de cas prévalents.

Résultats - Les taux de prévalence totale étaient 244,9 pour 100 000 pour les hommes et 152,6 pour les femmes. Le nombre estimé de personnes atteintes d'un CCR en vie le 31 décembre 2005 était de 262 244 cas pour la France entière. Au cours des 30 dernières années, la prévalence partielle à 5 ans a augmenté de 8,0% [6,7-9,4] par période de 5 ans. L'incidence a augmenté de 1,2% [0,3-2,2] et les taux de survie relative de 15% par période de 5 ans. Parmi l'ensemble des décès en excès dus au CCR, 15,3% avaient lieu entre 5 ans de suivi et le délai de guérison statistique, estimé à 9,3 ans [8,3-10,4]. Ces résultats permettent d'estimer à 188 314 le nombre de patients nécessitant un suivi sur le plan national en 2005. Parmi eux, 5,4% étaient traités pour récurrence.

Conclusion - L'amélioration de la survie explique en grande partie l'augmentation de la prévalence partielle à 5 ans des cancers colorectaux. Ces résultats suggèrent qu'un suivi clinique est nécessaire dans les 10 ans qui suivent le diagnostic. La prévalence des patients nécessitant un suivi ou un traitement pour reprise évolutive est d'un grand intérêt pour la mesure du poids du cancer colorectal.

Burden of colorectal cancer in France in 2005: estimation of its prevalence and number of patients requiring care

Aim - The objective of this study was to estimate, beside total or partial prevalence, the proportion of prevalent colorectal cancers requiring care or follow-up.

Methods - Incidence, survival and data on recurrence for colorectal cancer diagnosed over the 1976-2005 period and recorded by the population-based digestive cancer registry of Burgundy (France) were used. Time to cure was defined as the time between diagnosis and the moment at which excess mortality reaches zero, i.e. the population is considered statistically cured. Prevalence at a national level was estimated by applying age-specific prevalence rates to the whole French population, according to age group and gender.

Results - Total prevalence was 244.9 per 100,000 in males and 152.6 in females. The estimated number of prevalent cases in France was 262,244 as of 31 December 2005. The mean variation in 5-year partial prevalence between successive 5-year periods was +8.0% [6.7-9.4]. Incidence increased by 1.2% [0.3-2.2] and relative survival by 15% for each 5-year period. Overall 15.3% of the excess mortality due to colorectal cancer occurred between 5 years and time to cure, which was estimated at 9.3 years [8.3-10.4]. During 2005, the national estimated number of patients requiring follow up was 188,314. Among them, 5.4% of prevalent cases had recurrent cancer requiring active treatment.

Conclusion - The improvement in survival mainly explains the increase in 5-year partial prevalence for colorectal cancer. Our results suggest that follow-up is needed over a 10-year period after diagnosis. The prevalence of patients requiring follow-up or care increases is of great interest to estimate the burden of colorectal cancer on the health system.

Mots clés / Key words

Prévalence, cancer colorectal, reprise évolutive, registre de cancer / Prevalence, colorectal cancer, recurrence recovery, cancer registry

Introduction

Avec plus de 37 000 nouveaux cas en 2005 et une survie relative à 5 ans de 56% des cas, le cancer colorectal suscite l'intérêt des chercheurs et des autorités sanitaires [1,2]. Les registres de population représentent un outil idéal pour l'évaluation des besoins réels concernant la prise en charge du cancer colorectal, en particulier en permettant le calcul de sa prévalence, ce qui constitue un indicateur important de l'impact d'un cancer sur la santé publique. Du fait de la durée de la maladie et de la difficulté du suivi individuel chez les patients atteints d'une tumeur maligne, les publications existantes fournissent le plus souvent la prévalence totale, c'est-à-dire le dénombrement de l'ensemble des personnes vivantes à un moment donné et ayant eu un cancer donné. Pour tenter de ne pas prendre en compte trop de patients "guéris", la prévalence partielle consiste à limiter ce dénombrement aux personnes qui ont eu un diagnostic de cancer dans un délai fixé (par exemple depuis moins de 5 ans). De tels travaux ont été publiés pour la Grande-Bretagne, les pays scandinaves, l'Italie ou la France [1-3]. Des méthodes d'estimation ont aussi été proposées dans le but de calculer la prévalence totale et partielle en l'absence de suivi exhaustif des cas incidents [4-6]. Ces estimations peuvent être faites à partir de l'incidence, de la mortalité et de la survie. Néanmoins, dans le domaine du cancer, c'est avant tout le nombre de patients susceptibles de nécessiter des soins qu'il est intéressant de connaître. Pour le cancer colorectal, l'approximation usuelle de la durée pendant laquelle le malade nécessite un suivi correspond aux 5 années suivant le diagnostic. Cette durée habituelle est empirique et correspond à la période durant laquelle une surveillance est proposée. Elle surestime peut-être le nombre de patients susceptibles de nécessiter des soins. Le registre spécialisé de cancers digestifs de Côte-d'Or a mis en place un suivi de l'évolution de la maladie des patients et de la survenue ou non d'une reprise évolutive (récidive locale ou métastase à distance). Ces données permettent d'estimer la prévalence correspondant aux patients nécessitant des soins spécifiques du fait d'une reprise évolutive. Enfin, il est important de connaître la prévalence des patients atteints de cancer colorectal et considérés comme non guéris donc nécessitant un suivi. Les données observées du registre, qui correspondent à la réalité de l'évolution de la maladie dans la population générale, permettent de mesurer ces différentes prévalences. L'objectif de ce travail était de fournir une estimation du poids du cancer colorectal par la mesure de ces différents indicateurs pour l'année 2005.

Matériel et méthode

Population couverte par l'étude

Cette étude a porté sur tous les cas incidents de cancer du côlon et du rectum (code CIM O 2 C18 à 20), résidents en Côte-d'Or et en Saône-et-Loire et diagnostiqués entre 1976 et 2005. Les cas de

cancers de l'anus (C21) ont été exclus. La population de ces départements était de 1 052 000 habitants lors du recensement de 1999. Au total 17 182 personnes atteintes de cancers colorectaux ont été incluses. Parmi elles, 57,3% avaient moins de 75 ans, 55,3% étaient des hommes. Trois sous-localisations ont été définies selon la Classification internationale des maladies : cancer du côlon proximal (C18.0 à C18.4), cancer du côlon distal incluant la jonction rectosigmoïdienne (C18.5 à C18.7 et C19) et cancer rectal (C20).

Le recueil du statut vital a fait appel à l'interrogation du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) et, en cas d'échec, à la mairie de naissance. Lorsque le lieu de naissance n'était pas connu, le dossier médical, les fichiers des caisses d'Assurance maladie ou la mairie de résidence étaient interrogés. Un questionnaire, envoyé régulièrement aux généralistes, a permis de savoir s'il y avait eu ou non une reprise évolutive (récidive locorégionale ou métastatique). S'il y en avait eu une, le dossier des spécialistes était consulté pour connaître les modalités thérapeutiques. En cas de non réponse du généraliste, l'enquête était réalisée auprès des spécialistes ayant pris en charge le malade. La date de point du statut vital et du suivi était le 1^{er} janvier 2008. La proportion de "perdu de vue" était de 1,4% pour le statut vital et de 4,8% pour le statut clinique.

Analyse statistique

Les populations par année d'âge, par sexe et par année calendaire utilisées pour les calculs de prévalence ont été fournies par l'Institut national des statistiques et des études économiques (Insee). La prévalence brute et la prévalence spécifique par âge ont été calculées. Afin de pouvoir réaliser des comparaisons avec les données internationales, l'incidence et la prévalence ont été standardisées sur la population mondiale de référence.

Incidence, prévalence totale et partielle

La prévalence totale était le nombre observé de patients enregistrés avec un cancer colorectal et vivant au 31 décembre 2005. La prévalence partielle à 5 ans était le nombre observé de cas diagnostiqués depuis moins de 5 ans avant la date de point et vivants à cette date. Elle était calculée, pour les patients diagnostiqués au cours de la période 1976-1980 et vivants au 31 décembre 1980. Les mêmes calculs ont été effectués pour les périodes 1981-1985, 1986-1990, 1991-1995, 1996-2000 et 2001-2005. Le pourcentage de variation de l'incidence et de la prévalence, par période de 5 ans, était estimé par sexe en utilisant une régression de Poisson ajustée sur l'âge, et donné avec un intervalle de confiance de 95%. La prévalence nationale était estimée en appliquant les taux de prévalence spécifique par âge à la population française, par sexe et groupes d'âges de 5 ans.

Prévalence des patients nécessitant des soins spécifiques

Le risque de reprise évolutive (récidive locale ou métastase à distance) est de façon usuelle considéré comme cliniquement négligeable 10 années après le diagnostic. Les taux annuels de reprises évolutives étaient disponibles au registre jusqu'à 10 années après le diagnostic pour les cas incidents de 1976-1986. Ils ont été appliqués au nombre de cas prévalents diagnostiqués entre décembre 1995 et décembre 2005, selon le délai depuis le diagnostic. Le nombre de cas prévalents en 2005 nécessitant des soins du fait d'une reprise évolutive était la somme de ces itérations. Le type de traitement administré était également connu. Il a permis de calculer le nombre de patients ayant eu une résection à visée curative, un traitement palliatif (chirurgie, chimiothérapie, radiothérapie) pour leur reprise évolutive. Les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel Stata 10.0® software.

Prévalence des patients nécessitant un suivi

La prévalence partielle à 5 ans ne prend pas en compte les patients diagnostiqués au-delà de 5 ans et ayant un excès de mortalité par rapport à la population générale. Ces patients nécessitant un suivi ont été quantifiés en utilisant un modèle de guérison paramétrique de non mélange fondé sur la survie relative suivant une distribution de Weibull [7]. La survie relative est le ratio de la survie observée sur la survie attendue dans la population générale, de même distribution de sexe et d'âge. Le délai de guérison était défini comme le temps entre le diagnostic et la date à laquelle l'excès de mortalité atteignait zéro, c'est-à-dire le moment où la population était considérée comme guérie [8]. Le nombre de décès en excès survenus entre le diagnostic et la guérison statistique a été estimé. La guérison étant asymptotique, la proportion de patients "destinés à décéder de leur cancer" encore vivants n'atteint jamais 0% : la population était alors définie comme statistiquement guérie lorsque cette proportion atteignait moins de 10%. Ce seuil de 10% était considéré comme cliniquement acceptable.

Survie relative

La survie relative permet d'estimer la survie nette, c'est-à-dire celle que l'on observerait en l'absence des causes de décès non liées au cancer étudié. La méthode utilisée fait appel à l'estimation du taux de mortalité supplémentaire, lié directement ou indirectement au cancer, qui vient s'ajouter au taux de mortalité attendu (pour un âge, un sexe, un département et une année donnés – taux fourni par l'Insee) pour constituer le taux de mortalité observé. Ce taux de mortalité supplémentaire a été estimé selon le modèle log linéaire à taux proportionnel d'Estève *et al* [7]. La survie est exprimée avec son intervalle de confiance à 95%.

Résultats

Incidence et survie

L'incidence standardisée pour la période 1976-2005 en Côte-d'Or et Saône-et-Loire était de 40,0 pour 100 000 chez les hommes et de 23,4 pour 100 000 chez les femmes. L'évolution de l'incidence est présentée sur la figure 1. Le pourcentage de variation par période de 5 ans était de +2,0% [+0,7 ; +3,3] chez les hommes et de +0,3% [-1,1 ; +1,7] chez les femmes. Elle variait selon la localisation du cancer. Elle était de +8,4% ([6,4-10,4], $p < 0,001$) pour les cancers du côlon proximal, -0,8% ([-2,2 ; +0,6], NS) pour les cancers du côlon distal, et de -2,7% ([-4,6 ; -0,8], $p = 0,006$) pour les cancers du rectum. La survie relative était de 51,4% [50,5-52,4] à 5 ans et de 45,0% [43,9-46,1] à 10 ans. La survie relative à 5 ans augmentait de 34,4% (1976-1980) à 59,6% (2001-2005) (figure 1). Cette augmentation était observée quelle que soit la localisation du cancer.

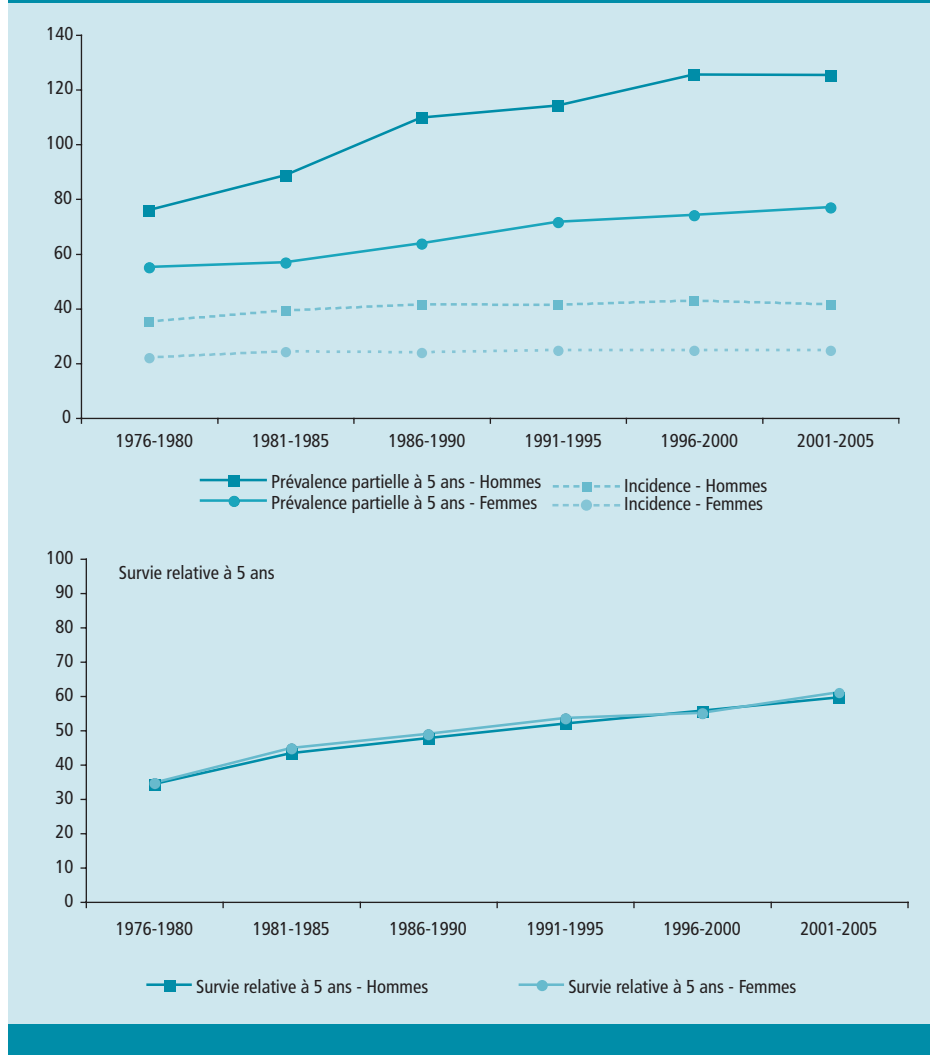
Prévalence totale

Au total, 5 108 patients ayant eu un cancer colorectal, dans cette population d'environ un million d'habitants, étaient vivants au 31 décembre 2005. La prévalence standardisée sur l'âge était de 244,9 pour 100 000 hommes et de 152,6 pour 100 000 femmes. Les cancers du côlon proximal représentaient 28% de la prévalence totale, ceux localisés au côlon distal et au rectum respectivement 49% et 23%. Parmi les cas prévalents, 46,3% avaient été diagnostiqués dans les 5 années précédant la date de point, 25,4% dans les 10 années, 23,3% dans les 10 à 20 années et 5,0% dans les 20 à 30 années précédant cette date, dont 1,2% au-delà. Les taux spécifiques de prévalence par âge et par sexe de la population bourguignonne en 2005 ont été appliqués à la population française : au total, à l'échelon national, 143 125 hommes et 119 119 femmes ayant eu un cancer colorectal étaient vivants.

Prévalence partielle à 5 ans

La prévalence partielle à 5 ans standardisée sur l'âge, au 31 décembre 2005, était de 125,2 pour 100 000 chez les hommes et de 76,9 pour 100 000 chez les femmes. À l'échelon national, le nombre de cas estimé était de 122 048 cas. La tendance de la prévalence partielle au cours du temps est présentée sur la figure 1. Elle augmentait avec la période de diagnostic chez les hommes comme chez les femmes, passant respectivement de 75,8 (1976-1980) à 125,2 (2001-2005) et de 55,0 (1976-1980) à 76,9 (2001-2005). Le pourcentage de variation moyen par période de 5 ans était de +8,0% ([6,7-9,4%], $p < 0,001$). Il était de +8,9% [+7,1-+10,8] chez les hommes et de +6,9% [+4,9 ; +9,0] chez les femmes. Il variait selon la localisation du cancer et était de +13,8% ([11,2-16,3], $p < 0,001$) pour les cancers du côlon proximal, +6,1% ([4,3-7,9], $p < 0,001$) pour les cancers du côlon distal, et +3,9% ([1,3-6,4], $p < 0,001$) pour les cancers du rectum.

Figure 1 Tendances de la prévalence partielle à 5 ans de l'incidence standardisée par périodes de 5 ans et de la survie relative à 5 ans, France, 1976-2005 / Figure 1 Trends in 5-year partial prevalence, 5-year periods standardized incidence and 5-year relative survival, France, 1976-2005



Prévalence des patients nécessitant un suivi

Le délai de guérison calculé était de 9,3 ans [8,3-10,4]. Globalement, 84,7% de la mortalité en excès liée au cancer colorectal survenait dans les 5 années qui suivaient le diagnostic et 15,3% entre 5 ans et le délai de guérison. Le nombre national estimé de décès en excès survenant entre 5 et 9,3 ans après le diagnostic était de 13 895. Les patients nécessitaient donc un suivi du fait du risque de reprise évolutive de leur maladie pendant les 10 années qui suivaient leur diagnostic. Au total, 71,7% des cas prévalents étaient diagnostiqués au cours des 10 années antérieures à la date de point, ce qui correspondait à 188 314 patients en France.

Prévalence des patients nécessitant des soins spécifiques

Le nombre de cas prévalents à 10 ans, pour les patients ayant eu une résection à visée curative de leur cancer colorectal au moment du diagnostic, était de 169 658. Les taux annuels de reprise évolutive et les nombre de cas présentant une reprise évolutive par période de 1 an sont présentés dans le tableau 1. Au cours de l'année 2005, parmi les cas prévalents à 10 ans,

9 235 (5,4%) présentaient une reprise évolutive. Parmi ces cas, 49,3% avaient une résection à visée curative (67,7% pour une récurrence locale, 45,6% pour une métastase à distance), 40,8% avaient un traitement palliatif (chirurgie, chimiothérapie ou radiothérapie) et 9,9% des cas avaient un traitement symptomatique.

Discussion

La prévalence est l'un des indicateurs les plus utiles pour mesurer le poids d'une maladie. Elle inclut toutefois des patients suivis ou non, recevant ou non des traitements du fait de reprise évolutive et des patients pouvant être considérés comme guéris. L'intérêt de ce travail était de fournir une estimation de la prévalence des patients ayant eu un cancer colorectal et nécessitant un suivi, et des patients présentant une reprise évolutive. Les données ayant permis ces estimations proviennent de diverses sources médicales et administratives, et l'expérience acquise par le Registre permet de penser que l'ensemble des cas incidents ont bien pu être enregistrés. Le suivi clinique et vital était de qualité, avec moins de 5% de sujets "perdus de vue". Certaines limites de cette étude sont toutefois à prendre en compte. La prévalence ne

Tableau 1 Nombre de patients nécessitant un traitement spécifique du fait d'une reprise évolutive en 2005 parmi les cas prévalents à 10 ans, France / Table 1 Number of patients requiring specific treatment for a recurrence in 2005 among 10-year prevalent cases, France

Délai depuis le diagnostic (ans)	Nombre de cas prévalents*	Taux annuel de reprise évolutive (%)**	Nombre de reprises évolutives
1	27 145	11,4	3 095
2	27 060	12,5	3 393
3	22 497	6,1	1 377
4	18 544	3,1	579
5	16 915	2,5	423
6	15 269	1,1	163
7	12 368	0,8	99
8	10 960	0,6	68
9	9 569	0,3	25
10	9 331	0,1	14
Total	169 658		9 235

* La prévalence des patients nécessitant un traitement spécifique a été estimée chez les patients ayant eu une résection initiale à visée curative.
 ** Observé d'après les données disponibles dans la base de données du registre

pouvait être calculée au-delà de 30 ans car les patients diagnostiqués avant 1976 et encore vivants ne pouvaient être comptabilisés. Mais les 1,2% de survivants à la 30^{ème} année laissent penser que la sous estimation de la prévalence due à cette limite était très faible. Les estimations nationales qui ont été faites reposent sur l'hypothèse qu'il n'y avait pas de différences entre les taux spécifiques par âge et par sexe entre la région couverte par le registre et la France. Cette hypothèse paraît acceptable au vu de la bonne concordance des taux d'incidence et de survie pour le cancer colorectal entre la Bourgogne et les estimations nationales publiées [1,2,9].

L'un des intérêts de l'utilisation de données de population est de pouvoir réaliser des comparaisons avec les données collectées par les autres registres à travers le monde. L'une des difficultés est de faire la part entre des différences d'incidence, de survie ou bien des deux. Il est également nécessaire que les périodes calendaires soient proches. Des différences de prévalence du cancer colorectal ont été observées entre la France, l'Italie et l'Espagne, qui ont pourtant des taux de survie assez proches [10]. Elles ont été surtout attribuées à des différences d'incidence. Celle-ci variait en Europe entre 28 et 51 pour 100 000 chez l'homme et 17 et 31 pour 100 000 chez la femme au cours de la période 1993-2005

[11]. À l'inverse, des différences marquées de prévalences du cancer colorectal existaient entre la Pologne (45 pour 100 000) et la Suède (240 pour 100 000), principalement attribuées à des différences de survie [12]. La survie relative à 5 ans variait en Europe entre 42% et 66% en 2004 [13]. Les taux de prévalence rapportés dans cette étude étaient proches de ceux publiés par le SEER program [14].

Les résultats de ce travail soulignent qu'il existe une augmentation importante de la prévalence partielle à 5 ans (+8% par période de 5 ans). Cette tendance était proche de celle publiée récemment et estimée à partir des données de l'ensemble des registres de cancers français. L'augmentation de l'incidence (+1,2% par période de 5 ans) n'explique qu'une petite part de cette tendance de la prévalence, qui était surtout à mettre en regard d'une augmentation considérable de la survie [2]. L'amélioration de la survie est liée à la baisse de la mortalité opératoire et à des progrès dans la prise en charge du cancer colorectal, associés à un diagnostic plus précoce [15].

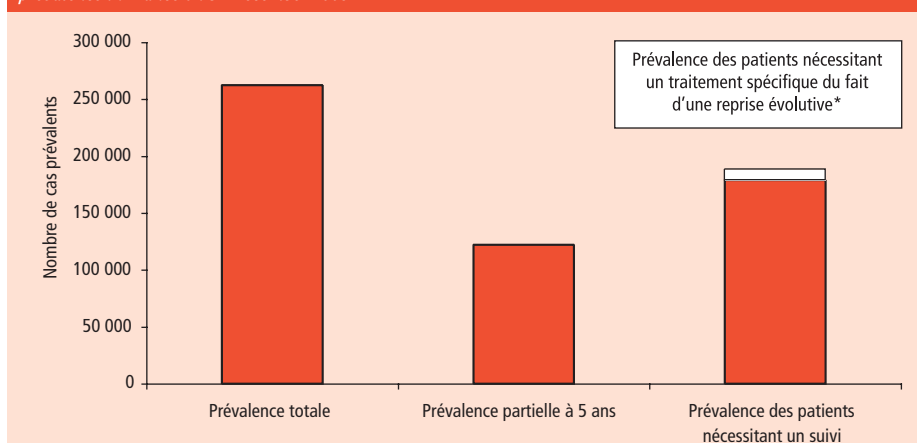
Les tendances observées incitent à réaliser régulièrement de telles estimations. Elles sont indicatrices des progrès réalisés au cours du temps dans la prise en charge des patients et des besoins accrus en termes de santé publique. Le seul

moyen de faire diminuer la prévalence du cancer colorectal serait de réduire la survenue de reprise évolutive par la mise en place de mesures préventives diététiques et, à plus court terme, par la mise en place de programmes de dépistage organisés.

La prévalence partielle à 5 ans du cancer colorectal permet d'estimer classiquement les besoins à mettre en œuvre pour le suivi des patients. Les résultats des séries de population montrent que la survie des patients 5 années après le diagnostic est plus basse que celle de la population générale à distribution d'âge et de sexe identique. Ces éléments suggèrent que les patients ne peuvent être considérés comme guéris après 5 ans. Les modèles de guérison permettent d'estimer la proportion de sujets qui n'étaient pas guéris 5 ans après le diagnostic. Nos résultats montrent que la prévalence partielle à 5 ans sous estime la proportion de patients qui décéderont de leur cancer d'environ 15,3%. Les prévalences globale et partielle à 5 ans devraient être complétées par des données sur le nombre de patients vivants nécessitant des soins [16]. Ces données sont malheureusement rares dans la population générale car elles nécessitent des enquêtes lourdes pour être obtenues. Nos résultats indiquent qu'en 2005, une proportion de 5,4% des cas prévalents à 10 ans nécessitaient des soins pour une reprise évolutive. Ne considérer que l'incidence amènerait à sous estimer les besoins en ressources sanitaires pour la prise en charge des patients porteurs d'un cancer colorectal. Du fait du coût élevé des chimiothérapies palliatives, la prévalence des patients n'ayant pu être traités de façon radicale pourrait devenir un élément majeur dans le coût économique du traitement des reprises évolutives. Des données sur le coût de prise en charge des patients sont nécessaires. Cette étude confirme que 80% des reprises évolutives surviennent dans les 3 années suivant le diagnostic. Cependant, des reprises tardives peuvent survenir. Elles peuvent ne pas être immédiatement fatales, ce qui explique que le délai de guérison atteint 9,3 années. Ces résultats suggèrent qu'une surveillance clinique est nécessaire dans les 10 années qui suivent le diagnostic, avec mise en place d'une stratégie de détection des reprises évolutives le plus précocement possible. La proportion des cas prévalents à 10 ans est importante, elle représente 71,7% des cas prévalents totaux.

À l'échelon individuel, la guérison ne signifie toutefois pas le retour à l'état de santé tel qu'il était initialement. Les traitements peuvent induire des effets à long terme sur l'état de santé ressenti. Par exemple, dans l'étude "haute résolution" FECS/Eurocare, 70% des survivants présentaient des troubles intestinaux ou urinaires, 10% étaient incontinents et 10% avaient développé un second cancer primitif [17]. Une étude réalisée aux États-Unis parmi les patients inclus dans le projet Medicare indiquait que 62% des cas prévalents recevaient encore des soins pour leur cancer colorectal 20 années

Figure 2 Prévalence du cancer colorectal en France au 31 Décembre 2005 / Figure 2 Colorectal cancer prevalence in France on 31 December 2005



* La prévalence des patients nécessitant un traitement spécifique a été estimée chez les patients ayant eu une résection initiale à visée curative.

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] Tulinus 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, Schaffer 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 EURO-CARE-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, Faivre 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, Faivre J, Bouvier AM, Berrino F, Gerard JP. Late outcomes of colorectal cancer treatment: a FECES-EURO-CARE 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 Pornet (carole.pornet@inserm.fr)^{1,2,3}, Olivier Dejardin^{1,2,3}, Fabrice Morlais^{1,2,3}, Véronique Bouvier^{1,2,4}, Guy Launoy^{1,2,3}

1/ ER13 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).

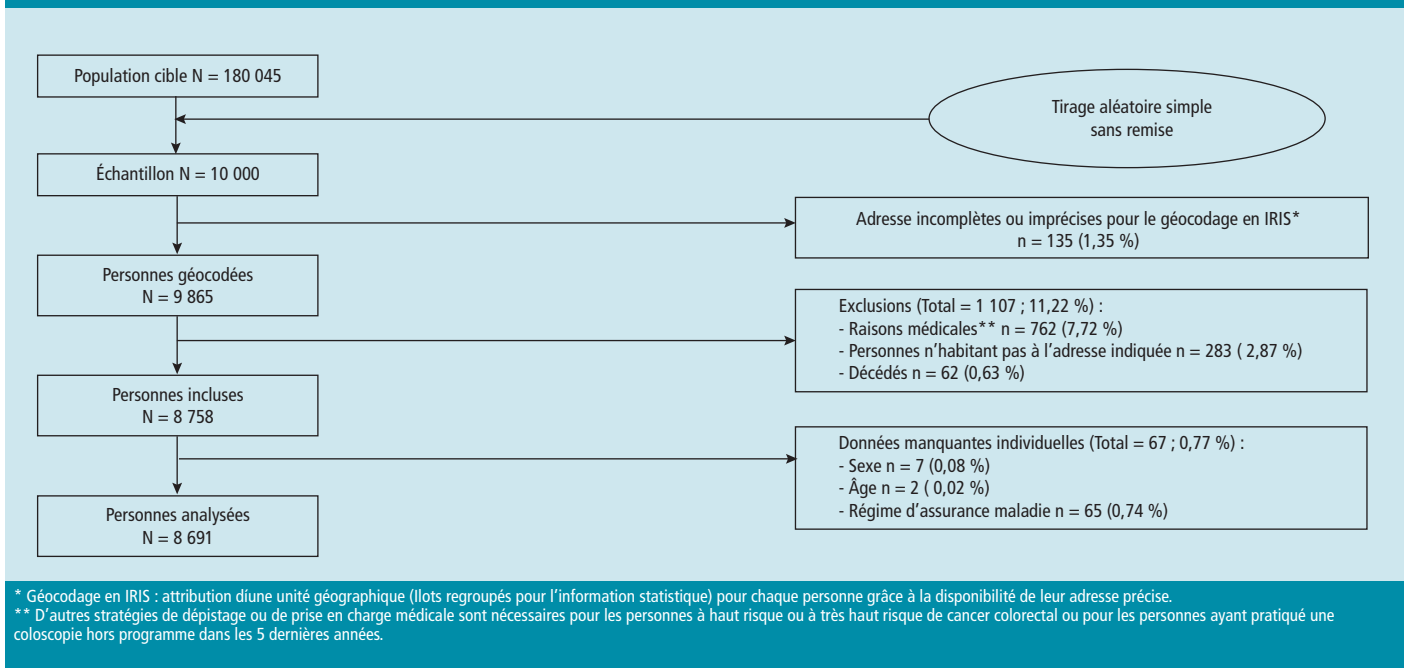
Individual participation data and socioeconomic aggregated data from respectively the structure responsible for organising screening and the French census, were analysed simultaneously by a multilevel model.

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 (Ilôt 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		χ ² de Pearson
	n	%	n	%	
Participation					NS
Oui	3 026	34,55	54 219	34,10	
Non	5 732	65,45	104 795	65,90	
Sexe					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	
Âge (ans)					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	
Régime d'Assurance maladie					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 χ^2 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 ^a		Modèle 1			Modèle 2		
			ORa ^b	[IC 95%] ^c	p ^d	ORa ^b	[IC 95%] ^c	p ^d
Effets fixes								
Niveau 1 : Individus								
Sexe								
Homme			1,00		<0,01	1,00		<0,01
Femme			1,42	[1,37 - 1,47]		1,43	[1,37 - 1,48]	
Âge (ans)								
50-54			1,00		<0,01	1,00		<0,01
55-59			1,59	[1,40 - 1,81]		1,59	[1,40 - 1,81]	
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								
Caisse primaire Assurance maladie			1,00		0,53	1,00		0,53
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]	
Niveau 2 : Iris								
Indice de Townsend								
Quintile 1 (Iris les plus aisés)						1,00		<0,01
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]	
Effets aléatoires								
LRS α^2 (p) ^e	7,83	(<0,01)		12,98	(<0,01)	3,42	(<0,05)	
PCV ^f		-			-42,50%			45,60%

^a Modèle vide : modèle multiniveaux sans variable explicative

^b ORa : odds ratio ajusté sur toutes les variables du modèle

^c IC 95% : intervalle de confiance à 95%

^d P de tendance linéaire (P-trend) pour les variables catégorielles ; P d'hétérogénéité pour les variables non ordonnées

^eLRS : test de l'intercept aléatoire= déviance du modèle logistique sans effet aléatoire - déviance du modèle multiniveaux avec effet aléatoire, Sous H_0 , la statistique de LRS suit une distribution du α^2 à 1ddl avec p-value=0,5 celle indiquée dans la table de distribution du α^2 à 1ddl

^f 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 infracommunales 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, Jouglu 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/affichJO.do?idJO=JORFCONTO00000006642> (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] Pornet 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
Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry, InVS, 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 Guilbert, Inpes. Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Eric Jouglu, 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
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