



Info suppl.



Une alerte dans le logiciel des médecins généralistes permet-elle une augmentation de la participation au dépistage du cancer colorectal ? Une étude randomisée monocentrique[☆]

Alix Borderiou¹, Alexis Astruc¹, Emmy Saab¹, Frédéric Chevallier^{1,2,3}

Reçu le 14 juillet 2022
Accepté le 22 novembre 2022
Disponible sur internet le :
25 janvier 2023

1. UFR SMBH, 74, rue Marcel-Cachin, 93017 Bobigny, France
2. SFMG, 141, avenue de Verdun, 92130 Issy-les-Moulineaux, France
3. MUSSP, 14, rue de la République, 95120 Ermont, France

Correspondance :

Frédéric Chevallier, UFR SMBH, 74, rue Marcel-Cachin, 93017 Bobigny, France.
frederic.chevallier@univ-paris13.fr

Mots clés

Tumeurs du côlon
Dépistage précoce du cancer
Systèmes d'aide-mémoire
Médecine générale
Soins de santé primaire

■ Résumé

Le cancer colorectal est le troisième cancer le plus fréquent en France, et le deuxième cancer en terme de mortalité avec près de 17 100 décès par an. La survie à cinq ans est d'environ 90 % s'il est dépisté à un stade précoce, alors depuis 2008 a été mis en place un dépistage organisé par un test de recherche de sang dans les selles. Dix ans plus tard, le taux de dépistage est encore bas avec une participation nationale autour de 30,2 % tandis que l'objectif est à 45 %. L'objectif de cette étude est de trouver un moyen d'augmenter cette participation. Nous avons étudié l'intérêt d'une alerte informatique à l'ouverture du dossier des patients avec une étude prospective réalisée dans une maison de santé du Val-d'Oise (95), randomisée en deux bras pendant six mois avec un bras contrôle et un bras dans lequel nous avons incrémenté l'alerte. Au total, 2230 patients sont inclus, avec 1115 dans chaque bras. Au terme de l'étude 152 (13,6 %) patients avaient réalisé le dépistage dans le bras contrôle et 179 (16 %) dans le bras intervention. L'analyse réalisée en intention de traiter ne trouve pas de différence significative ($p = 0,11$). L'analyse multivariée montre que le nombre de consultations a un impact sur la réalisation du dépistage ($p = 0,02$). L'amélioration du taux de participation liée à l'alarme n'est pas significative, toutefois il existe une tendance qui justifie des recherches complémentaires sur un plus grand effectif et sur le plus long terme.

[☆] Travail de thèse présenté le 18 janvier 2022 à l'UFR SMBH, 74 rue Marcel Cachin 93017 Bobigny.

Keywords

Colonic neoplasms
 Early detection of cancer
 Reminder systems
 General practice
 Primary care

■ Summary**Can computer alerts in general practitioners' software upgrade cancer screening participation? A monocentric randomized study in France**

Colorectal cancer is the third most common cancer in France, and the second regarding mortality with almost 17,100 deaths each year. When screened at an early stage, the five-year survival is around 90 %. Since 2008, a screening program has been introduced in France with the fecal occult blood test. Ten years later, the targeted participation for the screening program is at least 45 % when the actual French average participation is around 30,2 %. We tried to find an efficient way to help general practitioners to recognise patients that did not do the test with a pop-up alert in their informatics files. We built our prospective study in a health center in Val d'Oise (France). We randomized 2230 patients in two equal groups, one control at one with the alert in files. We controlled the patients' status each month for 6 months. At the end of study, 152 (13,6 %) patients did the test in the control group and 179 (16 %) in the intervention group. In intention to treat, we found no difference between the two groups ($P = 0.11$). Multivariate analysis proved that consulting their general practitioner enhanced participation ($P = 0.02$). We showed the positive influence of a consultation with the general practitioner who can improve participation for this screening program. Our study was certainly too short in time and with a too small sample to prove a significant difference, and more investigation could confirm our hypothesis.

Introduction

Le cancer colorectal est, dans sa forme la plus fréquente, un cancer qui se développe en cinq à vingt ans à partir d'un polype adénomateux. Le terme polype correspond dans ce cas à une tumeur de petite taille développée aux dépens de l'épithélium digestif [1]. L'évolution des connaissances sur le développement de ce cancer et sur sa prise en charge a mené à la mise en place d'un dépistage organisé pour la population française depuis 2008. En effet, ce cancer est le troisième cancer le plus fréquent en France en 2018 avec environ 43 300 nouveaux cas, dont plus de 95 % dépistés après 50 ans et surtout le deuxième cancer en terme de mortalité, avec près de 17 100 décès [2]. La survie à cinq ans, tous stades confondus est estimée à 63 % [3,4]. Dépisté à un stade précoce, cette survie serait d'environ 90 % contre 14,3 % à un stade avancé [5]. Elle s'est améliorée d'environ 12 à 14 % depuis la mise en place du dépistage organisé selon les sources et la périodicité [6]. Le dépistage organisé s'adresse aux personnes ayant un niveau de risque moyen, autrement dit qui ne présentent pas de critères de risque élevé (antécédent personnel, familial, ou atteint de maladie inflammatoire chronique de l'intestin) ou très élevé (syndrome de Lynch ou polypose adénomateuse familiale) et âgé de 50 à 74 ans [7]. L'organisation du dépistage se présente sous forme d'une invitation envoyée par courrier postal au domicile de la personne potentiellement éligible. Elle doit ensuite présenter cette invitation à son médecin traitant afin qu'il confirme son indication et remette le kit avec ses explications au patient. Si le test n'est pas réalisé, le patient reçoit une relance par courrier à maximum cinq mois et une deuxième

relance à maximum dix mois [8]. Initialement, le test proposé était le test « Hemocult II ». Depuis avril 2015, ce test au gâiac est remplacé par un test immunologique fécal (FIT) [9] qui est plus simple à réaliser, à analyser, et qui est également plus spécifique et plus sensible [10,11]. Ce test est réalisé directement à domicile, il consiste à prélever une petite quantité de matière fécale avec un écouvillon dédié et à l'envoyer directement au laboratoire par une enveloppe préalablement affranchie. Si le test est positif, le patient ainsi que le médecin ayant remis le kit en sont informés. Le médecin se doit alors d'adresser son patient à un hépato-gastro-entérologue pour organiser une coloscopie afin de rechercher l'existence d'une lésion. Dans le cas où le test est négatif, le médecin et le patient reçoivent le résultat, puis une nouvelle invitation sera envoyée deux ans plus tard [7].

En 2017 en Île-de-France, le taux de participation à ce test est d'environ 32 % alors qu'un seuil d'efficacité minimale avait été calculé à 45 % pour la France et au niveau européen [12]. On prédit environ 4000 décès évités par an pour une participation à 45 % et jusqu'à 6600 décès évités pour une participation à 65 % [13]. Ce taux encore bas motive la recherche de nouveaux moyens pour sensibiliser les patients et les médecins. Selon l'INCa [8], les deux premières causes de non-réalisation du test de dépistage sont le manque de sensibilisation (la personne ne se sent pas concernée par ce cancer) et une méconnaissance des procédures de dépistage; ces constatations sont confirmées par d'autres études [14,15]. Le manque de connaissance par rapport au dépistage et à la pathologie est un frein à la participation qui est surmontable grâce aux explications du médecin

traitant [16,17]. Le médecin traitant a donc un rôle très important dans la réalisation de ce test et permet une augmentation de la participation [18].

Une alerte ciblée vers le praticien peut augmenter la participation absolue d'environ 4 à 6 % [19]. Certaines études montrent qu'il existe, parmi les médecins généralistes, une attente de création d'alertes adaptée et rapide d'utilisation pour les procédures de dépistage, qui permettrait de pallier les oublis humains [20]. Seuls peu de médecins se servent de telles alarmes [21], mais elles ont prouvé leur efficacité dans ce dépistage sur une population de 50 à 70 ans [22]. La société de formation thérapeutique du généraliste (SFTG) a réalisé de 2004 à 2009, une étude transversale d'aide au suivi thérapeutique informatisé en partenariat avec la Haute Autorité de Santé (HAS). Cette étude a prouvé une efficacité sur la participation aux dépistages organisés à travers un tableau de suivi s'affichant également directement à l'ouverture du dossier informatisé patient [23], et ce sur le même logiciel que notre étude « ÉO ». Nous avons cherché un moyen simple, applicable à tous les logiciels-métier qui permettraient d'améliorer cette information et la sensibilisation des médecins traitants à parler de dépistage en consultation de routine.

Ce travail a pour objectif d'évaluer l'impact de la mise en place d'une alerte dans le dossier-patient informatisé sur la réalisation du dépistage du cancer du côlon. L'hypothèse principale est que l'alerte permet d'augmenter le taux de participation au dépistage du cancer colorectal comparé aux dossiers qui n'ont pas d'alerte.

Matériel et méthode

Population étudiée

La population cible était celle du dépistage organisé par la HAS. Les patients ont été recrutés sur le seul critère d'âge, de 50 à 74 ans inclus. Pour des raisons de faisabilité, de reproductibilité et de confidentialité, les antécédents et des comptes rendus présents dans le logiciel n'ont pas été pris en compte, cela pouvait occasionner un biais de classement important avec des données manquantes conséquentes.

Design de l'étude

Il s'agissait d'une étude monocentrique, interventionnelle, randomisée et prospective en ouvert. Le recrutement a été réalisé au sein d'une maison universitaire de santé et de soins primaires (MUSSP) composée de cinq médecins généralistes, deux remplaçants et d'internes utilisant une version mutualisée du logiciel « ÉO ». La randomisation a été faite par informatique une fois déterminée la liste des patients à inclure, donc après exclusion des patients absents du registre « www.neonetidf.org ». Elle a été réalisée en aveugle du dossier médical, des participants et irréversible. Seule la présence de l'alerte dans le dossier permettait de savoir dans quel groupe était le patient, visible uniquement par le praticien ouvrant le dossier médical. Cette étude a prévu un bras « intervention » avec une alerte à l'ouverture du dossier patient informatisé (figure 1) en comparaison à un bras « contrôle » pour lequel l'alerte n'a pas été implémentée.

Une alerte type « pop-up » a été créée à l'ouverture des dossiers informatisés des patients éligibles au dépistage. Elle devait se fonder à la pratique quotidienne du médecin généraliste et ne pas être trop invasive dans l'écran de consultation. Ainsi, le modèle ne comportait qu'une courte phrase rapide à lire : « Dépistage cancer du côlon à proposer », sans sous-entendre l'éligibilité ou non du patient qui reste à vérifier. L'intérêt supplémentaire ici était que l'alarme n'a été implémentée qu'après la vérification initiale du statut du patient sur le site registre « www.neonetidf.org » du Centre régional de coordination des dépistages des cancers (CRCDC), et cela dans l'objectif de renforcer l'attention que pourraient lui accorder les médecins.

Éthique et réglementaire

Il s'agissait d'un travail « impact minime » d'après la loi Jardé. L'étude a été soumise à l'avis d'un comité de protection des personnes (CPP). Il a conclu que l'étude relevait de la réglementation encadrée par la CNIL pour le traitement des données personnelles recueillies selon le décret n° 2016-1537 du 16 novembre 2016 d'application de la loi n° 2012-300 du 5 mars 2012 relative aux recherches impliquant la personne humaine, modifiée par l'ordonnance n° 2016-800 du 16 juin 2016. Le

| Concernant | Message | Date référence Anniversaire | Ouverture base dossier | Fermeture dossier |
|------------------------------------------------------|--------------------------------------|-----------------------------|------------------------|-------------------|
| Cancer côlon | Dépistage cancer du côlon à proposer | 16/09/2021 | * | |
| TESTINOM Testprenom / Dossier Consultations/contacts | | 05/02/2021 | 00/00/0000 | |

FIGURE 1

Visuel de l'alerte informatique

numéro IRDB de cette étude auprès du CPP était le 2020-A02532-37.

Critère de jugement principal

Le critère de jugement principal était la participation au dépistage du cancer colorectal selon le registre informatique du CRCDC (<https://www.neonetidf.org>), et correspondait à la proportion « nombre de patients ayant participé au dépistage/ nombre de patients éligibles dans chaque bras ». Cette base de données a été choisie pour se rapprocher de la pratique du généraliste au quotidien et dans le cas où le statut de dépistage était inconnu du dossier ou du patient. Cela a permis également d'éviter une perte de données, car des kits sont parfois envoyés directement au domicile du patient et la réalisation du test n'est pas toujours reçue ou intégrée au dossier médical. Afin d'évaluer la qualité et la cohérence des données, il a été prévu de comparer l'évolution des patients n'ayant pas consulté sur la période, à ceux qui ont consulté au moins une fois ou plus sur la période de l'étude dans une analyse en sous-groupe. La participation au dépistage pour les patients était recueillie à l'inclusion et tous les mois jusqu'au sixième mois grâce à un script informatique automatique développé spécialement pour l'étude.

Les patients ont été prévenus au moyen d'une note d'information affichée en salle d'attente et disponible dans les bureaux de consultation. Les médecins du cabinet ont été prévenus en amont par un entretien dédié ou par mail récapitulatif. Toute personne ne souhaitant pas faire partie de l'étude pouvait le faire savoir à tout moment et par tout moyen.

Le recueil de données a été complété avec l'âge, le sexe des patients, leur caisse de sécurité sociale, un identifiant anonymisé du médecin consulté, et le nombre de consultations sur la période pour chaque médecin. Pour l'analyse, les médecins ayant le moins consulté (internes, et remplaçants) ont été regroupés dans un même groupe.

Nombre de sujets nécessaires

Le nombre de sujets nécessaires a été estimé par la méthode suivante. Le taux de participation au moment du design de l'étude en fin 2018 était d'environ 32 % à l'échelon national et départemental [12]. Si on pose l'hypothèse d'une augmentation de la participation à 38 % sur six mois, soit 6 % en absolu correspondant à la fourchette haute de l'impact médian d'une alerte informatique [24], le nombre de sujets nécessaires est d'environ 1980 patients au total, soit 990 par bras, pour un risque alpha fixé à 5 % et un risque bêta à 20 %.

Analyse statistique

L'analyse principale a testé la proportion de réalisation du test de dépistage en fonction de la présence de l'alarme par l'utilisation d'un test exact de Fisher. L'analyse multivariée par régression logistique a recherché les différences de réalisation du test de dépistage avec un ajustement sur l'âge, le nombre de consultations et avec quel médecin ou le régime de sécurité sociale. L'âge et le sexe ont été des variables communément utilisées

pour mesurer et tenir compte d'un effet potentiel de ces facteurs indépendamment des autres. L'analyse a été faite en intention de traiter, c'est-à-dire en analysant la totalité des patients inclus et randomisés. Les perdus de vue ont été considérés comme n'ayant pas fait le dépistage. Dans un deuxième temps, nous avons prévu une analyse en sous-groupe en ne conservant que les patients ayant consulté au moins une fois pendant le temps de l'étude pour affiner les résultats. Enfin, pour consolider les résultats, une analyse de sensibilité a complété la recherche.

Résultats

Après l'extraction des dossiers, nous retenons 4149 patients. Le statut de chaque patient est contrôlé le même jour. Ainsi 1279 (30,8 %) patients ont participé au dépistage dans les 2 dernières années selon le registre. Par ailleurs, 631 (15,2 %) autres patients ne sont pas retrouvés dans la base de données soit un total de 1910 (46 %) patients non inclus. Le nombre de patients inclus est de 2239 (54 %) puis neuf dossiers correspondants à des doublons sont exclus. Au total, 2230 patients sont randomisés pour atteindre un total de 1115 (50 %) patients dans chaque bras (*figure 2*).

Données à l'inclusion

L'âge moyen des patients est de 59,4 ans avec une médiane proche dans chaque bras trouvé à 59,0 [54,0 ;64,0] dont 1230 (55,1 %) sont des femmes, toujours sans différence significative de répartition entre les deux groupes. Le régime général est majoritairement représenté avec 1979 (88,7 %) patients. Le *tableau 1* décrit les caractéristiques des patients selon le bras de l'étude, leurs classes d'âge de cinq ans, leur sexe, le régime de sécurité sociale, ainsi que le nombre de consultations et la moyenne selon le médecin. Les régimes comportant de trop petits effectifs sont rassemblés sous le terme « régimes minoritaires ». Ce groupe comprend les militaires de carrière (sous le code de régime 08), les clerks de notaire et employés de notaires (10), le régime de l'Assemblée nationale (14), les mutuelles générales (92), la mutuelle générale de la police (93) et la mutuelle de la marine (96). Les régimes suivants n'ont pas été représentés dans cet échantillon : établissement national des invalides de la marine (06), mineurs et assimilés (07), personnel de la banque de France (09), chambre de commerce et de l'industrie (12), caisse autonome de sécurité sociale du sénat (15), port autonome de Bordeaux (16), caisse de français de l'étranger (17), ministère des anciens combattants (80), caisse d'assurance maladie des cultes (90), fédération fonctionnaires (94) et mutuelle nationale des hospitaliers (95).

Concernant la qualité des données, 38 (1,7 %) patients sont considérés comme perdus de vue au terme de l'étude, car ils sont devenus introuvables dans la base de données. Cela correspond dans la plupart des cas au fait que le patient a déménagé, ou s'il a changé de régime de sécurité sociale. Aucun

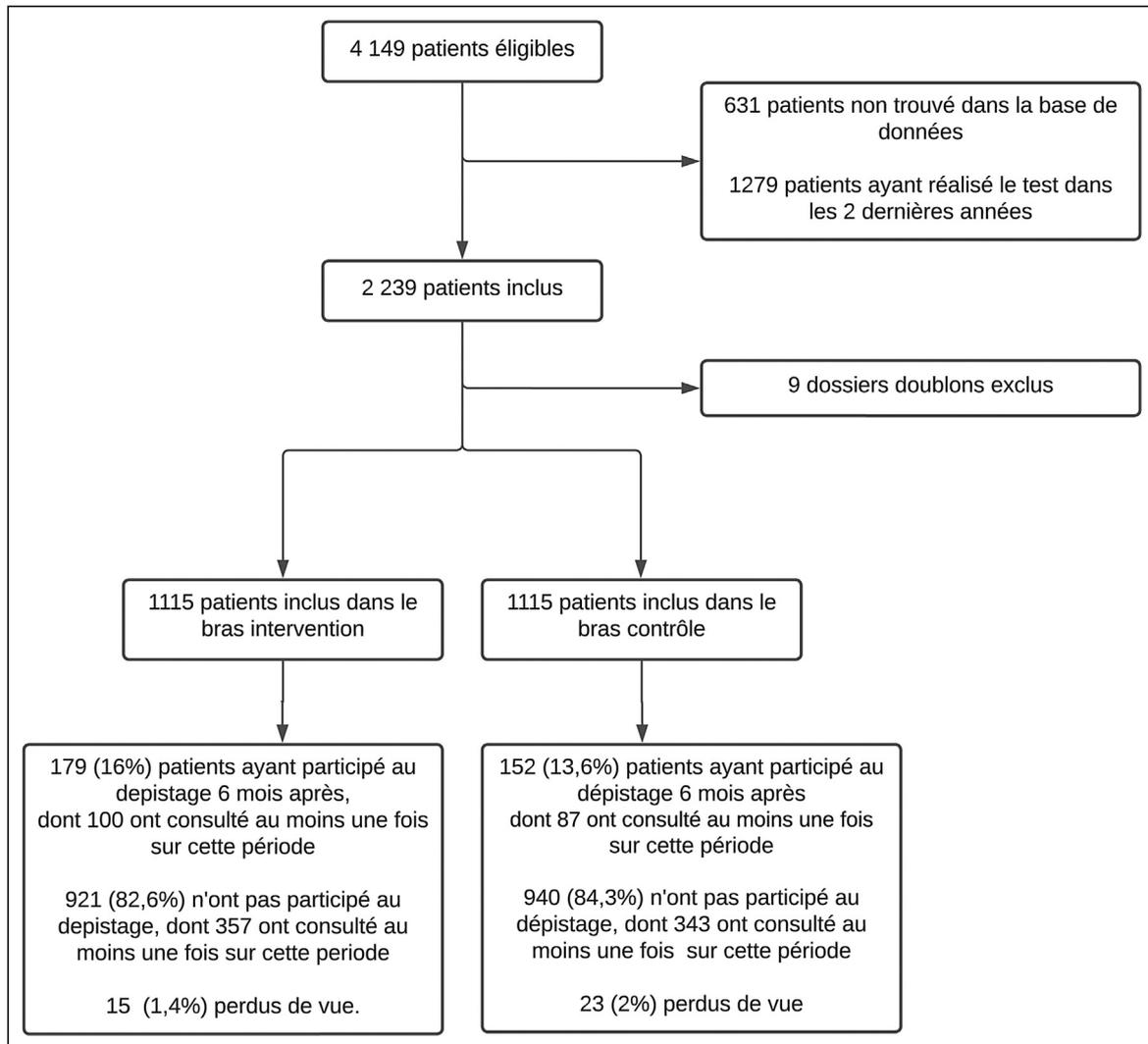


FIGURE 2

Diagramme de flux

patient n'a émis le souhait d'être exclu de cette étude. Les alarmes ont été vérifiées et conservées en totalité jusqu'au terme des six mois.

Critère principal

On comptabilise 152 (13,6 %) patients du groupe contrôle qui ont fait le test, et 179 (16 %) dans le groupe intervention. Il reste respectivement 963 (86,4 %) et 936 (84 %) patients qui n'ont pas fait le test. Avec une analyse en intention de traiter, la répartition des patients ayant réalisé le test n'est pas statistiquement significativement différente selon qu'il y ait une alarme ou non dans leur dossier informatisé par le test de Fisher ($p = 0,11$), avec un *Odds Ratio* à 1,21 [0,95 ; 1,54]. Les données sont reprises dans le [tableau II](#). Elles ont permis de réaliser les

courbes de la [figure 3](#) sur laquelle on peut voir une tendance se dessiner à partir du quatrième mois.

Critères secondaires

La répartition des participants qui ont réalisé le dépistage est significativement différente suivant les caisses de sécurité sociale ($p < 0,001$) ([tableau III](#)). On constate que c'est pour le régime « Autres Mutuelles » (99) que les patients ont le plus réalisé le test à hauteur de 41 %. En revanche, les patients des deux régimes « RATP » (05) et « Régime de sécurité sociale des indépendants » n'ont réalisé aucun test au cours de l'étude. Ce résultat est à mettre en perspective avec les petits effectifs de ces régimes.

TABLEAU I

Tableau des caractéristiques sociodémographiques

| Patients inclus | Total n = 2230 | Avec alarme n = 1115 | Sans alarme n = 1115 | p |
|-----------------------------------------------------------|----------------|----------------------|----------------------|-------|
| Âge, médiane (Q1, Q3) | 59,0 (54, 64) | 59,5 (54, 64) | 59,3 (54, 64) | 0,58 |
| Classe d'âge n (%) | | | | |
| 50-54 | 634 (28,4) | 300 (26,9) | 334 (29,9) | |
| 55-59 | 574 (25,7) | 294 (26,4) | 280 (25,1) | |
| 60-64 | 490 (21,9) | 255 (22,9) | 235 (21,1) | |
| 65-69 | 300 (13,4) | 155 (13,9) | 145 (13,0) | |
| 70-74 | 232 (10,4) | 111 (9,9) | 121 (10,8) | |
| Sexe, n (%) | | | | 0,31 |
| Homme | 1000 (44,8) | 488 (43,8) | 512 (45,9) | |
| Femme | 1230 (55,2) | 627 (56,2) | 603 (54,1) | |
| Régime de sécurité sociale, n (%) | | | | 0,61 |
| Régime général (01) | 1979 (88,7) | 990 (88,8) | 989 (88,7) | |
| Régime agricole (02) | 13 (0,5) | 7 (0,63) | 6 (0,5) | |
| Régime de sécurité sociale des indépendants (03) | 10 (0,4) | 5 (0,4) | 5 (0,4) | |
| SNCF (04) | 17 (0,7) | 6 (0,5) | 11 (0,9) | |
| RATP (05) | 12 (0,5) | 8 (0,7) | 4 (0,4) | |
| MGEN (91) | 112 (5,0) | 55 (4,9) | 57 (5,1) | |
| Autres mutuelles (99) | 39 (1,7) | 20 (1,8) | 19 (1,7) | |
| Régimes minoritaires | 16 (0,7) | 11 (0,9) | 5 (0,5) | |
| Inconnu | 32 (1,4) | 13 (1,2) | 19 (1,7) | |
| Nombre de consultations | | | 0,43 | |
| Aucune n (%) | 1343 (60,2) | 658 (59) | 685 (61) | |
| Une ou plus n (%) | 887 (39,8) | 457 (41) | 430 (38,5) | |
| Par patient | 0 (0,2) | 0 (0,2) | 0 (0,2) | |
| Médiane (Q1, Q3) | | | | |
| Nombre de consultations par médecin, moyenne (écart-type) | | | | p |
| Médecin N1 | | 0,162 (0,721) | 0,183 (0,748) | 0,51 |
| Médecin N2 | | 0,196 (0,978) | 0,225 (1,14) | 0,78 |
| Médecin N3 | | 0,161 (0,736) | 0,168 (0,762) | 0,75 |
| Médecin N4 | | 0,111 (0,536) | 0,0906 (0,395) | 0,85 |
| Remplaçants | | 0,174 (0,620) | 0,141 (0,649) | 0,027 |
| Internes | | 0,288 (0,814) | 0,308 (0,993) | 0,48 |

TABLEAU II

Évolution de la participation au cours des mois en fonction du bras contrôle ou intervention

| À réalisé le test de dépistage | | Alarme Oui (n = 1115) | Alarme Non (n = 1115) | n | p |
|--------------------------------|-----|-----------------------|-----------------------|------|------|
| Après 1 mois, n (%) | Non | 1073 (96) | 1076 (97) | 2149 | 0,73 |
| | Oui | 42 (3,8) | 39 (3,5) | 81 | - |
| Après 2 mois, n (%) | Non | 1069 (96) | 1069 (96) | 2138 | 1 |
| | Oui | 46 (4,1) | 46 (4,1) | 92 | - |
| Après 3 mois, n (%) | Non | 995 (89) | 1010 (91) | 2005 | 0,29 |
| | Oui | 120 (11) | 105 (9,4) | 225 | - |
| Après 4 mois, n (%) | Non | 968 (87) | 990 (89) | 1958 | 0,15 |
| | Oui | 147 (13) | 125 (11) | 272 | - |
| Après 5 mois, n (%) | Non | 952 (85) | 977 (88) | 1929 | 0,12 |
| | Oui | 163 (15) | 138 (12) | 301 | - |
| Après 6 mois, n (%) | Non | 936 (84) | 963 (86,4) | 1899 | 0,11 |
| | Oui | 179 (16) | 152 (13,6) | 331 | - |

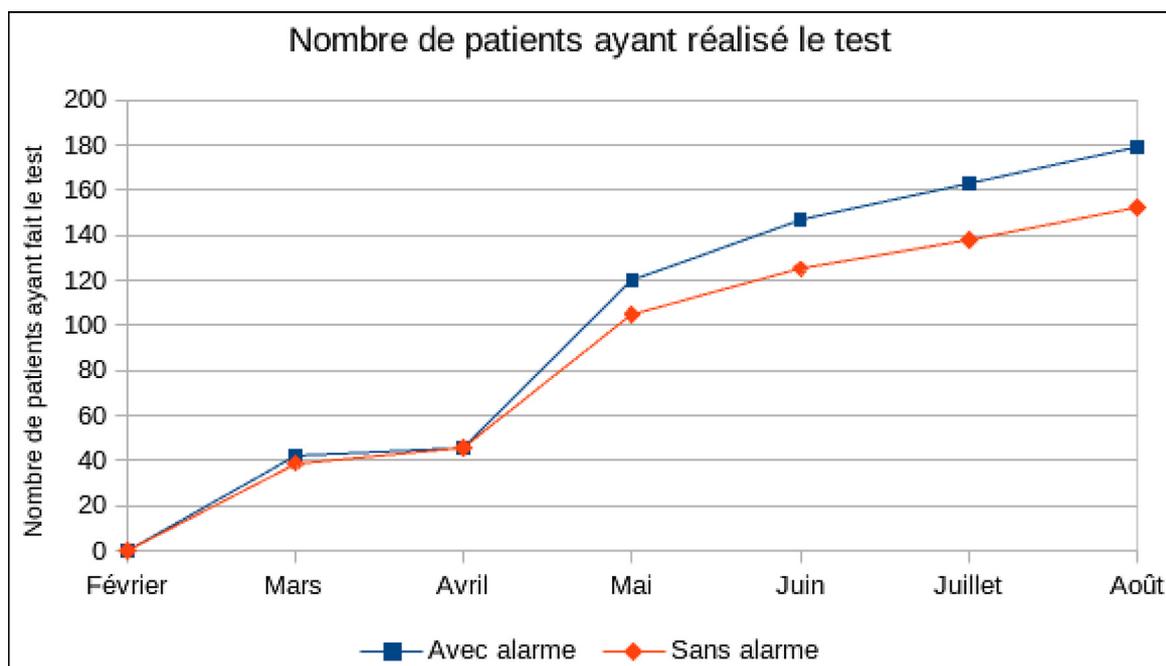


FIGURE 3

Nombre de patients ayant réalisé le test selon le bras d'inclusion

L'impact de différentes variables recueillies est vérifié par régression logistique multivariée selon l'existence ou non d'une consultation au cours de l'étude, du médecin, et du régime de sécurité sociale (tableau IV). La participation au dépistage est liée significativement avec le nombre de consultations. Le nombre de consultations des patients varie de zéro à dix-sept sur la période. 685 (61,5 %) patients n'ont pas consulté sur la période dans le bras contrôle. Dix-huit (1,6 %) sont perdus de vue, 65 (5,9 %) ont réalisé le test, et 602 (53,9 %) ne l'ont pas fait. Dans le bras « intervention », un total de 658 (59 %) patients n'a pas consulté, dont 14 (1,3 %) perdus de vue, 79 (7 %) participants et 565 (50,6 %) non participants. En revanche, au risque de 5 %, et en ajustant sur l'âge, le nombre de consultations, le sexe, nous n'avons pas montré de relation statistiquement significative entre la réalisation du test à six mois et l'alarme. Le nombre de consultations favorise la réalisation du test ($p = 0,02$). En effet, lorsque le nombre de consultations augmente, par exemple passée d'un à deux, la cote de réalisation du dépistage est multipliée en moyenne par 1,11 [1,01 ; 1,20]. De plus, quand les internes réalisent une consultation en plus, la cote de réalisation du dépistage est multipliée en moyenne par 1,20 ($p = 0,049$). Il en est de même pour le médecin N3 avec un *odds ratio* à 1,02 ($p = 0,032$). L'analyse multivariée n'a pas pu être effectuée selon le régime de sécurité sociale du fait d'un nombre trop faible d'effectifs dans les régimes les moins représentés. L'analyse de sensibilité ne montre pas de modification des résultats, en concordance avec le faible nombre de perdus de vue.

Analyse en sous-groupe

Pour l'analyse en sous-groupe, nous gardons uniquement les patients ayant consulté au moins une fois afin d'affiner l'analyse de l'intervention. Les patients n'ayant pas consulté n'ont pas pu être soumis à l'action de l'alarme. On obtient alors 430 patients dans le bras contrôle et 457 patients dans le bras « intervention ». Avec un test de χ^2 , la répartition des patients ayant consulté au moins une fois n'est pas significativement différente ($p = 0,55$) suivant qu'il y ait une alarme ou non dans leur dossier.

Discussion

L'ajout d'une alerte dans les dossiers informatisés des patients n'a pas montré d'avantage statistiquement significatif sur la période de l'étude et dans le centre étudié. Il semble malgré tout y avoir une tendance à partir du quatrième mois avec une augmentation des participations plus importante dans le bras « intervention ». Elle montre aussi que les internes rassemblés ainsi qu'un médecin de la maison de santé ont un impact positif sur la réalisation du dépistage. Cela confirme que le médecin a un rôle à jouer dans l'amélioration de la participation au dépistage du cancer colorectal et qu'il faut trouver des moyens de le renforcer.

Forces et limites

Cette étude a l'intérêt d'être interventionnelle, prospective et réalisée en simple aveugle sur un nombre assez important de patients. Elle montre que la réalisation d'études en médecine générale en pratique courante à l'échelle d'une maison de santé

TABLEAU III
Participation au dépistage selon les variables recueillies

| Patients inclus | Test réalisé | Total (n = 2230) | Alarme Non (n = 1115) | Alarme Oui (n = 1115) | p |
|---------------------------------------------|--------------|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------|
| Classe d'âge, n (%) | | | | | |
| Âge (années) | | | | | |
| 50-54 | Oui | 96 (4,3) | 49 (4,3) | 47 (4,2) | 0,57 |
| | Non | 538 (24,1) | 285 (25,6) | 153 (13,7) | |
| 55-59 | Oui | 84 (3,8) | 37 (3,3) | 47 (4,2) | 0,44 |
| | Non | 490 (21,9) | 243 (21,8) | 247 (22,2) | |
| 60-64 | Oui | 74 (3,4) | 32 (2,8) | 42 (3,7) | <0,001 |
| | Non | 416 (18,6) | 203 (18,2) | 213 (19,1) | |
| 65-69 | Oui | 50 (2,2) | 22 (1,9) | 28 (2,5) | 0,44 |
| | Non | 250 (11,3) | 123 (11) | 127 (11,4) | |
| 70-74 | Oui | 27 (1,3) | 12 (1,1) | 15 (1,3) | 0,44 |
| | Non | 205 (9,1) | 109 (9,8) | 96 (8,6) | |
| Sexe, n (%) | | | | | |
| Homme | Oui | 142 (6,4) | 66 (5,6) | 76 (6,8) | 0,44 |
| | Non | 858 (38,4) | 446 (40) | 412 (36,9) | |
| Femme | Oui | 189 (8,4) | 86 (7,7) | 103 (9,2) | <0,001 |
| | Non | 1041 (46,8) | 517 (46,4) | 524 (47) | |
| Régime de sécurité sociale, n (%) | | | | | |
| Régime général | Oui | 285 (12,8) | 128 (11,5) | 157 (14) | <0,001 |
| | Non | 1688 (75,7) | 861 (77,2) | 833 (74,7) | |
| Régime agricole | Oui | 3 (23) | 1 (-) | 2 (0,1) | <0,001 |
| | Non | 10 (77) | 5 (0,4) | 5 (0,4) | |
| Régime de sécurité sociale des indépendants | Oui | 0 (-) | 0 (-) | 0 (-) | <0,001 |
| | Non | 10 (100) | 5 (0,4) | 5 (0,4) | |
| SNCF | Oui | 2 (11) | 1 (-) | 1 (-) | <0,001 |
| | Non | 15 (89) | 10 (0,8) | 5 (0,4) | |
| RATP | Oui | 0 (-) | 0 (-) | 0 (-) | <0,001 |
| | Non | 12 (100) | 4 (0,3) | 8 (0,7) | |
| MGEN | Oui | 24 (21) | 13 (1,2) | 11 (0,9) | <0,001 |
| | Non | 88 (79) | 44 (3,9) | 44 (3,9) | |
| Autres mutuelles | Oui | 16 (41) | 9 (0,8) | 7 (0,7) | <0,001 |
| | Non | 23 (59) | 10 (0,8) | 13 (1,2) | |
| Régimes minoritaires | Oui | 1 (6,2) | 0 (-) | 1 (-) | <0,001 |
| | Non | 15 (93,8) | 5 (0,4) | 10 (0,8) | |
| Inconnu (perdus de vue) | Inconnu | 38 (1,7) | 15 (1,3) | 23 (2,1) | <0,001 |

TABLEAU IV
Analyse multivariée ajustée sur tous les facteurs recueillis

| | | Odds-ratio | p |
|-------------------------|------------------|----------------------|-------|
| Alarme | Oui vs Non | 1,22 [0,782 ; 1,93] | 0,38 |
| Âge | | 0,982 [0,948 ; 1,02] | 0,29 |
| Nombre de consultations | | 1,11 [1,01 ; 1,20] | 0,02 |
| Sexe | Hommes vs Femmes | 0,952 [0,603 ; 1,49] | 0,83 |
| Médecin | | | |
| Internes | | 1,20 [0,975 ; 1,42] | 0,049 |
| Médecin N1 | | 0,998 [0,956 ; 1,03] | 0,92 |
| Médecin N2 | | 0,976 [0,744 ; 1,18] | 0,84 |
| Médecin N3 | | 1,02 [0,999 ; 1,04] | 0,032 |
| Médecin N4 | | 1,15 [0,674 ; 1,72] | 0,55 |
| Remplaçants | | 0,932 [0,559 ; 1,33] | 0,75 |

est possible. Elle s'est déroulée au plus proche de la pratique des médecins généralistes, en employant un registre à disposition de tous. L'alerte à l'ouverture du dossier est une fonctionnalité disponible pour quasiment tous les logiciels-métiers. Le développement d'un script informatique automatique a beaucoup facilité le recueil de données et pourrait être encore utilisé et surtout amélioré par la suite par les structures de soins pour faciliter la mise à jour des dossiers. Il ouvre une porte de réflexion sur les nombreux axes d'amélioration des supports numériques pour les médecins. Certains médecins de la maison de santé étudiée ajoutaient déjà personnellement une alerte dédiée aux dépistages, faisant parfois double emploi avec celle de l'étude en cours, la rendant potentiellement moins pertinente. Cela signe malgré tout le besoin auquel cette étude essaie de répondre, mais crée un biais minime de classement. On note que la proportion de patients qui ont déjà réalisé le test au moment de l'inclusion est située entre les chiffres de la population nationale à la même période de l'année 2021 (34,6 %), mais est plus élevée que la moyenne départementale de 28,8 % au même moment [25]. La maison de santé avait donc déjà un taux de participation plus élevé initialement, ce qui peut également faire diminuer la validité externe et la puissance de l'étude. Ce travail s'intéresse à tous les patients n'ayant pas réalisé le test, cela a pu provoquer une surreprésentation de personnes réfractaires au dépistage dans cette population et peut avoir diminué la puissance de notre étude. Notre étude a aussi pu perdre de la puissance pour d'autres raisons, notamment les interventions extérieures de sensibilisation des patients et des médecins comme « Mars bleu », un équivalent d'Octobre Rose du cancer du sein pour le cancer colorectal. Le médecin peut également avoir gardé à l'esprit l'alarme d'un patient à l'autre. La note d'information en salle d'attente peut influencer les patients d'un groupe ou l'autre sans discrimination [26]. Les informations sur papier ou affiche sont vues par un peu moins d'un patient sur cinq en salle d'attente [27]. Il pouvait y avoir un effet de diffusion de l'information entre les patients lié au fait que l'étude soit monocentrique.

Sur la période de 2020 et 2021, environ 9,4 % des personnes ont été exclues du dépistage organisé dans le Val-d'Oise, ce qui est bien en deçà des chiffres estimés de l'INCa, qui les estime autour de 15 à 20 %. On peut se demander si certains patients non éligibles ont réalisé le test par excès.

La moitié des patients n'ont pas consulté leur médecin traitant pendant la durée de l'étude. Cela nous indique que la durée de l'étude était probablement trop courte pour pouvoir montrer une différence. Une ou deux années après auraient été intéressantes à contrôler. La réalisation du test sans consultation sur la période peut s'expliquer par la réception du test directement au domicile en lien avec le programme de fidélisation ou la remise de l'enveloppe avant le début de l'inclusion. Nous avons identifié un biais d'information lié au registre lui-même, notamment un retard d'apparition du résultat. Ce délai d'affichage sur

le site dépend de plusieurs critères propres au groupe gestionnaire de la donnée dont nous n'avons pas eu le détail.

Comparaison avec la littérature

Unanue-Arza *et al.* [28] ont confirmé qu'une consultation augmente la participation au dépistage, cela peut s'expliquer par la remise du test d'une part, mais aussi surtout par les réponses aux questions du patient sur ce dépistage par le médecin [29]. Une étude de plus grande ampleur par une équipe nantaise a montré que la transmission d'une liste de patients n'ayant pas fait le test augmentait significativement la réalisation. Ils précisent aux généralistes quelques astuces pour favoriser le dépistage, et notamment d'intégrer des alertes informatiques [19]. De même, une étude de C. Guiriguet *et al.* [22] ont montré une différence via des rappels électroniques, mais en analyse *per-protocol* et ajustée sur certains facteurs de confusion. Dans le même objectif, une thèse a été réalisée en Loire-Atlantique et en Vendée sur l'intérêt d'envoyer aux médecins traitants la liste des patients qui n'ont pas fait le dépistage qui a montré une augmentation modeste, mais significative de la participation au dépistage [30]. On peut aussi discuter le format de l'alarme. En effet, elle se présente sous forme de page entière qui s'affiche à l'ouverture du dossier patient. Un grand nombre de patients ont de telles pages à l'ouverture du dossier et peuvent devenir encombrants et surchargés pour le médecin qui ne les regarde plus [20]. Il serait intéressant d'essayer de rechercher un format optimal d'alerte.

Perspective pour la pratique

Cette étude soulève la question d'une consultation dédiée à la prévention. Elle permettrait au médecin d'avoir le temps d'expliquer chaque dépistage avec le patient et de répondre à ses attentes sans avoir à en parler au cours d'une consultation prévue pour un tout autre motif. On peut imaginer une consultation bisannuelle ou au moins une consultation au début de l'éligibilité, soit un à 25 ans et à 50 ans pour les femmes, et une à 50 ans pour les hommes, qui pourrait être prise en charge pour sensibiliser les patients et identifier les potentielles barrières de réalisation. D'autant plus qu'un moment dédié à l'explication d'un dépistage pour un cancer peut être l'occasion également de parler d'un autre. En effet, une étude a montré que la réalisation du test de dépistage pour les cancers du sein ou colorectal a une influence positive sur la réalisation des frottis cervico-utérins [31]; on peut donc se permettre d'évoquer la réciproque.

Aujourd'hui, la grande majorité des médecins généralistes sont informatisés. Une alerte représente un moyen simple, rapide, peu ou non coûteux, peu invasif et personnalisable à chaque pratique. À noter que depuis le début de l'année 2021 a été mis en place un auto-questionnaire en ligne afin de pouvoir se faire livrer un kit à domicile. De plus, d'autres stratégies de remise de test sont développées, notamment la remise par les pharmacies ou d'autres professionnels de santé. Une étude récente

conjointe entre le service de gastro-entérologie de Dijon et du centre de recherche de Rotterdam appuie sur le fait qu'un envoi du test avec l'invitation directement au domicile pourrait rapidement montrer ces effets et sa rentabilité au cours du temps [32].

Perspective pour la recherche

De prochaines recherches pourraient réfléchir sur la sensibilisation des patients qui ne consultent pas leur médecin traitant. Une relance par courriel est un projet en discussion au CRCDC pour essayer de toucher un encore plus grand nombre de patients

Les internes apportent une augmentation de la participation, on peut se demander si les jeunes médecins sont plus sensibilisés à ces dépistages, si l'intervention d'un maître de stage est en cause ou encore s'ils disposent de plus de temps de consultation. D'autres études sur les caractéristiques précises des médecins et des consultations pourraient également apporter des réponses aux obstacles qui limitent la réalisation des tests. Ce travail reste d'actualité et représente encore une priorité de Santé publique pour l'État. Un communiqué paru la veille du début du recueil de données porte sur l'importance du renforcement des dépistages des cancers avec le dévoilement de la stratégie décennale 2021-2030 de lutte contre les cancers et un objectif d'un million de dépistages supplémentaires à l'horizon 2025 [33,34]. Il a également permis de proposer la création d'un outil reliant les logiciels au registre afin de tenir au maximum à jour les dossiers patients informatisés.

Conclusion

Notre alerte ciblée à l'ouverture du logiciel-métier de médecins généralistes n'a pas montré de différence significative dans cette étude. Elle semble malgré tout avoir un intérêt potentiel qu'il convient de ne pas occulter dans les moyens d'améliorer la participation aux dépistages et pourrait être étudiée sur un plus grand échantillon et surtout sur une plus longue période. Par ailleurs, une consultation chez le médecin améliore bien la participation au dépistage. Une consultation dédiée aux dépistages pourrait être un moyen d'améliorer la réalisation de ce dépistage. Cette étude montre également qu'il existe encore de nombreuses possibilités d'amélioration de l'outil informatique et son maintien à jour dans la pratique quotidienne du médecin pour renforcer la prévention qu'elle soit primaire avec la vaccination ou secondaire avec les dépistages organisés des cancers, dont le cancer colorectal.

Déclaration de liens d'intérêts : les auteurs déclarent ne pas avoir de conflit d'intérêt en rapport avec le sujet de cet article.

Remerciements : CRCDC – Dr TRUONG Tu Le : pour votre disponibilité, soutien et accord d'utilisation des données. Les docteurs Chabannes, Mercier, Bach Vieira, Chevallier de la MSPU d'Ermont (MUSSP) pour leur participation à ce travail.

Matériels complémentaires

Les matériels complémentaires accompagnant la version en ligne de cet article sont disponibles sur <http://www.sciencedirect.com> et [doi:10.1016/j.bulcan.2022.11.014](https://doi.org/10.1016/j.bulcan.2022.11.014).

Références

- [1] Louvet A, Marteau P. In: Chapitre tumeur du colon et du rectum. Abrégé d'hépatogastro-entérologie et de chirurgie digestive. Edition Elsevier Masson; France; 2015p. 1-13.
- [2] E-cancer. Dépistage du cancer colorectal – Dépistage et détection précoce [Internet]. [cité 23 sept 2019]. Disponible sur : <https://www.e-cancer.fr/Professionnels-de-sante/Depistage-et-detection-precoce/Depistage-du-cancer-colorectal>.
- [3] Lecomte T, André T, Bibeau F, Blanc B, Cohen R, Lagasse J, et al. Cancer du colon non métastatique. Thésaurus National de Cancérologie Digestive [Internet]. 2021. Disponible sur : <https://www.snfge.org/tncd> et <http://www.tncd.org> [cité 23 sept 2019].
- [4] Defossez G, Le Guyader-Peyrou S, Uhry Z, Grosclaude P, Colonna M, Dantony E. Estimations nationales de l'incidence et de la mortalité par cancer en France métropolitaine entre 1990 et 2018 – tumeurs solides [Internet]. 2019 [cité 23 juill 2021]. Disponible sur : <https://www.santepubliquefrance.fr/import/estimations-nationales-de-l-incidence-et-de-la-mortalite-par-cancer-en-france-metropolitaine-entre-1990-et-2018-tumeurs-solides-etude-a-partir>.
- [5] Siegel RL, Miller KD, Goding Sauer A, Fedewa SA, Butterly LF, Anderson JC, et al. Colorectal cancer statistics, 2020. *CA Cancer J Clin* 2020;70(3):145-64.
- [6] Barré S, Leleu H, Vimont A, Kaufmanis A, Gendre I, Taleb S, et al. Estimated impact of the current colorectal screening program in France. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2020;68(3):171-7.
- [7] Cancer colorectal : modalités de dépistage et de prévention chez les sujets à risque élevé et très élevé [Internet]. Haute Autorité de santé. [cité 6 sept 2019]. Disponible sur : https://www.has-sante.fr/jcms/c_2772744/fr/cancer-colorectal-modalites-de-depistage-et-de-prevention-chez-les-sujets-a-risque-eleve-et-tres-eleve.
- [8] Institut national du cancer. Le programme de dépistage organisé du cancer colorectal – dépistage du cancer colorectal [Internet]. 2021 [cité 26 nov 2021]. Disponible sur : <https://www.e-cancer.fr/Professionnels-de-sante/Depistage-et-detection-precoce/Depistage-du-cancer-colorectal/Le-programme-de-depistage-organise>.
- [9] Hewitson P, Glasziou P, Watson E, Towler B, Irwig L. Cochrane systematic review of colorectal cancer screening using the fecal occult blood test (hemoccult): an update. *Am J Gastroenterol* 2008;103(6):1541-9.
- [10] Van Rossum LG, van Rijn AF, Laheij RJ, van Oijen MG, Fockens P, van Krieken HH, et al. Random comparison of guaiac and immunochemical fecal occult blood tests for colorectal cancer in a screening population. *Gastroenterology* 2008;135(1):82-90.
- [11] Koivogui A, Mab GL, Benamouzig R. Detection of colorectal neoplasia in a cohort before and after the change of fecal occult blood test in a French colorectal cancer screening program. *Am J Gastroenterol* 2018;113(12):1891-9.

- [12] Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2017-2018 [Internet]. [cité 13 nov 2019]. Disponible sur : <https://maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/articles/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2017-2018>.
- [13] INCa. Évaluation médico-économique du dépistage du cancer colorectal – Rapport technique – appui à la décision [Internet]. 2019 avril [cité 26 nov 2019]. Disponible sur : <https://www.e-cancer.fr/Expertises-et-publications/Catalogue-des-publications/Evaluation-medico-economique-du-depistage-du-cancer-colorectal-Rapport-technique>.
- [14] Kaminski MF, Robertson DJ, Senore C, Rex DK. Optimizing the quality of colorectal cancer screening worldwide. *Gastroenterology* 2020;158(2):404-17.
- [15] Aubin-Auger I, Mercier A, Lebeau JP, Baumann L, Peremans L, Van Royen P. Obstacles to colorectal screening in general practice: a qualitative study of GPs and patients. *Fam Pract* 2011;28(6):670-6.
- [16] Honein-AbouHaidar GN, Kastner M, Vuong V, Perrier L, Daly C, Rabeneck L, et al. Systematic review and meta-study synthesis of qualitative studies evaluating facilitators and barriers to participation in colorectal cancer screening. *Cancer Epidemiol Prev Biomark* 2016;25(6):907-17.
- [17] Aubin-Auger I, Laouénan C, Le Bel J, Mercier A, Baruch D, Lebeau JP, et al. Efficacy of communication skills training on colorectal cancer screening by GPs: a cluster randomised controlled trial. *Eur J Cancer Care (Engl)* 2016;25(1):18-26.
- [18] Aïm-Eusébi A, Cussac F, Aubin-Auger I. Place des médecins généralistes dans le dispositif de prévention/dépistage des cancers en France. *Bull Cancer (Paris)* 2019;106(7):707-13.
- [19] Rat C, Pogu C, Le Donné D, Latour C, Bianco G, Nanin F, et al. Effect of physician notification regarding nonadherence to colorectal cancer screening on patient participation in fecal immunochemical test cancer screening: a randomized clinical trial. *JAMA* 2017;318(9):816.
- [20] Buheron Lucas S. Quelles sont les attentes des médecins généralistes concernant leurs logiciels métiers en Île-de-France [Internet]. [Bobigny] : Paris 13 Faculté de médecine de Bobigny « Léonard de Vinci »; 2018 [cité 31 janv 2019]. Disponible sur : http://www.sfm.org/data/generateur/generateur_fiche/1408/fichier_these_buheron_stephanie21812.pdf.
- [21] Ramos M, Taltavull M, Piñeiro P, Nieto R, Llagostera M. Attitudes of primary health care users to a colorectal cancer screening program. *Gac Sanit* 2013;27(6):516-20.
- [22] Guiriquet C, Muñoz-Ortiz L, Burón A, Rivero I, Grau J, Vela-Vallespín C, et al. Alerts in electronic medical records to promote a colorectal cancer screening program: a cluster randomized controlled trial in primary care. *Br J Gen Pract* 2016;66(648):e483-90.
- [23] Falcoff H, Benainous O, Gillaizeau F, Favre M, Simon C, Desfontaines E, et al. Développement et étude d'impact d'un système informatique de tableaux de bord pour le suivi des pathologies chroniques en médecine générale. *Prat Organ Soins* 2009;40(3):177.
- [24] Shojania K.G., Jennings A., Mayhew A., Ramsay C.R., Eccles M.P., Grimshaw J. The effects of on-screen, point of care computer reminders on processes and outcomes of care. *Cochrane Database Syst Rev* 2009;(3):CD001096. doi: 10.1002/14651858.CD001096.pub2. PMID: 19588323; PMCID: PMC4171964.
- [25] Cancer du côlon rectum – Dossier thématique, mise à jour 15 mars 2022 [Internet]. [cité 30 mai 2022]. Disponible sur : <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum>.
- [26] Ward K, Hawthorne K. Do patients read health promotion posters in the waiting room? A study in one general practice. *Br J Gen Pract* 1994;44(389):583-5.
- [27] Babel J. Impact des messages de prévention médicale en salle d'attente de médecine générale: papier vs video [Internet] [Thèse d'exercice]. [France] : Université de Lorraine; 2020 [cité 26 oct 2021]. Disponible sur : http://docnum.univ-lorraine.fr/public/BUMED_T_2020_BABEL_JULIE.pdf.
- [28] Unanue-Arza S, Solís-Ibinagaitia M, Díaz-Seoane M, Mosquera-Metcalfe I, Idigoras I, Bilbao I, et al. Inequalities and risk factors related to non-participation in colorectal cancer screening programmes: a systematic review. *Eur J Public Health* 2021;31(2):346-55.
- [29] Senore C, Armadori P, Silvani M, Andreoni B, Bisanti L, Marai L, et al. Comparing different strategies for colorectal cancer screening in Italy: predictors of patients' participation. *Am J Gastroenterol* 2010;105(1):188-98.
- [30] Schmeltz H, Rat C. Diffusion auprès des médecins généralistes d'une liste nominative de leurs patients non participants au dépistage organisé du cancer colorectal: quel impact sur la participation et le taux de cancers à 2 ans ? Un essai contrôlé randomisé. France; 2019.
- [31] Lamirand M. La réalisation du dépistage du cancer du col de l'utérus par frottis cervico-utérin est-elle associée à la réalisation du dépistage du cancer du sein et colorectal chez les femmes de 50 à 65 ans?: étude ancillaire de l'essai PaCUDALH-Gé [Thèse d'exercice]. Université de Lille; 2018.
- [32] Peterse EFP, Osoro CB, Bardou M, Lansdorp-Vogelaar I. Comparative benefit and cost-effectiveness of mailed-out faecal immunochemical tests vs collection at the general practitioner. *Aliment Pharmacol Ther* 2021;53(10):1118-25.
- [33] Conséquences de la crise sanitaire sur le dépistage et la prise en charge des malades du cancer – Sénat [Internet]. [cité 26 oct 2021]. Disponible sur : <https://www.senat.fr/questions/base/2021/q5EQ210220809.html>.
- [34] Ministère des solidarités et de la santé, INCa. Stratégie décennale de lutte contre les cancers 2021-2030. InCa 2021.[Internet]. [cité 26 oct 2021] Disponible sur : https://www.gouvernement.fr/sites/default/files/document/document/2021/07/dp_copil_de_la_strategie_decennale_contre_les_cancers_-_05.07.2021.pdf.