

> SOMMAIRE // Contents

ARTICLE // Article

Augmentation du prix du tabac :
opinion et motivation à l'arrêt
des fumeurs français en 2022
// Tobacco price increases: Opinion
and motivation to quit among French smokers
in 2022p. 106

Anne Pasquereau et coll.
Santé publique France, Saint-Maurice

ARTICLE // Article

Recours à la coloscopie
après un test de dépistage positif :
analyse des délais et des facteurs associés
à la non-réalisation, en France hexagonale
entre 2016 et 2020
// Follow-up colonoscopy after a positive
screening test: Analysis of delays and factors
associated with the non-follow-up, in mainland
France between 2016 and 2020 p. 114

Lorraine Barret et coll.
*Centre régional de coordination des dépistages des cancers
Auvergne-Rhône-Alpes (CRCDC-AuRA), Saint-Étienne*

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de Santé publique France. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'œuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur
<https://www.santepubliquefrance.fr/revues/beh/bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directeur de la publication : Yann Le Strat, directeur scientifique de Santé publique France
Rédactrice en chef : Valérie Colombani-Cocuron, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Frédérique Biton-Debernardi
Secrétaire de rédaction : Jessy Mercier
Comité de rédaction : Raphaël Andler, Santé publique France ; Thomas Bénet, Santé publique France-Auvergne-Rhône-Alpes (en disponibilité) ; Kathleen Chami, Santé publique France ; Olivier Dejardin, CHU Caen ; Franck de Laval, Cespa ; Martin Herbas Ekot, CHU Brazzaville, Congo ; Matthieu Eveillard, CHU Angers ; Bertrand Gagnière, Santé publique France-Bretagne ; Isabelle Grémy, HCSP ; Anne Guinard, Santé publique France-Occitanie ; Jean-Paul Guthmann, Santé publique France ; Camille Lecoffre-Bernard, Santé publique France ; Yasmina Ouharzoune, Santé publique France ; Valérie Olié, EPI-Phare ; Arnaud Tarantola, Santé publique France-Île-de-France ; Marie-Pierre Tavolacci, CHU Rouen ; Hélène Therre ; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : <https://www.santepubliquefrance.fr>
Préresse : Luminess
ISSN : 1953-8030

AUGMENTATION DU PRIX DU TABAC : OPINION ET MOTIVATION À L'ARRÊT DES FUMEURS FRANÇAIS EN 2022

// TOBACCO PRICE INCREASES: OPINION AND MOTIVATION TO QUIT AMONG FRENCH SMOKERS IN 2022

Anne Pasquereau (anne.pasquereau@santepubliquefrance.fr), Romain Guignard, Raphaël Andler, Viêt Nguyen-Thanh

Santé publique France, Saint-Maurice

Soumis le 16.09.2025 // Date of submission: 09.16.2025

Résumé // Abstract

Contexte – En France, les taxes sur le tabac ont augmenté à plusieurs reprises dans le cadre des plans nationaux de lutte contre le tabagisme, puis sont restées stables dans le contexte de la crise du Covid-19. L'objectif de cette étude est de rendre compte de l'évolution récente de l'opinion des Français sur l'augmentation des taxes sur le tabac, et de la motivation à l'arrêt qu'elles suscitent parmi les fumeurs.

Méthodes – Les données proviennent d'une enquête téléphonique réalisée en 2022 par Santé publique France. L'échantillon, constitué de manière aléatoire, incluait 3 229 individus âgés de 18 à 75 ans vivant en France hexagonale, Corse comprise.

Résultats – En 2022, près de la moitié (48,8%) des 18-75 ans estimaient que l'augmentation des taxes sur le tabac était justifiée, proportion stable par rapport à 2018. Cette proportion variait, allant de 19,4% parmi les fumeurs quotidiens, en baisse par rapport à 2018 (23,4%), à 64,0% parmi les personnes n'ayant jamais fumé (62,4% en 2018, différence non significative). Un tiers des fumeurs ont déclaré que les hausses du prix du tabac les avaient motivés à arrêter de fumer, en baisse par rapport à 2018. Un tiers des ex-fumeurs ayant arrêté depuis moins de 5 ans ont déclaré avoir été motivés par les hausses du prix du tabac. La probabilité d'être motivé à arrêter de fumer pour cette raison était plus élevée parmi les fumeurs ayant les revenus les plus faibles.

Conclusion – La hausse du prix du tabac semble avoir un impact sur la motivation à arrêter de fumer, en particulier chez les fumeurs issus de milieux socio-économiques défavorisés. Cependant, une baisse de ces indicateurs a été observée chez les fumeurs, ce qui pourrait être lié à la moindre augmentation du prix du tabac au cours des deux dernières années observées.

Background – In France, tobacco taxes have been increased several times as part of national anti-smoking plans, then remained stable during the COVID-19 crisis. In this context, the objective of this study is to report on recent changes in French public opinion regarding tobacco tax increases and the motivation they generate among smokers to quit.

Methods – The data come from a telephone survey conducted in 2022 by Santé publique France. The randomly selected sample included 3,229 individuals aged 18 to 75 living in mainland France.

Results – In 2022, nearly half (48.8%) of 18-75-year-olds believed that tobacco tax increases were justified, a stable proportion compared to 2018. This proportion varied from 19.4% among daily smokers, down compared to 2018 (23.4%), to 64.0% among people who had never smoked (62.4% in 2018, a non-significant difference). A third of smokers said that tobacco price increases motivated them to quit smoking, down from 2018. A third of ex-smokers who had quit less than 5 years ago said they had been motivated by tobacco price increases. The likelihood of being motivated to quit smoking by tobacco price increases was higher among smokers with the lowest incomes.

Conclusion – Tobacco price increases seem to have an impact on motivation to quit smoking, particularly among the low socio-economic status smokers. However, a decline in these indicators was observed among smokers, which could be linked to the lower tobacco price increase over the last two years observed.

Mots-clés : Tabagisme, Prix du tabac, Opinion, Motivation à l'arrêt, Baromètre de Santé publique France
// **Keywords** : Smoking, Tobacco price, Opinion, Motivation to quit, Santé publique France Barometer

Introduction

L'augmentation des taxes sur le tabac est une des mesures les plus efficaces pour réduire sa consommation¹. La convention cadre de l'OMS pour la lutte antitabac (CCLAT) recommande sa mise en place parmi les « mesures financières et fiscales visant

à réduire la demande de tabac »². De nombreuses études menées dans différents pays à travers le monde ont examiné l'impact des taxes et du prix du tabac sur sa consommation dès les années 1970. Le Centre international de recherche sur le cancer (CIRC) a montré, à partir de ces études, qu'il existait des preuves suffisantes de l'efficacité de

l'augmentation des taxes et du prix du tabac pour réduire sa consommation globale et diminuer la prévalence du tabagisme. La hausse des prix permet de prévenir l'initiation chez les jeunes et d'encourager l'arrêt ou la réduction de l'usage chez les consommateurs actuels³. En particulier, parmi les fumeurs, le prix du tabac fait partie des principales raisons qui les motivent à arrêter de fumer^{4,5}.

En moyenne, une hausse des taxes sur le tabac permettant d'en augmenter le prix de 10% réduit le tabagisme de 4% dans les pays à revenus élevés⁶. L'élasticité du prix du tabac, soit la variation en pourcentage de la consommation en réponse à une variation de 1% du prix, s'élève ainsi à -0,4 en moyenne. De nombreuses études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni dans les années 1970 à 2000 montrent une élasticité entre -0,2 et -0,6⁶. En Europe, elle était par exemple de -0,3 en Italie entre 1970 et 2001⁷, de -0,69 en Autriche entre 1997 et 2015⁸, et une étude française l'a évaluée à -0,4 en France entre 2000 et 2015⁹.

En France, le deuxième programme national de lutte contre le tabac (PNLT) de 2018-2022 avait pour objectif de porter progressivement le prix du paquet de cigarettes à 10 euros¹⁰, comme annoncé par le gouvernement dès juillet 2017. En janvier 2018, une première forte hausse a été mise en place. Le prix moyen du paquet de cigarettes de la marque la plus vendue est ainsi passé de 7,05 euros en 2017 à 7,88 euros en 2018 pour atteindre 9,95 euros en 2020¹¹. La période qui a suivi a été marquée par un ralentissement de cette politique de prix : la hausse observée entre 2020 et 2021 était de moindre ampleur que celle des années précédentes (10,50 euros en 2021), et les prix n'ont pas varié entre 2021 et 2022. Concernant le tabac à rouler, les prix ont augmenté dès 2017 (de 9,85 euros en 2016 à 11,47 euros en 2017) et jusqu'en 2021 (19,50 euros).

Par ailleurs, les années 2020 et 2021 ont été marquées par la pandémie de Covid-19. Les conséquences économiques et sociales de cette pandémie ont pu également accentuer le poids du prix dans le projet d'arrêter de fumer, en particulier parmi les fumeurs les plus défavorisés qui ont été les plus impactés par la crise^{5,12}.

Dans ce contexte, l'objectif de cette étude est de rendre compte de l'évolution récente de l'opinion de la population adulte française sur l'augmentation des taxes sur le tabac, et de la motivation à l'arrêt qu'elle a suscitée parmi les fumeurs.

Méthodes

Source

Cette étude a été réalisée à partir d'une enquête menée par Santé publique France en 2022, selon la même méthode que le Baromètre de Santé publique France 2021¹³. Elle repose sur une génération aléatoire de numéros de téléphone fixe et mobile. Les participants ont été sélectionnés via un sondage

aléatoire à deux degrés sur ligne fixe (sélection aléatoire d'un individu éligible par ménage) et à un degré sur ligne mobile (interrogation de la personne qui décroche). L'enquête, menée par l'institut Ipsos, s'est déroulée du 2 mars au 9 juillet 2022, auprès de 3 229 personnes âgées de 18 à 75 ans, résidant en France hexagonale et parlant le français. Le taux de participation révisé s'élève à 52%, pour un questionnaire d'une durée moyenne de 11 minutes.

Des pondérations tenant compte de la probabilité d'inclusion (au sein du ménage et en fonction de l'équipement téléphonique) et de la structure de la population ont été calculées via un calage sur marges utilisant les variables suivantes : le sexe croisé avec l'âge en tranches décennales, la taille du foyer et le niveau de diplôme, la région et la taille d'unité urbaine (population de référence : enquête emploi 2020, Insee).

Indicateurs et analyses

Opinion et motivation

Les questions sur l'augmentation des prix du tabac permettent d'investiguer deux sujets :

- l'opinion de la population en 2005, 2010, 2018 et 2022 : « Il y a régulièrement des augmentations du prix du tabac. Estimez-vous qu'il soit justifié d'augmenter les taxes sur le tabac ? Tout à fait / Plutôt / Plutôt pas / Pas du tout » ;
- la motivation des fumeurs ou des ex-fumeurs depuis moins de 5 ans, en 2018 et 2022 : « Les augmentations du prix du tabac vous motivent-elles ou vous ont-elles motivé à arrêter de fumer ? Tout à fait / Plutôt / Plutôt pas / Pas du tout ». En 2022, ces questions ont été posées à 888 fumeurs (669 fumeurs quotidiens et 219 fumeurs occasionnels) et 215 ex-fumeurs depuis moins de 5 ans.

Ces indicateurs font l'objet d'une analyse descriptive puis d'une modélisation pour étudier les facteurs associés. Dans ce cadre, la modalité « Oui » regroupe « Tout à fait » et « Plutôt », et « Non » regroupe « Plutôt pas » et « Pas du tout ». Du fait des arrondis, la modalité « Oui » peut différer de 0,1 point de la somme des valeurs arrondies des réponses « Tout à fait » et « Plutôt » (idem pour la modalité « Non »). Les personnes répondant « Ne sait pas » sont exclues des analyses logistiques multivariées.

La modélisation des facteurs associés à l'opinion inclut les variables explicatives suivantes : sexe, âge en trois classes (18-34, 35-54 et 55-75 ans), diplôme (aucun diplôme ou diplôme inférieur au bac, bac ou équivalent, supérieur au bac), revenu (niveau de revenu mensuel par unité de consommation du foyer de la personne interrogée en terciles de la distribution observée dans l'échantillon), situation professionnelle (en emploi, au chômage, ou inactivité) et statut tabagique (fumeur occasionnel, fumeur quotidien, ex-fumeur, n'ayant jamais fumé).

La modélisation des facteurs associés à la motivation parmi les fumeurs quotidiens et occasionnels inclut les variables explicatives suivantes : sexe, âge, diplôme, revenus, et nombre de cigarettes fumées par jour (inférieur à 1 correspondant aux fumeurs occasionnels, entre 1 et 10, supérieur à 10). Cette modélisation n'a pas pu être réalisée parmi les ex-fumeurs par manque d'effectif.

Les évolutions temporelles avec les éditions précédentes des Baromètres (2005 : n=28 226, 2010 : n=4 419 et 2018 : n=9 076) ont été testées au moyen d'un test de Chi2 de Pearson avec correction de second ordre de Rao-Scott.

Les raisons d'arrêter de fumer

Dans cette même enquête, deux questions ouvertes ont été posées aux fumeurs quotidiens dont la dernière tentative d'arrêt datait d'un an ou moins (n=165) et aux ex-fumeurs ayant arrêté il y a un an ou moins (n=60) sur les raisons de leur tentative/de leur arrêt : « Quelle est la principale raison qui vous a poussé à arrêter de fumer ? » et « Quelle est la deuxième raison qui vous a poussé à arrêter de fumer ? ». Chaque réponse a été codée par l'enquêteur parmi une liste de réponses pré-codées. Pour l'analyse, cinq catégories ont été créées et regroupent les principales raisons citées :

- la santé : les craintes pour votre santé future, un problème de santé actuel/passé ;
- l'entourage : la santé de votre entourage (enfants, famille, amis, collègues...), l'exposition à la fumée de tabac de votre entourage, la demande/la pression de votre entourage ;
- le prix du tabac ;
- la grossesse ou le désir d'enfant : une grossesse, la prévision d'une grossesse ou la naissance d'un enfant ;
- les effets indésirables du tabac : les effets du tabac sur la qualité de vie (odeur, souffle, énergie, peau, dents, esthétique...), la lassitude vis-à-vis de la dépendance.

Est commentée principalement dans cette publication la place du prix parmi les raisons citées. Ces questions avaient été posées dans le Baromètre santé 2010, mais les questions étaient fermées, les modalités de réponse étant citées. L'analyse des évolutions et ses limites sont mentionnées en discussion.

Résultats

Opinions sur les augmentations des taxes sur le tabac

En 2022, près de la moitié (48,8%) des 18-75 ans estimaient que l'augmentation des taxes sur le tabac était justifiée : 30,7% tout à fait, 18,1% plutôt. À l'inverse, 47,3% trouvaient ces augmentations non justifiées dont 14,1% plutôt pas et 33,1% pas du tout (3,9% ont répondu ne pas savoir) (figure 1).

La part des 18-75 ans trouvant tout à fait justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac est en hausse entre 2018 et 2022, de 26,4% à 30,7%. Cependant la proportion de ceux qui la jugent plutôt justifiée diminue sur la même période, de 21,9% à 18,1%. Globalement, la part de personnes trouvant justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac est ainsi stable entre 2018 et 2022 (respectivement 48,3% et 48,8%).

Les opinions et leurs évolutions diffèrent selon le statut tabagique (figure 2) :

- la proportion de fumeurs quotidiens trouvant justifiée l'augmentation des prix du tabac s'élève à 19,4% en 2022 et est en baisse par rapport à 2018 (23,4%), proche du niveau observé en 2010 (17,9%) ;
- en 2022, la moitié des fumeurs occasionnels et des ex-fumeurs trouvaient justifiée l'augmentation (respectivement 50,9% et 53,5%), proportions stables par rapport à 2018 ;
- parmi les personnes qui n'ont jamais fumé, en 2022, 64,0% trouvaient justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac, proportion stable par rapport à 2018. Cette stabilité résulte d'une hausse des personnes répondant tout à fait (de 35,6% à 44,8%) et d'une baisse de ceux répondant plutôt (de 26,7% à 19,2%).

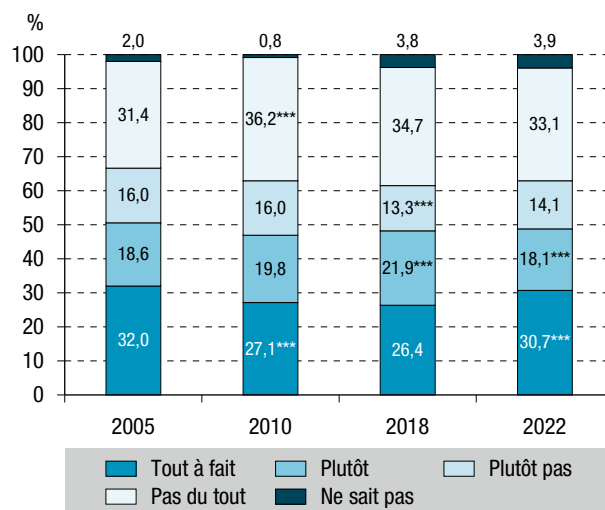
Facteurs associés à l'opinion sur l'augmentation des taxes sur le tabac

En 2022, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de trouver justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac était :

- plus élevée parmi les 55-75 ans que parmi les 18-34 ans ;

Figure 1

Évolution des réponses à la question « Estimez-vous qu'il soit justifié d'augmenter les taxes sur le tabac ? »

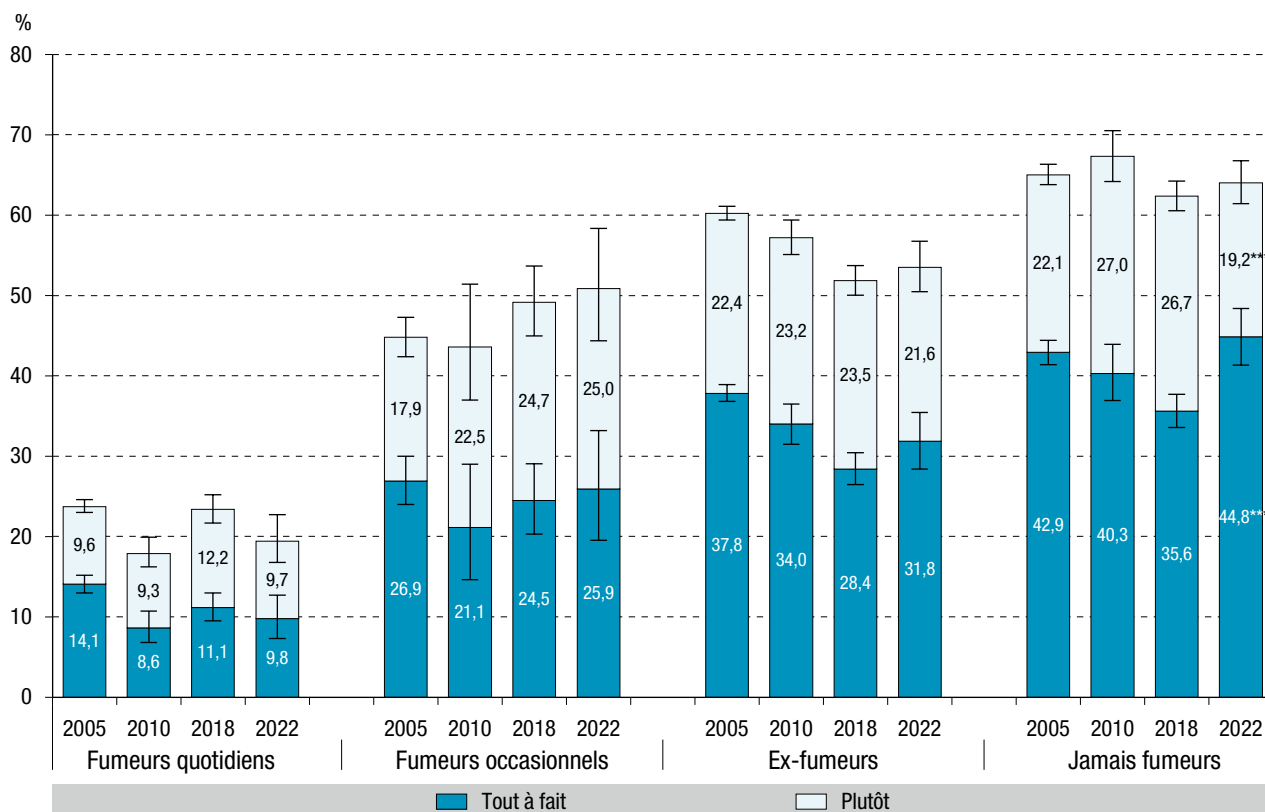


Source : Baromètres de Santé publique France.

Note : Les étoiles indiquent une évolution significative par rapport à l'enquête précédente : ***p<0,001.

Figure 2

Part des personnes trouvant justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac en fonction du statut tabagique



Source : Baromètres de Santé publique France.

Note : Les étoiles indiquent une évolution significative entre 2018 et 2022 : ***p<0,001.

- plus élevée parmi les personnes titulaires d'un diplôme supérieur au baccalauréat et parmi le tiers de la population aux revenus les plus élevés ;
- plus élevée parmi les fumeurs occasionnels et les ex-fumeurs, et nettement plus élevée parmi les personnes n'ayant jamais fumé que parmi les fumeurs quotidiens.

Les interactions entre le statut tabagique et chacune des autres variables du modèle ne sont pas significatives (tableau 1).

Ces résultats sont similaires à ceux de 2018. Ils soulignent le lien entre cette opinion et le statut tabagique et montrent une opinion marquée socialement, les plus favorisés étant plus favorables aux hausses de prix.

L'augmentation du prix comme motivation à l'arrêt du tabac

En 2022, 33,9% des fumeurs (quotidiens et occasionnels) de 18-75 ans ont déclaré que les augmentations du prix du tabac les motivent à arrêter de fumer (16,6% tout à fait et 17,3% plutôt). La part de fumeurs motivés à arrêter par les hausses de prix diminue par rapport à 2018 (43,6%), principalement du fait d'une baisse significative des « plutôt » motivés de 24,5% à 17,3% (figure 3).

En 2022, 34,2% des ex-fumeurs quotidiens ayant arrêté il y a moins de 5 ans déclaraient avoir été motivés par les augmentations du prix du tabac

(17,7% tout à fait et 16,5% plutôt). Ces proportions ne varient pas de façon significative par rapport à 2018.

Parmi les fumeurs de 18-75 ans en 2022, la probabilité d'être motivé à arrêter de fumer par les hausses de prix du tabac était (tableau 2) :

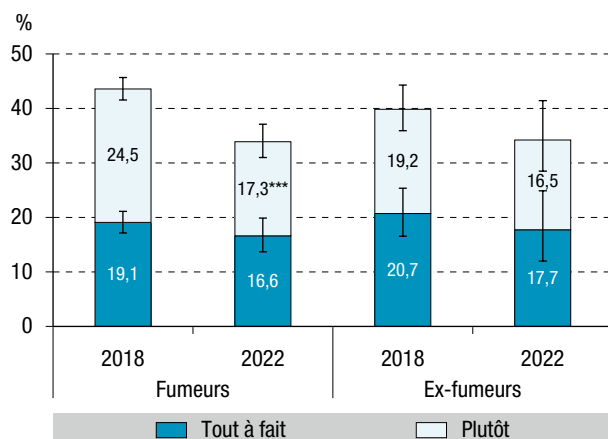
- plus élevée parmi les femmes que parmi les hommes ;
- plus élevée parmi le tiers des fumeurs aux revenus les plus bas par rapport au tiers des fumeurs aux revenus les plus élevés, ce qui n'était pas le cas en 2018 ;
- plus élevée parmi les fumeurs occasionnels par rapport aux fumeurs quotidiens, qui eux-mêmes ne se distinguent pas selon le nombre de cigarettes fumées par jour, alors qu'un gradient était observé en 2018.

Le prix comme raison pour arrêter de fumer

La santé est la principale raison mentionnée par les fumeurs ou ex-fumeurs ayant fait une tentative d'arrêt ou ayant arrêté de fumer dans l'année : plus de la moitié d'entre eux la mentionnent en premier (52,3%, dont 35,9% des craintes pour la santé future et 15,9% un problème de santé actuel ou passé), et plus des deux tiers (69,0%) en premier ou en deuxième. Le prix du tabac est la seconde raison mentionnée par les répondants (16,1% en premier et 38,9% en premier ou en deuxième) (figure 4).

Figure 3

Part de fumeurs et d'ex-fumeurs motivés à arrêter par les hausses de prix du tabac



Source : Baromètres de Santé publique France.

Les étoiles indiquent une évolution significative entre 2018 et 2022 : ***p<0,001.

La part d'individus mentionnant le prix du tabac comme raison d'arrêt de fumer est en hausse par rapport à 2010 (25,1%).

Discussion

Principaux résultats et évolutions

En 2022, près de la moitié des 18-75 ans estimaient que l'augmentation des taxes sur le tabac était justifiée, proportion stable par rapport à 2018. Cette proportion variait en fonction du statut tabagique : de deux fumeurs quotidiens sur dix à près de deux tiers des personnes n'ayant jamais fumé.

Un tiers des fumeurs de 18-75 ans ont déclaré que l'augmentation du prix du tabac les motivait à arrêter de fumer, et un tiers des ex-fumeurs ayant arrêté il y a moins de 5 ans déclaraient la même motivation.

Parmi les fumeurs, la part qui trouve l'augmentation du prix du tabac justifiée et la part de ceux que cela motive à arrêter sont en baisse par rapport à 2018. Parmi les

Tableau 1

Facteurs associés au fait de trouver justifiée l'augmentation du prix du tabac en 2022

	Effectif	%	OR	IC95%
Sexe				
Homme (réf.)	1 460	50,8	1	
Femme	1 650	50,9	0,8	[0,7-1,0]
Âge				

18-34 ans (réf.)	752	48,1	1	
35-54 ans	1 090	46,1	1	[0,8-1,3]
55-75 ans	1 268	57,8	1,4*	[1,1-1,9]
Diplôme				

<Bac (réf.)	974	43,2	1	
Bac	690	48,8	1,2	[1,0-1,6]
>Bac	1 429	61,7	1,9***	[1,5-2,4]
Revenus				

1 ^{er} tercile (≤1 100 euros) (réf.)	688	42,1	1	
2 ^e tercile (1 101-1 800 euros)	999	50,9	1	[0,8-1,4]
3 ^e tercile (>1 800 euros)	953	60,3	1,4*	[1,0-1,9]
NSP/Refus	470	51,9	1	[0,8-1,5]
Situation professionnelle				

Travail (réf.)	1 845	49,9	1	
Chômage	134	32,6	0,7	[0,4-1,1]
Inactivité	1 130	55,3	1,1	[0,9-1,5]
Statut tabagique				

Fumeur occasionnel	226	52,1	4,0***	[2,7-6,0]
Fumeur quotidien (réf.)	665	19,5	1	
Ex-fumeur	1 026	56,0	4,5***	[3,3-6,0]
Jamais fumeur	1 186	68,2	8,0***	[6,0-10,7]

OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; NSP : ne se prononce pas.

Note : Le tableau présente les significativités des analyses bivariées entre chacune des variables explicatives et la variable expliquée (tests du Chi2 d'indépendance de Pearson) et les significativités des odds ratio issus des régressions logistiques multivariées : *p<0,05 ; ***p<0,001.

ex-fumeurs, même si l'évolution n'est pas significative, la tendance est similaire. Le terrain d'enquête du Baromètre 2018 a eu lieu de janvier à juillet alors que les hausses de prix du tabac avaient démarré dans le cadre du PNLT. Ces augmentations étaient présentes dans l'esprit des fumeurs, d'autant plus que le seuil symbolique de 10 euros avait été annoncé comme objectif

pour 2020. Ce contexte de forte hausse de prix a pu influencer les perceptions et augmenter la motivation à l'arrêt en raison du prix en 2018. À l'inverse, en 2022 le prix du tabac était stable par rapport à 2021 et n'avait que très peu augmenté depuis 2020. Cela suggère que l'impact sur les perceptions et sur la motivation pourrait être minoré par un contexte de stabilité du prix.

Tableau 2

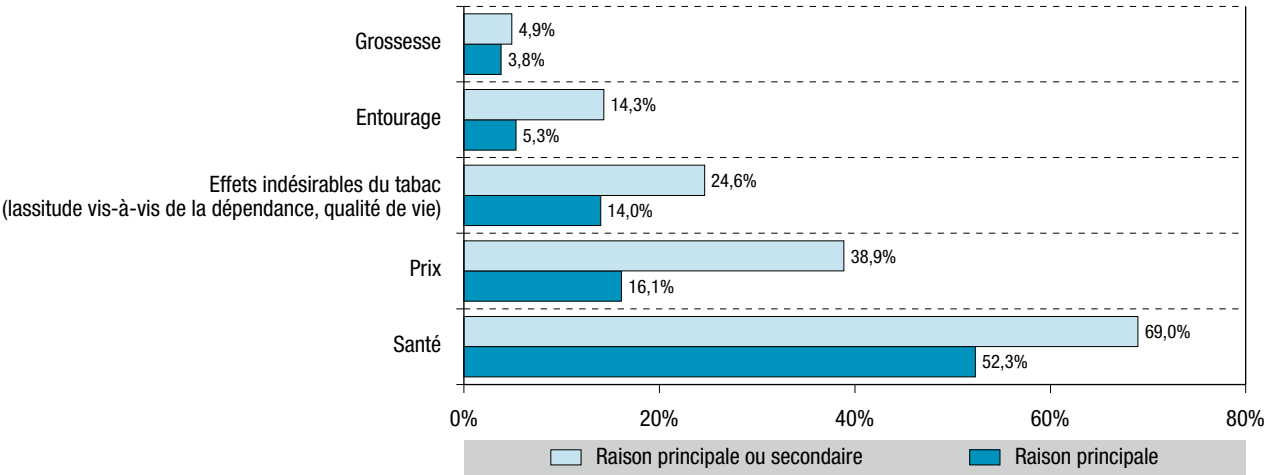
Facteurs associés au fait d'être motivé à arrêter de fumer par les hausses de prix du tabac parmi les fumeurs quotidiens ou occasionnels en 2022

	Fumeurs (n=850)			
	Effectif	%	OR	IC95%
Sexe		*		
Homme (réf.)	437	30,2	1	
Femme	436	39,1	1,4*	[1,0-2,0]
Âge				
18-34 (réf.)	276	34,4	1	
35-54	360	35,9	1,1	[0,7-1,6]
55-75	237	31,6	1	[0,6-1,7]
Diplôme				
<Bac (réf.)	308	31,2	1	
Bac	199	36,5	1,2	[0,7-1,9]
>Bac	359	38,4	1,3	[0,8-2,0]
Revenus				
1 ^{er} tercile (≤1 100 euros) (réf.)	235	37,8	1	
2 ^e tercile (1 101-1 800 euros)	261	37,7	0,9	[0,6-1,4]
3 ^e tercile (>1 800 euros)	260	29,9	0,6*	[0,4-1,0]
NSP/Refus	117	27,6	0,6	[0,3-1,1]
Nombre de cigarettes fumées par jour				
]0-1[	149	48,6	2,0**	[1,2-3,3]
[1-10]	421	32,6	1,0	[0,7-1,5]
Plus de 10 (réf.)	287	31,4	1	

OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; NSP : ne se prononce pas.
Note : Le tableau présente les significativités des analyses bivariées entre chacune des variables explicatives et la variable expliquée (tests du Chi2 d'indépendance de Pearson) et les significativités des odds ratio issus des régressions logistiques multivariées : *p<0,05 ; **p<0,01.

Figure 4

Raisons principales ou secondaires d'arrêt du tabac déclarées



Source : Baromètre de Santé publique France 2022.

Le prix comme raison d'arrêt du tabac

La part d'individus mentionnant le prix du tabac comme raison d'arrêter de fumer a nettement augmenté par rapport à 2010 : cette raison était mentionnée par un quart des répondants seulement à cette époque comme l'une des deux principales raisons d'arrêt, contre 39% en 2022. Le prix du tabac devient ainsi le second motif d'arrêt déclaré en 2022, devant l'entourage (qui était le second motif d'arrêt en 2010). Cette tendance est concomitante au quasi doublement du prix du tabac, passant de 5,65 euros à 10,50 euros pour le paquet de cigarettes de la marque la plus vendue durant cette période. Ce motif est donc mécaniquement devenu plus important compte tenu de l'augmentation relative du poids du tabac dans les dépenses des fumeurs, ce d'autant que le tabagisme est plus fréquent parmi les personnes moins bien dotées financièrement.

Augmentation des prix et inégalités sociales

En 2022, les plus favorisés selon le diplôme et le revenu trouvent plus souvent justifiée l'augmentation des taxes sur le tabac. Par ailleurs, les fumeurs avec les plus faibles revenus ont une plus grande probabilité d'être motivés à arrêter par les hausses de prix.

Ce résultat fait écho à l'étude des tentatives d'arrêt du tabac en France en 2021¹⁴. Les fumeurs dans une situation financière défavorable avaient davantage envie d'arrêter, probablement en lien avec l'augmentation du coût du tabac et des difficultés liées à la crise Covid qui avaient davantage impacté les populations les moins favorisées⁵. Cependant les tentatives d'arrêt du tabac n'étaient pas plus fréquentes chez ceux ayant une situation financière défavorable et s'avéraient moins fréquentes parmi les fumeurs les moins diplômés.

Une étude anglaise menée au cours de la période 2018-2023 a montré une augmentation des tentatives d'arrêt du tabac motivées par son coût. Les impacts économiques de la crise liée à la Covid-19, puis la crise du coût de la vie observée en Angleterre depuis 2021 coïncident avec cette hausse¹⁵.

Les hausses de prix du tabac peuvent bénéficier davantage aux fumeurs défavorisés sur le plan socio-économique, en les incitant davantage à arrêter de fumer, le poids du tabac dans leurs dépenses globales étant plus élevé. Des études internationales montrent un impact plus important parmi eux sur l'arrêt du tabac. Cependant, pour que cet impact différentiel perdure dans le temps, ces fumeurs doivent être davantage soutenus dans leur tentative de sevrage^{16,17}. Cette recommandation est d'autant plus importante que les freins aux tentatives d'arrêt sont nombreux et puissants pour les fumeurs en situation socio-économique défavorable¹⁸.

Lien avec le lieu d'achat du tabac

Les analyses faites en 2018 montraient que la motivation à arrêter en raison des hausses de prix était moins fréquente parmi les personnes ayant acheté leur dernier paquet en dehors d'un bureau de tabac en France, en raison des prix nettement moins élevés

dans les pays transfrontaliers. Le lieu d'approvisionnement du dernier paquet n'était cependant pas renseigné dans l'enquête menée en 2022, ne permettant pas d'actualiser l'analyse des liens entre motivation à arrêter en raison du prix et lieu d'achat. Soulignons néanmoins que des analyses faites à partir des éditions 2014-2021 du Baromètre de Santé publique France ont montré que les hausses de prix n'ont pas eu d'impact sur les lieux d'achat¹⁹.

Limites

Plusieurs limites méritent d'être soulignées. Premièrement, le Baromètre de Santé publique France repose sur des données déclaratives, ce qui peut introduire des biais de sous-déclaration (biais de désirabilité sociale ou de mémoire par exemple), bien qu'ils soient probablement faibles et relativement constants dans le contexte des enquêtes observationnelles portant sur la consommation de tabac²⁰. Deuxièmement, le taux de réponse aux enquêtes par téléphone baisse en France et à l'échelle internationale depuis plusieurs années. Or, les personnes refusant de répondre aux enquêtes de santé ont plus souvent des comportements à risque pour leur santé, ce qui peut avoir des conséquences sur la représentativité des échantillons²¹. Cependant, le taux observé pour cette enquête 2022 est relativement élevé du fait d'un questionnaire court, et est supérieur à celui observé dans l'enquête de référence américaine BRFSS²². La méthode du Baromètre de Santé publique France a évolué en 2024 pour pallier cette baisse du taux de réponse et améliorer la représentativité.

Enfin, les modalités de réponses à la question sur les raisons d'arrêt du tabac ont changé entre 2010, où elles étaient citées, et 2022 où la question était ouverte. Cela a pu avoir un impact sur les réponses des enquêtés. Lorsque les modalités sont citées, un biais de désirabilité sociale peut jouer en faveur de la réponse « pour la santé de son entourage/la santé de ses enfants », alors qu'en 2022, le prix peut être cité plus spontanément car plus évident. Cette limite peut aller dans le sens d'une surestimation de l'évolution de la place du prix comme raison d'arrêt.

Conclusion

La moitié de la population adulte résidant en France hexagonale (Corse incluse) soutient l'augmentation du prix du tabac, une des mesures les plus efficaces pour lutter contre le tabagisme. Cette augmentation a un impact sur la motivation à arrêter de fumer, en particulier chez les fumeurs issus de milieux socio-économiques défavorisés. Cependant, une baisse du niveau de ces indicateurs a été observée chez les fumeurs, ce qui pourrait être lié à la moindre augmentation du prix du tabac au cours des deux dernières années d'observation dans le cadre de cette étude.

Poursuivre et amplifier la politique d'augmentation des prix du tabac via l'augmentation des taxes est un enjeu des futurs plans nationaux de lutte contre le tabagisme. L'Australie est le pays le plus engagé dans cette voie avec un prix moyen du paquet de

cigarettes d'environ 30 euros, et une prévalence du tabagisme quotidien, parmi les adultes, tombée à 9%²³. Cette mesure doit être mise en œuvre dans le cadre d'une politique globale de lutte contre le tabagisme incluant des mesures d'accompagnement vers l'arrêt des fumeurs, en particulier les plus défavorisés. Grâce aux programmes nationaux de lutte contre le tabagisme mis en place depuis 2014, faisant de la lutte contre les inégalités sociales une priorité, la prévalence du tabagisme a diminué en France, y compris parmi les plus défavorisés. Le niveau de prévalence reste cependant élevé et les efforts doivent être poursuivis²⁴. Enfin, une harmonisation des prix du tabac en Europe aurait un impact certain sur la motivation pour arrêter de fumer liée au prix pour les fumeurs qui s'approvisionnent dans les pays transfrontaliers, la France étant aujourd'hui entourée de pays où le prix du tabac est nettement moins élevé. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Remerciements

Les auteurs remercient Antoine Gaudebout, stagiaire à Santé publique France.

Références

- [1] World Health Organization. WHO report on the global tobacco epidemic, 2015: Raising taxes on tobacco. Geneva: WHO Press; 2015. 200 p. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241509121>
- [2] Organisation mondiale de la santé. Convention-cadre de l'OMS pour la lutte antitabac. Genève: OMS; 2003. 29 p. <https://fctc.who.int/fr/convention>
- [3] Chaloupka FJ, Yurekli A, Fong GT. Tobacco taxes as a tobacco control strategy. *Tob Control*. 2012;21(2):172-80.
- [4] MacKillop J, Amlung MT, Blackburn A, Murphy JG, Carrigan M, Carpenter MJ, et al. Left-digit price effects on smoking cessation motivation. *Tob Control*. 2014;23(6):501-6.
- [5] Jartoux C, Guignard R, Quatremère G, Andler R, Pasquereau A, Nguyen-Thanh V. Attitudes des fumeurs en période de crise sanitaire liée à la Covid-19 : synthèse d'études qualitatives et quantitatives. *Saint-Maurice: Santé publique France*; 2022. 29 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/enquetes-etudes/attitudes-des-fumeurs-en-periode-de-crise-sanitaire-liee-a-la-covid-19-synthese-d-etudes-qualitatives-et-quantitatives>
- [6] International agency for research on cancer. Effectiveness of tax and price policies for tobacco control. Lyon: IARC Handbooks of Cancer Prevention, Tobacco Control; 2011(14). 376 p. <https://publications.iarc.who.int/Book-And-Report-Series/Iarc-Handbooks-Of-Cancer-Prevention/Effectiveness-Of-Tax-And-Price-Policies-For-Tobacco-Control-2011>
- [7] Gallus S, Fernandez E, Townsend J, Schiaffino A, La Vecchia C. Price and consumption of tobacco in Italy over the last three decades. *Eur J Cancer Prev*. 2003;12(4):333-7.
- [8] Felsing R, Groman E. Price policy and taxation as effective strategies for tobacco control. *Front Public Health*. 2022;10:851740.
- [9] Hill C, Legoupil C. Taxation et prix du tabac en France et conséquences sur la consommation. *Bull Epidemiol Hebd*.

2018;(14-15):309-16. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2018/14-15/2018_14-15_8.html

[10] Ministère des Solidarités et de la Santé, ministère de l'Action et des Comptes publics. Programme national de lutte contre le tabac 2018-2022. Paris: ministère des Solidarités et de la Santé, ministère de l'Action et des Comptes publics; 2018. 45 p.

[11] Douchet MA. Tabagisme et arrêt du tabac en 2023. Paris: OFDT; 2024. 17 p. <https://www.ofdt.fr/publication/2024/tabagisme-et-arret-du-tabac-en-2023-2093>

[12] Pasquereau A, Andler R, Guignard R, Gautier A, Soullier N, Richard JB, et al. Prévalence nationale et régionale du tabagisme en France en 2021 parmi les 18-75 ans, d'après le Baromètre de Santé publique France. *Bull Epidemiol Hebd*. 2022;(26):470-80. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2022/26/2022_26_1.html

[13] Soullier N, Richard JB, Gautier A. Baromètre de Santé publique France 2021. Méthode. Saint-Maurice: Santé publique France; 2022. 17 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-de-sante-publique-france-2021-methode>

[14] Guignard R, Soullier N, Pasquereau A, Andler R, Beck F, Nguyen-Thanh V. Facteurs associés à l'envie d'arrêter de fumer et aux tentatives d'arrêt chez les fumeurs. Résultats du Baromètre de Santé publique France 2021. *Bull Epidemiol Hebd*. 2023;(9-10):159-65. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2023/9-10/2023_9-10_2.html

[15] Jackson SE, Cox S, Buss V, Brown J. Trends in motives for trying to stop smoking: A population study in England, 2018-2023. *BMJ Public Health*. 2024;2(1):e000420.

[16] Brown T, Platt S, Amos A. Equity impact of population-level interventions and policies to reduce smoking in adults: A systematic review. *Drug Alcohol Depend*. 2014;138:7-16.

[17] Wilkinson AL, Scollo MM, Wakefield MA, Spittal MJ, Chaloupka FJ, Durkin SJ. Smoking prevalence following tobacco tax increases in Australia between 2001 and 2017: An interrupted time-series analysis. *Lancet Public Health*. 2019;4(12):e618-e27.

[18] Peretti-Watel P, Constance J. "It's all we got left". Why poor smokers are less sensitive to cigarette price increases. *Int J Environ Res Public Health*. 2009;6(2):608-21.

[19] Douchet MA. Tabagisme et arrêt du tabac en 2021. Paris: OFDT; 2022. 20 p. <https://www.ofdt.fr/publication/2022/tabagisme-et-arret-du-tabac-en-2021-580>

[20] Wong SL, Shields M, Leatherdale S, Malaisson E, Hammond D. Assessment of validity of self-reported smoking status. *Health Rep*. 2012;23(1):47-53.

[21] Firdion JM. L'effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone. *Population*; 1993(5):1281-314.

[22] Centers for disease control and crevention (CDC). The behavioral risk factor surveillance system (BRFSS). 2023 Summary data quality report. Atlanta: CDC; 2024. 25 p. https://www.cdc.gov/brfss/annual_data/2023/pdf/2023-DQR-508.pdf

[23] Greenhalgh EM, Bayly M, Jenkins S, Scollo MM. 1.3 Prevalence of smoking-adults. In : Greenhalgh EM, Scollo MM, Winstanley MH (dir.). Tobacco in Australia: Facts and issues. Melbourne: Cancer Council Victoria; 2024. <https://www.tobaccoinaustralia.org.au/chapter-1-prevalence/1-3-prevalence-of-smoking-adults>

[24] Pasquereau A, Guignard R, Andler R, Nguyen-Thanh V. Tabagisme : usage, envie d'arrêter et tentatives d'arrêt. Baromètre de Santé publique France : résultats de l'édition 2024. Saint-Maurice: Santé publique France; 2025. 9 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/rapport-synthese/tabagisme-usage->

Citer cet article

Pasquereau A, Guignard R, Andler R, Nguyen-Thanh V. Augmentation du prix du tabac : opinion et motivation à l'arrêt des fumeurs français en 2022. Bull Epidemiol Hebd. 2026;(7):106-14. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2026/7/2026_7_1.html

Cet article est sous licence internationale *Creative Commons Attribution 4.0* qui autorise sans restriction l'utilisation, la diffusion, et la reproduction, sur quelque support que ce soit, sous réserve de citation correcte de la publication originale.



> ARTICLE // Article

RECOURS À LA COLOSCOPIE APRÈS UN TEST DE DÉPISTAGE POSITIF : ANALYSE DES DÉLAIS ET DES FACTEURS ASSOCIÉS À LA NON-RÉALISATION, EN FRANCE HEXAGONALE ENTRE 2016 ET 2020

// FOLLOW-UP COLONOSCOPY AFTER A POSITIVE SCREENING TEST: ANALYSIS OF DELAYS AND FACTORS ASSOCIATED WITH THE NON-FOLLOW-UP, IN MAINLAND FRANCE BETWEEN 2016 AND 2020

Lorraine Barret¹ (lbarret1@chu-grenoble.fr), Adrien Grancher^{2,3}, Christian Balamou¹, Patricia Soler-Michel¹, Marine Lhotte¹, Cécile Quintin⁴, Julie Plaine⁴, Lydia Guittet³, Catherine Exbrayat¹

¹ Centre régional de coordination des dépistages des cancers Auvergne-Rhône-Alpes (CRCDC-AuRA), Saint-Étienne

² Service d'hépatogastroentérologie et d'oncologie digestive, CHU de Rouen, Inserm U1086 Anticipe, Rouen

³ Inserm U1086 Anticipe, CHU Caen Normandie, Université Caen Normandie, Caen

⁴ Santé publique France, Saint-Maurice

Soumis le 06.10.2025 // Date of submission: 10.06.2025

Résumé // Abstract

Introduction – En France hexagonale (Corse incluse), le dépistage organisé du cancer colorectal repose sur la réalisation d'un test de recherche de sang occulte dans les selles, tous les deux ans, de 50 à 74 ans. En cas de résultat positif, il est recommandé de réaliser une coloscopie dans les 31 jours. Cependant, celle-ci est souvent effectuée plus tardivement et n'est parfois pas pratiquée. L'objectif de cette étude est d'identifier les facteurs associés à la réalisation de la coloscopie à trois temps : 1, 3 et 24 mois après un FIT (*Fecal Immunochemical Test*) positif.

Méthode – L'étude porte sur les individus avec un résultat positif au FIT en France hexagonale entre 2016 et 2020. La réalisation ou non de la coloscopie à chacun des trois temps était recueillie. Des modèles de régressions logistiques ont été ajustés pour estimer les facteurs associés à la non-réalisation de la coloscopie.

Résultats – Parmi les 530 674 individus étudiés, 4,7% avaient réalisé la coloscopie à 1 mois, 52,2% à 3 mois et 87,0% à 24 mois du FIT. En analyse multivariée, les facteurs associés à la non-réalisation de la coloscopie à 24 mois étaient l'âge, le sexe masculin, le primo-dépistage, la défavorisation sociale et l'absence de transmission des résultats du FIT au médecin traitant.

Conclusion – D'importantes inégalités persistent dans l'accès à la coloscopie après un FIT positif, à court et long terme. Ces résultats plaident pour la mise en place de dispositifs spécifiques pour améliorer l'aval du dépistage, en particulier chez les populations vulnérables.

Introduction – In mainland France (Corsica included), organized colorectal cancer screening relies on a fecal occult blood test performed every two years for individuals aged 50 to 74. If the result is positive, colonoscopy is recommended within 31 days. However, it is often performed later, or sometimes not at all. The aim of this study is to identify factors associated with not undergoing a colonoscopy at three time points: 1, 3 and 24 months after a positive FIT (*Fecal Immunochemical Test*).

Method – The study focuses on individuals with a positive FIT result in mainland France between 2016 and 2020. Colonoscopy completion at each of the three time points was assessed. Logistic regression models were adjusted to estimate factors associated with colonoscopy uptake.

Results – Among the 530,674 individuals studied, 4.7% underwent colonoscopy within 1 month, 52.2% within 3 months, and 87.0% within 24 months after a positive FIT. In multivariate analysis, factors associated with not undergoing colonoscopy at 24 months were age, male sex, first-time screening, social deprivation, and the absence of FIT result transmission to the general practitioner.

Conclusion – Significant inequalities persist in access to colonoscopy after a positive FIT, both in the short and long term. These findings highlight the need for specific interventions to improve follow-up after colorectal cancer screening, particularly among vulnerable populations.

Mots-clés : Dépistage, Cancer colorectal, Coloscopie, Inégalités sociales, Accès aux soins
// **Keywords** : Screening, Colorectal cancer, Colonoscopy, Social inequalities, Access to care

Introduction

La mise en place d'un programme de dépistage organisé du cancer colorectal (DOCCR) vise à réduire l'incidence et la mortalité du cancer colorectal (CCR) grâce à la détection et à la prise en charge précoces¹⁻³, notamment des adénomes avancés et des lésions précancéreuses susceptibles d'évoluer vers un cancer^{1,4}. En France hexagonale (Corse incluse), ce programme, déployé en 2008-2009, s'adresse aux individus de 50 à 74 ans, invités à réaliser un test de recherche de sang occulte dans les selles tous les deux ans. Depuis 2015, le test immunochimique fécal (FIT)⁽¹⁾ est utilisé, avec un seuil de positivité fixé à 30 µg d'hémoglobine par gramme de selles. En cas de test positif, une coloscopie totale est recommandée. Les autorités médicales européennes préconisent une proportion minimale acceptable de réalisation de la coloscopie de 85% dans un délai maximal de 31 jours suivant les résultats du test⁵. En pratique, les données nationales indiquent que, pour la période 2018-2019, 86,4% des participants ayant eu un FIT positif ont eu recours à une coloscopie, avec un délai médian de 80 jours⁶, très supérieur au délai recommandé de 31 jours, et en augmentation depuis plusieurs années (62 jours en 2013-2014, 72 jours en 2015, 76 jours en 2016-2017)⁶.

L'objectif de cette étude est d'évaluer la proportion de coloscopies réalisées à 1, 3 et 24 mois à la suite d'un test positif et d'identifier les facteurs démographiques et socio-économiques associés à la réalisation de cet examen.

Matériel et méthodes

Population de l'étude

Il s'agit d'une étude de cohorte rétrospective, menée à partir de données issues du programme de DOCCR en France hexagonale. Elle porte sur les individus âgés de 50 à 74 ans avec un résultat positif au FIT entre le 1^{er} janvier 2016 et le 31 décembre 2020⁽²⁾.

Les individus non éligibles à la coloscopie (coloscopie récente avant le test de dépistage ou contre-indication médicale à cet examen) ont été exclus (figure 1). Les individus pour lesquels le délai entre le test et la coloscopie était manquant ou inférieur à 10 jours ont également été exclus, un délai aussi

court étant jugé peu plausible au regard du temps nécessaire à l'organisation d'une coloscopie.

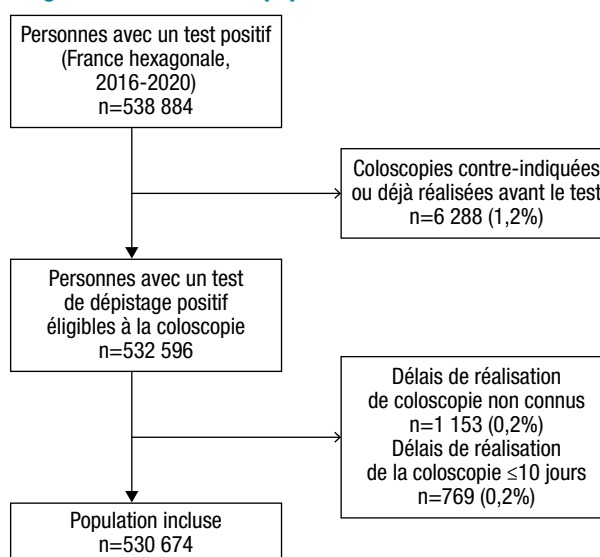
Données recueillies

Les données individuelles analysées (âge, sexe, département, année du test, caractère primo-dépisté ou dépisté subséquent, transmission des résultats au médecin traitant déduite de la présence d'une date d'envoi) proviennent de la base de données DOCCR de Santé publique France, constituée à partir des extractions transmises par les centres régionaux de coordination des dépistages des cancers (CRCDC).

Deux variables contextuelles, agrégées au niveau communal, ont également été intégrées afin de prendre en compte l'environnement socio-économique et l'offre de soins locale. La première est le *French Deprivation Index*⁽³⁾ (FDep, données Inserm 2015), un indicateur composite basé sur le revenu médian par unité de consommation, la proportion d'ouvriers dans la population active, la proportion de diplômés du baccalauréat ou plus et le taux de chômage, décrit en quintiles du moins défavorisé au plus défavorisé^{7,8}. La seconde est l'accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes^{9,10} (APL-MG, données de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) – 2018), qui permet d'identifier les communes considérées comme des déserts médicaux lorsque la valeur est inférieure à 2,5. Les indices FDep et APL-MG ont été calculés et fournis par Santé publique France.

Figure 1

Diagramme de flux de la population incluse



⁽¹⁾ FIT : *Fecal Immunochemical Test*.

⁽²⁾ Les centres régionaux de coordination des dépistages des cancers (CRCDC) ont pour pratique d'adresser les courriers d'invitation environ deux mois avant le cinquantième anniversaire des personnes éligibles. Cette organisation vise à faciliter la prise de rendez-vous pour le retrait du kit de dépistage et sa réalisation dès l'âge de 50 ans. Toutefois, cette modalité a également conduit certaines personnes à effectuer le test de dépistage avant d'avoir atteint cet âge.

⁽³⁾ Indice français de désavantage social.

Critère de jugement principal

Trois seuils de délai entre le résultat positif du FIT et la date de réalisation de la coloscopie ont été retenus pour l'analyse : 1 mois, conformément aux recommandations européennes ; 3 mois, délai proche du délai médian constaté dans les données nationales ; et 24 mois, délai au-delà duquel une personne est considérée comme perdue de vue dans le cadre du suivi du DOCCR¹¹. Ces seuils permettent donc d'identifier les facteurs associés à la non-réalisation de la coloscopie.

Analyse statistique

L'analyse statistique repose sur des modèles de régressions logistiques, univariés puis multivariés, afin d'identifier les facteurs associés à la non-réalisation de la coloscopie à chacun des trois délais définis. Des analyses de sensibilité ont été conduites a posteriori, excluant la variable relative à la transmission des résultats au médecin traitant, cette information étant manquante pour tous les patients dans certains départements. Les analyses ont été réalisées avec le logiciel R®, le seuil de significativité statistique était fixé à 5%.

Résultats

Au total, 530 674 personnes ayant eu un résultat positif au FIT ont été incluses dans l'étude (figure 1). La population comportait plus d'hommes (56,6%), avec une répartition homogène entre les tranches d'âge. L'année 2016 représentait la part la plus importante des tests réalisés (27,9%). Pour 29,0% des participants, il s'agissait d'un premier dépistage. Sur les données disponibles, dans 96,5% des cas, les résultats du FIT ont été transmis au médecin traitant. La répartition des individus par quintile de FDep était relativement uniforme, avec une légère sous-représentation du quintile le moins défavorisé. Au total, 10,8% des participants résidaient dans des zones caractérisées par une faible accessibilité aux médecins généralistes (APL-MG<2,5) (tableau 1).

Les pourcentages de réalisation de la coloscopie variaient fortement selon le délai considéré : seuls 4,7% des participants y avaient eu recours dans les 31 jours suivant le test positif, 52,2% dans un délai de 3 mois et 87,0% dans un délai de 24 mois. Une importante hétérogénéité entre les départements était observée (figure 2). Les pourcentages de réalisation à trois mois allaient de 26% (pour le 90, Territoire de Belfort) à 71% (pour le 56, Morbihan). Les résultats détaillés par département sont disponibles en annexe (annexe, tableau supplémentaire 1).

Les femmes réalisaient plus souvent la coloscopie que les hommes, quel que soit le délai considéré – odds ratio ajustés (ORa): 1,14 (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [1,11-1,17]) à 1 mois, 1,07 [1,05-1,08] à 3 mois, et 1,05 [1,03-1,07] à 24 mois (tableau 2). Par ailleurs, le fait qu'il s'agisse d'un premier dépistage était associé à une probabilité plus faible de réalisation de la coloscopie, en

particulier aux délais longs : ORa à 0,80 [0,79-0,81] à 3 mois et 0,60 [0,59-0,61] à 24 mois.

La probabilité de réalisation de la coloscopie variait selon la classe d'âge et le délai considéré. À 1 mois, les ORa étaient légèrement plus élevés chez les personnes âgées de 60 à 69 ans par rapport à la classe de référence des 49-54 ans (60-64 ans : 1,09 [1,04-1,15] ; 65-69 ans : 1,07 [1,02-1,13]) (tableau 2). Aucune différence significative n'a été observée pour les autres classes (55-59 ans et 70-75 ans). Une tendance similaire a été constatée pour la réalisation de la coloscopie à 3 mois. En revanche, à 24 mois, la relation s'inversait : toutes les classes d'âge présentaient des ORa inférieurs à 1, traduisant une moindre probabilité de réalisation de la coloscopie par rapport aux 49-54 ans, en particulier chez les 70-75 ans (0,86 [0,84-0,89]).

L'absence d'envoi des résultats au médecin traitant était associée à une probabilité significativement moins élevée de réalisation de la coloscopie suite à un FIT positif (0,43 [0,38-0,48], 0,59 [0,57-0,61] et 0,49 [0,47-0,51] à 1, 3 et 24 mois, respectivement).

Un gradient social net a été observé en fonction du niveau de désavantage social mesuré par le FDep de la commune de résidence. La probabilité de réalisation de la coloscopie diminuait progressivement à mesure que le quintile (donc le niveau de désavantage) augmentait, et ce de façon cohérente pour les trois seuils temporels analysés (figure 3). À 1 mois, les ORa passaient de 0,94 [0,89-0,98] pour le 2^e quintile à 0,80 [0,76-0,84] pour le 5^e quintile (plus grand désavantage), par rapport au 1^{er} quintile de référence. Cette tendance se confirmait à 3 mois et était encore plus marquée à 24 mois, où les ORa allaient de 0,84 [0,81-0,87] pour le 2^e quintile à 0,66 [0,64-0,68] pour le 5^e quintile, traduisant une augmentation nette du risque de non-réalisation de la coloscopie suite à un FIT positif avec le désavantage.

Enfin, le fait de résider dans une commune présentant une faible APL-MG n'a pas été associé à une différence de réalisation de la coloscopie, ni à 3 ni à 24 mois, et l'a été faiblement à 1 mois (0,94 [0,89-0,98]).

Les analyses de sensibilité excluant la variable « envoi des résultats au médecin traitant » confirmaient les associations observées (annexe, tableau supplémentaire 2).

Discussion

Cette étude met en évidence un pourcentage de réalisation de la coloscopie après un FIT positif inférieur aux recommandations et des délais qui dépassent largement les 31 jours, avec moins de 5% des personnes ayant eu recours à cet examen dans ce délai. À 3 mois, un peu plus de la moitié des personnes avaient eu accès à la coloscopie et 13% n'en avaient toujours pas bénéficié au terme des 24 mois.

Le risque lié à la non-réalisation de la coloscopie après un FIT positif est bien documenté, plusieurs études rapportant un doublement du risque de décès

Tableau 1

Caractéristiques de la population incluse (N=530 674)

Caractéristiques	N (%)
Âge	
[49-54] ans	97 889 (18,4%)
[55-59] ans	92 427 (17,4%)
[60-64] ans	107 524 (20,3%)
[65-69] ans	123 096 (23,2%)
[70-75] ans	109 738 (20,7%)
Sexe	
Hommes	300 287 (56,6%)
Femmes	230 387 (43,4%)
Année de réalisation du test	
2016	148 057 (27,9%)
2017	90 953 (17,1%)
2018	115 016 (21,7%)
2019	76 205 (14,4%)
2020	100 803 (19,0%)
1^{er} dépistage	
Oui	153 784 (29,0%)
Non	376 889 (71,0%)
Manquant	1
Envoi des résultats au médecin traitant	
Oui	438 834 (96,5%)
Non	15 872 (3,5%)
Manquant	75 968
FDep	
1 ^{er} quintile (le plus favorisé)	90 897 (17,2%)
2 ^e quintile	104 510 (19,8%)
3 ^e quintile	108 950 (20,6%)
4 ^e quintile	113 721 (21,5%)
5 ^e quintile (le moins favorisé)	110 208 (20,9%)
Manquant	2 388
APL-MG<2,5	
Oui	55 310 (10,8%)
Non	454 632 (89,2%)
Manquant	20 722

FDep : *French Deprivation Index* (indice français de désavantage social) ; APL-MG : accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes.

par CCR^{12,13}. Par ailleurs, Lee et coll.¹⁴ ont retrouvé une augmentation du risque de CCR avancé chez les personnes dont le test était positif et qui n'ont pas effectué de coloscopie de suivi, sans augmentation du risque global de CCR. En revanche, la question du délai est moins tranchée. Les recommandations européennes précisent qu'une « procédure retardée peut ne pas être critique sur le plan biologique, mais peut provoquer une anxiété inutile pour la personne dépistée » (citation traduite)¹⁵. Sur le plan des conséquences cliniques de l'impact de ce délai, une étude princeps publiée en 2017 a mis en évidence une augmentation du risque de CCR et de stade avancé lorsque la coloscopie était réalisée plus de 10 mois

après le test, comparée à un délai de 8 à 30 jours¹⁶. De même, plusieurs travaux rapportent un risque augmenté de CCR uniquement pour des délais supérieurs à 6 mois^{14,17,18}. En pratique, le respect du délai de 31 jours apparaît difficilement réalisable, au regard du taux retrouvé dans cette étude, et compte tenu des contraintes organisationnelles de la prise en charge (consultation d'anesthésie préalable, préparation colique, disponibilité des créneaux de coloscopie). Une analyse de cette même cohorte nationale des individus ayant réalisé une coloscopie à la suite d'un FIT positif entre 2016 et 2019 ne retrouve pas de surrisque de CCR, ni de CCR avancé, dans les 12 mois suivant la réalisation du test¹⁹. Ainsi, une réévaluation

Figure 2

Taux de réalisation de la coloscopie 24 mois après un FIT positif et des délais médians entre le test de dépistage et la coloscopie par département en France hexagonale

Figure 2a : Taux de réalisation de la coloscopie 24 mois après un FIT positif en France hexagonale et zoom sur l'Île-de-France

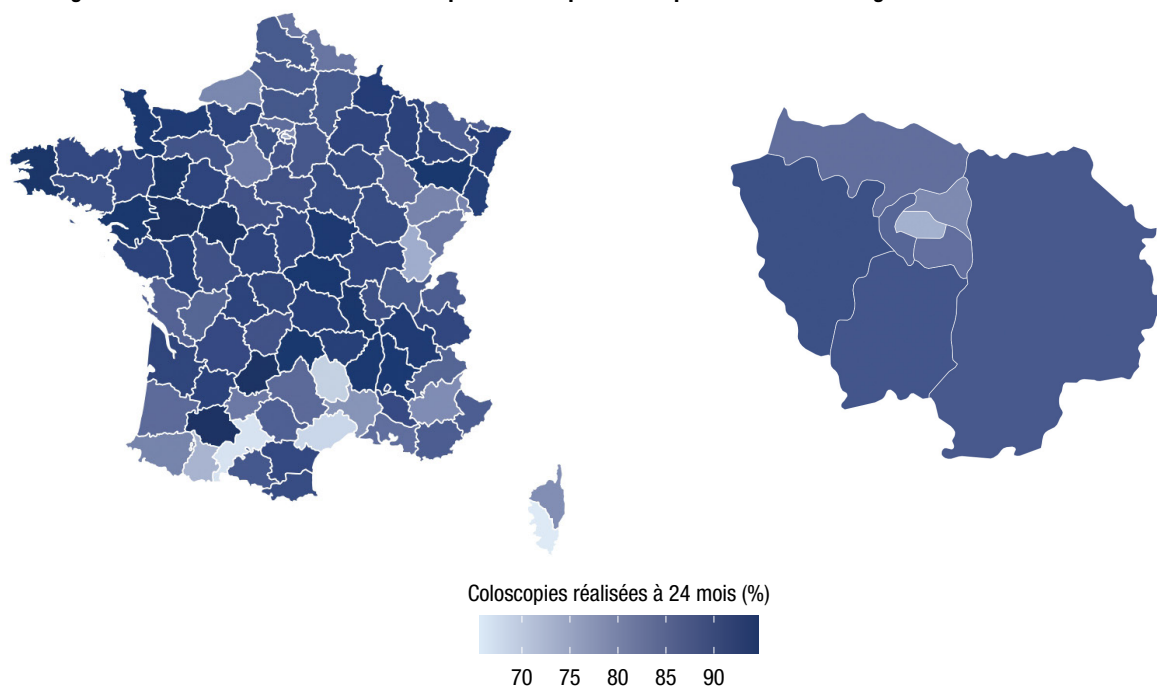
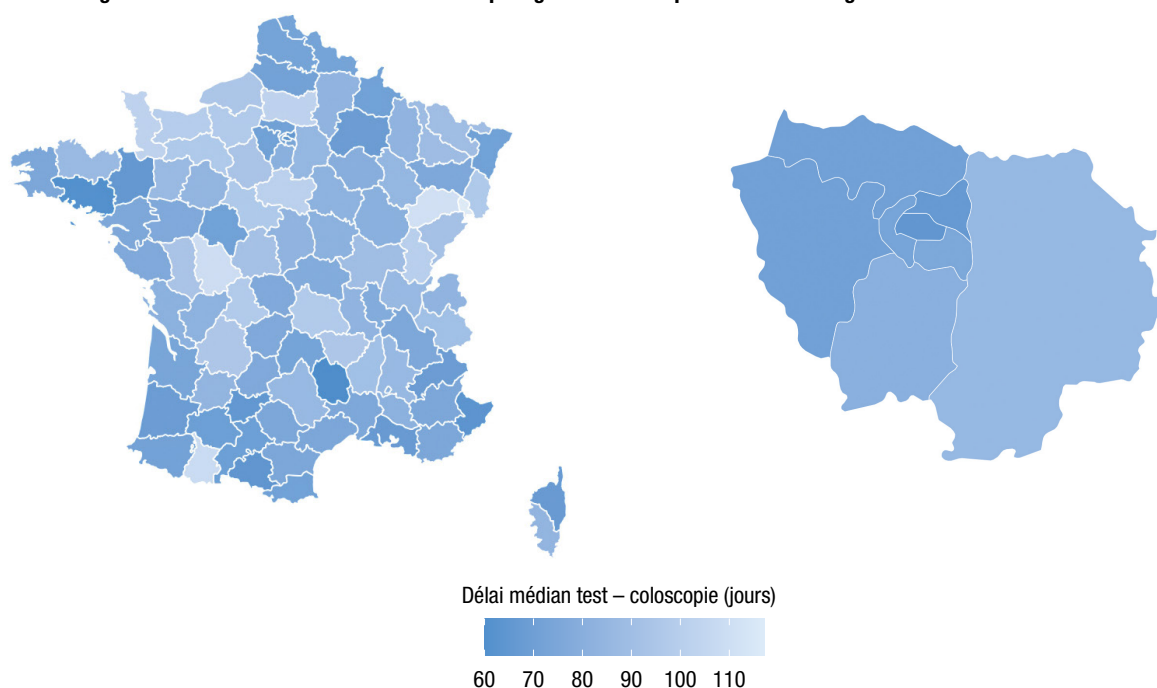


Figure 2b : Délais médians entre le test de dépistage et la coloscopie en France hexagonale et zoom sur l'Île-de-France



FIT : *Fecal Immunochemical Test* (test immunologique fécal).

des recommandations européennes pour le délai de réalisation de la coloscopie après un FIT positif pourrait être envisagée, avec un délai plus en adéquation avec l'offre de soins, à 3 ou 6 mois. Cela est particulièrement important pour les régions avec des difficultés d'accès à la coloscopie, où les individus pourraient perdre confiance dans le programme de dépistage devant l'inadéquation entre le délai recommandé et la réalité du délai proposé sur le terrain. Cependant, ce message ne doit pas avoir d'impact sur l'importance

de programmer une coloscopie à la suite d'un test positif, tout en respectant un délai raisonnable pour limiter l'angoisse des individus avec un résultat positif et éviter les pertes de vue ne réalisant pas cet examen.

Les résultats mettent en évidence une forte hétérogénéité territoriale, avec des taux de coloscopie à 3 mois variant de 26% à 71% selon les départements. Parmi les territoires présentant les délais médians les plus longs avant coloscopie, on retrouve le Territoire

Tableau 2

Régressions logistiques analysant l'impact de facteurs sociodémographiques sur la réalisation de la coloscopie aux 3 temps d'étude

	Coloscopie à 1 mois		Coloscopie à 3 mois		Coloscopie à 24 mois	
	OR brut	ORa	OR brut	ORa	OR brut	ORa
Classe d'âge						
[49-54] ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
[55-59] ans	1,04 [1,00-1,09]	1,03 [0,97-1,08]	1,10 [1,08-1,12]	1,02 [0,99-1,04]	1,12 [1,09-1,15]	0,93 [0,90-0,95]
[60-64] ans	1,07 [1,03-1,12]	1,09 [1,04-1,15]	1,18 [1,16-1,20]	1,07 [1,05-1,09]	1,23 [1,20-1,26]	0,97 [0,94-1,00]
[65-69] ans	1,07 [1,03-1,12]	1,07 [1,02-1,13]	1,19 [1,17-1,21]	1,07 [1,05-1,09]	1,26 [1,23-1,29]	0,95 [0,92-0,98]
[70-75] ans	1,01 [0,97-1,05]	1,02 [0,97-1,08]	1,12 [1,10-1,14]	1,01 [0,99-1,03]	1,14 [1,12-1,17]	0,86 [0,84-0,89]
Sexe						
Hommes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Femmes	1,16 [1,13-1,19]	1,14 [1,11-1,17]	1,07 [1,06-1,08]	1,07 [1,05-1,08]	1,05 [1,04-1,07]	1,05 [1,03-1,07]
Année						
2016	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2017	1,09 [1,05-1,13]	1,07 [1,02-1,11]	1,05 [1,03-1,07]	1,08 [1,06-1,1]	0,86 [0,84-0,88]	0,92 [0,89-0,94]
2018	0,89 [0,86-0,92]	0,91 [0,87-0,95]	0,92 [0,90-0,93]	0,94 [0,93-0,96]	0,84 [0,82-0,86]	0,86 [0,84-0,89]
2019	0,71 [0,68-0,74]	0,73 [0,69-0,76]	0,81 [0,79-0,82]	0,84 [0,82-0,85]	0,64 [0,63-0,66]	0,67 [0,65-0,69]
2020	0,73 [0,70-0,76]	0,76 [0,73-0,80]	0,63 [0,62-0,64]	0,63 [0,62-0,64]	0,61 [0,60-0,63]	0,61 [0,60-0,63]
Premier dépistage						
Non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	1,00 [0,97-1,03]	0,97 [0,93-1,00]	0,81 [0,80-0,82]	0,80 [0,79-0,81]	0,61 [0,60-0,62]	0,60 [0,59-0,61]
Envoi des résultats au médecin traitant						
Oui	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Non	0,46 [0,42-0,52]	0,43 [0,38-0,48]	0,59 [0,57-0,61]	0,59 [0,57-0,61]	0,46 [0,44-0,48]	0,49 [0,47-0,51]
FDep (quintiles)						
1 ^{er} quintile	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e quintile	0,75 [0,73-0,78]	0,94 [0,89-0,98]	0,92 [0,90-0,93]	0,89 [0,87-0,91]	1,07 [1,04-1,10]	0,84 [0,81-0,87]
3 ^e quintile	0,71 [0,68-0,73]	0,87 [0,83-0,92]	0,90 [0,88-0,91]	0,85 [0,83-0,87]	1,06 [1,03-1,09]	0,77 [0,74-0,79]
4 ^e quintile	0,60 [0,57-0,62]	0,83 [0,79-0,88]	0,84 [0,83-0,86]	0,81 [0,79-0,83]	1,08 [1,05-1,10]	0,73 [0,71-0,76]
5 ^e quintile	0,56 [0,53-0,58]	0,80 [0,76-0,84]	0,77 [0,76-0,78]	0,76 [0,74-0,77]	0,91 [0,88-0,93]	0,66 [0,64-0,68]
APL-MG<2,5						
Non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	0,85 [0,81-0,89]	0,94 [0,89-0,98]	0,92 [0,91-0,94]	1,00 [0,98-1,02]	1,08 [1,05-1,11]	1,00 [0,97-1,03]

Note : Régressions logistiques uni et multivariées pour la réalisation de la coloscopie à chaque délai. Les OR ajustés présentent les résultats avec un ajustement sur la classe d'âge, le sexe, le département de résidence, l'année de réalisation du test de dépistage, le fait que ce soit un premier dépistage (oui/non), l'envoi des résultats au médecin traitant (oui/non), le FDep (en quintiles), l'APL-MG<2,5 (oui/non). Analyses multivariées réalisées sur n=439 088 individus à 1, 3 et 24 mois.

Réf. : valeur de référence ; OR : odds ratio ; ORa : odds ratio ajustés ; FDep : *French Deprivation Index* (indice français de désavantage social) ; APL-MG : accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes.

de Belfort (117 jours), la Haute-Saône (111 jours) ou encore la Vienne (109 jours). Cette variabilité géographique suggère des différences d'organisation locale et de ressources disponibles. Elle mérite une réflexion afin de réduire ces inégalités territoriales et d'améliorer l'équité de prise en charge des bénéficiaires.

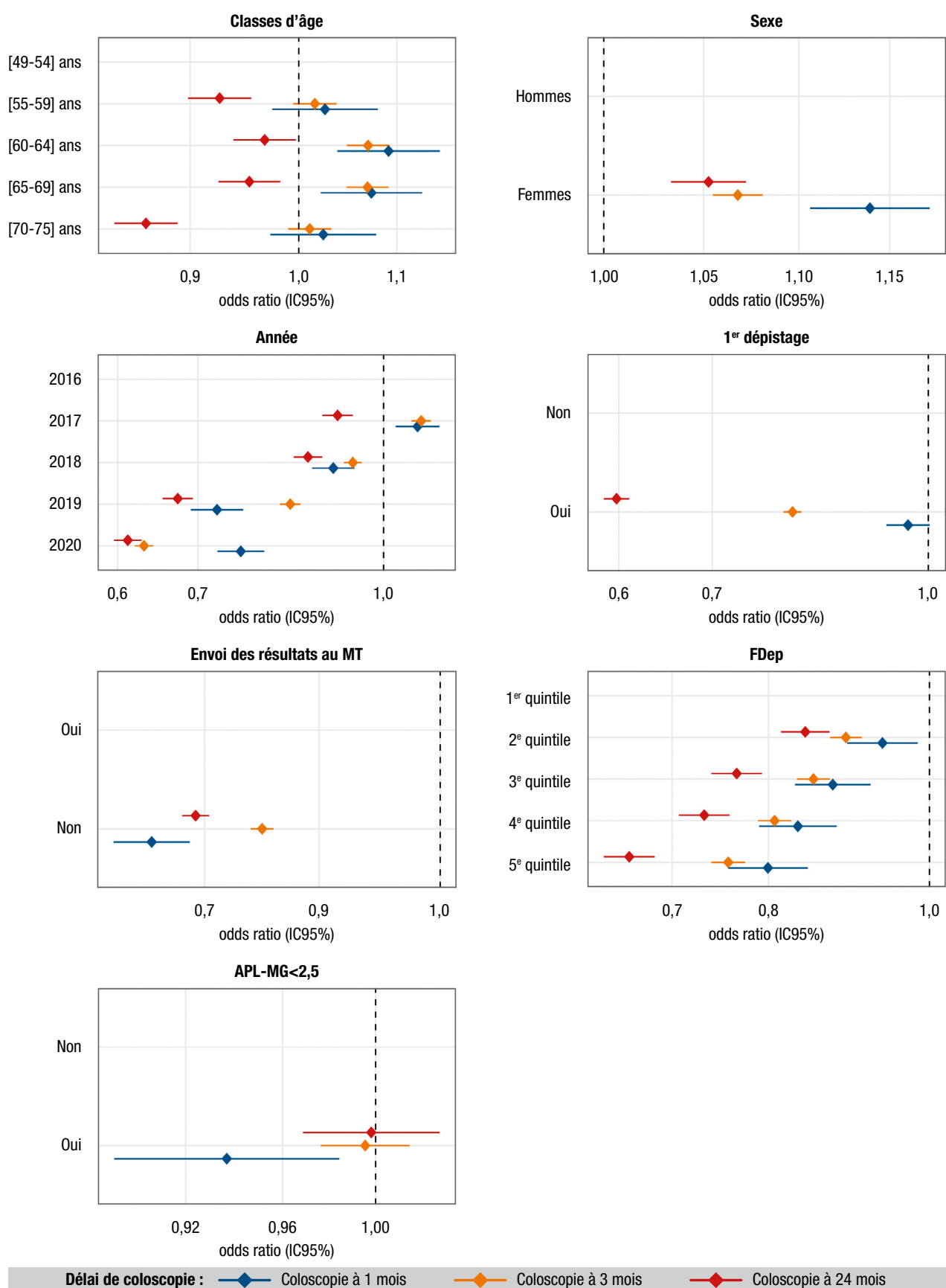
Une faible accessibilité géographique aux médecins généralistes, mesurée par une APL-MG inférieure à 2,5, ne semble pas influencer significativement le recours à la coloscopie, à l'exception d'un effet modeste à 1 mois. Ce seuil d'APL-MG a été retenu car il correspond à la définition proposée par la

Drees pour identifier les zones les moins bien dotées en médecins généralistes¹⁰. Il est probable que ce marqueur soit un proxy insuffisant pour appréhender les freins à l'accès aux soins spécialisés en gastro-entérologie.

En revanche, l'identification d'un médecin traitant destinataire des résultats du test apparaît comme un déterminant majeur de la réalisation de la coloscopie, avec une probabilité de recours près de deux fois plus élevée à chacun des délais étudiés. Ce résultat souligne le rôle central d'un parcours de soins coordonné et l'importance d'un relais médical en post-

Figure 3

Diagramme en forêt représentant les odds ratio ajustés de la réalisation de la coloscopie (1, 3 et 24 mois après les résultats du test de dépistage)



IC95% : intervalle de confiance à 95% ; MT : médecin traitant ; APL-MG : accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes ; FDep : *French Deprivation Index* (indice français de désavantage social) avec un 1^{er} quintile (le plus favorisé) et un 5^e quintile : (le moins favorisé).

dépistage. Il met en évidence la nécessité de renforcer l'accompagnement des personnes sans médecin traitant, notamment via l'action des CRCDC, afin de limiter les ruptures de prise en charge.

Par ailleurs, cette étude montre un gradient clair et significatif selon le niveau de désavantage social de la commune de résidence : plus le FDep est élevé, plus la probabilité de réalisation de la coloscopie diminue, et ce quel que soit le seuil temporel analysé. Ces résultats s'inscrivent dans une littérature déjà riche sur les déterminants sociaux de la participation aux dépistages, et plus précisément au dépistage du CCR^{20,21}. Les résultats présentés ici montrent que ces inégalités ont aussi des conséquences sur la prise en charge pour les personnes ayant franchi cette première étape de la participation. Ils suggèrent un effet cumulatif des barrières sociales tout au long du parcours de dépistage et plaident pour la mise en place d'actions ciblées auprès des publics les plus vulnérables, afin de soutenir non seulement la participation, mais également le suivi en cas de test positif.

Concernant les autres déterminants individuels, nos analyses ont confirmé le rôle de plusieurs facteurs dans le recours à la coloscopie. Le sexe féminin est associé à une probabilité plus élevée de réalisation de l'examen, quel que soit le délai, avec un effet plus marqué à 1 mois. Ce résultat est cohérent avec les données montrant une participation plus importante des femmes pour la réalisation du test de dépistage²², suggérant une implication plus forte dans les démarches de dépistage et de suivi des prises en charge préconisées.

Les résultats montrent une dynamique contrastée de la réalisation de la coloscopie selon l'âge. Les personnes âgées de 60 à 69 ans semblent les plus susceptibles de réaliser rapidement la coloscopie après un FIT positif (à 1 et 3 mois), ce qui pourrait refléter une meilleure sensibilisation, une autonomie fonctionnelle et une disponibilité suffisante pour engager rapidement le parcours de soins. En revanche, les personnes les plus âgées (70-75 ans) présentent une probabilité plus faible de réalisation de la coloscopie à 24 mois, ce qui pourrait s'expliquer par des freins multiples : comorbidités plus fréquentes, réticences des professionnels ou des patients à réaliser cet examen. L'absence de données de mortalité ne permet pas d'explorer l'hypothèse de décès dans l'intervalle. Ces résultats suggèrent qu'un accompagnement ciblé pourrait être pertinent à la fois pour les plus jeunes, chez qui la compliance à court terme est moindre, et pour les plus âgés, chez qui le risque de non-réalisation est plus important à long terme.

Enfin, le fait d'être primo-dépisté apparaît également comme un facteur défavorable, en particulier pour les délais longs. La meilleure adhésion chez les personnes ayant une expérience préalable du dépistage pourrait être favorisée par une compréhension renforcée des enjeux du dépistage, une familiarité accrue avec les étapes du parcours, ainsi qu'un suivi médical potentiellement plus régulier.

Parmi les forces de cette étude figurent la taille de l'échantillon et l'exhaustivité des données issues du programme national, ce qui garantit la représentativité de la population. Toutefois, certaines limites doivent être soulignées. Les départements et régions d'outre-mer n'ont pas été inclus en raison de l'indisponibilité du FDep pour ces territoires. Il serait pertinent d'explorer, dans de futurs travaux, si les dynamiques observées en France hexagonale se retrouvent également dans ces territoires où les contextes géographiques, sanitaires et sociaux diffèrent sensiblement. Par ailleurs, certaines variables présentaient des données manquantes, notamment la transmission des résultats au médecin traitant qui n'était pas connue pour certains départements. De plus, l'absence de données individuelles pour les aspects socio-économiques et d'accès aux soins a conduit à recourir à des indicateurs agrégés, avec les limites que cela comporte. Enfin, l'absence d'indicateurs spécifiques de l'accessibilité au gastro-entérologue limite la compréhension des freins d'ordre structurel en matière de délai de réalisation de la coloscopie, en complément de l'accès aux soins de premier recours.

Conclusion

En conclusion, cette étude met en évidence des proportions insuffisantes et des délais longs de réalisation de la coloscopie après un FIT positif, ainsi que des disparités importantes selon les caractéristiques démographiques, sociales et géographiques. Ces résultats soulignent la nécessité de renforcer l'accompagnement des personnes tout au long du parcours, en particulier les plus vulnérables. Le développement de circuits spécifiques pourrait faciliter l'accès à la coloscopie après un test positif avec une prise en charge rapide, notamment pour les publics les plus à risque de rupture de parcours. Cela pourrait contribuer à améliorer l'efficacité globale du programme de dépistage et à en réduire les inégalités d'accès. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Références

- [1] Mandel JS, Church TR, Bond JH, Ederer F, Geisser MS, Mongin SJ, *et al.* The effect of fecal occult-blood screening on the incidence of colorectal cancer. *N Engl J Med.* 2000;343(22):1603-7.
- [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] Faivre J, Dancourt V, Lejeune C, Tazi MA, Lamour J, Gerard D, *et al.* Reduction in colorectal cancer mortality by fecal occult blood screening in a French controlled study. *Gastroenterology.* 2004;126(7):1674-80.
- [4] Cardoso R, Guo F, Heisser T, Hackl M, Ihle P, De Schutter H, *et al.* Colorectal cancer incidence, mortality, and stage distribution in European countries in the colorectal cancer screening era: An international population-based study. *Lancet Oncol.* 2021;22(7):1002-13.

- [5] Valori R, Rey JF, Atkin W, Bretthauer M, Senore C, Hoff G, *et al.* European guidelines for quality assurance in colorectal cancer screening and diagnosis. First Edition – Quality assurance in endoscopy in colorectal cancer screening and diagnosis. Endoscopy. 2012;44(Suppl 3):SE88-SE105.
- [6] Quintin C, D'Arco A, Plaine J. Dépistages organisés. Indicateurs de performance du programme national de dépistage organisé du cancer colorectal. Période 2020-2021. Édition nationale. Saint-Maurice: Santé publique France; 2024. 8 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/documents/bulletin-national/indicateurs-de-performance-du-programme-national-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-periode-2020-2021>.
- [7] Windenberger F, Rican S, Jouglu E, Rey G. Spatiotemporal association between deprivation and mortality: Trends in France during the nineties. Eur J Public Health. 2012;22(3):347-53.
- [8] Rey G, Rican S, Jouglu E. Mesure des inégalités de mortalité par cause de décès. Approche écologique à l'aide d'un indice de désavantage social. Bull Epidemiol Hebd. 2011;(8-9):87-90. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/mesure-des-inegalites-de-mortalite-par-cause-de-deces.-approche-ecologique-a-l-aide-d-un-indice-de-desavantage-social>
- [9] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL). Paris: Drees; 2020. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/lindicateur-daccessibilite-potentielle-localisee-apl>.
- [10] Vergier N, Chaput H. Déserts médicaux : comment les définir ? Comment les mesurer ? Les dossiers de la Drees. 2017;17:1-63. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/deserts-medicaux-comment-les-definir-comment-les-mesurer>.
- [11] République française. Arrêté du 16 janvier 2024 relatif aux programmes de dépistages organisés des cancers. JORF. 2024;(0021). <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000049025564>.
- [12] Zorzi M, Battagello J, Selby K, Capodaglio G, Baracco S, Rizzato S, *et al.* Non-compliance with colonoscopy after a positive faecal immunochemical test doubles the risk of dying from colorectal cancer. Gut. 2022;71(3):561-7.
- [13] Zhu Y, Li X, Hu Y, Chen K, Zheng S, Ding K, *et al.* Nonadherence to referral colonoscopy after positive fecal immunochemical test results increases the risk of distal colorectal cancer mortality. Gastroenterology. 2023;165(6):1558-60.e4.
- [14] Lee YC, Fann JCY, Chiang TH, Chuang SL, Chen SLS, Chiu HM, *et al.* Time to colonoscopy and risk of colorectal cancer in patients with positive results from fecal immunochemical tests. Clin Gastroenterol Hepatol. 2019;17(7):1332-40.e3.
- [15] Moss S, Ancelle-Park R, Brenner H. European guidelines for quality assurance in colorectal cancer screening and diagnosis. First Edition: Evaluation and interpretation of screening outcomes. Endoscopy. 2012;44(S03):SE49-SE64.
- [16] Corley DA, Jensen CD, Quinn VP, Doubeni CA, Zauber AG, Lee JK, *et al.* Association between time to colonoscopy after a positive fecal test result and risk of colorectal cancer and cancer stage at diagnosis. JAMA. 2017;317(16):1631-41.
- [17] Zorzi M, Hassan C, Capodaglio G, Baracco M, Antonelli G, Bovo E, *et al.* Colonoscopy later than 270 days in a fecal immunochemical test-based population screening program is associated with higher prevalence of colorectal cancer. Endoscopy. 2020;52(10):871-6.
- [18] San Miguel Y, Demb J, Martinez ME, Gupta S, May FP. Time to colonoscopy after abnormal stool-based screening and risk for colorectal cancer incidence and mortality. Gastroenterology. 2021;160(6):1997-2005.e3.
- [19] Grancher A, Denis B, Plaine J, Vidal-Sengchanh S, Quertier MC, Quintin C, *et al.* Does a long time to colonoscopy after a positive faecal immunochemical test result have a deleterious impact on colorectal cancer outcomes? A nationwide cohort study. Gut. 2025;gutjnl-2025-336036.
- [20] Pernet C, Dejardin O, Morlais F, Bouvier V, Launoy G. Socioeconomic determinants for compliance to colorectal cancer screening. A multilevel analysis. J Epidemiol Community Health. 2010;64(4):318-24.
- [21] Luo Z, Dong X, Wang C, Cao W, Zheng Y, Wu Z, *et al.* Association between socioeconomic status and adherence to fecal occult blood tests in colorectal cancer screening programs: Systematic review and meta-analysis of observational studies. JMIR Public Health Surveill. 2023;31(9):e48150 2023.
- [22] Quintin C, D'Arco A, Plaine J. Dépistages organisés. Participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal. Période 2022-2023 et évolution depuis 2010. Édition nationale. Saint-Maurice: Santé publique France; 2025. 15 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/documents/bulletin-national/participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-periode-2022-2023-et-evolution-depuis-2010>.

Citer cet article

Barret L, Grancher A, Balamou C, Soler-Michel P, Lhotte M, Quintin C, *et al.* Recours à la coloscopie après un test de dépistage positif : analyse des délais et des facteurs associés à la non-réalisation, en France hexagonale entre 2016 et 2020. Bull Epidemiol Hebd. 2026;(7):114-25. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2026/7/2026_7_2.html

Cet article est sous licence internationale *Creative Commons Attribution 4.0*. qui autorise sans restriction l'utilisation, la diffusion, et la reproduction sur quelque support que ce soit, sous réserve de citation correcte de la publication originale.



Tableau supplémentaire 1 : Description des résultats sur la réalisation de la coloscopie aux 3 temps d'étude et les délais médians de réalisation de la coloscopie par département

Département	N personnes avec un test positif	N coloscopies réalisée à 1 mois (%)	N coloscopies réalisée à 3 mois (%)	N coloscopies réalisée à 24 mois (%)	Délai médian de réalisation de la coloscopie (en jours)
01	5 126	156 (3,04%)	2 463 (48,05%)	4 467 (87,14%)	86
02	5 052	181 (3,58%)	2 504 (49,56%)	4 400 (87,09%)	83
03	3 688	134 (3,63%)	2 123 (57,57%)	3 428 (92,95%)	78
04	1 575	68 (4,32%)	848 (53,84%)	1 247 (79,17%)	75
05	1 093	43 (3,93%)	660 (60,38%)	932 (85,27%)	69
06	6 707	787 (11,73%)	4 005 (59,71%)	5 800 (86,48%)	64
07	2 576	76 (2,95%)	1 231 (47,79%)	2 385 (92,59%)	90
08	2 979	149 (5,00%)	1 908 (64,05%)	2 737 (91,88%)	71
09	1 339	69 (5,15%)	885 (66,09%)	1 169 (87,30%)	65
10	3 160	109 (3,45%)	1 675 (53,01%)	2 827 (89,46%)	79
11	3 120	168 (5,38%)	1 829 (58,62%)	2 809 (90,03%)	75
12	2 235	47 (2,10%)	1 050 (46,98%)	1 893 (84,70%)	86
13	15 316	1 361 (8,89%)	8 822 (57,60%)	12 824 (83,73%)	68
14	6 028	150 (2,49%)	2 502 (41,51%)	5 551 (92,09%)	98
15	1 586	61 (3,85%)	1 003 (63,24%)	1 475 (93,00%)	73
16	3 067	83 (2,71%)	1 576 (51,39%)	2 618 (85,36%)	82
17	6 127	229 (3,74%)	3 243 (52,93%)	5 245 (85,60%)	81
18	3 577	71 (1,98%)	1 875 (52,42%)	3 223 (90,10%)	83
19	2 223	120 (5,40%)	1 230 (55,33%)	1 961 (88,21%)	77
21	4 232	128 (3,02%)	2 297 (54,28%)	3 779 (89,30%)	80
22	5 365	148 (2,76%)	2 653 (49,45%)	4 826 (89,95%)	87
23	1 330	40 (3,01%)	762 (57,29%)	1 200 (90,23%)	77
24	4 185	88 (2,10%)	1 784 (42,63%)	3 756 (89,75%)	95
25	4 965	104 (2,09%)	2 056 (41,41%)	4 080 (82,18%)	91
26	4 049	121 (2,99%)	2 076 (51,27%)	3 752 (92,66%)	86
27	6 170	213 (3,45%)	2 591 (41,99%)	5 588 (90,57%)	97
28	4 024	112 (2,78%)	1 619 (40,23%)	3 292 (81,81%)	93
29	7 468	321 (4,30%)	4 546 (60,87%)	6 996 (93,68%)	75
2A	662	24 (3,63%)	244 (36,86%)	434 (65,56%)	84
2B	836	42 (5,02%)	479 (57,30%)	659 (78,83%)	68
30	5 841	200 (3,42%)	2 882 (49,34%)	4 548 (77,86%)	76
31	7 857	329 (4,19%)	3 664 (46,63%)	5 212 (66,34%)	70
32	1 835	109 (5,94%)	1 183 (64,47%)	1 735 (94,55%)	70
33	12 773	619 (4,85%)	7 484 (58,59%)	11 545 (90,39%)	74
34	7 951	285 (3,58%)	3 611 (45,42%)	5 434 (68,34%)	75
35	9 337	590 (6,32%)	6 160 (65,97%)	8 416 (90,14%)	67
36	2 543	66 (2,60%)	1 180 (46,40%)	2 303 (90,56%)	91
37	5 144	363 (7,06%)	3 143 (61,10%)	4 839 (94,07%)	71
38	11 245	690 (6,14%)	6 542 (58,18%)	10 351 (92,05%)	76
39	2 665	43 (1,61%)	879 (32,98%)	1 978 (74,22%)	100
40	4 538	272 (5,99%)	2 634 (58,04%)	3 832 (84,44%)	69
41	3 772	65 (1,72%)	1 564 (41,46%)	3 327 (88,20%)	96
42	6 120	336 (5,49%)	3 289 (53,74%)	5 714 (93,37%)	83
43	2 122	84 (3,96%)	926 (43,64%)	1 940 (91,42%)	95



Tableau supplémentaire 1 (suite)

Département	N personnes avec un test positif	N coloscopies réalisée à 1 mois (%)	N coloscopies réalisée à 3 mois (%)	N coloscopies réalisée à 24 mois (%)	Délai médian de réalisation de la coloscopie (en jours)
44	11 206	540 (4,82%)	6 728 (60,04%)	10 437 (93,14%)	76
45	6 377	89 (1,40%)	2 382 (37,35%)	5 628 (88,25%)	102
46	1 885	51 (2,71%)	1 177 (62,44%)	1 780 (94,43%)	77
47	3 098	81 (2,61%)	1 612 (52,03%)	2 817 (90,93%)	84
48	515	42 (8,16%)	270 (52,43%)	356 (69,13%)	60
49	7 426	270 (3,64%)	4 345 (58,51%)	7 027 (94,63%)	77
50	5 473	76 (1,39%)	2 155 (39,38%)	5 068 (92,60%)	103
51	5 689	379 (6,66%)	3 610 (63,46%)	5 145 (90,44%)	69
52	2 082	53 (2,55%)	975 (46,83%)	1 764 (84,73%)	85
53	2 805	84 (2,99%)	1 446 (51,55%)	2 629 (93,73%)	87
54	7 443	238 (3,20%)	3 606 (48,45%)	6 736 (90,50%)	88
55	2 074	80 (3,86%)	1 070 (51,59%)	1 886 (90,94%)	83
56	6 460	466 (7,21%)	4 588 (71,02%)	5 761 (89,18%)	61
57	10 554	298 (2,82%)	4 819 (45,66%)	9 109 (86,31%)	89
58	2 445	104 (4,25%)	1 339 (54,76%)	2 258 (92,35%)	81
59	18 734	944 (5,04%)	10 361 (55,31%)	15 486 (82,66%)	73
60	6 082	134 (2,20%)	2 263 (37,21%)	5 320 (87,47%)	103
61	3 095	47 (1,52%)	1 270 (41,03%)	2 724 (88,01%)	96
62	13 171	571 (4,34%)	7 669 (58,23%)	11 466 (87,05%)	73
63	6 298	125 (1,98%)	2 661 (42,25%)	5 767 (91,57%)	97
64	5 837	287 (4,92%)	3 129 (53,61%)	4 701 (80,54%)	72
65	2 363	46 (1,95%)	655 (27,72%)	1 732 (73,30%)	108
66	4 977	365 (7,33%)	2 979 (59,86%)	4 443 (89,27%)	71
67	11 027	1 077 (9,77%)	6 817 (61,82%)	10 130 (91,87%)	71
68	8 812	214 (2,43%)	3 870 (43,92%)	8 073 (91,61%)	96
69	10 977	527 (4,80%)	5 956 (54,26%)	9 737 (88,70%)	78
70	2 366	34 (1,44%)	697 (29,46%)	1 899 (80,26%)	111
71	6 378	161 (2,52%)	3 020 (47,35%)	5 750 (90,15%)	89
72	5 223	105 (2,01%)	2 713 (51,94%)	4 729 (90,54%)	84
73	3 824	113 (2,96%)	1 794 (46,91%)	3 447 (90,14%)	90
74	5 925	195 (3,29%)	2 983 (50,35%)	5 143 (86,80%)	83
75	9 905	866 (8,74%)	5 098 (51,47%)	7 311 (73,81%)	65
76	11 603	272 (2,34%)	4 532 (39,06%)	9 266 (79,86%)	94
77	10 632	506 (4,76%)	5 124 (48,19%)	9 291 (87,39%)	85
78	8 904	906 (10,18%)	5 083 (57,09%)	7 903 (88,76%)	71
79	3 285	63 (1,92%)	1 488 (45,30%)	3 020 (91,93%)	93
80	4 898	242 (4,94%)	2 830 (57,78%)	4 258 (86,93%)	72
81	3 562	140 (3,93%)	2 006 (56,32%)	3 070 (86,19%)	75
82	2 328	149 (6,40%)	1 368 (58,76%)	1 912 (82,13%)	66
83	8 849	561 (6,34%)	4 821 (54,48%)	7 661 (86,57%)	75
84	4 478	192 (4,29%)	2 317 (51,74%)	4 011 (89,57%)	81
85	7 103	216 (3,04%)	4 095 (57,65%)	6 448 (90,78%)	77
86	3 589	61 (1,70%)	1 221 (34,02%)	3 180 (88,60%)	109
87	3 345	63 (1,88%)	1 371 (40,99%)	3 036 (90,76%)	97
88	4 465	144 (3,23%)	2 657 (59,51%)	4 152 (92,99%)	76
89	3 776	111 (2,94%)	2 011 (53,26%)	3 372 (89,30%)	82



Tableau supplémentaire 1 (suite)

Département	N personnes avec un test positif	N coloscopies réalisée à 1 mois (%)	N coloscopies réalisée à 3 mois (%)	N coloscopies réalisée à 24 mois (%)	Délai médian de réalisation de la coloscopie (en jours)
90	1 335	19 (1,42%)	347 (25,99%)	1 071 (80,22%)	117
91	9 053	529 (5,84%)	4 751 (52,48%)	7 956 (87,88%)	80
92	8 410	643 (7,65%)	4 544 (54,03%)	7 162 (85,16%)	73
93	9 426	827 (8,77%)	5 168 (54,83%)	7 487 (79,43%)	67
94	9 229	618 (6,70%)	4 767 (51,65%)	7 717 (83,62%)	75
95	8 275	514 (6,21%)	4 557 (55,07%)	6 943 (83,90%)	71
Total	530 674	24 892 (4,69%)	276 795 (52,16%)	461 702 (87,00%)	80

Tableau supplémentaire 2 : Régressions logistiques analysant l'impact de facteurs sociodémographiques sur la réalisation de la coloscopie aux 3 temps d'étude

	Coloscopie à 1 mois (ORa)	Coloscopie à 3 mois (ORa)	Coloscopie à 24 mois (ORa)
Classe d'âge			
[49-54] ans	Réf.	Réf.	Réf.
[55-59] ans	1,04 [1,00-1,09]	1,02 [1,00-1,04]	0,92 [0,90-0,95]
[60-64] ans	1,10 [1,06-1,16]	1,08 [1,06-1,10]	0,97 [0,95-1,00]
[65-69] ans	1,10 [1,05-1,15]	1,08 [1,06-1,10]	0,96 [0,94-0,99]
[70-75] ans	1,04 [0,99-1,09]	1,03 [1,01-1,05]	0,87 [0,85-0,90]
Sexe			
Hommes	Réf.	Réf.	Réf.
Femmes	1,14 [1,11-1,17]	1,07 [1,06-1,08]	1,06 [1,04-1,08]
Année			
2016	Réf.	Réf.	Réf.
2017	1,06 [1,02-1,1]	1,07 [1,05-1,09]	0,93 [0,9-0,95]
2018	0,88 [0,85-0,91]	0,92 [0,90-0,93]	0,85 [0,83-0,87]
2019	0,69 [0,66-0,73]	0,8 [0,78-0,81]	0,64 [0,62-0,65]
2020	0,73 [0,7-0,76]	0,62 [0,61-0,63]	0,60 [0,59-0,62]
Premier dépistage			
Non	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	0,99 [0,95-1,02]	0,81 [0,80-0,82]	0,61 [0,60-0,63]
FDep (quintiles)			
1 ^{er} quintile	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e quintile	0,94 [0,90-0,98]	0,90 [0,88-0,91]	0,86 [0,83-0,88]
3 ^e quintile	0,87 [0,83-0,91]	0,85 [0,83-0,87]	0,77 [0,75-0,8]
4 ^e quintile	0,82 [0,79-0,86]	0,81 [0,79-0,83]	0,74 [0,72-0,77]
5 ^e quintile	0,79 [0,75-0,84]	0,76 [0,74-0,77]	0,66 [0,64-0,68]
APL-MG<2,5			
Non	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	0,93 [0,89-0,98]	0,99 [0,97-1,01]	0,99 [0,97-1,02]

Note : Analyses de sensibilité n'incluant pas la variable d'ajustement sur l'envoi des résultats du test au médecin traitant.

Régressions logistiques multivariées pour la réalisation de la coloscopie à chaque délai. Les OR ajustés présentent les résultats avec un ajustement sur la classe d'âge, le sexe, le département de résidence, l'année de réalisation du test de dépistage, le fait que ce soit un premier dépistage (oui/non), le FDep (en quintiles), l'APL-MG<2,5 (oui/non). Analyses multivariées réalisées sur n=509 937 individus à 1, 3 et 24 mois.

OR : odds ratio ; ORa : odds ratio ajustés ; FDep : *French Deprivation Index* (indice français de désavantage social) ; APL-MG : accessibilité potentielle localisée aux médecins généralistes.