BEH Bulletin épidémiologique hebdomadaire

Santé publique France

N° 26 | 13 décembre 2022

SOMMAIRE // Contents

ARTICLE // Article

Prévalence nationale et régionale du tabagisme en France en 2021 parmi les 18-75 ans, d'après le Baromètre de Santé publique France
// National and regional prevalence of smoking in France in 2021 among 18-75 years old, according to the Santé publique France health barometer ..... p. 470

Anne Pasquereau et coll.
Santé publique France, Saint Maurice

ARTICLE // Article

Investigation de cas groupés d'infection à SARS-CoV-2 dans la station balnéaire de Quiberon, Bretagne, juillet-août 2020
// Investigation of cluster of a SARS-CoV-2 infections in the seaside resort, Quiberon, Brittany, France, July-August 2020 ..... p. 481

Gwénola Picard et coll.
Santé publique France – Bretagne, Rennes

ARTICLE // Article

Tendances de mortalité intra et extra-hospitalière par syndrome coronaire aigu chez les 35-74 ans dans les trois registres français de cardiopathies ischémiques : résultats sur la période 2004-2018
// Trends of in-hospital and out-of-hospital mortality due to acute coronary syndrome among 35-74 years-old: Results from the three French ischemic heart disease registries for the period 2004-2018 ..... p. 488

Katia Biasch et coll.
Laboratoire d'épidémiologie et de santé publique, Université de Strasbourg

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 : Laëtitia Huiart, directrice scientifique, adjointe à la directrice générale de Santé publique France
Rédactrice en chef : Valérie Colombani-Cocuron, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Frédérique Biton-Debernardi
Responsable du contenu en anglais : Chloë Chester
Secrétariat de rédaction : Valérie Contactsis, Léa Manchec
Comité de rédaction : Raphaël Andler, Santé publique France ; Thierry Blanchon, Iplesp ; Florence Bodeau-Livinec, EHESP ; Julie Boudet-Berquier, Santé publique France ; Kathleen Chami, Santé publique France ; Bertrand Gagnière, Santé publique France - Bretagne ; Isabelle Grémy, ORS Île-de-France ; Anne Guinard / Damien Mouly, Santé publique France - Occitanie ; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France ; Philippe Magne, Centre national de gestion des praticiens hospitaliers et des personnels de direction de la fonction publique hospitalière ; Valérie Olié, Santé publique France ; Alexia Peyronnet, Santé publique France ; Hélène Therre, Santé publique France ; Sophie Vaux, Santé publique France ; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : https://www.santepubliquefrance.fr
Prépresse : Luminess
ISSN : 1953-8030

PRÉVALENCE NATIONALE ET RÉGIONALE DU TABAGISME EN FRANCE EN 2021 PARMI LES 18-75 ANS, D'APRÈS LE BAROMÈTRE DE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE

// NATIONAL AND REGIONAL PREVALENCE OF SMOKING IN FRANCE IN 2021 AMONG 18-75 YEAR OLDS, ACCORDING TO THE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE HEALTH BAROMETER

Anne Pasquereau (anne.pasquereau@santepubliquefrance.fr), Raphaël Andler, Romain Guignard, Arnaud Gautier, Noémie Soullier, Jean-Baptiste Richard, François Beck, Viêt Nguyen-Thanh

Santé publique France, Saint Maurice

Soumis le 29.08.2022 // *Date of submission: 08.29.2022*

Résumé // Abstract

Introduction – Après une baisse du tabagisme d'ampleur inédite en France entre 2014 et 2019, la prévalence s'est stabilisée en 2020. Dans un contexte de crise liée à la Covid-19, l'objectif principal de cette étude est d'estimer la prévalence du tabagisme en 2021 et de décrire son évolution récente.

Méthode – Les données utilisées proviennent du Baromètre de Santé publique France, enquête téléphonique sur échantillon aléatoire auprès de la population des 18-85 ans résidant en France, menée entre février et décembre 2021, auprès d'un échantillon total de 24 514 individus en métropole, et 6 519 individus dans les départements et régions d'outre-mer (DROM).

Résultats – En 2021, en France métropolitaine, plus de 3 personnes de 18-75 ans sur 10 déclaraient fumer (31,9%) et un quart déclaraient fumer quotidiennement (25,3%). La prévalence du tabagisme augmente par rapport à 2019 (30,4%), alors que l'évolution du tabagisme quotidien n'est pas significative (24,0% en 2019). Une hausse du tabagisme quotidien est néanmoins observée entre 2019 et 2021 parmi les femmes (de 20,7% à 23,0%) et parmi les personnes n'ayant aucun diplôme ou un diplôme inférieur au baccalauréat (de 29,0% à 32,0%). En 2021, deux régions ont une prévalence du tabagisme quotidien plus élevée que le reste de la France : Occitanie (28,5%) et PACA (29,1%).

Conclusion – Un impact de la crise liée à la Covid-19 sur l'interruption de la baisse de la prévalence du tabagisme en France ne peut être exclu. Les inégalités sociales en matière de tabagisme restent très marquées.

Introduction – *After an unprecedented drop in smoking in France between 2014 and 2019, prevalence stabilized in 2020. The main objective of this study was to estimate the prevalence of smoking in 2021 and to describe its recent evolution in the context of the crisis linked to COVID-19.*

Method – *Data come from the 2021 Health Barometer of the national public health agency, Santé publique France, a telephone survey on a random sample of the French population aged 18-85 years old, conducted between February and December 2021, among 24,514 individuals residing in mainland France, and 6,519 individuals residing in the overseas France.*

Results – *In 2021 in metropolitan France, more than 3 out of 10 people aged 18-75 reported smoking (31.9%) and a quarter were daily smokers (25.3%). The prevalence of smoking is increasing compared to 2019 (30.4%) while the change in daily smoking is not significant (24.0% in 2019). An increase in daily smoking is nevertheless observed between 2019 and 2021 among women (from 20.7% to 23.0%) and among people with no qualifications or low-level qualifications (from 29.0% to 32.0%). In 2021, two regions have a higher prevalence of daily smoking than the rest of France: Occitanie (28.5%) and Provence-Alpes-Côte d'Azur (29.1%).*

Conclusion – *An impact of the COVID-19 crisis on the interrupted decline in prevalence of smoking in France cannot be excluded. Social inequalities remain very marked regarding smoking prevalence.*

Mots-clés : Tabagisme, Tabac, Prévalence, Inégalités sociales
// *Keywords: Smoking, Tobacco, Prevalence, Social inequalities*

Introduction

Le tabac reste la première cause de mortalité évitable en France avec 75 000 décès en 2015, soit 13% des décès[1]. Les conséquences sanitaires et sociales très importantes du tabagisme en France et les efforts de prévention déployés pour le contrer font de son suivi un axe indispensable des politiques de santé publique. Après une baisse du tabagisme quotidien d'ampleur inédite observée en France parmi les adultes, entre 2014 (28,5%) et 2019 (24,0%)[2], la prévalence s'est stabilisée en 2020 (25,5%)[3]. Le nombre de fumeurs en France est estimé à 15 millions, dont 12 millions de fumeurs quotidiens[4]. Cependant les inégalités sociales semblaient marquer un rebond avec une augmentation de la prévalence du tabagisme quotidien parmi le tiers de la population dont les revenus étaient les moins élevés, de 29,8% en 2019 à 33,3% en 2020, en amont du premier confinement.

À la suite d'une crise sociale qui a démarré fin 2018 (« crise des gilets jaunes »), les années 2020 et 2021 ont été marquées par une crise sanitaire et sociale exceptionnelle liée à l'épidémie de Covid-19. En France, trois périodes de confinement ont eu lieu, au printemps et à l'automne 2020 et au printemps 2021, ainsi qu'un couvre-feu jusqu'à la mi-2021. Cette épidémie et ses mesures de gestion ont bouleversé les situations personnelles et professionnelles et pourraient avoir eu un impact sur la consommation de tabac. Ainsi, pendant le premier confinement, l'enquête Coviprev (enquête pour suivre l'évolution des comportements et de la santé mentale pendant l'épidémie de Covid-19) avait montré que la majorité des fumeurs n'avaient pas modifié leur consommation (55%), que 19% l'avaient diminuée et 27% augmentée[5] ; de son côté, l'enquête Coconel (Coronavirus et confinement : enquête longitudinale) mettait également en évidence une stabilité globale[6]. Dans une synthèse de données d'enquêtes menées en 2020 et début 2021, la majorité des fumeurs avaient déclaré que la crise n'avait pas influencé leur consommation, ni leur motivation à arrêter de fumer. Cependant, les fumeurs qui percevaient la cigarette comme un moyen de soulager le stress ont eu tendance à davantage fumer en temps de crise[7].

L'objectif principal de cette étude est d'estimer la prévalence du tabagisme en France en 2021 à partir des données du Baromètre de Santé publique France, de mesurer son évolution récente, et de présenter des premiers résultats au niveau régional.

Méthode

Source de données

Cette étude a été réalisée à partir des données 2021 du Baromètre de Santé publique France. La méthode d'enquête est identique à celle du Baromètre 2020[8] et repose sur une génération aléatoire de numéros de téléphone fixe et mobile. Les participants sont sélectionnés *via* un sondage aléatoire à deux degrés sur ligne fixe (sélection aléatoire d'un individu éligible par ménage) et une interrogation de la personne qui décroche sur ligne mobile.

L'enquête, menée par l'institut Ipsos, s'est déroulé en métropole du 11 février au 15 décembre 2021 (avec une trêve estivale du 19 juillet au 22 août), auprès de 24 514 personnes âgées de 18 à 85 ans, résidant en France métropolitaine et parlant le français. Le taux de participation révisé (calcul décrit dans la méthodologie de l'enquête[8]) s'élève à 44,3% (39,5% sur fixes et 46,5% sur mobiles), pour un questionnaire d'une durée moyenne de 36 minutes.

Dans les départements et régions d'outre-mer (DROM), l'enquête s'est déroulée selon la même méthodologie, du 7 avril au 12 octobre 2021, auprès de 1 511 personnes en Guadeloupe, 1 526 en Martinique, 1 478 en Guyane et 2 004 à La Réunion. À Mayotte, l'enquête « Unono Wa Maore » a été menée en 2018-2019 auprès de 4 817 personnes âgées de 15 à 69 ans. La méthodologie spécifique de cette enquête est décrite par ailleurs[9,10].

Afin que l'enquête soit représentative des populations investiguées, les pondérations tiennent compte de la probabilité d'inclusion (au sein du ménage et en fonction de l'équipement téléphonique), et de la structure de la population métropolitaine/de chaque DROM, *via* un calage sur marges utilisant les variables sexe croisée avec l'âge en tranches décennales et croisée avec la région, taille du foyer et niveau de diplôme, auxquelles se rajoutent les variables région et la taille d'unité urbaine pour la métropole (population de référence : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), enquête emploi 2020).

Variables d'intérêt

Est qualifié de fumeur quotidien un individu déclarant fumer tous les jours ou déclarant un nombre de cigarettes consommées (manufacturées ou roulées), de cigares, de cigarillos ou de chichas par jour. Est qualifié de fumeur occasionnel un individu déclarant fumer, mais pas quotidiennement. Le terme « fumeur » (et par extension le terme « tabagisme ») sans précision désigne tout individu fumeur, que sa consommation soit quotidienne ou occasionnelle. Est qualifiée d'« ex-fumeur » une personne qui a fumé dans le passé, que ce soit occasionnellement ou quotidiennement et qui déclare ne pas fumer au moment de l'enquête. Une personne qui déclare avoir fumé seulement une ou deux fois pour essayer est considérée comme n'ayant jamais fumé. Les quantités de tabac fumées ont été calculées avec les équivalences utilisées dans les Baromètres de Santé publique France suivantes : 1 cigare = 1 cigarillo = 2 cigarettes ; 1 cigarette manufacturée = 1 cigarette roulée ; les fumeurs de chicha sont uniquement des fumeurs occasionnels.

Enfin, l'usage d'e-cigarette est mesuré par trois indicateurs : les prévalences de l'expérimentation au cours de la vie, de l'usage quotidien et de l'usage actuel (occasionnel + quotidien). Seules les prévalences sont présentées dans cet article, des études sur le lien entre vapotage et statut tabagique ayant par ailleurs été déjà réalisées sur de précédentes éditions du Baromètre de Santé publique France[11].

Les questionnaires complets métropole/DROM sont disponibles par ailleurs[12,13].

Analyses

Les prévalences du tabagisme sont présentées selon plusieurs variables sociodémographiques : sexe, âge, niveau de revenu mensuel par unité de consommation du foyer de la personne interrogée en terciles de la distribution observée dans l'échantillon et situation professionnelle (en emploi, au chômage, en études ou inactif). Concernant le niveau de diplôme, trois catégories sont distinguées : aucun diplôme ou diplôme inférieur au bac, bac ou équivalent, supérieur au bac. Les personnes sans diplôme et les personnes titulaires d'un diplôme inférieur au bac sont dorénavant regroupées : la part de personnes sans diplôme dans l'échantillon et dans la population ne cesse de diminuer au fil des ans (effet de génération, les personnes sans diplôme étant majoritairement des personnes âgées) et leur effectif est devenu trop restreint pour les distinguer.

Les résultats portent sur la tranche d'âge 18-75 ans, commune aux éditions précédentes de ces enquêtes (excepté pour Mayotte où la prévalence porte sur la tranche d'âge 18-69 ans). La prévalence du tabagisme a également été calculée parmi les 76-85 ans en France métropolitaine de façon séparée (n=1 889), cette tranche d'âge n'étant interrogée que depuis 2019. La prévalence du tabagisme parmi les 18-75 ans est calculée à partir des données des Baromètres de Santé publique France 2000 (n=12 588), 2005 (n=28 226), 2010 (n=25 034), 2014 (n=15 186), 2015 (Baromètre Cancer, n=3 832, du fait de l'effectif moins important, seuls les résultats par sexe sont présentés pour 2015), 2016 (n=14 875), 2017 (n=25 319), 2018 (n=9 074), 2019 (n=9 611), 2020 (n=13 725) et 2021 (n=22 625).

Les évolutions temporelles de la prévalence entre 2020 et 2021 ont été testées statistiquement au moyen du test du Chi2 de Pearson, avec correction de second ordre de Rao-Scott pour tenir compte du plan de sondage pour les variables dichotomiques, et au moyen du test de Wald pour les moyennes de variables continues. Les évolutions entre 2019 et 2021 ont également été testées et mentionnées dans le texte, au vu de la rupture de tendance observée. Les prévalences observées entre 2000 et 2021 sont représentées graphiquement, mais les tests de différence portent sur les années 2019 à 2021. Les estimations et évolutions sur les années précédentes, ainsi que les protocoles des enquêtes en question, sont détaillés dans des publications dédiées [2,3,14].

Les inégalités sociales ont été étudiées *via* l'évolution des facteurs associés au tabagisme à partir d'une régression logistique multivariée avec comme variable expliquée le tabagisme quotidien ajusté sur les variables d'intérêt : sexe, âge, diplôme, revenu, situation professionnelle, catégorie socioprofessionnelle et densité de la commune de résidence. L'évolution des facteurs associés est étudiée par rapport à 2017, dernière analyse publiée.

Les comparaisons inter-régionales ont été testées au moyen du test de Chi2 de Pearson avec correction de second ordre de Rao-Scott : chaque région a été comparée au reste de la France métropolitaine (une variable de pondération spécifique a été calculée afin de standardiser sur la structure par sexe et âge de la population de métropole). Les évolutions ont été mesurées par rapport aux prévalences 2017 pour la métropole, et aux prévalences 2014 pour les DROM, dernières données régionales disponibles. Concernant Mayotte, l'enquête menée en 2018-2019 était la première de ce type et ne permet ainsi pas de mesurer d'évolution.

Résultats

Prévalence du tabagisme en 2021 et évolution

En 2021, 31,9% des personnes âgées de 18 à 75 ans ont déclaré fumer du tabac : 34,7% des hommes et 29,2% des femmes (p<0,001). La prévalence du tabagisme quotidien s'élevait à 25,3%, soit 27,8% parmi les hommes et 23,0% parmi les femmes (p<0,001). La prévalence du tabagisme occasionnel était de 6,6% et non significativement différente entre hommes (6,9%) et femmes (6,3%).

Parmi les 76-85 ans, la prévalence du tabagisme était de 5,8% et de 5,1% pour le tabagisme quotidien. Parmi les 18-85 ans, elles étaient respectivement de 29,9%, et 23,8%.

Entre 2020 et 2021, les variations du tabagisme et du tabagisme quotidien ne sont pas significatives parmi les personnes âgées de 18 à 75 ans (31,8% en 2021 et 25,5% en 2020). Entre 2019 et 2021, le tabagisme a augmenté (30,4% en 2019, p<0,05), alors que le tabagisme quotidien ne varie pas de façon significative (24,0% en 2019) et que le tabagisme occasionnel est stable (6,4% en 2019). L'analyse du tabagisme quotidien selon le sexe ne montre pas d'évolution significative entre 2020 et 2021. Cependant, entre 2019 et 2021, il augmente parmi les femmes de 20,7% à 23,0% (p<0,05) (figure 1).

La proportion d'ex-fumeurs en 2021 (31,8%) se révèle stable par rapport à 2020 (32,7%) et 2019 (31,9%) et la part de personnes déclarant n'avoir jamais fumé également (36,3% en 2021, 35,5% en 2020 et 37,7% en 2019).

Les évolutions diffèrent selon les classes d'âge et le sexe (figure 2). Parmi les hommes de 18-24 ans, la prévalence du tabagisme quotidien diminue entre 2020 et 2021 (de 35,8% à 28,7%, p<0,05), alors qu'elle est stable chez les femmes dans cette tranche d'âge (27,9% en 2021). Aucune évolution significative n'est observée dans les autres tranches d'âge. Parmi les femmes, une tendance à la hausse est néanmoins observée entre 35 et 44 ans (évolutions non significatives).

Inégalités sociales en matière de tabagisme

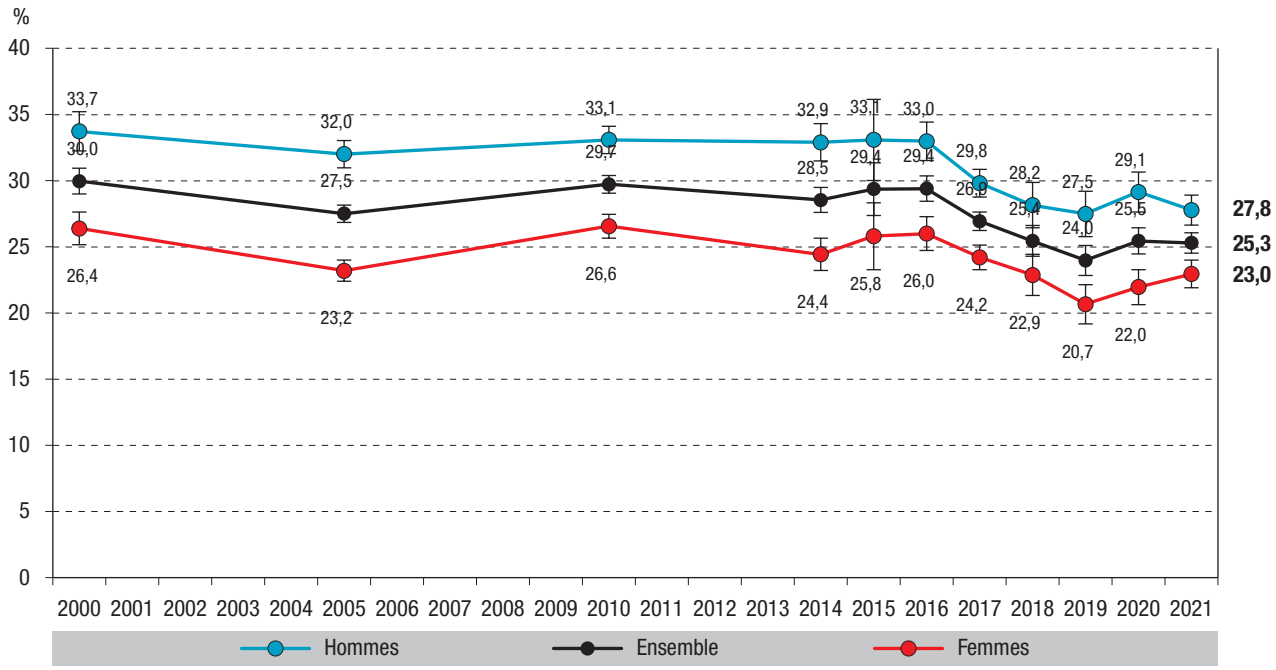
Les inégalités sociales en matière de tabagisme ont été étudiées à partir de trois indicateurs (figure 3). Les résultats montrent que :

- la prévalence du tabagisme quotidien reste en 2021 nettement plus élevée lorsque le niveau de diplôme est plus faible : elle varie de 32,0% parmi les personnes n'ayant aucun diplôme ou un diplôme inférieur au baccalauréat à 17,1% parmi les titulaires d'un diplôme supérieur au baccalauréat (figure 3a) ;
- plus le revenu est élevé, plus la prévalence du tabagisme quotidien est faible : de 32,3% parmi les personnes dont le revenu correspondait au tercile le plus bas à 17,0% pour le tercile le plus élevé (figure 3b) ;
- enfin, parmi les 18-64 ans, la prévalence du tabagisme quotidien reste nettement plus élevée parmi les personnes au chômage (45,7%), que parmi les actifs occupés (26,6%) (figure 3c).

L'analyse des principaux facteurs sociodémographiques associés au tabagisme quotidien en 2021 indique que chaque caractéristique socio-économique

Figure 1

Prévalence du tabagisme quotidien selon le sexe parmi les 18-75 ans en France métropolitaine entre 2000 et 2021



Sources : Baromètres de Santé publique France 2000, 2005, 2010, 2014, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020, 2021.

considérée est associée à la consommation de tabac indépendamment, à sexe et âge identiques (tableau). Les titulaires d'un bac ou d'un diplôme supérieur sont moins souvent fumeurs quotidiens que les personnes sans diplôme ou ayant un diplôme inférieur au bac (respectivement OR=0,6 et 0,5). Le tabagisme quotidien est également associé à la situation de chômage (OR=1,9 par rapport aux actifs occupés). Le fait d'être cadre ou profession intellectuelle supérieure est associé à une moindre probabilité de fumer quotidiennement, les ouvriers étant les plus nombreux à fumer tous les jours (OR=1,8 relativement aux cadres). Enfin les personnes résidant en communes de densité intermédiaire (OR=1,1) ont une plus forte probabilité d'être fumeur quotidien que les habitants de communes peu denses.

Concernant les évolutions, la prévalence du tabagisme quotidien selon le diplôme ne varie pas de façon significative entre 2020 et 2021. Toutefois, entre 2019 et 2021, la prévalence augmente parmi les moins diplômés, de 29,0% à 32,0%. La prévalence selon les revenus est stable par rapport à 2020 et 2019. Selon la situation professionnelle aucune variation n'est significative entre 2020 et 2021, ni entre 2019 et 2021, même si une hausse parmi les personnes au chômage ne peut être exclue. Enfin, les facteurs associés sont globalement stables par rapport à 2017 [15].

Quantité de tabac fumé

En 2021, les fumeurs quotidiens de 18-75 ans ont déclaré fumer en moyenne 12,7 cigarettes (ou équivalent) par jour (écart-type=9,2). La variation par rapport à 2020 n'est pas significative. Les femmes ont déclaré fumer en moyenne moins que les hommes avec 11,8 *versus* 13,5 cigarettes en moyenne par jour (p<0,001).

Tentative d'arrêt et envie d'arrêter de fumer

En 2021, 30,3% des fumeurs quotidiens avaient fait une tentative d'arrêt d'au moins une semaine au cours des 12 derniers mois. Cette proportion est stable par rapport à 2020. Six fumeurs quotidiens sur dix (59,3%) déclaraient avoir envie d'arrêter de fumer : 9,8% déclaraient avoir le projet d'arrêter dans le mois à venir, 16,6% dans les six prochains mois, 4,9% dans l'année à venir et 27,9% dans un avenir indéterminé, proportions également stables par rapport à 2020.

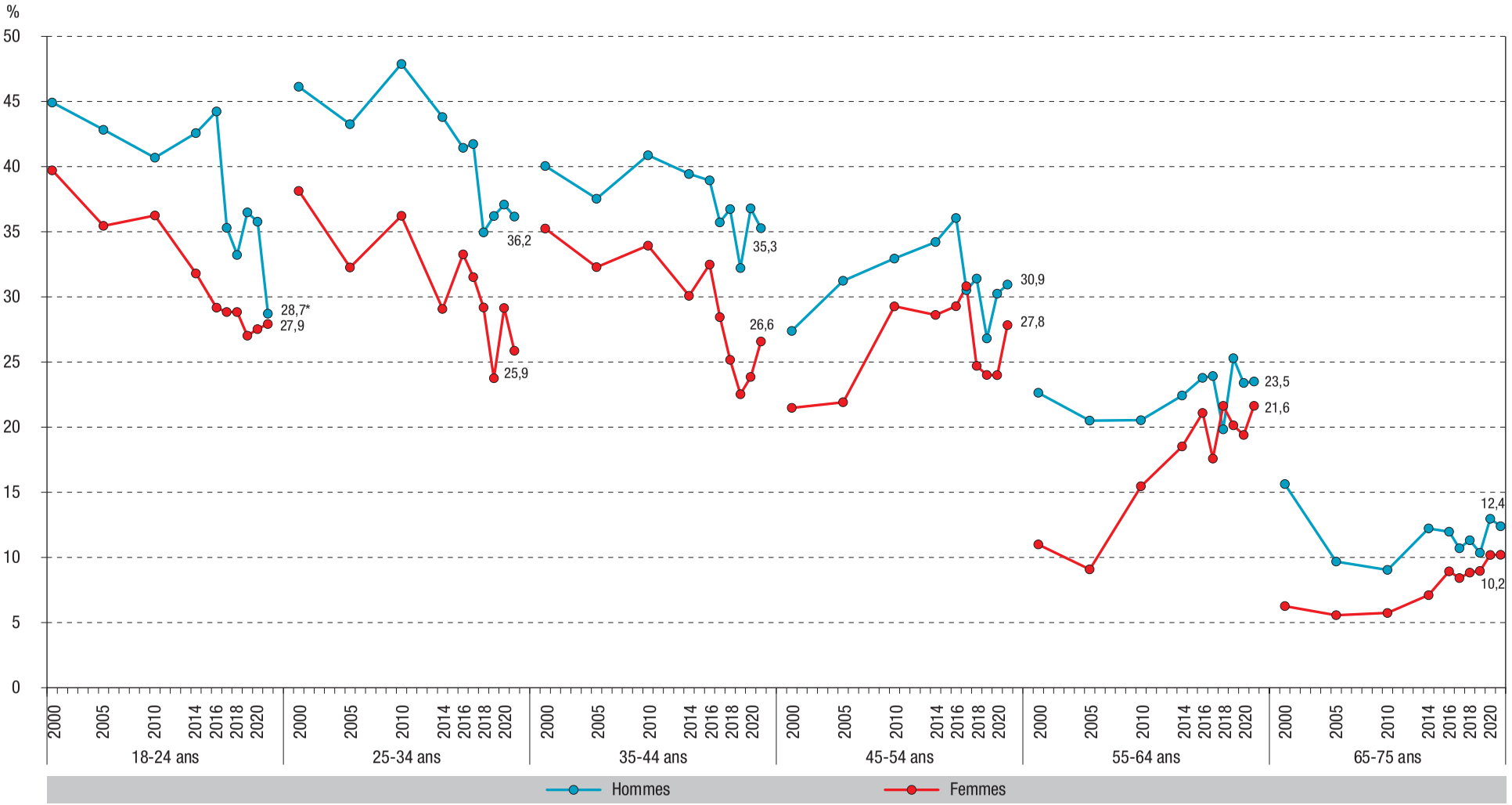
Prévalences régionales du tabagisme quotidien

En 2021, le tabagisme quotidien parmi les 18-75 ans variait de 21,7% à 29,1% selon les régions de France métropolitaine (figure 4). Deux régions avaient une prévalence moins élevée que le reste du territoire métropolitain (p<0,05) : l'Île-de-France et les Pays de la Loire (22,4%) ; alors que deux régions se distinguaient par une prévalence plus élevée que le reste du territoire (p<0,05) : l'Occitanie (28,5%) et Provence-Alpes-Côte d'Azur (29,1%). Ces quatre régions se distinguaient déjà de la même manière en 2017. Les régions Grand Est et Hauts-de-France présentaient en 2021 une prévalence dans la moyenne métropolitaine contrairement à 2017 où elle était supérieure. Deux régions affichaient une variation significative de la prévalence du tabagisme quotidien par rapport à 2017, dans le sens d'une baisse de cette prévalence (p<0,05) : le Centre-Val de Loire et les Hauts-de-France.

Dans chacun des DROM enquêtés, la prévalence est inférieure à celle observée en France métropolitaine. Elle s'élève à 20,7% à La Réunion, 11,7% en Guadeloupe, 11,7% en Martinique, 9,7% en Guyane, et 11% à Mayotte (parmi les 18-69 ans

Figure 2

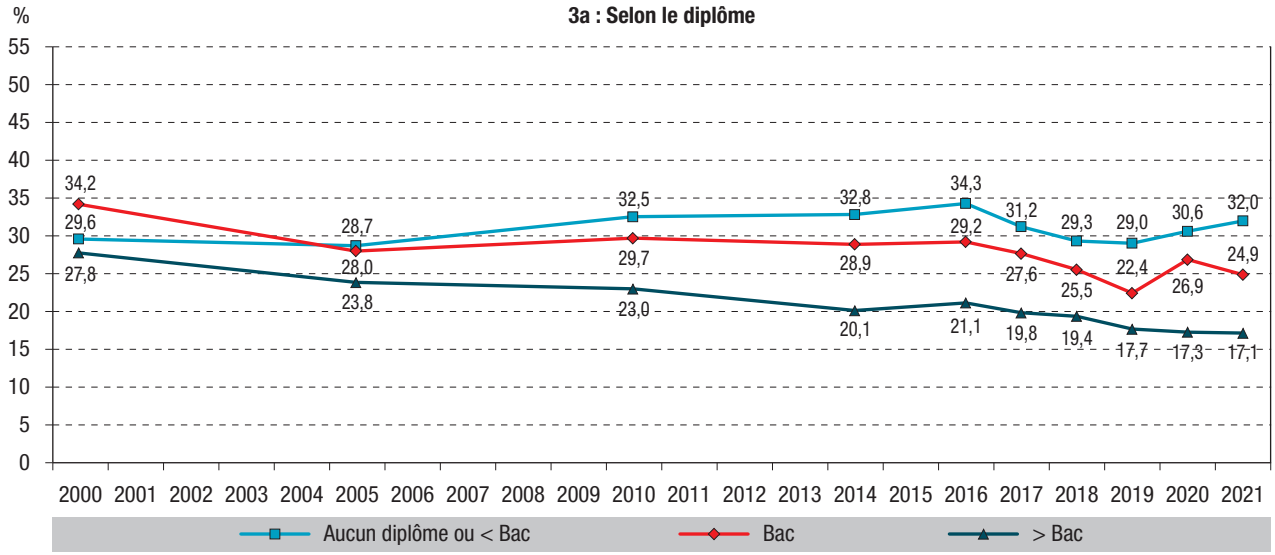
Prévalence du tabagisme quotidien selon le sexe et l'âge parmi les 18-75 ans en France métropolitaine entre 2000 et 2021

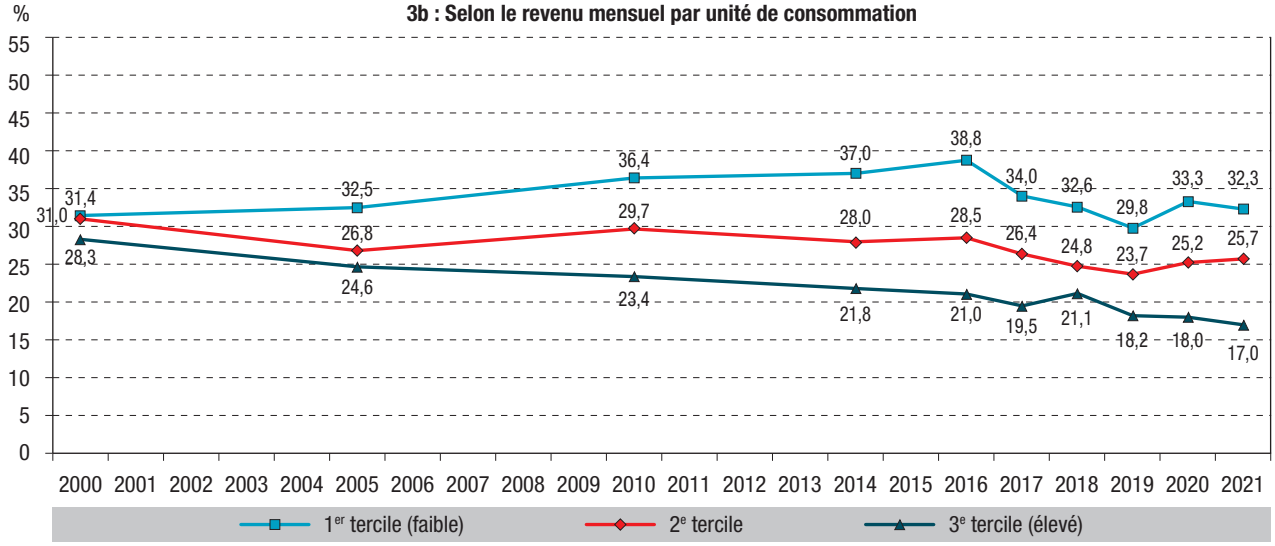


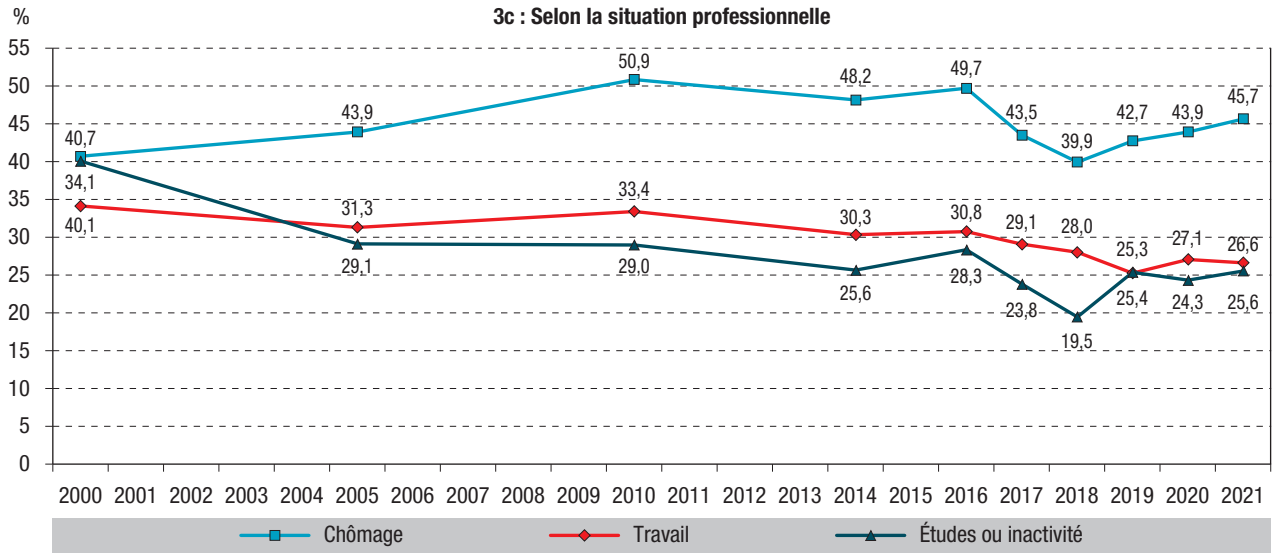
* Évolution significative entre 2020 et 2021, p<0,05.
Sources : Baromètres de Santé publique France 2000, 2005, 2010, 2014, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020, 2021.

Figure 3

Prévalence du tabagisme quotidien selon le niveau de diplôme (18-75 ans), le revenu par unité de consommation (18-75 ans) et la situation professionnelle (18-64 ans) en France métropolitaine entre 2000 et 2021







Sources : Baromètres de Santé publique France 2000, 2005, 2010, 2014, 2016, 2017, 2018, 2019, 2020, 2021.

Tableau

Facteurs associés au tabagisme quotidien en France métropolitaine en 2021 parmi les 18-75 ans

	2021, N=22 131		
	%	OR	IC95%
Sexe	***		
Homme (réf.) (n=10 398)	27,8	1	
Femme (n=11 733)	22,8	0,8***	[0,7-0,9]
Âge	***		
18-24 ans (réf.) (n=1 900)	28,6	1	
25-34 ans (n=3 131)	30,8	1,1	[0,9-1,3]
35-44 ans (n=3 775)	30,8	1,1	[0,9-1,3]
45-54 ans (n=4 458)	29,3	1	[0,8-1,2]
55-64 ans (n=4 602)	22,5	0,6***	[0,5-0,7]
65-75 ans (n=4 265)	11,2	0,3***	[0,2-0,3]
Diplôme	***		
< Bac (réf.) (n=6 635)	31,8	1	
Bac (n=4 635)	25,1	0,6***	[0,6-0,7]
> Bac (n=10 861)	17,2	0,5***	[0,4-0,5]
Revenus par unité de consommation en terciles	***		
1er tercile (≤1 170 euros) (réf.) (n=6 050)	32,5	1	
2e tercile (1 170-1 800 euros) (n=6 789)	25,7	0,9	[0,8-1,1]
3e tercile (>1 800 euros) (n=7 697)	16,8	0,7***	[0,6-0,8]
NSP/refus (n=1 595)	20,8	0,6***	[0,5-0,8]
Situation professionnelle	***		
Travail (réf.) (n=13 069)	26,4	1	
Chômage (n=1 340)	45,8	1,9***	[1,6-2,2]
Inactif (n=7 722)	18,6	1	[0,8-1,1]
Catégorie socioprofessionnelle de l'individu ou du référent du foyer	***		
Agriculteur, artisan, commerçant, chef d'entreprise (n=1 909)	25,3	1,5***	[1,2-1,8]
Cadre et profession intellectuelle supérieure (réf.) (n=4 956)	14,6	1	
Profession intermédiaire (n=6 658)	21,2	1,3***	[1,1-1,5]
Employé (n=5 158)	26,4	1,4***	[1,2-1,6]
Ouvrier (n=3 450)	36,8	1,8***	[1,5-2,1]
Type de densité de la commune de résidence			
Densément peuplée (n=7 461)	24,9	1,1	[1,0-1,2]
Densité intermédiaire (n=5 524)	26,1	1,1*	[1,0-1,3]
Peu dense (réf.) (n=7 503)	24,9	1	
Très peu dense (n=1 431)	27,1	1,1	[0,9-1,3]
Refus commune (n=212)	17,1	0,8	[0,5-1,2]

*** : p<0,001 ; ** : p<0,01 ; * p<0,05.
OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; NSP : ne sait pas ; Réf. : référence.

en 2018-2019). Comme la tendance observée en métropole entre 2014 et 2019, ces prévalences sont en baisse significative par rapport à 2014 à La Réunion (25,9% en 2014), en Martinique (15,2%), en Guyane (15,2%), mais pas en Guadeloupe où elle apparaît stable (12,2%).

Usage de produits du vapotage

En 2021, 38,7% des 18-75 ans ont déclaré avoir déjà expérimenté la cigarette électronique, proportion stable par rapport à 2020 (37,4%). L'usage actuel d'une vapoteuse a été déclaré par 6,7% des 18-75 ans, et la prévalence du vapotage quotidien s'élevait à 5,0%, proportions en hausse par rapport à 2020 (respectivement 5,4% et 4,3%).

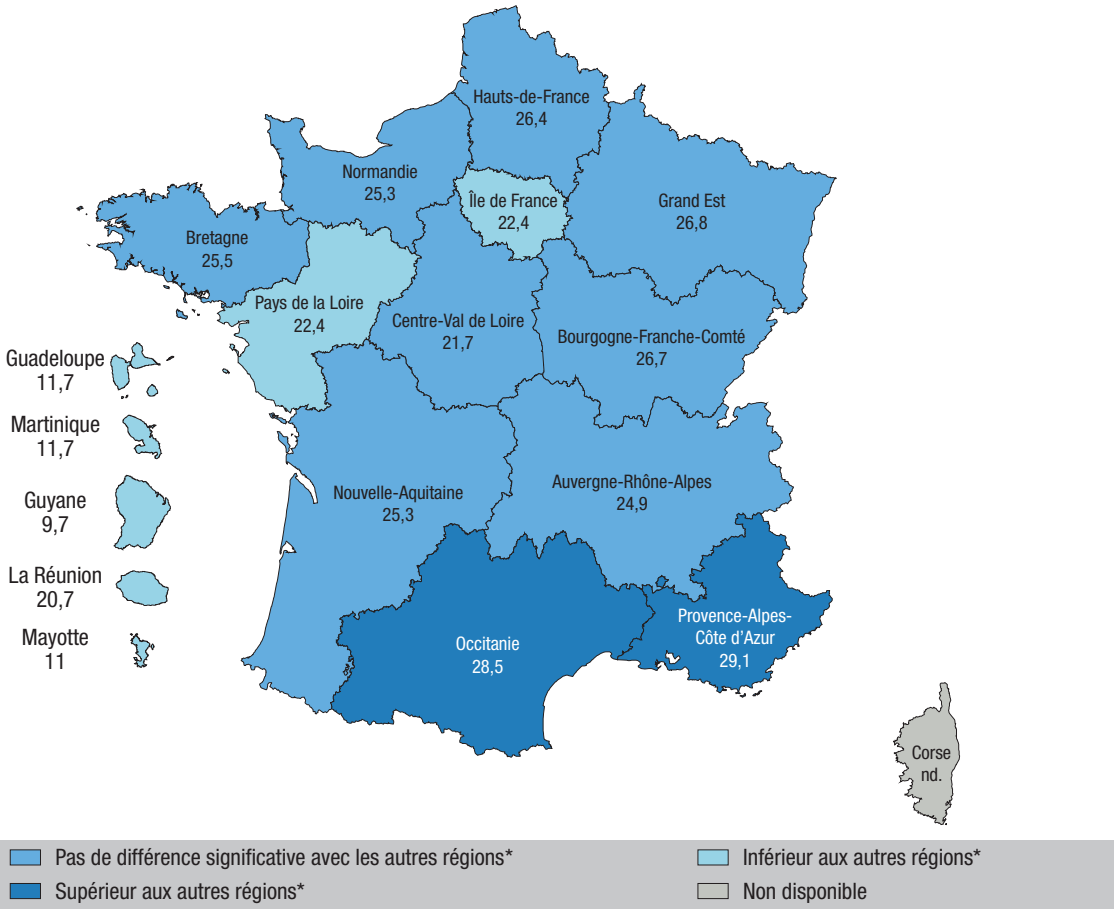
Discussion

Principaux résultats

En 2021 en France métropolitaine, plus de 3 personnes de 18-75 ans sur 10 ont déclaré fumer (31,9%) et un quart fumer quotidiennement (25,3%). Après une baisse constatée entre 2014 et 2019, la prévalence

Figure 4

Prévalence du tabagisme quotidien par région parmi les 18-75 ans en France métropolitaine et dans les DROM en 2021



* Différence significative au seuil de 5% pour la comparaison de chaque région au reste de la France métropolitaine. Pour cette comparaison, les taux sont standardisés sur la structure croisée par âge et sexe de la France métropolitaine.
** Pour Mayotte, la prévalence porte sur la tranche d'âge 18-69 ans en 2018-2019.
DROM : départements et régions d'outre-mer.

du tabagisme a augmenté en 2021, alors que celle du tabagisme quotidien s'est stabilisée. Une hausse du tabagisme quotidien est observée entre 2019 et 2021 parmi les femmes (de 20,7% à 23,0%) et parmi les moins diplômés (de 29,0% à 32,0%).

Deux régions se distinguent par une prévalence plus élevée que le reste de la France, l'Occitanie et PACA. Par ailleurs le tabagisme quotidien parmi les adultes dans les DROM est largement inférieur à la France métropolitaine, comme observé parmi les adolescents [16].

Impact de la crise liée à la Covid-19

Dans un contexte de crise sociale en France dès fin 2018 (crise des « gilets jaunes »), la prévalence du tabagisme avait augmenté parmi les personnes aux plus bas revenus dès début 2020, avant l'arrivée de la Covid [3]. Un impact de la crise sociale et économique liée à la Covid-19 qui a suivi ne peut être exclu concernant l'interruption de la baisse de la prévalence du tabagisme en France et la hausse observée parmi certaines populations.

Cette crise a pu tout d'abord avoir un impact sur la consommation de tabac. L'augmentation du tabagisme parmi les femmes pourrait être liée en partie à un impact plus fort de la crise chez celles-ci. L'enquête Coconel a montré qu'elles ont plus souvent perdu leur emploi, connu une dégradation de leurs conditions de travail, et pour les femmes télétravaillant, une présence plus fréquente des enfants dans la même pièce [17]. La charge mentale a ainsi pu augmenter pour les femmes, en particulier pendant les confinements, avec une gestion du quotidien et de la famille accentuée. D'après l'enquête Coviprev, le fait d'être une femme était associé à un plus grand risque d'augmentation de la consommation de tabac en 2020 [18].

Cette crise a eu des conséquences psychologiques, économiques et sociales [19], davantage marquées parmi les populations défavorisées [20]. Or parmi elles, la cigarette peut être perçue comme un outil pour gérer le stress ou surmonter les difficultés du quotidien [21,22]. La situation de chômage est également associée au tabagisme [23]. Des enquêtes qualitatives menées auprès de fumeurs en 2020 et 2021 ont montré que les fumeurs qui percevaient la cigarette comme outil pour gérer le stress, avaient eu davantage tendance à augmenter leur consommation [7]. La crise a ainsi pu avoir un impact sur la prévalence du tabagisme parmi les plus défavorisés.

La santé mentale de la population s'est également dégradée pendant la crise. L'enquête Coviprev (vague de fin 2021) a montré qu'un tiers de la population souffrait d'un état anxieux ou dépressif[24]. L'enquête Epicov (Épidémiologie et conditions de vie sous le Covid-19) (vague de juillet 2021), a montré que les symptômes dépressifs pendant la crise avaient atteint plus fréquemment les femmes, les jeunes et les personnes en difficulté sur le plan économique[25]. Ces tendances sont confirmées par les résultats issus du Baromètre de Santé publique France 2021, qui montrent une augmentation des épisodes dépressifs caractérisés survenus au cours des douze derniers mois, chez les 18-75 ans, entre 2017 et 2021[(1)]. Or, des recherches antérieures ont montré que les troubles anxieux et dépressifs étaient associés au tabagisme[26,27]. La dégradation de la santé mentale liée à la situation sanitaire et sociale pourrait ainsi être liée à l'augmentation du tabagisme observée parmi ces populations.

La crise a pu également avoir un impact indirect sur les politiques publiques de lutte anti-tabac *via* un affaiblissement des actions de prévention de terrain. L'édition 2020 de Mois sans tabac n'a, par exemple, pas pu être accompagnée d'actions de terrain et un recul des inscriptions et des tentatives d'arrêt du tabac ont été observés[28]. Enfin, dans un contexte de saturation de messages sanitaires liés à la Covid-19, les campagnes de prévention contre le tabagisme ont pu souffrir d'un problème d'émergence et de visibilité par la population.

Comparaisons avec l'international et avec d'autres données françaises

Cette tendance récente est observée également aux Pays-Bas, où la baisse du tabagisme observée depuis 2015 s'est interrompue en 2021[29]. Toutefois le niveau de prévalence reste élevé en France par rapport aux Pays-Bas (21% de fumeurs en 2021, 15% de fumeurs quotidiens). D'autres pays, qui présentent une prévalence nettement inférieure, continuent de la voir diminuer : États-Unis (13% en 2020)[30], Canada (11% de fumeurs et 9% de fumeurs quotidiens en 2020)[31], Australie (11% de fumeurs quotidiens en 2019)[32] et Royaume-Uni (14% de fumeurs en 2019)[33]. Malgré des contextes réglementaires, culturels et sociaux différents, les inégalités sociales marquées observées en France l'étaient également aux Pays-Bas, où la prévalence variait de 15% parmi les plus diplômés à 24% parmi les moins diplômés, ainsi qu'aux États-Unis où elle variait de 4% à 32% selon le diplôme, et de 6% à 20% en fonction des revenus.

Les livraisons de tabac aux buralistes ont diminué de 6,6% en 2021 par rapport à 2020. Cependant, l'année 2020 était particulière en raison de fermetures de frontières, et il est difficile d'interpréter cette évolution, qui sera à suivre à l'avenir[34].

Un résultat semble encourageant, même s'il reste à confirmer dans les années à venir : la baisse du tabagisme quotidien parmi les hommes de 18-24 ans. Ce résultat est cohérent avec une tendance à la baisse marquée depuis quelques années parmi les adolescents[35]. Le rapprochement entre hommes et femmes qui pourrait se dessiner parmi les 18-24 ans s'observe depuis plusieurs années parmi les adolescents[36], avec en 2021 des niveaux d'expérimentation, d'usage occasionnel et quotidien désormais proches entre garçons et filles[37].

Perspectives et implications

Le Programme national de lutte contre le tabac (PNLT) 2018-2022 a fixé comme objectif une génération sans tabac à l'horizon 2032, objectif réaffirmé dans la stratégie décennale de lutte contre les cancers 2021-2030[38]. Le plan qui prendra la suite du PNLT aura comme enjeu majeur de lutter contre les inégalités sociales. L'enjeu pour la prévention sera d'atteindre et d'accompagner les fumeurs les moins favorisés, qui ont été les plus touchés par la crise sanitaire. Il est ainsi nécessaire de concevoir des actions de prévention adaptées, efficaces et acceptables pour les personnes ayant un plus faible niveau socio-économique[39].

Forces et limites

La force de cette étude repose sur l'utilisation d'une enquête de grande ampleur, basée sur une méthodologie de sondage aléatoire et un protocole d'appels destiné à maximiser les chances de chaque individu d'être joint et interrogé. La méthode d'enquête tend ainsi à représenter la diversité des comportements de la population résidant en France métropolitaine, parlant le français et équipée d'une ligne téléphonique. Par ailleurs, la méthode est relativement stable depuis plusieurs années, de même que les questions interrogeant la consommation de tabac, permettant de disposer d'indicateurs standardisés et d'un certain recul sur les évolutions observées.

Deux principales limites peuvent être évoquées : le Baromètre de Santé publique France est une enquête déclarative, ce qui peut entraîner un biais de sous-déclaration (biais de désirabilité sociale ou de mémoire par exemple), même s'il est sans doute assez faible dans les enquêtes observationnelles[40] ; la baisse du taux de réponses observée en France comme à l'international et le problème que cela pose en matière de représentativité des échantillons. Ces limites ont été discutées plus en détail dans les articles sur la consommation de tabac en 2018 et en 2019[2,41].

Enfin, le terrain de l'édition 2021 du Baromètre de Santé publique France s'est déroulé de février à décembre, alors que le terrain se déroule habituellement au cours du premier semestre de l'année, les périodes d'enquête ne sont pas strictement comparables. Cependant, l'impact est limité, la prévalence du tabagisme quotidien variant peu au cours de l'année.

Conclusion

Après une période de baisse de la prévalence du tabagisme entre 2016 et 2019, une stabilité du tabagisme quotidien est observée. Un impact de la crise liée

[(1)] Léon C et coll. La dépression en France chez les 18-85 ans : résultats du Baromètre santé 2021 (article soumis au BEH en novembre 2022).

à la Covid-19 ne peut être exclu sur l'interruption de la baisse de la prévalence du tabagisme en France, même si d'autres facteurs restant à explorer peuvent intervenir. Les inégalités sociales en matière de tabagisme restent très marquées et sont un enjeu pour le troisième plan national de lutte anti-tabac, qui fera suite au Programme national de réduction du tabagisme (PNRT) 2014-2019 et au PNLT 2018-2022. ■

Liens d'intérêt

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

Références

[1] Bonaldi C, Boussac M, Nguyen-Thanh V. Estimation du nombre de décès attribuables au tabagisme, en France de 2000 à 2015. Bull Epidemiol Hebd. 2019;(15):278-84. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2019/15/2019_15_2.html

[2] Pasquereau A, Andler R, Arwidson P, Guignard R, Nguyen-Thanh V. Consommation de tabac parmi les adultes : bilan de cinq années de programme national contre le tabagisme, 2014-2019. Bull Epidémiol Hebd. 2020;(14):273-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2020/14/2020_14_1.html

[3] Pasquereau A, Andler R, Guignard R, Soullier N, Gautier A, Richard JB, *et al*. Consommation de tabac parmi les adultes en 2020 : résultats du Baromètre de Santé publique France. Bull Epidemiol Hebd. 2021;(8):132-9. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/8/2021_8_1.html

[4] Observatoire français des drogues et des tendances addictives. Drogues et addictions, chiffres clés. Paris: OFDT; 2022. 8 p. https://www.ofdt.fr/publications/collections/drogues-et-addictions-chiffres-cles/drogues-et-addictions-chiffres-cles-9eme-edition-2022/

[5] Guignard R, Andler R, Quatremère G, Pasquereau A, du Roscoät E, Arwidson P, *et al*. Changes in smoking and alcohol consumption during COVID-19-related lockdown: A cross-sectional study in France. Eur J Public Health. 2021;31(5):1076-1083.

[6] Beck F, Legleye S, Peretti-Watel P. Alcohol and tobacco use after one month of containment measures for the COVID-19 sanitary crisis in France. J Stud Alcohol Drugs. 2022;83(2):169-74.

[7] 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

[8] Soullier N, Richard JB, Gautier A. Baromètre de Santé publique France 2020. Méthode. Saint-Maurice: Santé publique France; 2021. 24 p. https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-de-sante-publique-france-2020.-methode

[9] Ruello M, Richard JB. Enquête de santé à Mayotte 2019 – Unono Wa Maore. Méthode. Saint-Maurice: Santé publique France; 2022. 107p. https://www.santepubliquefrance.fr/docs/enquete-de-sante-a-mayotte-2019-unono-wa-maore.-methode

[10] Enquête de santé à Mayotte – Unono Wa Maore. Questionnaire. Saint-Maurice: Santé publique France; 2021. 42 p. https://www.santepubliquefrance.fr/docs/enquete-de-sante-a-mayotte-unono-wa-maore.-questionnaire

[11] Pasquereau A, Quatremère G, Guignard R, Andler R, Verrier F, Pourchez J, *et al*. Baromètre de Santé publique France 2017. Usage de la cigarette électronique, tabagisme et opinions des 18-75 ans. Saint-Maurice: Santé publique France; 2019. 17 p. https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/enquetes-etudes/barometre-de-sante-publique-france-2017.-usage-de-la-cigarette-electronique-tabagisme-et-opinions-des-18-75-ans

[12] Baromètre de Santé publique France 2021. Questionnaire/Volet métropole. Saint-Maurice: Santé publique France; 2022. 43 p. https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-de-sante-publique-france-2021.-questionnaire-volet-metropole

[13] Baromètre de Santé publique France 2021. Questionnaire/Volet DROM. Saint-Maurice: Santé publique France; 2022. 29 p. https://www.santepubliquefrance.fr/regions/antilles/documents/questionnaire/2022/barometre-de-sante-publique-france-2021.-questionnaire-volet-drom

[14] Guignard R, Beck F, Wilquin JL, Andler R, Nguyen-Thanh V, Richard JB, *et al*. La consommation de tabac en France et son évolution : résultats du Baromètre santé 2014. Bull Epidémiol Hebd. 2015;(17-18):281-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2015/17-18/2015_17-18_1.html

[15] Pasquereau A, Andler R, Guignard R, Richard J-B, Arwidson P, Nguyen-Thanh V, *et al*. La consommation de tabac en France : premiers résultats du Baromètre santé 2017. Bull Epidémiol Hebd. 2018;(14-15):265-73. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2018/14-15/2018_14-15_1.html

[16] Spilka S, Le Nezet O, Janssen E, Brissot A, Philippon A. Les drogues à 17 ans : analyse régionale. Enquête ESCAPAD 2017. Paris: OFDT; 2018. 54 p. https://www.ofdt.fr/publications/collections/etudes-et-recherches/2018/les-drogues-17-ans-analyse-regionale-enquete-escapad-2017/

[17] Lambert A, Cayouette-Remblière J, Guéraut É, Le Roux G, Bonvalet C, Girard V, *et al*. Le travail et ses aménagements : ce que la pandémie de covid-19 a changé pour les Français. Population & Sociétés. 2020;579(7):1-4. https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/le-travail-et-ses-amenagements-ce-que-la-pandemie-de-covid-19-a-change-pour-les-francais/

[18] Quatremère G, Guignard R, Andler R, Sempé S, Houzelle N, Nguyen-Thanh V. Changes in tobacco and alcohol consumption in France during the spring 2020 Lockdown: Results of the Coviprev and Viquop surveys. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(22):14808.

[19] Arora T, Grey I, Östlundh L, Lam KBH, Omar OM, Arnone D. The prevalence of psychological consequences of COVID-19: A systematic review and meta-analysis of observational studies. J Health Psychol. 2022;27(4):805-24.

[20] Marsden J, Darke S, Hall W, Hickman M, Holmes J, Humphreys K, *et al*. Mitigating and learning from the impact of COVID-19 infection on addictive disorders. Addiction. 2020;115(6):1007-10.

[21] 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.

[22] Twyman L, Bonevski B, Paul C, Bryant J. Perceived barriers to smoking cessation in selected vulnerable groups: A systematic review of the qualitative and quantitative literature. BMJ Open. 2014;4(12):e006414.

[23] Amiri S. Smoking and alcohol use in unemployed populations: A systematic review and meta-analysis. J Addict Dis. 2022;40(2):254-77.

[24] Santé publique France. CoviPrev : une enquête pour suivre l'évolution des comportements et de la santé mentale pendant l'épidémie de COVID-19. https://www.santepubliquefrance.fr/etudes-et-enquetes/coviprev-une-enquete-pour-suivre-l-evolution-des-comportements-et-de-la-sante-mentale-pendant-l-epidemie-de-covid-19

[25] Hazo JB, Boulch A. Santé mentale : une amélioration chez les jeunes en juillet 2021 par rapport à 2020 mais des inégalités sociales persistantes. Études et résultats. 2022;(1233):1-8. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/sante-mentale-une-amelioration-chez-les

[26] Fluharty M, Taylor AE, Grabski M, Munafò MR. The association of cigarette smoking with depression and anxiety: A systematic review. Nicotine Tob Res. 2017;19(1):3-13.

[27] Mathew AR, Hogarth L, Leventhal AM, Cook JW, Hitsman B. Cigarette smoking and depression comorbidity: Systematic review and proposed theoretical model. Addiction. 2017; 112(3):401-12.

[28] Avenel J, David F, Pasquereau A, Guignard R, Davies J, Smadja O, *et al*. L'adaptation d'une opération de marketing social à une pandémie : Mois sans tabac au temps de la Covid-19. 7e journée internationale du marketing santé, Paris, 29 juin 2022. Saint-Maurice: Santé publique France; 2022. 12 p. https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/communication-congres/l-adaptation-d-une-operation-de-marketing-social-a-un-pandemie-mois-sans-tabac-au-temps-de-la-covid-19

[29] Troelstra S, Trimbos instituut. Reaching vulnerable populations: A role for social workers in smoking cessation support. Rencontres de Santé publique France, Paris, 16-17 juin 2022. https://www.rencontressantepubliquefrance.fr/wp-content/uploads/2022/06/TROELSTRA.pdf

[30] Centers for Disease Control and Prevention. Current cigarette smoking among adults in the United States. Atlanta: CDC; 2022. https://www.cdc.gov/tobacco/data_statistics/fact_sheets/adult_data/cig_smoking/index.htm

[31] Gouvernement du Canada. Enquête canadienne sur le tabac et la nicotine (ECTN) : sommaire des résultats pour 2020. 2022 https://www.canada.ca/fr/sante-canada/services/enquete-canadienne-tabac-nicotine/sommaire-2020.html

[32] Australian Institute of Health and Welfare. National drug strategy household survey 2019. Canberra: AIHW; 2020. 104 p. https://www.aihw.gov.au/getmedia/77dbea6e-f071-495c-b71e-3a632237269d/aihw-phe-270.pdf.aspx?inline=true

[33] Office for National Statistics. Adult smoking habits in the UK: 2019.Newport: ONS; 2020. 15 p. https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/healthandsocialcare/healthandlifeexpectancies/bulletins/adultsmokinghabitsingreatbritain/2019

[34] Douchet MA. Tabagisme et arrêt du tabac en 2021. Paris: OFDT; 2022. 20 p. https://www.ofdt.fr/publications/collections/bilans/tabagisme-et-arret-du-tabac-en-2020/

[35] Spilka S, Le Nézet O, Janssen E, Brissot A, Philippon A, Shah J, *et al*. Les drogues à 17 ans : analyse de l'enquête ESCAPAD 2017. Tendances. 2018;(123):1-8. https://www.ofdt.fr/publications/collections/tendances/les-drogues-17-ans-analyse-de-lenquete-escapad-2017-tendances-123-fevrier-2018/

[36] Beck F, Obradovic I, Palle C, Brisacier AC, Cadet-Taïrou A, Diaz Gomez C, *et al*. Usages de drogues et conséquences : quelles spécificités féminines ? Tendances. 2017;(117):1-8 p. https://www.ofdt.fr/publications/collections/tendances/usages-de-drogues-et-consequences-quelles-specificites-feminines-tendances-n-117-mars-2017/

[37] Spilka S, Philippon A, Le Nezet O, Janssen E, Eroukmanoff V, Godeau E. Usages d'alcool, de tabac et de cannabis chez les élèves de 3e en 2021. Tendances. 2021;(148):1-4. https://www.ofdt.fr/publications/collections/tendances/usages-dalcool-de-tabac-et-de-cannabis-chez-les-eleves-de-3supesup-en-2021-tendances-148-decembre-2021/

[38] Institut national du Cancer. Stratégie décennale de lutte contre les cancers 2021-2030. Feuille de route 2021-2025. Des progrès pour tous, de l'espoir pour demain. Paris: ministère des Solidarités et de la Santé; 2021. https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/feuille_de_route_-_strategie_decennale_de_lutte_contre_les_cancers.pdf.

[39] Guignard R, Nguyen-Thanh V, Delmer O, Lenormand MC, Blanchoz JM, Arwidson P. Interventions pour l'arrêt du tabac chez les fumeurs de faible niveau socio-économique : synthèse de la littérature. Santé Publique. 2018;30(1):45-60.

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

[41] Andler R, Richard J, Guignard R, Quatremère G, Verrier F, Gane J, *et al*. Baisse de la prévalence du tabagisme quotidien parmi les adultes : résultats du Baromètre de Santé publique France 2018. Bull Epidémiol Hebd. 2019;(15):271-7. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2019/15/2019_15_1.html

Citer cet article

Pasquereau A, Andler R, Guignard R, Gautier A, Soullier N, Richard J-B, *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 Épidémiol Hebd. 2022;(26):470-80. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2022/26/2022_26_1.html

INVESTIGATION DE CAS GROUPÉS D'INFECTION À SARS-COV-2 DANS LA STATION BALNÉAIRE DE QUIBERON, BRETAGNE, JUILLET-AOÛT 2020

// INVESTIGATION OF CLUSTER OF SARS-COV-2 INFECTIONS IN THE SEASIDE RESORT OF QUIBERON, BRITTANY, FRANCE, JULY-AUGUST 2020

Gwénola Picard[1] (gwenola.picard@santepubliquefrance.fr), Élisabeth Angot[1], Gwenaëlle Conan[2], Rémi Demillac[1], Alain Le Tertre[1]

[1] Santé publique France – Bretagne, Rennes
[2] Agence régionale de santé Bretagne, Direction de la santé publique, Rennes

Soumis le 27.06.2022 // *Date of submission: 06.27.2022*

Résumé // Abstract

Introduction – Le 21 juillet 2020, des cas groupés de Covid-19 ont été signalés chez de jeunes adultes. La cellule régionale de Bretagne de Santé publique France, en collaboration avec l'Agence régionale de santé (ARS), a mené une investigation épidémiologique visant à rompre les chaînes de transmission.

Méthode – Un cas ou contact primaire a été défini comme toute personne présente à Quiberon du 17 juillet au 5 août 2020 ayant réalisé un test RT-PCR *(reverse transcription-polymerase chain reaction)* SARS-CoV-2, ayant fréquenté le cas index, ou les bars, ou le camping de résidence du cas index, ou les plages la nuit. Les cas ou contacts secondaires, tertiaires ou quaternaires étaient les contacts des précédents cas ayant réalisé un test RT-PCR SARS-CoV-2. Les facteurs associés au risque d'infection à SARS-CoV-2 ont été recherchés par régression logistique multivariée.

Résultats – Pour l'analyse, 633 personnes (cas ou contacts) ont été retenues sur 716 personnes recensées. Le taux d'attaque d'infection à SARS-CoV-2 des cas primaires était de 60,9%, 7,6% chez les cas secondaires et 4,9% chez les cas tertiaires. Les symptômes étaient présents dans 54,8% des cas primaires. L'âge (médiane=19,4) était retrouvé comme facteur de risque d'infection à SARS-CoV-2 (rangs primaires et secondaires) (odds ratio : OR=0,97 ; intervalle de confiance a 95% (IC95%): [0,95-0,99]). La fréquentation d'un bar de nuit incriminé présentait un risque 3,07 fois [1,06-9,45] plus élevé de développer cette infection. De plus, les personnes de rang 1 avaient 20,3 fois [12,09-34,08] plus de risque d'être contaminées que celles de rangs supérieurs.

Discussion – Ces résultats permettent de conforter l'hypothèse de la survenue des cas de Covid-19 en lien avec la fréquentation du bar incriminé chez les jeunes adultes participant à des soirées estivales. Face à cette épidémie, les jeunes adultes sont toujours fortement touchés en raison du non-respect des gestes barrières, notamment dans les endroits clos (bars, discothèques), et des soirées souvent alcoolisées où les distanciations sociales sont peu respectées.

Background – *On July 21, 2020 multiple cases of coronavirus were reported in young adults who had attended the same bar in Quiberon. The Brittany regional unit of Santé publique France (the national public health agency) collaborated with the regional health agency to conduct an epidemiological investigation aimed at breaking the chains of transmission.*

Method – *Primary contacts and cases were defined as any person present in Quiberon between July 17 and August 5, 2020, who had performed a compliant SARS-CoV-2 RT-PCR (reverse transcription-polymerase chain reaction) test, who had been in direct contact with the index case, or in the bars of Quiberon, or on the campsite where the index case resided from 17 July 2020, or on the beaches at night with other young people. Secondary, tertiary, quaternary cases and contacts were defined as anyone who had been in contact with the latter groups and who had performed a compliant SARS-CoV-2 RT-PCR test. Factors associated with the risk of contracting the SARS-CoV-2 infection were analysed by multivariate logistic regression.*

Results – *A total of 633 (cases or contacts) out of 716 individuals were selected for analysis. The attack rate of the SARS-CoV-2 infection for primary cases was 60.9%, 7.6% in secondary cases, and 4.9% in tertiary cases. Symptoms of SARS-CoV-2 in primary cases were present in 54.8%. In statistical analyses, age was found to be a risk factor in the primary and secondary ranks; young adults were more likely to have SARS-CoV-2 than older people (odds ratio (OR)=0.97; 95% confidence interval (95%CI): [0.95-0.99]). Attendance at the night*

bar involved a risk 3.07 times higher (95%CI [1.06-9.45]) of developing the SARS-CoV-2 disease. In addition, individuals classified as primary contacts were 20.3 [12.09-34.08] times more likely to be contaminated than further removed contacts.

Discussion – *These results support the hypothesis of multiple SARS-CoV-2 infections resulting from attendance at the bar in question by young adults on nights out. Preventive recommendations, especially aimed at young adults, must be emphasised in the event of summer outbreaks of SARS-CoV-2, as this population is vulnerable to exposition during festive events, often held in closed spaces (bars, nightclubs) with inebriated groups where social distancing is poorly respected.*

Mots-clés : Covid-19, SARS-CoV-2, Bar de nuit, Jeunes adultes
// Keywords: COVID-19, SARS-CoV-2, Nightclub, Young adults

Introduction

Un nouvel agent pathogène de la famille des coronavirus, dénommé SARS-CoV-2, a émergé fin 2019 dans la province du Hubei en Chine[1]. Le 11 mars 2020, avec 118 000 cas et 4 291 décès dans 114 pays, l'Organisation mondiale de la Santé a déclaré la première pandémie à coronavirus[2]. En France, les premiers cas ont été identifiés le 24 janvier 2020[3]. Le 10 mars 2020, 2 039 cas ont été diagnostiqués, dont 44 décès[4]. Pour contenir l'épidémie, la population française a alors été confinée, et tous les lieux publics « non essentiels » ont été fermés. En mai 2020, malgré une faible immunité dans la population, la baisse des indicateurs hospitaliers a permis l'annonce de mesures de déconfinement progressives en fonction des régions sur dérogation préfectorale[5]. Le 2 Juin 2020, un nouvel assouplissement des mesures de déconfinement est entré en vigueur, avec notamment la réouverture des bars et restaurants sous certaines conditions. L'entrée dans les boîtes de nuit ou les rassemblements dans des lieux couverts sont restés interdits.

En Europe, dès le mois de juin, une recrudescence de cas a été observée dans certains pays parmi les jeunes adultes (les 15-29 ans en Catalogne, Espagne). En France, cette recrudescence des cas a été également notée en semaine 30 (19-25 juillet 2020) : le nombre de cas testés positifs était en augmentation pour la troisième semaine consécutive et s'intensifiait (S28 : +21% ; S29 : +28% ; S30 : +54%.). L'élévation de l'incidence (8,6 cas pour 100 000 habitants *vs* 5,5 en semaine 29) était observée dans l'ensemble des classes d'âge, mais concernait plus particulièrement les jeunes adultes. Une nette augmentation du nombre de nouveaux clusters détectés depuis début juillet 2020[6] a également été constatée.

Le 21 juillet 2020, des cas de Covid-19 étaient signalés à l'Agence régionale de santé (ARS) Bretagne à Quiberon (Morbihan). Parmi ces cas, un saisonnier, vivant dans un camping durant les deux mois d'été, était en contact chaque soir avec d'autres jeunes (camping, plages, bars, notamment un bar de nuit très prisé des jeunes). Compte tenu de la haute fréquentation de la station balnéaire, ce signalement a reçu une attention particulière.

Une étude épidémiologique a été réalisée avec pour objectifs de décrire l'épidémie, de rompre les chaînes de transmission et d'identifier les facteurs de risques d'infection à SARS-CoV-2.

Méthode

Définition de cas/contact

Le cas index a été défini comme la personne testée positive à SARS-CoV-2 par RT-PCR *(reverse transcription-polymerase chain reaction)* le 20 juillet 2020, et ayant donné l'alerte aux autorités sanitaires.

Un cas ou contact « primaire » a été défini comme toute personne présente à Quiberon, entre le 17 juillet et le 5 août 2020, présentant un test RT-PCR positif (cas) ou négatif (contact), ayant fréquenté le cas index, les bars de nuit de Quiberon, le camping où résidait le cas index, ou se retrouvant sur les plages la nuit avec d'autres jeunes.

Les cas ou contacts secondaires, tertiaires ou quaternaires étaient les contacts des précédents cas ayant un test RT-PCR positif ou négatif.

Critères d'exclusion

A été exclue de l'analyse, toute personne identifiée comme contact à risque sur la période, mais n'ayant pas réalisé de test RT-PCR, ou refusant de répondre au *contact-tracing* sur des conduites à risque, ou venue se faire tester lors du dépistage gratuit (mairie de Quiberon), mais sans contact à risque.

Recensement des cas et contacts

Les cas et contacts ont été recensés à partir du *contact-tracing* de la Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) et de l'ARS à partir du 22 juillet 2020 (contacts à risque du cas index, occupants du camping de résidence du cas index). À chaque cas positif au SARS-CoV-2, les contacts à risque étaient invités à s'isoler et à réaliser un test RT-PCR. Les dates des résultats RT-PCR ont été recueillies *via* la plateforme de téléservice « Contact Covid » de la CPAM et la plateforme sécurisée SI-DEP (Système d'information de dépistage). Chaque personne identifiée a été répartie en cas ou en contact primaire, secondaire, tertiaire ou quaternaire en fonction des critères définis (fréquentation du cas index, activité nocturne, rang du contact à risque). Les variables recueillies étaient le sexe, la date de naissance, la date du test RT-PCR et son résultat ainsi que la fréquentation ou non des lieux potentiellement contaminants. Pour les diagnostics positifs, la résidence principale, la présence de symptômes, le nombre de contacts à risque, l'hospitalisation ont été complétés. À toutes les étapes d'enregistrement, de traitement et de conservation

des données épidémiologiques, les consignes de l'autorisation n°341 194 v 42 de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil), relatives à l'informatisation des données épidémiologiques recueillies lors des investigations d'épidémies réalisées par Santé publique France, ont été suivies.

Analyse statistique

Les analyses statistiques ont été réalisées avec le logiciel Stata® version 14.2. Des taux d'attaque de l'infection à SARS-CoV-2 ont été calculés pour les différents rangs de contamination. La force de l'association entre les variables d'exposition et l'infection à SARS-CoV-2 a été évaluée par le calcul d'odds ratio (OR) et leur intervalle de confiance à 95% (IC95%). L'analyse multivariée des facteurs de risque d'infection a utilisé une régression logistique (seuil p=0,05), intégrant dans les modèles toutes les variables associées en analyse univariée.

Résultats

Du 20 juillet au 13 août 2020, 716 personnes ont été recensées dans ce cluster. Quatre-vingt-trois personnes ont été exclues de l'analyse, soit 11% : 1 pour test RT-PCR de complaisance, 3 pour refus de répondre au *contact-tracing* et 79 (dont seulement 4 personnes étaient des cas ou contacts primaires) pour non-réalisation d'un test RT-PCR. Les personnes de rang 1 réalisaient 5 fois plus souvent un test RT-PCR que les personnes de rang 2,3 ou 4, 97,1% *vs* 86,9% (OR=5,03 ; IC95%: [1,96-16,45]). Ces personnes de rang 1 étaient majoritairement des touristes en vacances à Quiberon ou des saisonniers (bars, crêperies, supermarchés).

Au total, l'analyse a porté sur 633 personnes ayant pu bénéficier d'un prélèvement RT-PCR et définies comme cas ou contact primaire, secondaire, tertiaire ou quaternaire.

Analyse descriptive

Caractéristiques de la population étudiée

Il y avait 21% de contacts primaires, parmi lesquels 42,4% avaient fréquenté le cas index, 86,4% le bar de nuit incriminé, 11,4% le camping fréquenté par le cas index et 1,5% les plages ou les autres bars de Quiberon la nuit. Parmi les autres contacts, 54% étaient des contacts secondaires, 19% des contacts tertiaires et 6% des contacts quaternaires.

Caractéristiques des cas

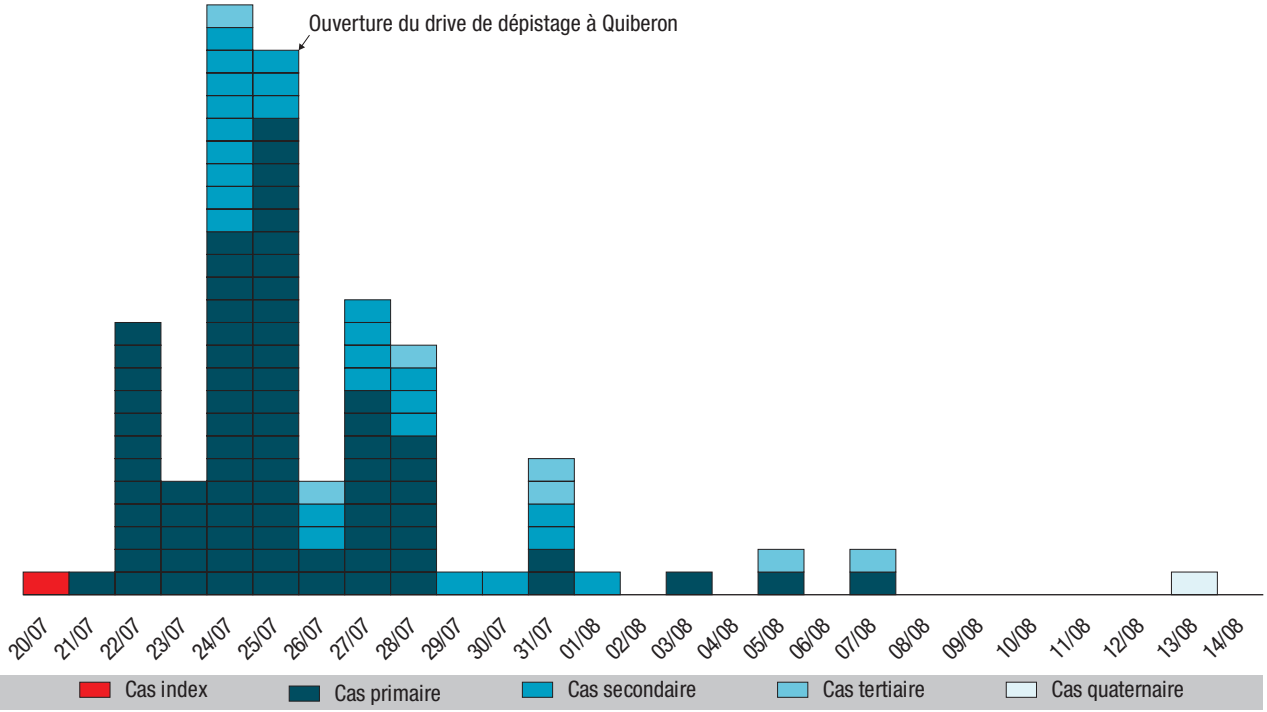
Parmi ces 633 personnes, le diagnostic de SARS-CoV-2 était revenu positif pour 115 personnes, soit 18,2%.

Le cas index avait présenté ses premiers symptômes (asthénie) le jeudi 16 juillet 2020, puis des symptômes plus marqués (fièvre, malaises, céphalées) les 18 et 19 juillet. Ce saisonnier avait réalisé un test RT-PCR le lundi 20 juillet qui s'était révélé positif. Parmi les amis qu'il fréquentait lors des soirées (bar de nuit), une personne symptomatique avait été testée positive le 21 juillet.

Le cas index avait identifié 59 contacts à risque (soirées au camping, bar de nuit ou nuit sur les plages). Le *contact-tracing* avait permis d'identifier les autres cas positifs (du 22 au 24 juillet 2020). En parallèle, le dépistage massif proposé par la commune et relayé par les médias avait permis d'identifier d'autres cas dans les jours suivants (figure 1).

Figure 1

Distribution des cas d'infection à SARS-CoV-2 identifiés, par jour, selon la date du test RT-PCR, Quiberon, juillet-août 2020



Parmi les 115 personnes positives, 62,6% étaient des hommes, l'âge médian des cas était de 19,4 ans [13,4-62,2], 54,8% étaient symptomatiques, 72% de ces cas étaient domiciliés en Bretagne et 14% dans les Pays de la Loire (figure 2).

Parmi les 133 contacts primaires, 81 personnes étaient positives, soit un taux d'attaque (TA) de 60,9%. Sur les 81 cas, 31 personnes avaient fréquenté le cas index (38,3%) et 74 personnes avaient fréquenté le bar de nuit incriminé (91,4%). L'âge médian des cas était de 19,3 ans [16-54,4]. Les hommes étaient les plus touchés (69,1% des cas). Et 66,7% des cas présentaient des symptômes. Le nombre médian de contacts à risque par cas déclaré était de 6 [1-58].

Sur 341 contacts secondaires 26 personnes s'étaient révélées être des cas secondaires (TA : 7,6%). L'âge médian des cas était de 19,0 ans [13,4-62,2], 57,7% étaient des femmes et 23,1% des cas secondaires présentaient des symptômes (n=6). Le nombre médian de contacts à risque déclaré était de 4 [1-36].

Sur 123 contacts tertiaires, 6 personnes étaient des cas tertiaires (TA : 4,9%). L'âge médian des cas était de 26,4 ans [20,7-49,8], 2 de ces cas présentaient des symptômes, dont 1 femme de 47 ans hospitalisée. Le nombre médian de contacts à risque déclaré était de 4 [1-21].

Une personne était 1 cas quaternaire sur les 35 contacts quaternaires.

Facteurs associés au risque d'infection à SARS-CoV-2 : analyse univariée

Parmi les 115 personnes positives, les hommes étaient plus nombreux (62,6%). Toutefois, il n'était pas noté d'association entre le sexe et le fait d'être diagnostiqué positif ou négatif (p=0,44). Ce résultat était retrouvé pour l'ensemble des sous-groupes (primaires, secondaires, tertiaires/quaternaires).

L'âge médian des 115 cas positifs était de 19,4 ans [13,4-62,2] *versus* 23,4 ans [0,64-82,6] pour les 518 personnes négatives (p<10-4). Dans les sous-groupes, cette différence selon l'âge était également retrouvée chez les cas primaires (p<0,0009) et secondaires (p=0,01).

Il n'était pas noté de différence entre le nombre de contacts déclarés par les cas primaires (médiane=6) et les cas de rangs supérieurs (médiane=4) (p=0,13).

Une différence était observée concernant les taux d'attaque (cas primaires/secondaires). Une personne de rang primaire avait 18,9 fois plus de risque d'être positive au SARS-CoV-2 qu'une personne de rang secondaire (tableau 1). Cette différence n'était pas mise en évidence avec les personnes issues des rangs suivants.

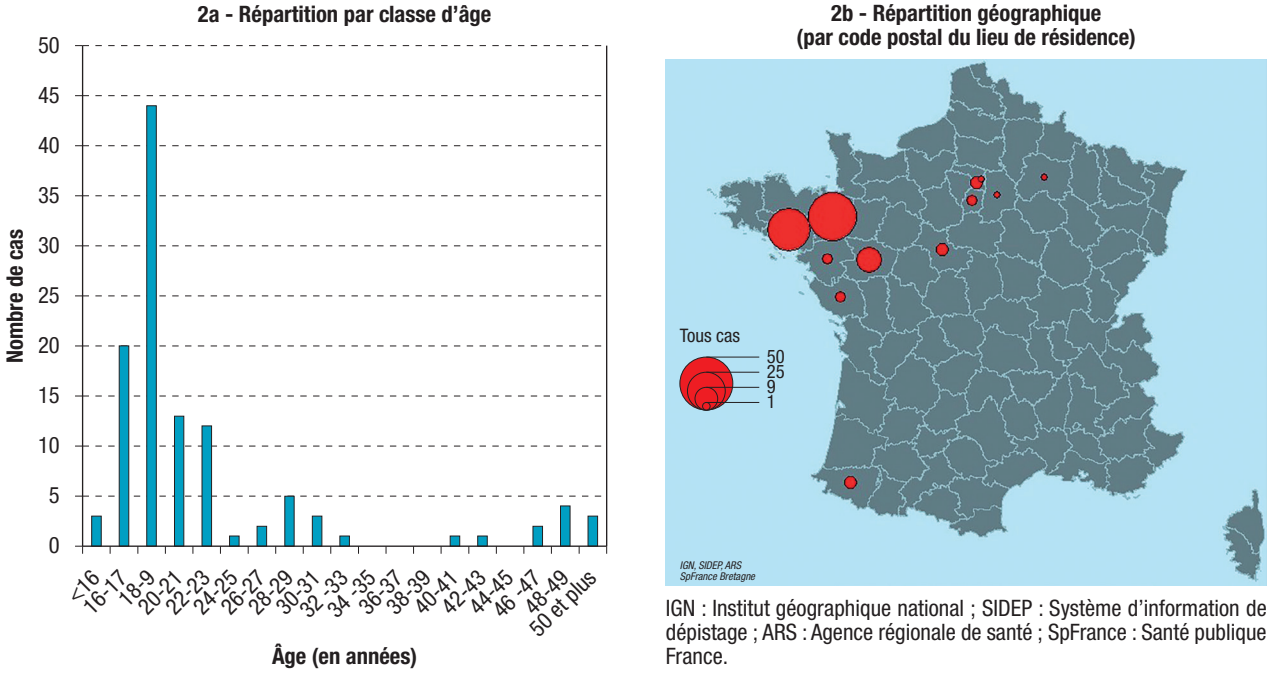
Chez les cas primaires, il n'y avait pas de différence pour les personnes ayant été en contact avec le cas index. En revanche, une différence était notée chez les cas primaires ayant fréquenté le bar incriminé. Ils avaient 2,8 fois plus de risque d'être positifs au SARS-CoV-2 que ceux ne l'ayant pas fréquenté (tableau 1).

Facteurs associés au risque d'infection à SARS-CoV-2 : analyse multivariée

Une analyse de régression logistique a été menée sur l'ensemble de ce cluster. Pour tenir compte de l'exposition de certains facteurs, deux modèles ont été retenus (tableau 2).

Figure 2

Répartition par classe d'âge et géographique des cas identifiés, Quiberon, juillet-août 2020



IGN : Institut géographique national ; SIDEP : Système d'information de dépistage ; ARS : Agence régionale de santé ; SpFrance : Santé publique France.

Tableau 1

Association du rang de contamination, de la fréquentation du cas index ou du bar incriminé en fonction du diagnostic de SARS-CoV-2 par RT-PCR, Quiberon, juillet-août 2020

	Diagnostic positif	Diagnostic négatif	Total	Odds ratio brut [IC95%]	p
Rang de contamination					
Primaire	81	52	133	18,9 [11,1-32,2]	$<10^{-10}$
Secondaire	26	315	341	1,6 [0,6-4,4]	0,31
Tertiaire	6	116	123	Référence	
Total	113	483	597		
Fréquentation du cas index					
Oui	31	25	56	0,67 [0,33-1,35]	0,26
Non	50	27	77	Référence	
Total	81	52	133		
Fréquentation du bar incriminé					
Oui	74	41	115	2,83 [1,02-7,88]	0,04
Non	7	11	18	Référence	
Total	81	52	133		

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 2

Association entre le diagnostic de SARS-CoV-2 et les caractéristiques des personnes de rang 1 ou sur l'ensemble du cluster, Quiberon, juillet-août 2020

	Odds ratio ajusté [IC95%]	p
Modèle chez les cas/contacts primaires (n=133)		
Variables retenues		
Sexe		
Masculin	0,97 [0,41-2,21]	0,93
Féminin	Référence	
Fréquentation du cas index		
Oui	0,53 [0,24-1,15]	0,11
Non	Référence	
Fréquentation du bar de nuit		
Oui	**3,07 [1,06-9,45]**	**0,042**
Non	Référence	
Âge	0,94 [0,88-1,00]	0,062
Modèle pour l'ensemble du cluster (n=633)		
Variables retenues		
Sexe		
Masculin	1,37 [0,81-2,31]	0,24
Féminin	Référence	
Rang du contact à risque		
1	**20,3 [12,09-34,08]**	**<0,001**
>1	Référence	
Âge	**0,97 [0,95-0,99]**	**0,05**

En gras figurent les associations significatives.
IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Modèle chez les cas/contacts primaires (n=133)

Les variables retenues pour ce modèle étaient le sexe, l'âge, le contact avec le cas index et la fréquentation du bar de nuit. Seule la fréquentation du bar a été identifiée comme à risque indépendamment des autres facteurs. Un risque 3 fois plus élevé a été relevé lorsqu'une personne fréquentait ce bar pendant la période d'étude.

Modèle pour l'ensemble du cluster (n=633)

Les variables retenues pour ce modèle étaient le sexe, l'âge et le rang de contamination. Sur l'ensemble du cluster, le rang de contamination a été identifié comme facteur de risque. En effet, une personne définie comme primaire avait 20 fois plus de risque de diagnostic positif au SARS-CoV-2 qu'une personne d'un rang supérieur. L'âge est également un facteur de risque dans ce cluster : les plus jeunes avaient davantage de risques d'être positifs.

Communication et gestion de l'événement par les autorités sanitaires, municipales et préfectorales

Face à ce cluster, l'ARS Bretagne a communiqué le 24 juillet 2020 la découverte de cinq cas positifs en moins d'une semaine à Quiberon. Le maire de Quiberon a pris un arrêté le jeudi 23 juillet rendant obligatoire le port du masque dans les zones très fréquentées de la ville. Le 24 juillet au soir, un arrêté de fermeture de deux mois d'un bar de nuit a été remis en main propre par le préfet. Cette ancienne discothèque, reconvertie en bar de nuit pour rouvrir après le déconfinement, était très fréquentée, en majorité par les jeunes vacanciers et saisonniers. Face à la situation préoccupante, d'autres mesures de gestion collective ont été prises : fermeture des plages, parcs et jardins entre 21 h et 7 h et ouverture d'un drive de dépistage le 25 juillet, invitant toutes les personnes ayant une activité nocturne ou étant susceptibles d'avoir été en contact avec les cas confirmés à se faire dépister.

Discussion

Les résultats de cette investigation ont permis d'identifier 115 personnes positives au SARS-CoV-2 sur 716 personnes recensées dans ce cluster pour la période (20 juillet au 13 août 2020).

Le fort taux d'attaque des cas primaires (60,9%) par rapport aux cas secondaires (7,6%) s'explique par l'hypothèse de la fréquentation d'un bar de nuit à Quiberon. Les cas primaires ayant fréquenté ce bar avaient trois fois plus de risque d'être positifs que ceux ne l'ayant pas fréquenté. Cette discothèque très prisée des jeunes de Quiberon avait été reconvertie en bar de nuit pour permettre sa réouverture après le déconfinement en mai 2020. En effet, en France comme dans de nombreux pays, le gouvernement avait pris des mesures pour fermer les bars et discothèques en 2020. Les professionnels de la vie nocturne ont souvent qualifié ce type de mesures comme étant non fondées et discriminatoires. Ces endroits clos sont considérés comme des lieux à haut risque de transmission du SARS-CoV-2 du fait du manque de ventilation fréquent[7,8]. Le principal mode de transmission du virus est la respiration directe des gouttelettes émises lors de contacts sociaux étroits ou dans des lieux mal ventilés. La fréquentation des bars/discothèques ou autres lieux nocturnes sont des facteurs de risque de contamination au SARS-CoV-2 décrits dans la littérature (États-Unis, Japon…)[7-15]. Au début de l'épidémie à Tokyo, la participation aux activités nocturnes a été associée aux résultats positifs à SARS-CoV-2[13]. Une étude américaine chez les adultes (≥18 ans) a conclu à un risque de contamination 3,9 fois supérieur chez les personnes fréquentant les bars. Ce chiffre se rapproche de celui de notre étude[10]. Dans ces endroits clos, le port du masque et les distanciations sociales sont difficiles à maintenir et peuvent accroître le risque de transmission communautaire du SARS-CoV-2[11]. De plus, des études ont montré que la consommation d'alcool lors de ces soirées peut entraîner une diminution du respect de la distanciation physique[9,12,15,16]. Dans l'étude d'Allen et coll.[9], les jeunes buvant des boissons alcoolisées (dans les bars ou discothèques) avaient presque trois fois plus de risque d'être diagnostiqués positifs au SARS-CoV-2[9]. D'autres études ont permis d'indiquer que l'alcool inhibe la mise en garde naturelle que les gens ressentent envers les inconnus, favorise la transmission du virus entre des groupes sociaux ne se connaissant pas[12] et l'augmentation de contacts interpersonnels[16]. La recrudescence des cas en ce début d'été 2020 dans ces lieux nocturnes a été non négligeable en Europe (France, Suisse, Espagne, notamment Barcelone).

Lors des analyses, l'âge a été retrouvé comme facteur de risque. Les jeunes adultes (médiane=19,4) étaient plus à risque d'être positifs au SARS-CoV-2 que les personnes plus âgées. Les jeunes, compte tenu de la faible incidence de ce début d'été 2020 et de la levée des mesures de confinement, considéraient l'épidémie comme derrière eux et profitaient des réouvertures des bars, malgré leur faible immunité face au SARS-CoV-2. Pour autant, le nombre de personnes fréquentées n'a pas été retrouvé comme facteur de risque d'une plus grande contamination. De plus, si au début de l'épidémie, les jeunes ont pris conscience du risque élevé de contamination et ont adhéré au respect des gestes barrières, notamment en cas de proches à risque de contracter la maladie[17,18], au fil des mois, et forts d'une meilleure connaissance du virus (moindre sévérité dans cette classe d'âge), ils se sont sentis moins vulnérables que leurs aînés[14-19]. Aussi, l'adhésion aux politiques publiques (port du masque, distanciation sociale, lavage des mains) et l'auto-isolement, face à la pression sociale (autres jeunes), ont été moins respectés chez les jeunes adultes, notamment lors des soirées[20,21].

Parmi les 115 personnes positives au SARS-CoV-2 de notre étude, les hommes étaient plus nombreux que les femmes : 62,6 % *vs* 37,4%. De nombreuses études démontrent que les femmes, plus que les hommes (jeunes adultes ou étudiants) ont un meilleur respect des gestes barrières (port du masque, fréquence du lavage des mains, distanciation sociale, respect du nombre de personnes lors des rassemblements temporaires)[22-24].

Sur l'ensemble du cluster, le rang de contamination a été identifié comme facteur de risque. Une personne de rang primaire avait 20 fois plus de risque de diagnostic positif qu'une personne d'un rang supérieur. Les personnes de rang secondaire contaminées étaient plus souvent des jeunes ne respectant pas les gestes barrières avec les cas primaires. Au retour de Quiberon, les cas paucisymptomatiques, asymptomatiques ou en phase d'incubation, ont fréquenté des amis, leurs familles restées chez eux, les contaminant à leur tour. La distanciation sociale, l'isolement et le port du masque dans un milieu familier ont été peu respectés alors que des mouvements de population avaient eu lieu pendant cette période estivale. Cependant le dépistage moindre dans les rangs 2, 3 ou 4 a pu sous-estimer le taux d'attaque retrouvé dans cette investigation. En effet, parmi les 79 personnes non prélevées, seules 5% étaient des contacts primaires (*vs* 76% des contacts secondaires, 9,6% des contacts tertiaires). Les personnes de rang 1 incitées à se faire dépister par le *contact-tracing* et la ville de Quiberon (*drive* de dépistage) avaient réalisé 5 fois plus souvent un test RT-PCR que les personnes de rangs supérieurs. La non-adhésion à la réalisation d'un test RT-PCR chez les contacts secondaires est possible car les personnes, souvent jeunes, paucisymptomatiques ou asymptomatiques, ne se sentaient pas concernées par la contamination. Résidant loin du cluster de Quiberon, ils avaient certes côtoyé un cas primaire, mais ne portaient que peu d'attention au dépistage.

Notre étude présente certaines limites. Les données recueillies sur la présence ou non de symptômes ont pu être mal renseignées, donc sous-estimées (plateforme SI-DEP renseignée par les biologistes). Pour affiner notre étude, d'autres données auraient pu être recueillies : respect ou non des gestes barrières, consommation ou non d'alcool, nombre de soirées, port du masque ou non dans le bar incriminé, fréquence et dates de fréquentation du bar incriminé.

Conclusion

L'augmentation de nouveaux cas enregistrés en juillet 2020 est probablement due à l'assouplissement des restrictions imposées aux activités sociales, récréatives et économiques par les différents gouvernements européens. Cette flambée épidémique n'a pas épargné les stations balnéaires comme Quiberon, marquée par l'afflux de touristes et la fréquentation des lieux festifs (bars de nuit) par les jeunes adultes.

Aussi, ces constatations soulignent la nécessité de communiquer auprès du public, notamment celui des jeunes adultes, *via* des campagnes de prévention adaptées pour limiter la propagation du SARS-CoV-2 par des messages, lors de rassemblements (festifs, familiaux), sur le respect des gestes barrières (port du masque et hygiène des mains), mais aussi sur la nécessité de réalisation d'un test en cas de symptômes et sur le respect de l'isolement dès que les personnes sont positives.

Il semble également important d'accompagner les professionnels recevant du public, notamment dans les endroits clos sur les mesures sanitaires et techniques, et de rappeler les messages de prévention envers le personnel lorsqu'aucune mesure de distanciation sociale n'est ou ne peut être appliquée.

En 2021, plus d'un an après cet épisode, malgré l'arrivée de vaccins anti-Covid, une nouvelle vague de Covid-19 a redémarré dans plusieurs pays du monde alors que les vacances d'été commençaient (depuis la semaine 27, avec une accélération en semaine 29). En Espagne et au Portugal, avec l'arrivée de nouveaux variants, notamment le Delta, la croissance des cas de Covid-19 s'est intensifiée, tirée par le tourisme, la fête et le tourisme de la fête.

Après l'allègement des gestes barrières par tous les gouvernements européens au printemps 2022, le port du masque non obligatoire et la fin du « pass vaccinal », l'épidémie de Covid-19 demeure, avec des taux d'incidence élevée et des réinfections nombreuses. Les recommandations sanitaires restent donc toujours d'actualité. ■

Remerciements

Les auteurs remercient Cynthia Hurel, interne en santé publique (Agence régionale de santé (ARS) de Bretagne), pour la mise en œuvre de l'enquête, les personnes du *contact-tracing* (ARS Bretagne et Assurance maladie) pour l'identification des cas et contacts, et l'ensemble des personnes interrogées ayant pris le temps de répondre et ainsi permis de mener à bien cette investigation.

Liens d'intérêt

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

Références

[1] Organisation mondiale de la Santé. Timeline: WHO's COVID-19 response. Genève: OMS;2022. https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/interactive-timeline

[2] Organisation mondiale de la Santé. WHO Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 – 11 March 2020. Genève: OMS; 2020. https://www.who.int/fr/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020

[3] Bernard Stoecklin S, Rolland P, Silué Y, Mailles A, Campèse C, Simondon A, *et al*. First cases of coronavirus disease 2019 (COVID-19) in France: surveillance, investigations and control measures, January 2020. Euro Surveill. 2020;25(6):2000094.

[4] Santé Publique France. Covid-19 : point épidémiologique du 10 mars 2020. Saint-Maurice: Santé publique France; 2020. 5 p. https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-et-infections-respiratoires/infection-a-coronavirus/documents/bulletin-national/covid-19-point-epidemiologique-du-10-mars-2020

[5] Le Vu S, Jones G, Anna F, Rose T, Richard JB, Bernard-Stoecklin S, *et al*. Prevalence of SARS-CoV-2 antibodies in France: results from nationwide serological surveillance. Nat Commun. 2021;12(1):3025.

[6] Spaccaferri G, Calba C, Vilain P, Garras L, Durand C, Pilorget C, *et al*. COVID-19 hotspots through clusters analysis in France (may-October 2020): where should we track the virus to mitigate the spread? BMC Public Health. 2021;21(1):1834.

[7] Chau NVV, Hong NTT, Ngoc NM, Thanh TT, Khanh PNQ, Nguyet LA, *et al*. Superspreading Event of SARS-CoV-2 Infection at a Bar, Ho Chi Minh City, Vietnam. Emerg Infect Dis. 2021;27(1):310-4.

[8] Muller N, Kunze M, Steitz F, Saad NJ, Mühlemann B, Beheim-Schwarzbach JI, *et al*. Severe acute respiratory syndrome coronavirus 2 outbreak related to a nightclub, Germany, 2020. Emerg Infect Dis. 2020;27(2):645-8.

[9] Allen HK, Cohen-Winans S, Armstrong K, Clark NC, Ford MA. COVID-19 exposure and diagnosis among college student drinkers: links to alcohol use behavior, motives, and context. Transl Behav Med. 2021;11(7):1348-53.

[10] Fisher KA, Tenforde MW, Feldstein LR, Lindsell CJ, Shapiro NI, Files DC, *et al*. Community and Close Contact Exposures Associated with COVID-19 Among Symptomatic Adults ≥18 Years in 11 Outpatient Health Care Facilities – United States, July 2020. MMWR Morb Mortal Wkly Rep. 2020;69(36):1258-64.

[11] Sami S, Turbyfill CR, Daniel-Wayman S, Shonkwiler S, Fisher KA, Kuhring M, *et al*. Community Transmission of SARS-CoV-2 Associated with a Local Bar Opening Event – Illinois, February 2021. MMWR Morb Mortal Wkly Rep. 2021;70(14):528-32.

[12] Gurrieri L, Fairbairn CE, Sayette MA, Bosch N. Alcohol narrows physical distance between strangers. Proc Natl Acad Sci U S A. 2021;118(20):e2101937118.

[13] Takaya S, Tsuzuki S, Hayakawa K, Kawashima A, Okuhama A, Kanda K, *et al*. Nightlife clusters of coronavirus disease in Tokyo between March and April 2020. Epidemiol Infect. 2020;148:e250.

[14] Suffoletto B, Ram N, Chung T. In-Person Contacts and Their Relationship With Alcohol Consumption Among Young Adults With Hazardous Drinking During a Pandemic. J Adolesc Health. 2020;67(5):671-6.

[15] Fitzgerald N, Uny I, Brown A, Eadie D, Ford A, Lewsey J, *et al*. Managing COVID-19 Transmission Risks in Bars: An Interview and Observation Study. J Stud Alcohol Drugs. 2021;82(1):42-54.

[16] Thrul J, Kuntsche E. Interactions between drinking motives and friends in predicting young adults' alcohol use. Prev Sci. 2016; 17(5):626-35.

[17] Franzen A, Wöhner F. Coronavirus risk perception and compliance with social distancing measures in a sample of young adults: Evidence from Switzerland. PLoS One. 2021;16(2):e0247447.

[18] Moore RC, Lee AY, Hancock JT, Halley MC, Linos E. Age-Related Differences in Experiences With Social Distancing at the Onset of the COVID-19 Pandemic: A Computational and Content Analytic Investigation of Natural Language From a Social Media Survey. JMIR Hum Factors. 2021;8(2):e26043.

[19] Preusting LC, Raadsen MP, Abourashed A, Voeten HACM, Wagener MN, de Wit E, *et al*. COVID-19 related stigma and health-protective behaviours among adolescents in the Netherlands: An explorative study. PLoS One. 2021;16(6):e0253342.

[20] Hutchins HJ, Wolff B, Leeb R, Ko JY, Odom E, Willey J, *et al*. COVID-19 Mitigation Behaviors by Age Group – United States, April-June 2020. MMWR Morb Mortal Wkly Rep. 2020;69(43):1584-90.

[21] Wilson RF, Sharma AJ, Schluechtermann S, Currie DW, Mangan J, Kaplan B, et al. Factors influencing risk for COVID-19 exposure among young adults aged 18-23 Years – Winnebago County, Wisconsin, March-July 2020. MMWR Morb Mortal Wkly Rep. 2020;69(41):1497-502.

[22] Guzek D, Skolmowska D, Głąbska D. Analysis of gender-dependent personal protective behaviors in a national sample: Polish adolescents' COVID-19 experience (PLACE-19) study. Int J Environ Res Public Health. 2020;17(16):5770.

[23] Mant M, Holland A, Prine A. Canadian university students' perceptions of COVID-19 severity, susceptibility, and health behaviours during the early pandemic period. Public Health Pract (Oxf). 2021;2:100114.

[24] Zysset AE, Schlatter N, von Wyl A, Huber M, Volken T, Dratva J. Students' experience and adherence to containment measures during COVID-19 in Switzerland. Health Promot Int. 2021;36(6):1683-93.

Citer cet article

Picard G, Angot É, Conan G, Demillac R, Le Tertre A. Investigation de cas groupés d'infection à SARS-CoV-2 dans la station balnéaire de Quiberon, Bretagne, juillet 2020. Bull Épidémiol Hebd. 2022;(26):481-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2022/26/2022_26_2.html

ARTICLE // Article

TENDANCES DE MORTALITÉ INTRA ET EXTRAHOSPITALIÈRE PAR SYNDROME CORONAIRE AIGU CHEZ LES 35-74 ANS DANS LES TROIS REGISTRES FRANÇAIS DE CARDIOPATHIES ISCHÉMIQUES : RÉSULTATS SUR LA PÉRIODE 2004-2018

// TRENDS OF IN-HOSPITAL AND OUT-OF-HOSPITAL MORTALITY DUE TO ACUTE CORONARY SYNDROME AMONG 35-74 YEARS-OLD: RESULTS FROM THE THREE FRENCH ISCHEMIC HEART DISEASE REGISTRIES FOR THE PERIOD 2004-2018

Katia Biasch[1] (kbiasch@unistra.fr), Stefy Gbokou[1], Samantha Huo Yung Kai[2,3], Carine Blanc-Garin[4], Philippe Amouyel[4], Aline Meirhaeghe[4], Jean Ferrières[2,5], Jean Dallongeville[4], Marie Moitry[1,6]

[1] *Laboratoire d'épidémiologie et de santé publique, Université de Strasbourg*
[2] *Centre d'épidémiologie et de recherche en santé des populations de Toulouse (Cerpop), Université Paul Sabatier, Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm) UMR 1295, Toulouse*
[3] *Service d'épidémiologie, Centre hospitalier universitaire (CHU) de Toulouse*
[4] *Université de Lille, Inserm, CHU de Lille, Institut Pasteur de Lille, U1167 – RID-AGE – Facteurs de risque et déterminants moléculaires des maladies liées au vieillissement, Lille*
[5] *Service de cardiologie, CHU de Toulouse*
[6] *Service de santé publique, Hôpitaux universitaires de Strasbourg*

Soumis le 17.06.2022 // *Date of submission: 06.17.2022*

Résumé // Abstract

Contexte – Ces dernières décennies, l'amélioration de la prise en charge des syndromes coronaires aigus (SCA) s'est accompagnée d'une diminution nette de la mortalité intrahospitalière. L'évolution de la mortalité extrahospitalière par SCA en France est moins bien connue. L'objectif était d'estimer les tendances de mortalité intra et extrahospitalière par SCA dans les trois registres français des cardiopathies ischémiques entre 2004 et 2018, d'étudier leur contribution respective à la mortalité globale par SCA et décliner ces résultats par zone géographique.

Matériel et méthode – Tous les événements coronaires aigus fatals survenant entre janvier 2004 et décembre 2018 ont été enregistrés chez les patients âgés de 35 à 74 ans dans les trois registres français Monica *(Monitoring trends and determinants in cardiovascular disease)*. Les tendances des taux de mortalité standardisés selon l'âge ont été exprimées en pourcentage de variation annuelle (PVA).

Résultats – Entre 2004 et 2018, 17 487 événements mortels ont été enregistrés, dont 70% sont survenus à l'extérieur de l'hôpital. Près de 90% des décès extrahospitaliers se sont produits à domicile. Les diminutions des taux de mortalité par SCA étaient plus importantes en intra- qu'en extrahospitalier à Lille (PVA -3,9% *vs* -2,6%) et Strasbourg (PVA -3,9% *vs* -2,4%), mais l'inverse était observé à Toulouse (PVA -3,5% en intra *vs* -5,5% en extrahospitalier). Cela se traduisait, à Toulouse, par une diminution de la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA de 74,9% à 67,7%.

Conclusion – Entre 2004 et 2018, la mortalité intrahospitalière par SCA a diminué plus rapidement que la mortalité extrahospitalière à Lille et Strasbourg. L'inverse était observé à Toulouse, où la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA était initialement à un niveau plus élevé. Dans les trois centres, la mortalité extrahospitalière reste majoritaire, ce qui souligne la nécessité de développer davantage les moyens de la réduire, notamment par la promotion des gestes de premiers secours dans la population.

Context – *Improvements in medical care of acute coronary syndrome (ACS) events in recent decades have led to a consistent decrease in in-hospital mortality. There is little data about trends of out-of-hospital mortality in France. The purpose was to estimate trends regarding in- and out-of-hospital ACS mortality rates from 2004 to 2018 and their respective contributions to total ACS mortality in the three geographical areas covered by the French MONICA registries (Monitoring trends and determinants in cardiovascular disease).*

Method – *All fatal ACS among 35-74 year-olds that occurred between January 2004 and December 2018 were recorded in three French registries for Lille, Strasbourg and Toulouse. Trends in age-standardized mortality rates were expressed as annual percentage changes (APC).*

Results – *Between 2004 and 2018, 17,487 fatal ACS were recorded, of which 70% occurred out-of-hospital. Almost 90% of out-of-hospital deaths occurred at home. Decreases in ACS mortality rates were greater in-hospital than out-of-hospital in Lille (APC -3.9%* vs *-2.6%) and Strasbourg (APC -3.9%* vs *-2.4%). An inverse trend was found in Toulouse (APC -3,5% for in-hospital* vs *-5,5% for out-of-hospital), resulting in a decrease in the contribution of out-of-hospital mortality to total ACS mortality, from 74.9% to 67.7%.*

Conclusion – *Between 2004 and 2018, in-hospital mortality due to ACS decreased more rapidly than out-of-hospital mortality in Lille and Strasbourg. An inverse trend was observed in Toulouse, where the contribution of out-of-hospital mortality to total ACS mortality was initially higher. The contribution of out-of-hospital mortality to total ACS mortality remains predominant, highlighting the extent to which out-of-hospital mortality drives global ACS mortality rates and the need to further investigate ways to reduce it, particularly by promoting first-aid knowledge among the general population.*

Mots-clés : Syndrome coronaire aigu, Cardiopathie ischémique, Mortalité intrahospitalière, Taux de mortalité, Mortalité extrahospitalière, Registres
// Keywords: Acute coronary syndrome, Coronary heart disease, In-hospital mortality, Mortality rate, Out-of-hospital mortality, Registries

Introduction

La mortalité par cardiopathie ischémique (CI) a considérablement diminué en Europe et dans le monde au cours des dernières décennies, en relation probable avec les progrès thérapeutiques et les progrès de la prise en charge [1-6]. Cependant, au cours d'un épisode coronaire aigu, une complication fatale peut survenir avant une intervention médicale ou, plus rarement, au cours de l'hospitalisation lorsque l'évènement est particulièrement sévère. L'amélioration des habitudes de vie, un meilleur contrôle des facteurs de risque et une accessibilité accrue aux services de secours d'urgence sont susceptibles de diminuer la mortalité extrahospitalière. Dans le même temps, les progrès de la prise en charge à la phase aiguë contribuent à la diminution de la mortalité pendant l'hospitalisation. Ainsi, l'étude des décès coronaires d'origine intra- et extrahospitalière permet-elle de mieux identifier les leviers auxquels recourir pour réduire davantage la mortalité par syndrome coronaire aigu (SCA) [7].

Les travaux datant des années 1990 à 2000 ont montré une diminution plus marquée de la mortalité coronaire à l'hôpital qu'en dehors de l'hôpital [8-10], se traduisant par une augmentation relative des décès extrahospitaliers dans la population [10-11]. Depuis lors, la définition et les critères diagnostiques de l'infarctus du myocarde (IDM) ont considérablement évolué, ce qui a pu affecter, au moins partiellement, les indicateurs épidémiologiques de suivi de la pathologie [12-13]. Des informations précises et récentes sur la mortalité coronaire, sur la base de définitions standardisées, déclinées selon le lieu de décès sont par conséquent nécessaires pour adapter au mieux les stratégies de santé publique.

L'objectif de cette étude était donc d'estimer les tendances de mortalité intra et extrahospitalière par SCA dans les trois registres français de cardiopathies ischémiques entre 2004 et 2018, d'étudier leur contribution respective à la mortalité globale par SCA et de décliner ces résultats par zone géographique.

Matériel et méthode

Population d'étude

Les données sont issues des trois registres français de CI. Ceux-ci enregistrent de façon exhaustive l'ensemble des cas de SCA fatal ou non fatal survenant chez les personnes âgées de 35 à 74 ans et résidant dans l'une des trois aires géographiques couvertes par les registres de Lille (métropole de Lille), Strasbourg (Bas-Rhin), et Toulouse (Haute-Garonne). Ces registres couvrent à eux trois approximativement 1 700 000 personnes âgées de 35 à 74 ans en 2018. Tous les décès par SCA survenus entre le 1er janvier 2004 et le 31 décembre 2018 ont été inclus dans l'étude.

Sources de données et classification des événements

La méthodologie d'enregistrement des registres Monica a été largement décrite dans des publications antérieures [6,14]. Tous les décès (à l'hôpital ou

hors hôpital) dans la population âgée de 35 à 74 ans sont identifiés et sélectionnés à partir des certificats de décès. Des détails sur les circonstances des décès hors hôpital sont recueillis grâce à des entretiens avec les médecins en charge du patient. Les dossiers du Samu et des services d'urgence, ainsi que les rapports d'autopsie sont également consultés lorsqu'ils sont disponibles. À l'hôpital, l'identification des cas est effectuée sur la base des lettres de sortie, des certificats de décès et des listings annuels des départements d'information médicale (DIM). L'existence d'un antécédent de CI est vérifiée dans la base de données Monica. Après ces recherches, chaque décès est classé dans une catégorie de diagnostic, en fonction des éléments cliniques des sujets décédés : IDM certain, décès coronaire probable, décès coronaire possible, décès avec données insuffisantes, décès non coronaire.

Pour cette étude, les décès avec des données insuffisantes ou les décès non coronaires ont été exclus, ainsi que les événements pour lesquels le lieu de décès ne peut pas être clairement identifié (N=50).

Lieu de décès

En accord avec le protocole initial Monica, les décès extrahospitaliers sont définis comme les décès survenant à domicile, dans les lieux publics ou dans une ambulance, ainsi que dans les services de soins non équipés pour les interventions en urgence qui nécessitent le recours au Samu et le transfert des malades (établissements psychiatriques ou services de soins de suite et de réadaptation). Les décès à l'hôpital sont les décès survenus en cardiologie, en soins intensifs ou dans d'autres unités médicales d'un centre hospitalier. Les personnes amenées à l'hôpital en arrêt cardio-respiratoire et chez lesquelles les tentatives de réanimation ont échoué sont définies comme décédées hors de l'hôpital. Les patients décédés hors de l'hôpital pour lesquels une hospitalisation pour SCA avait été enregistrée dans les 28 jours précédant le décès ont été considérés comme décès extrahospitaliers en lien avec un SCA (N=221).

Analyses statistiques

Les caractéristiques des sujets ont été décrites par centre en effectifs et pourcentages, et comparées avec des tests du Chi2. Les données des populations annuelles de 2004 à 2018 fournies par l'Insee ont été utilisées pour le calcul des personnes-années à risque. Les taux de mortalités standardisés (TMS) intra- et extrahospitaliers ont été estimés par centre, sexe, année calendaire et lieu de décès. Ils ont été standardisés sur l'âge par une méthode directe en prenant comme référence la population française de 2011 (Insee). Des modèles de régression de Poisson ont été utilisés pour estimer les tendances des TMS intra- et extrahospitalières en pourcentages de variation annuelle (PVA). La linéarité des tendances en intra et extrahospitalier a été étudiée grâce au programme de régression Joinpoint, avec un maximum de 2 joinpoints[15]. Enfin, les interactions entre l'année, le centre, le sexe et le lieu de décès ont été testées grâce à des modèles de Poisson. Les analyses ont été effectuées à l'aide des logiciels SAS 9.4® et Joinpoint 4.7.0.0® (National Cancer Institute, Statistical Research and Applications Branch). Le seuil de significativité a été fixé à 0,05.

Résultats

Entre 2004 et 2018, 17 487 décès coronaires ont été enregistrés. Dans l'ensemble, les taux de mortalité standardisés (TMS) ont diminué d'environ 40% au cours de la période, passant de 150,1 à 96,4 pour 100 000 habitants chez les hommes et de 52,6 à 32,2 pour 100 000 habitants chez les femmes.

Dans les trois registres, plus de deux tiers des décès étaient extrahospitaliers (70,4%) et, parmi ceux-ci, près de 90% se produisaient à domicile ou dans un service de long séjour (tableau 1). Les patients décédés à l'extérieur de l'hôpital étaient plus jeunes (âge médian : 62 ans *vs* 66 ans à l'hôpital), et plus de 50% décédaient dans l'heure suivant le début des symptômes. En intrahospitalier, cette proportion était de 15%. Plus de 75% des décès extrahospitaliers se produisaient chez des sujets sans antécédents de CI (76,0% *vs* 48,2% pour les décès intrahospitaliers, p<0,001).

Entre registres, la proportion d'hommes décédés était légèrement supérieure à Toulouse par rapport à Lille et Strasbourg, en intrahospitalier (78,5%, 73,0% et 73,0% respectivement, p<0,001) comme en extrahospitalier (76,2%, 72,5% et 72,1%, p<0,001) (tableau 2). En intrahospitalier, la part des décès dans les services d'urgences était plus faible à Strasbourg (3,2%) qu'à Lille (9,2%) et Toulouse (9,4%), p<0,001. En extrahospitalier, la proportion de sujets décédés sans antécédents de CI était plus élevée à Strasbourg (79,8%) qu'à Lille (73,0%) et Toulouse (74,5%). La figure 1 présente les caractéristiques les plus notables des cas selon le lieu de décès.

Globalement, la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA a augmenté sur la première période d'étude de 2004 et 2010, de 68,9% à 72,0%, puis s'est stabilisée autour de 70% (figure 2 et annexes). Le tableau 3 et la figure 3 présentent les analyses de tendances par sexe, centre et lieu de décès de 2004 à 2018. Tous registres confondus, la baisse de la mortalité était similaire en extrahospitalier et en intrahospitalier (PVA -3,4% *vs* -3,9%, p=0,21).

Si l'on observe chaque registre séparément, la mortalité intrahospitalière diminuait plus rapidement que la mortalité extrahospitalière à Lille et Strasbourg (PVA -3,9% et -2,6% à Lille, p=0,05 ; -3,9% et -2,4% à Strasbourg, p=0,03). À Strasbourg, cela se traduisait par une augmentation de la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA (de 66,7% à 74,1%). À Toulouse en revanche, l'inverse était observé : la mortalité extrahospitalière diminuait plus rapidement que la mortalité intrahospitalière (PVA -5,5% *vs* -3,5%, p=0,046).

Tableau 1

Caractéristiques des patients décédés à l'hôpital et hors hôpital d'un syndrome coronaire aigu (patients âgés de 35 à 74 ans, 2004 à 2018, 3 centres)

	Total		Hôpital		Hors hôpital		p
	N=17 487		N=5 178		N=12 309		
	N	%	N	%	N	%	
Sexe							
Femmes	4 613	26,4	1 332	25,7	3 281	26,7	0,2
Hommes	12 874	73,6	3 846	74,3	9 028	73,3	
Classe d'âge							
35-44 ans	917	5,2	178	3,4	739	6	<0,001
45-54 ans	2 924	16,7	640	12,4	2 284	18,6	
55-64 ans	5 390	30,8	1 445	27,9	3 945	32	
65-74 ans	8 256	47,2	2 915	56,3	5 341	43,4	
Lieu de décès précis							
Dans l'ambulance	121	0,7	–	–	121	1	<0,001
Domicile	10 390	59,4	–	–	10 390	84,4	
Lieu public	1 186	6,8	–	–	1 186	9,6	
Maison de retraite, long séjour, psychiatrie, SSR	612	3,5	–	–	612	5	
Aux urgences	361	2,1	361	7	–	–	
Service autre que cardiologie	1 255	7,2	1 255	24,2	–	–	
Usic, réanimation, cardiologie	3 562	20,4	3 562	68,8	–	–	
Durée de survie*							
<1 heure	7 210	41,4	806	15,6	6 404	52,3	<0,001
1 heure à 24 heures	7 485	43	1 812	35,1	5 673	46,3	
>24 heures	2 720	15,6	2 549	49,3	171	1,4	
Statut**							
Incidents	11 592	67,7	2 459	48,2	9 133	76	<0,001
Récurrents	5 532	32,3	2 640	51,8	2 892	24	

SSR : soins de suite et réadaptation ; Usic : unités de soins intensifs cardiologiques.
* Données manquantes N=72.
** Données manquantes N=363.

Dans ce registre, la même tendance était retrouvée dans les analyses par sexe (PVA -5,3% en extra *vs* -3,2% en intra chez les hommes, p=0,05 ; PVA -6,1% en extra *vs* -4,8%, en intra chez les femmes, p=0,47). On observait en parallèle une diminution de la contribution de la mortalité extrahospitalière, particulièrement chez les femmes (de 80,1% à 71,0%).

Hors hôpital, comparativement à Strasbourg, la baisse de la mortalité par SCA était plus importante à Toulouse chez les hommes (PVA -5,3% vs -2,5% respectivement, p<0,0001) comme les femmes (PVA -6,1% *vs* -2,2% respectivement, p=0,001). En revanche, les PVA n'étaient pas significativement différents à Lille par rapport à Strasbourg.

Parmi les décès intrahospitaliers, 68,8% se produisaient dans des services de réanimation, Usic (unités de soins intensifs cardiologiques) ou cardiologie. Les sujets décédant dans d'autres services (tels que des services de pneumologie, de gastro-entérologie etc.) étaient plus âgés (médiane : 67 *vs* 65 ans, p<0,001), avec une proportion plus élevée de sujets de plus de 65 ans (61,3% *vs* 54,0%, p<0,001). Alors que seuls 7% des décès en réanimation, Usic ou cardiologie se produisaient en moins d'une heure, cette proportion était de 35% dans les autres services. Sur l'ensemble de la période, alors que la mortalité dans les services de réanimation, Usic et cardiologie, les taux de mortalité standardisés diminuaient de -1,9% par an, la baisse était beaucoup plus marquée dans les autres services (PVA -8,2%, p<0,0001). Cela s'accompagnait d'une augmentation de la contribution de la mortalité en réanimation, Usic et cardiologie à la mortalité globale, de 61,6% à 77,6%.

Dans l'ensemble, les tendances de mortalité intra et extrahospitalières observées étaient linéaires, hormis à Toulouse. Dans cette région, on observait une remontée des taux en extrahospitalier après 2016. Ceci était davantage marqué chez les hommes, avec une reprise à la hausse des taux à partir de 2016 hors hôpital et 2014 à l'hôpital.

Discussion

Dans cette étude des registres français Monica des cardiopathies ischémiques, plus de deux tiers des décès enregistrés entre 2004 et 2018 sont

Tableau 2

Caractéristiques des patients décédés à l'hôpital et hors hôpital d'un syndrome coronaire aigu par centre (patients âgés de 35 à 74 ans, 2004 à 2018)

	Total (%)			p	Hôpital (%)			p	Hors hôpital (%)			p
	Lille	Strasbourg	Toulouse		Lille	Strasbourg	Toulouse		Lille	Strasbourg	Toulouse	
	N=6 446	N=6 501	N=4 540		N=2 035	N=1 946	N=1 197		N=4 411	N=4 555	N=3 343	
Sexe												
Femmes	27,4	27,7	23,1	<0,001	27	27	21,5	<0,001	27,5	27,9	23,8	<0,001
Hommes	72,6	72,3	76,9		73	73	78,5		72,5	72,1	76,2	
Classe d'âge												
35-44 ans	5,4	4,7	5,9	<0,001	3,2	3,5	3,7	0,02	6,4	5,2	6,6	<0,001
45-54 ans	18	15,3	16,9		13,9	10,4	12,9		20	17,4	18,3	
55-64 ans	31,8	29,7	30,9		27,7	27,2	29,4		33,8	30,8	31,5	
65-74 ans	44,7	50,3	46,3		55,2	58,8	54,1		39,9	46,6	43,6	
Lieu de décès précis												
Dans l'ambulance	0,6	0,9	0,6	<0,001	–	–	–		0,8	1,3	0,7	<0,001
Domicile	58,9	58,9	61		–	–	–		86	84	82,8	
Lieu public	6,3	6,5	7,8		–	–	–		9,2	9,3	10,6	
Maison de retraite, long séjour, psychiatrie, SSR	2,7	3,8	4,3		–	–	–		3,9	5,4	5,8	
Aux urgences	2,9	1	2,5		9,2	3,2	9,4	<0,001	–	–	–	
Service autre que cardiologie	6,7	8,2	6,3		21,3	27,4	24,1		–	–	–	
Usic, réanimation, cardiologie	21,9	20,8	17,6		69,5	69,4	66,6		–	–	–	
Durée de survie												
<1h	30,3	38,5	61,2	<0,001	11,9	17,5	18,8	<0,001	38,8	47,6	76,3	<0,001
1h à 24h	50,4	48,2	25		31	40,9	32,5		59,4	51,4	22,4	
>24h	19,3	13,3	13,8		57,1	41,6	48,7		1,8	1,1	1,3	
Statut												
Incidents	64,6	70,8	67,6	<0,001	46,7	49,8	48,3	0,15	73	79,8	74,5	<0,001
Récurrents	35,4	29,2	32,4		53,3	50,2	51,7		27	20,2	25,5	

Usic : unités de soins intensifs cardiologiques ; SSR : soins de suite et de réadaptation.

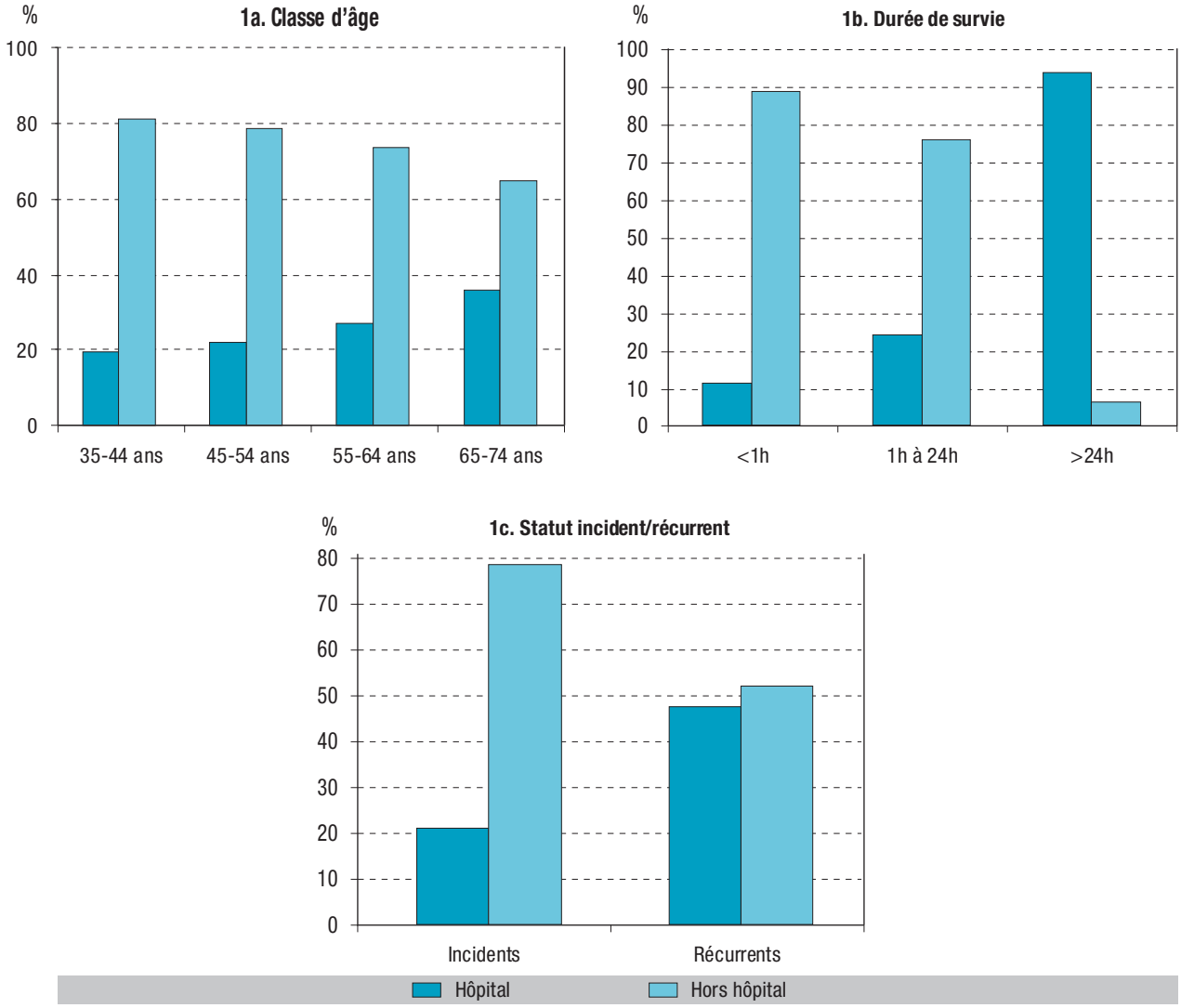
survenus en dehors de l'hôpital, dont près de 90% au domicile des sujets. Les analyses des tendances ont mis en évidence des disparités régionales concernant les tendances de mortalité intra et extrahospitalière.

Dans cette étude, une proportion élevée de décès par SCA (70%) est survenue en dehors de l'hôpital. Ces cas comprennent à la fois des personnes décédées subitement de leur tout premier événement coronaire aigu (événement incident) et des personnes décédées d'un événement récurrent. Dans ces deux situations, les décès sont évitables par la mise en place d'un niveau de prévention adaptée. Chez des sujets jeunes et sans antécédents de coronaropathie, la plupart des décès extrahospitaliers surviennent moins d'une heure après le début des symptômes, ce qui correspond au diagnostic de mort subite [16]. Du fait de leur âge et de l'absence d'antécédents, ils présentent un risque plus faible et sont donc moins susceptibles d'être dépistés et traités préventivement. Ils sont aussi moins au fait des symptômes de l'infarctus et donc moins susceptibles de recourir rapidement à des soins d'urgence. Dans cette population, les décès pourraient être évitables grâce à des campagnes de prévention et un dépistage ciblé. En ce qui concerne les patients ayant des antécédents de coronaropathie, la prévention secondaire et tertiaire, avec le suivi de l'observance du traitement et la promotion d'une bonne hygiène de vie doivent être intensifiés.

Au total, 90% des décès extrahospitaliers surviennent au domicile du sujet (très peu sur le lieu de travail, dans les lieux publics ou dans l'ambulance), et majoritairement dans l'heure suivant l'apparition des premiers symptômes. En présence d'un témoin, l'usage d'un défibrillateur est essentiel, et leur déploiement dans les lieux publics est certainement utile. Cependant, comme la majorité des décès surviennent au domicile, l'utilisation d'un défibrillateur ne peut être envisagée. Dès lors, la capacité des témoins, et plus généralement du public, à réaliser les gestes de premiers secours est primordiale, car la survie et le pronostic fonctionnel à long terme des patients en arrêt cardiaque dépendent grandement d'une intervention précoce [17].

Figure 1

Caractéristiques des patients décédés d'un syndrome coronaire aigu selon le lieu de décès (patients âgés de 35 à 74 ans, 2004 à 2018)



Globalement, les taux de mortalité intra et extrahospitaliers par SCA ont diminué chez les hommes et les femmes entre 2004 et 2018, dans le prolongement de nos travaux antérieurs [18]. Ceci s'explique probablement par la combinaison d'une baisse de l'incidence globale des évènements coronaires aigus et d'une baisse de la létalité, déjà observées dans nos registres sur une période contemporaine [4]. En ce qui concerne la mortalité extrahospitalière, différentes campagnes de prévention, portant notamment sur la reconnaissance des symptômes de l'infarctus, pourraient avoir permis de sensibiliser la population et accéléré le recours aux soins d'urgence. Par ailleurs, depuis 2007, en France, toute personne, même non-médecin, est habilitée à utiliser un défibrillateur automatique externe, dont le déploiement s'est progressivement mis en place sur l'ensemble du territoire. En complément des campagnes de promotion des « gestes qui sauvent », ceci a également pu contribuer à la diminution de la mortalité extrahospitalière.

Des disparités entre zones géographiques ont été relevées : alors que la mortalité intrahospitalière par SCA a diminué plus vite que la mortalité extrahospitalière à Lille et Strasbourg, l'inverse a été observé à Toulouse. Cependant, la proportion relative de la mortalité extrahospitalière était initialement plus élevée à Toulouse, aux alentours de 75% en 2004, contre 65% dans les deux autres régions. Le registre de Toulouse couvre toute la Haute-Garonne, dont le sud du département qui comporte une zone rurale montagneuse plus difficile d'accès pour les secours et donc défavorisée pour l'accès aux soins d'urgence, ce qui pourrait expliquer une proportion relative de la mortalité extrahospitalière initialement plus élevée. Il est donc possible qu'une amélioration des délais de prise en charge, particulièrement dans ces zones au cours de la période d'étude, ait contribué à la diminution de la mortalité extrahospitalière par SCA, jusqu'à arriver au niveau observé dans les deux autres centres. Ainsi, à la fin de la période d'étude, la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA était de l'ordre de 70% dans les trois centres.

En intrahospitalier, les taux de mortalité diminuent de façon significativement moins marquée dans les services de réanimation, Usic et cardiologie

Figure 2

Contribution des taux de mortalité intra et extrahospitalière à la mortalité globale par syndrome coronaire aigu, standardisés sur l'âge, pour 100 000 personnes-années, par centre (patients âgés de 35 à 74 ans, 2004 à 2018)

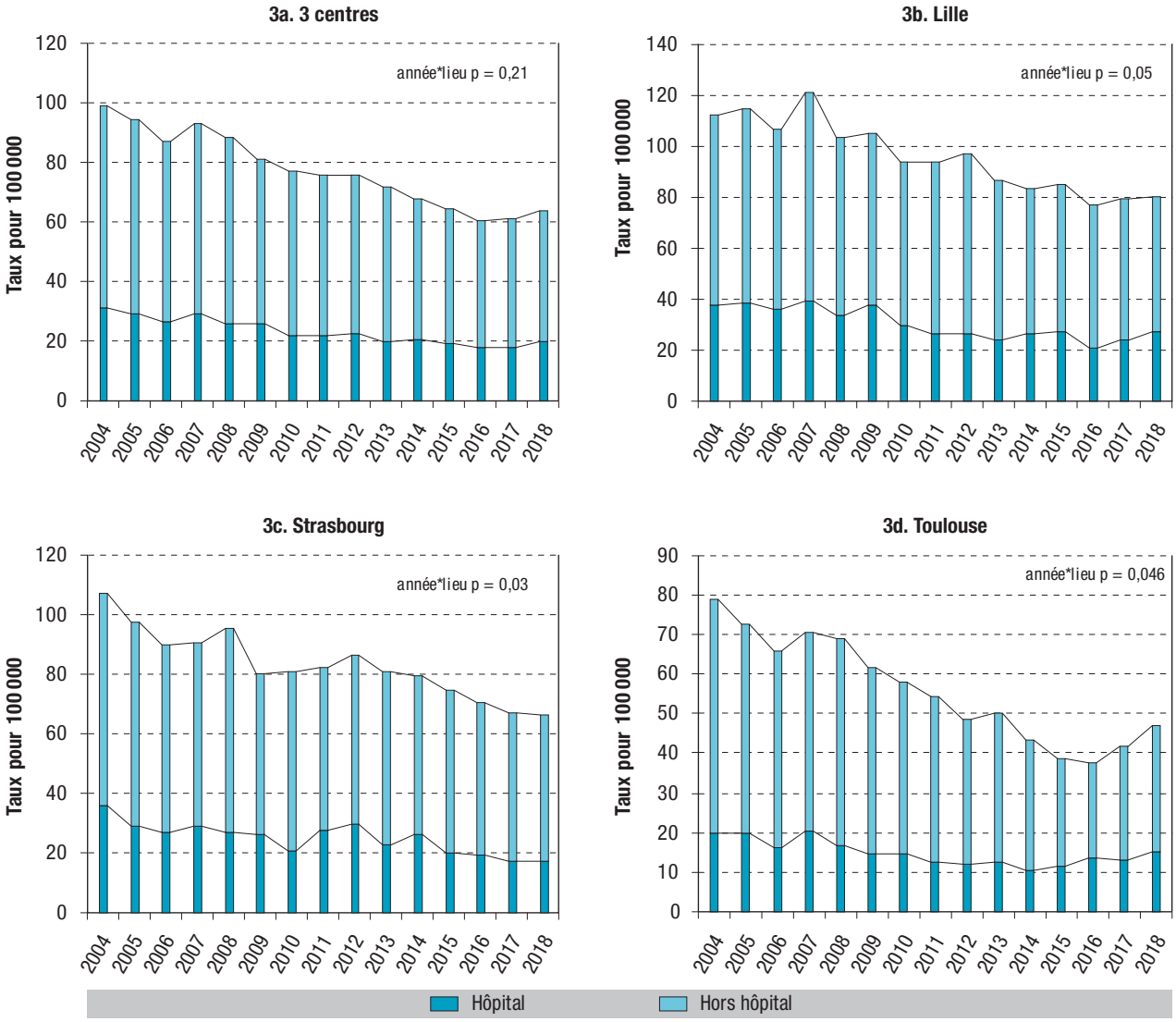


Tableau 3

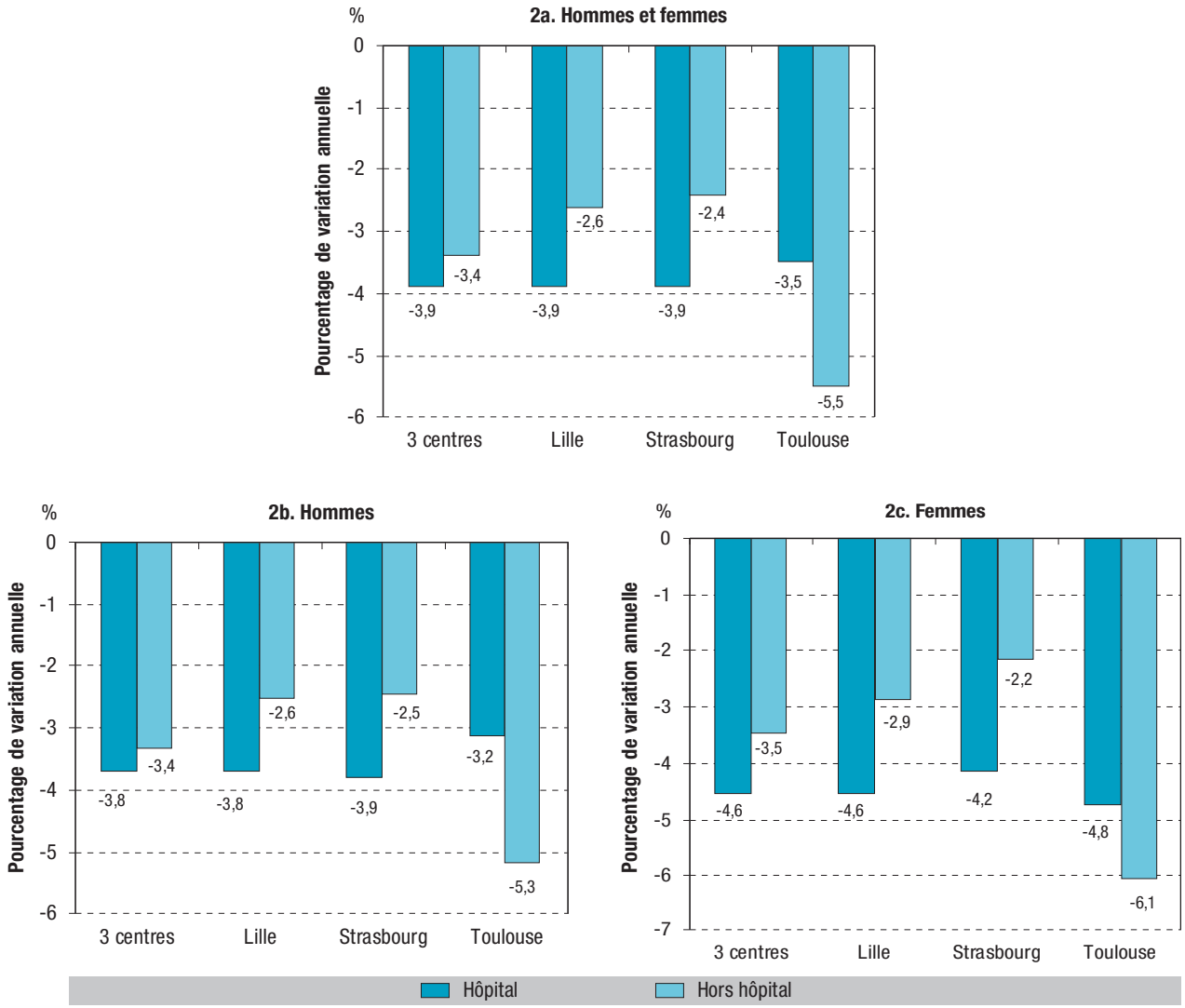
Variation annuelle des taux de mortalité par syndrome coronaire aigu standardisés par région et par lieu de décès (patients âgés de 35-74 ans, 2004 à 2018)

		3 Régions	Lille	Strasbourg	Toulouse
		PVA [IC95%]	PVA [IC95%]	PVA [IC95%]	PVA [IC95%]
Total	Total	-3,5 [-3,9;-3,1]	-3,0 [-3,6;-2,4]	-2,7 [-3,3;-2,2]	-5,0 [-5,9;-4,0]
	Hôpital	-3,9 [-4,6;-3,2]	-3,9 [-5,1;-2,7]	-3,9 [-5,3;-2,6]	-3,5 [-5,2;-1,8]
	Hors hôpital	-3,4 [-3,8;-3,0]	-2,6 [-3,3;-2,0]	-2,4 [-3,0;-1,8]	-5,5 [-6,5;-4,5]
Hommes	Total	-3,5 [-3,9;-3,1]	-3 [-3,6;-2,3]	-2,9 [-3,5;-2,3]	-4,8 [-5,7;-3,8]
	Hôpital	-3,8 [-4,6;-2,9]	-3,8 [-5,1;-2,4]	-3,9 [-5,3;-2,5]	-3,2 [-4,9;-1,4]
	Hors hôpital	-3,4 [-3,9;-2,9]	-2,6 [-3,4;-1,7]	-2,5 [-3,2;-1,9]	-5,3 [-6,5;-4,2]
Femmes	Total	-3,8 [-4,5;-3,2]	-3,5 [-4,3;-2,5]	-2,8 [-4,0;-1,5]	-5,8 [-7,4;-4,1]
	Hôpital	-4,6 [-5,7;-3,6]	-4,6 [-6,8;-2,5]	-4,2 [-6,4;-2,0]	-4,8 [-7,8;-1,8]
	Hors hôpital	-3,5 [-4,2;-2,8]	-2,9 [-4,0;-1,9]	-2,2 [-3,7;-0,7]	-6,1 [-7,9;-4,3]

PVA : Pourcentage de variation annuelle ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.
NB : les p de tendances des taux ont été calculés et étaient significatifs pour l'ensemble des PVA.

Figure 3

Évolution annuelle des taux standardisés de mortalité par syndrome coronaire aigu selon le lieu de décès et le centre (patients âgés de 35 à 74 ans, 2004 à 2018)



comparativement aux autres services. Cela peut sembler en contradiction avec les progrès majeurs effectués dans la prise en charge des évènements coronaires aigus. Cependant, ce phénomène s'accompagne d'une forte augmentation de la contribution des services de réanimation et cardiologie à la mortalité intrahospitalière en général. Cela suggère que les patients, au lieu de décéder dans des services non adaptés, sont désormais pris en charge dans les unités permettant de délivrer les soins appropriés. Les décès survenant dans ces autres services touchent des personnes plus âgées, avec dans 30% des cas une évolution très rapide, empêchant probablement le transfert et la prise en charge.

Cette étude fournit des données récentes et complètes sur la mortalité coronaire sur une période de quinze ans, avec un effectif total de plus de 17 000 événements mortels enregistrés par les trois registres français Monica. Ces registres, qui recueillent des données sur les événements coronaires aigus depuis les années 1980, ont un degré élevé d'exhaustivité, avec de multiples sources d'identification des cas. La définition des cas est inchangée depuis le début du recueil, indépendamment des nouveaux critères de définition des épisodes coronaires aigus, notamment depuis l'utilisation des troponines à visée diagnostique. Les registres permettent aussi d'enregistrer tous les événements fatals, quel que soit le lieu de décès. Contrairement aux registres Monica, les données hospitalières des systèmes d'information médico-administratifs ou les bases de données de soins intensifs enregistrent uniquement les événements hospitaliers et ne peuvent donc pas fournir d'informations sur les décès hors hôpital.

Dans le protocole Monica, les services de psychiatrie, soins de suite et réadaptation (SSR) sont assimilés aux foyers et maisons de retraite. Les cas survenus dans ces services sont donc considérés comme des décès extrahospitaliers, ce qui peut être discuté. Ceci se justifie par le fait que les possibilités de prise en charge des pathologies somatiques y sont le plus souvent limitées, avec un recours fréquent aux services du Samu. Ainsi, la prise en charge des

malades à la phase aiguë s'apparente davantage à celle d'un cas extrahospitalier, notamment en termes de délais. Par ailleurs, parmi l'ensemble des cas décédés en SSR/psychiatrie/long séjour/maison de retraite/foyer (N=612), nous avons pu identifier que plus des deux tiers sont décédés sans soins médicaux (patients retrouvés morts) ou décédés très rapidement après l'intervention d'une aide médicale (dans l'ambulance, par exemple, ou après une courte réanimation). Dans tous les cas, qu'elle qu'ait été la prise en charge initiale, ces malades n'ont pas pu bénéficier d'un transfert en service de cardiologie, Usic ou réanimation. S'il n'est donc pas impossible qu'une intervention médicale efficace, avec des mesures de réanimation adaptées, ait pu être effectuée chez les sujets décédés dans les services de SSR ou psychiatrie, ce qui aurait pu modifier le pronostic, cela concerne vraisemblablement un très faible nombre de cas. Il est donc peu probable qu'un classement erroné de ces sujets dans la catégorie « décès extrahospitaliers » ait pu biaiser nos résultats.

L'une des limites de cette étude concerne l'enregistrement des cas par les registres chez les 35-74 ans, sans aucune évaluation de tendance pour des âges plus élevés. Cependant, cette tranche d'âge est optimale pour promouvoir précocement les mesures de prévention des maladies cardiovasculaires et ainsi éviter la survenue d'événements coronaires à un âge plus avancé. Bien que moins touchés par les maladies coronaires, le ciblage des jeunes les plus à risque pourrait être important en termes de qualité de vie, d'années potentielles de vie perdues et de conséquences pour les familles et la société [19].

Comme dans la plupart des études portant sur les décès subits, une classification erronée de la cause de décès est possible, et la question de l'étiologie des décès extrahospitaliers doit être soulevée. Cependant, les cardiopathies ischémiques sont à l'origine de la majorité des arrêts cardiaques extrahospitaliers [19], et, chez les plus jeunes, jusqu'à deux tiers des décès soudains pourraient être liés à une cardiopathie ischémique [20]. Seules les autopsies systématiques, rarement pratiquées en France, permettraient d'identifier la cause du décès de façon certaine.

Conclusion

Au cours de la période 2004-2018, la mortalité intra et extrahospitalière par SCA a diminué, avec des tendances hétérogènes selon les régions. Alors que la mortalité intrahospitalière diminuait plus rapidement que la mortalité extrahospitalière à Lille et Strasbourg, l'inverse était observé à Toulouse, où la contribution de la mortalité extrahospitalière à la mortalité globale par SCA était initialement plus élevée. La mortalité hors hôpital reste donc encore aujourd'hui largement majoritaire, avec une très grande part se produisant au domicile. Cela souligne la nécessité de développer davantage les moyens de réduire ces décès évitables, notamment par la promotion des gestes de premiers secours dans la population. ■

Remerciements

Nous tenons à remercier les enquêteurs pour leur précieuse contribution à la collecte et à la validation des données, les médecins et les cardiologues qui ont contribué à ce processus.

Liens d'intérêt

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

Financements

Ces travaux ont été financés par Santé publique France, l'Institut Pasteur de Lille et l'Inserm.

Références

[1] Puymirat E, Simon T, Cayla G, Cottin Y, Elbaz M, Coste P, *et al*. Acute Myocardial Infarction: Changes in patient characteristics, management, and 6-month outcomes over a period of 20 years in the FAST-MI program (French registry of acute ST-elevation or non-ST-elevation myocardial infarction) 1995 to 2015. Circulation. 2017;136(20):1908-19.

[2] Gabet A, Danchin N, Olié V. Infarctus du myocarde chez la femme : évolutions des taux d'hospitalisation et de mortalité, France, 2002-2013. Bull Épidémiol Hebd. 2016;(7-8):100-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2016/7-8/2016_7-8_1.html

[3] Nichols M, Townsend N, Scarborough P, Rayner M. Cardiovascular disease in Europe 2014: Epidemiological update. Eur Heart J. 2014;35(42):2950-9.

[4] Meirhaeghe A, Montaye M, Biasch K, Huo Yung Kai S, Moitry M, Amouyel P, *et al*. Coronary heart disease incidence still decreased between 2006 and 2014 in France, except in young age groups: Results from the French MONICA registries. Eur J Prev Cardiol. 2020;27(11):1178-86.

[5] Dégano IR, Salomaa V, Veronesi G, Ferrières J, Kirchberger I, Laks T, *et al*. Twenty-five-year trends in myocardial infarction attack and mortality rates, and case-fatality, in six European populations. Heart. 2015;101(17):1413-21.

[6] Wagner A, Arveiler D, Ruidavets JB, Bingham A, Montaye M, Ferrières J, *et al*. Gender- and age-specific trends in coronary heart disease mortality in France from 2000 to 2007: Results from the MONICA registers. Eur J Prev Cardiol. 2014;21(1):117-22.

[7] Rosamond WD. Invited commentary: Trends in coronary heart disease mortality--Location, Location, Location. Am J Epidemiol. 2003;157(9):771-3.

[8] Goldberg RJ, Glatfelter K, Burbank-Schmidt E, Lessard D, Gore JM. Trends in community mortality due to coronary heart disease. Am Heart J. 2006;151(2):501-7.

[9] Rosamond Wayne D, Chambless Lloyd E, Heiss Gerardo, Mosley Thomas H, Coresh Josef, Whitsel Eric, *et al*. Twenty-two-year trends in incidence of myocardial infarction, coronary heart disease mortality, and case fatality in 4 US communities, 1987–2008. Circulation. 2012;125(15):1848-57.

[10] Dudas K, Lappas G, Stewart S, Rosengren A. Trends in out-of-hospital deaths due to coronary heart disease in Sweden (1991 to 2006). Circulation. 2011;123(1):46-52.

[11] Sulo E, Nygård O, Vollset SE, Igland J, Ebbing M, Østbye T, *et al*. Time trends and educational inequalities in out-of-hospital coronary deaths in Norway 1995-2009: A cardiovascular disease in Norway (CVDNOR) project. J Am Heart Assoc. 2017;6(2):e005236.

[12] Salomaa V, Ketonen M, Koukkunen H, Immonen-Raiha P, Lehtonen A, Torppa J, *et al*. The effect of correcting for troponins on trends in coronary heart disease events in Finland during 1993-2002: the FINAMI study. Eur Heart J. 2006; 27(20):2394-9.

[13] Roger VL, Weston SA, Gerber Y, Killian JM, Dunlay SM, Jaffe AS, *et al*. Trends in incidence, severity, and outcome of hospitalized myocardial infarction. Circulation. 2010;121(7): 863-9.

[14] Tunstall-Pedoe H, Kuulasmaa K, Amouyel P, Arveiler D, Rajakangas AM, Pajak A. Myocardial infarction and coronary deaths in the World Health Organization MONICA Project. Registration procedures, event rates, and case-fatality rates in 38 populations from 21 countries in four continents. Circulation. 1994;90(1):583-612.

[15] Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. Stat Med. 2000;19(3):335-51.

[16] Hayashi M, Shimizu W, Albert CM. The spectrum of epidemiology underlying sudden cardiac death. Circ Res. 2015;116(12):1887-906.

[17] Kragholm K, Wissenberg M, Mortensen RN, Hansen SM, Malta Hansen C, Thorsteinsson K, *et al*. Bystander efforts and 1-year outcomes in out-of-hospital cardiac arrest. N Engl J Med. 2017;376(18):1737-47.

[18] Gbokou S, Biasch K, Dallongeville J, Kai SHY, Montaye M, Amouyel P, *et al*. Trends of in-hospital and out-of-hospital coronary heart disease mortality in French registries during the period 2000 to 2016. Ann Epidemiol. 2022;69:34-40.

[19] Myat A, Song KJ, Rea T. Out-of-hospital cardiac arrest: Current concepts. Lancet. 2018;391(10124):970-9.

[20] Leach IH, Blundell JW, Rowley JM, Turner DR. Acute ischaemic lesions in death due to ischaemic heart disease. Eur Heart J. 1995;16(9):1181-5.

Citer cet article

Biasch K, Gbokou S, Huo Yung Kai S, Blanc-Garin C, Amouyel P, Meirhaeghe A, *et al.* Tendances de mortalité intra et extrahospitalière par syndrome coronaire aigu chez les 35-74 ans dans les trois registres français de cardiopathies ischémiques : résultats sur la période 2004-2018. Bull Épidémiol Hebd. 2022;(26):488-97. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2022/26/2022_26_3.html

Annexes

Tableau supplémentaire 1

Taux de mortalité standardisés par syndrome coronaire aigu, par sexe et lieu de décès (patients âgés de 35-74 ans, 2004 à 2018)

	Hommes et Femmes			Hommes			Femmes		
Année	Hôpital	Hors hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors hôpital	% Hors hôpital
2004	30,9	68,3	68,9%	46,9	103,2	68,8%	16,4	36,2	68,8%
2005	28,7	65,5	69,5%	43,6	100,1	69,7%	15,2	33,7	68,9%
2006	26,1	60,6	69,9%	40,9	90,6	68,9%	12,6	33,0	72,4%
2007	29,3	63,7	68,5%	46,1	96,6	67,7%	14,0	33,3	70,4%
2008	25,4	63,1	71,3%	37,8	95,3	71,6%	14,0	33,2	70,3%
2009	25,7	55,6	68,4%	40,9	84,4	67,4%	11,6	28,7	71,2%
2010	21,5	55,3	72,0%	33,2	84,1	71,7%	10,5	28,3	72,9%
2011	21,9	54,0	71,1%	33,2	86,7	72,3%	11,3	23,3	67,3%
2012	22,3	53,6	70,6%	34,4	81,8	70,4%	11,0	27,2	71,2%
2013	19,4	52,2	72,9%	28,1	81,0	74,2%	11,2	25,1	69,1%
2014	20,5	47,1	69,7%	32,0	71,2	69,0%	9,8	24,5	71,4%
2015	19,1	45,5	70,4%	30,7	68,6	69,1%	8,2	23,7	74,3%
2016	17,6	42,8	70,9%	27,1	65,4	70,7%	8,6	21,5	71,4%
2017	17,5	43,8	71,5%	28,5	64,1	69,2%	7,3	24,7	77,2%
2018	19,6	43,8	69,1%	30,2	66,2	68,7%	9,5	22,7	70,5%

Tableau supplémentaire 2

Taux de mortalité standardisés par syndrome coronaire aigu, par région et lieu de décès (patients âgés de 35-74 ans, 2004 à 2018)

	Lille			Strasbourg			Toulouse		
Année	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital
2004	38,1	74,4	66,1%	36,1	72,3	66,7%	19,8	59,0	74,9%
2005	38,7	76,7	66,5%	29,5	68,5	69,9%	19,5	53,1	73,1%
2006	36,6	70,2	65,7%	27,1	63,7	70,2%	16,2	49,5	75,3%
2007	40,0	81,6	67,1%	29,4	61,9	67,8%	20,3	50,2	71,2%
2008	33,9	69,7	67,3%	27,4	68,6	71,5%	16,3	52,2	76,2%
2009	37,9	67,7	64,1%	26,9	54,3	66,9%	14,5	46,8	76,3%
2010	30,2	63,8	67,9%	21,2	60,7	74,1%	14,5	43,0	74,8%
2011	26,9	67,1	71,4%	28,1	55,2	66,3%	12,1	42,1	77,7%
2012	26,6	70,7	72,7%	29,9	57,4	65,8%	11,7	36,4	75,7%
2013	24,3	63,1	72,2%	22,8	58,7	72,0%	12,4	37,4	75,1%
2014	26,7	57,0	68,1%	26,3	54,2	67,3%	10,4	32,7	75,9%
2015	27,3	58,2	68,1%	20,6	54,4	72,5%	11,1	27,4	71,2%
2016	20,9	56,1	72,9%	19,5	51,8	72,7%	13,4	24,1	64,3%
2017	24,1	55,8	69,8%	17,4	50,0	74,2%	12,7	28,7	69,3%
2018	28,0	52,8	65,3%	17,3	49,6	74,1%	15,1	31,6	67,7%

Tableau supplémentaire 3

Taux de mortalité standardisés par syndrome coronaire aigu, par région et lieu de décès (patients âgés de 35-74 ans, 2004 à 2018, hommes)

	Lille			Strasbourg			Toulouse		
Année	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital	Hôpital	Hors Hôpital	% Hors hôpital
2004	58,4	112,0	65,7%	51,3	106,8	67,6%	33,6	92,1	73,3%
2005	62,7	115,3	64,8%	41,7	101,6	70,9%	30,0	85,9	74,1%
2006	60,7	107,1	63,8%	40,8	92,7	69,4%	24,9	75,0	75,1%
2007	60,6	126,0	67,5%	46,2	90,3	66,2%	34,4	78,2	69,4%
2008	48,8	107,6	68,8%	41,1	100,8	71,0%	25,3	80,0	76,0%
2009	61,8	105,9	63,1%	42,8	81,7	65,6%	22,3	70,0	75,8%
2010	48,5	99,0	67,1%	32,3	86,7	72,9%	22,1	69,3	75,8%
2011	39,6	111,1	73,7%	40,4	84,7	67,7%	21,4	69,3	76,4%
2012	40,1	112,4	73,7%	44,6	84,0	65,3%	20,0	55,7	73,6%
2013	35,6	100,5	73,8%	31,7	80,6	71,8%	18,9	66,1	77,8%
2014	42,3	88,6	67,7%	39,1	75,8	66,0%	17,2	53,1	75,5%
2015	42,1	84,2	66,7%	32,5	85,2	72,4%	19,9	41,2	67,4%
2016	36,0	84,9	70,2%	25,1	79,9	76,1%	22,2	37,2	62,6%
2017	41,5	82,0	66,4%	26,1	68,1	72,3%	21,0	46,8	69,0%
2018	42,3	83,6	66,4%	26,8	71,1	72,6%	24,4	48,6	66,6%

Tableau supplémentaire 4

Taux de mortalité standardisés par syndrome coronaire aigu, par région et lieu de décès (patients âgés de 35-74 ans, 2004 à 2018, femmes)

	Lille			Strasbourg			Toulouse		
Année	**Hôpital**	**Hors Hôpital**	**% Hors hôpital**	Hôpital	**Hors Hôpital**	**% Hors hôpital**	**Hôpital**	**Hors Hôpital**	**% Hors hôpital**
2004	21,1	41,4	66,2%	21,8	39,6	64,5%	7,0	28,2	80,1%
2005	18,1	42,9	70,3%	18,1	36,9	67,1%	9,7	22,7	70,1%
2006	16,1	38,1	70,3%	14,1	35,7	71,7%	8,1	25,9	76,2%
2007	22,6	42,7	65,4%	13,3	34,4	72,1%	7,3	24,1	76,8%
2008	20,8	36,7	63,8%	14,1	37,3	72,6%	7,9	26,4	77,0%
2009	17,1	34,4	66,8%	11,4	27,4	70,6%	7,3	25,1	77,5%
2010	14,3	32,7	69,6%	10,3	35,0	77,3%	7,5	18,4	71,0%
2011	15,8	28,3	64,2%	16,0	26,1	62,0%	3,3	16,7	83,5%
2012	14,7	33,6	69,6%	15,5	31,2	66,8%	3,8	18,3	82,8%
2013	14,2	29,6	67,6%	13,9	37,2	72,8%	6,3	10,4	62,3%
2014	12,8	28,7	69,2%	13,6	33,0	70,8%	4,0	13,4	77,0%
2015	13,9	34,7	71,4%	9,0	24,4	73,1%	2,8	14,4	83,7%
2016	7,3	30,2	80,5%	13,9	24,3	63,6%	5,0	11,8	70,2%
2017	8,5	32,2	79,1%	8,8	32,5	78,7%	4,9	11,7	70,5%
2018	15,3	25,2	62,2%	8,0	28,6	78,1%	6,4	15,7	71,0%