

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Évolution de la corpulence déclarée dans les baromètres de Santé publique France de 1996 à 2017  
// Self-reported corpulence trends in the Santé publique France Health Barometer surveys from 1996 to 2017 .....p. 306

**Benoît Salanave et coll.**

*Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen), Santé publique France, Université Paris 13, Bobigny*

ARTICLE // Article

Premier bilan épidémiologique du dispositif national de surveillance des épidémies de gastro-entérites aiguës d'origine hydrique en France entre 2010 et 2022  
// First epidemiological report on results from the national surveillance system for waterborne disease outbreaks in France between 2010 and 2022 .....p. 313

**Damien Mouly et coll.**

*Santé publique France – Occitanie, Toulouse*

ARTICLE // Article

Suivi de la mise en place régionale du dispositif Vigilans et facteurs associés à la réitération suicidaire en Auvergne-Rhône-Alpes, 2017-2021  
// Monitoring regional implementation of Vigilans and factors associated with suicidal relapse in Auvergne-Rhône-Alpes, 2017–2021 .....p. 323

**Emma Mina-Billard et coll.**

*Santé publique France – Auvergne-Rhône-Alpes, Lyon*

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>

**Directrice de la publication** : Caroline Semaille, directrice générale de Santé publique France  
**Rédactrice en chef** : Valérie Colombani-Cocoron, Santé publique France, [redaction@santepubliquefrance.fr](mailto:redaction@santepubliquefrance.fr)  
**Rédactrice en chef adjointe** : Frédérique Biton-Debernardi  
**Responsable du contenu en anglais** : Chloé Chester  
**Secrétariat de rédaction** : Quentin Lacaze  
**Comité de rédaction** : Raphaël Andler, Santé publique France ; Thomas Bénet, Santé publique France - Auvergne-Rhône-Alpes ; Florence Bodeau-Livinec, EHESP ; Kathleen Chamli, Santé publique France ; Perrine de Crouy-Chanel, Santé publique France ; Olivier Dejardin, CHU Caen ; Franck de Laval, Cspfa ; Martin Herbas Ekot, CHU Brazzaville, Congo ; Matthieu Eveillard, CHU Angers ; Bertrand Gagnière, Santé publique France - Bretagne ; Isabelle Grémy ; Anne Guinard, Santé publique France - Occitanie ; Camille Lecoffre-Bernard, Santé publique France ; Élodie Lebreton, Santé publique France ; Yasmîna Ouharzroune, Santé publique France ; Valérie Olié, Santé publique France ; Arnaud Tarantola, Santé publique France - Île-de-France ; Marie-Pierre Tivolacci, CHU Rouen ; Hélène Therre, Santé publique France ; Sophie Vaux, Santé publique France ; Isabelle Villena, CHU Reims ; Marianne Zeller, UFR Sciences de santé de Dijon.  
**Santé publique France** - Site Internet : <https://www.santepubliquefrance.fr>  
**Préresse** : Luminess  
**ISSN** : 1953-8030

## ÉVOLUTION DE LA CORPULENCE DÉCLARÉE DANS LES BAROMÈTRES DE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE DE 1996 À 2017

// SELF-REPORTED CORPULENCE TRENDS IN THE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE HEALTH BAROMETER SURVEYS FROM 1996 TO 2017

Benoît Salanave<sup>1</sup>, Charlotte Verdot<sup>1</sup> (charlotte.verdot@santepubliquefrance.fr), Hélène Escalon<sup>2</sup>, Arnaud Gautier<sup>2</sup>, Valérie Deschamps<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen), Santé publique France, Université Paris 13, Bobigny

<sup>2</sup> Santé publique France, Saint-Maurice

Soumis le 22.02.2024 // Date of submission: 02.22.2024

### Résumé // Abstract

Dans le contexte de l'augmentation de la corpulence qui est observée depuis plusieurs années en population générale en France, les données de poids et de taille déclarées, malgré leur biais de déclaration, permettent de suivre les évolutions du surpoids et de l'obésité sur de longues périodes. La compilation des baromètres de Santé publique France de 1996 à 2017 a permis de disposer d'une série temporelle sur la corpulence déclarée des adultes sur une période de plus de 20 ans. Chez les hommes, la proportion de personnes se déclarant en surpoids (y compris l'obésité) a augmenté entre 1996 et 2008, passant respectivement de 40% à 48%, et semble depuis s'être stabilisée autour de 48-50%. L'obésité concernait 7% des hommes en 1996 et a augmenté pour dépasser les 14% en 2016, avant d'enregistrer une baisse significative et revenir à 13% en 2017. Chez les femmes, la corpulence a augmenté de façon régulière. Le surpoids (y compris l'obésité) déclaré chez les femmes était inférieur à 25% en 1996 et a atteint 39% en 2017. L'obésité déclarée chez les femmes, qui était inférieure à 6% des femmes en 1996, a atteint 14% en 2017. Ces données anthropométriques déclarées issues des baromètres de Santé publique France nous renseignent sur l'évolution du surpoids et de l'obésité au cours du temps. Ces tendances devront néanmoins être confirmées par le recueil de données anthropométriques mesurées. Toutefois, quelles que soient ces tendances, les niveaux de surpoids et d'obésité des adultes en France restent très élevés et nécessitent l'intensification des politiques de prévention en la matière.

*In the context of increasing corpulence that has been observed for several years in France's general population, data on declared weight and height, despite reporting bias, make it possible to monitor trends in overweight and obesity over long periods. The pooling of data obtained through the Santé publique France Health Barometers from 1996 to 2017 provided a time series on the declared corpulence of adults over a period of more than 20 years. The proportion of men who declared overweight (including obesity) steadily increased from 40% in 1996 to 48% in 2008, before stabilizing around 48-50%. Obesity was declared by 7% of men in 1996, increasing to more than 14% in 2016, before showing a significant decline and returning to 13% in 2017. Among women, corpulence has increased steadily. Overweight (including obesity) was declared by less than 25% of women in 1996 then reached 39% in 2017. Obesity, which less than 6% of women declared in 1996, reached 14% in 2017. These self-reported anthropometric data from the Santé publique France Health Barometers provide us with information on how overweight and obesity have changed over time. These trends must nevertheless be confirmed by collecting measured anthropometric data. Whatever these trends, the levels of overweight and obesity among adults in France remain very high and call for specific prevention policies.*

**Mots-clés :** Corpulence déclarée, Surpoids, Obésité, Tendance, Population générale

// **Keywords:** Declared body size, Overweight, Obesity, Trends, General population

### Introduction

Le surpoids et l'obésité sont des facteurs de risque majeurs des maladies non transmissibles, telles que les maladies cardiovasculaires, le diabète, certains cancers ou le risque de décès prématurés<sup>1</sup>, ainsi que de certaines maladies infectieuses comme cela a pu être mis en évidence lors de la crise Covid-19<sup>2</sup>. La prévention du surpoids et de l'obésité est donc un enjeu majeur de santé publique, qui nécessite une évaluation précise de la situation et un suivi de son évolution au cours du temps. La surveillance des

prévalences du surpoids et de l'obésité constitue ainsi un outil de pilotage et de suivi des politiques publiques mises en place dans la lutte contre l'obésité (feuille de route 2019-2022 sur la « prise en charge de l'obésité », Programme national nutrition santé – PNNS<sup>3</sup>). Cette surveillance épidémiologique s'appuie en France sur des enquêtes nationales représentatives dans lesquelles les participants sont pesés et mesurés par des professionnels de santé selon des procédures et du matériel standards<sup>4,5</sup>. Ces procédures de mesures standardisées représentent le *gold standard* des méthodes

de recueil des données anthropométriques nécessaires au calcul des prévalences de surpoids et d'obésité. Néanmoins, elles nécessitent du matériel, du personnel formé pour réaliser ces mesures et sont de fait coûteuses et moins fréquemment réalisées. D'autres enquêtes, telles que les baromètres de Santé publique France<sup>6</sup>, ont permis de recueillir de façon beaucoup plus rapprochée et sur de longues périodes des données anthropométriques déclarées directement par les individus enquêtés. Ces données sont certes sujettes à certains biais de déclaration qui tendent à sous-estimer le niveau de la corpulence ainsi évalué<sup>7</sup>, toutefois, la répétition fréquente de ces enquêtes permet un suivi longitudinal de la corpulence déclarée sur de longues périodes.

Les baromètres de Santé publique France ont permis depuis plus de 20 ans de recueillir ces données anthropométriques de manière plus ou moins régulière, dans la population des adultes résidant en France métropolitaine. Cet article présente, à partir des données des neuf éditions du Baromètre santé réalisées entre 1996 et 2017, l'évolution de la corpulence déclarée, du surpoids (y compris l'obésité) et de l'obésité en France.

## Méthode

### Protocole des études

Les baromètres de Santé publique France sont des enquêtes téléphoniques réalisées auprès d'un échantillon national représentatif, ayant pour objectif de décrire les connaissances, comportements et perceptions en matière de santé de la population adulte française. Ces enquêtes, réalisées régulièrement depuis plus de 20 ans, couvrent de nombreuses thématiques de santé publique comme le tabagisme, l'alcoolisation, les consommations de drogues, les pratiques vaccinales, le dépistage, la nutrition ou la qualité de vie. Certaines éditions se sont également concentrées sur une seule thématique, comme par exemple les baromètres nutrition. Les données utilisées dans cette étude sont issues des trois baromètres santé nutrition réalisés en 1996, 2002 et 2008 et des baromètres santé de 2000, 2005, 2010, 2014, 2016 et 2017. Chaque protocole de ces enquêtes a reçu un avis favorable de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil). Les méthodes détaillées de ces enquêtes sont disponibles sur le site Internet de Santé publique France<sup>6,8</sup>.

### Échantillon

L'échantillonnage repose sur un sondage réalisé par génération aléatoire de numéros de téléphone dont l'objectif est de constituer un échantillon représentatif de l'ensemble des personnes de 18-75 ans vivant en France métropolitaine, en ménage ordinaire et parlant français. Jusqu'en 2008, seuls les individus disposant d'une ligne téléphonique fixe ont été inclus. À partir de 2010, les échantillons sélectionnés comprennent en plus un échantillon

« Mobile exclusif », permettant d'inclure la population des individus ne disposant que d'une ligne de téléphonie mobile. Les données des différents baromètres ont été pondérées selon le nombre d'individus éligibles et le nombre de lignes téléphoniques par ménage, puis redressées sur les structures de population issues des enquêtes de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) des années de recueil selon les variables suivantes : classes combinées d'âge et sexe, région et type d'unité urbaine du domicile, taille du ménage et diplôme de la personne interrogée. Le calcul des pondérations a été réalisé par calage sur marge à l'aide de la macro-SAS<sup>®</sup> CALMAR. Le diplôme de la personne interrogée n'ayant pas été utilisé dans le redressement initial des éditions 1996 et 2002 du Baromètre, des pondérations ont été recalculées pour ces deux années en se calant sur la distribution des diplômes de l'année 2000.

### Données

La présente étude s'intéresse aux données de poids et taille déclarées par les individus lors de l'interview téléphonique. Les variables sociodémographiques utilisées pour les ajustements ont été limitées aux variables communes à l'ensemble des baromètres et définies de façon cohérente et constante sur la période couverte. Il s'agissait du sexe, de l'âge, du revenu du ménage par unité de consommation en 3 terciles (faible, moyen, élevé et « Ne sait pas ou refus »), du diplôme (inférieur au baccalauréat, baccalauréat, supérieur au baccalauréat et « Ne sait pas ») et de la situation professionnelle (emploi, études, chômage, retraite, inactivité) de l'individu interviewé.

### Analyses statistiques

La corpulence a été estimée en calculant un indice de masse corporelle (IMC) déclaré en divisant le poids déclaré en kilogrammes par le carré de la taille déclarée en mètres. Le surpoids est défini par un IMC supérieur ou égal à 25 ; l'obésité par un IMC supérieur ou égal à 30. Les individus pour lesquels les données anthropométriques étaient manquantes ont été exclus des analyses. Les variables continues sont décrites par la moyenne et son erreur-type, les variables catégorielles par des pourcentages. Afin de tenir compte de l'évolution de la structure de la population au cours de la période, les évolutions ont été comparées, sexes séparés, à l'aide de régressions de Poisson ajustées sur l'âge, le revenu du ménage par unité de consommation et la situation professionnelle. Les tests de tendance issus de ces régressions ont été considérés comme significatifs avec un « p » inférieur à 5%. Une standardisation des données a également été réalisée en calculant un nouveau jeu de pondérations, calé sur la structure de la population du Baromètre 2017 comme référence, pour chacune des autres années d'enquête. Les comparaisons entre deux années ont été réalisées par des tests de Pearson « *designed-based* » permettant de tenir compte du redressement et de la pondération des données. Pour permettre une comparaison graphique avec des données mesurées de surpoids

et d'obésité, les prévalences observées dans l'Étude nationale nutrition santé (ENNS<sup>4</sup>) de 2006 et dans l'étude Esteban<sup>5</sup> (Étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition) de 2015 sont présentées comme références dans les figures. Ces deux études nationales ont été réalisées par Santé publique France et portaient sur deux échantillons aléatoires de personnes adultes (18-64 ans) résidant en France hexagonale. L'ensemble des analyses a été réalisé à l'aide du logiciel Stata14<sup>®</sup>.

## Résultats

Sur l'ensemble de la période, les pourcentages de données anthropométriques non disponibles étaient de 0,4% chez les hommes et de 1,3% chez les femmes. Les analyses ont donc porté sur 124 541 individus répartis de manière inégale sur les 9 années disponibles (55 356 hommes, tableau 1, et 69 185 femmes, tableau 2).

L'ensemble des variables listées dans les tableaux 1 et 2 fluctuait de manière significative (p de tendance <0,001) sur la période. La baisse quasiment constante de la proportion de personnes avec un niveau de diplôme inférieur au baccalauréat est notable, aussi bien chez les hommes (de 62,9% en 1996 à 49,6% en 2017) que chez les femmes

(de 59,3% à 47,5%) parmi les répondants au Baromètre. La situation professionnelle a également évolué de façon régulière, avec une augmentation de la proportion de personnes au chômage. Si chez les hommes cette augmentation du chômage (de 3,5% en 1996 à 9,4% en 2017) était compensée par une baisse de l'emploi (de 68,7% à 59,3%), chez les femmes cette hausse (de 6,3% en 1996 à 9,1% en 2017) s'accompagnait d'une augmentation concomitante de la proportion de femmes en situation d'emploi (de 46,9% à 52,4%), alors que la proportion de femmes sans profession (inactives) chutait sur la période de 20,1% à 10,3%.

Les figures 1 et 2 montrent l'évolution sur la période des proportions du surpoids et de l'obésité déclarés, chez les hommes et chez les femmes.

Chez les hommes, la proportion du surpoids déclaré (y compris l'obésité) est passée de 40,2% en 1996 à 50,1% en 2017 (p de tendance <0,001). Après une progression régulière entre 1996 et 2008, le niveau s'est maintenu autour de 48% jusqu'en 2014. Une tendance à l'augmentation (non significative, p=0,101) est observée entre 2014 et 2016, suivie d'une tendance à la baisse entre 2016 et 2017, (non significative, p=0,615). L'obésité déclarée concernait 7,4% des hommes en 1996. Elle a augmenté de manière continue au fil des années, atteignant 14,5% en 2016 (p de tendance <0,001), puis a fini par

Tableau 1

### Distribution des caractéristiques sociodémographiques des hommes par année d'enquête, baromètres de Santé publique France, 1996-2017

Année	Hommes									
	1996	2000	2002	2005	2008	2010	2014	2016	2017	Total
Effectifs	834	5 475	1 188	10 150	1 365	11 134	6 942	6 702	11 566	55 356
<b>Âge (en années)</b>										
Moyenne	41,8	43,7	43,2	44,0	44,2	44,5	44,9	45,1	45,5	44,6
Erreur-type	0,56	0,25	0,51	0,19	0,51	0,17	0,23	0,23	0,18	0,08
<b>Revenu par UC (%)</b>										
1 <sup>er</sup> tercile	32,4	29,9	28,2	30,5	26,8	26,9	29,8	31,7	31,8	29,9
2 <sup>e</sup> tercile	33,8	29,7	29,4	30,6	29,2	31,0	30,6	29,5	30,9	30,5
3 <sup>e</sup> tercile	28,5	34,8	33,2	26,0	36,4	35,4	34,2	35,6	32,0	32,6
Ne sait pas/Refus	5,3	5,6	9,2	12,9	7,6	6,7	5,4	3,2	5,3	7,0
<b>Niveau de diplôme (%)</b>										
<Bac	62,9	60,7	55,8	58,0	60,8	59,2	54,7	53,1	49,6	55,9
Bac	12,3	15,5	17,7	14,8	14,6	17,2	18,7	18,8	19,8	17,3
>Bac	23,1	22,9	25,8	21,0	23,3	23,6	26,4	28,1	30,4	25,3
Ne sait pas	1,7	0,9	0,7	6,2	1,3	0,0	0,2	0,0	0,2	1,5
<b>Situation professionnelle (%)</b>										
Emploi	68,7	63,5	63,3	61,0	65,2	61,0	60,6	57,8	59,3	60,8
Études	7,5	7,6	9,5	7,7	7,3	6,5	5,8	7,3	7,2	7,1
Chômage	3,5	5,7	3,6	7,7	4,4	9,0	10,4	10,9	9,4	8,6
Retraite	17,7	21,2	20,5	20,7	21,1	21,1	19,9	20,5	20,4	20,6
Inactivité	2,6	2,0	3,1	2,9	2,0	2,4	3,3	3,5	3,7	2,9

UC : unité de consommation.

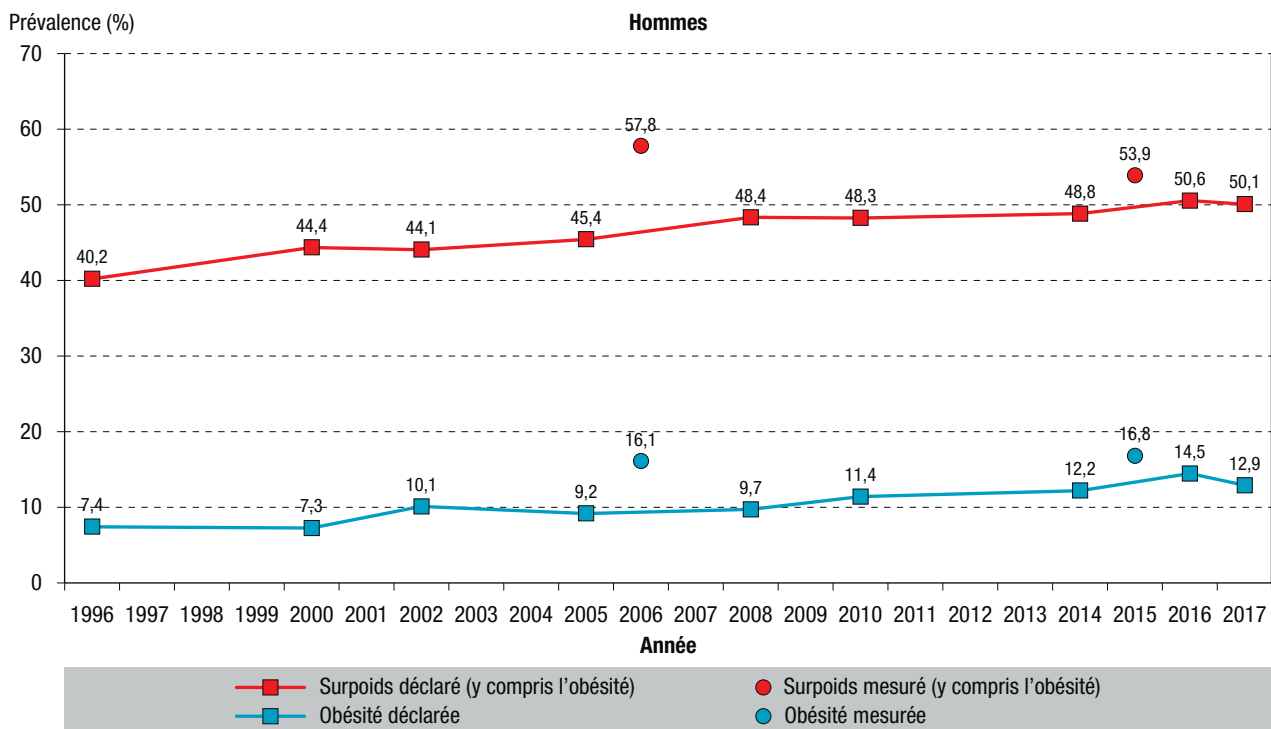
Tableau 2

**Distribution des caractéristiques sociodémographiques des femmes par année d'enquête, baromètres de Santé publique France, 1996-2017**

Femmes										
Année	1996	2000	2002	2005	2008	2010	2014	2016	2017	Total
Effectifs	1 124	7 021	1 654	14 157	1 725	13 648	8 170	8 119	13 567	69 185
<b>Âge (en années)</b>										
Moyenne	43,3	44,0	44,1	44,8	44,6	45,2	45,4	45,6	46,2	45,2
Erreur-type	0,51	0,22	0,43	0,17	0,46	0,16	0,21	0,22	0,17	0,07
<b>Revenu par UC (%)</b>										
1 <sup>er</sup> tercile	33,3	33,3	30,6	35,7	33,2	31,5	31,9	36,5	39,4	34,8
2 <sup>e</sup> tercile	35,7	29,7	32,6	26,8	29,9	31,5	32,5	30,7	31,2	30,4
3 <sup>e</sup> tercile	22,9	29,2	25,9	19,3	27,5	28,5	28,7	28,6	24,0	25,7
Ne sait pas/Refus	8,1	7,8	10,9	18,2	9,4	8,5	6,9	4,2	5,4	9,1
<b>Niveau de diplôme (%)</b>										
<Bac	59,3	60,0	56,1	57,5	54,7	56,2	51,2	48,5	47,5	53,5
Bac	15,7	18,4	19,1	16,7	21,3	19,6	20,9	20,8	20,9	19,5
>Bac	21,3	20,9	22,9	19,2	23,1	24,2	27,7	30,5	31,4	25,4
Ne sait pas	3,7	0,7	1,9	6,6	0,9	0,0	0,2	0,2	0,2	1,6
<b>Situation professionnelle (%)</b>										
Emploi	46,3	49,6	51,3	48,6	55,6	53,8	53,9	52,3	52,4	51,8
Études	7,2	7,0	8,5	8,2	8,6	6,5	6,4	8,4	7,2	7,3
Chômage	6,3	7,8	5,5	9,5	4,7	8,0	9,4	9,4	9,1	8,7
Retraite	20,1	18,7	21,1	19,3	19,2	20,1	20,0	20,3	21,0	20,0
Inactivité	20,1	16,9	13,6	14,4	11,9	11,6	10,3	9,6	10,3	12,2

UC : unité de consommation.

Figure 1

**Évolution chez les hommes des proportions de surpoids et d'obésité déclarés entre 1996 et 2017 (Baromètres) et prévalences mesurées en 2006 (ENNS) et 2015 (Esteban), France**


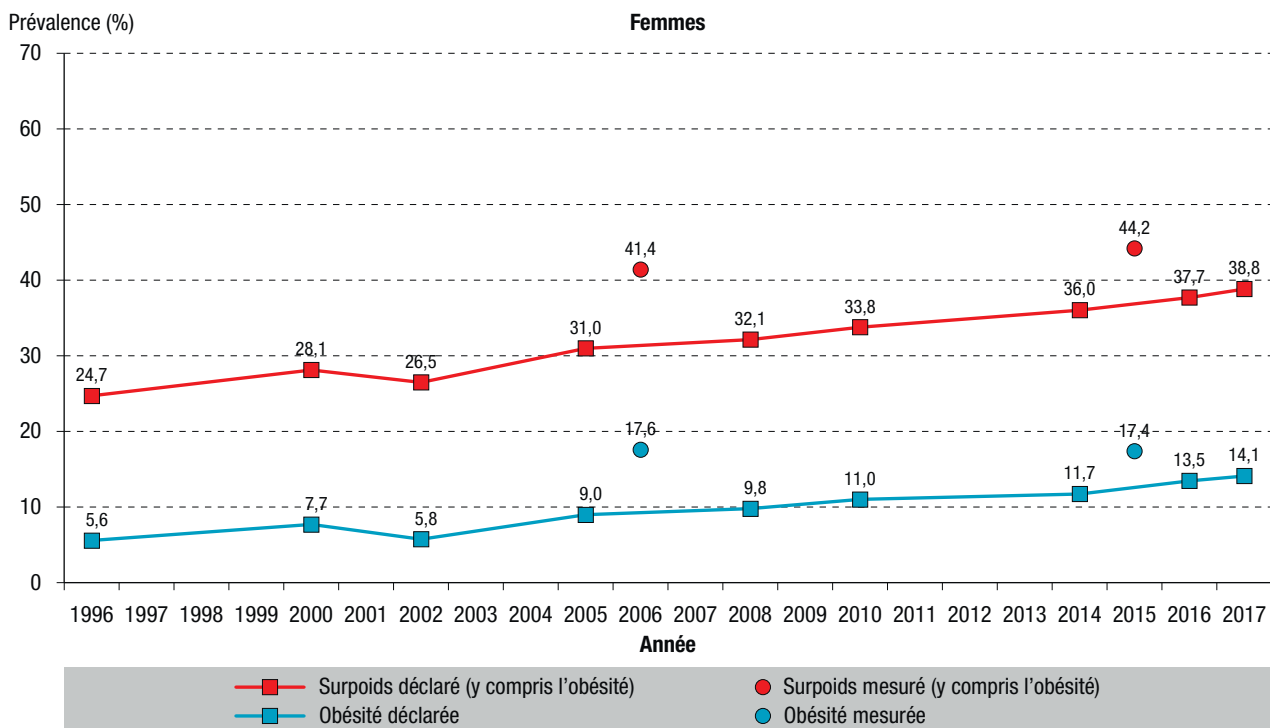
Données redressées et pondérées.

ENNS : Étude nationale nutrition santé ; Esteban : Étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition.



Figure 2

**Évolution chez les femmes des proportions de surpoids et d'obésité déclarés entre 1996 et 2017 (Baromètres) et prévalences mesurées en 2006 (ENNS) et 2015 (Esteban), France**



Données redressées et pondérées.

ENNS : Étude nationale nutrition santé ; Esteban : Étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition.

diminuer en 2017, pour ne concerner plus que 12,9% des hommes. Cette baisse relative de 11% entre ces deux dernières années était statistiquement significative ( $p=0,016$ ).

Chez les femmes, les proportions de surpoids et d'obésité déclarés ont augmenté de manière continue au cours des années. Le surpoids déclaré (y compris l'obésité) concernait 25,3% des femmes en 1996 et 38,8% en 2017 ( $p$  de tendance  $<0,001$ ). Quant à l'obésité déclarée, elle est passée de 5,7% en 1996 à 14,1% en 2017 ( $p$  de tendance  $<0,001$ ).

Les deux figures présentent également les prévalences mesurées du surpoids et de l'obésité chez les hommes et les femmes obtenues dans deux études nationales en population générale, ENNS en 2006 et Esteban en 2015. Ces résultats montrent que les écarts entre les données mesurées et déclarées se réduisent de façon plus notable chez les hommes, tant pour le surpoids (écarts en 2006 de 11 points pour les hommes et 10 points pour les femmes ; et en 2015 de 5 points pour les hommes et 7 points pour les femmes), que pour l'obésité (écart en 2006 de 7 points pour les hommes et 8 points pour les femmes ; et en 2015 de 3 points pour les hommes et 5 points pour les femmes).

La standardisation réalisée en utilisant les pondérations calées sur l'année 2017 pour gommer l'évolution de la structure de la population au cours de la période par un ajustement sur les variables de redressement (résultats non présentés) montre des différences par année non significatives quant aux niveaux des

corpulences déclarées, et aucune différence quant à la significativité des tendances constatées, par rapport aux résultats non standardisés.

### Discussion

Pour la première fois en France, la compilation des baromètres de Santé publique France de 1996 à 2017 a permis de disposer d'une série temporelle sur la corpulence déclarée des adultes et d'analyser son évolution sur une période de plus de 20 ans. Cette étude montre que sur la période 1996-2017, la corpulence déclarée a globalement augmenté, mais de façon différente selon le sexe et selon que l'on considère le surpoids ou l'obésité. Chez les hommes, la proportion de personnes se déclarant en surpoids (y compris l'obésité) est plus élevée que chez les femmes, mais celle-ci semble avoir atteint un plafond depuis 2008, autour de 48-50%. Chez les femmes en revanche, l'augmentation du surpoids déclaré (y compris l'obésité) est régulière et se poursuit jusqu'en 2017 pour atteindre 39%. Pour ce qui est de l'obésité déclarée, la proportion de personnes obèses a évolué de façon similaire chez les hommes et les femmes pour atteindre environ 14% en 2016. Cependant, si l'augmentation se poursuit chez les femmes entre 2016 et 2017, chez les hommes, une baisse significative est observée sur ces deux dernières années.

Ces données peuvent être comparées à celles de l'étude Obépi<sup>9</sup> dans laquelle ont été réalisées, tous les trois ans, entre 1997 et 2012, des enquêtes par quotas

pour recueillir les poids et tailles déclarés d'un panel d'individus. D'après cette étude, le surpoids (y compris l'obésité) a évolué sur cette période de 45,7% à 53,1% chez les hommes, et de 31,6% à 42,0% chez les femmes. L'obésité, quant à elle, a augmenté de 8,8% à 14,3% chez les hommes, et de 8,3% à 15,7% chez les femmes<sup>10</sup>. Dans l'étude Obépi, les répondants étaient invités à se peser avant de répondre au questionnaire, ce qui peut expliquer les valeurs supérieures à celles recueillies dans les baromètres. Mais les tendances observées sont toutefois identiques à celles constatées dans les baromètres jusqu'en 2012, à savoir : un surpoids (y compris l'obésité) plus fréquent chez les hommes que chez les femmes, une obésité comparable selon les sexes et globalement, pour le surpoids comme pour l'obésité, des augmentations plus soutenues chez les femmes que chez les hommes. En 2020, la Ligue contre l'obésité a relancé ces enquêtes Obépi en réalisant une enquête selon la même méthodologie que les précédentes. Celle-ci montrait une stabilisation du surpoids (y compris l'obésité) et une augmentation de l'obésité entre 2012 et 2020, en considérant les résultats hommes et femmes confondus<sup>11</sup>.

Les données de notre étude ont mis en évidence cependant la nécessité de regarder ces évolutions par sexe. Le surpoids (y compris l'obésité), certes plus important chez les hommes, semble se stabiliser chez ces derniers alors que son augmentation perdure chez les femmes. Ces différences entre hommes et femmes étaient déjà observées dans les données anthropométriques mesurées des enquêtes ENNS et Esteban. Celles-ci montraient une stabilisation du surpoids (y compris l'obésité) chez les hommes entre 2006 et 2015, mais une augmentation chez les femmes de 40-54 ans<sup>5</sup>. Pour ce qui est de l'obésité, si les niveaux étaient proches entre les deux sexes dans les données longitudinales des baromètres, son augmentation était plus importante chez les femmes et se poursuivait jusqu'à la fin de la période, alors qu'une baisse semblait s'amorcer en 2017 chez les hommes. Les données analysées ici ne permettent pas de mettre en avant des hypothèses explicatives de ces évolutions et de ces écarts entre hommes et femmes. Seul l'ajustement réalisé par le redressement de chaque année de collecte sur la même année de référence, 2017, montre que l'évolution sur la période des variables de redressement ne suffit pas à expliquer l'évolution observée des niveaux de corpulence. La répétition de l'étude Esteban (prévue en 2025 sous le nom Albane – enquête alimentation, biosurveillance, santé, nutrition, environnement) fournira des données permettant d'analyser plus en détail les pratiques différenciées entre hommes et femmes, en matière d'alimentation et d'activité physique pour tenter d'expliquer ces écarts. Ces différences entre sexe doivent néanmoins être interprétées avec prudence, dans la mesure où celles-ci pourraient être dues en partie aux différences observées par ailleurs dans la sous-déclaration du poids, potentiellement plus importante chez les femmes que chez les hommes<sup>7,12</sup>.

Les données anthropométriques déclarées dans les baromètres s'avèrent en effet moins élevées que celles des données anthropométriques mesurées dans les études nationales ENNS en 2006 et Esteban en 2015. La comparaison des deux types de mesures met en évidence une sous-estimation globale du surpoids et de l'obésité dans les données déclarées. Si la mesure objective reste le *gold standard* de l'évaluation de la corpulence, celle obtenue à partir des données déclarées de poids et taille dans les baromètres a permis de décrire l'évolution de la corpulence sur une période de plus de 20 ans. Néanmoins, il apparaît utile de suivre en parallèle sa sous-estimation car celle-ci évolue aussi dans le temps<sup>7,12</sup>. Comme évoqué par Robinson dans sa « théorie de la normalisation »<sup>13</sup>, l'augmentation de la corpulence déclarée pourrait ainsi être le fait de la baisse de la sous-estimation, à la suite de l'évolution des normes sociales relatives aux personnes en excès pondéral ou aux campagnes contre leur stigmatisation par exemple. La comparaison avec les données mesurées, certes ponctuelles, de 2006 et 2015 semble confirmer cette hypothèse avec des écarts qui se sont réduits au cours de la période, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, que ce soit en matière de surpoids (y compris l'obésité) ou d'obésité seule. Il convient donc de considérer les résultats des données anthropométriques déclarées avec précaution.

Par ailleurs, les données décrites ici sont issues de processus de sélection aléatoires qui peuvent être soumis au phénomène de fluctuation d'échantillonnage attaché à ce type d'enquêtes. Mais globalement, cette fluctuation d'échantillonnage est minimisée par des effectifs importants. Sur la plupart des années observées, le nombre de personnes incluses (femmes et hommes séparément) dépasse 1 000 individus, et même 10 000 individus sur trois des années étudiées. Enfin, même si la méthodologie des baromètres a pu quelque peu évoluer sur la période, elle est restée suffisamment stable pour permettre la comparaison de ces données longitudinales au cours du temps.

En conclusion, les données déclarées pendant plus de 20 ans dans les baromètres de Santé publique France nous renseignent sur l'évolution du surpoids et de l'obésité au cours du temps. Ainsi, la corpulence déclarée a augmenté entre 1996 et 2017, et ce malgré l'évolution sociétale prise en compte par les redressements et les ajustements réalisés. Chez les hommes, l'évolution du surpoids et de l'obésité déclarés marque une baisse dans la dernière année étudiée. Chez les femmes, l'augmentation semble cependant se poursuivre. Ces tendances mériteront d'être suivies avec la poursuite de la réalisation des baromètres de Santé publique France qui permettra également d'évaluer l'impact de la pandémie de Covid-19 sur l'évolution de la corpulence. Elles nécessiteront également de s'appuyer sur des résultats issus de recueils de données anthropométriques mesurées pour produire des données objectives de corpulence

et évaluer l'évolution de l'écart entre les niveaux de corpulence déclarée et mesurée, pour faire de l'ensemble de ces données un outil de suivi valide et complet d'évaluation des politiques de santé publique de lutte contre l'obésité. Au vu de ces évolutions, le niveau élevé de la corpulence chez les adultes en France, qu'elle soit déclarée ou mesurée, justifie la poursuite, voire l'intensification, des programmes de lutte contre le surpoids et l'obésité, en encourageant une alimentation saine et équilibrée, en promouvant la pratique régulière d'une activité physique et en prévenant des effets délétères d'une trop grande sédentarité. ■

## Références

- [1] World Health Organization Regional Office for Europe. WHO European regional obesity report 2022. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2022. 220 p. <https://www.who.int/europe/publications/i/item/9789289057738>
- [2] Caussy C, Pattou F, Wallet F, Simon C, Chalopin S, Telliam C, *et al.* Prevalence of obesity among adult inpatients with COVID-19 in France. *Lancet Diabetes Endocrinol.* 2020;8(7):562-4.
- [3] Ministère des Solidarités et de la Santé. Feuille de route – Prise en charge des personnes en situation d'obésité. 2019. 38 p. <https://sante.gouv.fr/soins-et-maladies/prises-en-charge-specialisees/obesite/article/feuille-de-route-2019-2022>
- [4] Unité de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Usen). Étude nationale nutrition santé, ENNS, 2006 – Situation nutritionnelle en France en 2006 selon les indicateurs d'objectifs et les repères du Programme national nutrition santé (PNNS). Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2007. 74 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/rapport-synthese/etude-nationale-nutrition-sante-enns-2006.-situation-nutritionnelle-en-france-en-2006-selon-les-indicateurs-d-objetif-et-les-reperes-du-programme>
- [5] Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen). Étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition (Esteban), 2014-2016. Volet Nutrition. Chapitre Corpulence. Saint-Maurice: Santé publique France; 2017. 43 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/rapport-synthese/etude-de-sante-sur-l-environnement->

la-biosurveillance-l-activite-physique-et-la-nutrition-esteban-2014-2016.-volet-nutrition.-chapitre-corpulence

- [6] Santé publique France. Les baromètres de Santé publique France. 2024. <https://www.santepubliquefrance.fr/etudes-et-enquetes/barometres-de-sante-publique-france#block-65431>
- [7] Gorokhova M, Salanave B, Deschamps V, Verdot C. Écarts entre corpulence déclarée et corpulence mesurée dans les études de surveillance en population en France. *Bull Épidémiol Hebd.* 2021;10:166-85. [http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/10/2021\\_10\\_1.html](http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/10/2021_10_1.html)
- [8] Richard JB, Andler R, Gautier A, Guignard R, Léon C, Beck F. Effects of using an overlapping dual-frame design on estimates of health behaviors: A French general population telephone survey. *J Surv Stat Methodol.* 2017;5(2):254-74. <https://academic.oup.com/jssam/article/5/2/254/2528224>
- [9] Charles MA, Eschwège E, Basdevant A. Monitoring the obesity epidemic in France: The Obepi surveys 1997-2006. *Obesity.* 2008;16(9):2182-6.
- [10] Institut national de la santé et de la recherche médicale, Kantar Health, Roche. ObÉpi – Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l'obésité. Paris: Inserm; 2012. [https://presse.inserm.fr/wp-content/uploads/2012/10/obepi\\_2012.pdf](https://presse.inserm.fr/wp-content/uploads/2012/10/obepi_2012.pdf)
- [11] Fontbonne A, Currie A, Tounian P, Picot M.C, Foulatier O, Nedelcu M, Nocca D. Prevalence of overweight and obesity in France: The 2020 Obepi-Roche study by the “Ligue contre l'obésité”. *J Clin Med.* 2023;12(3):925.
- [12] Julia C, Salanave B, Binard K, Deschamps V, Vernay M, Castetbon K. Biais de déclaration du poids et de la taille chez les adultes en France : effets sur l'estimation des prévalences du surpoids et de l'obésité. *Bull Épidémiol Hebd.* 2010;8:69-72. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/biais-de-declaration-du-poids-et-de-la-taille-chez-les-adultes-en-france.-effets-sur-l-estimation-des-prevalences-du-surpoids-et-de-l-obesite>
- [13] Robinson E. Overweight but unseen: A review of the underestimation of weight status and a visual normalization theory. *Obes Rev.* 2017;18(10):1200-9.

## Citer cet article

Salanave B, Verdot C, Escalon H, Gautier A, Deschamps V. Évolution de la corpulence déclarée dans les Baromètres de Santé publique France de 1996 à 2017. *Bull Épidémiol Hebd.* 2024;(15):306-12. [http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024\\_15\\_1.html](http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024_15_1.html)



## PREMIER BILAN ÉPIDÉMIOLOGIQUE DU DISPOSITIF NATIONAL DE SURVEILLANCE DES ÉPIDÉMIES DE GASTRO-ENTÉRITES AIGUËS D'ORIGINE HYDRIQUE EN FRANCE ENTRE 2010 ET 2022

// FIRST EPIDEMIOLOGICAL REPORT ON RESULTS FROM THE NATIONAL SURVEILLANCE SYSTEM FOR WATERBORNE DISEASE OUTBREAKS IN FRANCE BETWEEN 2010 AND 2022

Damien Mouly<sup>1</sup> (damien.mouly@santepubliquefrance.fr), Jérôme Pouey<sup>1</sup>, Julie Chesneau<sup>2</sup>, Gabrielle Jones<sup>2</sup>, Nathalie Franques<sup>3</sup>, référents régionaux EpiGEH\*

<sup>1</sup> Santé publique France – Occitanie, Toulouse

<sup>2</sup> Santé publique France, Saint-Maurice

<sup>3</sup> Direction générale de la santé (DGS), Paris

\* Santé publique France, Direction des régions : Sandrine Coquet (Nouvelle-Aquitaine), Erica Fougère et Jean-Marc Yvon (Auvergne-Rhône-Alpes), Jean-Luc Lasalle (Provence-Alpes-Côte d'Azur), Élodie Terrien (Bourgogne-Franche-Comté), Yvonnick Guillois (Bretagne), Jean-Rodrigue Ndong (Centre-Val de Loire), Guillaume Heuzé (Corse), Valérie Ponties (Hauts-de-France), Sophie Raguet (Grand Est), Valentin Courtillet (Normandie), Delphine Barataud (Pays de la Loire), Jacques Rosine (Antilles), Fabian Thouillot (La Réunion), Jamel Daoudi (Mayotte), Luisiane Carvalho (Guyane)

Soumis le : 04.03.2024 // Date of submission: 03.04.2024

### Résumé // Abstract

Un dispositif de détection rétrospective des cas groupés de gastro-entérites aiguës médicalisées (GEAm) liés à une origine hydrique plausible est déployé dans toutes les régions de France depuis 2019. Ce dispositif national s'appuie sur les données de l'Assurance maladie pour identifier les cas de GEAm depuis 2010 et sur la base de données Sise-Eaux (Système d'information en santé-environnement sur les eaux d'alimentation) pour caractériser l'exposition à l'eau du robinet. Les principaux objectifs du système sont d'identifier les réseaux d'eau à risque de contamination microbiologique et d'améliorer la connaissance de l'impact des épidémies de maladies d'origine hydrique et des facteurs de risque associés. Sur la période 2010-2022, 145 foyers de GEA hydriques ont été enregistrés en France, dont 124 nouvellement détectés par ce système par rapport au système déclaratif. Les réseaux d'eau potable concernés desservent 790 000 personnes, et les circonstances de la contamination ont permis d'identifier des vulnérabilités au niveau des ressources en eau, du traitement et de la distribution. Une plus grande adhésion au système permettrait d'améliorer la protection des consommateurs d'eau du robinet en ce qui concerne le risque microbiologique.

*A system for the detection of clustered cases of acute medicalized gastroenteritis (AmG) linked to a plausible waterborne origin has been deployed in all regions of France since 2019. This system uses data from the national health insurance system (Assurance Maladie) to identify cases of AmG and the SISE-Eaux database to characterize exposure through tap water. The main objectives of the system are to identify water networks at risk of microbiological contamination, and to improve knowledge of the impact of waterborne disease outbreaks and associated risk factors. Over the period 2010–2022, 145 waterborne disease outbreaks were recorded in France, including 124 newly detected by this system compared to the declarative system. The drinking water networks involved serve 790,000 people, and the circumstances of contamination identified vulnerabilities in water resources, treatment and distribution. Greater adherence to the system would further enhance consumer protection regarding the microbiological risks of tap water.*

**Mots-clés :** Eau du robinet, Maladie d'origine hydrique, Gastro-entérite aiguë, Risque infectieux, Épidémie  
// **Keywords:** Tap water, Waterborne disease, Gastroenteritis, Infectious risk, Disease Outbreaks

### Introduction

Les épidémies de gastro-entérites aiguës (GEA) liées à la consommation d'eau du robinet (ou « GEA d'origine hydrique ») constituent un enjeu de santé publique dans le monde entier, y compris dans les pays développés<sup>1-4</sup>. Ces épidémies sont généralement liées à une pollution accidentelle de l'eau distribuée et les investigations tendent à mettre en évidence des facteurs de risque connus tels qu'une vulnérabilité de la ressource associée à des incidents

au niveau du traitement (panne de chloration) ou de la distribution de l'eau (rupture de canalisation, refoulement des eaux usées vers le réseau d'eau potable)<sup>5</sup>. Des facteurs extérieurs aggravants peuvent également s'ajouter comme de fortes pluies entraînant un lessivage du bassin versant et une concentration des contaminants au niveau de la ressource en eau<sup>6</sup>.

Pour autant, le nombre d'épidémies d'origine hydrique signalées en France ou à l'étranger auprès des autorités sanitaires ou organismes de

santé publique est probablement sous-estimé en l'absence de système de surveillance dédié. Ainsi, on dénombre moins d'une trentaine d'épidémies hydriques signalées à Santé publique France (Institut de veille sanitaire jusqu'en mai 2016) et documentées au cours des 10 dernières années<sup>7</sup>. Ces épidémies ont été identifiées par les autorités sanitaires par le biais de déclarations volontaires de médecins généralistes ou à la suite de résultats non conformes du contrôle sanitaire de l'eau destinée à la consommation humaine (EDCH). Le nombre d'épidémies hydriques identifiées par le système de déclaration obligatoire (DO) des toxi-infections alimentaires collectives (Tiac) reste anecdotique. Les agents pathogènes impliqués dans ces épidémies sont multiples (virus entériques type *norovirus/rotavirus*, virus de l'hépatite E, *campylobacter*, *salmonella*, *cryptosporidium*, *giardia*, etc.) et les taux d'attaque estimés dans les études de cohortes se situent entre 20 et 50% de la population desservie par l'eau du réseau contaminée.

Afin d'améliorer la détection et la surveillance des épidémies de GEA d'origine hydrique, Santé publique France, avec le soutien du ministère de la Santé et en collaboration avec les agences régionales de santé (ARS), a déployé en 2019 un système national de surveillance des épidémies de GEA d'origine hydrique (nommé EpiGEH) dans toutes les régions<sup>7,8</sup>. Ce système repose sur l'exploitation des données du Système national des données de santé (SNDS) de l'Assurance maladie qui permet d'identifier les cas possibles de GEA « médicalisés » (GEAm) rétrospectivement depuis 2010<sup>9</sup>. La mise en œuvre de ce dispositif s'est accompagnée en février 2019 d'une instruction ministérielle<sup>10</sup>.

Les objectifs principaux de ce dispositif sont d'identifier des unités de distribution d'eau (UDI)<sup>(1)</sup> à risque de contamination microbiologique (objectif d'appui à la gestion) ; et d'améliorer la connaissance de l'impact sanitaire des épidémies hydriques et des facteurs de risques associés (objectif de prévention). Cet article dresse le premier bilan épidémiologique des épidémies de GEA d'origine hydrique identifiées par le dispositif de surveillance rétrospective EpiGEH entre 2010 et 2022.

## Matériel et méthode

### Structuration et animation du dispositif de surveillance EpiGEH

Le dispositif de surveillance EpiGEH s'appuie sur la détection automatisée de cas groupés de GEAm desservis par une même UDI sur l'ensemble du territoire national. Il est animé par Santé publique France avec l'appui de la Direction générale de la santé (DGS) et des ARS en charge de l'application du contrôle sanitaire de l'EDCH. La détection automatisée

<sup>(1)</sup> Une UDI est définie comme un secteur de distribution d'eau destinée à la consommation humaine (ou eau du robinet) avec une continuité des conduites d'alimentation, un même gestionnaire, et où la qualité de l'eau est réputée homogène.

des cas groupés de GEAm est actualisée tous les quatre mois par Santé publique France. Les signaux détectés sont mis à disposition des ARS pour leur permettre la réalisation des investigations via un système d'information dédié développé par Santé publique France dénommé « SI-EpiGEH » (figure 1)

### Méthode de détection des signaux de cas groupés de GEAm avec une origine hydrique plausible

La détection des cas groupés de GEAm avec une origine hydrique plausible repose sur l'utilisation d'une méthode écologique de détection spatio-temporelle<sup>11</sup> tenant compte du contour des UDI.

L'indicateur de santé utilisé dans la détection est un cas possible de GEAm comme proxy d'une personne atteinte de GEA et ayant acheté des médicaments remboursés sur prescription médicale pour traiter les symptômes. Les cas sont comptabilisés à partir des données du SNDS grâce à un algorithme spécifique et agrégés par jour et par commune de résidence<sup>9</sup>. Compte tenu des délais de consolidation des données au niveau du SNDS, la détection des cas groupés de GEAm se fait de façon rétrospective avec un décalage d'environ quatre mois après la date d'achat des médicaments prescrits.

L'unité écologique d'exposition à l'eau du robinet est définie par la ou les communes desservies par une même UDI. Un algorithme utilisant les données de la base nationale Sise-Eaux permet de définir ces regroupements de communes<sup>12</sup>.

Chaque signal de cas groupés détecté par ce dispositif est ensuite caractérisé par une p-value, un excès de cas (EC=différence entre le nombre de cas observés et attendus), un rapport de risque (RR=rappel nombre de cas observés/nombre de cas attendus) et une durée de signal. Les critères retenus pour la sélection des signaux ( $p < 0,05$  ;  $EC \geq 5$  ;  $RR \geq 1,5$  ; durée  $\geq 3$  jours) ont été déterminés au regard des caractéristiques des épidémies d'origine hydrique connues et grâce à des travaux de simulation en choisissant un compromis entre une sensibilité suffisante ( $>70\%$ ) et un seuil de faux positifs acceptables ( $<10\%$ )<sup>13,14</sup>.

Les traitements de données sont réalisés grâce à l'outil R<sup>®</sup> (version 4.1.3) et les résultats des signalements retenus sont restitués grâce à l'application SI-EpiGEH.

### Période et zone d'étude retenues

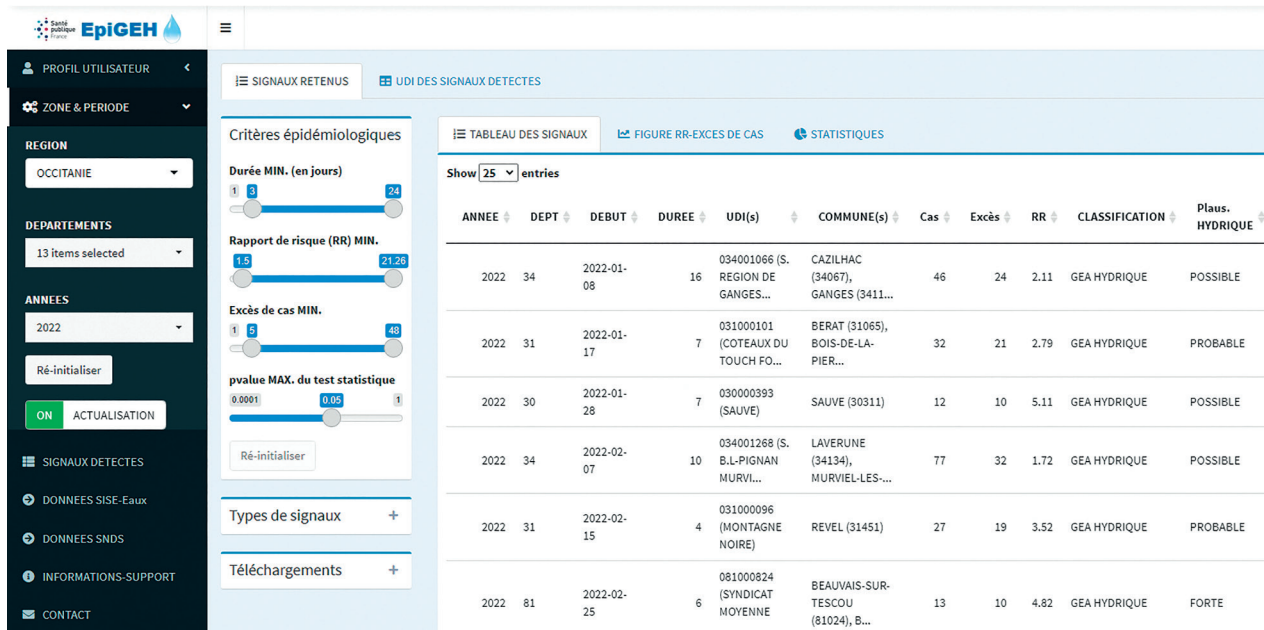
Le bilan présenté dans cet article porte sur la détection rétrospective de signaux survenus en France incluant les départements et régions d'outre-mer (DROM), entre janvier 2010 (première année de disponibilité de l'indicateur GEAm) et décembre 2022.

### Vue d'ensemble du dispositif

Les signaux retenus nécessitent la réalisation d'investigations sanitaires et environnementales pour conforter l'origine hydrique et comprendre les

Figure 1

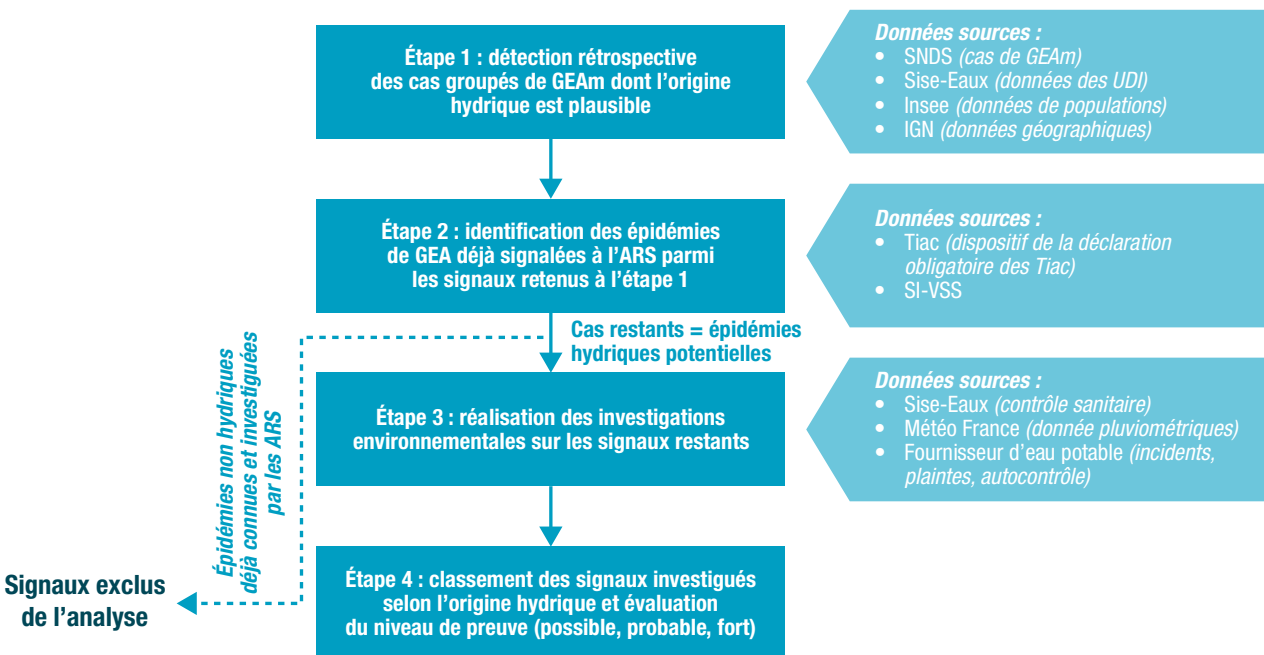
Illustration du SI-EpiGEH, onglet tableau de synthèse des signaux détectés, pour une région donnée et une période donnée



SI-EpiGEH : Système d'information pour la surveillance des épidémies de gastro-entérites aiguës d'origine hydrique. Source : Santé publique France, SI-EpiGEH.

Figure 2

Principales étapes du dispositif de surveillance EpiGEH, France, 2010-2022



EpiGEH : Système national de surveillance des épidémies de gastro-entérites aiguës d'origine hydrique ; SNDS : Système national des données de santé ; GEAm : cas possible de gastro-entérite aiguë basé sur l'exploitation des données de prescriptions médicales ; Sise-Eaux : Système d'information en santé-environnement sur les eaux d'alimentation ; UDI : unités de distribution d'eau potable ; Insee : Institut national de la statistique et des études économiques ; IGN : Institut national de l'information géographique et forestière ; Tiac : toxi-infections alimentaires collectives ; SI-VSS : Système d'information en veille et sécurité sanitaire.

circonstances de survenue (figure 2). Les investigations sanitaires sont réalisées en croisant les signaux EpiGEH avec les données du Système d'information de veille et sécurité sanitaire (SI-VSS) des ARS et des DO Tiac pour identifier les signaux correspondant à des situations déjà connues et dont le mode de contamination n'est pas l'eau du

robinet (c'est-à-dire origine alimentaire, contamination inter-personnes, autres). D'après une étude pilote et les travaux de simulation, la valeur prédictive positive du dispositif EpiGEH de détection des signaux d'origine hydrique se situe respectivement entre 50% et 90%<sup>13,15</sup>. Les signaux restants, considérés comme possiblement d'origine

hydrique, sont éligibles à des investigations environnementales. Un questionnaire standardisé est alors utilisé pour détailler le système d'adduction en eau potable alimentant la/les communes où résident les cas groupés de GEAm et décrire les circonstances de contamination possibles au moment du signal (pannes de désinfection, incident de traitement, pollution de captage, événements pluvieux importants, etc.). Les signaux investigués dont l'origine hydrique est confortée<sup>(2)</sup> sont ensuite classés en trois niveaux de preuve à l'aide d'un algorithme décisionnel complété du jugement des acteurs de terrain (Santé publique France, ARS) : « possible », « probable » ou « fort »<sup>15</sup>.

En amont du déploiement du dispositif, des investigations rétrospectives des signaux ont été réalisées pour une étude pilote mise en place en 2016 qui concernait des signaux de 2014-2015 et impliquait sept ARS<sup>15</sup>. À partir de 2019, l'ensemble des ARS étaient invitées à investiguer les signaux les plus récents (i.e. depuis 2018), mais certaines d'entre elles ont également investigué des signaux plus anciens, en particulier lorsqu'ils concernaient des réseaux d'eau impliqués dans des signaux répétés.

## Résultats

### Description des signaux investigués et des épidémies hydriques détectées

Le dispositif de surveillance EpiGEH a détecté rétrospectivement entre 2010 et 2022, sur l'ensemble du

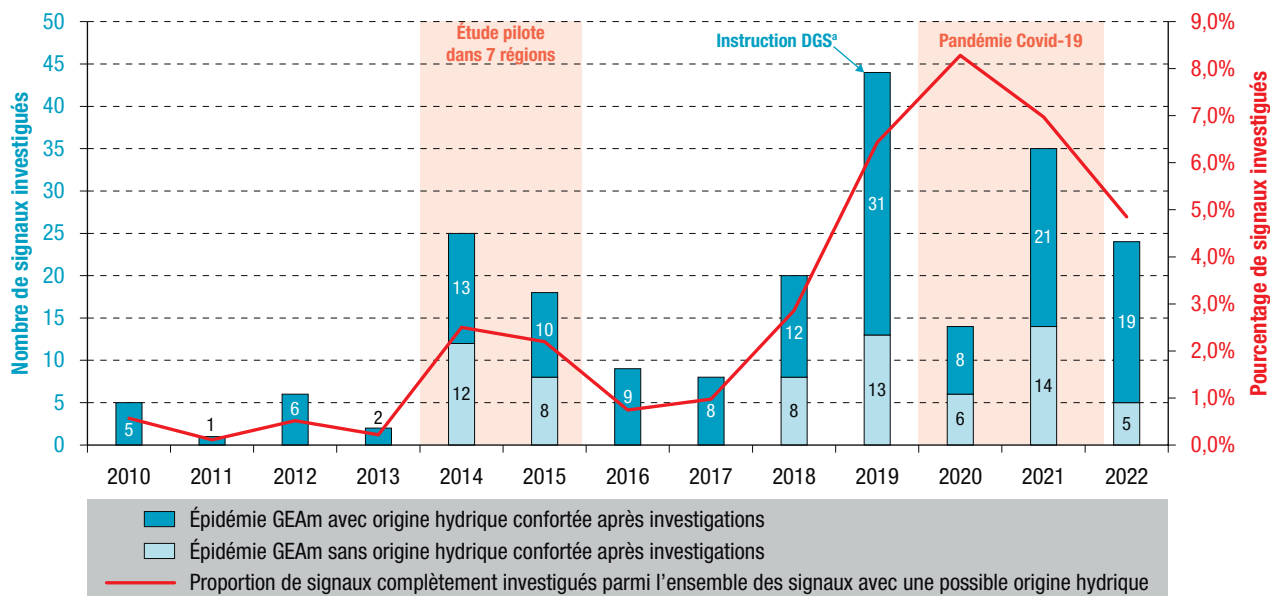
<sup>(2)</sup> Une origine hydrique « confortée » revient à considérer que la survenue des cas de GEAm est liée à une contamination microbiologique du réseau d'eau qui alimente la commune des cas.

territoire, 10 405 signaux de cas groupés de GEAm (étape 1) pouvant correspondre à des épidémies de GEAm avec une origine hydrique plausible (800 signaux en moyenne chaque année ; min=170 en 2020 ; max=1 225 en 2016). Parmi ces signaux, 1% (n=104) correspondaient à des cas groupés de GEAm d'origine non hydrique déjà connus et investigués par les ARS (étape 2). Ils ont été exclus de l'analyse. Sur les signaux restants et candidats aux investigations environnementales (n=10 301), le nombre et la proportion de signaux investigués (étape 3) sur l'ensemble de la période sont faibles (n=211 ; 2%) avec des disparités en fonction des années (figure 3). Le nombre maximal de signaux investigués est observé en 2019 (n=44 ; 6,3%), année de diffusion de l'instruction de la DGS. La majorité des signaux investigués (n=117, soit 55% des signaux investigués à l'étape 3) l'ont été entre 2019 et 2022. Les deux pics observés en 2014 et 2015 correspondent à l'étude pilote réalisée dans sept régions<sup>15</sup>.

Parmi les 211 signaux investigués, 145 épidémies de GEAm d'origine hydrique en France ont été confortées par les enquêtes environnementales, soit 69% des signaux investigués en moyenne. Parmi elles, 21 (14%) avaient été signalées à Santé publique France au moment de leur survenue. Le système EpiGEH a donc permis de détecter 124 épidémies supplémentaires parmi les signaux investigués. On distingue les années pendant lesquelles la totalité des signaux investigués correspondent à des épidémies hydriques déjà connues (2010, 2011, 2013, 2016, 2017) ; et les années d'application de la surveillance EpiGEH pendant lesquelles seule une partie des signaux sont confortés en épidémies hydriques (2014 et 2015 étude pilote, puis 2018-2022 déploiement de la

Figure 3

### Description des signaux de GEAm groupés investigués et part des signaux classés comme des épidémies d'origine hydrique après investigation, France, 2010-2022



GEAm : cas possible de gastro-entérite aiguë basé sur l'exploitation des données de prescriptions médicales.

<sup>a</sup> Voir [10].

Source : Santé publique France, SI-EpiGEH.



surveillance) (figure 3). Pour ces années, le ratio épidémies hydriques/signaux investigués (≈valeur prédictive positive) est d'environ 63%.

Au niveau du territoire, au moins une investigation environnementale d'un signal issu d'EpiGEH a été réalisée dans 12 régions sur 13 de France métropolitaine, et dans un DROM sur 5. Au moins une épidémie d'origine hydrique a été caractérisée dans 11 régions métropolitaines sur 13 et dans un DROM sur 5 (figure 4, tableau 1). Il existe de fortes disparités régionales. Les régions comptabilisant le plus grand nombre d'épidémies de GEAm hydriques confortées sont également celles qui ont investigué le plus de signaux issus de SI-EpiGEH (Auvergne-Rhône-Alpes, Occitanie, Provence-Alpes-Côte d'Azur avec respectivement 42, 36 et 28 épidémies de GEAm hydriques confortées sur la période).

Les signaux correspondant aux épidémies de GEAm hydriques identifiés par le dispositif EpiGEH se caractérisent par une durée médiane de huit

jours, un rapport de risque moyen de 4,5 (min=1,6 ; max=19,2) et un nombre moyen de 46,2 cas de GEAm par épidémie (maximum de 717 cas de GEAm en Provence-Alpes-Côte d'Azur pour une épidémie à *Cryptosporidium* survenue dans le bassin de Grasse en 2019) (tableau 1).

On dénombre 219 UDI impliquées dans des épidémies hydriques investiguées. La population desservie par ces UDI représente plus de 790 000 habitants. Plus d'un tiers des UDI identifiées (82 UDI, 37%) étaient impliquées de façon répétée dans plusieurs épidémies. La moitié des UDI impliquées desservent moins de 5 000 habitants.

### Exploitation des questionnaires d'enquête environnementale

Les enquêtes environnementales des réseaux d'eau impactés mettent en évidence des vulnérabilités qui étaient déjà connues au niveau de la ressource (pour 31% des épidémies investiguées), du système de traitement (20%) et de la distribution (35%) (tableau 2).

Figure 4

### Nombre de signaux investigués et confortés (n=145) comme des épidémies de GEAm d'origine hydrique à l'issue de ces enquêtes par département, France, 2010-2022

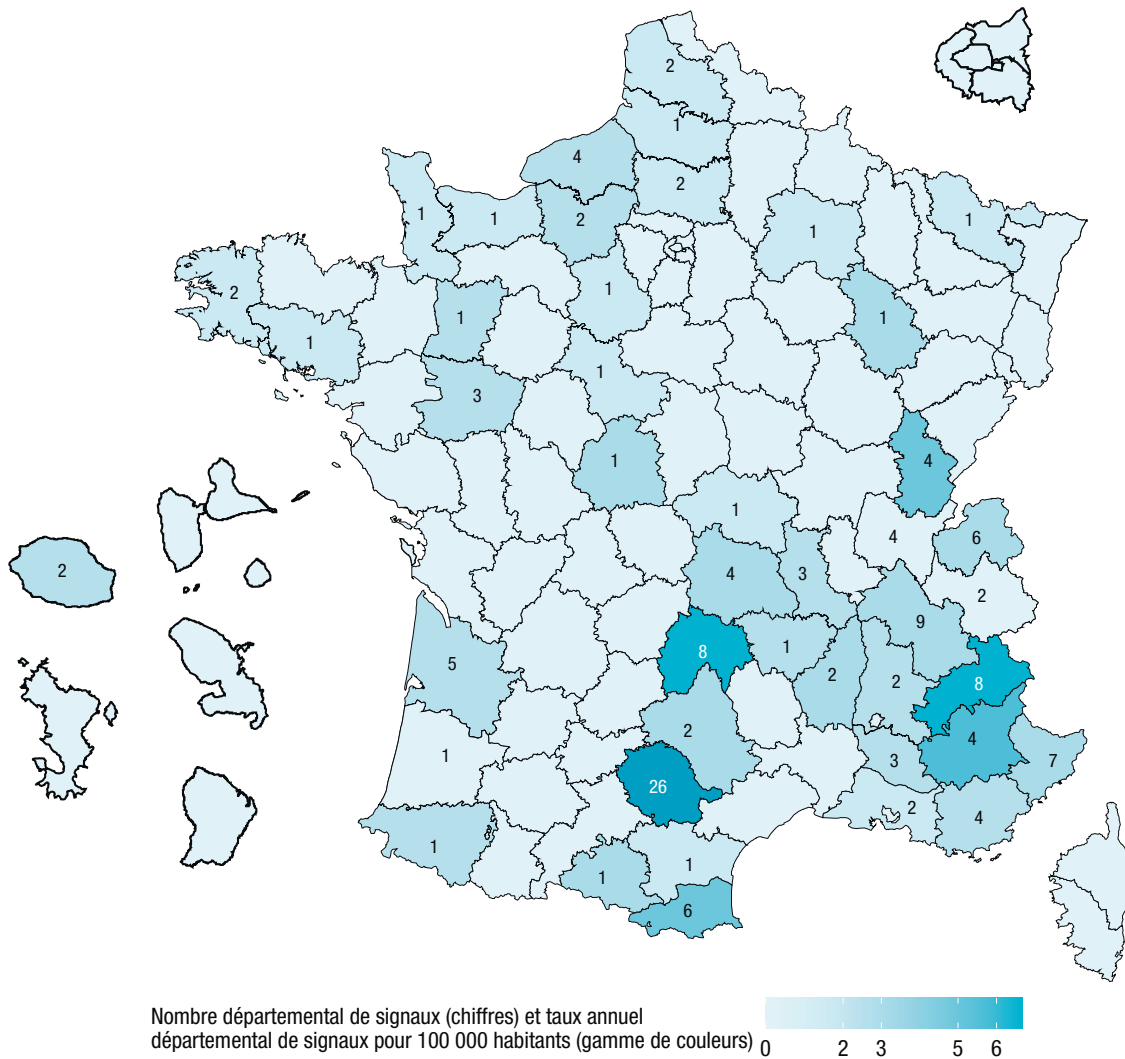




Tableau 1

## Description des épidémies de GEA d'origine hydrique identifiées par des signaux dans le SI-EpiGEH sur la période 2010-2022

	Nombre de signaux détectés dans EpiGEH éligibles aux investigations environnementales <sup>a</sup>	Nombre de signaux avec investigation environnementale	Nombre de signaux confortés comme une épidémie de GEA <sup>a</sup> d'origine hydrique <sup>b</sup> après investigations environnementales	% épidémies GEA hydriques confortées/Nombre signaux investigués	Signaux confortés comme une épidémie de GEA <sup>a</sup> d'origine hydrique après investigations environnementales			
					Nombre d'UDI impliquées dans les épidémies de GEA <sup>a</sup> d'origine hydrique (dont nombre d'UDI impliquées de façon répétée)	Taille de la population desservie par des UDI impliquées dans les épidémies hydriques (nombre d'habitants)	Nombre moyen de cas de GEA <sup>a</sup> par épidémie hydrique (min-max)	RR moyen des signaux d'origine hydrique (min-max)
Auvergne-Rhône-Alpes	1 080	80	42	53%	70 (14)	252 544	46,0 (7-358)	5,7 (1,8-19,2)
Bourgogne-Franche-Comté	643	4	4	100%	1 (1)	1 081	23,5 (11-38)	6,9 (3,8-10,9)
Bretagne	678	4	3	75%	3 (0)	55 095	28,7 (19-40)	2,7 (2,1-3,4)
Centre-Val de Loire	638	3	3	100%	3 (0)	6 331	11,3 (7-15)	6,0 (3,7-9,5)
Corse	89	0	0					
Grand Est	1 135	3	3	100%	4 (0)	4 801	29,3 (6-60)	7,0 (3,2-11,5)
Guadeloupe	87	0	0					
Guyane	25	0	0					
Hauts-de-France	948	5	5	100%	5 (2)	39 976	35,8 (11-86)	3,7 (1,9-5,6)
Île-de-France	701	1	0	0%	0	0		
La Réunion	75	5	2	40%	7 (0)	14 252	226,5 (102-351)	2,3 (2,0-2,6)
Martinique	101	0	0					
Mayotte	22	0	0					
Normandie	618	12	8	67%	8 (5)	47 113	35,6 (9-98)	4,0 (1,6-7,4)
Nouvelle-Aquitaine	1 238	15	7	47%	18 (17)	47 082	43,6 (15-128)	4,7 (2,0-11,2)
Occitanie	1 122	40	36	90%	39 (20)	151 207	39,1 (8-137)	4,2 (1,6-13,7)
Pays de la Loire	538	8	4	50%	4 (0)	26 382	42,8 (22-67)	2,3 (1,8-2,9)
Provence-Alpes-Côte d'Azur	563	31	28	90%	57 (23)	144 815	59,1 (6-717)	5,0 (1,8-16,6)
DROM (971, 972, 973, 974 et 976)	310	5	2	40%	7 (0)	14 252	226,5 (102-351)	2,3 (2,0-2,6)
France métropolitaine	9 991	206	143	69%	212 (82)	776 427	43,6 (6-717)	4,7 (1,6-19,2)
<b>France entière</b>	<b>10 301</b>	<b>211</b>	<b>145</b>	<b>69%</b>	<b>219 (82)</b>	<b>790 679</b>	<b>46,2 (6-717)</b>	<b>4,5 (1,6-19,2)</b>

SI-EpiGEH : Système d'information des épidémies de gastro-entérites aiguës d'origine hydrique ; UDI : unité de distribution d'eau destinée à la consommation humaine ; GEA<sup>a</sup> : gastro-entérite aiguë médicalisée avec achat de médicaments remboursés à la pharmacie après consultation médicale ; RR : risque relatif (nombre de cas observé/nombre de cas attendus) ; DROM : départements et régions d'outre-mer.

<sup>a</sup> Signaux avec un RR≥1,5 et un nombre de cas ≥5 en ayant exclu ceux déjà connus des ARS et classés comme origine non hydrique.

<sup>b</sup> Avec association forte, probable ou possible.

Source : Santé publique France, SI-EpiGEH, 2023.

Tableau 2

**Résultats des enquêtes environnementales des signaux investigués pour lesquels une origine hydrique a été confortée (n=145), France, 2010-2022**

Type d'évènement	%
<b>Taux de conformité microbiologique sur les 3 dernières années</b>	
70% et moins	0%
Entre 71% et 95%	18%
96% et plus	82%
<b>Existence de vulnérabilités connues au niveau du système de production/distribution d'EDCH</b>	
Au niveau de la ressource	32%
Absence de périmètre de protection du captage	8%
Dégradation possible de la qualité de l'eau après des précipitations	26%
Autre	16%
Au niveau du traitement	21%
Absence de désinfection	6%
Équipements insuffisants	6%
Sécurisation des équipements insuffisante	14%
Autre	10%
Au niveau du réseau de distribution d'eau	37%
Existence de zones sans résiduel de chlore	19%
Existence de zones avec des longs temps de séjour (>48h) sans rechloration	12%
Rendement du réseau <70%	6%
Faible protection des branchements (notamment bornes incendie)	5%
Possibilité d'une contamination au niveau d'un réservoir	10%
Antécédents connus de retours d'eau	1%
Autre	12%
<b>Identification d'un dysfonctionnement les jours précédant l'épidémie</b>	
Connaissance d'au moins une plainte de consommateur spécifique d'une pollution microbiologique	4%
Connaissance d'une non-conformité microbiologique	23%
Connaissance d'un dysfonctionnement sur la ressource, l'usine de traitement ou le réseau d'eau	26%
Panne de désinfection sur la filière de traitement	10%
Panne de rechloration dans le réseau de distribution ou au niveau du réservoir	8%
Connaissance d'une variation anormale d'un paramètre mesuré fréquemment ou en continu	18%
Au niveau de la ressource	6%
Au niveau de l'usine de traitement ou sortie d'usine	8%
Au niveau des unités de distribution	14%
<b>Existence d'événements extérieurs aggravant une vulnérabilité ou un dysfonctionnement</b>	
Précipitations importantes	15%
Épandage de lisier et de fumier	4%
Événement inhabituel au niveau de la prise d'eau ou du bassin versant	4%
Événement inhabituel dans le réseau de distribution	18%

EDCH : eau destinée à la consommation humaine.

Source : Santé publique France, SI-EpiGEH, 2023

Les principaux points de vulnérabilité identifiés au niveau de la ressource étaient associés à une dégradation possible de la qualité de l'eau à la suite de fortes précipitations (25%) alors que l'absence de périmètre de protection était identifiée dans 8% des cas. Au niveau du traitement, une sécurisation insuffisante des équipements ressort comme le principal facteur associé à une vulnérabilité (13%). Au niveau de la distribution, une mauvaise maîtrise de

la chloration avec l'existence de zones sans résiduel de chlore, était identifiée dans 20% des épidémies et des zones avec de longs temps de séjour sans rechloration dans 11% des cas.

Lors des semaines précédant la survenue des épidémies investiguées, un dysfonctionnement au niveau de la ressource, du traitement ou de la distribution a été identifié dans 24% des cas, principalement

associé à un défaut de désinfection : panne de désinfection au niveau du traitement (11%), défaut de rechloration dans le réseau d'eau (8%). Ces dysfonctionnements se sont également traduits par des plaintes de particuliers dans 4% des cas, par une non-conformité microbiologique dans 22% des cas ou par une variation anormale d'un paramètre mesuré en routine dans 17% des cas (principalement le chlore et la turbidité). Ces variations anormales étaient majoritairement observées au niveau des réseaux de distribution. Enfin, plusieurs facteurs extérieurs aggravants ont été révélés dans les semaines précédant les épidémies, notamment la survenue de fortes précipitations (15% des épidémies investiguées) et des incidents dans le réseau de distribution (19%).

Le niveau de plausibilité de l'origine hydrique a été considéré comme fort pour 34% des épidémies investiguées, probable pour 26% et possible pour 40% à l'issue des enquêtes environnementales.

## Discussion

### Principaux résultats

Sur la période 2010-2022, plus de 10 000 signaux correspondant à des cas groupés de GEAm dont 99% avec une origine hydrique plausible ont été détectés de façon rétrospective par le système de surveillance EpiGEH en France. Des investigations environnementales pour conforter l'origine hydrique de ces 10 301 signaux ont été menées principalement en 2014-2015 (étude pilote) puis à partir de 2018, année précédant le déploiement du dispositif dans les régions.

Malgré le faible nombre d'investigations environnementales réalisées pour conforter l'origine hydrique des signaux (211 signaux investigués sur 10 301, dans 12 régions sur 13 en métropole et dans un DROM), 145 épidémies hydriques ont été détectées par le dispositif, soit une valeur prédictive positive de 69%. Parmi ces épidémies, 124 (86%) étaient passées inaperçues au moment de leur survenue, soit une augmentation de 600% de la sensibilité de détection par rapport au système déclaratif aux ARS. Les investigations environnementales ont montré que 219 réseaux d'eau étaient concernés dans ces épidémies desservant une population cumulée de plus de 790 000 personnes dont plus d'un tiers de façon récurrente.

Les investigations environnementales ont mis en évidence que dans plus d'un tiers des épidémies, les systèmes d'adduction en eau potable impliqués avaient des vulnérabilités déjà identifiées, majoritairement au niveau des ressources et de la distribution. Des dysfonctionnements ponctuels ont également été mis en évidence les jours précédant les épidémies, majoritairement en lien avec la désinfection (panne de désinfection, défaut de rechloration, zones sans chlore résiduel...). Enfin, plusieurs marqueurs d'une dégradation de la qualité

de l'eau étaient parfois présents les jours précédant la survenue des cas (indicateurs de contamination fécale, turbidité, chlore). En termes de facteurs externes, la survenue de fortes pluies ou d'incidents sur les réseaux d'eau était régulièrement associée aux épidémies.

Ces résultats constituent le premier bilan épidémiologique national issu du dispositif EpiGEH. Dans la mesure où ce dispositif repose sur les données du SNDS, système spécifique à la France, la comparaison avec d'autres dispositifs au niveau international doit se faire avec prudence. À titre d'exemple, les bilans réalisés aux États-Unis par les *Centers for Disease Control and Prevention* (CDC), comptabilisent une quarantaine d'épidémies liées à l'eau sur une année en incluant les infections à légionellose non prises en compte dans notre dispositif<sup>16</sup>. En Europe, les pays nordiques ont recensé 175 épidémies entre 1998 et 2012 par leurs systèmes de surveillance<sup>4</sup>.

En termes de facteurs de risque ou de cause de contamination des UDI, les résultats de ce bilan sont cohérents avec les épidémies connues et investiguées en France ou dans les pays nordiques<sup>4,5,17</sup>. L'effet des fortes pluies est également documenté<sup>18-20</sup>.

### Limites du dispositif

Plusieurs paramètres peuvent influencer les performances du dispositif de surveillance :

- seules les personnes ayant consulté un médecin et acheté les médicaments prescrits sont prises en compte dans la détection, soit 33% [27-40] selon une étude nationale<sup>21</sup>. Ce pourcentage peut varier dans un contexte d'épidémie hydrique entre 20% et 50%<sup>5</sup> ;
- seuls les cas « résidents » sont utilisés dans le processus de détection. Ce choix est justifié en raison de l'absence de données pour estimer le dénominateur de la population réellement exposée à une période donnée et, en particulier, les touristes. La conséquence est de réduire la possibilité de détecter des épidémies dans des contextes majoritairement touristiques (stations de ski l'hiver ou balnéaires l'été par exemple) ;
- les performances de l'algorithme de détection dépendent de la taille de la population desservie ou de la taille de l'épidémie (nombre de cas). Sa sensibilité et sa spécificité sont en effet moins bonnes pour les UDI desservant moins de 500 habitants ou les épidémies inférieures à 10 cas de GEA médicalisés en excès<sup>13,14</sup>.

Ces trois limites induisent une sous-estimation de la mesure du nombre de cas de GEA réellement impliqués dans des épidémies hydriques au niveau du territoire et du nombre d'épidémies de GEA que le dispositif est en capacité de détecter de manière significative (limite de puissance) et par voie de conséquence limitent le nombre d'UDI investiguées.

Concernant les investigations environnementales, la collecte d'informations à distance de l'événement (délai de plusieurs mois entre la survenue de l'épidémie et la détection rétrospective) est parfois difficile, chronophage et requiert le contact des exploitants de réseaux, ce qui peut expliquer en partie la faible adhésion au dispositif. Ceci entraîne une forte sous-estimation de l'impact réel des épidémies hydriques et de l'identification des réseaux d'eau à risque. Par ailleurs, des critères de priorisation des signaux à investiguer (signaux avec un couple RR-excès de cas maximisé, répétition de signaux, etc.) peuvent entraîner des biais de sélection et impacter les caractéristiques des épidémies d'origine hydrique décrites ici. À titre d'illustration, si le pourcentage d'investigation de signaux avec un RR>1,5 et un excès de cas>5 est globalement de 2,0% sur l'ensemble de la période, il est de 1,3% pour les signaux avec un RR compris entre 1,5 et 3 et un excès de cas compris entre 5 et 10 et de 3,0% pour les signaux avec un RR≥3 et un excès de cas≥10. Ce biais influence sensiblement la valeur prédictive positive des signaux investigués (respectivement 68,7%, 68,6% et 70,0% en considérant les trois classes de signaux précédentes et 72,7% si on considère les signaux RR≥3 et excès de cas≥10 avec des répétitions). L'impact sur le bilan des enquêtes environnementales ne modifie pas les principaux facteurs de risques identifiés.

### Intérêt du dispositif

Le dispositif EpiGEH complète le suivi de la qualité de l'EDCH en particulier pour les UDI de petite à moyenne taille (<5 000 habitants) pour lesquelles le contrôle sanitaire impose un nombre moindre d'analyses annuelles en application de la réglementation européenne<sup>22</sup>. Il apporte également des données épidémiologiques sur la santé du consommateur, ciblées à l'échelle de réseaux d'eau et sur une période précise, qui permettent de rechercher les causes éventuelles d'une contamination des réseaux d'eau. Les causes identifiées permettent à leur tour d'envisager des solutions pour sécuriser les réseaux d'eau, en particulier lorsque des vulnérabilités sont identifiées au niveau du captage, du traitement ou de la distribution, susceptibles d'entraîner des épisodes de GEAm de façon répétées. En effet, la mise en évidence de signaux de cas groupés de GEAm impliquant de façon répétée certaines UDI permet d'identifier celles susceptibles d'exposer le consommateur d'eau du robinet à un risque infectieux, et ce y compris en l'absence de non-conformité du contrôle sanitaire de l'EDCH. La liste des UDI prioritaires pour la mise en place des plans de gestion de sécurité sanitaires des eaux (PGSSE) peut ainsi s'appuyer sur les données du dispositif EpiGEH.

Ce bilan renforce la nécessité de prioriser les efforts de sécurisation des réseaux d'adduction d'eau, alors que pour nombre d'entre eux, leur vulnérabilité est connue, au niveau des ressources en eau, en particulier pour pouvoir faire face à des événements pluviaux importants, de la distribution et de la chloration tout au long du réseau. La nécessité

de sécuriser les points de vulnérabilité vis-à-vis du risque infectieux est d'autant plus importante dans un contexte de changement climatique qui aura pour conséquence d'accentuer les événements météorologiques extrêmes (fortes pluies, canicules, sécheresses)<sup>23,24</sup>.

### Pistes d'amélioration et perspectives

Le dispositif a montré son utilité sur les signaux intégralement investigués. Pour autant, le contexte de la crise Covid-19 n'a pas permis la montée en charge programmée et l'adhésion reste hétérogène selon les régions et les départements (les régions/départements qui sont plus régulièrement confrontées à des épidémies hydriques ou des pollutions microbiologiques ont une meilleure adhésion au dispositif). La réalisation des investigations environnementales est à encourager afin d'identifier et sécuriser les réseaux d'eau ayant engendré des épidémies d'origine hydrique. Une évaluation du dispositif auprès des ARS est également en cours et permettra d'identifier des pistes d'amélioration en termes d'adhésion et d'utilisation du dispositif. ■

### Remerciements

Nous souhaitons remercier l'ensemble des acteurs qui contribuent à la surveillance et aux investigations des épidémies d'infections d'origine hydrique : la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS), Frédéric Bounoure (Faculté de pharmacie de Rouen), Marie Guichard et Lionel Petit du Pôle d'administration pour les données sur l'eau (Padse), le bureau de la qualité des eaux à la Direction générale de la santé, les agences régionales de santé, le CNR des virus entériques, le Centre national de référence (CNR) des virus des gastro-entérites, le CNR cryptosporidioses microsporidies et autres protozooses digestives, le CNR des *E. coli*, *Shigella* et *Salmonella*, le laboratoire d'hydrologie de Nancy (Anses) – laboratoire national de référence pour les eaux destinées à la consommation humaine.

### Références

- [1] Collier SA, Deng L, Adam EA, Benedict KM, Beshearse EM, Blackstock AJ, *et al.* Estimate of burden and direct healthcare cost of infectious waterborne disease in the United States. *Emerg Infect Dis.* 2021;27(1):140-9.
- [2] Craun GF, Brunkard JM, Yoder JS, Roberts VA, Carpenter J, Wade T, *et al.* Causes of outbreaks associated with drinking water in the United States from 1971 to 2006. *Clin Microbiol Rev.* 2010;23(3):507-28.
- [3] Murphy HM, Pintar KDM, McBean EA, Thomas MK. A systematic review of waterborne disease burden methodologies from developed countries. *J Water Health.* 2014;12(4):634-55.
- [4] Guzman-Herrador B, Carlander A, Ethelberg S, Freiesleben de Blasio B, Kuusi M, Lund V, *et al.* Waterborne outbreaks in the Nordic countries, 1998 to 2012. *Euro Surveill.* 2015;20(24):21160. <https://www.eurosurveillance.org/content/10.2807/1560-7917.ES2015.20.24.21160>
- [5] Beaudou P, de Valk H, Vaillant V, Mannschott C, Tillier C, Mouly D, *et al.* Lessons learned from ten investigations of waterborne gastroenteritis outbreaks, France, 1998-2006. *J Water Health.* 2008;6(4):491-503.
- [6] Beaudou P, Valdes D, Mouly D, Stempfelet M, Seux R. Natural and technical factors in faecal contamination incidents of drinking water in small distribution networks, France, 2003-2004: A geographical study. *J Water Health.* 2010;8(1):20-34.



- [7] Pouey J, Galey C, Chesneau J, Jones G, Franques N, Beaudeau P, *et al.* Implementation of a national waterborne disease outbreak surveillance system: Overview and preliminary results, France, 2010 to 2019. *Euro Surveill.* 2021;26(34):2001466. <https://www.eurosurveillance.org/content/10.2807/1560-7917.ES.2021.26.34.2001466>
- [8] Pouey J, Mouly D, Galey C. Détection et surveillance des cas groupés de gastro-entérites aiguës en lien avec une origine hydrique – Protocole de mise en œuvre du projet. Saint-Maurice: Santé publique France; 2021. 45 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-infectieuses-d-origine-alimentaire/gastro-enterites-aigues/documents/rapport-synthese/detection-et-surveillance-des-cas-groupes-de-gastro-enterites-aigues-en-lien-avec-une-origine-hydrique-protocole-de-mise-en-oeuvre-du-projet>
- [9] Bounoure F, Mouly D, Beaudeau P, Bentayeb M, Chesneau J, Jones G, *et al.* Syndromic surveillance of acute gastroenteritis using the French health insurance database: Discriminatory algorithm and drug prescription practices evaluations. *Int J Environ Res Public Health.* 2020;17(12):4301.
- [10] Ministère des Solidarités et de la Santé. Instruction n° DGS/EA4/2019/46 du 27 février 2019 relative au dispositif de surveillance des cas groupés de gastro-entérites aiguës médicalisées en lien avec une origine hydrique plausible. 2019. 12 p. <https://www.legifrance.gouv.fr/circulaire/id/44552>
- [11] Kulldorff M, Heffernan R, Hartman J, Assunção R, Mostashari F. A space-time permutation scan statistic for disease outbreak detection. *PLoS Med.* 2005;2(3):e59.
- [12] Coly S, Vincent N, Vaissiere E, Charras-Garrido M, Gallay A, Ducrot C, *et al.* Waterborne disease outbreak detection: An integrated approach using health administrative databases. *J Water Health.* 2017;15(4):475-89.
- [13] Mouly D, Gorias S, Mounié M, Beaudeau P, Galey C, Gallay A, *et al.* Waterborne Disease Outbreak Detection: A Simulation-Based Study. *Int J Environ Res Public Health.* 2018;15(7):1505.
- [14] Gorias S, Mouly D, Rambaud L, Guillet A, Beaudeau P, Galey C. Évaluation de différentes méthodes de détection d'agrégats de cas de gastro-entérites aiguës médicalisées d'origine hydrique. Saint-Maurice: Santé publique France; 2017. 51 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-infectieuses-d-origine-alimentaire/gastro-enterites-aigues/documents/rapport-synthese/evaluation-de-differentes-methodes-de-detection-d-agregats-de-cas-de-gastro-enterites-aigues-medicalisees-d-origine-hydrique>
- [15] Galey C, Pouey J, Guillet A, Gorias S, Mouly D. Détection d'épidémies de gastro-entérite aiguë médicalisée d'origine hydrique – Étude pilote concernant 7 départements de 7 régions françaises. Saint-Maurice: Santé publique France; 2018. 73 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-infectieuses-d-origine-alimentaire/gastro-enterites-aigues/documents/rapport-synthese/detection-d-epidemies-de-gastro-enterite-aigue-medicalisee-d-origine-hydrique-etude-pilote-concernant-7-departements-de-7-regions-francaises>
- [16] Benedict KM, Reses H, Vigar M, Roth DM, Roberts VA, Mattioli M, *et al.* Surveillance for waterborne disease outbreaks associated with drinking water – United States, 2013–2014. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2017;66(44):1216-21.
- [17] Hrudefy SE, Hrudefy EJ. Safe drinking water: Lessons from recent outbreaks in affluent nations. London: IWA publishing; 2004. 486 p.
- [18] Graydon RC, Mezzacapo M, Boehme J, Foldy S, Edge TA, Brubacher J, *et al.* Associations between extreme precipitation, drinking water, and protozoan acute gastrointestinal illnesses in four North American Great Lakes cities (2009–2014). *J Water Health.* 2022;20(5):849-62.
- [19] Thomas KM, Charron DF, Waltner-Toews D, Schuster C, Maarouf AR, Holt JD. A role of high impact weather events in waterborne disease outbreaks in Canada, 1975–2001. *Int J Environ Health Res.* 2006;16(3):167-80.
- [20] Curriero FC, Patz JA, Rose JB, Lele S. The association between extreme precipitation and waterborne disease outbreaks in the United States, 1948-1994. *Am J Public Health.* 2001;91(8):1194-9.
- [21] Van Cauteren D, De Valk H, Vaux S, Le Strat Y, Vaillant V. Burden of acute gastroenteritis and healthcare-seeking behaviour in France: A population-based study. *Epidemiol Infect.* 2012;140(4):697-705.
- [22] Parlement européen, Conseil de l'Union européenne. Directive (UE) 2020/2184 du Parlement européen et du Conseil du 16 décembre 2020 relative à la qualité des eaux destinées à la consommation humaine (refonte). 2020. <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000045770552>
- [23] Beaudeau P, Pascal M, Mouly D, Galey C, Thomas O. Health risks associated with drinking water in a context of climate change in France: A review of surveillance requirements. *J Water Clim Chang.* 2011;2(4):230-46.
- [24] Takaro T, Enright P, Waters S, Galway L, Brubacher J, Galanis E, *et al.* Chapitre 7 : Qualité, quantité et sécurité de l'eau. In: La santé des Canadiens et des Canadiennes dans un climat en changement. Ottawa: gouvernement du Canada; 2022. pp. 529-608. <https://changingclimate.ca/site/assets/uploads/sites/5/2021/12/7-L-EAU-CHAPITRE-FR.pdf>

#### Citer cet article

Mouly D, Pouey J, Chesneau J, Jones G, Franques N, référents régionaux EpiGEH. Premier bilan épidémiologique du dispositif national de surveillance des épidémies de gastro-entérites aiguës d'origine hydrique en France entre 2010 et 2022. *Bull Épidémiol Hebd.* 2024;(15):313-22. [http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024\\_15\\_2.html](http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024_15_2.html)



## SUIVI DE LA MISE EN PLACE RÉGIONALE DU DISPOSITIF VIGILANS ET FACTEURS ASSOCIÉS À LA RÉITÉRATION SUICIDAIRE EN AUVERGNE-RHÔNE-ALPES, 2017-2021

// MONITORING REGIONAL IMPLEMENTATION OF VIGILANS AND FACTORS ASSOCIATED WITH SUICIDAL RELAPSE IN AUVERGNE-RHÔNE-ALPES, 2017-2021

Emma Mina-Billard<sup>1</sup>, Delphine Casamatta<sup>1</sup>, Édouard Leaune<sup>2</sup>, Gilles Manuel<sup>3</sup>, Sandrine Broussouloux<sup>4</sup>, Cécile Bertrand<sup>3</sup>, Christine Saura<sup>1</sup>, Julie Geneste-Saelens<sup>5</sup>, Julien Héros<sup>5</sup>, Catherine Massoubre<sup>6</sup>, Emmanuel Poulet<sup>7</sup>, Marc Dubuc<sup>8</sup>, Thomas Bénét<sup>1</sup> (thomas.benet@santepubliquefrance.fr)

<sup>1</sup> Santé publique France – Auvergne-Rhône-Alpes, Lyon

<sup>2</sup> Centre hospitalier Le Vinatier, Bron

<sup>3</sup> Agence régionale de santé Auvergne-Rhône-Alpes, Lyon

<sup>4</sup> Santé publique France, Saint-Maurice

<sup>5</sup> CHU de Clermont-Ferrand

<sup>6</sup> CHU de Saint-Étienne, Saint-Priest-en-Jarez

<sup>7</sup> Hospices civils de Lyon

<sup>8</sup> CHU Grenoble Alpes, La Tronche

Soumis le 11.01.2024 // Date of submission: 01.11.2024

### Résumé // Abstract

**Introduction** – Vigilans est un dispositif national de recontact des patients hospitalisés pour tentative de suicide (TS), visant à réduire le risque de réitération suicidaire et décliné en 2020 en Auvergne-Rhône-Alpes (ARA). L'objectif principal est d'évaluer l'évolution du taux de réitération suicidaire à six mois en ARA en lien avec l'ouverture des centres Vigilans, entre 2017 et 2021 et d'identifier les facteurs associés à la réitération.

**Matériel et méthodes** – Une étude épidémiologique quasi-expérimentale avant-après avec deux groupes intervention (établissements partenaires de Vigilans dès 2020 et 2021) et un groupe contrôle a été mise en place. Les données utilisées ont été extraites du Système national des données de santé (SNDS) et comprennent les patients hospitalisés dans les établissements MCO (médecine-chirurgie-obstétrique) pour tentative de suicide entre 2017-2021 en ARA. Les tendances du taux de réitération à six mois ont été analysées avec un modèle binomial négatif en comparant le taux de réitération avant (S1-2017 à S1-2020) et après (S2-2020, S1-2021) la mise en place de Vigilans, dans les trois groupes. Les facteurs associés à la réitération ont été étudiés avec une régression de Cox multivariée.

**Résultats** – Parmi les 30 141 patients ayant été hospitalisés pour TS dans la région sur l'ensemble de la période, 2 847 ont été hospitalisés de nouveau pour réitération suicidaire durant les six mois, soit un taux de réitération de 9,4% (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [9,1-9,7]). Une diminution significative de -40,7% [-59,2 ; -15,1] du taux de réitération à six mois a été montrée dans le groupe d'établissements partenaires de Vigilans (groupe intervention) par rapport à la période précédant Vigilans, diminution non retrouvée dans le groupe contrôle. Cependant, une tendance globale à la baisse a été observée dans la région sur la période étudiée. Plusieurs facteurs ont été associés significativement à la réitération : l'âge entre 30-39 ans (vs 40-49 ans, risque relatif ajusté, RRA=1,15 ; p=0,04), résider en milieu urbain (1,10 ; p=0,02 ; référence milieu rural) et dans une commune favorisée (1,14 ; p=0,01).

**Conclusion** – Ces résultats sont encourageants concernant l'intérêt de Vigilans pour prévenir la réitération suicidaire. L'analyse des facteurs associés indique qu'il n'est pas nécessaire d'adapter le protocole en fonction du sexe mais qu'il y aurait un intérêt à l'adapter à l'âge.

**Introduction** – Vigilans is a French program for recontacting patients hospitalized after a suicide attempt in order to reduce the risk of repeat attempts. The program was implemented in 2020 in the French region of Auvergne-Rhône-Alpes (ARA). The main objective of the present study was to evaluate changes in the rate of repeat suicide attempts at 6 months in ARA between 2017 and 2021 in relation to the opening of Vigilans centers, and to identify the factors associated with repeat attempts within this population.

**Material and methods** – A quasi-experimental epidemiological study was conducted with two intervention groups (hospitals participating in Vigilans in 2020 and 2021) and one control group. The data were extracted from the National Health Data System (SNDS) and included patients hospitalized after a suicide attempt in the ARA region between 2017 and 2021. Trends in the rate of repeat attempts were analyzed by group using a negative binomial model to compare reattempt rate before (W1-2017 to W1-2020) and after (W2-2020, W1-2021) the implementation of Vigilans. Factors associated with repeat suicide attempts in ARA were analyzed with a multivariate Cox regression model.

**Results** – Among the 30,141 patients who were hospitalized in the region after a suicide attempt, 2,847 reattempted suicide within 6 months, giving a repeat-attempt rate of 9.4% (95% confidence interval [95%CI]: 9.1–9.7). A significant decrease of 40.7% (-59.2; -15.1%) in the repeat-attempt rate was observed for the intervention group compared with before Vigilans, a decrease not observed in the control group. However, a global downward trend was observed in the control group. Several factors were significantly associated with repeat suicide attempt: being aged 30–39 years old (adjusted hazard ratio [aHR]=1.15; P=0.04; reference 40–49 years old), living in an urban area (1.10; P=0.02; reference rural) and living in a privileged area (1.14; P=0.01; reference middle score).

**Conclusion** – These results are encouraging in terms of the impact of Vigilans. The analysis of associated factors indicates that there is no need for gender adaptations in the protocol but that adaptations for patient age could prove effective.

---

**Mots-clés :** Tentative de suicide, Réitération, Évaluation, Facteurs de risque, Auvergne-Rhône-Alpes  
*// Keywords:* Suicide attempt, Repeat attempt, Evaluation, Risk factors, Auvergne-Rhône-Alpes

---

## Introduction

Le suicide est un problème majeur de santé publique en France avec près de 9 000 décès et 89 000 hospitalisations pour tentative de suicide (TS) par an<sup>1</sup>. Si les hommes sont les plus touchés par la mortalité par suicide, 64% des séjours hospitaliers en MCO (médecine-chirurgie-obstétrique) pour TS concernent les femmes. Les catégories d'âge les plus à risque de TS sont les 15-24 ans, suivis des 45-54 ans. Le principal mode opératoire utilisé pour les gestes suicidaires est l'absorption de substances médicamenteuses<sup>2</sup>. Durant la crise suicidaire, le risque de réitérer au décours d'une première TS est élevé, estimé en 2008-2009 à 12,4% en France dans l'année suivant la première TS<sup>3</sup>. Les principaux facteurs de risque de réitération suicidaire sont le nombre de TS précédentes, la présence de troubles liés à l'usage de substances (alcool, tabac) ou de maladies psychiatriques, un faible niveau d'éducation et un âge inférieur à 25 ans<sup>4</sup>.

Différentes approches peuvent permettre de réduire le risque de réitération dont le dispositif de prévention tertiaire Vigilans. Vigilans est un dispositif de veille et de prévention du suicide du type *Brief Contact Intervention*, qui consiste à recontacter les patients ayant réalisé une TS afin de prévenir une réitération du geste. Ce dispositif, expérimenté dans le Nord-Pas-de-Calais dès 2015, a montré une diminution significative de 10% du nombre de TS dans les établissements participants<sup>5</sup>. Depuis 2018, ce dispositif a été déployé progressivement dans l'ensemble des régions françaises dont l'Auvergne-Rhône-Alpes (ARA) mi-2020. Pour chaque personne entrée dans Vigilans en ARA à la suite d'un passage aux urgences ou une hospitalisation pour TS dans un établissement partenaire, un suivi prospectif de six mois est réalisé selon un protocole standard de recontact téléphonique ou par cartes postales par l'équipe Vigilans. Un des objectifs spécifiques à la région est la réduction des inégalités sociales liées au suicide<sup>2</sup>. Le suivi dans la région se fait par une des quatre équipes pluridisciplinaires (Clermont-Ferrand, Saint-Étienne, Lyon, Grenoble) composées d'infirmiers, psychologues, psychiatres et chargés de missions qui contactent les patients et réceptionnent leurs appels. Ces équipes évaluent le risque suicidaire, orientent les patients

vers les recours disponibles et réalisent le suivi, ainsi que la coordination et le partenariat avec les services d'urgences.

L'objectif principal de cette étude est d'évaluer l'évolution du taux de réitération suicidaire à six mois en ARA en lien avec l'ouverture des centres Vigilans, entre 2017 et 2021, en comparant les tendances temporelles dans les établissements partenaires ou non de Vigilans. L'objectif secondaire était d'identifier certains facteurs individuels et liés à la commune de résidence associés aux variations du taux de réitération à six mois, dans notre population âgée de 10 ans et plus.

## Matériel et méthodes

### Population et source de données

Les données utilisées ont été extraites du Système national des données de santé (SNDS) et correspondent à l'ensemble des patients, âgés de 10 ans et plus, hospitalisés pour TS dans les établissements hospitaliers MCO d'Auvergne-Rhône-Alpes, entre le 1<sup>er</sup> janvier 2017 et le 30 juin 2021 avec un suivi des réitérations suicidaires jusqu'au 31 décembre 2021. Les hospitalisations pour TS ont été recherchées avec les codes de diagnostic principal ou associé CIM-10 X60-X84 (« lésions auto-infligées »). Ces codes comprennent les auto-intoxications médicamenteuses et par d'autres produits, les lésions auto-infligées et les moyens non précisés. Pour tous les patients, les informations suivantes ont été obtenues : sexe, âge, dates d'entrées et sorties de chaque séjour pour TS, décès et date de décès (toute cause confondue), commune de résidence. Un fichier de suivi du nombre mensuel d'entrées dans Vigilans pour chaque établissement de la région est complété prospectivement depuis le début de Vigilans dans la région afin de permettre un suivi plus fin de chaque centre.

La réitération suicidaire est définie comme telle : patient avec au moins une seconde hospitalisation pour TS dans les six mois suivant la 1<sup>re</sup> hospitalisation pour TS, dans un délai  $\geq 2$  jours après la sortie du séjour pour la 1<sup>re</sup> TS. Si le patient est rentré à domicile à l'issue de sa première TS, la réitération peut avoir lieu immédiatement après sa sortie. Le critère

de jugement principal est le taux de réitération suicidaire à six mois après la première hospitalisation pour TS. En l'absence de réhospitalisation pour TS, une censure a été effectuée à la date de décès (si <6 mois), après, ou à six mois. L'ensemble des séjours hospitaliers pour TS ont été chaînés dans une base de données unique anonymisée, permettant d'identifier individuellement si une personne ayant été hospitalisée une première fois pour TS était ré-hospitalisée dans les six mois pour un même motif.

### Tendance des taux de réitération suicidaire dans les établissements participant à Vigilans

Une évaluation de l'évolution du taux de réitération suicidaire à six mois a été réalisée en ARA, par une étude écologique quasi-expérimentale (avant-après) multicentrique avec deux groupes intervention et un groupe contrôle, en lien avec l'ouverture des centres Vigilans. Les établissements de la région inclus sont les hôpitaux ayant un service d'urgence participant à Vigilans (reliés à un des quatre centres de coordination régionale), ainsi que les établissements non participants à Vigilans et qui remplissent les critères suivants : 1) avoir au moins un service d'urgences adultes et coder au moins 10 passages aux urgences pour TS par an et 2) coder des hospitalisations en MCO dans le Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI). Les hôpitaux pédiatriques et psychiatriques ont été exclus (actes codés dans le Recueil d'informations médicalisé pour la psychiatrie, RIM-P). Trois groupes d'établissements ont été définis :

- le groupe 1, composé des établissements partenaires du dispositif Vigilans depuis 2020 ;
- le groupe 2, composé des établissements partenaires du dispositif depuis 2021 ;
- le groupe 3, composé des établissements non encore partenaires (groupe contrôle).

Le temps a été séparé en deux périodes, selon la date de première TS :

- période « avant » : précédant l'ouverture des centres Vigilans dans la région, correspondant aux premières hospitalisations pour TS entre le 1<sup>er</sup> janvier 2017 et le 30 juin 2020 ;
- période « après » : à partir du début de Vigilans dans la région, correspondant aux premières hospitalisations pour TS entre le 1<sup>er</sup> juillet 2020 et le 30 juin 2021.

Les analyses de la partie évaluation portent sur la population de plus de 18 ans car Vigilans a concerné quasi-exclusivement des adultes au moment de sa mise en place dans la région. Une première partie d'analyses descriptives porte sur les caractéristiques des patients et du lieu de résidence. L'analyse des tendances du taux de réitération entre les périodes avant et après l'ouverture des centres Vigilans a été réalisée avec un modèle de régression binomial négatif. La tendance a été étudiée en analyses univariées et multivariées avec un ajustement sur le sexe, l'âge, le département, l'établissement hospitalier (EH)

et l'indice de défavorisation sociale (FDep). L'offset était le nombre de patients-jours de suivi suivant la première hospitalisation pour TS et la variable expliquée le nombre de réitérations.

### Évaluation des facteurs associés à la réitération

L'analyse des facteurs associés à la réitération a été effectuée sur l'ensemble des personnes âgées de plus de 10 ans hospitalisées pour TS en MCO dans la région ARA entre le 1<sup>er</sup> janvier 2017 et le 30 juin 2021 dans les EH inclus. En plus des données individuelles (sexe, âge, zone de résidence, type d'établissement), les données de contexte suivantes, liées à la commune de résidence, ont été récoltées auprès des bases de données en libre accès (Institut national de la statistique et des études économiques – Insee – et Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques – Drees) : le quintile du FDep 2015<sup>6</sup>, l'indice d'accessibilité potentielle localisée (APL, décrivant le nombre moyen de consultations annuelles chez le généraliste, sous forme de densité standardisée par habitant)<sup>7</sup>, le type de commune (urbaine ou rurale), la distance entre la commune de résidence et de l'EH le plus proche.

L'analyse des facteurs associés à la réitération a été réalisée avec un modèle semi-paramétrique de Cox. La proportionnalité des taux a été analysée graphiquement (courbes log-log). Les variables ont été étudiées en analyse bivariée, ajustées sur le semestre de 1<sup>re</sup> TS, puis en analyse multivariée en conservant les variables avec un seuil de significativité de 10%. Les variables âge et sexe ont été forcées et le modèle final a été construit avec la méthode de pas à pas descendant, en comparant les modèles emboîtés à l'aide du test de Wald. Les analyses ont été réalisées sous Stata V14 (StataCorp®). Tous les tests étaient bilatéraux et un  $p < 0,05$  était considéré significatif.

## Résultats

### Descriptif de la population et estimation du taux de réitération suicidaire à 6 mois

Au total, 30 141 patients de 10 ans et plus ayant été hospitalisés pour tentative de suicide (TS) dans un des établissements hospitalier MCO d'Auvergne-Rhône-Alpes entre le 1<sup>er</sup> janvier 2017 et le 30 juin 2021 ont été inclus dans l'étude, dont 60,7% (n=18 293) étaient des femmes. Parmi eux, 2 847 ont été hospitalisés pour réitération suicidaire durant les six mois suivant leur première TS, soit un taux de réitération de 9,4% (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [9,1-9,7]). Les patients ont en moyenne été hospitalisés 3,7 jours (écart-type, ET=8,8) lors de leur première TS. Parmi l'ensemble de la population, la catégorie d'âge la plus représentée était les 50 ans et plus (n=9 829, 32,2%), suivie des 18-29 ans (n=6 369, 20,9%). Au total, 835 (2,8%) patients sont décédés au cours du suivi ; parmi eux, 770 sont décédés sans ré-hospitalisation pour TS.

Le tableau 1 décrit les effectifs et taux de réitération suicidaire selon les caractéristiques. Près de la moitié des réitérants ont été hospitalisés en centre

Tableau 1

### Taux de réitération suicidaire à 6 mois selon les caractéristiques sociodémographiques chez les 10 ans et plus, Auvergne-Rhône-Alpes, janvier 2017-juin 2021

Caractéristiques	Nombre de réitérations suicidaires dans les 6 mois suivant la première TS	Taux de réitération suicidaire [IC95%]
<b>Total</b>	2 847	9,5% [9,1-9,8]
<b>Facteurs individuels</b>		
<b>Sexe</b>		
Hommes	1 076	9,1% [8,6-9,6]
Femmes	1 771	9,7% [9,3-10,1]
<b>Âge</b>		
10-17 ans	469	10,2% [9,3-11,1]
18-29 ans	650	10,3% [9,6-11,1]
30-39 ans	464	10,6% [9,7-11,6]
40-49 ans	488	9,4% [8,6-10,2]
50 ans et plus	776	8,0% [7,5-8,6]
<b>Type d'établissement</b>		
CH <600 lits	614	9,0% [8,3-9,7]
CH ≥600 lits	821	8,4% [7,9-9,0]
CHU	1 412	10,4% [9,9-10,9]
<b>Facteurs liés à la commune de résidence</b>		
<b>Nombre moyen de consultations chez le médecin généraliste par an et par personne (APL)</b>		
Moins de 2	729	9,5% [8,9-10,2]
2 à 3	629	8,7% [8,0-9,4]
3 à 4	848	9,4% [8,8-10,1]
4 et plus	679	10,2% [9,5-11,0]
<b>Défavorisation sociale de la commune (quintile du FDep 2015)</b>		
Favorisée (Q1-Q2)	1 179	10,1% [9,6-10,7]
Moyenne (Q3)	545	8,9% [8,2-9,7]
Défavorisée (Q4-Q5)	1 041	9,1% [8,6-9,7]
<b>Type de commune</b>		
Rurale	1 080	8,4% [7,9-8,9]
Urbaine	1 534	10,2% [9,7-10,6]
<b>Distance à l'établissement le plus proche</b>		
Moins de 2 km	915	10,5% [9,9-11,1]
2 à 10 km	596	9,5% [9,0-10,1]
10 à 20 km	411	8,6% [8,0-9,3]
20 km et plus	791	8,0% [6,8-9,4]

TS : tentative de suicide ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; CH : centre hospitalier ; CHU : centre hospitalier universitaire ; APL : indice d'accessibilité potentielle localisée ; FDep : quintile de défavorisation sociale en 2015.

Source : Système national des données de santé (SNDS).

hospitalier universitaire (CHU, 49,6%, n=1 412). La majorité des réitérants résidaient en milieu urbain (58,7%, n=1 534) et un tiers à 2 km ou moins d'un établissement hospitalier (33,7%, n=915). Les taux de réitération étaient significativement supérieurs chez les personnes hospitalisées en CHU ( $p<0,01$ ), les personnes habitant dans des communes favorisées ( $p=0,01$ ), en milieu urbain ( $p<0,01$ ), à proximité d'un EH ( $p<0,01$ ) et dans des communes avec un indice APL élevé ( $p=0,02$ ).

### Évolution du taux de réitération suicidaire dans les établissements partenaires ou non de VigilanS en Auvergne-Rhône-Alpes

Parmi 114 établissements ayant pris en charge des patients de 18 ans et plus pour TS, 83 établissements (EH) de la région disposent d'un service d'urgence, 42 ont été exclus de l'étude (psychiatrie, n=3 ; pédiatrie, n=4 ; défaut de qualité, n=28 ; Fichier national des établissements sanitaires et sociaux (Finess)



identique, n=7). Au total, 41 EH ont été inclus dont 5 EH dans le groupe 1 (les 4 CHU de la région et le CH Annecy-Genevois), 6 EH dans le groupe 2 (CH de Privas, Bourgoin-Jallieu, Vienne, CH Métropole-Savoie, CH Alpes Léman, CH de Thonon-les-Bains) et 30 dans le groupe 3 (témoin). Entre 2020 et fin juin 2021, 2 662 patients ont été inclus dans Vigilans en ARA, dont 2 540 dans le groupe 1, 107 dans le groupe 2 et 15 dans le groupe 3 (du fait de quelques patients référés directement par des praticiens de services de soins ne participant pas officiellement au dispositif).

Le taux de réitération suicidaire à six mois a été estimé pour chaque semestre et groupes entre 2017 et le premier semestre 2021 ; la figure montre qu'il était plus élevé dans le groupe 1 sur l'ensemble de la période (10,4% pour le groupe 1 ; 8,4% pour le groupe 2 ; 8,6% pour le groupe 3 ;  $p < 0,01$ ). Une tendance générale à la baisse a été observée entre le 1<sup>er</sup> semestre 2017 et le 1<sup>er</sup> semestre 2021 dans les trois groupes. Cependant, une diminution un peu plus prononcée est observée dans le groupe 1 après la mise en place de Vigilans, tendance non observée dans le groupe contrôle sur la même période.

Après analyse univariée (tableau 2), une baisse significative de -46% [-62 ; -22] du taux de réitération suicidaire a été retrouvée dans le groupe 1 entre les périodes avant/après. Une tendance à la diminution non significative de -19% [-50 ; +34] a eu lieu dans le groupe 3 (contrôle), ce qui reflète un contexte général de baisse du taux de réitération. Après analyse multivariée ajustée sur le sexe, l'âge, l'établissement hospitalier, le département de résidence et le FDep, une diminution significative de -41% [-59 ; -15] du taux de réitération à six mois, par rapport à avant Vigilans, a

été mise en évidence pour le groupe 1. On retrouve également une tendance à la baisse (non significative) de -28% [-56 ; +17] pour le groupe témoin.

Au 1<sup>er</sup> semestre 2021, le groupe 1 avait un taux de participation, défini comme le rapport entre le nombre d'entrées dans Vigilans et le nombre d'hospitalisations pour TS dans l'établissement, de 59,4%, le groupe 2 de 18,7%, témoignant d'une forte participation à Vigilans dans les hôpitaux partenaires du dispositif à partir de 2020. On peut observer que dans les établissements du groupe 1 avec taux de participation supérieur à 60% au 1<sup>er</sup> semestre 2021, le taux de réitération à six mois diminue significativement alors que cela n'est pas le cas dans ceux avec un taux de participation moindre (données détaillées non publiées). Ceci suggère une relation entre les entrées dans Vigilans et l'impact sur la baisse de la réitération suicidaire.

### Analyse des facteurs associés à la réitération suicidaire en ARA

L'analyse bivariée ajustée sur le semestre de 1<sup>re</sup> TS a mis en évidence une association significative entre le taux de réitération et l'âge, le type d'établissement, l'APL, le FDep, le type de commune et la distance à l'EH (tableau 3).

Après régression multivariée (tableau 3), les facteurs indépendamment associés à un risque supérieur de réitération suicidaire sont un âge compris entre 30 et 39 ans (vs 40-49 ans ; risque relatif ajusté,  $RRa=1,15$  [1,01-1,31],  $p=0,04$ ), le fait de résider dans une commune favorisée (1,14 [1,03-1,27],  $p=0,01$ ) et urbaine (1,10 [0,99-1,22],  $p=0,02$ ). Le sexe, le type d'établissement, l'APL, et la distance à l'EH le plus proche ne sont pas indépendamment associés au risque de réitération suicidaire.

Figure

**Évolution du taux de réitération suicidaire à 6 mois par semestre (avant/après l'ouverture des centres Vigilans) et par groupe chez les 18 ans et plus, Auvergne-Rhône-Alpes, janvier 2017-juin 2021**

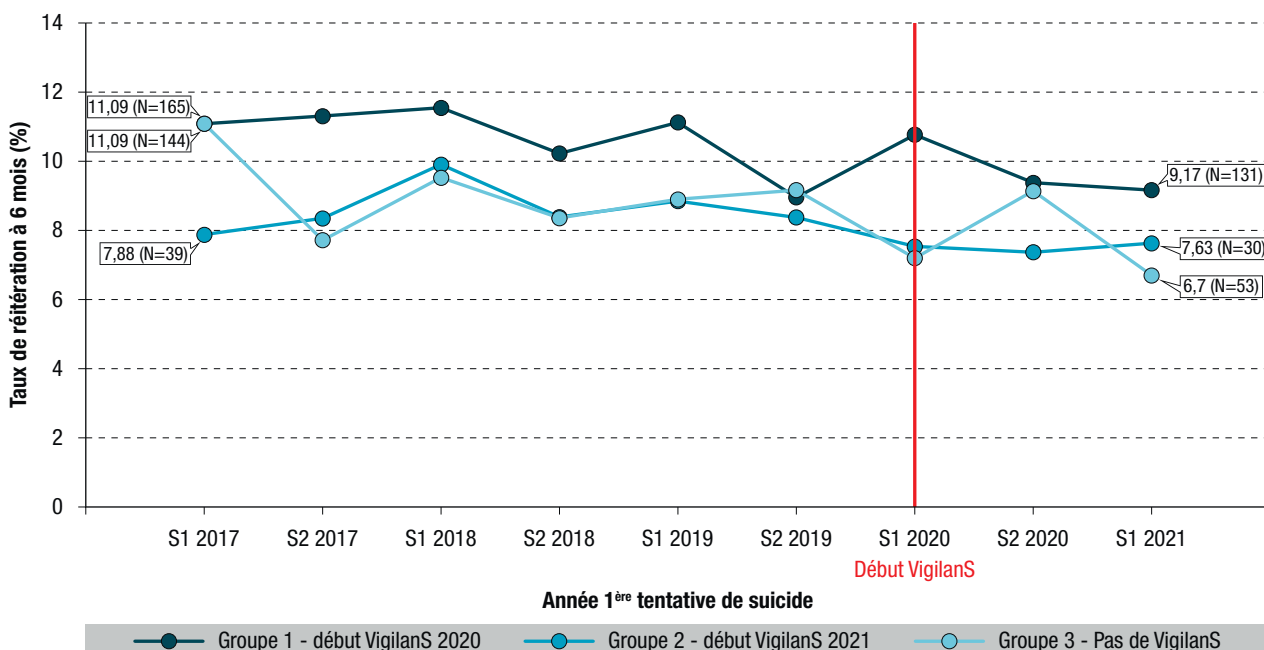




Tableau 2

### Analyses univariée et multivariée du taux de réitération suicidaire à 6 mois par période (avant/après l'ouverture de Vigilans) et par groupe chez les 18 ans et plus, Auvergne-Rhône-Alpes, janvier 2017-juin 2021

	Groupe 1 (début de Vigilans en 2020)			Groupe 2 (début de Vigilans en 2021)		Groupe 3 (pas de Vigilans)	
	IRRa en %		[IC95%]	IRRa en %	[IC95%]	IRRa en %	[IC95%]
Analyse univariée	Avant (2017/S1-2020) (réf.)	- 1 -		- 1 -		- 1 -	
	Après (S2-2020/S1-2021)	-46%	[-62 ; -22]	-32%	[-65 ; +34]	-19%	[-50 ; +34]
Analyse multivariée <sup>a</sup>	Avant (2017/S1-2020) (réf.)	- 1 -		- 1 -		- 1 -	
	Après (S2-2020/S1-2021)	-41%	[-59 ; -15]	-36%	[-67 ; +26]	-28%	[-56 ; +17]

IRRa : incidence rate ratio ajusté ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; réf. : référence.

<sup>a</sup> Régression binomiale négative ajustée sur l'âge, le sexe, le département de résidence, l'établissement hospitalier et l'indice de défavorisation sociale (FDep).

Source : Système national des données de santé (SNDS).

## Discussion

L'objectif principal de cette étude est d'évaluer l'évolution du taux de réitération suicidaire à six mois en ARA en lien avec l'ouverture des centres Vigilans, entre 2017 et 2021, en comparant les tendances temporelles dans les établissements partenaires ou non de Vigilans. Nous avons trouvé un taux régional de réitération à six mois de 9,4%, ce qui est comparable avec celui de Vuagnat et coll.<sup>3</sup> en 2019 de 9,3%. Lors de l'analyse des tendances du taux de réitération à six mois, une diminution significative est retrouvée dans le groupe 1 après la mise en place de Vigilans, par rapport à avant le début de Vigilans. Cependant, on observe également une diminution, certes moins importante et non significative, dans le groupe contrôle qui s'inscrit dans un contexte général de diminution du nombre de suicides et de TS au niveau régional et national. D'autre part, le groupe 1 étant composé des quatre CHU de la région, il est probable que d'autres dispositifs de prévention du suicide déployés en même temps que Vigilans aient pu participer à la baisse du taux de réitération. En effet, notre évaluation est réalisée au niveau écologique (de l'établissement) et non individuel. Dans la région ARA, Vigilans a été déployé en premier dans les quatre CHU qui correspondent aux centres de coordination de Vigilans et prennent en charge aussi une part importante de personnes suicidantes, le déploiement progressif dans les autres établissements s'est poursuivi par la suite.

Lors de l'évaluation de Vigilans dans le Nord-Pas-de-Calais, le taux de participation du dispositif s'était révélé être un facteur crucial dans la baisse du nombre de TS de l'établissement. Nous avons trouvé un impact sur le taux de réitération à six mois dans les établissements ayant un taux de participation élevé. Cependant, il est encore tôt pour étudier finement cette relation en ARA. En effet, la crise liée à la Covid-19 a fortement impacté les hospitalisations pour TS, donc les entrées dans Vigilans<sup>8</sup>. Dans une étude de cohorte réalisée par Santé publique

France en 2023<sup>9</sup>, une réduction du risque de réitération à 12 mois entre 2015-2017 de 38% a été retrouvée chez les patients bénéficiant de ce dispositif. Vigilans a donc un impact positif sur le risque de réitération chez les patients suivis, ce qui est encourageant quant à l'impact potentiel dans la région et en France.

L'analyse des facteurs contributifs à la réitération à six mois dans notre population a montré un risque de réitérer supérieur chez les 30-39 ans par rapport aux 40-49 ans, ce qui diffère légèrement par rapport au risque de premier épisode suicidaire dans la région où les 45-49 ans sont les plus à risque, après les 15-19 ans. Un risque de réitération significativement inférieur de -12% chez les personnes de plus de 50 ans est retrouvé, concordant avec les données de littérature qui ont montré que le nombre de réitérations et de TS diminue à partir de 60 ans<sup>10</sup>. Nos résultats n'indiquent pas de différence de risque entre les sexes bien qu'une étude ait retrouvé que les femmes avaient un risque plus important de réitérer que les hommes<sup>10</sup>. De plus, les personnes hospitalisées en CHU lors de leur première TS ont un risque significativement plus élevé de réitération. Ceci peut s'expliquer par le fait que les cas les plus graves sont hospitalisés en CHU.

Enfin, on retrouve un sur-risque de réitération dans les communes urbaines et favorisées, indépendamment des autres caractéristiques, contrairement à ce qui a été retrouvé pour le risque de TS au Québec<sup>11</sup>. Il est possible qu'un meilleur accès aux soins fasse que les TS soient davantage prises en charge par un EH que dans des communes moins favorisées, en particulier lors de situations peu graves. Les facteurs associés au premier épisode de TS ainsi qu'à la réitération devraient être comparés afin d'avoir des conclusions plus solides pour mettre en place des actions ciblées. Enfin, l'étude exploratoire de la distance du domicile du patient à l'EH n'a pas donné de résultats significatifs, mais on observe un gradient (plus la commune est proche d'un EH, plus le risque de réitérer est élevé). Plusieurs études ont

Tableau 3

**Analyses univariées et multivariées des facteurs associés à la réitération suicidaire avec un modèle de Cox, chez les 10 ans et plus, Auvergne-Rhône-Alpes, janvier 2017-juin 2021**

	Réitérants (N=2 847)	Non réitérants (N=27 294)	p <sup>a</sup>	Analyse bivariée		Analyse multivariée	
	% (n)	% (n)		RR <sup>b</sup> [IC95%]	p	RR <sup>c</sup> [IC95%]	p
<b>Facteurs liés au patient</b>							
<b>Âge</b>			<0,01				
10-17 ans	16,5% (469)	15,2% (4 140)		1,08 [0,95-1,22]	0,24	1,11 [0,97-1,26]	0,13
18-29 ans	22,8% (650)	20,6% (5 633)		1,11 [0,99-1,25]	0,08	1,08 [0,96-1,22]	0,20
30-39 ans	16,3% (464)	14,3% (3 901)		1,14 [1,00-1,29]	0,05	1,15 [1,01-1,31]	0,04
40-49 ans (réf.)	17,1% (488)	17,2% (4 706)		- 1 -		- 1 -	
50 ans et plus	27,3% (776)	32,7% (8 914)		0,87 [0,78-0,97]	0,02	0,88 [0,78-0,99]	0,03
<b>Sexe</b>			0,08				
Hommes (réf.)	37,8% (1 076)	39,5% (10 931)		- 1 -		- 1 -	
Femmes	62,2% (1 771)	60,5% (16 722)		1,05 [0,97-1,13]	0,22	1,05 [0,97-1,13]	0,44
<b>Type d'établissement</b>			<0,01				
CH <600 lits (réf.)	21,6% (614)	22,8% (8 925)		- 1 -		- 1 -	
CH ≥600 lits	28,8% (821)	32,7% (12 159)		0,94 [0,84-1,04]	0,21	0,94 [0,85-1,05]	0,28
CHU	49,6% (1 412)	44,6% (19 290)		1,17 [1,07-1,29]	<0,01	1,09 [0,98-1,21]	0,10
<b>Facteurs liés à la commune</b>							
<b>Nombre moyen de consultations chez le médecin généraliste par an et par personne (APL)</b>			0,02				
Moins de 2	25,3% (729)	25,0% (6 905)		0,93 [0,81-1,03]	0,16		
2 à 3	21,8% (629)	24,0% (6 644)		0,84 [0,76-0,94]	<0,01		
3 à 4	29,4% (848)	29,5% (8 158)		0,92 [0,83-1,01]	0,09		
4 et plus (réf.)	23,5% (679)	21,5% (5 946)		- 1 -			
<b>Défavorisation sociale de la commune (quintile du FDep 2015)</b>			0,01				
Favorisée (Q1-Q2)	41,4% (1 179)	38,3% (10 455)		1,14 [1,03-1,26]	0,01	1,14 [1,03-1,27]	0,01
Moyenne (Q3) (réf.)	22,0% (545)	20,3% (5 545)		- 1 -		- 1 -	
Défavorisée (Q4-Q5)	36,6% (1 041)	38,0% (10 374)		1,02 [0,92-1,13]	0,74	1,06 [0,96-1,19]	0,25
<b>Type de commune</b>			<0,01				
Rurale (réf.)	41,3% (1 080)	45,7% (11 688)		- 1 -		- 1 -	
Urbaine	58,7% (1 534)	54,3% (13 899)		1,21 [1,12-1,31]	<0,01	1,10 [0,99-1,22]	0,02
<b>Distance à l'EH</b>			<0,01				
Moins de 2 km	33,7% (915)	30,5% (7 966)		1,32 [1,10-1,57]	<0,01	1,12 [0,91-1,37]	0,28
2 à 10 km	22,0% (596)	20,9% (5 448)		1,19 [1,00-1,43]	0,05	1,06 [0,87-1,28]	0,58
10 à 20 km	15,2% (411)	16,0% (4 173)		1,08 [0,90-1,29]	0,44	1,01 [0,84-1,22]	0,92
20 km et plus (réf.)	29,2% (791)	32,6% (8 498)		- 1 -		- 1 -	

RR : risque relatif, brut et ajusté ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; réf. : référence ; CH : centre hospitalier ; CHU : centre hospitalier universitaire ; EH : établissement hospitalier ; FDep : indice de défavorisation sociale ; APL : indice d'accessibilité potentielle localisée.

<sup>a</sup> Après test du Chi2.

<sup>b</sup> RR ajusté sur le semestre de 1<sup>re</sup> TS.

<sup>c</sup> RR ajusté sur le semestre de 1<sup>re</sup> TS, le secteur géographique et les autres variables.

Note : Régression de Cox. Modèle complet et modèle parcimonieux forcés sur le sexe et ajustés sur le temps, modèle parcimonieux construit en pas à pas descendant, seuil d'entrée à 10% ; modèle final testé avec les interactions entre les variables significatives.

Source : Système national des données de santé (SNDS).

montré, pour différentes pathologies, qu'il y avait un sur-risque significatif de décès chez les personnes habitant loin d'un EH, ce qui pourrait être le cas pour le suicide ; pour analyser ceci, une étude des décès par suicide devrait être réalisée<sup>12</sup>. Ainsi, le risque de

réitération est retrouvé dans les communes urbaines et favorisées, indépendamment de l'âge, du sexe, du type d'établissement et de la distance domicile-EH. Cela suggère que d'autres facteurs non étudiés expliquent ce risque accru<sup>13</sup>.

Notre étude comporte plusieurs forces et limites. D'abord, il existe peu d'études en France sur la réitération suicidaire. Ensuite, les données extraites du SNDS sont de bonne qualité puisqu'elles sont exhaustives en MCO sur l'ensemble de la période. De plus, le design choisi avec un groupe contrôle et une analyse multivariée est le design recommandé pour les études quasi-expérimentales<sup>14</sup>. Enfin, ce suivi de la mise en place des centres Vigilans est l'un des premiers réalisés à l'échelle régionale et malgré la précocité de l'analyse par rapport au début du dispositif, les résultats sont encourageants. Cependant, il existe des limites, et en particulier le manque d'informations sur les décès par suicide qu'il aurait été intéressant d'étudier conjointement à la réitération. Une analyse du critère composite « réitération ou décès toute cause » a cependant montré des résultats comparables, en faveur d'une réduction du risque de réitération (résultats non montrés). De plus, l'étude ne portait que sur les données d'hospitalisations pour TS, elle ne prenait donc pas en compte les passages aux urgences seuls. Enfin, le contexte de la Covid-19 était particulier et aurait pu modifier certains résultats. Afin de bénéficier aux patients, il avait cependant été décidé de ne pas repousser la mise en place de Vigilans dans la région malgré la pandémie. L'étude ayant un groupe contrôle, il était possible d'évaluer les tendances temporelles des taux de réitération suicidaire avec ou sans Vigilans, sachant que tous les établissements ont été concernés par la pandémie de Covid-19.

## Conclusion

L'étude de l'évolution du taux de réitération suicidaire entre 2017 et 2021 en Auvergne-Rhône-Alpes a montré une baisse significative du taux de réitération suicidaire à six mois dans les établissements ayant été partenaires du dispositif dès 2020 dans un contexte régional de diminution du taux de réitération, ceci alors que les établissements non partenaires de Vigilans ne connaissent pas de baisse significative. De plus, l'analyse des facteurs associés à la réitération à six mois dans la région a montré un sur-risque significatif chez les personnes de 30-39 ans ainsi que celles résidant en milieu urbain et dans une commune favorisée. Ces résultats sont en faveur de l'intérêt du dispositif Vigilans dans la prévention de la réitération suicidaire et devraient inciter l'ensemble des EH de la région à devenir partenaires du dispositif. Ils encouragent à suivre régulièrement les taux de réitération suicidaire au niveau régional ou infrarégional et à aller plus loin pour mieux comprendre les facteurs de risque associés afin d'adapter l'intervention au contexte territorial. ■

## Remerciements

Nous remercions l'ensemble des « Vigilanseurs » et soignants impliqués dans ce dispositif en Auvergne-Rhône-Alpes. Les acteurs de l'instance régionale de prévention du suicide sont remerciés : B. Ferroud-Plattet, S. Escard, G. Bidet, S. Gaoua, V. Suisse, J. Villon, E. Guichard, R. Robiolle (Agence régionale

de santé ARA), L. Vaissade, S. Maquinghen (Observatoire régional de la santé ARA), Dr E. Leaune, M. Vieux, Dr E. Wawer (CH Vinatier, Bron), Pr E. Poulet (Hospices civils de Lyon, Lyon), Dr C. Coudrot, Pr C. Massoubre (CHU de Saint-Étienne), Dr M. Dubuc (CHU de Grenoble-Alpes), J. Heros, Dr J. Geneste-Saelens (CHU de Clermont-Ferrand).

Le Dr Chantal Mannoni (Pôle national numéro national de prévention du suicide) ainsi que les membres du groupe « Vigilans » à Santé publique France (S. Tessier, M. Faisant, AC Paty, M. Martel, L. Meurice, JL Chappert, L. Simac, E. Daudens-Vaysse), de la Direction de la prévention et de la promotion de la santé de Santé publique France (S. Broussouloux, E. Du Roscoât) et de la Direction appui, traitement, analyse des données (Y. Gallien) sont remerciés.

## Liens d'intérêt

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

## Références

- [1] Santé publique France. Suicide et tentative de suicides : données nationales et régionales. 2019. <https://www.sante-publiquefrance.fr/les-actualites/2019/suicide-et-tentative-de-suicides-donnees-nationales-et-regionales>
- [2] Agence régionale de santé Auvergne-Rhône-Alpes. Vigilans en Auvergne-Rhône-Alpes : prévenir et limiter la réitération suicidaire. 2023. <https://www.auvergne-rhone-alpes.ars.sante.fr/vigilans-en-auvergne-rhone-alpes-prevenir-et-limiter-la-reiteration-suicidaire>
- [3] Vuagnat A, Jollant F, Abbar M, Hawton K, Quantin C. Recurrence and mortality 1 year after hospital admission for non-fatal self-harm: A nationwide population-based study. *Epidemiol Psychiatr Sci*. 2019;29:e20.
- [4] Esmaeili ED, Farahbakhsh M, Sarbazi E, Khodamoradi F, Gaffari Fam S, Azizi H. Predictors and incidence rate of suicide re-attempt among suicide attempters: A prospective study. *Asian J Psychiatry*. 2022;69:102999.
- [5] Vaiva G, Plancke L, Amariei A, Demarty AL, Lardinois M, Creton A, *et al*. Évolutions du nombre de tentatives de suicide dans le Nord-Pas de Calais depuis l'implantation de Vigilans : premières estimations. *L'Encéphale*. 2019;45(Suppl 1):S22-6.
- [6] Inserm-CépiDC. Indicateurs écologiques du niveau socio-économique. Répartition de l'indice de défavorisation sociale FDep15 à l'échelle communale – 2015 France métropolitaine. Le Kremlin-Bicêtre: CépiDC; 2020. <https://www.cepidc.inserm.fr/documentation/indicateurs-ecologiques-du-niveau-socio-economique>
- [7] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL). Paris: Drees; 2020. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/lindicateur-daccessibilite-potentielle-localisee-apl>
- [8] Observatoire national du suicide. Mesurer l'impact de la crise sanitaire liée au Covid-19 – Effets contrastés au sein de la population et mal-être chez les jeunes. Paris: ONS; 2022. 329 p. <https://www.vie-publique.fr/rapport/286200-rapport-observatoire-du-suicide-limpact-de-la-crise-du-covid-19>
- [9] Broussouloux S, Gallien Y, Fouillet A, Mertens C, Chin F, Cassourret G, *et al*. Évaluation d'efficacité de Vigilans de 2015 à 2017, dispositif de prévention de la réitération suicidaire. Saint-Maurice: Santé publique France; 2023. 8 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/import/evaluation-d-efficacite-de-vigilans-de-2015-a-2017-dispositif-de-prevention-de-la-reiteration-suicidaire>
- [10] Liu BP, Jia CX, Qin P, Zhang YY, Yu YK, Luo X, *et al*. Associating factors of suicide and repetition following self-harm: A systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *EClinicalMedicine*. 2022;49:101461.

[11] Burrows S, Auger N, Roy M, Alix C. Socio-economic inequalities in suicide attempts and suicide mortality in Québec, Canada, 1990-2005. *Public Health*. 2010;124(2):78-85.

[12] Ferrante M, De Luca G, Fantaci G, Pollina Addario S, Scodotto S. Distance from the nearest hospital and mortality for acute myocardial infarction (AMI) in Sicily Region (Southern Italy). *Epidemiol Prev*. 2014;38(6):373-8.

[13] Wei YX, Liu BP, Zhang J, Wang XT, Chu J, Jia CX. Prediction of recurrent suicidal behavior among suicide attempters with Cox regression and machine learning: A 10-year prospective cohort study. *J Psychiatr Res*. 2021;144:217-24.

[14] Harris AD, Bradham DD, Baumgarten M, Zuckerman IH, Fink JC, Perencevich EN. The use and interpretation of quasi-experimental studies in infectious diseases. *Clin Infect Dis*. 2004;38(11):1586-91.

#### Citer cet article

Mina-Billard E, Casamatta D, Leane É, Manuel G, Broussouloux S, Bertrand C, *et al*. Suivi de la mise en place régionale du dispositif Vigilans et facteurs associés à la réitération suicidaire en Auvergne-Rhône-Alpes, 2017-2021. *Bull Épidémiol Hebd*. 2024;(15):323-31. [http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024\\_15\\_3.html](http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2024/15/2024_15_3.html)