

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Attentats de 2015 et de 2016 en France :  
quel impact sur les hospitalisations  
pour maladies cardiovasculaires ?  
// Terrorist attacks in France in 2015 and 2016:  
what consequences on hospital admissions  
for cardiovascular diseases? .....p. **552**

**Édouard Chatignoux et coll.**

*Santé publique France, Saint Maurice, France*

ARTICLE // Article

Cigarettes électroniques, tentatives d'arrêt  
et arrêt du tabac : suivi à 6 mois  
// Electronic cigarettes, quit attempts  
and smoking cessation: a 6-month follow-up.....p. **559**

**Anne Pasquereau et coll.**

*Santé publique France, Saint-Maurice, France*

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'oeuvre. 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 <http://invs.santepubliquefrance.fr>

**Directeur de la publication** : François Bourdillon, directeur général de Santé publique France  
**Rédactrice en chef** : Judith Benrekassa, Santé publique France, [redaction@santepubliquefrance.fr](mailto:redaction@santepubliquefrance.fr)  
**Rédactrice en chef adjointe** : Jocelyne Rajnchapel-Messaï  
**Secrétaire de rédaction** : Farida Mihoub  
**Comité de rédaction** : Juliette Bloch, Anses ; Sandrine Danet, HCAAM ; Cécile Durand/Damien Mouly, Cire Occitanie ; Mounia El Yamani, Santé publique France ; Bertrand Gagnière, Cire Ouest ; Isabelle Grémy, ORS Île-de-France ; Romain Guignard, Santé publique France ; Françoise Hamers, Santé publique France ; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France ; Valérie Ollé, Santé publique France ; Sylvie Rey, Drees ; Hélène Therre, Santé publique France ; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes ; Philippe Tuppin, CnamTS ; Sophie Vaux, Santé publique France ; Agnès Verrier, Santé publique France ; Isabelle Villena, CHU Reims.  
**Santé publique France** - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>  
**Préresse** : Jouve  
**ISSN** : 1953-8030

## ATTENTATS DE 2015 ET DE 2016 EN FRANCE : QUEL IMPACT SUR LES HOSPITALISATIONS POUR MALADIES CARDIOVASCULAIRES ?

// TERRORIST ATTACKS IN FRANCE IN 2015 AND 2016: WHAT CONSEQUENCES ON HOSPITAL ADMISSIONS FOR CARDIOVASCULAR DISEASES?

Édouard Chatignoux (edouard.chatignoux@santepubliquefrance.fr), Amélie Gabet, Élodie Moutengou, Philippe Pirard, Yvon Motreff, Christophe Bonaldi, Valérie Olié

Santé publique France, Saint Maurice, France

Soumis le 09.05.2017 // Date of submission: 05.09.2017

### Résumé // Abstract

**Introduction** – En 2015 et 2016 la France a subi trois vagues d'attaques terroristes d'une ampleur sans précédent sur son territoire. Leur nature et leur violence, ainsi que le relais médiatique continu qui a suivi, ont conduit à une augmentation du niveau d'anxiété et de stress dans la population, y compris dans celle non directement exposée aux attentats. Or, le stress est un facteur favorisant la survenue de certaines maladies cardiovasculaires. L'objectif était d'étudier, au niveau national et régional, l'impact à court terme des attentats de 2015 et de 2016 sur les hospitalisations pour maladies cardiovasculaires.

**Méthodes** – Les données d'hospitalisation ont été extraites du PMSI-MCO de 2009 à 2016. Les hospitalisations complètes avec un diagnostic principal de syndrome coronaire aigu (SCA), d'accident vasculaire cérébral (AVC) ou d'insuffisance cardiaque (IC) ont été sélectionnées. Le nombre quotidien d'hospitalisations par cause et par lieu d'hospitalisation (Île-de-France/hors Île-de-France et Alpes-Maritimes/hors Alpes-Maritimes) a été analysé à l'aide de modèles de Poisson additifs généralisés, ajustés sur les variations à court terme, les variations saisonnières et les tendances à long terme. L'augmentation des hospitalisations a été modélisée à l'aide de splines cycliques des jours encadrant la survenue des attentats.

**Résultats** – Dans les 15 jours qui ont suivi les attaques, le nombre brut d'hospitalisations pour AVC et IC a été supérieur au nombre moyen d'hospitalisations lors des mêmes périodes pour les autres années de l'étude. Cette tendance n'était pas observée pour les hospitalisations pour SCA. Ces différences disparaissaient après ajustement sur les tendances à court, moyen et long termes. Les augmentations du risque d'hospitalisation dans les 15 jours suivant les attaques étaient inférieures à 6% et non significatives, quels que soient la pathologie, l'épisode d'attentat et la zone géographique étudiée.

**Conclusion** – Notre étude n'a pas mis en évidence d'augmentation à court terme des hospitalisations pour maladies cardiovasculaires suite aux attaques terroristes de 2015 et de 2016. Néanmoins, les effets à plus long terme sur l'incidence et la mortalité devront être évalués.

**Aims** – France experienced three waves of unprecedented terrorist attacks in 2015 and 2016. Their nature and violence, as well as the ensuing media coverage, led to an increase in the level of anxiety and stress in the population, including in people not directly exposed to the attacks. Given that acute emotional stress is a well-known trigger for cardiovascular disease, we investigated whether these attacks had any short-term impact nationally and regionally on hospitalizations for acute cardiovascular disease in France.

**Methods** – Annual hospital discharge data from 2009 to 2016 were extracted from the French Hospital Discharge Database (PMSI-MCO). All hospitalizations with a primary diagnosis of acute coronary syndrome, heart failure or stroke were selected. The daily number of hospitalizations by cause and location (in and outside Ile-de-France, and in and outside Alpes-Maritime regions) was analyzed using generalized additive Poisson models, adjusted on short-term variations, seasonal variations and long-term trends. The increase in hospitalizations following the attacks was modeled using cyclical splines of the days around the occurrence of the attacks.

**Results** – The daily mean number of hospitalizations for heart failure and stroke was higher in the 15 days following each attack compared with the same days of the year for the other years of the study. This trend was not seen for ACS. After adjustment for usual short-term, seasonal and long-term variations no significant variation in the risk of hospitalization in the days following the attacks was found. Increases in the risk of hospitalization within 15 days after the attacks were less than 6% and not significant whatever the pathology, the episode of attack and the geographical area studied.

**Conclusion** – The 2015 and 2016 terrorist attacks do not seem to have had any measurable short-term impact on hospitalizations for cardiovascular disease. However, longer-term effects on the incidence and mortality need to be evaluated.

**Mots-clés** : Hospitalisation, Stress, Syndrome coronaire aigu, Accident vasculaire cérébral, Attentat  
// **Keywords**: Hospitalization, Stress, Acute coronary syndrome, Stroke, Heart failure, Terrorist attacks

## Introduction

Récemment, la France a subi plusieurs attaques terroristes sur son territoire, d'une ampleur sans précédent. Les attentats de Charlie Hebdo, de Montrouge et du magasin Hyper Casher du 7 au 9 janvier 2015, les multiples attaques du 13 novembre 2015 à Paris et l'attentat du 14 juillet 2016 à Nice ont causé 233 morts et plusieurs centaines de blessés. L'ampleur et la violence des attaques, ainsi que le relais médiatique continu qui s'en est suivi, ont conduit à une augmentation du niveau d'anxiété et de stress dans la population, y compris chez les personnes non directement impactées par les attentats. Ainsi, dans les jours suivant les épisodes de 2015, une augmentation importante des passages aux urgences et des appels à SOS Médecins pour stress et anxiété a été observée non seulement en Île-de-France, mais aussi dans tout le reste de la France<sup>1</sup> (voir aussi encadré en fin d'article sur les études I.M.P.A.C.T.S et ESPA).

Un stress émotionnel aigu est un déclencheur reconnu de pathologies cardiovasculaires<sup>2,3</sup>. Physiologiquement, le lien entre stress émotionnel intense et développement de pathologies cardiovasculaires est tangible. En effet, la décharge hormonale de catécholamines induite par un stress brutal peut se traduire par une tachycardie, une élévation de la pression artérielle, une ischémie par élévation brutale de la consommation d'oxygène et parfois une arythmie auriculaire ou ventriculaire. Ces effets peuvent se traduire, dans certains cas, par des événements cliniques (angor, infarctus du myocarde, accident vasculaire cérébral)<sup>4</sup>. Une augmentation de l'incidence et de la mortalité par maladies cardiovasculaires a ainsi été rapportée dans diverses situations ayant généré un stress émotionnel aigu (catastrophes naturelles, événements sportifs majeurs, guerres ou attentats terroristes)<sup>4</sup>.

Le stress subi par la population française à la suite des attentats terroristes de 2015 et de 2016 a pu s'accompagner d'une augmentation d'événements cardiovasculaires et donner lieu à une augmentation des hospitalisations associées. C'est notamment ce qui a été rapporté dans une clinique de Toulouse, où une augmentation importante du nombre de cas d'infarctus, d'insuffisances cardiaques (IC) et d'accidents vasculaires cérébraux (AVC) a été observée après les attentats de janvier 2015<sup>5</sup>.

Dans ce contexte, l'objectif de notre étude était d'investiguer, à un niveau local et national, l'impact à court terme du stress généré par les attentats de 2015 et de 2016 sur les hospitalisations pour maladies cardiovasculaires en tirant parti de l'exhaustivité des données d'hospitalisation du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) sur le territoire.

## Méthodes

### Source de données

Les données d'hospitalisation ont été extraites des bases nationales du PMSI en médecine, chirurgie et obstétrique (PMSI MCO) pour les années 2009 à 2016. Nous avons sélectionné sur la période les résumés

de sortie anonymes (RSA) de chaque patient domicilié en France métropolitaine qui comportaient un diagnostic de syndrome coronaire aigu (SCA), d'IC ou d'AVC. Les trois pathologies ont été définies à partir des codes de la classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision (CIM-10) selon les algorithmes suivants :

- SCA : I20.0 ou I21-I24 en diagnostic principal ;
- IC : I50, I11.0, I13.0 ou I13.2 en diagnostic principal ou I13.9, J81, K76.1 en diagnostic principal si I50, I11.0, I13.0 ou I13.2 était codé en diagnostic associé ou relié ;
- AVC : I60 à I64 en diagnostic principal ou G46 en diagnostic principal si I60-I64 était codé en diagnostic associé ou relié.

Les données individuelles ont été agrégées pour chaque jour de l'étude en un nombre quotidien d'admissions pour SCA, IC et AVC, pour deux zones géographiques distinctes, la région Île-de-France *versus* le reste de la France métropolitaine pour les attentats de 2015 et les Alpes-Maritimes *versus* le reste de la France métropolitaine pour l'attentat de 2016.

## Analyses statistiques

### Analyse descriptive

Le nombre total d'hospitalisations, l'âge moyen et le sexe-ratio (homme/femme) des patients hospitalisés a été calculé par cause d'hospitalisation et zone géographique sur la période 2009-2016. Ces statistiques ont également été produites pour les 15 jours suivant les attentats (du 7 au 20 janvier 2015, du 13 au 26 novembre 2015 et du 14 au 27 juillet 2016) et pour ces mêmes périodes pour les autres années disponibles.

Pour chaque année de 2009 à 2016, la différence relative entre le nombre quotidien d'hospitalisations pendant les mois des attentats (janvier, novembre et juillet) et le nombre moyen d'hospitalisations journalières de l'année a également été calculée par pathologie et zones géographiques et présentée sous formes de graphiques. Sur ces représentations, les séries ont été décalées dans le temps afin que les mêmes jours de la semaine correspondent à la même abscisse, quelle que soit l'année, pour tenir compte des variations importantes du nombre quotidien d'hospitalisations cardiovasculaires selon le jour de la semaine, les week-ends en particulier.

### Modélisation

Le nombre quotidien d'hospitalisations a été analysé en ayant recours à des modèles de séries temporelles de données écologiques usuellement utilisés pour l'étude des effets aigus de la pollution atmosphérique<sup>6</sup>. Ces modèles présentent l'avantage de pouvoir décomposer les variations journalières des séries en variations « habituelles » à court, moyen et long termes (effet jour de la semaine, jour férié, vacances, effet saisonniers...)<sup>7</sup>. Une fois les séries ajustées sur ces variations « habituelles », il est possible de regarder si des variations additionnelles « inhabituelles » sont observées les jours suivant les attentats, et d'en mesurer l'ampleur<sup>8</sup>.

Plus précisément, dans chaque zone géographique et pour chaque événement cardiovasculaire,  $H(t)$  – nombre d’hospitalisations un jour  $t$  – est supposé suivre une loi de Poisson, possiblement sur-dispersée, dont la moyenne  $\mu(t)$  est modélisée, dans un modèle additif généralisé (gam), à l’aide de deux fonctions :  $S(t)$  et  $Att(t)$ . La première,  $S(t)$ , mesure les variations « habituelles » des hospitalisations (variations à court terme : jour de la semaine, jour férié, vacances scolaires ; variations saisonnières et tendance à long terme). La deuxième,  $Att(t)$ , mesure l’effet post-attentat par une spline couvrant les trois jours avant l’attentat et les 14 jours le suivant. Cette spline était contrainte à avoir un minimum de trois degrés de liberté.

L’analyse a été menée en distinguant les zones géographiques autour desquelles les attentats ont été commis du reste de la France : en Île-de-France *versus* le reste du territoire métropolitain pour les attentats de 2015, dans les Alpes-Maritimes *versus* le reste du territoire métropolitain pour les attentats de 2016.

La validité du modèle a été étudiée par un examen visuel des résidus et de leur autocorrélation. En cas d’autocorrélation substantielle, une structure auto-régressive additionnelle était prise en compte dans le modèle par l’introduction d’effets aléatoires autocorrélés (modèles gamm<sup>7</sup>).

Les variations d’hospitalisations dans les 15 jours suivant les attentats étaient estimées par la différence relative entre le nombre total d’hospitalisations attendu avec le modèle et le nombre total d’hospitalisations attendu avec le modèle si les effets des attentats  $Att(t)$  valaient 0.

Les analyses ont été réalisées avec le logiciel R<sup>9</sup>, et les modèles gam et gamm estimés avec le paquet mgcv<sup>7</sup>.

## Résultats

Sur la période 2009-2016, plus de 3 843 000 hospitalisations pour SCA, IC et AVC ont été dénombrées en France, dont environ 15% en Île-de-France et 2% dans les Alpes-Maritimes. Le nombre quotidien moyen d’hospitalisations était respectivement de 396, 599 et 335 pour les SCA, IC et AVC. Les hospitalisations pour SCA concernaient deux fois plus d’hommes que de femmes, alors que le ratio était proche de 1 pour les autres causes (données non montrées).

La différence relative entre le nombre quotidien et le nombre annuel d’hospitalisations cardiovasculaires le mois des attentats (janvier, novembre et juillet) montrait des variations importantes en fonction des jours de la semaine pour les trois pathologies et les trois zones géographiques (figure 1). Cependant, le profil

Figure 1

### Différence relative entre le nombre quotidien et le nombre annuel d’hospitalisations le mois des attentats en fonction de la pathologie et de la zone géographique

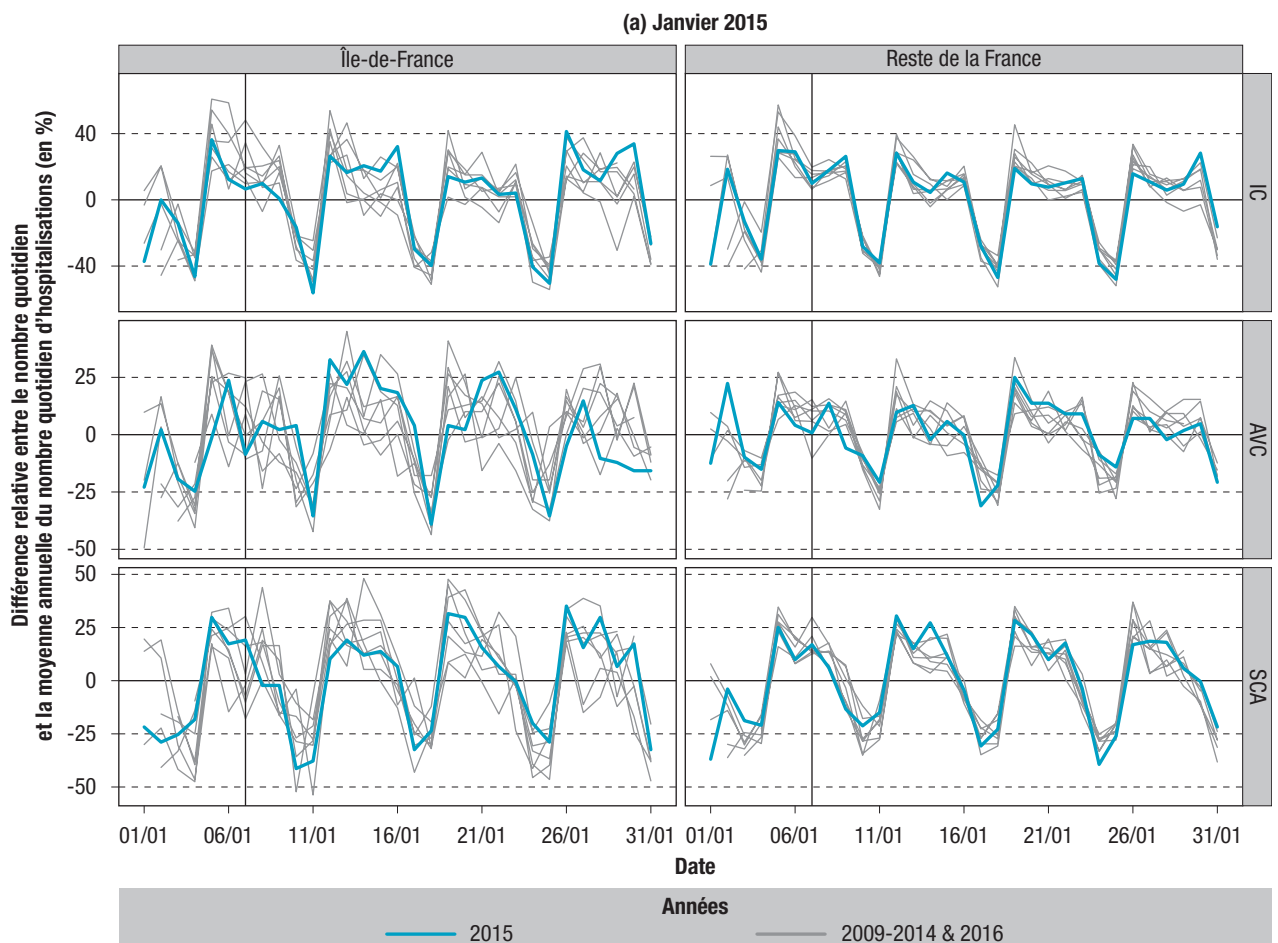
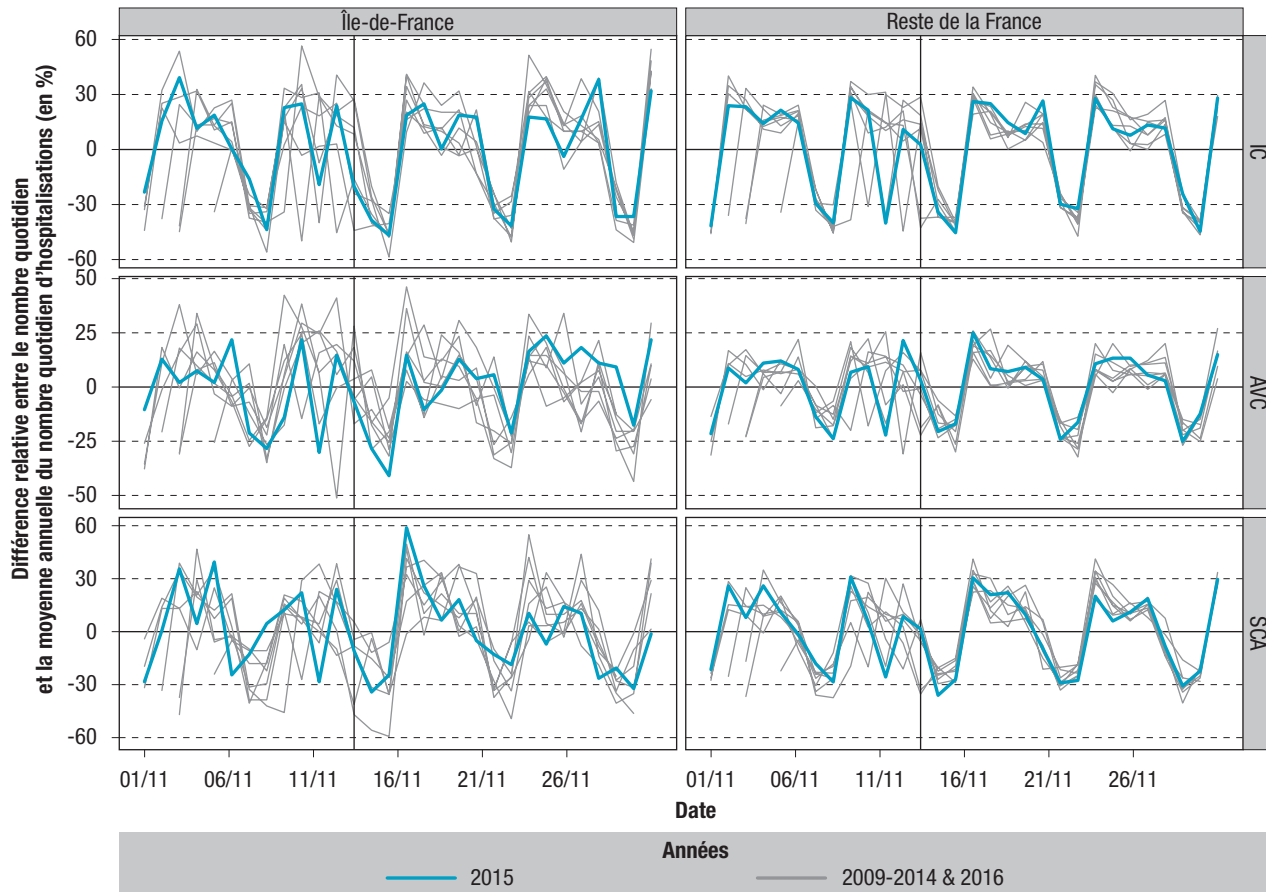
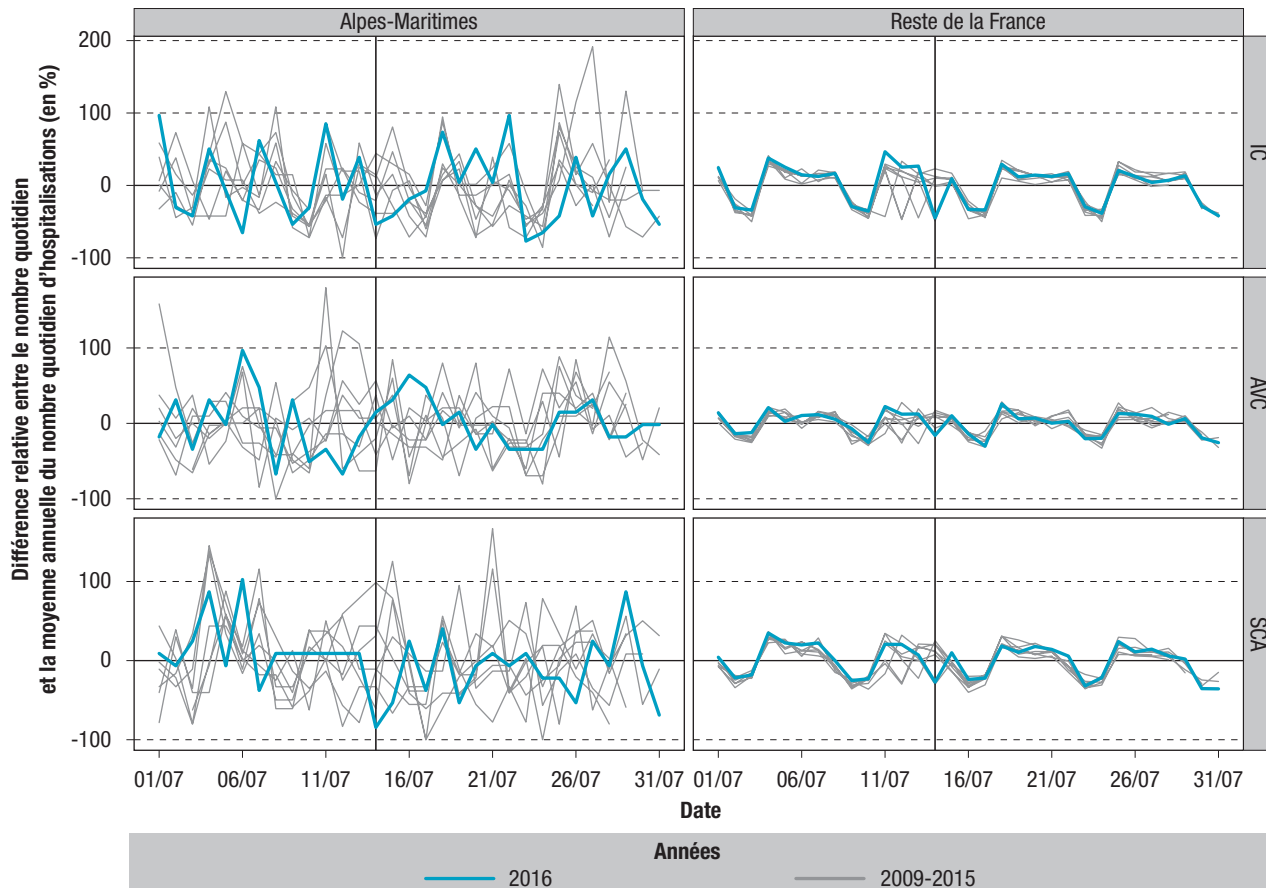


Figure 1 (suite)

(b) Novembre 2015



(c) Juillet 2016



des hospitalisations dans les jours suivant les attentats en 2015 et 2016 ne différait pas de manière visible avec le profil des autres années. Un effet saisonnier marqué était également observé avec un nombre quotidien d'hospitalisation pour les trois pathologies cardiovasculaires plus élevé en hiver, quelle que soit l'année (données non montrées). Enfin, une tendance à la hausse des hospitalisations quotidiennes entre 2009 et 2016 était observée pour les IC et les AVC.

Après modélisation, aucune variation significative du risque d'hospitalisation n'était observée dans les 15 jours suivant les attentats de janvier 2015 pour les trois pathologies, ni dans les zones géographiques où s'étaient produits les attentats, ni en dehors. Des résultats semblables étaient observés après les attentats de novembre 2015 et de juillet 2016 (figure 2). La variation de risque d'hospitalisations la plus importante était observée pour l'IC en Île-de-France dans les 15 jours suivant les attentats de Charlie Hebdo (5,9% [-0,6;13,1]) mais n'était pas significative (tableau).

## Discussion

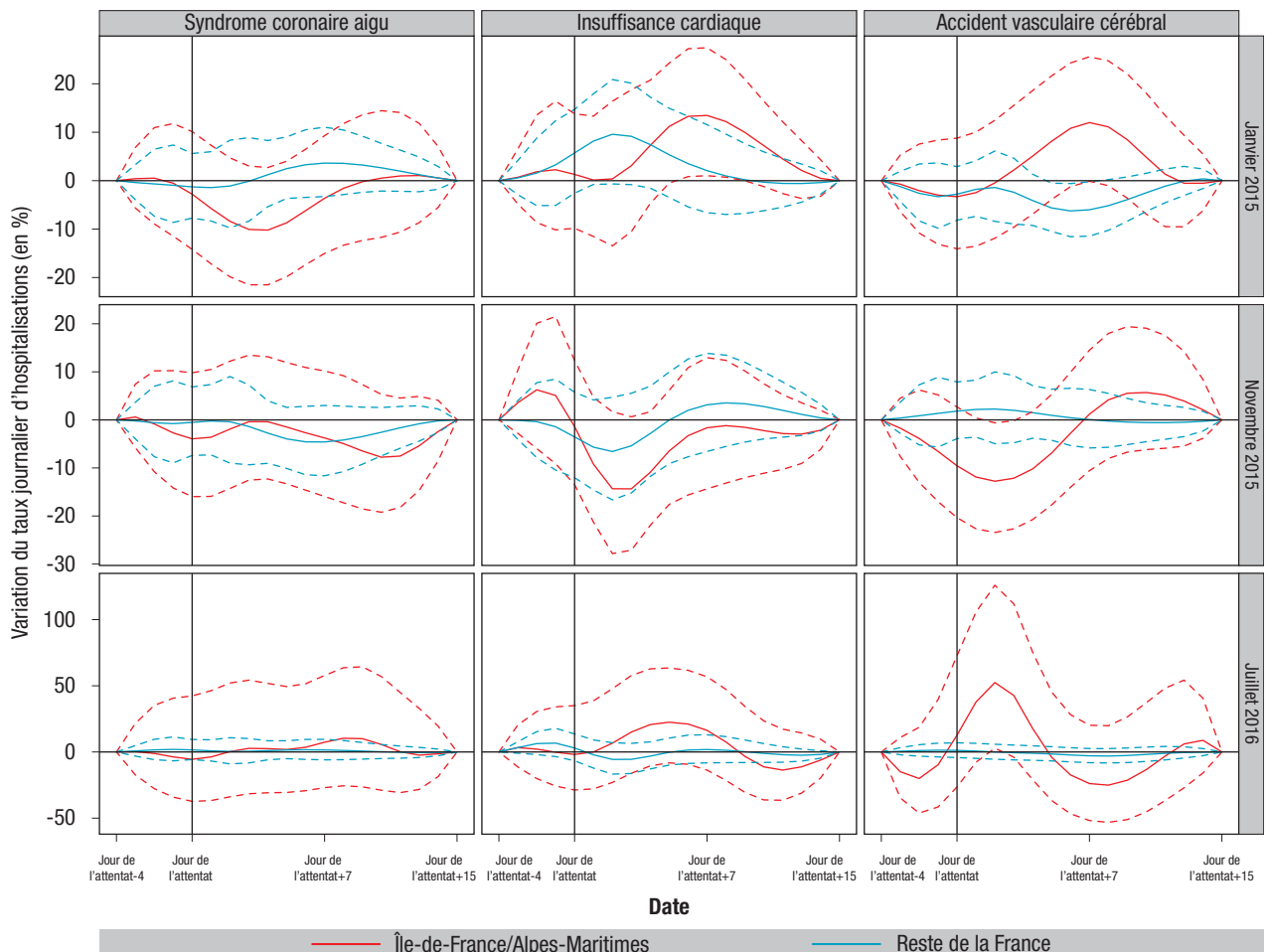
Notre étude n'a pas mis en évidence d'augmentation significative du nombre d'hospitalisations quotidiennes pour syndrome coronaire aigu, infarctus

du myocarde et accident vasculaire cérébral dans les 15 jours ayant suivi les attentats de janvier et novembre 2015 et celui de juillet 2016, quelle que soit la zone géographique considérée.

Ces résultats vont à l'encontre de ceux observés à un niveau local dans une clinique toulousaine, qui montraient une augmentation de 75% des hospitalisations pour maladies cardiovasculaires et de 180% spécifiquement pour les infarctus du myocarde avec sus-décalage du segment ST<sup>5</sup>. Néanmoins, compte tenu du faible nombre de patients hospitalisés dans cette étude (moins de 10 cas/jour en moyenne) et de l'approche essentiellement descriptive adoptée, ce résultat pourrait souffrir d'un manque de robustesse et un lien de causalité entre cette observation et les attaques semble discutable. Après les attentats du 11 septembre 2001 aux États-Unis, plusieurs études ont rapporté une augmentation des troubles du rythme cardiaque<sup>10,11</sup>. Cependant, les résultats concernant les hospitalisations pour maladies cardiovasculaires sont plus contrastés. Chi et coll. n'ont pas mis en évidence d'augmentation des hospitalisations pour maladies coronaires à New-York dans les jours ayant suivi ces attentats<sup>12</sup>. Néanmoins, une autre étude américaine a rapporté une hausse des hospitalisations pour infarctus du myocarde, dans le Massachusetts,

Figure 2

### Variations quotidiennes du taux d'hospitalisation dans les jours encadrants les attentats par pathologie, zone géographique et périodes



### Nombre moyen d'hospitalisations quotidiennes et risque d'hospitalisation dans les 15 jours suivant les attentats et pour les périodes de référence

Période étudiée	Cause	Zone géographique	Nombre moyen d'hospitalisations quotidiennes		Variations du risque d'hospitalisation (en %) [IC5%]	
			Année de l'attentat <sup>1</sup>	Période de référence <sup>2</sup>	Variations brutes <sup>3</sup>	Variations ajustées <sup>4</sup>
Du 7 au 21 janvier	SCA	Île-de-France	56,9	55,8	2,0 [-4,7;9,1]	- 3,5 [-9,5;3,3]
		Reste de la France	384,2	377,5	1,8 [-0,8;4,4]	1,3 [-2,1;5,0]
	IC	Île-de-France	123,1	98,7	24,7 [19,1;30,5]	5,9 [-0,6;13,1]
		Reste de la France	664,3	588,9	12,8 [10,6;15,0]	3,3 [-1,8;8,7]
	AVC	Île-de-France	59,2	52,9	11,9 [4,7;19,5]	3,8 [-2,3;10,4]
		Reste de la France	302,4	293,2	3,1 [0,1;6,2]	- 2,9 [-5,7;0,1]
Du 13 au 27 novembre	SCA	Île-de-France	51,8	55,0	- 5,8 [-12,3;1,1]	- 3,5 [-9,7;3,5]
		Reste de la France	357,1	364,7	- 2,1 [-4,7;0,6]	- 2,1 [-5,6;1,7]
	IC	Île-de-France	96,8	87,9	10,1 [4,5;15,9]	- 4,8 [-11,2;2,2]
		Reste de la France	544,9	512,2	6,4 [4,1;8,7]	- 0,3 [-5,4;5,2]
	AVC	Île-de-France	56,1	52,0	7,9 [0,7;15,4]	- 2,5 [-8,4;4,0]
		Reste de la France	312,1	288,3	8,2 [5,2;11,4]	0,6 [-2,3;3,6]
Du 14 au 28 juillet	SCA	Alpes-Maritimes	5,4	4,9	11,0 [-11,9;37,9]	2,0 [-15,9;28,8]
		Reste de la France	354,3	349,7	1,3 [-1,4;4,1]	0,7 [-3,2;4,4]
	IC	Alpes-Maritimes	8,3	6,8	21,2 [0,8;44,5]	4,7 [-10,3;23,2]
		Reste de la France	524,7	479,6	9,4 [7,0;11,8]	- 1,0 [-6,6;4,5]
	AVC	Alpes-Maritimes	6,4	5,8	10,0 [-10,9;34,3]	3,8 [-12,7;31,8]
		Reste de la France	340,6	306,2	11,2 [8,2;14,3]	- 1,1 [-3,8;1,9]

<sup>1</sup> 2015 pour les attentats de Charlie Hebdo et du Bataclan ; 2016 pour l'attentat de Nice.

<sup>2</sup> 7-21 janvier de 2009 à 2014 et en 2016 ; 13-27 novembre de 2009 à 2014 et en 2016 ; 14-28 juillet de 2009 à 2015.

<sup>3</sup> Différence relative entre le nombre moyen d'hospitalisations dans les 15 jours suivant l'attentat et le nombre moyen d'hospitalisations pour les mêmes jours de l'année des autres années de l'étude.

<sup>4</sup> Différence relative entre le nombre moyen d'hospitalisations prédits par le modèle dans les 15 jours suivant l'attentat, avec et sans effet attentat.

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

SCA : syndrome coronaire aigu ; IC : infarctus du myocarde ; AVC : accident vasculaire cérébral.

les 11 et 12 septembre 2001<sup>13</sup>. Des effets à long terme ont également été décrits chez des patients ayant présenté un stress post-traumatique ou ayant été exposés au nuage de poussière lié à l'effondrement des tours du World Trade Center<sup>14,15</sup>.

La principale hypothèse pour expliquer nos résultats serait que le stress émotionnel généré par les attentats et leur suivi médiatique chez les personnes non directement touchées ne serait pas suffisant pour déclencher un événement cardiovasculaire aigu. Cette hypothèse avait également été avancée après les attentats du 11 septembre<sup>12</sup>. Cependant, on ne peut exclure, par cette analyse, que le stress émotionnel généré par les attentats ait pu conduire à une augmentation des morts subites d'origine cardiaque. En effet, certaines études ont montré qu'un stress émotionnel aigu pouvait provoquer ou précipiter ce type d'événement<sup>16,17</sup>. Ainsi, une hausse de la mortalité pré-hospitalière pourrait expliquer l'absence d'impact observable sur les hospitalisations cardiovasculaires. Les résultats sur la mortalité restent néanmoins contrastés, aucune augmentation n'ayant été observée après les attentats du 11 septembre à New-York<sup>18</sup>. Enfin, une désorganisation du système de soins, avec un engorgement des services du Samu ou de certains hôpitaux parisiens ou niçois, pourrait avoir conduit à l'hospitalisation de certains cas en dehors de la zone ciblée par notre étude.

### Forces et limites

La principale force de notre étude est le nombre important d'observations, du fait de l'utilisation de la base du PMSI-MCO qui enregistre de manière exhaustive les hospitalisations sur le territoire français. Ainsi, dans notre étude, la puissance estimée était de 80% pour détecter une augmentation du risque d'hospitalisation de 20% dans la semaine suivant les attentats en Île-de-France. Malgré cette exhaustivité, les zones géographiques délimitées autour du lieu des attentats devaient être assez larges pour avoir un minimum de puissance statistique. Il n'a ainsi pas été possible d'étudier l'impact des attentats à un niveau plus fin, sur les populations directement en prise avec les attentats, pour lesquelles le niveau de stress a pu être plus important.

Le modèle statistique utilisé permettait de prendre en compte les fluctuations « habituelles » du nombre quotidien d'hospitalisations pour détecter d'éventuels effets spécifiquement liés aux attentats. De plus, une grande attention a été portée à la validité du modèle statistique, avec notamment une analyse des résidus et une prise en compte de l'autocorrélation. Néanmoins, certains effets de confusion potentiels comme la pollution atmosphérique ou la température n'ont pas été pris en compte dans le modèle<sup>19,20</sup>. Ces effets devraient malgré tout rester limités,

les conditions climatiques et de pollution atmosphérique n'ayant pas été remarquables lors des attentats de 2015 et de 2016.

## Conclusion

Les attaques terroristes de 2015 et 2016 ne semblent pas avoir eu d'impact notable à court terme sur les hospitalisations pour maladies cardiovasculaires aussi bien dans les régions directement impactées (Île-de-France ou Alpes-Maritimes) que dans le reste de la France. Les effets à court terme sur la mortalité cardiovasculaire devront être évalués avec une méthodologie similaire. ■

## Références

- [1] Vandentorren S, Paty AC, Baffert E, Chansard P, Caserio-Schönemann C. Syndromic surveillance during the Paris terrorist attacks. *Lancet*. 2016;387(10021):846-7.
- [2] Lagrauw HM, Kuiper J, Bot I. Acute and chronic psychological stress as risk factors for cardiovascular disease: Insights gained from epidemiological, clinical and experimental studies. *Brain Behav Immun*. 2015;50:18-30.
- [3] Dimsdale JE. Psychological stress and cardiovascular disease. *J Am Coll Cardiol*. 2008;51(13):1237-46.
- [4] Bhattacharyya MR, Steptoe A. Emotional triggers of acute coronary syndromes: Strength of evidence, biological processes, and clinical implications. *Prog Cardiovasc Dis*. 2007;49(5):353-65.
- [5] Rosa FD, Van Rothen J, Dongay B, Pathak A. We are Charlie: emotional stress from "Charlie Hebdo attack" extensively relayed by media increases the risk of cardiac events. *Clin Res Cardiol*. 2016;105(7):630-1.
- [6] Peng RD, Dominici F, Louis TA. Model choice in time series studies of air pollution and mortality. *J R Statistic Soc A*. 2006;169:179-203.
- [7] Wood SN. Generalized additive models: An introduction with R. Chapman & Hall/CRC; 2006. 410 p.
- [8] Kaiser R, Le Tertre A, Schwartz J, Gotway CA, Daley WR, Rubin CH. The effect of the 1995 heat wave in Chicago on all-cause and cause-specific mortality. *Am J Public Health*. 2007;97 Suppl 1:S158-62.
- [9] R Development Core Team. 2016. R: A language and environment for statistical computing. Vienn: the R Foundation for Statistical Computing; 2016. <https://www.r-project.org/>

[10] Feng J, Lenihan DJ, Johnson MM, Karri V, Reddy CV. Cardiac sequelae in Brooklyn after the September 11 terrorist attacks. *Clin Cardiol*. 2006;29(1):13-7.

[11] Shedd OL, Sears SF Jr, Harvill JL, Arshad A, Conti JB, Steinberg JS, et al. The World Trade Center attack: increased frequency of defibrillator shocks for ventricular arrhythmias in patients living remotely from New York City. *J Am Coll Cardiol*. 2004;44(6):1265-7.

[12] Chi JS, Speakman MT, Poole WK, Kandefer SC, Kloner RA. Hospital admissions for cardiac events in New York City after September 11, 2001. *Am J Cardiol*. 2003;92(1):61-3.

[13] Goldberg RJ, Spencer F, Lessard D, Yarzebski J, Lareau C, Gore JM. Occurrence of acute myocardial infarction in Worcester, Massachusetts, before, during, and after the terrorists attacks in New York City and Washington, DC, on 11 September 2001. *Am J Cardiol*. 2005;95(2):258-60.

[14] Jordan HT, Miller-Archie SA, Cone JE, Morabia A, Stellman SD. Heart disease among adults exposed to the September 11, 2001 World Trade Center Disaster: results from the World Trade Center Health Registry. *Prev Med*. 2011;53(6):370-6.

[15] Jordan HT, Stellman SD, Morabia A, Miller-Archie SA, Alper H, Laskaris Z, et al. Cardiovascular disease hospitalizations in relation to exposure to the September 11, 2001 World Trade Center disaster and posttraumatic stress disorder. *J Am Heart Assoc*. 2013;2(5):e000431.

[16] Kark JD, Goldman S, Epstein L. Iraqi missile attacks on Israel. The association of mortality with a life-threatening stressor. *JAMA*. 1995;273(15):1208-10.

[17] Leor J, Poole WK, Kloner RA. Sudden cardiac death triggered by an earthquake. *N Engl J Med*. 1996;334(7):413-9.

[18] Chi JS, Poole WK, Kandefer SC, Kloner RA. Cardiovascular mortality in New York City after September 11, 2001. *Am J Cardiol*. 2003;92(7):857-61.

[19] Larrieu S, Jusot JF, Blanchard M, Prouvost H, Declercq C, Fabre P, et al. Short term effects of air pollution on hospitalizations for cardiovascular diseases in eight French cities: The PSAS program. *Sci Total Environ*. 2007;387(1-3):105-12.

[20] Ye X, Wolff R, Yu W, Vaneckova P, Pan X, Tong S. Ambient temperature and morbidity: A review of epidemiological evidence. *Environ Health Perspect*. 2012;120(1):19-28.

## Citer cet article

Chatignoux E, Gabet A, Moutengou E, Pirard P, Motreff Y, Bonaldi C, et al. Attentats de 2015 et de 2016 en France : quel impact sur les hospitalisations pour maladies cardiovasculaires ? *Bull Epidemiol Hebd*. 2017;(26):552-8. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/26/2017\\_26\\_1.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/26/2017_26_1.html)

## Encadré

Suite aux attentats qui ont frappé la France en 2015, Santé publique France a mis en place, en partenariat avec l'Université Paris 13, deux enquêtes épidémiologiques pour mesurer les conséquences des événements auprès des personnes impliquées (prévalence des troubles psycho-traumatiques et facteurs associés) et analyser leurs parcours de soins et d'accompagnement :

- l'étude I.M.P.A.C.T.S (Investigation des manifestations traumatiques post-attentats et de la prise en charge thérapeutique et de soutien), avec l'Agence régionale de santé Île-de-France,
- et ESPA 13 novembre 2015 (Enquête de santé publique post-attentats) suite aux attentats survenus à Paris et à Saint-Denis.

Ces enquêtes concernent l'ensemble des personnes impliquées, qu'il s'agisse de blessés, de personnes directement menacées et de leurs proches, de personnes endeuillées et de témoins directs, ou d'intervenants (pompiers, policiers, professionnels de santé, etc.). Elles montrent l'importance d'une prise en charge médico-psychologique précoce pour prévenir les effets à court et moyen termes sur la santé mentale, la nécessité d'un repérage et d'une proposition d'accompagnement médico-psychologique de toutes les victimes, ainsi que d'une sensibilisation des professionnels de santé.

Par ailleurs, une dernière enquête est en cours pour évaluer l'impact psychosocial et sanitaire des attentats en population générale.

Des informations sur ces enquêtes et leurs premiers résultats sont disponibles dans le dossier thématique « Actes terroristes » sur le site de Santé publique France, à l'adresse : <http://invs.santepubliquefrance.fr/Dossiers-thematiques/Populations-et-sante/Actes-terroristes>



## CIGARETTES ÉLECTRONIQUES, TENTATIVES D'ARRÊT ET ARRÊT DU TABAC : SUIVI À 6 MOIS\* // ELECTRONIC CIGARETTES, QUIT ATTEMPTS AND SMOKING CESSATION: A 6-MONTH FOLLOW-UP

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

Santé publique France, Saint-Maurice, France

\* Adapté de : Pasquereau A, Guignard R, Andler R, Nguyen-Thanh V. Electronic cigarettes, quit attempts and smoking cessation: a 6-month follow-up. *Addiction*. 2017;112(9):1620-8.

Soumis le 21.07.2017 // Date of submission: 07.21.2017

### Résumé // Abstract

**Contexte et objectifs** – Les connaissances existantes sur l'effet de l'utilisation des cigarettes électroniques sur l'arrêt du tabac sont contradictoires. Cela pourrait provenir de différences dans la définition du vapotage. L'objectif de cette étude était d'évaluer si l'utilisation régulière de la cigarette électronique par des fumeurs est associée à l'arrêt du tabac.

**Méthode** – Enquête sur Internet en France métropolitaine avec suivi à 6 mois. Un échantillon de 2 057 personnes âgées de 15 à 85 ans a été recruté *via* un *access panel* et a participé au suivi à 6 mois. Lors du recrutement, 1 805 étaient des fumeurs exclusifs de tabac et 252 étaient des vapo-fumeurs (fumeurs utilisant régulièrement une e-cigarette).

Les trois principaux indicateurs mesurés à 6 mois étaient : la réduction d'au moins 50% du nombre de cigarettes fumées par jour, les tentatives d'arrêt d'au moins 7 jours et l'arrêt du tabac d'au moins 7 jours au moment du suivi à 6 mois. Des régressions logistiques ont été effectuées pour modéliser ces indicateurs en fonction de l'utilisation régulière de l'e-cigarette lors de l'inclusion, ajustées sur des variables socioéconomiques et des caractéristiques de la consommation de tabac.

**Résultats** – Les vapo-fumeurs avaient plus souvent que les fumeurs exclusifs réduit de moitié leur consommation de cigarettes par jour en 6 mois (25,9% contre 11,2%,  $p < 0,001$ , ORa=2,6, IC95%: [1,8-3,8]). Ils avaient également fait plus souvent une tentative d'arrêt d'au moins 7 jours (22,8% contre 10,9%,  $p < 0,001$ , ORa=1,8 [1,2-2,6]). Aucune différence significative n'a été observée pour les taux d'arrêt de 7 jours à 6 mois (12,5% contre 9,5%,  $p = 0,18$ , ORa=1,2 [0,8-1,9]).

**Conclusion** – Parmi les fumeurs, ceux qui utilisaient régulièrement une e-cigarette ont plus souvent essayé d'arrêter de fumer et réduit leur consommation de cigarettes au suivi à 6 mois. L'efficacité de l'e-cigarette pour arrêter de fumer reste en débat.

**Background and aims** – There is conflicting evidence that use of e-cigarettes promotes cessation in regular smokers; contrasting findings may be due to differing definitions of vaping. The aim of this study was to assess whether regular use of e-cigarettes while smoking is associated with subsequent smoking cessation.

**Methods** – Baseline internet survey with outcomes measured at 6-month follow-up, on French metropolitan territory. 2,057 smokers aged 15 to 85 years were recruited through an access panel and responded to a 6-month follow-up: 1,805 exclusive tobacco smokers and 252 dual users (tobacco plus regular e-cigarette users) at baseline.

The three outcomes assessed at 6 months were: a minimum 50% reduction in the number of cigarettes smoked per day, quit attempts of at least 7 days, and smoking cessation of at least 7 days at the time of follow-up. Logistic regressions were performed to model the three outcomes according to regular e-cigarette use at baseline, adjusted for socio-economic variables and smoking behaviours.

**Results** – Baseline dual users were more likely than baseline exclusive tobacco smokers to have halved cigarette consumption (25.9% versus 11.2%,  $p < 0.001$ , aOR=2.6, 95%CI: [1.8-3.8]). Dual users at baseline were also more likely to have made a quit attempt of at least 7 days (22.8% versus 10.9%,  $p < 0.001$ , aOR=1.8 [1.2-2.6]). No significant difference was found for 7-day cessation rates at 6 months (12.5% versus 9.5%,  $p = 0.18$ , aOR=1.2 [0.8-1.9]).

**Conclusions** – Among people who smoke, those also using an e-cigarette regularly are more likely to try to quit smoking and reduce their cigarette consumption in the next six months. It remains unclear whether regular e-cigarette users are also more likely to stop smoking.

**Mots-clés** : Suivi à 6 mois, Cigarette électronique, France, Arrêt du tabac, Consommation de tabac, Tentatives d'arrêt du tabac

// **Keywords**: 6-month follow-up, Electronic cigarette, France, Smoking cessation, Tobacco consumption, Quit attempts

## Introduction

Depuis leur arrivée sur le marché à la fin des années 2000, les cigarettes électroniques (e-cigarettes) sont devenues populaires notamment en France où, en 2014, 6% des 15-75 ans étaient des vapoteurs (utilisateurs d'e-cigarette), dont la moitié était des vapoteurs quotidiens. Parmi les vapoteurs, 83% étaient également des fumeurs de tabac et 15% des ex-fumeurs<sup>1</sup>.

L'e-cigarette reste un produit controversé. En raison de son arrivée récente sur le marché, aucune donnée à long terme n'est encore disponible pour évaluer si – et dans quelle mesure – elle peut être bénéfique ou nuisible pour la santé. L'Organisation mondiale de la santé (OMS), par l'intermédiaire de la convention-cadre pour la lutte antitabac, a invité les États membres à réglementer le marché de la cigarette électronique<sup>2</sup>. En Angleterre, Public Health England recommande l'utilisation de l'e-cigarette pour les fumeurs qui ne parviennent pas à cesser de fumer avec d'autres méthodes ou qui ne veulent pas arrêter de fumer<sup>3</sup>. En France, le Haut Conseil de la santé publique a publié un avis en 2016 dans lequel il présente l'e-cigarette comme « *un outil d'aide à l'arrêt du tabac pour les personnes désireuses de sortir du tabagisme* », et comme « *un mode de réduction des risques du tabac en usage exclusif* », mais a souligné le risque de renormalisation du tabagisme<sup>4</sup>.

La question de savoir s'il existe une relation de causalité entre le vapotage et l'arrêt du tabac reste à ce jour sans réponse. La revue *Cochrane* de 2016 a conclu qu'il y avait peu de preuves pour étayer l'efficacité des e-cigarettes dans l'arrêt du tabagisme mais trop peu d'études pour obtenir une conclusion satisfaisante et solide<sup>5-7</sup>.

Au-delà de l'efficacité possible dans le contexte théorique d'essais randomisés, la disponibilité des e-cigarettes dans la population générale pourrait favoriser ou entraver l'abstinence tabagique. D'une part, les fumeurs qui utilisent l'e-cigarette, mais continuent de fumer, peuvent croire à tort qu'ils réduisent considérablement leurs risques pour la santé<sup>8</sup>. D'autre part, les e-cigarettes sont à la fois attrayantes pour les fumeurs et largement considérées comme un nouvel outil pour arrêter de fumer, ce qui pourrait favoriser les tentatives d'arrêt.

Une revue de littérature systématique, comprenant les études en population générale en condition réelle et des études cliniques, a révélé une relation positive entre l'utilisation de l'e-cigarette et l'arrêt du tabac, mais le niveau de preuve est considéré comme faible en raison de la qualité insuffisante de la recherche effectuée jusqu'aujourd'hui<sup>9</sup>. À l'inverse, une autre revue de littérature a conclu que l'utilisation des e-cigarettes était associée à une diminution significative de l'arrêt du tabac chez les fumeurs<sup>10</sup>. Les résultats des études de cohortes représentant des situations de la vie réelle diffèrent de ceux des essais randomisés, et les auteurs émettent l'hypothèse que le contexte spécifique des essais conduit

à des conclusions qui ne sont pas applicables en condition réelle. Ces deux revues portent sur des études qui ont inclus des fumeurs ayant utilisé une e-cigarette, quelle qu'en soit la fréquence ou leur motivation à arrêter de fumer.

L'objectif de l'étude présentée ici était de comparer les comportements d'arrêt du tabac entre des fumeurs de tabac exclusifs et des fumeurs utilisateurs réguliers d'e-cigarettes, interrogés à deux reprises à six mois d'intervalle. Une réduction d'au moins 50% du nombre de cigarettes fumées par jour, les tentatives d'arrêt du tabac et l'arrêt du tabac ont été les trois principaux indicateurs retenus. En ciblant seulement les vapoteurs réguliers, notre étude apporte une nouvelle perspective, en mettant l'accent sur les fumeurs qui utilisent réellement l'e-cigarette et en ne tenant pas compte des fumeurs qui l'ont simplement essayée ou des utilisateurs occasionnels.

## Matériel et méthodes

### Conception de l'étude

À l'occasion du démarrage en France du Programme national de réduction du tabagisme 2014-2019, Santé publique France a lancé une campagne médiatique choc avec des messages relatifs aux effets du tabac sur la santé (septembre 2014). Un suivi à 6 mois a été mené pour évaluer l'impact de la campagne, auquel des questions sur l'utilisation des e-cigarettes ont été ajoutées.

Trois mille fumeurs âgés de 15 à 85 ans ont été recrutés *via* un *access panel* (panel d'individus volontaires recrutés par une société d'études) pour deux vagues d'enquête sur Internet : juste avant le lancement de la campagne (T0, septembre 2014) et environ 6 mois plus tard (mars 2015). L'échantillonnage a été réalisé selon la méthode des quotas, appliqués aux variables suivantes : sexe, âge, statut professionnel, catégorie socioprofessionnelle, taille de l'agglomération (nombre d'habitants) et région. Les quotas ont été calculés pour refléter la structure de la population des fumeurs de 2010 observée dans le Baromètre santé, enquête aléatoire auprès d'un échantillon représentatif des 15-85 ans résidant en France<sup>11</sup>. Les données à 6 mois ont été redressées pour corriger l'attrition selon le sexe, l'âge, la région, la taille d'agglomération et la catégorie socioprofessionnelle.

Les indicateurs à 6 mois ont été comparés entre les fumeurs exclusifs et les fumeurs utilisant régulièrement une e-cigarette à la première vague d'enquête (T0). Les variables socioéconomiques et de comportement tabagique recueillies à T0 ont été utilisées comme covariables.

### Variables recueillies à la première vague d'enquête

L'utilisation d'e-cigarette a été mesurée avec la question : « *Au cours des 30 derniers jours, avez-vous utilisé une cigarette électronique ? Régulièrement / Parfois / Rarement / Jamais* ».

Le statut tabagique a été mesuré en demandant aux répondants s'ils fumaient actuellement, même occasionnellement. Un vapo-fumeur était défini comme un fumeur de cigarettes conventionnelles (même occasionnel) qui utilise régulièrement une e-cigarette à T0. La dépendance au tabac a été mesurée à T0 par l'indicateur *Heaviness of Smoking Index* (HSI, aussi appelé mini-Fagerström), qui combine le nombre de cigarettes consommées par jour avec la durée avant de fumer la première cigarette le matin. Le score est compris entre 0 et 6, 0 représentant la plus faible dépendance et 6 la plus forte<sup>12</sup>. Ont également été mesurés à T0 : l'intention d'arrêter de fumer au cours des six prochains mois, les tentatives d'arrêt d'au moins 24 heures au cours des 30 derniers jours et la prise, au cours des 30 derniers jours, de traitements de substitution nicotinique (TSN) ou de médicaments d'aide à l'arrêt du tabac.

Les données sociodémographiques collectées à T0 comprenaient le sexe, l'âge, le niveau d'études, le statut professionnel (actif occupé, chômeur, étudiant ou inactif), la catégorie socioprofessionnelle (agriculteurs exploitants, artisans, commerçants, chefs d'entreprise / cadres et professions intellectuelles supérieures / professions intermédiaires / employés / ouvriers) et le revenu du ménage par unité de consommation (UC). Les UC permettent de comparer des ménages de différentes tailles et compositions en attribuant un coefficient à chacun de leur membre : une UC pour le premier adulte, 0,5 UC pour les autres personnes de 14 ans et plus et 0,3 UC pour les enfants de moins de 14 ans (échelle OCDE / Insee).

### Indicateurs recueillis au suivi à 6 mois

Les indicateurs recueillis lors de la deuxième vague d'enquête étaient les suivants :

- une réduction d'au moins 50% du nombre de cigarettes fumées par jour depuis T0, en comparant la consommation quotidienne déclarée à T0 et à 6 mois, déterminée grâce à la question : « *Combien de cigarettes fumez-vous en moyenne (y compris les cigarettes roulées) ?* » Cet indicateur a été mesuré pour les 1 860 répondants qui fumaient encore à 6 mois ;
- une tentative d'arrêt d'au moins 24 heures au cours des 30 derniers jours, déterminée en demandant aux fumeurs à 6 mois : « *Avez-vous fait une tentative d'arrêt d'au moins 24 heures au cours des 30 derniers jours ?* » Et une tentative d'arrêt d'au moins 7 jours au cours des 30 derniers jours, évaluée en posant cette question aux fumeurs qui avaient fait une tentative d'arrêt à 6 mois : « *Combien de temps a duré votre plus longue tentative d'arrêt ?* » Ces indicateurs ont été mesurés chez 1 921 personnes à 6 mois : 1 860 répondants qui fumaient encore, auxquels se sont ajoutées 61 personnes qui avaient cessé de fumer au cours des 30 derniers jours, excluant ceux qui avaient arrêté depuis plus de 30 jours ;

- l'arrêt du tabac pendant au moins 7 jours ou au moins 30 jours a été mesuré en demandant aux non-fumeurs à 6 mois : « *Depuis combien de temps avez-vous arrêté de fumer ?* » Cet indicateur porte sur les 2 057 répondants à 6 mois.

Aux non-fumeurs à 6 mois qui vapotaient régulièrement à T0 ou à 6 mois, une question supplémentaire était posée : « *La e-cigarette vous a-t-elle aidé à arrêter de fumer ? Oui/non* ».

### Analyses

Les analyses bivariées ont été redressées pour être représentatives de la structure sociodémographique des fumeurs français. Les perdus de vue ont été considérés comme manquants.

Des régressions logistiques non pondérées ont été réalisées pour les indicateurs à 6 mois selon l'utilisation de l'e-cigarette à T0, ajustée en fonction du sexe, de l'âge, du statut professionnel, du niveau de diplôme, du niveau de revenu par UC, de la catégorie socioprofessionnelle, de la taille de l'agglomération, du HSI, de l'intention d'arrêter de fumer au cours des 6 prochains mois et des tentatives d'arrêt au cours des 30 jours précédents, rapportés à T0.

L'interaction entre l'utilisation de l'e-cigarette et la dépendance (HSI) a été testée en regroupant les fumeurs modérément et fortement dépendants (HSI entre 2 et 6), en raison d'un faible nombre de fumeurs fortement dépendants. L'interaction entre l'utilisation de l'e-cigarette et le recours à un TSN à T0 a également été évaluée.

Pour des analyses de sensibilité, les modèles ont été testés en ajoutant la sollicitation d'une aide à T0 (ligne téléphonique d'aide à l'arrêt 39 89, professionnels de santé, TSN). Ceux qui ont commencé à vapoter entre la première et la deuxième vague d'enquête, ainsi que ceux qui n'avaient pas l'intention d'arrêter de fumer au cours des 6 prochains mois à T0 ont été consécutivement exclus de l'analyse. Enfin, les analyses ont été réalisées en considérant les perdus de vue comme fumeurs.

Toutes les analyses statistiques ont été effectuées en utilisant Stata®/SE (v.13.1).

### Résultats

#### Attrition et caractéristiques des répondants

Le taux d'attrition à 6 mois était de 31,4%. Il était plus élevé pour certains sous-groupes ( $p < 0,05$ ) : les femmes (33,9%), les jeunes (48,3% parmi les 15 à 24 ans et 36,9% parmi les 25 à 34 ans), les personnes au chômage (41,7%), les étudiants (45,9%), les fumeurs avec un niveau de diplôme inférieur au baccalauréat (34,1%) et les personnes ayant un faible revenu (37,4% pour un revenu mensuel inférieur à 900 € par UC). Les caractéristiques de la consommation de tabac à T0 (dépendance nicotinique, tentatives d'arrêt au cours des 30 jours précédents, intention d'arrêter de fumer, sollicitation d'aides

à l'arrêt du tabac, utilisation d'e-cigarette) étaient similaires chez les répondants et les non-répondants au suivi à 6 mois.

Les caractéristiques à T0 des répondants à 6 mois sont indiquées dans le tableau 1, selon l'utilisation ou non de l'e-cigarette à T0. À T0, les vapo-fumeurs, par rapport aux fumeurs exclusifs, étaient plus souvent des hommes (62,1% contre 53,0%) et avaient en moyenne des revenus inférieurs et un niveau de diplôme moins élevé (37,4% des vapo-fumeurs étaient des diplômés de l'enseignement supérieur contre 47,3% des fumeurs exclusifs). Concernant les caractéristiques de la consommation de tabac, les vapo-fumeurs étaient plus susceptibles d'être modérément dépendants (score HSI entre 2 et 3), 50,3% contre 41,1%, alors que les fumeurs exclusifs de tabac étaient plus susceptibles d'être faiblement dépendants ou fortement dépendants. À T0, les vapo-fumeurs étaient près de trois fois plus nombreux à avoir tenté d'arrêter de fumer et à avoir utilisé des TSN au cours des 30 derniers jours. Les vapo-fumeurs déclaraient plus souvent avoir l'intention d'arrêter de fumer au cours des 6 prochains mois à T0 (63,0% contre 41,1%).

#### Statut tabagique au suivi à 6 mois (figure)

À 6 mois, 10,3% des fumeurs exclusifs à T0 avaient arrêté de fumer, indépendamment de la durée de l'abstinence : 0,8% avaient arrêté de fumer mais utilisaient une e-cigarette et 9,5% n'étaient ni fumeurs ni utilisateurs d'e-cigarette. Parmi les 89,7% qui continuaient à fumer à 6 mois, 2,4% étaient devenus des vapo-fumeurs (utilisation régulière de l'e-cigarette).

À 6 mois, 14,5% des vapo-fumeurs à T0 avaient arrêté de fumer, quelle que soit la durée de l'abstinence : 9,6% avaient arrêté le tabac et l'e-cigarette, et 4,9% avaient mis un terme au tabac et étaient devenus des vapoteurs exclusifs. Parmi les personnes qui fumaient toujours à 6 mois (85,5%), 43,2% ne vapotaient plus et 42,3% étaient toujours des vapo-fumeurs.

#### Indicateurs à 6 mois et facteurs associés (tableau 2)

##### Diminution de la consommation de tabac

Parmi les vapo-fumeurs et les fumeurs exclusifs à T0, 25,9% et 11,2% avaient, respectivement, réduit d'au moins 50% en 6 mois ( $p < 0,001$ ) le nombre de cigarettes fumées par jour. Après avoir contrôlé des caractéristiques sociodémographiques et de consommation de tabac, l'association entre le vapotage et la baisse de la consommation de tabac était significative (OR ajusté,  $ORa=2,6$  ; intervalle de confiance à 95%,  $IC95\%: [1,8-3,8]$ ). De plus, les fumeurs fortement dépendants avaient moins souvent diminué leur consommation (4,7%) que les autres fumeurs (17,2% pour  $HSI=0-1$  et 11,4% pour  $HSI=2-3$ ).

L'interaction entre le vapotage et la dépendance tabagique était significative : le vapotage était plus fortement associé à une réduction de la consommation de tabac pour les fumeurs dépendants (HSI entre 2 et 6,

$ORa=3,2 [1,9-5,4]$ ) que pour ceux qui l'étaient peu ou pas du tout (HSI entre 0 et 1,  $ORa=1,9 [1,0-3,3]$ ).

##### Tentatives d'arrêt du tabac

Au suivi à 6 mois, les vapo-fumeurs en T0 avaient plus souvent essayé d'arrêter de fumer pendant au moins 24 heures au cours des 30 jours précédents (47,7%) que les fumeurs exclusifs (26,6%) ( $p < 0,001$ ). Ils avaient également plus souvent tenté d'arrêter de fumer pendant au moins 7 jours : 22,8% contre 10,9% ( $p < 0,001$ ). L'association entre l'utilisation de l'e-cigarette à T0 et les tentatives d'arrêt d'au moins 24 heures ou 7 jours à 6 mois était significative après ajustement ( $ORa=1,7 [1,3-2,4]$  et  $ORa=1,8 [1,2-2,6]$ ). Certaines caractéristiques sociodémographiques et de tabagisme étaient également liées aux tentatives d'arrêt à 6 mois : être un homme, avoir l'intention d'arrêter de fumer et avoir tenté de s'abstenir de fumer au cours des 30 jours précédents, avoir une dépendance tabagique faible.

L'interaction entre le vapotage et la dépendance était significative : le vapotage était associé à une tentative d'arrêt d'au moins 24 heures ou 7 jours seulement pour les fumeurs modérément ou fortement dépendants (respectivement  $ORa=2,2 [1,5-3,3]$  et  $ORa=2,2 [1,3-3,7]$ ).

Après ajustement, l'effet de l'e-cigarette ne différait pas selon l'utilisation, ou non, de TSN à T0 (interaction non significative).

##### Arrêt du tabac

En ce qui concerne l'arrêt du tabac à 6 mois, aucune différence significative n'a été observée entre les vapo-fumeurs et les fumeurs de tabac exclusifs à T0, pour les taux d'arrêt de 7 jours (12,5% contre 9,5%,  $p=0,18$ ) ou ceux de 30 jours (10,2% contre 8,5%,  $p=0,42$ ). Après ajustement sur les caractéristiques à T0, l'utilisation de l'e-cigarette n'était pas associée aux arrêts de 7 jours ( $ORa=1,2 [0,8-1,9]$ ) ou de 30 jours ( $OR=1,1 [0,7-1,8]$ ). Les caractéristiques liées de façon significative à l'arrêt du tabac d'au moins 7 jours étaient : être un homme, être âgé de 15 à 24 ans, avoir l'intention d'arrêter de fumer à T0 et avoir un faible niveau de dépendance tabagique. Aucune interaction significative n'a été trouvée avec le niveau de dépendance, ni avec l'utilisation de TSN à T0.

Parmi les vapoteurs (réguliers ou occasionnels, à T0 ou à 6 mois) qui avaient arrêté de fumer depuis au moins 7 jours à 6 mois, 44% ont indiqué que l'e-cigarette les y avait aidés. Plus les personnes étaient âgées, plus elles ont déclaré que l'e-cigarette les avait aidées à arrêter de fumer (69% chez les 50-85 ans, 52% chez les 25-49 ans et 22% chez les 15-24 ans,  $p=0,005$ ). Il n'y avait pas de différence significative selon toutes les autres caractéristiques présentées dans le tableau 1.

##### Analyses de sensibilité

Les associations entre le vapotage à T0 et les comportements de réduction ou d'arrêt du tabac à 6 mois demeurent inchangées lorsque l'utilisation d'une aide à l'arrêt du tabac à T0 est ajoutée dans les modélisations.

Tableau 1

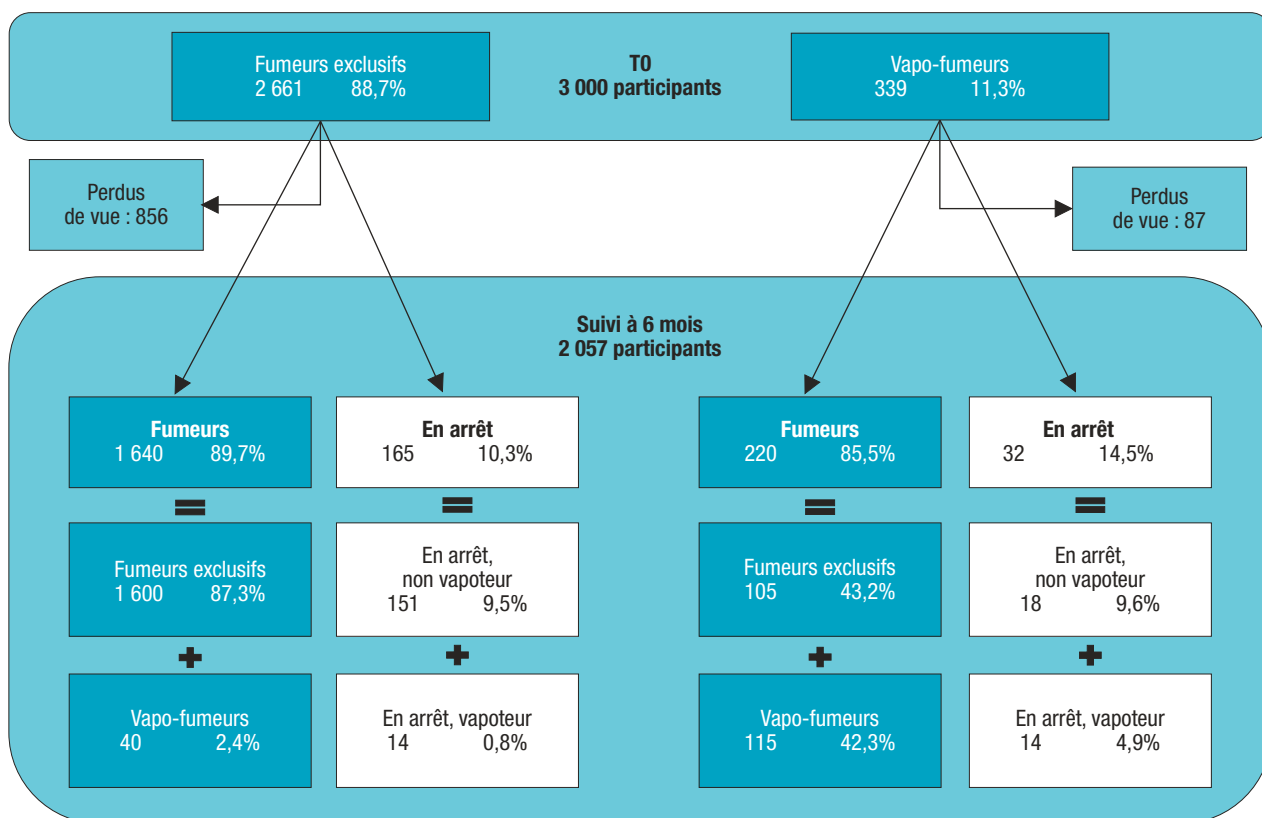
**Caractéristiques à T0 des répondants à 6 mois, selon l'utilisation ou non d'e-cigarettes à T0. France métropolitaine, septembre 2014 et mars 2015**

	Fumeurs exclusifs n=1 805	Vapo-fumeurs (fumeurs vapotant régulièrement) n=252	Total n=2 057	p-value*
	%	%	%	p
<b>Sexe</b>				0,0124
Hommes (n=1 147)	53,0	62,1	54,1	
Femmes (n=910)	47,1	37,9	45,9	
<b>Âge (ans)</b>				0,3555
15-24 (n=233)	17,8	19,9	18,1	
25-34 (n=436)	23,4	26,7	23,8	
35-49 (n=786)	35,6	29,5	34,8	
50-85 (n=602)	23,3	23,8	23,4	
<b>Niveau de diplôme</b>				0,0224
Inférieur au Baccalauréat (n=554)	25,9	30,0	26,4	
Baccalauréat (n=526)	26,8	32,7	27,5	
Supérieur au Baccalauréat (n=977)	47,3	37,4	46,1	
<b>Revenus par UC (terciles)</b>				0,0075
1 <sup>er</sup> tercile (faible) (n=497)	24,3	33,5	25,5	
2 <sup>e</sup> tercile (n=664)	32,5	31,5	32,4	
3 <sup>e</sup> tercile (élevé) (n=661)	30,4	27,7	30,0	
NSP/refus (n=235)	12,8	7,3	12,1	
<b>Statut professionnel</b>				0,9723
Travail (n=1 404)	66,9	67,2	66,9	
Chômage (n=182)	9,8	10,1	9,8	
Étudiants ou inactifs (n=471)	23,4	22,7	23,3	
<b>PCS</b>				0,4816
Agriculteurs, artisans, commerçants, chefs d'entreprise (n=106)	4,8	3,1	4,6	
Cadres et professions intellectuelles supérieures (n=284)	11,0	12,5	11,2	
Professions intermédiaires (n=408)	17,1	18,6	17,3	
Employés (n=774)	40,2	38,4	40,0	
Ouvriers (n=191)	9,0	11,8	9,3	
Sans activité professionnelle (n=294)	17,8	15,7	17,6	
<b>Taille de l'agglomération (nombre d'habitants)</b>				0,0996
<20 000 (n=833)	42,6	39,7	42,3	
20 000 à 100 000 (n=226)	12,6	18,7	13,4	
>100 000 (n=616)	28,9	26,3	28,6	
Agglomération parisienne (n=382)	15,9	15,3	15,8	
<b>Intention d'arrêter de fumer dans les 6 prochains mois</b>				<0,001
Non (n=1 140)	58,9	37,0	56,2	
Oui (n=917)	41,1	63,0	43,8	
<b>Tentatives d'arrêt d'au moins 24 heures dans les 30 derniers jours</b>				<0,001
Non (n=1 769)	88,4	68,4	85,9	
Oui (n=288)	11,6	31,6	14,1	
<b>Utilisation de TSN dans les 30 derniers jours</b>				<0,001
Non (n=1 881)	93,6	77,1	91,5	
Oui (n=176)	6,4	22,9	8,5	
<b>Dépendance tabagique : Heaviness of Smoking Index (HSI)</b>				0,0288
0-1 (n=901)	45,3	39,8	44,6	
2-3 (n=871)	41,1	50,3	42,3	
4-6 (n=285)	13,6	9,9	13,1	
<b>Nombre de cigarettes fumées par jour</b>				0,0692
0-10 (n=1 226)	60,7	69,1	61,8	
11-20 (n=678)	32,0	26,8	31,3	
Plus de 20 (n=153)	7,3	4,1	6,9	

\* Test de la différence entre fumeurs exclusifs et vapo-fumeurs.

UC : unité de consommation ; PCS : catégorie socioprofessionnelle ; TSN : traitement de substitution nicotinique.

## Diagramme de flux de l'étude. France métropolitaine, septembre 2014 et mars 2015



Note : Pour les données à 6 mois, sont présentés les nombres bruts et les pourcentages redressés.

Les associations entre le vapotage à T0 et tous les résultats à 6 mois sont inchangés :

- en supprimant ceux qui ont commencé à vapoter entre T0 et le suivi à 6 mois ;
- en gardant uniquement ceux qui avaient l'intention d'arrêter de fumer dans les 6 mois à T0 ;
- en supposant que les perdus de vue étaient fumeurs à 6 mois.

## Discussion

### Résultats principaux

À 6 mois, les fumeurs qui utilisaient des e-cigarettes régulièrement avaient fait plus de tentatives d'arrêt du tabac et avaient plus souvent réduit au moins de moitié le nombre de cigarettes qu'ils fumaient par jour. Cette association avec les tentatives d'arrêt n'est retrouvée que chez les fumeurs modérément ou fortement dépendants. D'autre part, concernant l'arrêt du tabac, il n'y avait pas de différence significative entre les fumeurs exclusifs et les vapo-fumeurs. Les résultats étaient les mêmes parmi les fumeurs qui déclaraient à T0 avoir l'intention d'arrêter de fumer dans les 6 mois. Ainsi, le vapotage régulier parmi les fumeurs pourrait avoir un effet seulement à court terme, encourageant les tentatives d'arrêt, mais pas l'arrêt du tabac sur le long terme. Cela peut être cohérent car en France, en 2014, près

de la moitié des vapoteurs ont utilisé l'e-cigarette pendant une courte durée (moins de 3 mois)<sup>1</sup>.

Réduire au moins de moitié le nombre de cigarettes par jour est associé au vapotage, mais les enquêtes en population générale ont montré que les vapo-fumeurs semblaient être des gros fumeurs avant l'utilisation de l'e-cigarette. En 2014, en France, les vapo-fumeurs fumaient environ 21 cigarettes par jour avant d'utiliser une e-cigarette, contre 11 parmi les fumeurs exclusifs<sup>1</sup>. Bien que la réduction de la consommation de tabac puisse diminuer les risques pour la santé qui y sont associés, fumer ne serait-ce que quelques cigarettes par jour maintient ces risques à un niveau extrêmement élevé<sup>13,14</sup>. Pour certains fumeurs, vapoter pourrait aller à l'encontre du processus d'arrêt du tabac et de son effet bénéfique sur la santé si, au lieu d'essayer d'arrêter complètement de fumer du tabac, certains vapo-fumeurs se contentaient de réduire leur consommation en considérant qu'il s'agit d'une réussite suffisante.

### Comparaison avec d'autres études

Les deux premiers essais contrôlés randomisés (ECR) publiés dans la littérature ont montré que les e-cigarettes étaient efficaces pour aider les fumeurs motivés à arrêter de fumer. Depuis ces publications, plusieurs études de cohortes en population générale ont apporté des conclusions différentes. Une étude de cohorte anglaise, effectuée selon la même méthodologie que la nôtre (panel en ligne), a montré

Tableau 2

Indicateurs à 6 mois : pourcentages selon les caractéristiques sociodémographiques et tabagiques initiales à T0 et odds ratios ajustés (régression logistique). France métropolitaine, septembre 2014 et mars 2015

Caractéristiques initiales à T0	Indicateurs à 6 mois																			
	Réduction d'au moins 50% du nombre de cigarettes fumées par jour n=1 860				Tentatives d'arrêt d'au moins 24 h au cours des 30 derniers jours n=1 921				Tentatives d'arrêt d'au moins 7 jours au cours des 30 derniers jours n=1 921				Arrêt du tabac d'au moins 7 jours n=2 057				Arrêt du tabac d'au moins 30 jours n=2 057			
	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%	%	ORa <sup>1</sup>	IC95%		
<b>Utilisation régulière de l'e-cigarette</b>	***			***			***			***			***			***				
Non	11,2	1		26,6	1		10,9	1		9,5	1		8,5	1						
Oui	25,9	2,6***	[1,8-3,8]	47,7	1,7***	[1,3-2,4]	22,8	1,8**	[1,2-2,6]	12,5	1,2	[0,8-1,9]	10,2	1,1	[0,7-1,8]					
<b>Sexe</b>				**			*			***			***							
Hommes	14,1	1		32,0	1		14,3	1		13,4	1		12,2	1						
Femmes	11,7	0,8	[0,6-1,1]	26,1	0,7**	[0,6-0,9]	10,3	0,6**	[0,5-0,9]	5,7	0,5***	[0,3-0,7]	4,6	0,5***	[0,3-0,7]					
<b>Âge (ans)</b>	***			*			*			***			***							
15-24	20,9	1		36,9	1		17,1	1		20,8	1		18,7	1						
25-34	13,9	0,7	[0,4-1,2]	30,3	0,8	[0,5-1,3]	13,5	0,9	[0,5-1,6]	9,1	0,5*	[0,3-0,9]	7,1	0,5**	[0,3-0,8]					
35-49	10,9	0,7	[0,4-1,2]	27,3	0,9	[0,6-1,3]	11,2	0,9	[0,6-1,6]	7,1	0,4**	[0,3-0,7]	6,7	0,5**	[0,3-0,8]					
50-85	10,1	0,6	[0,3-1,1]	25,5	0,9	[0,5-1,4]	9,8	0,9	[0,5-1,7]	6,2	0,5*	[0,3-0,8]	5,5	0,5*	[0,2-0,9]					
<b>Intention d'arrêter de fumer dans les 6 prochains mois</b>	***			***			***			*			*							
Non	10,3	1		21,0	1		8,9	1		8,3	1		7,5	1						
Oui	16,5	1,5**	[1,1-2,1]	40,0	1,7***	[1,4-2,2]	17,0	1,5*	[1,1-2,0]	11,8	1,7**	[1,2-2,3]	10,3	1,7**	[1,2-2,5]					
<b>Tentatives d'arrêt d'au moins 24 h dans les 30 derniers jours</b>	**			***			***			***			***							
Non	12,0	1		23,6	1		9,9	1		9,6	1		8,6	1						
Oui	18,6	1,2	[0,8-1,8]	63,5	4,5***	[3,3-6,0]	27,7	2,8***	[2,0-4,0]	11,3	1,0	[0,6-1,6]	9,5	1,0	[0,6-1,6]					
<b>Dépendance tabagique : Heaviness of Smoking Index (HSI)</b>	***			***			***			*			*							
0-1	17,2	1		34,9	1		15,8	1		12,2	1		11,0	1						
2-3	11,4	0,6***	[0,4-0,8]	28,5	0,6***	[0,5-0,8]	11,7	0,6***	[0,4-0,8]	8,8	0,7*	[0,5-1,0]	7,5	0,6**	[0,4-0,9]					
4-6	4,7	0,2***	[0,1-0,5]	12,9	0,3***	[0,2-0,5]	3,6	0,3***	[0,1-0,5]	5,2	0,4**	[0,2-0,7]	5,0	0,3**	[0,2-0,7]					

ORa : odds ratios ajustés ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

\*\*\* : p<0.001 ; \*\* : p<0.01 ; \* : p<0.05.

<sup>1</sup> Ajustés sur chacune des variables du tableau et le niveau de diplôme, le revenu, le statut professionnel, la catégorie socioprofessionnelle et la taille de l'agglomération.

que l'utilisation d'e-cigarettes par les fumeurs était associée à un nombre plus élevé de tentatives d'arrêt et à une plus grande probabilité de réduire de moitié la consommation de tabac à un an. Cependant, en ce qui concerne l'arrêt du tabac, les vapo-fumeurs sont aussi nombreux que les fumeurs exclusifs à avoir arrêté de fumer<sup>15,16</sup>. Deux études américaines ont montré que l'utilisation d'e-cigarettes, en plus du tabac, n'était pas liée à une différence d'arrêt du tabac à un an<sup>17,18</sup>. Enfin, une étude de cohorte italienne a également montré que le vapotage en plus du tabac ne permettait pas d'arrêter plus souvent de fumer, mais que les vapoteurs exclusifs (ne consommant plus de tabac) étaient plus susceptibles de rester non-fumeurs à un an<sup>19</sup>.

Nos résultats sont cohérents avec ceux d'autres études de cohorte. Les participants étaient des fumeurs de la population générale et n'étaient pas recrutés en fonction de leur motivation à arrêter de fumer. Ce type d'étude est différent des ECR, dans lesquels l'e-cigarette est fournie gratuitement et présentée et perçue comme un outil pour arrêter de fumer. Une autre différence majeure est que les ECR recrutent des fumeurs qui veulent arrêter de fumer, ce qui n'est pas le cas dans les études en population générale. Cela peut expliquer les différences de résultats entre les deux types d'études<sup>10</sup>. L'analyse des fumeurs qui ne sont pas motivés pour arrêter de fumer dans un avenir proche est intéressante, car ils représentent une grande proportion de fumeurs (72,7% ne voulaient pas arrêter de fumer au cours des six prochains mois en 2014 en France<sup>20</sup>) que les acteurs de la prévention souhaiteraient inciter à faire une tentative d'arrêt. Les TSN peuvent être efficaces pour favoriser l'arrêt du tabagisme chez les fumeurs non motivés<sup>21</sup>; si les cigarettes électroniques étaient également efficaces, elles pourraient jouer un rôle important dans les politiques de lutte contre le tabagisme, étant *a priori* plus attrayantes pour les fumeurs que les TSN.

### Forces et limites

Le design longitudinal de cette étude nous a permis d'évaluer les changements d'attitude en lien avec l'utilisation d'e-cigarettes, ce qui n'est pas réalisable dans le cadre d'une étude transversale. De plus, les analyses effectuées ont été ajustées en fonction des variables socioéconomiques et du comportement tabagique de départ, recueillis lors de la première interrogation : les biais de confusion étaient donc limités.

En ce qui concerne les limites de l'étude, une relation causale ne peut être démontrée avec une enquête longitudinale de ce type, seule une corrélation entre deux événements peut être observée. De plus, un biais de sélection ne peut pas être exclu avec la méthode d'échantillonnage utilisée (par quotas). La proportion de fumeurs qui voulaient arrêter de fumer était légèrement plus élevée dans notre étude que parmi les fumeurs de la population française (63,2% contre 56,2%). À noter également que les personnes ayant un diplôme inférieur au baccalauréat étaient sous-représentées parmi les répondants

au suivi à 6 mois : seulement 26% avaient un diplôme inférieur au baccalauréat contre 65% parmi les fumeurs français.

Les vapo-fumeurs étaient plus susceptibles d'avoir fait des tentatives d'arrêt du tabac dans les 30 jours précédant la première interrogation que les fumeurs exclusifs. Ainsi, ils pourraient être dans une situation d'échec, n'ayant pas réussi à arrêter de fumer. Mais ce biais potentiel de confusion a été contrôlé en ajoutant les tentatives d'arrêt passées dans les modèles.

En outre, un suivi de six mois peut être insuffisant pour observer et mesurer les trajectoires complexes d'utilisation des e-cigarettes et leur interaction avec le tabagisme. Ceux qui ont réduit leur consommation de tabac à 6 mois peuvent ensuite avoir arrêté de fumer. Un suivi d'un an pourrait donc mieux mesurer l'évolution de la consommation et l'arrêt du tabac à long terme.

Concernant le score HSI, son résultat pour mesurer la dépendance nicotinique des vapo-fumeurs peut être biaisé. Le vapotage peut retarder l'heure de la première cigarette et peut diminuer le nombre de cigarettes fumées par jour sans que la dépendance nicotinique soit affectée. Il n'existe cependant pas à l'heure actuelle d'autre test validé pour mesurer la dépendance nicotinique parmi les vapo-fumeurs.

Enfin, étant donné que cette étude est une analyse secondaire de données qui n'ont pas été initialement recueillies pour étudier l'effet des e-cigarettes, le nombre de vapoteurs est limité. La détection d'une différence significative, en ce qui concerne l'arrêt du tabac, avec un échantillon plus important ne peut pas être exclue.

### Implication pour la prévention

Les résultats de l'étude sont en cohérence avec les recommandations faites par le Haut Conseil de la santé publique en février 2016<sup>4</sup>. Basés sur celles-ci, les messages et recommandations diffusés par Santé publique France, l'agence nationale de santé publique, concernant la place de l'e-cigarette dans l'arrêt du tabac restent d'actualité. Le site Internet Tabac info service (<http://www.tabac-info-service.fr>) précise ainsi que « *l'e-cigarette peut constituer une aide pour arrêter ou réduire sa consommation de tabac. [...] Cependant, l'arrêt complet doit rester votre objectif car, même quand on fume peu, les risques pour la santé sont importants* ».

### Conclusion

La propagation rapide des cigarettes électroniques dans les sociétés occidentales offre un grand espoir aux professionnels de santé ainsi qu'aux acteurs de la lutte antitabac et de l'aide à l'arrêt du tabac. Ces produits pourraient représenter un atout majeur en santé publique si leur efficacité pour arrêter de fumer et leur sécurité étaient prouvées. Les études expérimentales et observationnelles rigoureuses étant rares, il est important que la recherche s'intensifie dans ce domaine. ■



## Références

- [1] Andler R, Guignard R, Wilquin JL, Beck F, Richard JB, Nguyen-Thanh V. Electronic cigarette use in France in 2014. *Int J Public Health*. 2016;61(2):159-65.
- [2] World Health Organization. Electronic nicotine delivery systems. Conference of the parties to the WHO Framework Convention on Tobacco Control. Geneva: WHO; 2014. 13 p. [http://apps.who.int/gb/fctc/PDF/cop6/FCTC\\_COP6\\_10-en.pdf](http://apps.who.int/gb/fctc/PDF/cop6/FCTC_COP6_10-en.pdf)
- [3] McNeill A, Brose LS, Calder R, Hitchman SC, Hajek P, McRobbie H. E-cigarettes: an evidence update. A report commissioned by Public Health England. London: Public Health England; 2015. 113 p. <https://www.gov.uk/government/publications/e-cigarettes-an-evidence-update>
- [4] Haut Conseil de la santé publique. Avis relatif aux bénéfices-risques de la cigarette électronique ou e-cigarette étendus en population générale. Paris: HCSP; 2016. 12 p. <http://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=419>
- [5] Hartmann-Boyce J, McRobbie H, Bullen C, Begh R, Stead LF, Hajek P. Electronic cigarettes for smoking cessation. *Cochrane Database Syst Rev*. 2016;9:CD010216.
- [6] Bullen C, Howe C, Laugesen M, McRobbie H, Parag V, Williman J, *et al*. Electronic cigarettes for smoking cessation: a randomised controlled trial. *Lancet*. 2013;382(9905):1629-37.
- [7] Caponnetto P, Campagna D, Cibella F, Morjaria JB, Caruso M, Russo C, *et al*. Efficacy and Safety of an eElectronic cigarette (ECLAT) as tobacco cigarettes substitute: a prospective 12-month randomized control design study. *PLoS One*. 2013;8(6):e66317.
- [8] Shahab L, Goniewicz ML, Blount BC, Brown J, McNeill A, Alwis KU, *et al*. Nicotine, carcinogen, and toxin exposure in long-term e-cigarette and nicotine replacement therapy users: A cross-sectional study. *Ann Intern Med*. 2017;166(6):390-400.
- [9] Malas M, van der Tempel J, Schwartz R, Minichiello A, Lightfoot C, Noormohamed A, *et al*. Electronic cigarettes for smoking cessation: A Systematic review. *Nicotine Tob Res*. 2016;18(10):1926-36.
- [10] Kalkhoran S, Glantz SA. E-cigarettes and smoking cessation in real-world and clinical settings: a systematic review and meta-analysis. *Lancet Respir Med*. 2016;4(2):116-28.
- [11] Guignard R, Wilquin JL, Richard JB, Beck F. Tobacco smoking surveillance: is quota sampling an efficient tool for monitoring national trends? A comparison with a random cross-sectional survey. *PLoS One*. 2013;8(10):e78372.
- [12] Heatherton TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Rickert W, Robinson J. Measuring the heaviness of smoking: using self-reported time to the first cigarette of the day and number of cigarettes smoked per day. *Br J Addict*. 1989;84(7):791-9.
- [13] Lee PN. The effect of reducing the number of cigarettes smoked on risk of lung cancer, COPD, cardiovascular disease and FEV(1)--a review. *Regul Toxicol Pharmacol*. 2013;67(3):372-81.
- [14] Stead LF, Lancaster T. Interventions to reduce harm from continued tobacco use. *Cochrane Database Syst Rev*. 2007;(3):CD005231.
- [15] Brose LS, Hitchman SC, Brown J, West R, McNeill A. Is the use of electronic cigarettes while smoking associated with smoking cessation attempts, cessation and reduced cigarette consumption? A survey with a 1-year follow-up. *Addiction*. 2015;110(7):1160-8.
- [16] Hitchman SC, Brose LS, Brown J, Robson D, McNeill A. Associations between e-cigarette type, frequency of use, and quitting smoking: Findings from a longitudinal online panel survey in Great Britain. *Nicotine Tob Res*. 2015;17(10):1187-94.
- [17] Pearson JL, Stanton CA, Cha S, Niaura RS, Luta G, Graham AL. E-Cigarettes and Smoking Cessation: Insights and Cautions From a Secondary Analysis of Data From a Study of Online Treatment-Seeking Smokers. *Nicotine Tob Res*. 2015;17(10):1219-27.
- [18] Grana R, Benowitz N, Glantz SA. E-cigarettes: a scientific review. *Circulation*. 2014;129(19):1972-86.
- [19] Manzoli L, Flacco ME, Fiore M, La Vecchia C, Marzuillo C, Gualano MR, *et al*. Electronic cigarettes efficacy and safety at 12 months: Cohort Study. *PLoS One*. 2015;10(6):e0129443.
- [20] Guignard R, Beck F, Richard JB, Lermenier A, Nguyen-Thanh V. La consommation de tabac en France en 2014 : caractéristiques et évolutions récentes. *Évolutions*. 2015;31:1-6. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1623.pdf>
- [21] Carpenter MJ, Hughes JR, Solomon LJ, Callas PW. Both smoking reduction with nicotine replacement therapy and motivational advice increase future cessation among smokers unmotivated to quit. *J Consult Clin Psychol*. 2004;72(3):371-81.

## Citer cet article

Pasquereau A, Guignard R, Andler R, Nguyen-Thanh V. Cigarettes électroniques, tentatives d'arrêt et arrêt du tabac : suivi à 6 mois. *Bull Epidemiol Hebd*. 2017;(26):559-67. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/26/2017\\_26\\_2.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/26/2017_26_2.html)