

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Impacts de la chaleur et du froid
sur la mortalité totale en France entre
2000 et 2010
// Impact of heat and cold on total mortality
in France between 2000 and 2010p. **634**

Magali Corso et coll.

Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

Recours aux soins palliatifs hospitaliers
des personnes décédées en 2013 en France
selon leurs caractéristiques et pathologies
// Use of hospital palliative care of people
deceased in 2013 in France, based on
their characteristics and pathologiesp. **641**

Claire Poulalhon et coll.

*Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés
(CnamTS), Paris, France*

ARTICLE // Article

Surveillance de la bronchiolite en France,
saison 2016-2017
// Bronchiolitis surveillance in France,
season 2016-17p. **650**
Équipes de surveillance de la bronchiolite

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
Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messaï
Secrétaire de rédaction : Farida Mihoub
Comité de rédaction : Juliette Bloch, Anses ; Sandrine Danet, HCAAM ; Cécile Durand/Damien Moully, 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

IMPACTS DE LA CHALEUR ET DU FROID SUR LA MORTALITÉ TOTALE EN FRANCE ENTRE 2000 ET 2010

// IMPACT OF HEAT AND COLD ON TOTAL MORTALITY IN FRANCE BETWEEN 2000 AND 2010

Magali Corso (magali.corso@santepubliquefrance.fr), Mathilde Pascal, Vèrène Wagner

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Soumis le 27.09.2017 // Date of submission: 09.27.2017

Résumé // Abstract

Contexte – Nous présentons une analyse des impacts de la chaleur et du froid sur la mortalité totale dans 18 zones de France métropolitaine entre 2000 et 2010.

Méthodes – Des modèles non linéaires à retards distribués, liant percentiles de température et mortalité, ont été construits dans chaque zone, puis combinés par une méta-analyse. Ces modèles ont permis d'estimer le nombre de décès attribuables à la chaleur et au froid. Une méta-régression considérant des variables environnementales, démographiques et socioéconomiques a également été réalisée.

Résultats – Les fortes chaleurs (> percentile 95) ont un effet marqué sur la mortalité, avec une augmentation immédiate et rapide. Le froid a un effet dès des températures douces (< percentile 25), avec une augmentation progressive et persistant jusqu'à 21 jours après l'exposition.

Sur l'ensemble des 18 zones étudiées entre 2000 et 2010, le froid a été responsable de 3,9% (IC95%: [3,2-4,6]) de la mortalité (impact sur 0-21 jours) et la chaleur de 1,2% [1,1-1,2] (impact sur 0-3 jours).

Conclusions – Ces résultats mettent en avant la forte non-linéarité de la relation entre température et mortalité, ainsi que la dissymétrie de réponse entre le froid et le chaud, qui doit être intégrée dans la construction de la prévention.

Context – We present an analysis of the impacts of heat and cold on the total mortality in 18 areas in France between 2000 and 2010.

Methods – A distributed lag non-linear generalized model using a quasi-Poisson distribution and controlling for classical confounding factors was built in each zone. These models were used to estimate the number of deaths attributable to heat and cold. We conducted a meta-regression taking into account environmental, demographic and socioeconomic variables.

Results – High temperatures (> percentiles 95) have a large impact on mortality, with an immediate and fast increase. Cold has an impact at moderate temperatures (< percentiles 25), with a progressive increase in mortality remaining up to 21 days after exposure.

Out of all the study areas between 2000 and 2010, 3.9% (95%CI: [3.2-4.6]) of the total mortality was attributed to cold (impact on 0-21 days) and 1.2% [1.1-1.2] to heat (impact on 0-3 days).

Conclusions – These results highlight the strong non-linearity of the relationship between the temperature and mortality, as well as the asymmetry between cold and heat, which has to be taken into account in terms of prevention.

Mots-clés : Température, Mortalité, Séries temporelles, Vague de chaleur, Vague de froid

// **Keywords**: Temperature, Mortality, Times series, Heat wave, Cold spells

Introduction

Si, en France, les effets sanitaires des vagues de chaleur, et particulièrement de celles de 2003¹ et 2006², sont bien décrits, il existe peu d'études quantifiant les effets de toute la gamme des températures sur la mortalité. La littérature montre une relation non-linéaire entre la température et la mortalité, y compris en dehors des épisodes de chaleur ou de froid extrêmes^{3,4}. En Espagne par exemple, il a été estimé que 40% des décès tous âges attribuables à la chaleur survenaient en dehors des vagues de chaleur⁵.

De nombreuses études menées dans différents pays mettent en évidence que l'impact sanitaire de la température est très variable dans le temps et l'espace. Le contexte climatique local semble conditionner la capacité d'adaptation physiologique, culturelle et sociale à la chaleur et au froid^{6,7}.

L'effet de la température sur la mortalité est également susceptible d'évoluer relativement rapidement, en lien avec les mesures d'adaptation mise en place (par exemple le Plan national canicule), mais aussi avec l'évolution constatée des températures (changement climatique). Dans ce contexte, il est important d'acquies

des connaissances épidémiologiques prenant en compte la diversité des climats sur le sol français.

L'objectif de cette étude était d'étudier la relation entre la température et la mortalité totale et de réaliser une estimation comparée des impacts de la chaleur et du froid dans 18 zones métropolitaines françaises entre 2000 et 2010.

Méthodes

Période et zones d'études

L'étude a été menée, pour la période 2000-2010, sur 18 zones métropolitaines françaises sélectionnées selon des critères de taille (population suffisante pour assurer la puissance statistique adéquate), de disponibilité des données environnementales et de diversité climatique : Bordeaux, Clermont-Ferrand, Dijon, Grenoble, Le Havre, Lens-Douai, Lille, Lyon, Marseille, Montpellier, Nancy, Nantes, Nice, Paris, Rennes, Rouen, Strasbourg, Toulouse.

Données

Nous avons utilisé la température moyenne journalière (moyenne de la température minimale et de la température maximale) pour étudier la relation entre la température et la mortalité. Une recherche préalable dans la littérature avait en effet montré qu'il n'existe pas d'indicateur météorologique préférentiel pour étudier cette relation, ce qui a été confirmé par une analyse test sur Paris⁸. Le type de climat et les données de températures moyennes journalières pour une station de référence de chaque zone ont été recueillis auprès de Météo France.

L'analyse a porté sur la mortalité totale, toutes les causes de décès étant susceptibles d'être impactées par la température. Les données de mortalité totale tous âges (codées selon la Classification internationale des maladies – 10^e révision : A00-Y89) ont été obtenues auprès du Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm).

Les concentrations quotidiennes de PM₁₀⁽¹⁾ et d'ozone ont été recueillies auprès des associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA) pour les stations urbaines (pour les PM₁₀ et l'ozone) et péri-urbaines (pour l'ozone) des zones d'étude.

Pour chaque zone, la population totale et celle des personnes âgées de 75 ans et plus, ainsi que la densité de population ont été obtenues auprès de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) pour 1999, 2006 et 2010. La fraction des ménages non-imposables de 2004 a été extraite du site Internet de la Direction générale des impôts, et celle de 2006 et 2010 de l'Insee.

Analyses statistiques

La méthode statistique utilisée dans chaque zone pour étudier la relation température-mortalité est une analyse en séries temporelles qui s'appuie sur des

modèles linéaires généralisés (avec une distribution quasi-poissonnienne de la mortalité pour ajuster une éventuelle sur-dispersion des données). Ces modèles prennent en compte les facteurs de confusion potentiels suivants : la tendance à long terme, les variations saisonnières, le jour de la semaine, les jours fériés et la pollution (PM₁₀ et ozone). L'association avec la température est estimée à l'aide de termes non-linéaires à retards distribués⁹, ce qui permet de prendre en compte la non-linéarité dans la relation température-mortalité et les possibles effets retardés au cours du temps. La période des retards étudiée est fixée à 21 jours. L'association dans la dimension des températures est estimée à l'aide d'une B-spline quadratique avec trois nœuds internes placés aux percentiles 1, 60 et 99 de la distribution des températures. Le choix du nombre et de la position des nœuds a été fait à l'aide du critère d'Akaike. L'association dans la dimension des retards est prise en compte à l'aide d'une *natural spline* avec deux nœuds internes équidistants dans l'échelle log.

Dans chaque zone, les résultats peuvent ainsi s'analyser en décrivant la dynamique temporelle sur 21 jours de l'impact d'une température donnée. Des risques relatifs (RR) par retard ont été calculés pour différents percentiles. Ils sont présentés ici pour les percentiles différenciant le froid extrême du très grand et du grand froid (percentiles 0,1, 1 et 5) et les fortes chaleurs des très fortes chaleurs et des chaleurs extrêmes (percentiles 95, 99 et 99,9), en estimant l'augmentation du risque de décès à ces températures par rapport à une température médiane (percentile 50).

Une association cumulée a également été établie en cumulant les RR sur plusieurs retards. Les estimations spécifiques à chaque ville ont ensuite été combinées en utilisant un modèle à effet aléatoire selon la méthodologie décrite par Gasparri et coll.^{10,11}.

Une méta-régression sur de possibles effets modificateurs a ensuite été effectuée pour rechercher des explications possibles des différences observées entre zones. Les effets modificateurs testés ont été sélectionnés à partir d'une revue de la littérature et représentent des caractéristiques de la population (densité de population, pourcentage de personnes âgées de 75 ans et plus), de la situation socioéconomique (pourcentage des ménages non-imposables) et de son environnement (température moyenne annuelle, type de climat, coordonnées géographiques). Ces effets ont été testés avec un test de Wald et l'hétérogénéité résiduelle a été mesurée par la statistique I² de Higgings.

Une association température-mortalité recentrée a enfin été dérivée pour chaque zone^{11,12}. Cette méthode permet d'obtenir des associations robustes pour chaque ville, car établies à partir d'une méta-analyse, tout en prenant en compte les spécificités des zones d'études. Ces associations température-mortalité recentrées ont permis de déterminer, pour chaque zone, les percentiles de température pour lesquels la mortalité est minimale (ces résultats sont présentés

⁽¹⁾ Particules en suspension de diamètre aérodynamique inférieur à 10 microns.

dans le rapport d'étude¹³), puis de calculer, selon la méthodologie développée par Gasparrini et coll.¹⁴, les nombres de décès attribuables à la chaleur et au froid, correspondant respectivement aux températures supérieures au percentile de température pour lequel la mortalité est minimale et aux températures inférieures à ce percentile.

Les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel R (version 3.0.1) en utilisant les *packages* *dlnm* et *mvmeta*.

Résultats

Analyses descriptives

Population

Les 18 zones d'étude rassemblent 15 596 239 habitants, dont 43% vivant dans la zone de Paris. Les zones de Lille, Lyon et Marseille représentent chacune environ 7% de la population totale de l'étude, les autres zones comptant pour moins de 5% chacune (tableau 1). La part des personnes âgées de 75 ans et plus est similaire dans l'ensemble des zones, entre 7 et 10%, à l'exception de celle de Nice où cette proportion atteint 12%.

Environ 45% des foyers sont non-imposables. Cette proportion varie de 38% (Paris) à 61% (Lens-Douai).

Température

La France métropolitaine a un climat varié. Les zones retenues illustrent cette diversité avec six zones

en climat semi-continentale, cinq en climat océanique, quatre en climat océanique altéré et trois en climat méditerranéen (tableau 1). Toutefois, la majorité de la population d'étude (59%) vit dans les zones de climat océanique altéré.

Sur la période étudiée, les températures annuelles moyennes variaient de 10,5°C à Nancy à 16,1°C à Nice. Aucune température moyenne négative n'était observée à Nice, tandis que 5% des journées présentaient des températures inférieures à -1°C à Dijon, Nancy ou Strasbourg.

Dans certaines zones, des températures très inhabituelles ont été observées sur la période, où le maximum de la température moyenne observée était supérieur de plus de 2°C au percentile P99,9 de la distribution de température (respectivement pour le minimum de la température moyenne et le percentile 0,1). Par exemple, à Rennes, une différence de 4,6°C était observée entre le maximum de la température moyenne journalière (31,8°C) et le P99,9 (27,2°C), et à Grenoble une différence de 4,2°C entre le minimum de la température moyenne journalière (-10,1°C) et le P0,1 (-5,9°C).

Analyses statistiques

Relation température-mortalité

La figure 1 présente les RR cumulés sur 21 jours qui sont issus de la méta-analyse (référence : P50). Il apparaît que les températures très chaudes (>P99) ont un impact très marqué, et les températures

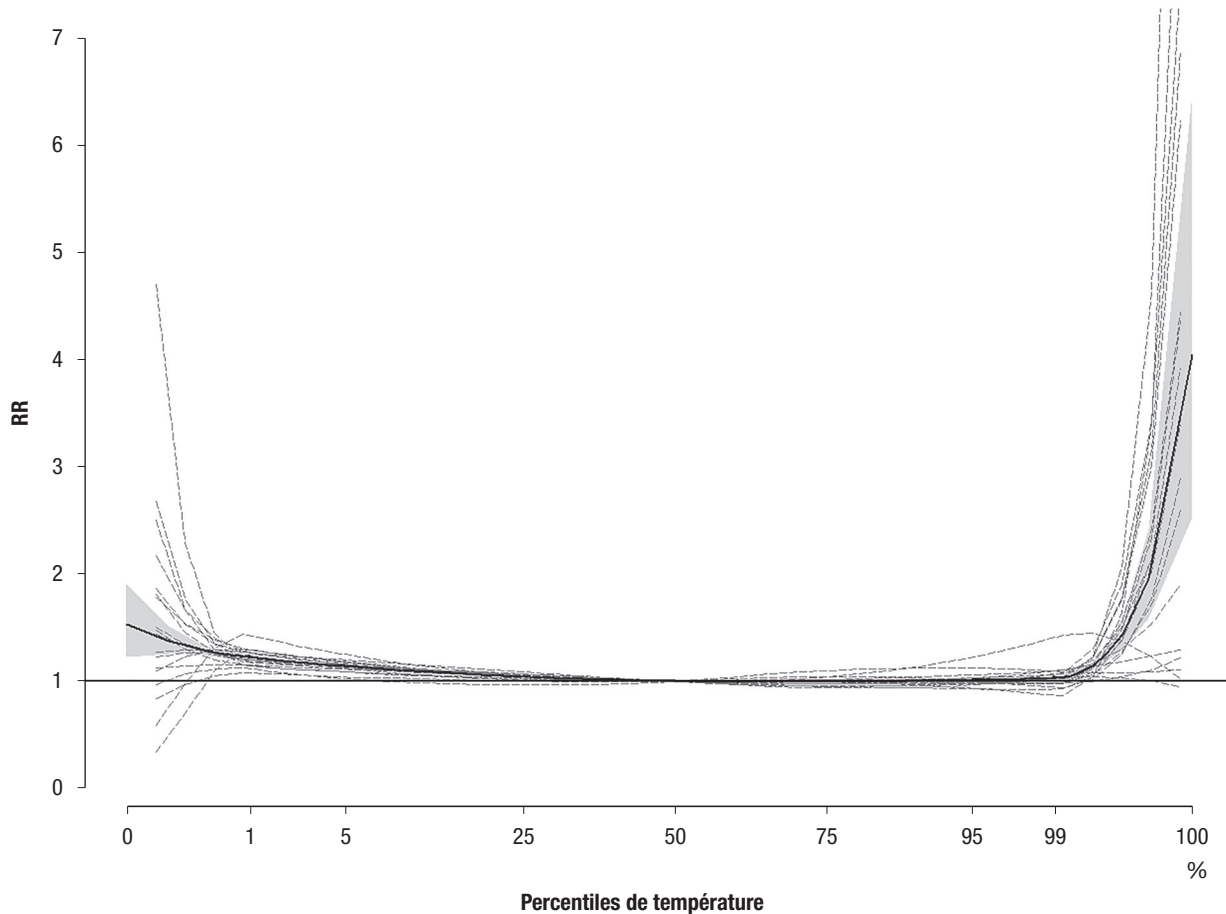
Tableau 1

Type de climat, population, mortalité toutes causes et percentiles (P) des températures moyennes par zone urbaine, France métropolitaine, 2000-2010

Type de climat	Zone	Population (recensement 2010)	Nombre de décès moyen journalier sur la période (min ; max)	Température journalière moyenne (°C)						
				Min	P0,1	P1	P50	P99	P99,9	Max
Méditerranéen	Marseille	970 751	24 (9 ; 48)	- 2,0	- 1,5	0,7	15,5	28,3	29,9	31,6
	Montpellier	390 962	7 (0 ; 20)	- 2,5	- 0,9	0,9	15,3	27,8	29,7	30,9
	Nice	435 428	13 (1 ; 36)	1,3	3,1	5,2	16,0	27,4	30,2	31,4
Océanique	Bordeaux	651 902	13 (2 ; 41)	- 4,9	- 3,6	- 1,2	13,8	27,0	30,5	31,3
	Le Havre	238 795	6 (0 ; 17)	- 4,6	- 2,8	- 0,6	11,6	22,8	26,5	29,3
	Nantes	601 460	11 (1 ; 39)	- 4,6	- 3,1	- 0,9	12,6	25,0	28,9	31,3
	Rennes	240 769	4 (0 ; 14)	- 4,2	- 3,3	- 0,8	12,4	24,2	27,2	31,8
	Rouen	447 009	10 (1 ; 31)	- 6,7	- 5,8	- 2,7	10,8	23,1	27,2	29,3
Océanique altéré	Lens-Douai	328 068	9 (0 ; 22)	- 7,0	- 6,1	- 2,6	11,3	24,1	27,1	28,0
	Lille	1 112 470	23 (8 ; 48)	- 7,0	- 6,1	- 2,6	11,3	24,1	27,1	28,0
	Paris	6 666 103	113 (70 ; 876)	- 5,4	- 3,8	- 1,1	12,6	26,2	30,5	32,4
	Toulouse	764 268	12 (1 ; 34)	- 4,4	- 3,8	- 1,5	13,6	27,5	30,8	31,8
Semi-continentale	Clermont-Ferrand	227 151	5 (0 ; 16)	- 8,7	- 7,9	- 3,9	12,3	26,0	29,3	30,3
	Dijon	237 117	5 (0 ; 16)	- 8,4	- 6,8	- 4,4	11,6	25,7	29,8	31,1
	Grenoble	472 741	8 (0 ; 20)	- 10,1	- 5,9	- 3,3	12,7	26,2	28,1	29,0
	Lyon	1 038 916	19 (4 ; 82)	- 6,7	- 5,9	- 3,3	13,1	28,0	31,2	31,9
	Nancy	331 903	7 (0 ; 25)	- 10,5	- 8,0	- 5,1	11,2	24,6	28,3	29,1
	Strasbourg	440 426	9 (1 ; 23)	- 11,6	- 9,3	- 5,0	11,4	25,3	28,0	28,9

Figure 1

Risques relatifs (RR) de décès cumulés sur 21 jours, associés aux percentiles des températures, France métropolitaine, 2000-2010



Ligne noire: estimation issue de la méta-analyse (zone grisée : intervalle de confiance à 95%) ; lignes en pointillés : RR spécifiques à chaque zone. Référence : percentiles 50 de la distribution des températures. I² de Higgings : 60%.

froides un impact plus faible mais observé dès les températures douces (<P25).

Effets de la chaleur extrême sur la santé

Après une exposition aux températures extrêmement chaudes (P99,9), on observe une augmentation de la mortalité d'environ 95%, cumulée sur 21 jours, par rapport à la mortalité attendue quand la température est habituelle (P50) (RR issu de la méta-analyse combiné sur 21 jours de 1,96, IC95%: [1,59-2,42]) (tableau 2). Cette augmentation de la mortalité est très rapide et maintenue durant les huit premiers jours après l'exposition (figure 2d). Cependant, l'impact se concentre principalement sur les trois premiers jours suivant l'exposition. En effet, la mortalité cumulée sur cette période est 1,8 fois plus importante que la mortalité observée pour une température médiane (RR : 1,79 [1,61-2,01]) (tableau 2).

Aux températures très chaudes (P99), l'impact très fort dans les trois premiers jours se maintient, suivi d'une sous-mortalité compatible avec l'hypothèse d'un effet moisson (hypothèse selon laquelle des événements inhabituels tels que les fortes chaleurs affectent prioritairement les individus les plus fragilisés qui seraient décédés dans les semaines ou les mois suivants). Ceci a pour conséquence un RR

cumulé sur les trois premiers jours plus grand que le RR cumulé sur les 21 jours (1,18 vs 1,03) (tableau 2). Cet effet moisson est observé aux P99 (figure 2c) mais n'est pas retrouvé lors d'une exposition à des températures extrêmement chaudes (P99,9) (figure 2d).

Effets du froid extrême sur la santé

Les effets des températures froides ont un profil très différent. L'impact du froid n'est pas immédiat. Il débute à partir du deuxième jour après l'exposition et persiste sur au moins 21 jours.

Pour les températures extrêmement froides, le RR cumulé sur 21 jours est de 1,38 [1,26-1,51] (P0,1 vs P50), soit une augmentation de 38% de la mortalité par rapport à la mortalité attendue quand la température est égale à la médiane (P50).

Méta-régression

La recherche de facteurs pouvant expliquer les différences entre les villes a été limitée à cause du faible ratio d'hétérogénéité observée dans la méta-analyse. Une hétérogénéité suffisante a été observée uniquement pour l'association générale et pour les températures extrêmement chaudes (P99,9) (I² de Higgings=85%). Seules la densité

Tableau 2

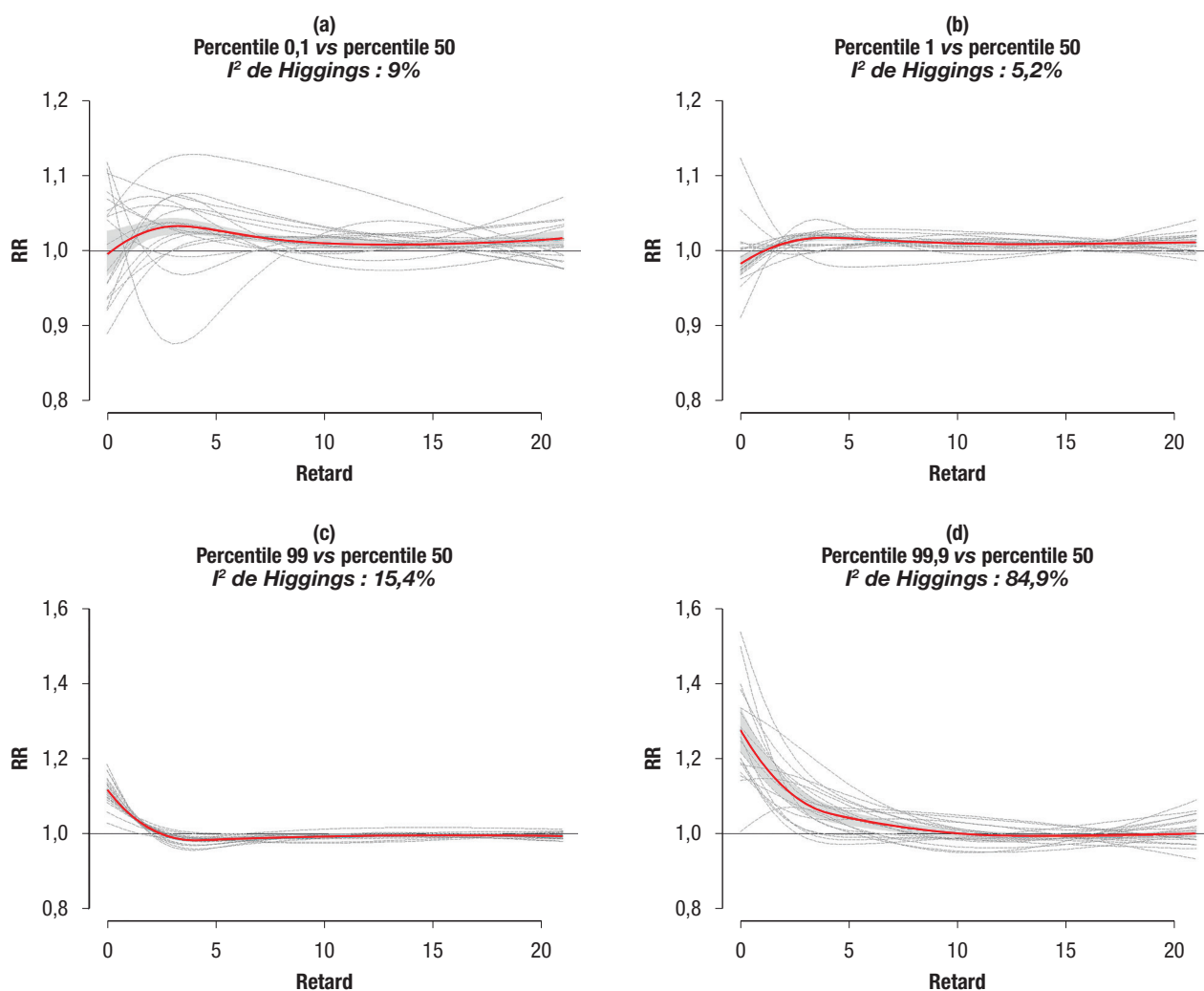
Risques relatifs de décès combinés cumulés sur 21 jours et sur 3 jours à différents percentiles (P) de la distribution des températures (référence P50), France métropolitaine, 2000-2010

	RR cumulés [IC95%] sur 0-21 jours	RR cumulés [IC95%] sur 0-3 jours
P0,1 vs P50	1,38 [1,26-1,51]	1,08 [1,04-1,13]
P1 vs P50	1,22 [1,20-1,26]	1,01 [0,99-1,03]
P5 vs P50	1,14 [1,12-1,17]	1,00 [0,99-1,01]
P95 vs P50	1,01 [0,99-1,03]	1,10 [1,09-1,12]
P99 vs P50	1,03 [0,99-1,06]	1,18 [1,16-1,20]
P99,9 vs P50	1,96 [1,59-2,42]	1,79 [1,61-2,01]

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Figure 2

Risques relatifs (RR) de décès par retards pour les percentiles 0,1 (a), 1 (b), 99 (c) et 99,9 (d) par rapport au percentile 50 de distribution des températures moyennes, France métropolitaine, 2000-2010



Ligne rouge : RR issu de la méta-analyse (zone grisée : intervalle de confiance à 95%) ; lignes en pointillés : RR spécifiques à chaque zone.

de population et la fraction de foyers non-imposables influencent la relation générale exposition-risque. Ces deux facteurs influencent également fortement l'association au P99,9 (tableau 3). L'influence de la température est plus forte dans les villes avec moins de foyers non-imposables et avec une densité de population plus élevée.

Mortalité attribuable aux températures

Pour le froid, l'impact sur la mortalité est pris en compte sur les 21 jours suivant l'exposition. Pour la chaleur, les résultats présentent à la fois l'impact sur les trois premiers jours suivant l'exposition et l'impact sur les 21 jours suivant l'exposition, ce qui permet de distinguer l'effet moisson.

Tableau 3

Résultats de la méta-régression : facteurs influençant la relation température-mortalité pour l'association au percentile (P) 99,9, France métropolitaine, 2000-2010

	Association au percentile 99,9		
	I ² de Higgings	RR [IC95%] au P99,9 de la distribution des températures prédit pour les P25 et au P75 de la distribution des différents facteurs étudiés	Test de Wald (p-value)
% de la population âgée de 75 ans et plus	83,9	Au P25 : 1,89 [1,49-2,39] Au P75 : 2,00 [1,61-2,47]	0,023
% de foyers non-imposables	67,4	Au P25 : 2,34 [1,97-2,88] Au P75 : 1,75 [1,47-2,01]	0,014
Densité de population	66,2	Au P25 : 1,74 [1,45-2,09] Au P75 : 1,95 [1,66-2,29]	7,89.10 ⁻⁵
Longitude	84,8	Au P25 : 1,95 [1,50-2,54] Au P75 : 1,98 [1,53-2,57]	0,019
Latitude	81,9	Au P25 : 2,07 [1,57-2,72] Au P75 : 1,87 [1,44-2,43]	0,003
Altitude	85,4	Au P25 : 1,96 [1,78-2,59] Au P75 : 1,98 [1,55-2,52]	0,053
Climat	77,1	Océanique : 2,02 [1,32-3,08] Semi-continentale : 2,13 [1,50-3,03] Méditerranéenne : 1,81 [1,02-3,21] Océanique altéré : 1,85 [1,23-2,81]	0,007

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Au total, entre 2000 et 2010, 46 256 [38 005-54 043] décès sont attribuables au froid, et 13 855 [13 338-14 403] à la chaleur. Parmi ces derniers, 40% environ sont compensés par un effet moisson rapide et représentent donc des décès prématurés de quelques jours à trois semaines. Au bout de 21 jours, l'effet net de la chaleur représente 5 804 décès [4 950-6 619].

Ainsi, sur l'ensemble des zones, le froid est responsable de 3,9% [3,2-4,6] des décès et la chaleur de 1,2% [1,1-1,2] en considérant l'impact cumulé sur 0-3 jours, et de 0,5% [0,4-0,6] si l'on considère l'impact cumulé sur 0-21 jours. La part plus importante du froid sur la mortalité s'explique par le nombre de jours pendant lesquels le froid agit, beaucoup plus important que pour la chaleur.

Discussion

Nos résultats sur la chaleur sont conformes à la littérature^{3,4} et aux observations pendant la vague de chaleur de 2003, à savoir un impact dissymétrique des températures chaudes et froides, avec une augmentation du risque globalement plus marquée et plus rapide pour la chaleur.

Cette étude a également permis de mettre en évidence l'existence d'une large plage de températures sans effet sur la mortalité, l'homogénéité de la relation construite à partir des percentiles de température, qui souligne l'adaptation aux climats sous-jacents, et l'existence d'un effet moisson compensant partiellement l'impact des chaleurs modérées. L'étude n'ayant porté que sur la période 2000-2010, ces résultats dépendent fortement des températures et, en particulier, des

événements extrêmes froids et chauds observés dans les zones pendant cette période. Des études similaires devront être réalisées à intervalles de temps réguliers, afin de confirmer ou compléter ces résultats.

Sur la période 2000-2010, dans les 18 zones étudiées, les températures observées les jours froids et les jours chauds ont causé plus de 60 000 décès. Le froid a une influence faible, mais observée dès des températures douces (<P25). Son impact global est donc important : 46 256 décès sur la décennie, sans être associé à des événements particulièrement extrêmes. La chaleur influence fortement le risque de décès, à des températures qui demeurent rares (>P99) et se traduisent par une augmentation très rapide de la mortalité. La chaleur est responsable de 13 855 décès sur 10 ans, dont une partie est compensée par un effet moisson. L'impact net de la chaleur 21 jours après l'exposition est de 5 804 décès entre 2000 et 2010.

Il faut toutefois souligner que, même si le modèle inclut une fonction spline du temps pour contrôler la saisonnalité, les effets du froid peuvent être confondus par la saison si des retards importants sont étudiés. En effet, une moyenne mobile des températures calculée sur une longue période est très colinéaire avec les variations saisonnières de la mortalité, et la pente des températures à retards distribués peut donc capturer une part de cette saisonnalité. Par conséquent dans notre étude, les effets du froid peuvent être surestimés¹⁵.

L'influence de la vague de chaleur de 2003 sur la relation température-mortalité a été étudiée en analyse de sensibilité. Ainsi, l'introduction dans le modèle d'un indicateur binaire « août 2003 » ne modifie pas

les résultats. Les RR cumulés sur 0-21 jours pour différentes températures pour les périodes 2000-2010, 2000-2010 sans août 2003, et 2004-2010 ont également été comparés. Ils sont très similaires sur ces trois périodes pour des températures inférieures au percentile 99,7. Les températures supérieures à ce percentile n'ont été observées qu'en août 2003 et n'ont donc pas pu faire l'objet d'une analyse de sensibilité¹³.

Chaleur et froid appellent des réponses de santé publique différentes.

L'absence d'emballlement de l'impact aux températures très froides (<P1) suggère que les mécanismes de protection contre le très grand froid (chauffage des habitations, habillement, comportements) sont efficaces pour une large part de la population. Cette protection n'est toutefois pas accessible à une partie de la population ; un travail de fond doit être mené afin d'identifier les populations vulnérables, dans l'objectif de définir les mesures adéquates qui permettront de réduire l'impact du grand froid sur la mortalité.

Concernant la chaleur, une grande part des décès liés à une chaleur modérée pourraient n'être avancés que de quelques jours, puisque la surmortalité initiale est partiellement compensée par une sous-mortalité les jours suivants. On peut supposer que ces décès touchent des personnes en très mauvaise santé, très mal acclimatées à la chaleur et, pour certaines, probablement surexposées. Une réflexion pour limiter l'impact de la chaleur sur la qualité de vie et la santé de ces personnes très à risque demeure nécessaire, ces décès survenant à des températures bien en-deçà des seuils d'alerte du Plan national canicule.

Nos résultats montrent également qu'il existe une « rupture » entre l'impact des fortes (P95) et très fortes (>P99) chaleurs et celui de la chaleur extrême (>P99,9). L'augmentation très rapide du RR, avec les températures et la disparition de l'effet moisson au-delà d'une certaine intensité, suggèrent un accroissement rapide de la taille de la population à risque lors des fortes chaleurs. Si la chaleur modérée concerne *a priori* plutôt des personnes déjà très fragiles, la chaleur intense et très intense, comme observé en 2003, peut concerner une large part de la population.

Dans les prochaines années, la multiplication des vagues de chaleur et l'augmentation des températures semblent inévitables, y compris en respectant les objectifs de l'accord de Paris (maintien du réchauffement à moins de +2°C par rapport à l'ère préindustrielle). Un été comme celui de 2003 pourrait être considéré comme normal à la fin du siècle¹⁶. La disparition de l'effet moisson aux températures les plus extrêmes incite donc à renforcer la prévention pendant les canicules et à se préparer à des épisodes ayant un impact conséquent sur la mortalité, malgré la prévention mise en place. ■

Remerciements

Nous remercions Météo-France et les associations agréées de surveillance de la qualité de l'air (AASQA) pour la fourniture

des données environnementales, et le CépiDc pour la fourniture des données de mortalité.

Références

- [1] Fouillet A, Rey G, Laurent F, Pavillon G, Bellec S, Guihenneuc-Jouyau C, *et al.* Excess mortality related to the August 2003 heat wave in France. *Int Arch Occup Environ Health.* 2006;80(1):16-24.
- [2] Fouillet A, Rey G, Wagner V, Laaidi K, Empereur-Bissonnet P, Le Tertre A, *et al.* Has the impact of heat waves on mortality changed in France since the European heat wave of summer 2003? A study of the 2006 heat wave. *Int J Epidemiol.* 2008;37(2):309-17.
- [3] Basu R. High ambient temperature and mortality: A review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. *Environ Health.* 2009;8:40.
- [4] Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Lavigne E, Zanobetti A, Schwartz J, *et al.* Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: A multicountry observational study. *Lancet.* 2015;386(9991):369-75.
- [5] Basagaña X, Sartini C, Barrera-Gómez J, Dadvand P, Cunillera J, Ostro B, *et al.* Heat waves and cause-specific mortality at all ages. *Epidemiology.* 2011;22(6):765-72.
- [6] Hajat S, Kosatky T. Heat-related mortality: A review and exploration of heterogeneity. *J Epidemiol Community Health.* 2010;64(9):753-60.
- [7] Medina-Ramon M, Schwartz J. Temperature, temperature extremes, and mortality: A study of acclimatisation and effect modification in 50 US cities. *Occup Environ Med.* 2007;64(12):827-33.
- [8] Schaeffer L, de Crouy-Chanel P, Wagner V, Desplat J, Pascal M. How to estimate exposure when studying the temperature-mortality relationship? A case study of the Paris area. *Int J Biometeorol.* 2016;60(1):73-83.
- [9] Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Distributed lag non-linear models. *Stat Med.* 2010;29(21):2224-34.
- [10] Gasparrini A, Armstrong B. Reducing and meta-analysing estimates from distributed lag non-linear models. *BMC Med Res Methodol.* 2013;13:1.
- [11] Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Multivariate meta-analysis for non-linear and other multi-parameter associations. *Stat Med.* 2012;31(29):3821-39.
- [12] Le Tertre A, Schwartz J, Touloumi G. Empirical Bayes and adjusted estimates approach to estimating the relation of mortality to exposure of PM(10). *Risk Anal.* 2005;25(3):711-8.
- [13] Pascal M, Wagner V, Corso M. Impacts de la température sur la mortalité dans 18 zones urbaines françaises entre 2000 et 2010. Saint-Maurice: Santé publique France; 2017 (à paraître).
- [14] Gasparrini A, Leone M. Attributable risk from distributed lag models. *BMC Med Res Methodol.* 2014;14:55.
- [15] Kinney PL, Schwartz J, Pascal M, Petkova E, Le Tertre A, Medina S, *et al.* Winter season mortality: Will climate warming bring benefits? *Environ Res Lett.* 2015;10(6):064016.
- [16] Soubeyrou JM, Ouzeau G, Schneider M, Cabanes O, Koukoku-Arnaud R. Les vagues de chaleur en France : analyse de l'été 2015 et évolutions attendues en climat futur. *La Météorologie.* 2016;(94):45-51.

Citer cet article

Corso M, Pascal M, Wagner V. Impacts de la chaleur et du froid sur la mortalité totale en France entre 2000 et 2010. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(31):634-40. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/31/2017_31_1.html

RECOURS AUX SOINS PALLIATIFS HOSPITALIERS DES PERSONNES DÉCÉDÉES EN 2013 EN FRANCE SELON LEURS CARACTÉRISTIQUES ET PATHOLOGIES

// USE OF HOSPITAL PALLIATIVE CARE OF PEOPLE DECEASED IN 2013 IN FRANCE, BASED ON THEIR CHARACTERISTICS AND PATHOLOGIES

Claire Poulalhon¹, Laureen Rotelli-Bihet², Anne Fagot-Campagna¹, Régis Aubry³, Philippe Tuppin¹ (philippe.tuppin@cnamts.fr)

¹ Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS), Paris, France

² Centre national des soins palliatifs et de la fin de vie, Paris, France

³ Département douleur/soins palliatifs et service de gériatrie, CHU de Besançon, France

Soumis le 31.03.2017 // Date of submission: 03.31.2017

Résumé // Abstract

Objectifs – Décrire les pathologies, le lieu de décès, les hospitalisations et les recours aux soins palliatifs hospitaliers (SPH) l'année précédant le décès.

Méthodes – Les personnes couvertes par le régime général d'assurance maladie décédées en France en 2013 ont été repérées dans le Système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (Sniiram) avec une sélection des informations sur leurs différents séjours hospitaliers, la présence de SPH et leur séjour en établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (Ehpad). Les pathologies ont été identifiées par des algorithmes à partir de la consommation de soins rapportée dans le Sniiram.

Résultats – 347 253 personnes ont été incluses (61% des personnes décédées en France en 2013). L'âge moyen au décès était de 77 ans. Les décès se sont produits lors d'une hospitalisation dans 60% des cas (51% en court séjour, 6% en soins de suite et réadaptation, 3% en hospitalisation à domicile) et en Ehpad dans 13% des cas. L'année précédant le décès, 84% des personnes ont été hospitalisées au moins une fois et 29% ont bénéficié de SPH avec de fortes variations selon l'âge et le sexe. En présence d'un cancer pris en charge, le recours aux SPH était de 52% (cancer du poumon 62%, cancer de la prostate 41%). En l'absence de cancer, le recours variait selon la pathologie : accident vasculaire cérébral aigu (24%), insuffisance cardiaque (17%), sclérose en plaques (23%), démence (17%).

Discussion – Conclusion – Ce premier état des lieux doit être affiné mais il met en avant l'utilité des informations du Sniiram, qui doivent permettre d'améliorer la connaissance du parcours de soins en amont du décès et le recours aux SPH, et d'élaborer des indicateurs de suivi permettant, entre autres, d'évaluer certaines des actions développées.

Objectives – To describe diseases, places of death, hospitalisations, and the use of hospital palliative care (HPC) one year before death in France.

Methods – French health insurance general scheme beneficiaries who died in 2013 were identified in the National Health Insurance Information System (SNIIRAM) with a selection of information concerning their various hospital stays, including HPC and nursing homes. Diseases were identified through algorithms from reimbursement data recorded in the SNIIRAM database.

Results – 347,253 people were included (61% of all deaths in France). The mean age of death was 77 years. Deaths occurred in hospital in 60% of cases: 51% in acute wards, 6% in rehabilitation units, 3% in hospital at home, and 13% in nursing homes. During the year preceding death, 84% of people were hospitalised at least once and 29% received HPC, with high variations depending on age and gender. In case of cancer management, the use of HPC was 52% (lung cancer 62%, prostate cancer 41%), but varied depending on the disease in the absence of cancer: acute stroke (24%), cardiovascular disease (17%), multiple sclerosis (23%), dementia (17%).

Discussion-Conclusion – This first assessment should be refined, but it highlights the utility of data collected from Sniiram, which could contribute to improve the knowledge of the care pathway before death, as well as HPC use. This data is also useful for developing follow-up indicators to assess some of the interventions implemented, among other things.

Mots-clés : Décès, Lieu de décès, Maladies, Soins palliatifs hospitaliers, Hospitalisation

// **Keywords**: Deaths, Place of death, Diseases, Hospital palliative care, Hospital use

Introduction

Les avancées techniques et scientifiques de la médecine, en améliorant la survie, font émerger la notion de maladie chronicisée, impliquant un allongement de la prise en charge. Ceci modifie la temporalité de la fin de vie, avec des soins palliatifs qui peuvent y être associés plus précocement au gré de l'évolution de la pathologie¹. De nombreux pays sont confrontés au vieillissement de leur population. En France, on estime que près d'une personne sur trois sera âgée de plus de 60 ans en 2060, contre 24% en 2013 pour 65,6 millions d'habitants². Ceci devrait générer une augmentation des nombres de décès, de personnes présentant des pathologies chroniques létales et de personnes requérant des soins palliatifs³. En dehors des décès soudains, trois types de trajectoires de fin de vie ont été distingués : déclin rapide (exemple : cancer en phase terminale), déclin graduel avec des épisodes de décompensation (insuffisance cardiaque) et déclin lent et progressif (démences)⁴. Ainsi, la question de la fin de vie ne se résume pas aux derniers instants de la vie mais doit être considérée sur une plus longue durée, avec de nombreux recours et consommations de soins justifiés ou non et orientés vers la détresse psychologique, le traitement des symptômes présentés et le soutien aux aidants.

En France, un nouveau plan national pour le développement des soins palliatifs et l'accompagnement en fin de vie a été lancé en 2015⁵. À l'issue du précédent programme national (2008-2012), des carences ont été relevées pour les lieux de la fin de vie et l'égalité d'accès aux soins palliatifs^{6,7}. Alors que 85% des Français souhaitent mourir chez eux, 57% étaient décédés dans un établissement hospitalier en 2013 contre 26% à domicile^{8,9}. Les informations disponibles sur le lieu de décès et l'estimation des besoins en soins palliatifs sont le plus souvent parcellaires et proviennent de sous-groupes déterminés selon le lieu de prise en charge, les causes de décès susceptibles de nécessiter des soins palliatifs ou, plus rarement, les diagnostics hospitaliers avant décès¹⁰⁻¹⁹. C'est aussi le cas pour les recours effectifs aux soins palliatifs.

Le but de cette étude était d'explorer, sur une large population, l'apport du Système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (Sniiram) pour appréhender les caractéristiques des personnes décédées en 2013, leur lieu de décès, leurs pathologies estimées par leur consommation de soins et, dans l'année précédant le décès, leurs recours aux différents types d'établissements hospitaliers et aux établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (Ehpad), avec ou sans soins palliatifs hospitaliers (SPH).

Matériel et méthodes

Population

Cette étude a porté sur l'ensemble des assurés du régime général de l'Assurance maladie en France (77% de la population française), décédés en 2013, identifiés à partir du Sniiram. Seul ce régime a été considéré car le statut vital des assurés

y est systématiquement renseigné et mis à jour. Les enfants nés en 2013 ont été exclus, ainsi que les individus n'ayant pas eu au moins une consommation de soins remboursée en 2012 et 2013, nécessaire à l'identification des pathologies selon la méthode décrite ci-après.

Sources de données

Les données relatives aux assurés des différents régimes sont collectées dans le Sniiram²⁰, qui rassemble de façon anonyme, individualisée et exhaustive toutes les prescriptions, examens et actes remboursés sur trois ans plus l'année en cours. L'identification des médicaments et des actes médicaux est basée sur des nomenclatures. Le Sniiram ne contient pas d'information sur les résultats cliniques en relation avec les consultations, prescriptions ou examens. Néanmoins, il inclut des informations sur l'existence de certaines maladies chroniques ou affections de longue durée (ALD) qui permettent un remboursement des soins à 100%. L'ensemble de ces informations est chaîné à celles relatives aux séjours hospitaliers en court séjour (MCO), en soins de suite et de réadaptation (SSR) et en hospitalisation à domicile (HAD), fournies par le programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI). Le décès lors d'une hospitalisation est disponible dans le PMSI. Les ALD et les diagnostics hospitaliers sont codés selon la classification internationale des maladies, 10^e révision (CIM-10). Depuis 2012, les Ehpad transmettent à l'Assurance maladie les listes de leurs résidents ; devenues exhaustives en 2013, elles sont compilées dans une base nommée Resid-ehpad. Ces informations recueillies sur 33 mois glissants peuvent être chaînées à celles relatives à leur consommation de soins remboursés, présentes dans le Sniiram. En 2013, 624 310 personnes étaient hébergées en Ehpad.

Analyse statistique

Le Sniiram contient diverses informations socio-démographiques, notamment l'âge, le sexe, la date de décès (mais pas la cause). La couverture maladie universelle complémentaire (CMUc) permet d'accéder aux soins sans avance de frais et dépassement d'honoraires. Elle était attribuée sur la base d'un montant annuel de ressources avec un plafond de 7 771 euros pour une personne seule en 2012 et 4,5 millions de personnes en bénéficiaient sur cette même période. Pour cette information, seules les personnes de moins de 60 ans ont été considérées, car les plus âgées peuvent bénéficier d'autres prestations sociales dont le niveau est supérieur au seuil d'attribution de la CMUc.

Des algorithmes identifient 13 grandes catégories et 56 groupes non exclusifs de pathologies qui ont nécessité une prise en charge repérable dans le Sniiram, soit au moins une consommation de soins remboursée dans l'année. Ils se basent sur les diagnostics en hôpital de court séjour et en psychiatrie, les diagnostics des ALD, les délivrances de médicaments spécifiques et la réalisation d'actes spécifiques^{21,22}.

Le recours aux soins palliatifs lors d'une hospitalisation a été repéré à l'aide du codage de soins palliatifs en diagnostic principal, associé ou relié (CIM-10), de la mention de lit dédié de soins palliatifs ou de la classification du séjour en séjour de soins palliatifs, pour le secteur MCO ; à l'aide du codage de soins palliatifs en finalité principale de prise en charge, manifestation morbide principale, affection étiologique ou diagnostic associé, ou de la classification du séjour en séjour de soins palliatifs, pour le secteur SSR ; au moyen du codage de soins palliatifs en mode de prise en charge principal, associé ou documentaire, ou en diagnostic lié à ces modes de prise en charge, pour le secteur HAD. Ce recours aux SPH a été calculé sur les 12 mois précédant le décès (hors jour du décès) et sur le total de la période (avant et lors du décès).

Les analyses des données du Sniiram ont été réalisées avec l'autorisation de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil) et à l'aide du logiciel SAS 9.3® (associé à SAS Enterprise Guide version 4.3).

Résultats

Caractéristiques des personnes décédées

Un total de 347 253 personnes bénéficiaires du régime général décédées en 2013 a été inclus (49,7% d'hommes et 50,3% de femmes) (tableau 1). L'âge moyen au décès était de 77 ans (73 ans pour les hommes, 81 ans pour les femmes). Avant 85 ans, les personnes décédées étaient majoritairement des hommes, surtout âgés de 15 à 35 ans. Parmi les 48 328 personnes de moins de 60 ans décédées, 16% bénéficiaient de la CMUc. Cette proportion était équivalente pour les deux sexes et maximale pour les moins de 15 ans (30%). L'année précédant leur décès, 21% des personnes résidaient en Ehpad (hommes : 13% ; femmes : 29%).

Avant le décès, les pathologies cardio-neuro-vasculaires étaient celles le plus fréquemment prises en charge (56%), notamment l'insuffisance cardiaque (24%), surtout chez les femmes et aux âges élevés, et les maladies coronaires (20%), plus fréquentes chez les hommes. La fréquence de prise en charge pour un cancer était de 42% (hommes : 49%, femmes : 36%, près de 60% âgés de 55 à 74 ans), de 19% pour une démence (hommes : 13% ; femmes : 24%) et de 20% pour une maladie respiratoire chronique (hommes : 24% ; femmes : 18%).

Lieux du décès et parcours

Le décès a eu lieu lors d'une hospitalisation pour 60% des personnes décédées (51% en MCO, 6% en SSR et 3% en HAD), en Ehpad pour 13% et dans un « autre lieu » pour 26% (voie publique, domicile, maison de retraite hors Ehpad...) (tableau 2). La part des décès en Ehpad était plus élevée pour les femmes (19% vs 7% pour les hommes). Pour les hommes, la part des décès était plus importante en MCO (55% vs 47% pour les femmes) et dans les « autres lieux » (29% vs 24%). Selon l'âge, la part des décès en Ehpad augmentait fortement à partir de 85 ans, alors que la part des décès dans les « autres lieux »

culminait à 60% entre 15 et 34 ans et celle des décès en MCO à 60% entre 55 et 74 ans. La proportion de décès en SSR augmentait légèrement avec l'âge et celle de décès en HAD diminuait après 74 ans.

Les lieux de décès variaient selon la pathologie. Pour les personnes prises en charge pour un cancer, 64% décédaient en MCO, 7% en Ehpad et 16% hors hospitalisation ou Ehpad. Pour les maladies cardiovasculaires (hors cancer), les proportions de décès en Ehpad (16%) et hors hospitalisation ou Ehpad (23%) étaient plus élevées que pour l'ensemble de la population. Pour les maladies neurologiques ou dégénératives, ces proportions étaient encore plus élevées : 35% pour les décès en Ehpad et 23% pour les décès hors hospitalisation ou Ehpad.

Un an avant leur décès (figure), 82% des personnes (88% des hommes et 76% des femmes) n'étaient ni hospitalisées ni résidentes en Ehpad. Puis la proportion des personnes hospitalisées un jour donné augmentait progressivement, avant une accélération dans les trois derniers mois, principalement liée à l'hospitalisation en MCO. La proportion de résidents en Ehpad était relativement stable (autour de 17%, 9% des hommes vs 24% des femmes) et diminuait légèrement dans les jours précédant le décès (13% au décès, 7% des hommes vs 19% des femmes). Près de 70% des personnes décédées en Ehpad y séjournaient déjà un an avant leur décès et près de 10% décédaient après un retour d'hospitalisation en MCO. À l'inverse, près de 10% des personnes décédées en MCO étaient en Ehpad quelques jours avant leur décès. Un peu plus de 25% des personnes n'étaient ni hospitalisées, ni en Ehpad le jour de leur décès.

Recours aux soins palliatifs

Parmi l'ensemble des personnes décédées, 29% avaient eu recours à des SPH lors du décès ou au cours de l'année précédente (tableau 3). Cette proportion variait selon le sexe (hommes : 30% ; femmes : 28%), l'âge, avec une part de 30% pour les moins de 15 ans et un pic autour de 39% entre 55 et 74 ans, et selon le bénéfice d'une CMUc (existence : 28% ; absence : 34%). En présence d'un cancer pris en charge, le recours aux SPH était de 52% (cancer du poumon 62% ; cancer de la prostate : 41%). Pour les autres pathologies et en l'absence de cancer, la proportion de recours aux SPH était de 24% pour un AVC aigu, 17% pour une insuffisance cardiaque, 23% pour une sclérose en plaques, 18% pour une maladie de Parkinson, 17% pour une démence, 16% pour une maladie respiratoire chronique et 20% pour une insuffisance rénale chronique terminale. Toutes pathologies confondues, le recours aux SPH avant le décès était de 13%. Ce recours diminuait avec l'âge et était moins fréquent en l'absence d'un cancer pris en charge. Il existait aussi des recours aux SPH avant un décès dans la catégorie « autre lieu » (7%), plus importants pour les plus âgés, en présence d'un cancer (19%) et, dans une moindre proportion, en présence d'une sclérose en plaques (9%) ou d'un AVC aigu (11%). Concernant les décès lors d'autres types d'hospitalisation en SSR ou en HAD, 35% avaient

Tableau 1

Caractéristiques et pathologies prises en charge des personnes du régime général décédées en 2013 selon le sexe et l'âge

N*	Total	Sexe		Âge en années								
		Hommes	Femmes	<15	15-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85-94	≥95
	347,2	172,6	174,7	1,1	4,4	7,0	18,9	39,6	50,6	89,9	114,6	21,0
%	100	49,7	50,3	0,3	1,3	2,0	5,4	11,4	14,6	25,9	33,0	6,1
	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
Femmes	50,3	–	–	42,6	32,3	37,2	37,2	34,0	35,6	46,7	63,4	80,9
Âge moyen (ans)	77,0	73,2	80,7	–	–	–	–	–	–	–	–	–
CMUc (<60 ans)	15,9	16,4	15,0	30,3	19,6	20,4	16,4	9,1	–	–	–	–
Résident en Ehpad	21,1	12,8	29,3	–	–	–	–	1,8	5,1	14,0	30,4	42,5
Maladies cardio-neuro-vasculaires	56,5	58,4	54,6	16,5	11,4	16,3	24,6	37,9	50,8	63,2	68,8	62,4
Maladie coronarienne	20,5	24,6	16,4	0,5	1,2	3,6	7,8	13,9	20,4	24,3	24,0	20,3
AVC aigu	4,9	4,2	5,7	1,3	1,6	2,9	2,9	3,1	4,0	5,9	6,0	3,8
Séquelles d'AVC	9,5	9,6	9,4	5,1	2,7	2,8	4,0	5,9	8,4	10,8	11,7	10,4
Insuffisance cardiaque	24,3	23,0	25,7	5,3	3,5	4,5	6,5	10,5	17,2	26,7	34,2	32,0
AOMI	10,7	13,8	7,6	0,5	0,5	1,1	4,1	9,7	12,5	12,6	11,2	9,0
Trouble du rythme	27,5	28,0	27,0	4,0	3,1	4,6	6,9	12,3	21,1	32,5	37,4	28,0
Maladie valvulaire	6,8	6,5	7,0	0,3	0,8	1,5	1,7	3,0	5,4	8,5	9,0	5,4
Embolie pulmonaire	1,1	1,0	1,2	0,2	0,5	0,9	1,1	1,4	1,5	1,2	1,0	0,5
Diabète	21,1	23,5	18,7	0,2	2,1	5,3	10,6	19,5	28,5	27,6	18,9	10,3
Cancers	42,1	48,7	35,6	20,6	17,5	31,2	47,1	58,3	58,7	46,6	31,1	17,9
Sein de la femme	4,8	–	9,5	0,0	1,6	5,8	6,7	5,7	5,5	4,9	4,0	3,1
Côlon	5,8	6,4	5,2	0,2	1,0	3,0	4,1	6,0	7,5	7,3	5,0	3,1
Poumon	6,5	9,5	3,5	0,0	0,9	5,0	11,5	15,7	12,6	5,8	1,8	0,4
Prostate	5,1	10,2	–	0,1	0,0	0,2	0,6	2,2	5,7	7,6	5,6	2,2
Autres cancers	26,3	30,4	22,3	20,6	14,9	20,3	29,2	36,2	37,1	29,4	19,0	10,7
Maladies psychiatriques	9,7	9,7	9,8	4,8	21,7	27,1	22,6	15,2	10,0	8,0	6,5	4,4
Troubles psychotiques	1,8	1,9	1,8	0,1	6,7	7,3	5,1	3,2	2,2	1,4	0,8	0,5
Troubles maniaques	0,8	0,65	1,0	0,0	1,5	2,5	1,7	1,4	1,0	0,8	0,4	0,2
Dépression	2,9	2,3	3,4	0,1	4,8	7,1	6,1	4,1	2,7	2,5	2,2	1,6
Troubles addictifs	2,0	3,0	0,9	0,0	8,2	12,2	10,1	5,1	1,9	0,6	0,2	0,1
Traitements psychotropes[#]	27,2	23,9	30,5	4,4	10,1	16,0	20,3	22,9	24,9	27,9	31,2	30,6
Maladies neurologiques ou dégénératives	24,6	19,7	29,4	18,6	10,5	10,4	9,7	8,8	11,8	25,7	37,1	33,1
Démences (Alzheimer)	18,7	13,3	24,1	0,2	0,3	0,4	0,8	1,8	5,6	19,6	32,6	30,3
Maladie de Parkinson	3,9	4,1	3,7	0,1	0,1	0,0	0,2	0,7	2,4	5,8	5,3	2,8
Sclérose en plaques	0,2	0,2	0,3	0,0	0,3	0,6	0,6	0,6	0,4	0,2	0,1	0,0
Paraplégie	0,4	0,5	0,3	1,2	1,3	1,1	0,7	0,6	0,5	0,3	0,2	0,1
Myopathie, myasthénie	0,2	0,3	0,2	2,5	1,3	0,6	0,5	0,4	0,3	0,2	0,1	0,1
Épilepsie	2,8	3,0	2,6	11,5	5,6	6,6	5,9	4,1	2,9	2,4	2,0	1,2
Maladies respiratoires chroniques	20,5	24,2	16,8	19,0	7,0	10,4	16,0	22,6	25,1	24,0	18,3	12,3
Maladies inflammatoires ou rares ou VIH/sida	4,3	3,9	4,6	9,4	3,9	5,0	5,4	4,4	4,6	4,8	3,9	2,0
Insuffisance rénale chronique terminale	1,4	1,8	1,1	0,1	0,6	1,1	1,3	1,5	2,4	2,0	0,9	0,2
Maladies du foie ou du pancréas	8,9	11,5	6,4	9,2	7,7	15,0	20,6	17,9	14,7	7,9	3,2	1,3
Autres ALD	10,8	9,0	12,6	15,6	7,1	6,6	6,8	7,9	9,0	10,6	12,9	15,6
Maternité	0,05	–	0,1	–	1,6	1,1	0,1	–	–	–	–	–
Aucun de ces états de santé	4,4	4,9	3,9	34,4	38,2	19,2	10,0	5,1	2,7	2,1	2,8	6,7



Tableau 1 (suite)

N*	Total	Sexe		Âge en années								
		Hommes	Femmes	<15	15-34	35-44	45-54	55-64	65-74	75-84	85-94	≥95
	347,2	172,6	174,7	1,1	4,4	7,0	18,9	39,6	50,6	89,9	114,6	21,0
%	100	49,7	50,3	0,3	1,3	2,0	5,4	11,4	14,6	25,9	33,0	6,1
	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
Au moins une hospitalisation dans l'année	83,5	85,4	81,6	81,1	59,1	70,6	80,2	85,5	88,5	87,6	82,8	66,5
MCO	82,8	84,9	80,7	80,9	58,8	70,1	79,7	85,1	88,1	86,9	81,9	65,3
SSR	22,6	21,3	24,0	8,4	5,8	8,9	12,9	16,0	19,9	26,4	27,2	17,8
HAD	6,6	7,0	6,2	12,7	6,1	8,2	9,5	10,1	9,3	6,8	4,1	2,6

* Milliers.

Hors pathologies psychiatriques.

CMUc : couverture maladie universelle complémentaire ; Ehpad : établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes ; AVC : accident vasculaire cérébral ; AOMI : artériopathie oblitérante des membres inférieurs ; ALD : affection de longue durée ; MCO : médecine, chirurgie, obstétrique ; SSR : soins de suite et de réadaptation ; HAD : hospitalisation à domicile.

eu un recours au SPH avant le décès et 69% lors du décès. Parmi les personnes décédées en Ehpad (non dotés de soins palliatifs repérables dans le Sniiram), 8% avaient eu auparavant un recours aux SPH, surtout entre 65 et 84 ans et en présence de cancer (18%).

Discussion

Caractéristiques

Si cette étude porte sur les assurés du régime général (77% de la population), elle n'inclut que 61% des décès survenus en France. Les caractéristiques des personnes décédées du régime général sont relativement proches de celles de l'ensemble des 569 000 personnes décédées en France en 2013, avec une proportion similaire d'hommes (49,7% vs 50,5%), mais un âge moyen moins élevé (hommes : 73 ans vs 79 ans, femmes : 81 vs 85 ans)²³. En effet, les assurés du régime général sont en moyenne plus jeunes que ceux d'autres régimes. Parmi les décès non inclus, 78% concernaient des personnes de 75 ans et plus.

D'après les données du CépiDc (Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, Inserm) concernant l'ensemble de la population française, 57% des décès sont survenus en établissement hospitalier en 2013, 12% en maison de retraite, 25% au domicile et 6% sur la voie publique ou « autre lieu »⁹. Ces pourcentages sont proches de ceux de notre étude avec 57% des personnes décédées à l'hôpital (MCO et SSR), 3% en HAD, 13% en Ehpad et 26% dans un « autre lieu ». Cependant, les Ehpad n'incluent pas toutes les maisons de retraite, et le déséquilibre de notre échantillon est en faveur d'une sous-estimation de la proportion des lieux de décès de ces personnes très âgées, essentiellement les Ehpad. Cette étude ne pouvait pas estimer directement la proportion de décès à domicile, mais 26% ont eu lieu en dehors d'établissements hospitaliers et d'Ehpad, donc en théorie à domicile (avec en sus les 3% de l'HAD) ou sur la voie publique. Si 85% des Français indemnes de pathologies souhaiteraient décéder à domicile, cela ne se produit que pour 43% d'entre eux dans cette étude, si l'on assimile

les Ehpad et les « autres lieux » à un domicile. Cette proportion passe à 37% si l'on retranche les 6% de décès survenus sur la voie publique au niveau national. Néanmoins, la part de chacun des lieux de décès varie selon le sexe et l'âge en fonction des prévalences et de la létalité potentielle des différentes pathologies, ainsi que de leurs modes de prises en charge. La proportion des personnes décédées à domicile, selon les statistiques de décès en 2008, varie selon les pays : 13% au Canada et 53% au Mexique¹⁰.

La fin de vie peut être associée à un contexte de polypathologie que ne peut retranscrire une unique cause initiale de décès ou un diagnostic hospitalier. Par exemple, en France, 3,4 diagnostics en moyenne sont rapportés par certificat de décès²⁴. Dans notre étude, les pathologies prises en charge et identifiées, plus ou moins péjoratives pour le décès, le sont à partir d'informations ayant une antériorité plus importante que celles recueillies lors du décès et ne sont pas exclusives les unes des autres. Ainsi, leur fréquence ne recoupe pas celles rapportées pour les causes principales de décès en 2013 : tumeurs (42% dans notre étude vs 29% dans les causes de décès), maladie de l'appareil circulatoire (56% vs 25%), maladies de l'appareil respiratoire (20% vs 7%), démences (19% vs 4%)²³. À l'inverse, certaines causes de décès ne figurent pas dans les pathologies retenues, car leur identification dépend des informations disponibles dans le Sniiram et d'un recours aux soins permettant leur identification, comme les maladies infectieuses ou les traumatismes. Ainsi, les proportions des pathologies peuvent différer selon les sources et méthodes utilisées.

Parmi l'ensemble des personnes décédées, 29% avaient eu un recours aux SPH lors du décès ou au cours de l'année précédente. Le recours aux SPH était plus important pour les personnes décédées en SSR et encore plus pour celles décédées en HAD. Si l'on considère l'ensemble des personnes décédées en établissements de santé, 39% avaient eu un recours aux SPH lors du décès et 44% sur l'ensemble de l'année. Ces taux constituent une première estimation du recours aux SPH en France et en établissements

Tableau 2

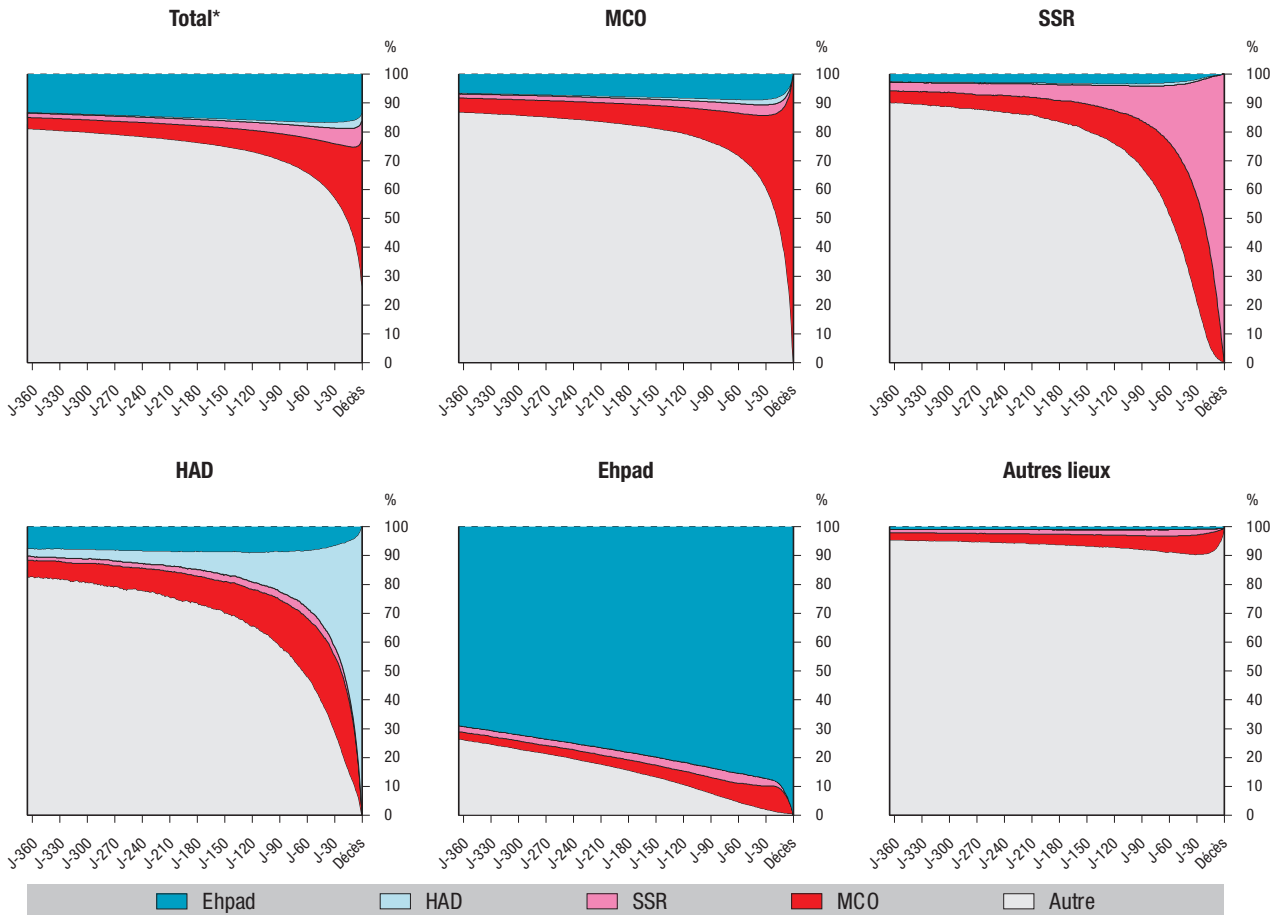
Répartition des lieux de décès des personnes du régime général décédées en 2013 selon leurs caractéristiques et pathologies prises en charge

	n*	MCO	SSR	HAD	Ehpad	Autre lieu
		%	%	%	%	%
Total	347,3	51,0	6,5	2,8	13,3	26,4
Hommes	172,6	54,8	6,1	2,9	7,3	28,9
Femmes	174,7	47,1	6,8	2,8	19,3	23,9
Âge						
<15 ans	1,1	59,7	1,4	4,2		34,7
15-34 ans	4,4	37,6	0,9	1,7		59,7
35-44 ans	7,0	45,8	1,6	2,3	0,1	50,2
45-54 ans	18,9	55,4	3,0	2,8	0,2	38,6
55-64 ans	39,7	60,7	4,5	3,5	1,2	30,2
65-74 ans	50,6	62,0	5,6	3,6	3,2	25,7
75-84 ans	89,9	55,3	7,7	3,1	9,8	24,1
85-94 ans	114,7	43,6	8,0	2,3	23,5	22,6
≥95 ans	21,0	27,5	5,2	1,8	40,2	25,3
CMUc (<60 ans)						
Oui	7,7	50,3	3,3	2,2		44,1
Non	40,6	54,8	2,9	3,0		39,0
Cancers						
Sein de la femme	16,5	58,9	8,2	4,5	11,1	17,3
Côlon	20,1	62,0	8,9	5,0	8,0	16,1
Poumon	22,5	71,1	8,2	5,0	2,3	13,4
Prostate	17,6	56,5	8,3	4,4	8,9	21,9
Autres cancers	91,4	64,9	8,4	4,9	6,5	15,4
Hors cancer						
Maladies cardio-neuro-vasculaires	121,4	53,2	6,5	1,6	16,1	22,6
Maladie coronarienne	45,0	56,1	6,3	1,4	13,0	23,2
AVC aigu	12,9	75,5	7,9	1,3	9,1	6,1
Séquelles d'AVC	21,7	46,2	6,3	2,1	21,9	23,4
Insuffisance cardiaque	57,3	59,3	7,1	1,6	13,9	18,1
Diabète	43,3	48,2	5,7	1,7	12,5	31,9
Maladies psychiatriques	23,9	34,8	4,0	0,8	16,2	44,1
Maladies neurologiques ou dégénératives	63,4	37,4	6,0	2,3	31,7	22,6
Démences (dont Alzheimer)	50,2	35,4	6,4	2,2	35,8	20,2
Maladie de Parkinson	10,0	38,9	6,1	2,6	28,0	24,4
Sclérose en plaques	0,6	48,5	1,8	5,0	12,0	32,7
Paraplégie	0,8	51,0	5,1	3,8	10,1	30,0
Myopathie ou myasthénie	0,6	58,4	3,1	3,1	5,9	29,4
Épilepsie	6,1	44,5	4,5	2,3	18,0	30,8
Maladies respiratoires chroniques	39,0	56,2	5,7	1,6	10,4	26,1
Maladies inflammatoires, ou rares, ou VIH/sida	9,0	55,2	6,1	1,7	11,8	25,2
Insuffisance rénale chronique terminale	3,3	72,2	3,1	1,6	5,1	18,0
Maladies du foie ou du pancréas	14,6	70,5	4,5	1,0	4,2	19,9
Autres affections de longue durée	24,2	42,9	5,6	2,0	19,8	29,7

* Milliers.

MCO : médecine, chirurgie, obstétrique ; SSR : soins de suite et de réadaptation ; HAD : hospitalisation à domicile ; Ehpad : établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes ; CMUc : couverture maladie universelle complémentaire ; AVC : accident vasculaire cérébral.

Répartition des personnes du régime général un jour donné, selon leur lieu de séjour dans l'année précédant leur décès en 2013 et pour chaque lieu de décès



* Note de lecture : pour le total des personnes décédées en 2013 et quel que soit le lieu de décès à J90 (soit trois mois avant le décès), 17% étaient hébergées en Ehpad, 1% étaient prises en charge au titre de l'HAD, 5% séjournaient en SSR et 10% en MCO. Le reste des personnes étaient à leur domicile ou dans une autre structure ou institution.

MCO : médecine, chirurgie, obstétrique ; SSR : soins de suite et de réadaptation ; HAD : hospitalisation à domicile ; Ehpad : établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes.

de santé, calculée sur une large population et pour de nombreuses pathologies, estimées à partir de la consommation de soins. Les données internationales disponibles correspondent surtout à des estimations de besoin, établies au moyen d'algorithmes utilisant les causes de décès principales pouvant bénéficier de soins palliatifs. Elles varient selon les causes incluses ou éliminées et leurs proportions selon les populations, mais le dénominateur reste l'ensemble des décès quelles qu'en soient les causes. Pour la France, le besoin en soins palliatifs était estimé en 2008 à 41% ou 69% des décès selon deux méthodes différentes¹⁷. L'estimation la plus haute inclut en sus les pathologies cardio-neuro-vasculaires chroniques autres que l'insuffisance cardiaque, les démences autres que la maladie d'Alzheimer et les maladies respiratoires autres que la bronchopneumopathie chronique obstructive. Une étude australienne, menée chez les adultes décédés en 2007 et avec une méthode similaire, rapportait 82% de personnes hospitalisées l'année avant le décès, et 2% avaient une mention de soins palliatifs dans leur dossier, quel qu'en soit le type¹⁵. Alors qu'il est préconisé une initiation des soins palliatifs plus en amont du décès, le taux de recours

aux soins palliatifs est élevé pour les SSR et l'HAD vers lesquels les patients peuvent être adressés en aval du MCO. Une sous-estimation de l'ensemble du recours aux soins palliatifs est probable dans cette étude. En effet, elle n'inclut pas les soins palliatifs en ville, avec ou sans recours aux SPH, car ils ne sont pas directement identifiables dans la base, comme ceux apportés en Ehpad. En effet, ces soins de ville ne sont pas pris en charge au niveau de l'individu, comme pour les réseaux, et il n'existe pas de marqueurs individuels spécifiques. Néanmoins, cette étude retrouve des recours aux SPH avant un décès survenu en Ehpad ou dans un « autre lieu », suggérant un retour ou une prise en charge vers le domicile ou l'Ehpad, mais dont l'intensité ne peut être appréciée. Comme la fréquence et la nature des soins palliatifs apportés peuvent varier selon l'âge et le type de pathologie, l'étude du recours aux SPH semble plus pertinente par pathologie, même si d'autres caractéristiques peuvent avoir une influence sur la prise en charge.

Cette étude rapporte une proportion deux fois plus élevée de personnes à faibles revenus parmi les personnes décédées de moins de 60 ans. En effet, alors que 16% des personnes de moins de 60 ans

Tableau 3

Recours aux soins palliatifs hospitaliers l'année avant le décès et lors du décès selon les caractéristiques des personnes du régime général décédées en 2013, les pathologies prises en charge et le lieu de décès

	Tous lieux de décès		MCO	SSR	HAD	Ehpad [#]	Autre [#]
	Avant le décès	Total	Total	Total	Total	Avant le décès	Avant le décès
	%	%	%	%	%	%	%
Total	13,5	29,2	39,3	60,0	88,9	7,6	6,7
Hommes	14,3	30,9	40,1	60,9	90,2	9,6	6,5
Femmes	12,7	27,6	38,5	59,1	87,5	6,8	7,0
Âge							
<15 ans	18,8	30,3	38,2	93,3	95,6	–	6,2
15-34 ans	9,2	15,8	33,3	58,5	100,0	–	1,6
35-44 ans	14,7	25,4	45,4	68,4	95,0	–	2,6
45-54 ans	18,6	34,5	49,7	80,0	96,6	–	4,8
55-64 ans	20,5	39,9	50,5	79,4	95,3	16,0	7,3
65-74 ans	19,0	38,8	46,5	71,1	92,8	14,0	8,5
75-84 ans	14,1	31,7	38,2	63,3	89,1	10,0	8,2
85-94 ans	8,9	22,2	29,9	50,9	81,7	7,3	6,6
≥95 ans	4,8	13,2	25,6	42,9	77,8	3,8	3,9
CMUc (<60 ans)							
Oui	15,1	27,8	42,7	70,0	95,9	–	4,1
Non	18,4	34,2	49,5	80,5	96,7	–	4,6
Cancers							
Sein de la femme	25,6	50,1	59,6	75,7	93,9	15,0	17,0
Côlon	26,8	52,7	57,9	76,8	94,6	20,0	22,0
Poumon	32,0	62,5	65,5	84,3	97,0	35,0	25,0
Prostate	20,1	40,9	48,0	67,2	92,2	14,0	13,0
Autres cancers	26,9	53,3	58,5	77,1	94,7	19,0	20,0
Hors cancer							
Maladies cardio-neuro-vasculaires	5,2	15,9	19,0	40,3	74,9	6,4	4,0
Maladie coronarienne	4,9	14,9	17,4	38,3	76,5	6,3	3,6
AVC aigu	6,1	24,3	22,6	51,6	77,9	16,0	11,0
Séquelles d'AVC	6,5	18,0	24,2	41,5	76,6	6,0	5,3
Insuffisance cardiaque	5,8	17,3	19,1	39,3	78,0	7,0	5,2
Diabète	4,9	14,1	18,3	40,2	75,8	6,1	2,9
Maladies psychiatriques	3,9	10,5	19,1	36,9	76,2	5,1	1,9
Maladies neurologiques ou dégénératives	6,5	17,4	27,1	44,9	75,4	5,3	5,0
Démences (dont Alzheimer)	6,2	17,2	27,4	44,7	75,0	5,4	5,4
Maladie de Parkinson	6,1	17,7	27,4	46,8	71,7	4,6	4,0
Sclérose en plaques	13,0	23,2	28,9	63,6	80,0	8,3	9,2
Paraplégie	10,2	20,6	26,2	44,2	62,5	5,9	6,7
Myopathie ou myasthénie	7,0	21,2	27,4	55,6	72,2	2,9	3,6
Épilepsie	7,1	18,4	26,3	52,8	75,5	7,2	4,4
Maladies respiratoires chroniques	6,1	16,5	19,9	37,7	77,4	7,1	4,4
Maladies inflammatoires, ou rares, ou VIH/sida	6,3	17,3	20,9	44,2	81,3	6,3	3,8
Insuffisance rénale chronique terminale	8,0	20,4	22,2	46,0	80,8	14,0	5,3
Maladies du foie ou du pancréas	6,0	16,7	17,5	47,2	86,4	11,0	4,7
Autres affections de longue durée	5,4	15,1	21,5	40,0	74,5	5,3	3,7

[#] Pas de soins palliatifs identifiables lors du décès.

* Milliers.

MCO : médecine, chirurgie, obstétrique ; SSR : soins de suite et de réadaptation ; HAD : hospitalisation à domicile ; Ehpad : établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes ; CMUc : couverture maladie universelle complémentaire ; AVC : accident vasculaire cérébral.

bénéficiaient de la CMUc, elles n'étaient que 8% sur l'ensemble des assurés du même âge. Une mortalité deux fois supérieure chez ces personnes a déjà été rapportée, et ceci quelle que soit la classe d'âge décennale retenue²⁵. Elles ont plus souvent des recours aux soins pour un traitement de l'hypertension artérielle ou d'un diabète, mais aussi de pathologies cardiovasculaires, certains cancers, troubles psychiatriques, etc.²⁶. Néanmoins, leur taux de recours aux soins palliatifs est moindre.

Limites

L'identification des maladies prises en charge est possible par des algorithmes multisources comme ceux utilisés dans cette étude. Ces derniers ont fait l'objet d'analyses de sensibilité et de revues d'experts, mais n'ont pas été confrontés à des données cliniques²². Néanmoins, ils dépendent du recours, de l'offre et de l'accès aux soins. Dans un contexte de réflexion autour de la fin de vie, le Sniiram permet de décrire les parcours et lieux de décès et il doit prochainement être chaîné avec les causes de décès, dans le cadre du système national des données de santé (SNDS).

Il est également probable qu'une partie des patients aient bénéficié de soins palliatifs intégrés sans que cela soit retranscrit dans le PMSI.

Cette étude est en faveur d'un niveau de recours aux SPH relativement élevé en France, notamment pour certaines pathologies. Néanmoins, dans un contexte de réflexion autour de la fin de vie, ces résultats doivent être affinés afin d'élaborer des indicateurs, d'apporter des éclairages selon différents axes spécifiques (pathologies, disparités de recours...) avec l'aide du Sniiram, mais aussi des professionnels, afin de guider les politiques de santé sur la fin de vie²⁷. Il est aussi nécessaire de développer la connaissance en vie réelle de l'ensemble du processus de fin de vie avec les transitions entre les différents lieux de soins. ■

Références

- [1] Parikh RB, Kirsh RA, Smith TJ, Temel JS. Early specialty palliative care – Translating data in oncology into practice. *N Engl J Med*. 2013;369(24):2347-51.
- [2] Blanpain N, Chardon O. Projections de population à l'horizon 2060. Un tiers de la population âgé de plus de 60 ans. *Insee Première*. 2010;1320. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281151>
- [3] Pison G, Toulemon L. Le nombre de décès va augmenter en France dans les prochaines années. *Population & Sociétés*. 2016;531:1-4. <https://www.ined.fr/fr/publications/population-et-societes/nombre-deces-augmenter-france-prochaines-annees/>
- [4] Murray SA, Kendall M, Boyd K, Sheikh A. Illness trajectories and palliative care. *BMJ* 2005;330(7498):1007-11.
- [5] Plan national 2015-2018 pour le développement des soins palliatifs et l'accompagnement en fin de vie. Paris: Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes; 2014. 30 p. http://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/031215_-_plabe56.pdf
- [6] Bilan du Programme national de développement des soins palliatifs 2008-2012. Paris: Ministère chargé de la Santé; 2013. 109 p. http://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/Bilan_programme_national_soins_palliatifs_270613.pdf
- [7] Morin L, Aubry R. Accessibilité de l'offre de soins palliatifs à l'hôpital en France : de fortes inégalités entre régions. *Médecine Palliat*. 2015;1(3):142-51.
- [8] Les attentes et les besoins des Français vis-à-vis de la fin de vie. Sondage Ifop pour la Fondation Adréa. 2016. 47 p. <http://www.centre-francais-fondations.org/fondations-fonds-de-dotations/observatoires-et-contributions/sante-connaître-et-accompagner/fondation-adrea-mieux-connaître-les-attentes-des-francais-pour-la-fin-de-vie-1/view>
- [9] Bellamy V. 569 200 personnes décédées en France en 2013 : le nombre de décès de nouveau très élevé. [Internet]. *Insee Focus*. 2014;13. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1379710>
- [10] Pivodic L, Pardon K, Morin L, Addington-Hall J, Miccinesi G, Cardenas-Turan M, et al; EURO IMPACT. Place of death in the population dying from diseases indicative of palliative care need: a cross-national population-level study in 14 countries. *J Epidemiol Community Health*. 2016;70(1):17-24.
- [11] Reich O, Signorell A, Busato A. Place of death and health care utilization for people in the last 6 months of life in Switzerland: A retrospective analysis using administrative data. *BMC Health Serv Res*. 2013;13:116.
- [12] Tanuseputro P, Budhwani S, Bai YQ, Wodchis WP. Palliative care delivery across health sectors: A population-level observational study. *Palliat Med*. 2017;31(3):247-257.
- [13] Bekelman JE, Halpern SD, Blankart CR, Bynum JP, Cohen J, Fowler R, et al. Comparison of site of death, health care utilization, and hospital expenditures for patients dying with cancer in 7 developed countries. *JAMA*. 2016;315(3):272-83.
- [14] Brameld K, Spilsbury K, Rosenwax L, Murray K, Semmens J. Issues using linkage of hospital records and death certificate data to determine the size of a potential palliative care population. *Palliat Med*. 2017;31(6):537-43.
- [15] Goldsbury DE, O'Connell DL, Girgis A, Wilkinson A, Phillips JL, Davidson PM, et al. Acute hospital-based services used by adults during the last year of life in New South Wales, Australia: A population-based retrospective cohort study. *BMC Health Serv Res*. 2015;15:537.
- [16] Kane PM, Daveson BA, Ryan K, McQuillan R, Higginson IJ, Murtagh FE; BuildCARE. The need for palliative care in Ireland: a population-based estimate of palliative care using routine mortality data, inclusive of nonmalignant conditions. *J Pain Symptom Manage*. 2015;49(4):726-33.e1.
- [17] Morin L, Aubry R, Frova L, MacLeod R, Wilson DM, Loucka M, et al. Estimating the need for palliative care at the population level: A cross-national study in 12 countries. *Palliat Med*. 2017;31(6):526-36.
- [18] Murtagh FE, Bausewein C, Verne J, Groeneveld EI, Kaloki YE, Higginson IJ. How many people need palliative care? A study developing and comparing methods for population-based estimates. *Palliat Med*. 2014;28(1):49-58.
- [19] Rosenwax LK, McNamara B, Blackmore AM, Holman CD. Estimating the size of a potential palliative care population. *Palliat Med*. 2005;19(7):556-62.
- [20] Tuppin P, de Roquefeuille L, Weill A, Ricordeau P, Merlière Y. French national health insurance information system and the permanent beneficiaries sample. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 2010;58(4):286-90.
- [21] Améliorer la qualité du système de santé et maîtriser les dépenses. Propositions de l'Assurance maladie pour 2016. Rapport au ministre chargé de la Sécurité sociale et au Parlement sur l'évolution des charges et des produits de l'Assurance maladie au titre de 2016 (loi du 13 août 2004). Paris: Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés 2016. p. 171-185. <http://documentation.fhp.fr/documents/21499R.pdf>
- [22] Quantin C, Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés. Étude des algorithmes de définition

des pathologies dans le Sniiram. Paris: CnamTS; 2015. 272 p. <https://www.ameli.fr/l-assurance-maladie/statistiques-et-publications/etudes-en-sante-publique/cartographie-des-pathologies-et-des-depenses/methodologie.php>

[23] Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc). www.cepidc.inserm.fr

[24] Lefeuvre D, Pavillon G, Jouglu E, Aouba A, Rey G. Quality comparison of electronic versus paper death certificates (France – 2010). *Popul Health Metr.* 2014;12(1):3.

[25] Tuppin P, Blotière PO, Weill A, Ricordeau P, Allemand H. Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009. *Presse Med.* 2011;40(6):e304-14.

[26] Tuppin P, Samson S, Colinot N, Gastaldi-Menager C, Fagot-Campagna A, Gissot C. Consommations de soins

des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (CMUC) ou de l'aide pour une complémentaire santé (ACS) en 2012. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2016;64(2):67-78.

[27] Poulalhon C, Rotelli-Bihet L, Raso C, Aubry R, Fagot-Campagna A, Tuppin P. Deaths in France: Characteristics, place of death, hospitalisations and use of palliative care during the year before death. *Rev Epidemiol Santé Publique.* 2017 Dec 1. pii: S0398-7620(17)30519-9. doi: 10.1016/j.respe.2017.06.008.

Citer cet article

Poulalhon C, Rotelli-Bihet L, Fagot-Campagna A, Aubry R, Tuppin P. Recours aux soins palliatifs hospitaliers des personnes décédées en 2013 en France selon leurs caractéristiques et pathologies. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(21):641-50. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/31/2017_31_2.html

ARTICLE // Article

SURVEILLANCE DE LA BRONCHIOLITE EN FRANCE, SAISON 2016-2017

// BRONCHIOLITIS SURVEILLANCE IN FRANCE, SEASON 2016-17

Équipes de surveillance de la bronchiolite*

Auteur pour la correspondance : Emmanuel Belchior (emmanuel.belchior@santepubliquefrance.fr)

*Santé publique France : Emmanuel Belchior, Vanina Bousquet, Yann Savitch, Daniel Lévy-Bruhl, Camille Pelat, Yann Le Strat (Direction des maladies infectieuses) ; Frédérique Dorleans, Laurent Filleul, Noémie Fortin, Nicolas Vincent, Elise Daudens-Vaysse, Olivier Retel, Guillaume Spaccferri, Magali Lainé, Florian Franke, Leslie Banzet, Laure Meurice, Gaëlle Gault et l'ensemble des Cellules d'intervention en région ; Isabelle Pontais (Direction des régions). OSCOUR® : Gilles Viudes, Maurice Raphaël, Guilhem Noel. SOS Médecins : Pascal Chansard, Pierre-Henry Juan. Centre national de référence des virus des infections respiratoires (dont la grippe) : Sylvie Behillil, Bruno Lina. Réseau Sentinelles (Inserm, UPMC, Université de Corse) : Alessandra Falchi, Shirley Masse.

Soumis le 15.09.2017 // Date of submission: 09.15.2017

Résumé // Abstract

Cet article présente le bilan de la surveillance épidémiologique de la bronchiolite en France au cours de la saison 2016-2017.

Méthodes – Ce bilan s'appuie sur l'analyse descriptive des données de surveillance de la bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans, fournies par un réseau de médecine ambulatoire (SOS Médecins), les structures d'urgence du réseau OSCOUR® ainsi que par les analyses virologiques hospitalières (RENAL) et ambulatoires (Réseau Sentinelles).

Résultats – L'épidémie de bronchiolite a débuté mi-novembre (semaine 46-2016) en Île-de-France et dans la région Provence-Alpes-Côte d'Azur, et s'est étendue à l'ensemble de la métropole mi-décembre (semaine 50-2016). Elle a duré 15 semaines. Au total, durant la période de surveillance (semaines 41-2016 à 11-2017), SOS Médecins a enregistré plus de 9 000 recours pour bronchiolite concernant des enfants de moins de 2 ans. Les services d'urgences des établissements participant au dispositif de surveillance ont enregistré plus de 46 000 consultations pour bronchiolite dans cette même tranche d'âge, dont 38% étaient suivies d'une hospitalisation. La dynamique de l'épidémie, concomitante avec la circulation du virus respiratoire syncytial (VRS), est comparable à celle des années précédentes.

Conclusion – L'épidémie de bronchiolite a une dynamique comparable chaque année et une intensité variable engendrant une activité soutenue pendant une durée importante dans les services d'urgences et de médecine pédiatrique.

This article summarizes the epidemiological surveillance of bronchiolitis in France for the 2016-17 season.

Methods – This report is based on the descriptive analysis of surveillance data for bronchiolitis in children under two years of age, provided by a network of outpatient care (SOS Médecins), emergency unit's visits and hospitalizations for clinical bronchiolitis (OSCOUR®), virological data from hospitals (RENAL) and outpatients (Réseau Sentinelles).

Results – The bronchiolitis epidemic started mid-November (week 46/2016) in the Ile-de-France and Provence-Alpes-Côte d'Azur regions, spread to the whole country by mid-December (week 50/2016) and lasted

15 weeks. Among children under 2 years of age, more than 9,000 had bronchiolitis consultations and more than 46,000 had an emergency unit's visit during the bronchiolitis surveillance period (weeks 41-2016 to 11-2017), among which 38% were hospitalized. The dynamics of the outbreak followed the usual dynamics of respiratory syncytial virus (RSV) circulation and was comparable to the past epidemics.

Conclusion – Bronchiolitis epidemic has a typical pattern each year with a variable magnitude and for a long period, producing an intensive activity in paediatrics and emergency care settings.

Mots-clés : Bronchiolite, Surveillance, Épidémie, France
// **Keywords**: Bronchiolitis, Surveillance, Outbreak, France

Introduction

La bronchiolite aiguë est une maladie respiratoire épidémique due majoritairement au virus respiratoire syncytial (VRS), qui touche environ 30% de la population des nourrissons de moins de 2 ans chaque saison hivernale en France métropolitaine¹. Les épidémies de bronchiolite des départements d'outre-mer (DOM) (Antilles, zone intertropicale hémisphère Nord et Réunion-Mayotte, zone intertropicale hémisphère Sud) ont une saisonnalité spécifique et des caractéristiques différentes de celle de la métropole. Dans la très grande majorité des cas, la bronchiolite est bénigne et évolue de manière favorable. Dans 5 à 7% des cas, la bronchiolite du nourrisson impose l'hospitalisation, voire une admission en réanimation¹. Les décès imputables à la bronchiolite aiguë chez le nourrisson sont très rares (moins de 1% des cas)².

La surveillance de la bronchiolite a pour objectifs la détection précoce de l'épidémie à l'échelon régional, le suivi de sa dynamique et l'estimation de sa morbidité chez les enfants âgés de moins de 2 ans dans un objectif d'adaptation de l'offre de soins. Elle s'appuie sur de nombreux réseaux partenaires en charge de la surveillance clinique et virologique et sur les Cellules d'intervention en région (Cire) de Santé publique France. Elle est coordonnée par Santé publique France depuis 2010 (dossier bronchiolite⁽¹⁾).

Cet article présente le bilan de la surveillance de la bronchiolite en France au cours de la saison de surveillance 2016-2017 à partir des données épidémiologiques et virologiques de médecine ambulatoire et hospitalière.

Matériel et méthodes

La surveillance de la bronchiolite se déroule chaque année de la semaine 40 de l'année N à la semaine 15 de l'année N+1 en France métropolitaine, en Martinique, en Guadeloupe et dans les îles du Nord (Saint-Martin et Saint-Barthélemy), et au cours de l'été austral à La Réunion et Mayotte.

Sources de données

En **médecine ambulatoire**, 61 des 62 associations SOS Médecins de France métropolitaine ont transmis quotidiennement à Santé publique France, durant la période de surveillance, des données relatives aux consultations pour bronchiolite. En novembre 2010,

une définition clinique de la bronchiolite proche de celle proposée par la conférence de consensus de 2000³ a été adoptée par les associations SOS Médecins. Elle repose sur les critères suivants :

- âge ≤ 24 mois ;
- survenue au décours immédiat d'une rhinopharyngite ;
- associant une toux et une dyspnée obstructive ;
- accompagnée de sifflements et/ou râles à l'auscultation ;
- ≤ 3 épisodes.

En **milieu hospitalier**, la surveillance s'appuie sur le suivi des passages aux urgences et des hospitalisations pour bronchiolite, codés J21 et dérivés, selon la Classification internationale des maladies 10^e révision (CIM-10) de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Durant la période de surveillance, ces données ont été transmises quotidiennement à Santé publique France par environ 590 structures d'urgence hospitalières contribuant au réseau OSCOUR® (Organisation de la surveillance coordonnée des urgences), représentant environ 92% de l'ensemble des passages aux urgences en métropole (exhaustivité du réseau calculée à partir de la Statistique annuelle des établissements (SAE)).

En 2016-2017, 99% des consultations SOS Médecins avaient un diagnostic codé et 75% des passages aux urgences étaient également codés.

Les nombres totaux et les proportions (relatives au total des consultations SOS Médecins et des passages aux urgences), de diagnostics et d'hospitalisations pour bronchiolite sont présentés pour les deux sources de données.

La surveillance virologique en médecine ambulatoire est réalisée à partir des prélèvements rhinopharyngés effectués par les médecins généralistes et les pédiatres du réseau Sentinelles sur des patients répondant à la définition de syndrome grippal (personne présentant une fièvre supérieure à 39°C, d'apparition brutale, accompagnée de myalgies et de signes respiratoires). En médecine hospitalière, la surveillance est réalisée à partir des déclarations d'identification de VRS par le Réseau national des laboratoires hospitaliers (RENAL). L'analyse virologique est coordonnée par le Centre national de référence (CNR) des virus des infections respiratoires. Les données virologiques ne sont pas disponibles dans toutes les régions. Les nombres

⁽¹⁾ <http://invs.santepubliquefrance.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Infections-respiratoires/Bronchiolite/Aide-memoire>

totaux de prélèvements et les taux moyens positifs pour le VRS sont présentés pour les deux sources de données.

Analyses statistique et qualitative

Le début et la fin de l'épidémie de bronchiolite (période épidémique) ont été déterminés pour chaque région à partir de méthodes statistiques et qualitatives. Le résultat des méthodes statistiques était mis à disposition des Cire chaque matin sur une application Web développée par Santé publique France, appelée Module d'analyse des données SurSaUD® et Sentinelles (application MASS)⁴.

Plus spécifiquement, à partir des deux sources de données (SOS Médecins et OSCOUR®) et grâce à trois méthodes statistiques de détection d'épidémie (régression périodique, régression périodique robuste et modèle de Markov caché), un maximum de six alarmes statistiques a été généré chaque semaine et dans chaque région durant la saison 2016-2017.

Ces résultats ont été synthétisés pour produire trois niveaux d'alerte selon l'algorithme qui suit :

soit n_1 le nombre d'alarmes pour OSCOUR®, n_2 le nombre d'alarmes pour SOS Médecins (n_1 et n_2 compris entre 0 et 3) et n le nombre total d'alarmes ($n_1 + n_2$) :

- niveau "épidémique" si ($n_1 \geq 1$ et $n_2 \geq 1$) ou ($n_1 \geq 2$) ;
- niveau "pré/post-épidémique" si $n=1$;
- niveau "pas d'alerte" si $n=0$.

Cette approche statistique est complétée par l'analyse qualitative, par les Cire, des données régionales remontant des acteurs de terrain, en particulier les données virologiques régionales lorsqu'elles sont disponibles. Cette analyse peut conduire les Cire à modifier le niveau d'alerte régional proposé par l'application MASS. Le classement final figure dans les Points épidémiologiques régionaux disponibles sur le site de Santé publique France⁽²⁾. Les résultats de ces analyses statistiques et qualitatives décrivent la diffusion spatiale et l'évolution temporelle des épidémies pour informer les Agences régionales de santé (ARS) et leur permettre ainsi d'adapter au mieux l'offre de soins.

Au niveau national, le taux de positivité du VRS parmi les prélèvements effectués a été suivi et comparé aux données de morbidité.

La période épidémique nationale a été définie comme suit :

- début de l'épidémie : une première région métropolitaine entrait en niveau « épidémique » ;
- fin de l'épidémie : toutes les régions étaient en niveau « post-épidémique » ou « pas d'alerte ».

Durant la période de surveillance, une synthèse était publiée chaque mercredi dans le « Bulletin épidémiologique bronchiolite » disponible sur le site de Santé publique France⁽³⁾.

⁽²⁾ <http://invs.santepubliquefrance.fr/Regions-et-territoires/Actualites>

⁽³⁾ <http://invs.santepubliquefrance.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Infections-respiratoires/Bronchiolite/Situation-epidemiologique-de-la-bronchiolite-en-France-metropolitaine>

Les données (nombre de consultations, de passages et hospitalisations après passages aux urgences, sex-ratio et âge des cas) sont présentées durant la période épidémique nationale.

Les indicateurs cités plus haut ont été comparés à ceux des deux saisons de surveillance précédentes (2014-2015 et 2015-2016) pour la même période de surveillance (semaine 41 année N à semaine 11 année N+1). Seules les proportions ont été comparées graphiquement afin de s'affranchir de la variation de l'exhaustivité et de la proportion de codage, d'une année sur l'autre, des deux systèmes de surveillance.

À La Réunion, la surveillance est basée sur le suivi des passages aux urgences de l'ensemble des services de l'île (OSCOUR®). À Mayotte, la surveillance de la bronchiolite repose essentiellement sur les données d'activité du service d'urgences du Centre hospitalier de Mayotte et sur celles du réseau de médecins sentinelles. Ces données sont complétées par des données virologiques disponibles provenant des principaux centres hospitaliers⁵.

Aux Antilles, la surveillance de la bronchiolite est basée sur plusieurs dispositifs : le réseau sentinelles de médecin généralistes de ville (RMS) dans les quatre territoires (Martinique, Guadeloupe, Saint-Martin et Saint-Barthélemy), l'association SOS Médecins et les urgences pédiatriques en Martinique, et le système OSCOUR® en Guadeloupe et dans les Îles du Nord. Un dispositif de surveillance ciblée des formes graves (définies comme : enfant de moins de 2 ans hospitalisé en service de réanimation pédiatrique pour bronchiolite dyspnéisante) a été mis en place en Martinique en 2016-2017 suite à l'alerte émise par le service de réanimation néonatale le 23 octobre 2016⁶.

Pour la saison 2016-2017, les données n'étaient pas disponibles pour la Guyane.

Résultats

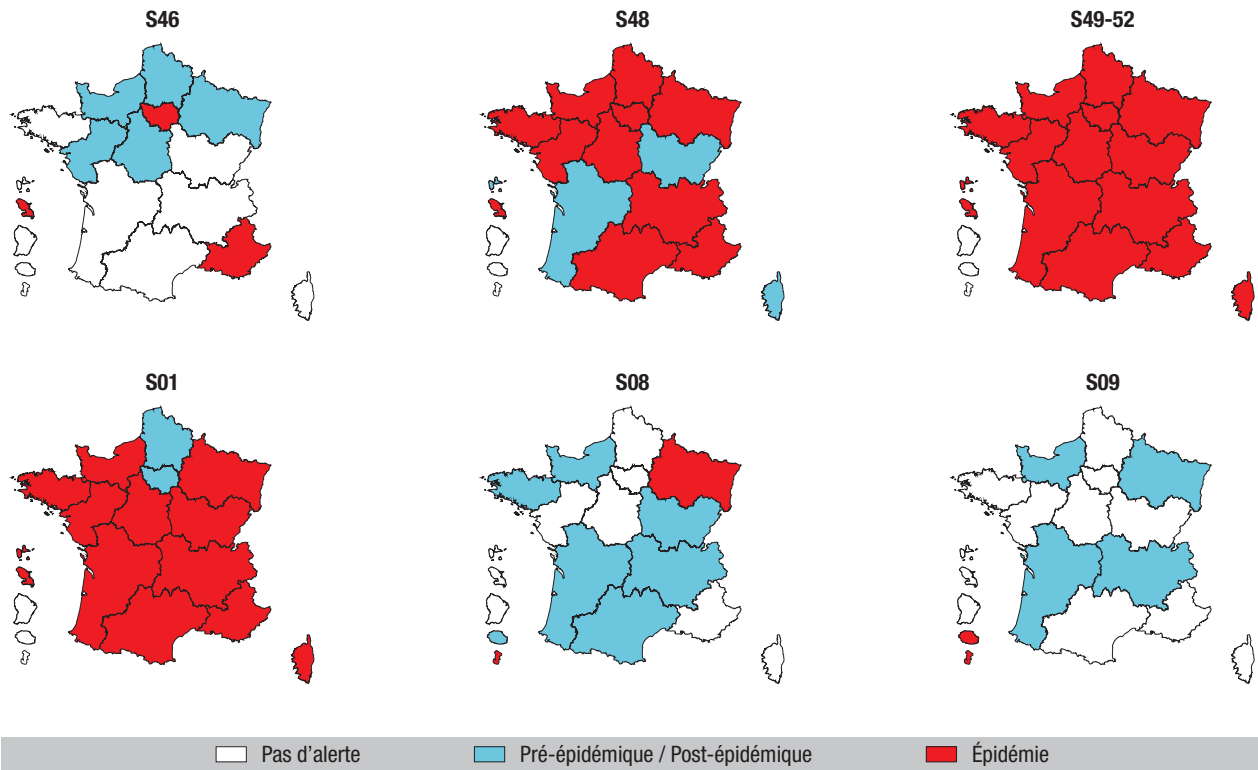
En France métropolitaine

La période de surveillance de la bronchiolite en France métropolitaine a débuté en semaine 41-2016 (10-16 octobre 2016) pour se terminer en semaine 11-2017 (13-19 mars 2017). L'épidémie a démarré en régions Île-de-France et Provence-Alpes-Côte d'Azur en semaine 46 (14-20 novembre 2016), deux semaines après la fin des vacances scolaires de la Toussaint. Elle s'est étendue à l'ensemble de la métropole en semaine 49 (5-11 décembre 2016). Elle a duré jusqu'à la semaine 8 (20-25 février 2017), soit une durée totale de l'épidémie de 15 semaines. Au niveau national, le pic a été franchi en semaine 50 (12-18 décembre 2016), juste avant les congés de Noël. Il était franchi dans l'ensemble des régions métropolitaines en semaine 2 (9-15 janvier 2017), deux semaines après les congés de Noël (figures 1 et 2).

[logique-de-la-bronchiolite-en-France-metropolitaine](http://invs.santepubliquefrance.fr/Dossiers-thematiques/Maladies-infectieuses/Infections-respiratoires/Bronchiolite/Situation-epidemiologique-de-la-bronchiolite-en-France-metropolitaine)

Figure 1

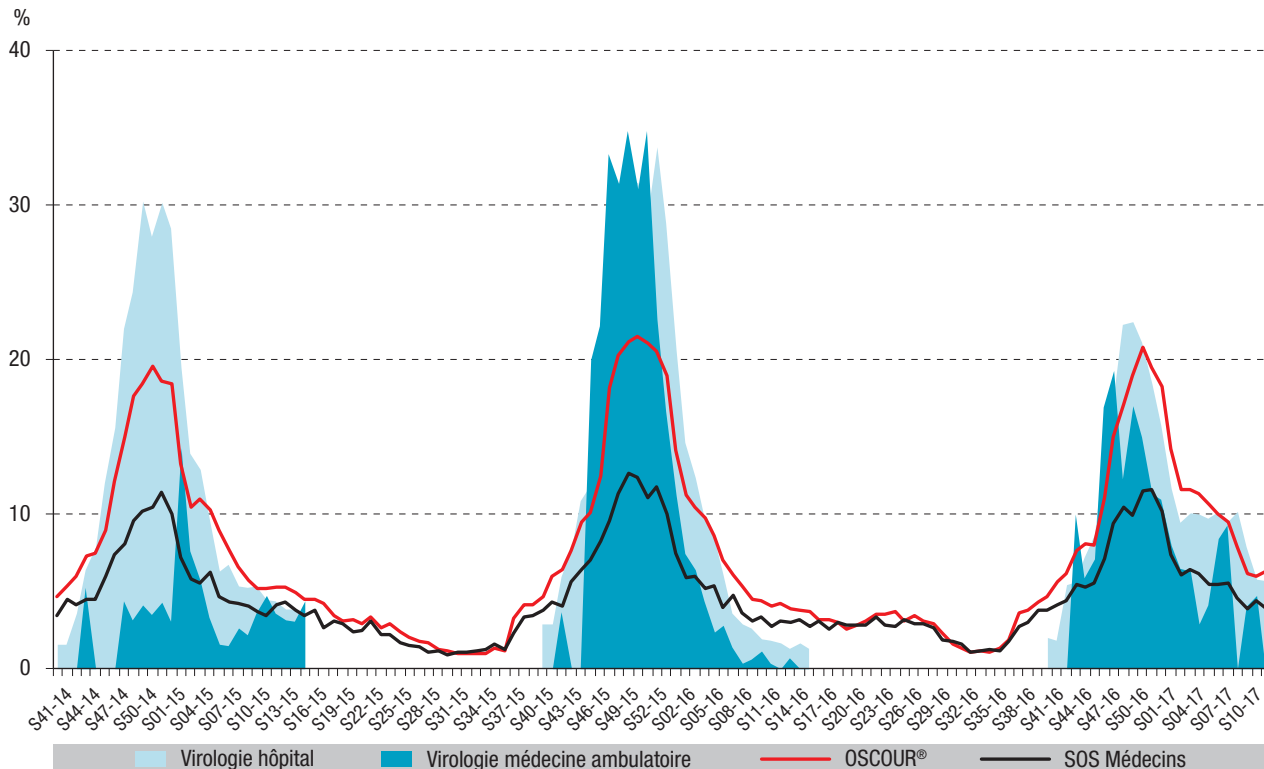
Évolution hebdomadaire des niveaux d'alerte régionaux pour la bronchiolite, France, semaines 42-2016 à 09-2017



Source : analyse épidémiologique des Cire - Auteurs : Santé publique France – 2016-2017.

Figure 2

Proportion des passages aux urgences (OSCOUR®) et des consultations (SOS Médecins) pour bronchiolite parmi les passages ou les consultations toutes causes codées chez les enfants de moins de 2 ans ; proportion de prélèvements hospitaliers (Réseau national de laboratoires hospitaliers et Centre national de référence des virus *influenzae*) et de prélèvements en médecine ambulatoire (Réseau Sentinelles) positifs pour le virus respiratoire syncytial (VRS), France métropolitaine, semaines 41-2014 à 11-2017



Pendant l'épidémie, chez les enfants de moins de 2 ans, le nombre total de consultations pour bronchiolite a été de 8 019 dans les 61 associations SOS Médecins ayant participé à la surveillance, soit 8% des consultations toutes causes codées. Dans les 590 structures d'urgences ayant participé à la surveillance, le nombre total de passages pour bronchiolite a été de 44 721, soit 14% des passages totaux codés sur la même période. Parmi ceux-ci, 16 945 hospitalisations ont été rapportées, soit 30% des hospitalisations toutes causes codées. La proportion d'hospitalisations suite aux passages aux urgences pour bronchiolite était donc de 38% (16 945/44 721).

En termes de caractéristiques des cas, 67% des cas vus par SOS Médecins et 88% des cas vus aux urgences avaient moins de 1 an, et 57% des cas vus par SOS Médecins et 58% des cas vus aux urgences étaient des garçons.

Durant les trois dernières périodes de surveillance, chez les enfants de moins de 2 ans, la proportion moyenne (7%) de consultations SOS Médecins pour bronchiolite parmi les consultations toutes causes codées n'a pas varié. La proportion moyenne

de passages aux urgences pour bronchiolite parmi les passages toutes causes codées a varié de 11 à 13% selon la saison.

Selon la saison de surveillance, 36 à 39% des passages aux urgences ont entraîné une hospitalisation pour bronchiolite (soit de 25 à 28% des hospitalisations toutes causes codées). Au pic épidémique, 11 à 13% des consultations SOS Médecins étaient une bronchiolite. Par ailleurs, 20 à 22% des passages aux urgences et 41 à 44% des hospitalisations étaient liés à la bronchiolite. De même, 42 à 45% des passages aux urgences pour bronchiolite étaient suivis d'une hospitalisation (tableau 1).

Concernant la surveillance virologique, la dynamique d'évolution des proportions de prélèvements positifs pour le VRS (hospitaliers et en médecine ambulatoire) a suivi les mêmes tendances épidémiques que celle des proportions de consultations SOS Médecins et de passages aux urgences pour bronchiolite (figure 2).

Durant les trois dernières périodes de surveillance, le taux moyen de positivité pour le VRS dans les prélèvements RENAL a varié de 11 à 15%, et il est

Tableau 1

Indicateurs de surveillance épidémiologique de la bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans à partir des données SOS Médecins, OSCOUR®, RENAL et Sentinelles, et comparaison des saisons de surveillance (semaines 41 année N à semaine 11 année N+1) 2014-2015, 2015-2016 et 2016-2017, en France métropolitaine

Sources de données	Indicateurs de surveillance de la bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans	Période de surveillance (S41 à S11)		
		2014-2015	2015-2016*	2016-2017
SOS Médecins	Nombre de consultations	7 532	9 476	10 085
	Proportion moyenne de consultations pour bronchiolite parmi les consultations toutes causes codées	7%	7%	7%
	Proportion de consultations pour bronchiolite parmi les consultations toutes causes codées au pic épidémique	11%	13%	12%
OSCOUR®	Nombre de passages aux urgences	41 035	53 590	53 940
	Proportion moyenne de passages pour bronchiolite parmi les passages toutes causes codées	11%	13%	12%
	Proportion de passages pour bronchiolite parmi les passages toutes causes codées au pic épidémique	20%	22%	21%
	Nombre d'hospitalisations après passages aux urgences	16 059	19 444	20 277
	Proportion moyenne d'hospitalisations pour bronchiolite parmi les hospitalisations toutes causes codées	25%	28%	26%
	Proportion d'hospitalisations pour bronchiolite parmi les hospitalisations toutes causes codées au pic épidémique	42%	44%	41%
	Proportion moyenne hospitalisations/passages pour bronchiolite	39%	36%	38%
Proportion hospitalisations/passages pour bronchiolite au pic épidémique	45%	42%	44%	
RENAL	Nombre de prélèvements hospitaliers	60 912	63 864	85 079
	Taux moyen de positivité pour le VRS parmi les prélèvements	13%	15%	11%
	Taux de positivité pour le VRS parmi les prélèvements au pic épidémique	30%	34%	22%
Sentinelles	Nombre de prélèvements en médecine ambulatoire	2 418	3 360	2 899
	Taux moyen de positivité pour le VRS parmi les prélèvements	3%	13%	8%
	Taux de positivité pour le VRS parmi les prélèvements au pic épidémique	14%	35%	19%

* S10 pour la saison 2015-16 (53 semaines en 2015).

VRS : virus respiratoire syncytial.

passé de 3 à 13% dans les prélèvements Sentinelles. Le taux de positivité pour le VRS au pic épidémique a varié de 22 à 34% pour les prélèvements RENAL et de 14 à 35% pour les prélèvements Sentinelles (tableau 1). Aucune des caractéristiques des cas prélevés positifs (sexe et âge) n'était disponible.

Dans les départements d'outre-mer

Comme en métropole, les épidémies de bronchiolite se sont déroulées sur des périodes relativement longues.

À La Réunion, l'épidémie a été tardive et a duré 13 semaines, contre 22 semaines à Mayotte. Les recours aux urgences pour bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans étaient proches dans les deux îles (17% de l'ensemble des passages aux urgences pour cette tranche d'âge à La Réunion vs 19% à Mayotte). La proportion d'hospitalisations après passages aux urgences était cependant supérieure à La Réunion (52%) par rapport à Mayotte (37%). Le taux moyen de positivité pour le VRS rapporté par deux laboratoires hospitaliers était de plus de 60% de février à avril.

Aux Antilles, les épidémies ont eu des durées variables : 12 semaines en Martinique, 17 semaines à Saint-Martin, 19 semaines en Guadeloupe et 21 semaines à Saint-Barthélemy. Le nombre de cas cliniquement évocateurs de bronchiolite vus en consultation par les médecins de ville était supérieur à 1 000 en Guadeloupe (1 020) et en Martinique (1 312), contre une centaine de cas dans les Îles du Nord (120 à Saint-Martin et 100 à Saint-Barthélemy). La proportion d'hospitalisations après passage aux urgences pour bronchiolite a varié de 0% à Saint-Barthélemy à 10% à Saint-Martin, 30% en Martinique et 38% en Guadeloupe.

En Martinique, l'épidémie a été marquée par la survenue inhabituellement élevée de cas hospitalisés en service de réanimation pédiatrique. Le nombre de cas graves recensés était ainsi de 26, dont 22 avec confirmation virologique du VRS. L'âge moyen des cas graves était de 51 jours [1-353 jours]. Le taux d'incidence des cas graves de l'épidémie 2016-2017 (206 pour 10 000 cas suspects de bronchiolite) a

été supérieur à celui de l'épidémie de 2012-2013 (127 pour 10 000). En Guadeloupe, à Saint-Martin et à Saint-Barthélemy, aucun cas grave de bronchiolite n'a été notifié par les services pédiatriques (tableau 2).

Discussion

En 2016-2017, l'épidémie de bronchiolite a représenté un poids important de santé publique chez les enfants de moins de 2 ans, en termes de morbidité (environ 8 000 consultations SOS Médecins et 45 000 passages aux urgences, dont 40% d'hospitalisations). L'impact de la bronchiolite a ainsi pesé durablement sur l'organisation des soins, comme cela avait été décrit dans l'agglomération nantaise de 2007 à 2012⁷. En 2016-2017, les régions Île-de-France et Provence-Alpes-Côte d'Azur ont été touchées au même moment et la bronchiolite a diffusé sur l'ensemble du territoire à partir de ces deux foyers.

L'épidémie a touché majoritairement les garçons (près de 60% des cas) et les moins de 1 an (près de 58% des cas). Au pic épidémique, chez les enfants de moins de 2 ans, plus de 1 passage aux urgences sur 5 et plus de 2 hospitalisations sur 5 étaient dus à une bronchiolite. Une hospitalisation était décidée pour plus de 2 passages sur 5 pour bronchiolite.

Les données virologiques suivaient les mêmes tendances que les données de consultations, passages aux urgences et hospitalisations pour bronchiolite. Plus de 1 prélèvement respiratoire sur 4 confirmait la présence du VRS au moment du pic épidémique. Dans une étude hospitalière nationale, la part du VRS chez 1 545 cas âgés de moins de 2 ans souffrant de bronchiolite a été évaluée à 75%¹. Les données virologiques disponibles à travers la surveillance existante ne permettent pas d'évaluer correctement la part du VRS dans les bronchiolites de l'enfant de moins de 2 ans, puisqu'il s'agit de données agrégées sans mention de l'âge et du sexe.

Les caractéristiques des épidémies de bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans en France métropolitaine ont peu évolué sur les trois dernières périodes de surveillance, et elles ont une chronologie comparable d'une saison à l'autre. Les épidémies

Tableau 2

Caractéristiques des épidémies de bronchiolite 2016-2017 et indicateurs de surveillance de la bronchiolite chez les enfants de moins de 2 ans

Territoire	Nombre d'habitants (Insee 2016)	Caractéristiques des épidémies 2016-2017 (semaines)				Consultations en médecine de ville	Passages aux urgences	Proportion d'hospitalisations après passage aux urgences
		Début	Pic	Fin	Durée			
La Réunion	850 996	05-2017	10-2018	18-2017	13	-	801	52%
Mayotte	235 132	49-2016	09-2018	18-2017	22	-	656	37%
Martinique	376 847	41-2016	42-2016	52-2016	12	1 312	340	30%
Guadeloupe	395 725	43-2016	52-2016	09-2017	19	1 020	440	38%
Saint-Martin	75 000	44-2016	47-2016	07-2017	17	120	21	10%
Saint-Barthélemy	9 427	40-2016	47-2016	07-2018	21	100	8	0%
Métropole	64 859 599	46-2016	50-2016	08-2017	15	8 019	44 721	38%

ont commencé début novembre, avant de légèrement fléchir pendant les vacances de la Toussaint puis de reprendre de l'intensité jusqu'aux vacances de Noël, durant lesquelles elles ont atteint leur pic d'activité. En fonction du démarrage de l'épidémie de grippe, les épidémies de grippe et de bronchiolite peuvent se chevaucher. Ceci a été observé pendant la saison 2016-2017, où l'épidémie de grippe a débuté mi-décembre⁸. Il est probable que les vacances de la Toussaint freinent la transmission de la bronchiolite, ce qui peut expliquer le fléchissement de l'épidémie avant sa reprise après les vacances.

Dans les DOM, les épidémies de bronchiolite présentent des caractéristiques comparables à celle de la métropole (dynamique, durée et intensité), mais avec certaines variations dues à leur spécificité géographique. La gravité des bronchiolites ne fait pas l'objet d'une surveillance spécifique, à la différence de la grippe pour laquelle les cas graves sont surveillés en service de réanimation⁹. Cependant, la Cire Antilles a mis en place en Martinique un dispositif de surveillance des formes graves dans des services de pédiatrie en 2016-2017, qui lui a permis d'estimer la gravité de l'épidémie. En comparaison de l'épidémie 2012-2013, qui avait été qualifiée de sévère, avec un taux d'incidence des cas graves de 127 pour 10 000 cas suspects de bronchiolite, l'épidémie 2016-2017 a enregistré un taux d'incidence des cas graves de 206 pour 10 000 cas suspects⁶.

En 2016-2017, même si une hospitalisation pour bronchiolite a été décidée pour plus de 2 passages aux urgences sur 5, ces données ne permettent pas de caractériser la gravité et la létalité. En 2012, une analyse des données du programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) a été publiée, décrivant les cas de bronchiolite ayant nécessité une hospitalisation en 2009. Le taux d'hospitalisation avait été estimé à 35,8 pour 1 000 nourrissons de moins de 1 an. La létalité était estimée à 0,08% pour l'ensemble des cas et la mortalité était de 2,6 pour 100 000 nourrissons de moins de 1 an. Les facteurs associés au décès étaient la présence d'une dysplasie broncho-pulmonaire, l'hospitalisation dans un service de soins aigus et la nécessité du recours à une assistance ventilatoire². Dans une autre étude menée par la Cire Pays de la Loire pour la période 2007-2012, la gravité était dépendante de l'âge (environ 25 hospitalisations pour bronchiolite à VRS pour 1 000 enfants de moins de 1 an et le double chez les moins de 3 mois)⁹.

Ainsi, les limites de la surveillance mise en place sont le manque de caractérisation des cas, de leur niveau de gravité et l'absence de confirmation diagnostique des cas qui pourrait indiquer la part respective des virus responsables de la bronchiolite, et ce malgré la disponibilité de données virologiques essentiellement orientées vers les syndromes grippaux.

Cependant, les données de surveillance OSCOUR[®] et SOS Médecins sont complémentaires et permettent de détecter et de suivre en temps réel les épidémies de bronchiolite chaque année. Leur exhaustivité déjà

très bonne (supérieure à 90% pour OSCOUR[®]) et les données recueillies de bonne qualité (% de codage supérieur à 70% pour OSCOUR[®]) sont en constante amélioration. La surveillance syndromique, même si elle est un bon proxy de la surveillance des infections à VRS chez les enfants de moins de 2 ans, doit ainsi être améliorée, notamment par la connaissance des caractéristiques des cas (âge, sexe, étiologie, gravité).

En outre, la surveillance de la bronchiolite permet de cibler les messages de prévention¹⁰ et de contribuer à optimiser le recours au système de santé. Au niveau régional, la mise à disposition de seuils régionaux, avec notamment le niveau pré-épidémique (décisionnel pour l'organisation des soins dans les établissements) est une avancée importante depuis la saison 2016-2017. L'alerte en amont sur l'arrivée imminente de l'épidémie permet l'anticipation des éventuelles tensions et l'organisation des soins dans les services d'urgence et les services de pédiatrie, en aval des urgences et de SOS Médecins⁷.

De plus, des vaccins contre le VRS, principal agent de la bronchiolite, sont actuellement en cours de développement avec une possible utilisation future chez la femme enceinte, comme cela existe pour la vaccination antigrippale des femmes enceintes pour prévenir la grippe du nourrisson¹¹. De ce fait, les données de morbidité des réseaux SOS Médecins et OSCOUR[®] et celles de virologie des réseaux Sentinelles et RENAL sont extrêmement importantes en vue de l'évaluation future de ces vaccins lorsqu'ils seront disponibles. ■

Remerciements

Nous remercions vivement l'ensemble des acteurs des différents réseaux pour leur implication dans la surveillance de la bronchiolite, notamment tous les médecins du réseau SOS Médecins, du réseau Sentinelles et des services d'urgences du réseau OSCOUR[®], la Société française de médecine d'urgence (SFMU), la Fédération des observatoires régionaux des urgences (FEDORU) ainsi que les laboratoires hospitaliers de virologie des CHU et RENAL.

Références

- [1] Grimprel E, François P, Olivier C, Fortier G, Thevenieau D, Pautard JC, *et al.* Épidémiologie clinique et virologique de la bronchiolite du nourrisson. Enquête nationale multicentrique (I). *Med Mal Infect.* 1993;23, Suppl 5:844-50.
- [2] Che D, Nicolau J, Bergounioux J, Perez T, Bitar D. Bronchiolite aiguë du nourrisson en France : bilan des cas hospitalisés en 2009 et facteurs de létalité. *Arch Pediatr.* 2012;19(7):700-6.
- [3] Agence nationale d'accréditation et d'évaluation en santé. Prise en charge de la bronchiolite du nourrisson. Conférence de consensus, texte court. Paris, 21 septembre 2000. [Internet]. https://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_271917/fr/prise-en-charge-de-la-bronchiolite-du-nourrisson
- [4] Pelat C, Bonmarin I, Ruello M, Fouillet A, Caserio-Schönemann C, Lévy-Bruhl D, *et al*; the Regional Influenza study group. Improving regional influenza surveillance through a combination of automated outbreak detection methods: the 2015/16 season in France. *Euro Surveill.* 2017;22(32):pii: 30593.
- [5] Santé publique France. Cire Océan Indien. Surveillance de la bronchiolite à la Réunion. Point épidémiologique au 26 mai 2017. [Internet]. <http://invs.santepubliquefrance.fr/fr/Publications-et-outils/Points-epidemiologiques/Tous-les-numeros/Ocean-Indien/2017/Surveillance-de-la-bronchiolite-a-la-Reunion.-Point-epidemiologique-au-26-mai-2017>

[6] Santé publique France. Cire Antilles. Surveillance des pathologies saisonnières aux Antilles. Point au 7 juillet 2017. [Internet]. <http://invs.santepubliquefrance.fr/Publications-et-outils/Points-epidemiologiques/Tous-les-numeros/Antilles/2017/Surveillance-des-pathologies-saisonnieres-aux-Antilles-Point-au-7-juillet-2017>

[7] Fortin N, Gras-Le Guen C, Picherot G, Guérin P, Moreau-Klein A, Coste-Burel M, *et al.* Caractéristiques des épidémies de bronchiolite dans l'agglomération nantaise, 2007-2012 : apport de différentes sources de données. *Bull Epidemiol Hebd.* 2014;(3-4):58-64. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=11918

[8] Équipes de surveillance de la grippe. Surveillance de la grippe en France, saison 2016-2017. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(22):466-75. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=13502

[9] Fortin N, Hubert B. Épidémies de bronchiolite dans l'agglomération nantaise, 2007-2012. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2015. 24 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12747

[10] Votre enfant et la bronchiolite. Brochure de prévention. Saint-Maurice: Santé publique France; 2016. 2 p. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/CFESBases/catalogue/pdf/613.pdf>

[11] Munoz FM. Respiratory syncytial virus in infants: Is maternal vaccination a realistic strategy? *Curr Opin Infect Dis.* 2015;28(3):221-4.

Citer cet article

Équipes de surveillance de la bronchiolite. Surveillance de la bronchiolite en France, saison 2016-2017. *Bull Epidemiol Hebd.* 2017;(30):650-7. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/31/2017_31_3.html