

Surveillance de la mortalité au cours de l'hiver 2011-2012 en France

Anne Fouillet (a.fouillet@invs.sante.fr)¹, Richard Merlen², Grégoire Rey³, Thierry Cardoso¹, Céline Caserio-Schnönemann¹

1/ Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

3/ Institut national de la santé et de la recherche médicale, Le Kremlin-Bicêtre, France

2/ Institut national de la statistique et des études économiques, Paris, France

Résumé / Abstract

Introduction – La surveillance régulière menée par l'Institut de veille sanitaire a mis en évidence une hausse de la mortalité au cours de l'hiver 2011-2012. L'objectif de l'article vise à décrire les fluctuations de la mortalité au cours de cet hiver et à comparer cet épisode à celui observé au cours de l'hiver 2008-2009.

Méthodes – À partir des décès transmis par l'Insee et des estimations de population entre 2008 et 2011, les nombres de décès pour 100 000 habitants enregistrés sur l'hiver 2011-2012 ont été comparés aux valeurs des années précédentes. L'analyse est réalisée par classes d'âge et par région.

Résultats – Entre le 6 février et le 18 mars 2012, un excès de près de 6 000 décès (+13%) a été estimé, comparativement aux effectifs enregistrés les années précédentes. Ce résultat s'observe plus particulièrement chez les personnes les plus âgées (85 ans et plus) et se distribue de façon hétérogène entre les régions. Cette surmortalité est comparable à celle observée au cours de l'hiver 2008-2009.

Discussion-conclusion – Cette étude fournit une première estimation de l'épisode de surmortalité observé au début de l'année 2012, qui correspond à la surmortalité observée sur les seules communes participant au système de surveillance, couvrant 70% de la mortalité nationale. La survenue concomitante de plusieurs facteurs (vague de froid et épidémies saisonnières, notamment grippale) sur la même période peut, au moins en partie, expliquer ce phénomène, mais leur part respective dans cette augmentation reste à évaluer.

Mots-clés / Keywords

Mortalité, hiver, surveillance syndromique, SurSaUD® / Mortality, winter, syndromic surveillance, SurSaUD®

Introduction

Depuis juillet 2004, l'Institut de veille sanitaire (InVS) a mis en place une surveillance quotidienne de la santé de la population française à partir du système de surveillance non spécifique SurSaUD® (Surveillance sanitaire des urgences et des décès) [1]. La surveillance de la mortalité en routine est intégrée à SurSaUD® en lien avec l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Elle est fondée sur les données issues de la partie administrative des certificats de décès et enregistrées par les bureaux d'état civil dont la transmission des données

vers l'Insee est dématérialisée. Bien qu'encore faiblement déployée, la certification électronique des décès pilotée par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (Inserm-CépiDc) contribue également à ce système de surveillance, au travers des informations issues de la partie médicale du certificat de décès [2].

La mortalité suit un cycle annuel avec des variations saisonnières marquées. Ainsi, en dehors de tout événement inhabituel, le niveau général de la mortalité est plus élevé en hiver et plus bas au cours de l'été. Des épisodes de surmortalité ont été notés

ponctuellement, en particulier au cours de l'hiver 2008-2009 où près de 6 000 décès en excès avaient été enregistrés [3]. Cet épisode avait été associé à la survenue concomitante d'une vague de froid et d'épidémies saisonnières (grippe, virus respiratoire syncytial (VRS) et autres pathologies respiratoires). Ces facteurs sont décrits dans la littérature comme pouvant influencer l'évolution de la mortalité sur l'année [4;5].

Au cours de l'hiver 2011-2012, la surveillance de la mortalité menée par l'InVS a montré une nette augmentation des effectifs de décès à partir de

Surveillance of mortality in France during the 2011-2012 winter

Introduction – Routine surveillance conducted by the French Institute for public Health Surveillance showed an increase in mortality during the 2011/2012 winter. The aim of this paper is to describe the fluctuations in mortality during the winter and to compare this episode to the one observed during winter 2008/2009.

Methods – From mortality data and estimation of French population between 2008 and 2011 transmitted by the National Institute of Statistics and Economic Studies (INSEE), the number of deaths per 100,000 inhabitants recorded during the 2011/2012 winter were compared with values from previous years. The analysis was conducted by age group and region.

Results – Between 6 February and 18 March 2012, an excess of nearly 6,000 deaths (+13%) was estimated, compared to numbers recorded in previous years. This result is observed especially among the elderly (over 85 years old) and is distributed heterogeneously between regions. This excess mortality is similar to the one observed during winter 2008/2009.

Discussion – This study provides a first estimate of the excess of mortality observed at the beginning of 2012, which corresponds to the excess observed in the sample of cities with a computerized civil-status office, covering 70% of the national mortality. The concomitant occurrence of several factors (cold weather and seasonal epidemics including influenza) over the same period may at least partly explain this phenomenon. However, their respective share in this increase is still to be evaluated.

début février 2012. L'objectif de cet article consiste à décrire les fluctuations de la mortalité au cours de cet hiver 2011-2012, comparativement aux hivers précédents, et à les mettre en regard des variations climatiques et épidémiques au cours de cette période. Les caractéristiques de cet épisode de surmortalité sont également comparées à celles de l'épisode de l'hiver 2008-2009.

Matériel

Données de mortalité

Mortalité toutes causes

Parmi les 3 382 communes transmettant les certificats de décès de façon dématérialisée en 2011 (80% de la mortalité nationale), 1 042 envoient quotidiennement leurs données depuis 2004, ce qui représente près de 70% de la mortalité totale observée quotidiennement en France. Cette proportion diffère selon les régions : elle varie de 60% de la mortalité totale dans les régions Limousin, Poitou-Charentes, Midi-Pyrénées à 80% dans les régions Provence-Alpes-Côte-d'Azur (Paca) et Île-de-France. Afin d'étudier la mortalité sur l'hiver 2011-2012 comparativement aux années antérieures, l'analyse s'appuie sur les données enregistrées par ces 1 042 communes.

Pour chaque individu décédé, l'InVS dispose de ses caractéristiques démographiques (âge et sexe), de la commune et de la date de décès.

Certification électronique des décès

Outre les caractéristiques démographiques et administratives des individus décédés, les données issues de la certification électronique fournissent également les causes médicales brutes du décès. Dans cette analyse, seule la dynamique de la mortalité toutes causes confondues observée à partir de ce mode de certification est présentée à titre illustratif. Cette source de données ne couvrant que 5% de la mortalité française totale, elle ne permet pas une analyse fiable par cause de décès.

Données démographiques

Les effectifs de la population par département, âge et sexe entre les 1^{er} janvier 2006 et 2012 proviennent des estimations et des projections démographiques établies par l'Insee.

Méthodes

Le vieillissement de la population française conduit de façon mécanique à un accroissement de la population des classes d'âge les plus élevées. Ainsi, le nombre de personnes âgées de 85 ans ou plus est passé de 1,1 million en 2005 à près de 1,7 million en 2012, soit une hausse de 55%. Afin de tenir compte de ces évolutions démographiques de la population dans les variations de la mortalité, le suivi temporel des fluctuations de la mortalité est établi à partir d'un indicateur défini par le rapport entre le nombre observé de décès et la population estimée de l'année. Cet indicateur est exprimé en nombre de décès pour 100 000 habitants. L'analyse est déclinée par classe d'âge et par région.

L'évaluation quantitative de l'excès de décès sur les mois de février et mars 2012 s'appuie sur une comparaison du nombre observé (O) de décès sur cette période à un nombre attendu (E). Le nombre attendu de décès d'une semaine S est estimé à partir du taux moyen de mortalité sur la période des cinq semaines

centrées sur la semaine S (de S-2 à S+2) des trois années 2008, 2010 et 2011, appliqué à l'estimation de la population de l'année 2012. L'année 2009 a été exclue de la période de référence, les six premières semaines ayant été affectées par un excès majeur de mortalité.

L'excès de décès (O-E) est mesuré par la différence entre les nombres observés et attendus de décès. Le ratio (O/E) est défini par le rapport entre les nombres observés et attendus de décès. L'intervalle de confiance de Poisson à 95% du ratio de mortalité a été calculé. Cette même méthode a été utilisée pour l'estimation de la surmortalité au cours de l'hiver 2008-2009 [3]. L'analyse est réalisée tous âges confondus et par tranches d'âge de 10 ans chez les personnes âgées de 55 ans ou plus.

L'évolution hebdomadaire du nombre de décès certifiés par voie électronique est également analysée pour trois grandes classes d'âge. L'analyse doit cependant être considérée avec prudence car elle tient compte de l'ensemble des établissements qui utilisent ce mode de certification, et ne tient pas compte de l'influence de la montée en charge du système, qui reste très modérée depuis mi-2010.

Résultats

Fluctuations hebdomadaires de la mortalité au cours de l'hiver 2011-2012 au niveau national

Le nombre de décès pour 100 000 habitants, tous âges confondus, a progressé à partir de la semaine 45 (début novembre 2011), suivant l'évolution saisonnière habituelle de la mortalité. Les effectifs de décès enregistrés sur fin 2011 jusqu'à janvier 2012 étaient légèrement inférieurs, de l'ordre de 2 à 4%, à ceux observés les années précédentes. Cette sous-mortalité était plus marquée dans les classes d'âge entre 65 et 84 ans (figure 1).

Entre les semaines 6 et 11 (du 6 février au 18 mars 2012), un excès du nombre de décès est observé, avec une dynamique caractérisée par une première phase de progression rapide de la mortalité entre les semaines 5 et 7, puis une stabilisation des effectifs à un niveau élevé sur les semaines 8 et 9, suivie d'une diminution de la mortalité jusqu'en semaine 12. À partir de la semaine 12, les effectifs retrouvent des valeurs proches de celles observées les années précédentes sur la même période (figure 1).

L'analyse par classes d'âge montre que cette augmentation concerne plus particulièrement les personnes âgées de plus de 85 ans, pour lesquelles l'indicateur de mortalité est nettement supérieur à celui des trois années précédentes (figure 1). Chez les personnes âgées de 75 à 84 ans, on note également une progression de la mortalité à partir de la semaine 6,

mais avec un excès plus modéré que celui observé chez les 85 ans ou plus. Dès la semaine 10, les effectifs pour cette classe d'âge sont similaires à ceux des années précédentes.

Au total, sur l'échantillon des communes participant au système de surveillance SurSaUD® (70% de la mortalité nationale), un excès de près de 6 000 décès (+13%) est estimé, tous âges confondus, sur la période de six semaines du 6 février au 18 mars 2012, comparativement aux années 2008, 2010 et 2011 (tableau 1). La plus grande part de l'excès de mortalité survient chez des personnes âgées de 85 à 94 ans, avec 2 850 décès en excès (+18%). Chez les personnes de 95 ans ou plus, l'excès est de l'ordre de 1 000 décès supplémentaires (+31%).

À partir des informations issues de la certification électronique, le nombre de décès suit une dynamique proche : une progression plus marquée dès le début de l'année 2012 avec un pic atteint en semaine 8, suivie d'une diminution et d'un retour, en semaine 12, à des effectifs comparables à ceux observés avant cette période (figure 2). Cette évolution est observée chez les personnes de 75 ans ou plus.

Des disparités régionales

Sur la période de 6 semaines entre le 6 février et le 18 mars 2012, la quasi-totalité des régions a été concernée par cet épisode de surmortalité, avec des excès variant de +8% en Alsace à +22% en Paca par rapport à la mortalité attendue (tableau 2).

Comparaison des hivers 2008-2009 et 2011-2012

La surmortalité observée au cours de l'hiver 2008-2009 s'était également étalée sur une période de 6 semaines, avec un excès comparable (en nombre absolu et en proportion) de 5 800 décès (+14%) établi sur le même échantillon de communes que celui utilisé pour l'analyse de l'hiver 2011-2012 [3]. Les personnes âgées de 75 ans ou plus étaient les plus touchées.

En revanche, la distribution géographique de l'excès de mortalité selon les régions au cours de l'hiver 2011-2012 diffère nettement de celle observée lors de l'hiver 2008-2009 (figure 3). En 2012, un gradient nord/sud de l'excès de mortalité est observé, les régions du Sud de la France étant les plus touchées. À l'inverse, en 2009, la surmortalité se caractérise par un gradient sud-est/nord-ouest, les régions situées dans le Nord-ouest et la région Languedoc-Roussillon étant les plus concernées.

Discussion

Entre le 6 février et le 18 mars 2012, une hausse des effectifs de décès a été enregistrée comparativement aux années précédentes et a concerné plus particulièrement les personnes les plus âgées

Tableau 1 Nombres observés et attendus de décès, tous âges et par classes d'âge, entre les semaines 6 et 11 de 2012, France / **Table 1** Observed and expected numbers of deaths, all ages and by age group, from week 6 to week 11, 2012, France

	Nombre observé (O)	Nombre attendu (E)	O-E ^a	O/E ^b
55-64 ans	4 864	4 791	73	1,02
65-74 ans	6 400	6 567	-167	0,97
75-84 ans	13 443	12 652	791	1,06*
85-94 ans	18 671	15 826	2 845	1,18*
95 ans et +	4 210	3 213	997	1,31*
Tous âges	51 404	45 558	5 846	1,13*

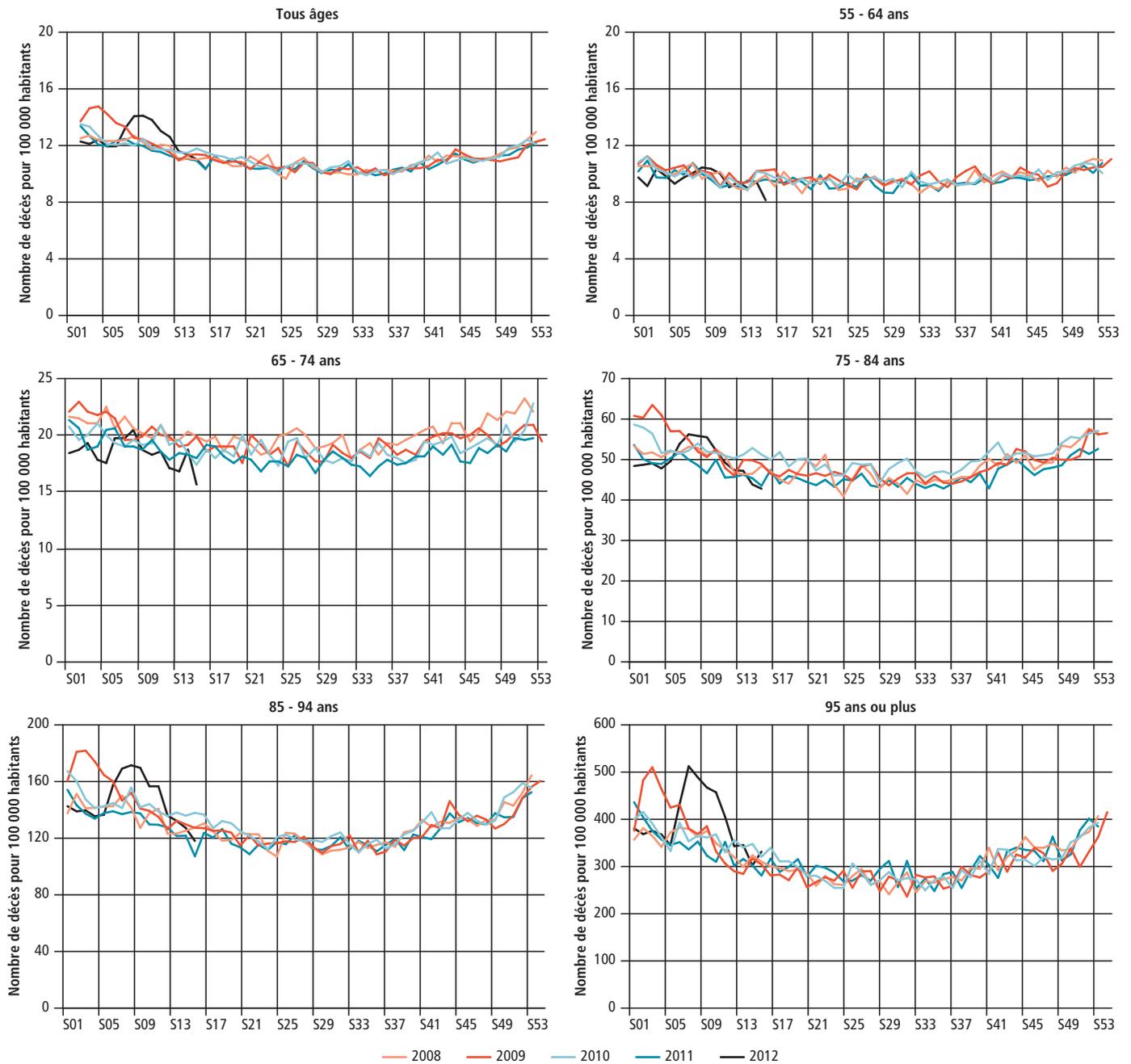
^aO-E : écart entre le nombre observé (O) et le nombre attendu (E) de décès.

^bO/E : rapport entre le nombre observé (O) et le nombre attendu (E) de décès.

Sources : InVS - DCAR / Insee.

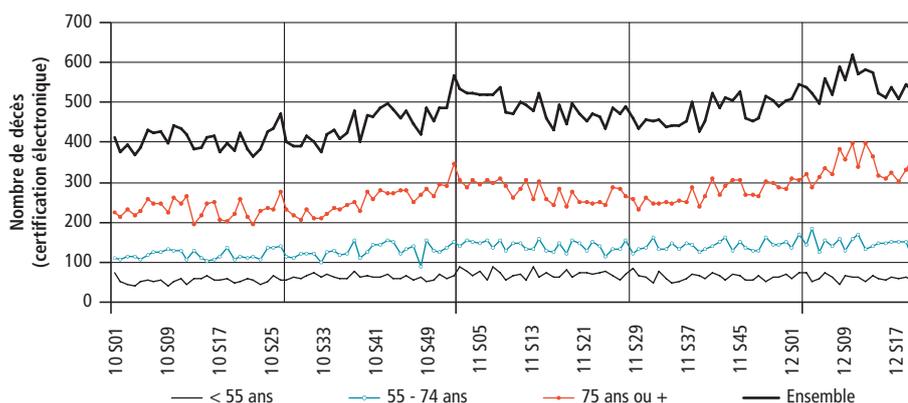
* p<5%.

Figure 1 Fluctuations hebdomadaires du nombre de décès pour 100 000 habitants, tous âges et par classes d'âge, de janvier 2008 à avril 2012, France / **Figure 1** Weekly fluctuations in the mortality rate (number of deaths per 100,000) from January 2008 to April 2012, all ages and by 10 year-age-group, France



Source : InVS - DCAR / Insee

Figure 2 Variation hebdomadaire du nombre de décès certifiés électroniquement, tous âges et par classes d'âge, de janvier 2010 à avril 2012, France / **Figure 2** Weekly fluctuations of the number of e-certified deaths from January 2010 to April 2012 by age group, France



Sources : InVS - DCAR / Insee - CépiDc

(85 ans ou plus). L'évolution démographique de la population ne suffit pas à expliquer entièrement cette augmentation, puisqu'elle subsiste alors qu'on considère un indicateur de mortalité ajusté sur l'évolution de la population. Cette surmortalité d'environ 6 000 décès est estimée pour les 1 042 communes disposant d'un bureau d'état civil dont la transmission des données vers l'Insee est dématérialisée. Ces communes couvrent 70% de la mortalité enregistrée en France métropolitaine. À ce jour, il n'est pas possible de quantifier avec exactitude l'excès total de décès ; un travail sur des données exhaustives et consolidées, qui ne seront disponibles que dans plusieurs mois, permettra ce calcul. Toutefois, le système de surveillance SurSaUD® a permis d'objectiver très rapidement cette augmentation des décès et de fournir une première estimation de son importance. L'Insee travaille par ailleurs activement à l'extension

Tableau 2 Excès (O-E) et ratio de mortalité (O/E) par région sur les semaines 6 à 11 de 2012, tous âges, France / Table 2 Excess (O-E) and mortality ratio (O/E) by region from week 6 to week 11, 2012, all ages, France

	O	E	O-E	O/E	
Alsace	1 367	1 261	106	1,08	*
Aquitaine	2 950	2 507	443	1,18	*
Auvergne	1 211	1 043	168	1,16	*
Basse-Normandie	1 119	1 017	102	1,10	*
Bourgogne	1 571	1 418	153	1,11	*
Bretagne	2 792	2 584	208	1,08	*
Centre	2 065	1 854	211	1,11	*
Champagne-Ardenne	1 339	1 178	161	1,14	*
Corse	235	242	-7	0,97	
Franche-Comté	903	831	72	1,09	
Haute-Normandie	1 522	1 274	248	1,19	*
Île-de-France	7 514	6 966	548	1,08	*
Languedoc-Roussillon	2 349	1 953	396	1,20	*
Limousin	826	727	99	1,14	*
Lorraine	2 050	1 809	241	1,13	*
Midi-Pyrénées	2 390	2 013	377	1,19	*
Nord-Pas-de-Calais	3 197	2 842	355	1,13	*
Provence-Alpes-Côte d'Azur	5 428	4 463	965	1,22	*
Pays-de-la-Loire	2 579	2 347	232	1,10	*
Picardie	1 342	1 197	145	1,12	*
Poitou-Charentes	1 437	1 286	151	1,12	*
Rhône-Alpes	4 120	3 647	473	1,13	*
France	50 306	44 458	5 848	1,13	*

O-E : écart entre le nombre observé (O) et le nombre attendu (E) de décès. * p<5%.
 O/E : rapport entre le nombre observé (O) et le nombre attendu (E) de décès.
 Sources : InVS - DCAR / Insee.

de la dématérialisation des bureaux d'état civil, ce qui permettra ainsi de couvrir une plus large part de la mortalité nationale.

En Europe, de nombreux pays ont également observé une surmortalité sur cette période, avec une intensité marquée en Espagne, au Portugal, en Suède et Belgique, et un excès plus modéré aux Pays-Bas, en Suisse, en Finlande, en Hongrie, en Irlande et en Grèce [6].

Un événement analogue a été observé au cours de l'hiver 2008-2009, avec des excès de mortalité comparables tous âges et par classes d'âge. En considérant les données exhaustives de l'Inserm-CépiDc, l'excès total de mortalité s'élevait à environ 10 000 décès (+15%).

De façon similaire à l'hiver 2008-2009, la hausse

de la mortalité sur les mois de février et mars 2012 peut être mise en relation avec la survenue concomitante de différents facteurs au cours de cette période, sans que la part de cette augmentation attribuable à chacun d'eux ne soit connue à ce jour :

- la France a connu une période de froid intense sur une période de 13 jours consécutifs entre le 1^{er} et le 13 février ;
- l'épidémie hivernale de grippe a été en plein développement sur l'ensemble du territoire dès la mi-février, avec un pic atteint en semaine 9 au niveau national. Cette épidémie était caractérisée, d'une part, par la prédominance du virus grippal A(H3N2) connu pour avoir un impact plus important sur la santé des personnes âgées [7] et, d'autre part, par la circulation, au cours de cette épidémie, de virus variants au H3N2 qui

ont pu contribuer à une baisse de l'efficacité vaccinale chez les personnes les plus âgées [8]. Enfin, sur cette période, d'autres épidémies respiratoires et de gastro-entérites ont également été observées au travers des réseaux de surveillance de l'InVS.

La survenue d'événements climatiques (vague de froid) ou épidémiques peut être directement ou indirectement responsable d'une partie de la mortalité, avec parfois un décalage de plusieurs jours à plusieurs semaines. Outre leur effet direct sur la mortalité, ces différents événements peuvent entraîner une déstabilisation de l'état général chez les personnes les plus vulnérables (pathologies chroniques, personnes âgées) pouvant conduire au décès. La concomitance et la dynamique temporelle et géographique de ces deux événements, climatique et épidémique, doivent être explorées, en particulier pour mieux comprendre le gradient nord/sud de la surmortalité.

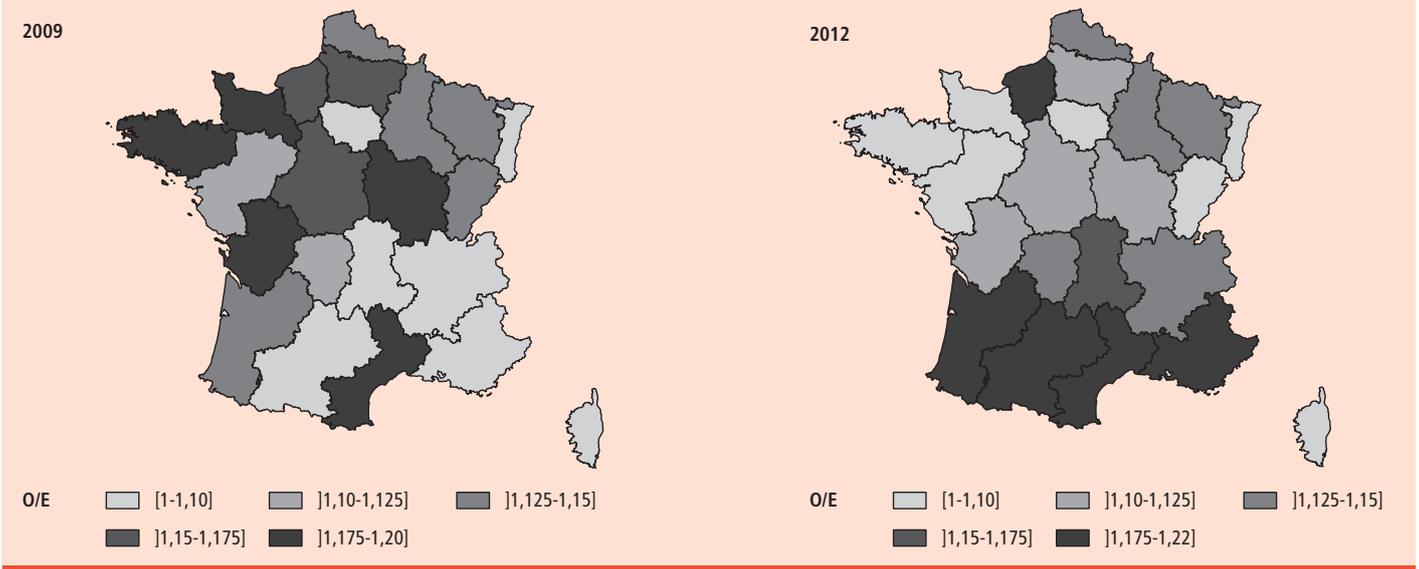
Les travaux en vue d'une meilleure compréhension du phénomène doivent également être poursuivis, en s'appuyant sur une analyse des décès par cause médicale.

Les informations sur les causes médicales issues de la certification électronique des décès sont disponibles et suivies en temps réel dans le cadre du système de surveillance SurSaUD®. Toutefois, la faible part (5%) de la mortalité nationale couverte par ce système ne permet pas une analyse fiable par cause sur l'épisode de cet hiver 2012. La montée en charge de la certification électronique permettra la compréhension plus rapide d'une telle augmentation de la mortalité et nécessite la mobilisation des établissements de santé¹ [2].

En revanche, les données de mortalité exhaustives et codées issues de l'Inserm-CépiDc sont disponibles jusqu'en 2010. Elles pourront être utilisées pour une étude approfondie de l'épisode de l'hiver 2008-2009 selon les causes médicales de décès et apporter des hypothèses sur la distribution de la mortalité par cause médicale au cours de cet hiver 2011-2012. Cette analyse de l'épisode de 2009 pourrait également apporter des informations sur

¹ <http://www.certdc.inserm.fr>

Figure 3 Comparaison de la répartition régionale du ratio de mortalité sur les épisodes de surmortalité des hivers 2009 et 2012, France / Figure 3 Regional distribution of mortality ratio during the two periods of excess mortality observed in the winters 2009 and 2012, France



Sources : InVS - DCAR / Insee.

les caractéristiques sociales des décès, ouvrant des pistes d'amélioration pour une meilleure prévention ciblée et adaptée à cette population de personnes âgées, particulièrement impactées lors de ces deux épisodes de surmortalité.

Références

- [1] Caillère N, Fouillet A, Henry V, Vilain P, Mathieu A, Maire B, *et al.* Le système français de surveillance sanitaire des urgences et des décès (SurSaUD®). Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire ; 2012. 12 p. Disponible à : <http://www.invs.sante.fr/fr/Publications-et-outils/Rapports-et-syntheses/Autres-thematiques/2012/Le-systeme-francais-de-Surveillance-sanitaire-des-urgences-et-des-deces-SurSaUD-R>
- [2] Fouillet A, Pavillon G, Vicente P, Caillère N, Aouba A, Jouglu E, *et al.* La certification électronique des décès, France, 2007-2011. Bull Epidemiol

Hebd. 2012;(1):7-10. Disponible à : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=7918

[3] Fouillet A, Illef D, Josseran L. Surveillance de la mortalité en France au cours de l'hiver 2008-2009, premiers éléments. Bull Epidemiol Hebd 2009;(15):133-7. Disponible à : http://opac.invs.sante.fr/doc_num.php?explnum_id=1130

[4] Analitis A, Katsouyanni K, Biggeri A, Baccini M, Forsberg B, Bisanti L, *et al.* Effects of cold weather on mortality: results from 15 European cities within the PHEWE project. Am J Epidemiol. 2008;168(12):1397-408.

[5] Dushoff J, Plotkin J, Viboud C, Earn DJ, Simonsen L. Mortality due to influenza in the United States - an annualized regression approach using multiple-cause mortality data. Am J Epidemiol. 2006;163(2):181-7.

[6] Mazick A, Gergonne B, Nielsen J, Wuillaume F, Virtanen MJ, Fouillet A, *et al.* Excess mortality among the elderly in 12 European countries, February and March 2012. Euro Surveill. 2012;17(14):pii=20138. Disponible à : <http://www.eurosurveillance.org/ViewArticle.aspx?ArticleId=20138>

[7] European Centre for Disease Prevention and Control. Seasonal influenza 2011-2012 in Europe (EU/EEA countries). Risk assessment. Stockholm: ECDC; 2012. 21 p. Disponible à : <http://ecdc.europa.eu/en/publications/Publications/120312-TER-Seasonal-influenza-risk-assessment.pdf>

[8] Bonmarin I, Belchior E, Le Strat Y, Lévy-Bruhl D. First estimates of influenza vaccine effectiveness among severe influenza cases, France, 2011/12. Euro Surveill. 2012;17(18):pii=20163. Disponible à : <http://www.eurosurveillance.org/ViewArticle.aspx?ArticleId=20163>

Épidémie de gastro-entérites aiguës dans un camping, Ardèche, France, août 2008

Catherine Galey (c.galey@invs.sante.fr)¹, Maïna L'Azou², Christophe Duchen³, Pascal Beaudeau¹

1/ Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

2/ Programme de formation à l'épidémiologie de terrain, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

3/ Agence régionale de santé de Rhône-Alpes, Direction territoriale de l'Ardèche, Privas, France

Résumé/ Abstract

En août 2008, le signalement d'une augmentation de cas de gastro-entérites aiguës (GEA) dans un camping, dont l'approvisionnement en eau potable présentait des anomalies, évoquait une épidémie de GEA d'origine hydrique. Des investigations environnementales et épidémiologiques ont été conduites afin de décrire l'épidémie, d'en préciser l'étiologie et les causes et de préconiser des mesures de contrôle adaptées.

Une épidémie de GEA a ainsi été documentée parmi les campeurs d'un camping, en pleine saison touristique. La cohorte rétrospective effectuée (276 sujets) a permis de calculer un taux d'attaque de 42%, selon la définition de cas proposée par l'Organisation mondiale de la santé (OMS), et deux voies de transmission : ingestion d'eau du robinet, avec une relation dose-effet significative (Chi2 de tendance linéaire $p=0,00145$, et odd ratio ajusté de 3,7 pour une ingestion d'eau du robinet de 6 verres ou plus par jour), et baignade dans la piscine ou la rivière (odd ratio ajusté de 2,0 pour plus d'un bain par jour dans la piscine du camping et/ou la rivière). Les agents pathogènes en cause n'ont pas pu être identifiés, faute d'analyses de selles et d'échantillons d'eaux prélevés en quantité suffisante avant la mise en œuvre de la désinfection du réseau d'alimentation en eau. Cette épidémie est très probablement d'origine virale, compte tenu des symptômes, de sa durée et du temps de latence.

Un puits non déclaré utilisé par le propriétaire du camping a été mis hors service. Cette pratique révèle que l'approvisionnement en eau avec une pression insuffisante est sans doute un problème réel dans certaines zones très touristiques. Cet aspect devrait être pris en compte pour fixer les capacités d'accueil des campings.

An outbreak of acute gastroenteritis in a campground, Ardèche, France, August 2008

Increasing numbers of gastroenteritis (AGE) cases were reported in a campground in August 2008 where the drinking water supply revealed some deficiencies. This led to suspect the presence of a waterborne GEA outbreak. Environmental investigations and a cohort study within the campground were completed to identify the source, describe the extent of the outbreak, and look for control measures.

A GEA outbreak was documented among the campers in the middle of the tourist season. The attack rate among the interviewed campers ($N=276$) was 42%, a case being defined as recommended WHO. Two risk factors were associated to the illness: tap water consumption from the campground, with a significant dose-response relationship, (Chi2 with a linear trend $p=0.00145$, and adjusted odds ratio = 3.7 for a tap water consumption of six or more glasses per day), and swimming in the pool or the river (adjusted odds ratio = 2.0 for more than one bath a day in the campsite swimming pool and/or the river). The pathogens incriminated could not be identified due to the lack of stool and to insufficient water sample collection before the disinfection of the water supply network. This outbreak had most likely a viral origin, given the symptoms, duration and latency.

An unreported well used by the owner of the campground was taken out of service. This practice reveals that a water supply with insufficient pressure is probably a real problem in some touristic areas. This aspect should be taken into account in establishing campgrounds' accommodation capacity.

Mots-clés / Keywords

Épidémie, gastro-entérite, camping, eau potable, baignade / Outbreak, gastroenteritis, campground, drinking water, bathing

Introduction

Le 11 août 2008, la Direction départementale des affaires sanitaires et sociales¹ (Ddass) de l'Ardèche a été alertée par un campeur de la survenue d'un nombre élevé de cas de gastro-entérites aiguës (GEA) dans un camping. Le reste de la commune n'était pas touché et la mairie n'avait aucun dysfonctionnement à signaler sur son réseau d'eau. Le service santé environnement de la Ddass s'est rendu sur place le

12 août. Parmi les 650 à 700 vacanciers présents sur le camping, une cinquantaine s'est présentée spontanément à l'ingénieur du génie sanitaire, décrivant des signes cliniques de GEA. Le contrôle de l'approvisionnement en eau potable du camping laissait suspecter une contamination hydrique. Le prélèvement d'eau du 12 août sur le réseau du camping révélait des concentrations très fortes en bactéries indicatrices de contamination fécale (plus de 100 UFC/100mL en *Escherichia coli* et entérocoques), ce qui dénotait une possibilité de présence de micro-organismes pathogènes dans cette eau et une contamination fécale récente. Le volume d'eau comptabilisé

au compteur de raccordement au réseau public d'eau était très inférieur aux volumes attendus, indiquant l'utilisation d'une autre ressource, non réglementaire. L'eau a été interdite à la consommation par arrêté préfectoral le 13 août. Le 14, il a été décidé de réaliser des investigations environnementales et épidémiologiques pour confirmer l'existence d'une épidémie, la décrire, préciser l'étiologie, identifier la source de la contamination et préconiser des mesures de contrôle adaptées. Le présent article présente les résultats des investigations environnementales et épidémiologiques.

¹ Remplacée depuis 2010 par la Délégation territoriale (DT) de l'Agence régionale de santé (ARS).

Matériel et méthode

En complément de l'enquête exploratoire (entretien avec le propriétaire et le gérant du camping, réalisation d'un premier contrôle des installations dès l'apparition du signal), une enquête judiciaire a été effectuée le 19 août, suite à la découverte de l'utilisation d'un puits non déclaré, et l'enquête environnementale a été approfondie. Une enquête de cohorte rétrospective a été conduite le 14 août ; les données des campeurs présents sur le camping ont été recueillies par la passation d'un questionnaire élaboré en appliquant les recommandations préconisées pour l'investigation d'épidémies pour lesquelles une origine hydrique est suspectée [1]. Les modalités de ces enquêtes sont décrites dans le rapport complet concernant cette épidémie [2].

Un cas a été défini comme toute personne présente sur le camping le 14 août et ayant présenté depuis le début de son séjour au camping des symptômes diarrhéiques avec 3 selles/jour ou plus pendant au moins un jour, ou des vomissements, conformément à la définition de cas de l'Organisation mondiale de la santé - cas(OMS), noté cas dans le texte - [3]. Une définition de cas plus sensible a également été utilisée dans la discussion - cas(1) -, correspondant à toute personne ayant présenté des symptômes diarrhéiques pendant au moins un jour ou un vomissement. Le taux d'attaque représente le taux d'incidence cumulée, soit le rapport entre le nombre de cas dans la cohorte ou la sous-population considérée, sur la population totale [4]. La population se renouvelait régulièrement dans un camping, la durée d'incubation et la date de début d'exposition ont été déterminées en analysant les dates d'arrivée au camping et de manifestation des premiers symptômes.

Une association a été recherchée entre la survenue de gastroentérites et les déterminants d'exposition suivants : consommation d'eau du robinet pour la boisson, avec une étude de la relation dose-effet et la prise en compte des consommations « cachées » (allongement de boissons et fabrication de glaçons avec de l'eau du camping) (test de Chi2 de tendance linéaire), baignades dans la piscine ou la rivière qui jouxte le camping, fréquentation d'un bloc sanitaire. Une analyse univariée a été effectuée pour chaque facteur de risque, avec un calcul des risques relatifs associés. Les interactions entre les facteurs âge, sexe et les déterminants d'exposition ont été étudiées par stratification et test de Mantel-Haenszel entre les risques relatifs obtenus dans chaque strate. Les distributions des âges selon les modalités des autres facteurs ont été comparées par le test non paramétrique de Kruskal-Wallis. Une analyse multivariée a été réalisée par régression logistique pas à pas descendante, incluant le sexe, l'âge, tous les déterminants d'exposition et les interactions mises en évidence, avec élimination successive des variables les moins significatives, tant que le test du rapport de vraisemblance du modèle n'était pas modifié (au seuil de significativité de 5%). Les données ont été analysées avec le logiciel Stata® 11.0. Le test de Chi2 de tendance a été effectué sous Epi Info® 6.

Résultats

Enquête environnementale

L'enquête judiciaire a permis de mettre à jour un puits non réglementaire situé en bordure de rivière, équipé d'une pompe qui refoulait dans une bache où l'eau du puits se mélangeait avec l'eau de la ville. Cette bache alimentait le camping en eau. Aucun événement

polluant n'a été identifié sur la rivière en amont du camping dans les jours précédant l'apparition des cas de GEA. Les analyses des eaux de baignades répertoriées en juillet et début août sur les rivières en amont du camping ont toujours été conformes à la réglementation [5]. Aucune recherche d'agents pathogènes dans l'eau n'a pu être effectuée, faute d'échantillons d'eau prélevés avant la mise en place des mesures de purge et de chloration du réseau d'eau prises immédiatement. Les autres mesures de gestion mises en place concernent des mesures d'hygiène strictes dans les blocs sanitaires, l'interdiction de consommer l'eau et la distribution de palettes d'eau embouteillée. Le puits non réglementaire a été mis hors fonctionnement le 19 août. La levée de l'interdiction de consommer l'eau a été effectuée à la fermeture annuelle du camping, en septembre.

Enquête de cohorte rétrospective

Le camping affichait complet en cette période de l'année. Les informations ont été recueillies pour 276 personnes (environ 40% des vacanciers) réparties sur 78 emplacements : 149 hommes, 125 femmes et deux non réponses (ratio H/F de 1,2), âgés de 1 à 82 ans. La distribution des âges montrait deux modes, les jeunes de 25 ans et moins et les adultes de plus de 25 ans. Les personnes de plus de 60 ans et de 20-30 ans étaient très sous-représentées (figure 1).

L'étude des dates d'arrivée au camping des personnes interrogées indiquait que la clientèle se

renouvelait très majoritairement le samedi et séjournait en moyenne deux semaines.

La figure 2 présente la date des premiers symptômes pour les cas. Une augmentation du nombre de cas a été observée à partir du 6 août, avec un maximum de 33 cas le 11 août, sur un total de 116 cas avec une date de début de symptômes renseignée. Le taux d'attaque était de 42% (117 cas/216), identique chez les hommes et les femmes. Il variait selon l'âge, avec un maximum chez les 10-25 ans (tableau 1). La distribution des âges entre les malades et les non malades était significativement différente (test Kruskal-Wallis, $p < 0,0001$). Les cas présentaient les symptômes suivants : diarrhées (61%, non sanglantes, sauf pour un cas), vomissements (84%, avec de 2 à 13 vomissements/jour pour 75% des cas avec vomissements) et, par fréquence décroissante, douleurs abdominales (90%), perte d'appétit (83%), nausées (83%), maux de tête (48%) et fièvre (plus de 38°C - 23%). La durée moyenne de la maladie était de 1,8 jour (1 à 8 jours, P75% 2 jours), sans différence selon le sexe ou l'âge. Seuls 10% des cas ont consulté un médecin (12/141, 2 non cas ont consulté). Il n'y a pas eu de prescription d'analyses de selles, ni d'hospitalisation rapportées.

L'analyse des dates d'arrivée au camping et des dates des premiers symptômes a montré une durée d'incubation de 1 à 2 jours et une exposition qui aurait débuté vers le 3 août (figure 2).

Figure 1 Âge des personnes interrogées (n=276 réponses/277). Épidémie de gastro-entérites aiguës dans un camping, Ardèche, France, août 2008 / **Figure 1** Age distribution of all the interviewed campers (N=276 responses/277). Outbreak of acute gastroenteritis in a campground, Ardèche, France, August 2008

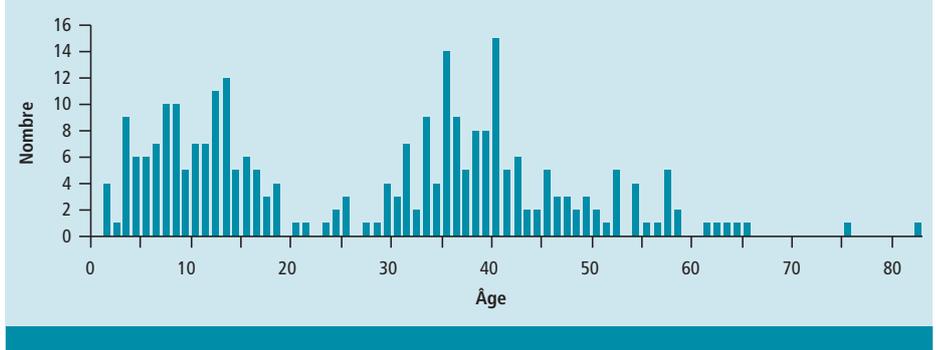
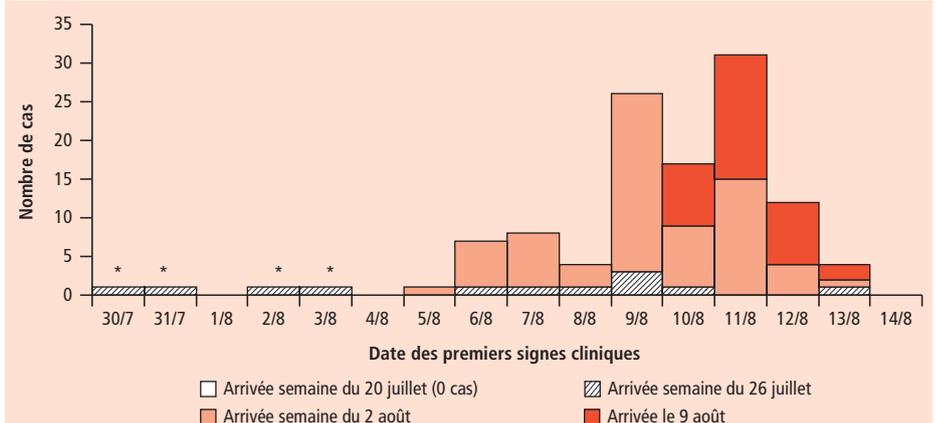


Figure 2 Nombre de cas(OMS) par date d'apparition des premiers signes cliniques de gastro-entérite aiguë, selon la semaine d'arrivée au camping (116 cas sur 272 personnes ayant répondu à cette question). Épidémie de gastro-entérites aiguës dans un camping, Ardèche, France, août 2008 / **Figure 2** Epidemic curve (WHO case definition) by day of onset of the first clinical GEA symptoms, according to the week of arrival in the campground (N=116 cases out of 122 who answered this question). Outbreak of acute gastroenteritis in a campground, Ardèche, France, August 2008



Nombre de campeurs arrivés : semaine du 20 juillet (3), du 26 juillet (25), du 2 août (172), le 9 août (72).
* Quatre cas arrivés le même jour, sur le même emplacement, comportant cinq campeurs.

Plusieurs variables d'exposition ont été étudiées :

- la consommation d'eau du robinet. Sur les 253 campeurs pour lesquels l'information était disponible, 55% ont déclaré ne pas en boire (N=138), 10% en boire moins de 4 verres/jour, 18% entre « 4 et 5 verres/jour » et 17% « 6 verres et plus/jour ». Parmi les non buveurs, 82 en consommaient toutefois de manière cachée en utilisant des glaçons et des boissons allongées à l'eau du robinet. Ces habitudes ne dépendaient ni de l'âge, ni du sexe ;

- la baignade dans la piscine ou la rivière. Ces deux variables étaient étroitement liées car les personnes qui se baignaient en piscine se baignaient également en rivière (et réciproquement). Une variable globale « baignade » à 3 niveaux a donc été construite : 22 campeurs (9% des 244 campeurs pour lesquels l'information était disponible) n'étaient pas exposés (aucun bain dans la piscine ni dans la rivière), 91 avaient une forte exposition (plusieurs bains/j dans la piscine ou la rivière) et 131 une exposition intermédiaire. Ces habitudes ne dépendaient pas du sexe, mais fortement de l'âge : les non baigneurs avaient tous plus de 33 ans sauf deux âgés de 1 et 2 ans (test de Kruskal-Wallis, $p=0,0001$).

- la fréquentation d'un bloc sanitaire (137 soit 37% des 210 campeurs pour lesquels l'information était disponible) ne dépendait ni du sexe, ni de l'âge. Cette fréquentation s'opposait généralement au fait de disposer de sanitaires privés, c'est-à-dire d'occuper un mobil home.

L'analyse univariée a été stratifiée sur l'âge, car les taux d'attaque et les modalités d'exposition pour la baignade différaient entre ces deux strates (tableau 1).

Le tableau 2 présente les facteurs de risque de GEA identifiés par l'analyse multivariée effectuée. Indépendamment de la définition de cas, quatre facteurs sont significatifs au seuil de 5% :

- l'exposition à l'eau du robinet, l'odds ratio ajusté augmentant avec l'intensité des expositions, le risque étant multiplié par un facteur 4 pour une ingestion journalière de 6 verres ou plus d'eau du robinet ;
- l'exposition par la baignade, le risque étant plus que doublé pour les expositions fortes par rapport à l'exposition nulle ou intermédiaire prise comme référence ;
- la fréquentation d'un bloc sanitaire, le risque étant plus faible en cas de fréquentation ;
- l'âge, le risque étant plus faible chez les plus de 25 ans.

Discussion – conclusion

L'investigation a permis de confirmer l'épidémie de gastro-entérites survenue dans ce camping durant la première quinzaine d'août 2008 et l'efficacité des mesures de gestions prises le 13 août : mesures d'hygiène dans les blocs sanitaires pour prévenir le risque de transmission croisée, restriction d'usage de l'eau et distribution d'eau embouteillée pour prévenir le risque hydrique. Ces mesures ont abouti à l'arrêt de l'épidémie.

Le taux d'attaque était de 42%. Une incubation de un à deux jours avant l'apparition des premiers symptômes, la dominance des vomissements, l'absence de symptômes comme diarrhées sanglantes et fièvre et leur disparition spontanée, généralement en un ou deux jours, orientent vers une GEA

Tableau 1 Déterminants issus de l'analyse univariée stratifiée sur les « jeunes » et les « adultes » pour les cas(OMS). Épidémie de gastro-entérites aiguës dans un camping, Ardèche, France, août 2008 / *Table 1* Determinants of GEA (WHO case definition). Age-stratified univariate analysis. Outbreak of acute gastroenteritis in a campground, Ardèche, France, August 2008

Jeunes : 25 ans et moins							
	Total	Nombre de cas	Taux d'attaque (%)	RR_brut	IC95%	p	
Données sociales							
Sexe							
	Homme	74	39	52,7	ref		
	Femme	51	30	58,8	1,12	[0,81-1,53]	0,499
Âge							
	1 à 5 ans	26	14	53,9	0,93	[0,57-1,52]	0,78
	6 à 9 ans	32	16	50,0	0,87	[0,54-1,40]	0,559
	10 à 14 ans	42	24	57,1	0,99	[0,65-1,51]	0,964
	15 à 25 ans	26	15	57,7	ref		
Exposition à l'eau du robinet							
	Non buveur	29	11	37,9	ref		
	Non buveur, exposition cachée*	34	19	55,9	1,47	[0,85-2,56]	0,155
	Moins de 4 verres	12	7	58,3	1,54	[0,79-3,00]	0,231
	4 ou 5 verres	23	13	56,5	1,49	[0,83-2,68]	0,182
	6 verres et plus	20	14	70,0	1,85	[1,07-3,19]	0,027
Exposition par la baignade (piscine et/ou rivière)**							
	Pas d'exposition ^a	2	2				
	Exposition intermédiaire ^a	57	26	47,5	ref		
	Exposition forte	55	34	61,8	1,3	[0,93-1,83]	0,124
Exposition par la fréquentation d'un bloc sanitaire							
	Non	38	26	68,4	ref		
	Oui	85	41	48,2	0,7	[0,52-0,96]	0,038

Adultes : plus de 25 ans							
	Total	Nombre de cas	Taux d'attaque (%)	RR_brut	IC95%	p	
Données sociales							
Sexe							
	Homme	76	23	30,3	ref		
	Femme	74	25	33,8	1,12	[0,70-1,78]	0,644
Âge							
	26 à 32 ans	18	10	55,6	ref		
	33 à 39 ans	57	19	33,3	0,6	[0,35-1,04]	0,091
	40 à 49 ans	46	12	26,1	0,47	[0,25-0,89]	0,026
	50 ans et plus	28	7	25,0	0,45	[0,21-0,97]	0,036
Exposition à l'eau du robinet							
	Non buveur	27	7	25,9	ref		
	Non buveur, exposition cachée*	48	12	25,0	0,96	[0,43-2,15]	0,929
	Moins de 4 verres	14	3	21,4	0,83	[0,25-2,71]	0,75
	4 ou 5 verres	23	9	39,1	1,51	[0,67-3,41]	0,318
	6 verres et plus	23	11	47,8	1,84	[0,86-3,97]	0,108
Exposition par la baignade (piscine et/ou rivière)**							
	Pas d'exposition	20	4	20,0	ref		
	Exposition intermédiaire	75	24	32,0	1,6	[0,63-4,08]	0,296
	Exposition forte	36	17	47,2	2,36	[0,92-6,06]	0,044
Exposition par la fréquentation d'un bloc sanitaire							
	Non	45	18	40,0	ref		
	Oui	102	30	29,4	0,74	[0,46-1,17]	0,207

* Exposition cachée : non buveur d'eau du robinet, mais utilisateur de glaçons et de boissons allongées avec de l'eau du robinet.

** Classe baignade : pas d'exposition (aucun bain dans la piscine, ni dans la rivière), forte (plusieurs bains par jour dans piscine et/ou rivière), intermédiaire (autres).

^a Regroupement de ces deux classes d'exposition chez les 25 ans et moins, car seuls deux enfants de 1 et 2 ans ne se baignent pas.

d'origine virale [6]. Mais on ne peut exclure qu'un ou plusieurs autres agents pathogènes aient également été impliqués. Les agents pathogènes en cause n'ont pas pu être identifiés, faute d'analyses de selles et d'échantillons d'eau prélevés dans la piscine, la rivière et en différents points d'alimentation en eau du camping, avant la mise en place des mesures de désinfection et de purge du réseau d'alimentation en eau. Il convient d'insister sur l'intérêt de diligenter une investigation microbiologique sur les selles des cas et de réaliser des prélèvements d'eau, dès le stade de l'enquête exploratoire et la suspicion d'un problème hydrique, pour stocker les échantillons en attendant la décision de l'ARS de faire ou non des analyses ciblées selon les agents pathogènes détectés dans les selles [6].

Trois facteurs de risque ont été associés à cette épidémie : la baignade, l'ingestion d'eau du camping et la non fréquentation d'un bloc sanitaire. Ces mêmes facteurs de risque ont été identifiés avec une définition de cas moins stricte [142 cas(1) et 117 cas(OMS)], ce qui conforte la robustesse de l'analyse (tableau 2). L'enquête environnementale s'était beaucoup focalisée sur le facteur hydrique, compte tenu de la découverte d'une utilisation non réglementaire d'un puits alimenté directement par l'eau de la rivière et d'une contamination de l'eau du camping. Le risque baignade a été moins documenté, sans contrôle de la qualité de l'eau de la piscine, ni de la rivière au niveau de la plage de baignade du camping.

Tableau 2 Déterminants issus de la modélisation par régression logistique, modèle multivarié final pour deux définitions de cas. Épidémie de gastro-entérites aiguës dans un camping, Ardèche, France, août 2008 / Table 2 Determinants of acute gastroenteritis (two case definition) in a campground, Ardèche, France, August 2008. Final multivariable models

N=238	Cas(1)				Cas(OMS)			
	OR_ajusté	IC95%	p	OR_brut	OR_ajusté	IC95%	p	OR_brut
Âge								
25 ans et moins	ref				ref			
Plus de 25 ans	0,47	0,26 - 0,82	0,009	0,46	0,44	0,25 - 0,78	0,005	0,43
Exposition à l'eau du robinet								
Non buveur	ref				ref			
Non buveur, exposition cachée	2,44	1,08 - 5,51	0,03	2,24	1,71	0,75 - 3,91	0,2	1,61
Moins de 4 verres	1,79	0,58 - 5,55	0,31	1,69	1,73	0,55 - 5,44	0,35	1,52
4 ou 5 verres	4,47	1,74 - 11,43	0,02	3,58	2,93	1,16 - 7,42	0,02	2,4
6 verres et plus	4,26	1,60 - 11,31	0,04	4,65	3,71	1,40 - 9,75	0,008	4,08
Exposition par la baignade (piscine et/ou rivière)								
Pas d'exposition ^a	ref				ref			
Exposition intermédiaire ^a								
Exposition forte	2,42	1,33 - 4,41	0,004	2,47	2,02	1,12 - 3,65	0,02	2,13
Exposition par la fréquentation d'un bloc sanitaire								
Non	ref				ref			
Oui	0,51	0,27 - 0,96	0,04	0,6	0,45	0,24 - 0,83	0,01	0,43

^a Regroupement de ces deux classes, car l'effectif classe « pas d'exposition » est trop faible chez les 25 ans et moins (deux enfants de 1 et 2 ans).

Cas(1) : symptômes diarrhéiques pendant au moins un jour (au moins une selle liquide) ou au moins un vomissement.

Cas(OMS) : 3 selles/j ou plus sur 24 heures au moins, ou des vomissements.

La baignade dans des eaux récréatives est un facteur de risque bien identifié comme associé aux cas de GEA [7]. La probabilité de développer une GEA augmente avec la durée de la baignade et la contamination de la ressource [8;9]. Les résultats obtenus sont cohérents avec le risque relatif de contracter une GEA trouvé chez les baigneurs comparativement aux non baigneurs de huit campings sur le bassin versant de l'Ardèche (RR=2,8 [1,8-4,4] ; 5 737 touristes) [10]. Cette investigation a mis en évidence une évolution inhabituelle du taux d'attaque selon l'âge, avec un maximum pour la classe d'âge 10-25 ans, alors que la classe des moins de 5 ans est considérée comme étant la plus susceptible de développer une GEA, en l'absence d'une immunité bien développée [11]. Une explication pourrait être le risque baignade, l'exposition à ce risque étant maximale pour cette classe d'âge, les 10-25 ans se baignant plus fréquemment et plus longtemps.

L'exposition par l'eau du robinet ressort, avec une relation dose-effet significative (Chi2 de tendance de 10,1 sur les odd ratio ajustés, p=0,0014), le risque devenant significatif à partir de quatre verres ingérés par jour.

Les blocs sanitaires sont des lieux très fréquentés dans les campings et donc très favorables à l'entretien d'une transmission interhumaine. La mise en place de mesures d'hygiène très strictes et la sensibilisation des campeurs au lavage des mains s'imposent toujours dans de telles situations. Les résultats obtenus sont donc contraires aux attentes, avec

l'observation d'un effet protecteur de la fréquentation des blocs sanitaires, inexplicable.

Seuls 10% des cas ont consulté un médecin, ce qui est inférieur d'un facteur 3 au taux de consultation pour GEA de 30% observé en France au cours d'une étude en population générale effectuée sur une année en 2009-2010 [11], et d'un facteur 3 à 5 aux taux rapportés pour quatre épidémies de GEA françaises d'origine hydrique documentées sur ce point (Gourdon, Dracy-le-Fort, Apprieu 2002 et Pérignat, avec respectivement 52, 54, 30 et 37% de consultations). Dans le cadre de cette épidémie, la population interrogée est une population de touristes, probablement en partie étrangère, ce qui pourrait expliquer ce faible taux de recours aux soins.

Le propriétaire du camping justifiait le recours au puits non déclaré faute d'approvisionnement avec une pression suffisante par le réseau d'eau public. Le branchement a été refait avec une canalisation de diamètre supérieur permettant d'augmenter suffisamment les débits pour la capacité du camping. L'approvisionnement en eau avec une pression suffisante est sans doute un réel problème dans certaines zones très touristiques. Ce camping est installé sur une commune d'environ 2 000 habitants, dont la population peut décupler en été, avec en particulier plus de 25 campings et 3 000 emplacements. L'absence de pratiques similaires dans les autres campings de la commune a été contrôlée en 2009, ce qui a permis une bonne

sensibilisation des gérants à cette problématique. La prise en considération de l'alimentation en eau potable afin de fixer les capacités d'accueil des campings a été proposée à la commission départementale d'actions touristiques, présidée par le préfet.

Références

- [1] Beaudou P, De Valk H, Vaillant V, Mouly D. Détection et investigation des épidémies d'infection liées à l'ingestion d'eau de distribution. Approche intégrée environnementale et sanitaire. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2007. 104 p. Disponible à: http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=3746
- [2] L'Azou M, Duchon C. Épidémie de gastro-entérites aiguës liées à la consommation d'eau dans un camping de Vallon-Pont-d'Arc en Ardèche (07) - Août 2008. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2012. 29 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=1075
- [3] Majowicz SE, Hall G, Scallan E, Adak GK, Gauci C, Jones TF, et al. A common, symptom-based case definition for gastroenteritis. *Epidemiol Infect.* 2008;136(7):886-94.
- [4] Sbai-Idrissi K, Galois-Guibal L, Boutin JP. Que sont l'incidence et la prévalence ? *Med Trop.* 2002; 62(2):199-201.
- [5] Ministère des Affaires sociales et de la Santé. Qualité des eaux de baignade - Ardèche. Disponible à: http://baignades.sante.gouv.fr/homeMap.do?idCarte=baignades_metropole&listeActive=com&verif=yes&objectId=7&image.x=15&image.y=5#a
- [6] Beaudou P, Vaillant V, De Valk H, Mouly D. Guide d'investigation des épidémies d'infection liées à l'ingestion d'eau de distribution. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2008. 20 p. Disponible à: http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=3503
- [7] Center for Diseases Control and Prevention. Surveillance for waterborne disease outbreaks and other health events associated with recreational water - United States, 2007-2008 and Surveillance for waterborne disease outbreaks associated with drinking water - United States, 2007-2008. *MMWR Surveill Summ.* 2011;60(12):1-73.
- [8] Marion JW, Lee J, Lemeshow S, Buckley TJ. Association of gastrointestinal illness and recreational water exposure at an inland U.S. beach. *Water Res.* 2010;44(16):4796-804.
- [9] Pruss A. Review of epidemiological studies on health effects from exposure to recreational water. *Int J Epidemiol.* 1998;27(1):1-9.
- [10] Zmirou D, Ferley JP, Balducci F, Baleux B, Fera P, Larbaigt G, et al. Evaluation of microbial indicators of health risk related to river swimming places. *Rev Epidemiol Sante Publique.* 1990;38(2):101-10.
- [11] Van Caeteren D, de Valk H, Vaux S, Le Strat Y, Vaillant V. Burden of acute gastroenteritis and health-care-seeking behaviour in France: a population-based study. *Epidemiol Infect.* 2012;140(4):697-705.

La publication d'un article dans le BEH n'empêche pas sa publication ailleurs. Les articles sont publiés sous la seule responsabilité de leur(s) auteur(s) et peuvent être reproduits sans copyright avec citation exacte de la source.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://www.invs.sante.fr/Publications-et-outils/BEH-Bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directrice de la publication : Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS
 Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr
 Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messai
 Secrétaires de rédaction : Laetitia Gouffé-Benadiba, Farida Mihoub

Comité de rédaction : Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, Direction générale de la santé ; Dr Juliette Bloch, CNSA ; Dr Sandrine Danet, ATIH ; Dr Claire Fuhrman, InVS ; Dr Bertrand Gagnière, Cire Ouest ; Anabelle Gilg Soit Ilg, InVS ; Dorothée Grange, ORS Ile-de-France ; Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Éric Jouglu, Inserm CépIDc ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Guy La Roche, InVS ; Agnès Lefranc, InVS ; Dr Bruno Morel, ARS Rhône-Alpes ; Dr Valérie Schwoebel, Cire Midi-Pyrénées ; Hélène Therre, InVS.