

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Estimation de la morbidité et de la mortalité liées aux infections d'origine alimentaire en France métropolitaine, 2008-2013 // Estimates of food-related morbidity and mortality in metropolitan France, 2008-2013.....p. 2

**Dieter Van Cauteren et coll.**

*Santé publique France, Saint-Maurice, France*

ARTICLE // Article

Épidémie de bérubéri chez des orpailleurs en Guyane entre septembre 2013 et juillet 2014 // Outbreak of beriberi in French Guiana among gold miners between September 2013 and July 2014 .....p. 10

**Florence Niemetzky et coll.**

*Centre hospitalier Andrée Rosemon, Cayenne, France*

ARTICLE // Article

Impact psychologique post-inondations en zone de montagne : effets à court, moyen et long terme // Post-flooding psychological impact in mountainous areas: Short, medium and long term effects .....p. 17

**Anne Guinard et coll.**

*Santé publique France, Cellule d'intervention en région Occitanie, Toulouse, France*

**REMERCIEMENTS AUX RELECTEURS .....p. 27**

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de Santé publique France. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'oeuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://invs.santepubliquefrance.fr>

**Directeur de la publication** : François Bourdillon, directeur général de Santé publique France  
**Rédactrice en chef** : Judith Benrekassa, Santé publique France, [redaction@santepubliquefrance.fr](mailto:redaction@santepubliquefrance.fr)  
**Rédactrice en chef adjointe** : Jocelyne Rajnchapel-Messaï  
**Secrétaire de rédaction** : Farida Mihoub  
**Comité de rédaction** : Juliette Bloch, Anses; Isabelle Bonmarin, Santé publique France; Sandrine Danet, HCAAM; Cécile Durand/Damien Mouly, Cire Occitanie; 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 Olié, Santé publique France; Sylvie Rey, Drees; Hélène Therre, Santé publique France; 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

## ESTIMATION DE LA MORBIDITÉ ET DE LA MORTALITÉ LIÉES AUX INFECTIONS D'ORIGINE ALIMENTAIRE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE, 2008-2013

// ESTIMATES OF FOOD-RELATED MORBIDITY AND MORTALITY IN METROPOLITAN FRANCE, 2008-2013

Dieter Van Cauteren (vancauteren.dieter@hotmail.com), Yann Le Strat, Cécile Sommen, Mathias Bruyand, Mathieu Tourdjman, Nathalie Jourdan-Da Silva, Elisabeth Couturier, Nelly Fournet, Henriette De Valk, Jean-Claude Desenclos

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Soumis le 21.08.2017 // Date of submission: 08.21.2017

### Résumé // Abstract

L'estimation de la morbidité et de la mortalité liées aux infections d'origine alimentaire est importante pour prioriser les actions de prévention en santé publique et évaluer les risques sanitaires tout au long de la chaîne alimentaire. L'objectif de cette étude était d'estimer le nombre annuel de cas symptomatiques, de cas hospitalisés et de cas décédés pour 21 agents pathogènes (10 bactéries, 3 virus, 8 parasites) transmis à l'homme par l'alimentation, en France métropolitaine, sur la période 2008-2013.

Les résultats indiquent que la morbi-mortalité attribuable aux maladies infectieuses d'origine alimentaire reste élevée en France, avec 1,28 à 2,23 millions de cas annuels, dont 15 800 à 21 200 hospitalisations et entre 232 et 358 décès. En France, les infections à norovirus, *Campylobacter* spp. et *Salmonella* spp. représentent la majorité des cas et des hospitalisations d'origine alimentaire. Les infections à *Salmonella* spp. et *Listeria monocytogenes* représentent la moitié des décès d'origine alimentaire.

La connaissance du poids absolu et du poids relatif des infections d'origine alimentaire est utile pour l'ensemble des acteurs (pouvoirs publics et opérateurs) intervenant dans le domaine de la sécurité sanitaire des aliments.

*To assess the impact of foodborne infections on human health and to set priorities for surveillance, prevention and control strategies, estimates of food-related morbidity and mortality are necessary. The objective of the present study was to produce the annual number of symptomatic cases, hospitalized cases and deceased cases for 21 foodborne pathogen agents (10 bacteria, 3 viruses, 8 parasites) in metropolitan France for the 2008-2013 period.*

*Our findings reveal that morbidity and mortality attributed to infectious foodborne diseases remain high in France, representing 1.28-2.23 million illnesses, 15,800-21,200 hospitalizations, and 232-358 deaths. Campylobacter spp., non-typhoidal Salmonella spp. and norovirus infections accounted for the majority of all food-related illnesses and hospitalizations in France. Non-typhoidal Salmonella spp. and Listeria monocytogenes accounted for half of the burden of food-related deaths.*

*The knowledge of the absolute and relative burden of food-borne infections is useful for all stakeholders (public authorities and operators) involved in the field of food safety.*

**Mots-clés :** Infections d'origine alimentaire, Morbidité, Mortalité, France

// **Keywords:** Foodborne diseases, Morbidity, Mortality, France

### Introduction

Les infections d'origine alimentaire, définies par leur mode de transmission, regroupent des infections d'étiologies très diverses, impliquant un grand nombre de bactéries, de virus et de parasites<sup>1</sup>. La majorité de ces infections sont des zoonoses, car leurs agents ont un réservoir animal à partir duquel elles peuvent être transmises à l'homme. La part de la transmission alimentaire de ces infections est variable, certaines pouvant également être transmises par d'autres voies (voie hydrique, contact de personne à personne, contact direct avec des animaux).

Dans les pays industrialisés, la sécurité des aliments est considérée comme prioritaire par les instances

politiques et décisionnelles, tant pour des raisons sanitaires qu'économiques. Des moyens importants sont mis en œuvre pour la surveillance, la prévention et le contrôle de ces maladies tout au long de la chaîne alimentaire et au niveau du consommateur<sup>2</sup>. Des estimations de la morbidité et de la mortalité attribuables aux différents agents pathogènes transmis par l'alimentation sont nécessaires pour comparer leur poids relatif et orienter les actions prioritaires à mettre en œuvre.

En France, la surveillance épidémiologique des infections d'origine alimentaire repose principalement sur deux systèmes : la déclaration obligatoire (DO) et les Centres nationaux de référence

(CNR). Ces systèmes de surveillance ont pour objectifs le suivi des tendances évolutives de ces infections, la description des caractéristiques des cas et la détection des épidémies ou des phénomènes émergents. Les cas répertoriés par ces systèmes de surveillance ne constituent toutefois qu'une partie des cas réellement survenus et ils ne permettent pas à eux seuls d'estimer la morbidité et la mortalité (figure 1).

L'objectif de cet article est de présenter des estimations de la morbidité et de la mortalité des infections d'origine alimentaire en France métropolitaine pour la période 2008-2013.

## Méthodes

Les estimations de morbidité et de mortalité ont été réalisées pour 21 agents pathogènes : 10 bactéries, 3 virus et 8 parasites (tableau 1). Pour chacun d'eux, les différentes sources de données disponibles ont été recensées et analysées. Les estimations de morbi-mortalité ont été obtenues par des méthodes adaptées aux sources de données retenues pour chaque agent. Tous les paramètres et sources de données retenus pour chaque agent sont détaillés dans un article paru dans *Emerging Infectious Diseases*<sup>3</sup>. Pour la plupart des paramètres, une estimation basse et une estimation haute ont été définies, et une distribution bêta de moyenne  $m =$  (estimation basse + estimation

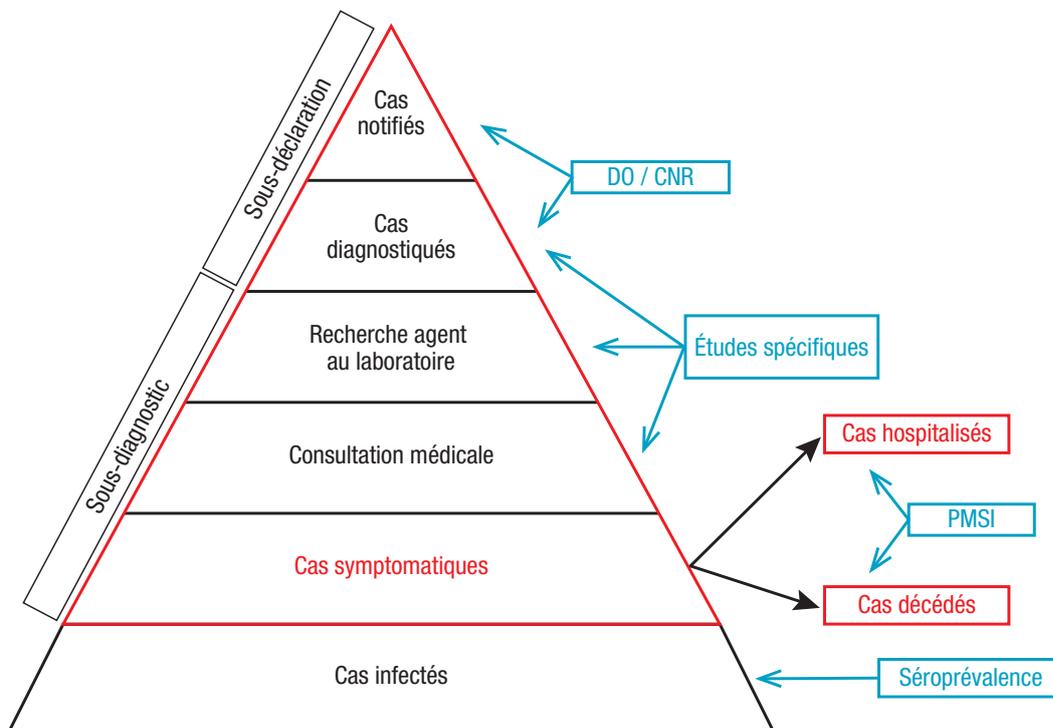
haute)/2 et d'écart-type  $s =$  (estimation haute- $m$ )/2 ont été utilisées, définies à partir de la méthode des moments. Des distributions log-normales ont été utilisées pour les paramètres dérivés de l'étude gastroentérites aiguës (GEA) en population générale de Van Cauteren et coll.<sup>4</sup>, ainsi que pour les nombres annuels de malades hospitalisés et décédés, rapportés par les différents systèmes de surveillance. Des simulations de Monte-Carlo ont ensuite été réalisées (10 000 itérations) pour générer une distribution des probabilités de l'estimation finale. Sont présentés la valeur médiane et un intervalle de crédibilité à 90% (ICr90%), défini comme l'étendue entre le 5<sup>e</sup> et le 95<sup>e</sup> percentile de l'estimation finale.

## Cas symptomatiques

Les sources de données et les approches utilisées pour estimer le nombre de cas symptomatiques peuvent être regroupées en trois catégories : systèmes de surveillance, enquêtes de séroprévalence, autres approches (tableau 2). Pour la plupart des agents étudiés, le nombre de cas symptomatiques a été estimé à partir du nombre de cas rapportés par la surveillance (DO/CNR) en appliquant deux facteurs multiplicateurs. Le premier facteur est lié à la sous-déclaration, afin d'estimer le nombre total de cas diagnostiqués (y compris ceux non notifiés aux systèmes de surveillance). Le deuxième facteur est lié au sous-diagnostic, afin de prendre en compte les cas symptomatiques

Figure 1

**Pyramide de la surveillance des infections d'origine alimentaire en France, avec les mesures de morbidité et de mortalité (en rouge) et les principales sources de données (en bleu)**



DO : déclaration obligatoire ; CNR : Centres nationaux de référence ; PMSI : Programme de médicalisation des systèmes d'information.

Tableau 1

### Liste des agents pathogènes étudiés impliqués dans les infections d'origine alimentaire en France métropolitaine, 2008-2013

Bactéries	Virus	Parasites
<i>Bacillus cereus</i>	Norovirus	<i>Anisakis simplex</i>
<i>Campylobacter</i> spp.	Virus de l'hépatite A	<i>Diphyllobothrium latum</i>
<i>Clostridium botulinum</i>	Virus de l'hépatite E	<i>Echinococcus granulosus</i>
<i>Clostridium perfringens</i>		<i>Echinococcus multilocularis</i>
STEC*		<i>Fasciola hepatica</i>
<i>Listeria monocytogenes</i>		<i>Tænia saginata</i>
<i>Salmonella</i> spp.		<i>Toxoplasma gondii</i>
<i>Shigella</i> spp.		<i>Trichinella</i> spp.
<i>Staphylococcus aureus</i>		
<i>Yersinia</i> spp.		

\* STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

Tableau 2

### Approches utilisées pour l'estimation du nombre annuel de cas symptomatiques d'infections d'origine alimentaire en France métropolitaine, 2008-2013

Estimations à partir des données de surveillance	Estimations à partir des données de séroprévalence	Autres approches	Pas d'estimation du nombre de cas symptomatiques
<i>Bacillus cereus</i>	Virus de l'hépatite A	STEC*	<i>Anisakis simplex</i>
<i>Campylobacter</i> spp.	Virus de l'hépatite E	Norovirus**	<i>Diphyllobothrium latum</i>
<i>Clostridium botulinum</i>	<i>Toxoplasma gondii</i>	<i>Tænia saginata</i> ***	<i>Echinococcus granulosus</i>
<i>Clostridium perfringens</i>			<i>Echinococcus multilocularis</i>
<i>Listeria monocytogenes</i>			<i>Fasciola hepatica</i>
<i>Salmonella</i> spp.			<i>Trichinella</i> spp.
<i>Shigella</i> spp.			
<i>Staphylococcus aureus</i>			
<i>Yersinia</i> spp.			

\* Littérature.

\*\* Étude gastroentérites aiguës [4] et littérature.

\*\*\* Assurance maladie.

STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

qui n'ont pas été diagnostiqués (figure 1). Des études ont été conduites auprès des laboratoires pour estimer le facteur de sous-déclaration pour *Salmonella* spp.<sup>5</sup>, *Campylobacter* spp. et *Yersinia* spp.<sup>6</sup>. En absence de données de sous-déclaration pour *Yersinia* spp. et *Shigella* spp., les facteurs de sous-diagnostic estimés pour *Campylobacter* spp. et *Salmonella* spp.<sup>7</sup> ont été appliqués comme proxy pour *Yersinia* spp. et *Shigella* spp., Pour *Clostridium botulinum* et *Listeria monocytogenes*, le facteur de sous-diagnostic a été estimé, par avis d'expert, entre 80 et 100%. Pour *Clostridium perfringens*, *Staphylococcus aureus* et *Bacillus cereus*, les données de la DO des TIAC (toxi-infections alimentaires collectives) sont la seule source de données françaises disponible. Les données *Salmonella* spp. ont été utilisées comme proxy pour estimer le nombre de cas symptomatiques pour ces trois agents. Pour les virus des hépatites A (VHA) et

E (VHE) et pour *Toxoplasma gondii*, le nombre de cas symptomatiques a été estimé à partir des données de séroprévalence. Pour *Tænia saginata*, l'estimation est basée sur le nombre de personnes avec un remboursement de niclosamide. Enfin, pour les norovirus et *Escherichia coli* producteurs de shigatoxines (STEC), des données de la littérature ont été utilisées<sup>3</sup>.

#### Cas hospitalisés et décédés

Le programme de médicalisation des systèmes d'information en médecine, chirurgie, obstétrique (PMSI-MCO) a été la principale source de données pour estimer le nombre de cas hospitalisés et décédés pour la majorité des agents pathogènes étudiés (tableau 3). Tous les séjours hospitaliers avec une date de sortie entre janvier 2008 et décembre 2013 et comportant un code CIM-10 (Classification internationale des maladies,

### Approches utilisées pour l'estimation du nombre annuel de cas d'infections d'origine alimentaire hospitalisés et décédés en France métropolitaine, 2008-2013

Estimations à partir des données du PMSI (codes CIM-10 spécifiques)	Proportion d'hospitalisation et de décès estimées pour une GEA utilisé comme proxy	Autres approches
<i>Anisakis simplex</i>	<i>Bacillus cereus</i>	<i>Clostridium botulinum</i> *
<i>Campylobacter</i> spp.	<i>Clostridium perfringens</i>	<i>Echinococcus multilocularis</i> *
<i>Diphyllobothrium latum</i>	Norovirus	<i>Listeria monocytogenes</i> *
<i>Echinococcus granulosus</i>	<i>Staphylococcus aureus</i>	STEC**
<i>Fasciola hepatica</i>		
Virus de l'hépatite A		
Virus de l'hépatite E		
<i>Salmonella</i> spp. non-typhiques		
<i>Shigella</i> spp.		
<i>Taenia saginata</i>		
<i>Toxoplasma gondii</i>		
<i>Trichinella</i> spp.		
<i>Yersinia</i> spp.		

\* Données de surveillance (déclaration obligatoire et Centres nationaux de référence).

\*\* Données de *Salmonella* spp. et *Campylobacter* spp. utilisées comme proxy.

PMSI : Programme de médicalisation des systèmes d'information ; CIM-10 : Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision ; GEA : gastroentérite aiguë ; STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

10<sup>e</sup> révision) d'intérêt en diagnostic principal, relié ou associé, ont été extraits de la base PMSI-MCO et analysés<sup>3</sup>. Les données des certificats de décès ont été explorées, mais n'ont pas été utilisées pour l'estimation de la mortalité car peu d'enregistrements contenaient des codes CIM-10 spécifiques des agents pathogènes étudiés.

Pour *C. botulinum*, *L. monocytogenes* et *Echinococcus multilocularis*, les estimations ont été basées sur les données de surveillance (DO/CNR). Pour *B. cereus*, *C. perfringens*, *S. aureus* et les norovirus, les nombres de cas hospitalisés et décédés ont été estimés indirectement, en appliquant au nombre annuel de cas symptomatiques d'origine alimentaire les proportions d'hospitalisations et de décès estimées pour une GEA d'origine infectieuse. Enfin, pour les STEC, les proportions d'hospitalisations et de décès estimées pour *Salmonella* spp. et *Campylobacter* spp. ont été utilisées comme approximations.

#### Proportion de transmission alimentaire

Pour plusieurs agents pathogènes (*C. botulinum*, *C. perfringens*, *L. monocytogenes*, *S. aureus*, *Anisakis*, *Diphyllobothrium latum*, *Fasciola hepatica*, *T. saginata*, *Trichinella* spp.), la quasi-totalité des cas publiés dans la littérature ont une origine alimentaire et la part d'origine alimentaire a été estimée à 100%. Pour la plupart des autres agents pathogènes, la proportion de transmission alimentaire a été estimée à partir des données américaines publiées en 2011<sup>8</sup>. Des estimations plus récentes ont été utilisées pour le VHA et les norovirus<sup>3</sup>. Un avis d'expert a été utilisé pour le VHE.

La transmission hydrique n'a pas été considérée comme une transmission d'origine alimentaire dans cette étude.

#### Résultats

L'ensemble des agents pathogènes considérés dans cette étude est responsable chaque année, en France métropolitaine, de 4,9 millions de cas symptomatiques (ICr90%: 4,2-6,2 millions), de 42 800 hospitalisations (ICr90%: 37 536-50 863) et de 376 décès (ICr90%: 344-500). On estime que la transmission alimentaire de ces agents conduit à 1,5 million de cas (ICr90%: 1,28-2,23 millions), 17 600 hospitalisations (ICr90%: 15 793-21 159) et 256 décès (ICr90%: 232-358) (tableaux 4 à 6).

Les norovirus apparaissent responsables du plus grand nombre de cas (517 593 cas, soit 34% du nombre total de cas d'origine alimentaire) ; ils sont au 3<sup>e</sup> rang en nombre d'hospitalisations (3 447 hospitalisations, 20% du nombre total d'hospitalisations pour infection d'origine alimentaire) et au 7<sup>e</sup> en nombre de décès (8 cas décédés, 3% du nombre total de cas décédés d'origine alimentaire).

Les infections à *Campylobacter* spp. se classent au 2<sup>e</sup> rang en nombre de cas (392 177 cas, 26% du nombre total), en première position en nombre d'hospitalisations (5 524 hospitalisations, 31% du nombre total) et en 3<sup>e</sup> position en nombre de décès (41 cas décédés, 16% du nombre total).

Les infections à *Salmonella* spp. arrivent en 3<sup>e</sup> position en nombre de cas (183 002 cas, 12% du nombre total), en 2<sup>e</sup> position en nombre d'hospitalisations

Tableau 4

**Estimations (5%, 50% et 95% de l'estimation finale) du nombre annuel moyen de cas symptomatiques d'infections d'origine alimentaire, par agent pathogène, France métropolitaine, 2008-2013**

Agent pathogène	Toute transmission*			Proportion de transmission alimentaire	Transmission alimentaire*			Proportion du nombre total de cas**
	5%	50%	95%		5%	50%	95%	
<i>Bacillus cereus</i>	32 841	69 468	164 316	100%	32 841	69 468	164 316	4,6
<i>Campylobacter</i> spp.	272 669	492 705	1 078 543	73-86%	215 216	392 177	862 747	26,1
<i>Clostridium botulinum</i>	11	21	41	100%	11	21	41	0,0
<i>Clostridium perfringens</i>	47 922	119 632	332 244	100%	47 922	119 632	332 244	8,0
STEC	11 523	24 710	52 295	59-87%	8 206	17 927	38 668	1,2
<i>Listeria monocytogenes</i>	328	402	497	100%	328	402	497	0,0
<i>Salmonella</i> spp.	108 805	198 047	410 817	91-95%	102 041	183 002	387 599	12,2
<i>Shigella</i> spp.	6 206	11 082	23 143	23-40%	1 837	3 449	7 555	0,2
<i>Staphylococcus aureus</i>	21 058	73 021	271 056	100%	21 058	73 021	271 056	4,9
<i>Yersinia</i> spp.	12 175	23 674	54 388	80-100%	10 799	21 330	49 477	1,4
<b>Total bactéries</b>	<b>772 257</b>	<b>1 012 762</b>	<b>1 826 612</b>		<b>673 683</b>	<b>880 429</b>	<b>1 594 203</b>	<b>58,5</b>
Norovirus	2 971 892	3 706 693	4 579 554	12-16%	402 816	517 593	656 921	34,4
Virus de l'hépatite A	12 658	16 416	21 384	16%	2 025	2 627	3 421	0,2
Virus de l'hépatite E	46 032	68 007	101 279	75-100%	39 388	59 320	88 967	3,9
<b>Total virus</b>	<b>3 073 457</b>	<b>3 791 116</b>	<b>4 682 930</b>		<b>463 131</b>	<b>579 540</b>	<b>723 256</b>	<b>38,5</b>
<i>Anisakis</i>	–	–	–	100%	–	–	–	–
<i>Diphyllobothrium latum</i>	–	–	–	100%	–	–	–	–
<i>Echinococcus granulosus</i>	–	–	–	100%	–	–	–	–
<i>Echinococcus multilocularis</i>	–	–	–	100%	–	–	–	–
<i>Fasciola hepatica</i>	–	–	–	100%	–	–	–	–
<i>Taenia saginata</i>	29 487	33 006	36 946	100%	29 487	33 006	36 946	2,2
<i>Toxoplasma gondii</i>	17 567	23 786	30 824	40-60%	8 401	11 785	16 133	0,8
<i>Trichinella</i> spp.	–	–	–	100%	–	–	–	–
<b>Total parasites</b>	<b>49 658</b>	<b>56 792</b>	<b>64 942</b>		<b>38 880</b>	<b>44 791</b>	<b>50 640</b>	<b>3</b>
<b>Total</b>	<b>4 175 457</b>	<b>4 860 670</b>	<b>6 155 454</b>		<b>1 280 977</b>	<b>1 504 760</b>	<b>2 233 664</b>	<b>100</b>

\* 5% : 5<sup>e</sup> percentile, 50% : médiane, 95% : 95<sup>e</sup> percentile de la distribution finale du nombre total de cas.

\*\* La proportion correspond à la valeur médiane du nombre de cas d'origine alimentaire pour l'agent pathogène considéré sur la valeur médiane du nombre total de cas d'origine alimentaire (n=1 504 760).

STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

(4 106 hospitalisations, 24% du nombre total) et en 1<sup>ère</sup> position en nombre de décès (67 cas décédés, 26% du nombre total).

*L. monocytogenes* n'est pas un agent pathogène fréquent (moins de 0,1% des cas d'origine alimentaire), mais se classe 2<sup>e</sup> en nombre de décès (65 cas décédés, soit 25% du nombre total de décès d'origine alimentaire).

Parmi les agents parasitaires, *T. saginata* apparaît comme le plus fréquent (33 006 cas d'origine alimentaire) et *T. gondii* comme la principale cause d'hospitalisations et de décès (601 cas hospitalisés et 22 cas d'origine alimentaire décédés) (tableaux 4 à 6).

## Discussion

Les nombres annuels de cas symptomatiques, de cas hospitalisés et de cas décédés pour différentes infections d'origine alimentaire en France métropolitaine

ont été estimés. Différentes approches et hypothèses ont été utilisées, en fonction des sources de données retenues pour chaque agent pathogène. Ces choix impactent les estimations finales et les incertitudes qui y sont associées. Ces différences doivent être prises en compte dans la comparaison des estimations du poids des différents agents pathogènes entre eux, ainsi que dans la comparaison avec les estimations réalisées dans d'autres pays industrialisés. Ces résultats ne sont pas comparables à des estimations françaises plus anciennes, basées sur les données des années 1990-2000 qui avaient permis d'estimer le nombre de cas confirmés en laboratoire pour plusieurs agents pathogènes, sans inclure les cas non diagnostiqués<sup>9</sup>.

Le PMSI a été une importante source de données pour l'estimation des nombres de cas hospitalisés et décédés. Pour chaque agent, les données du PMSI ont été exploitées afin d'évaluer leur validité et leur utilisation éventuelle pour les estimations du nombre de cas hospitalisés. D'autres sources de données

Tableau 5

**Estimations (5%, 50% et 95% de l'estimation finale) du nombre annuel moyen de cas hospitalisés, par agent pathogène, France métropolitaine, 2008-2013**

Agent pathogène	Toute transmission*			Proportion de transmission alimentaire	Transmission alimentaire*			Pourcentage du nombre total de cas hospitalisés**
	5%	50%	95%		5%	50%	95%	
<i>Bacillus cereus</i>	216	457	1 080	100%	216	457	1 080	2,6
<i>Campylobacter</i> spp.	5 138	6 943	9 510	73-86%	4 039	5 524	7 595	31,4
<i>Clostridium botulinum</i>	10	19	37	100%	10	19	37	0,1
<i>Clostridium perfringens</i>	317	811	2 238	100%	317	811	2 238	4,6
STEC	199	514	1 259	59-87%	143	372	928	2,1
<i>Listeria monocytogenes</i>	258	310	375	100%	258	310	375	1,8
<i>Salmonella</i> spp.	3 927	4 415	4 983	91-95%	3 644	4 106	4 632	23,3
<i>Shigella</i> spp.	204	248	305	23-40%	56	78	104	0,4
<i>Staphylococcus aureus</i>	141	486	1 827	100%	141	486	1 827	2,8
<i>Yersinia</i> spp.	180	222	278	80-100%	158	200	255	1,1
<b>Total bactéries</b>	<b>12 574</b>	<b>14 425</b>	<b>18 196</b>		<b>10 791</b>	<b>12 363</b>	<b>15 818</b>	<b>70,3</b>
Norovirus	19 271	24 659	31 161	12-16%	2 610	3 447	4 475	19,6
Virus de l'hépatite A	1 130	1 567	2 162	16%	181	251	346	1,4
Virus de l'hépatite E	540	546	553	75-100%	413	482	524	2,7
<b>Total virus</b>	<b>21 320</b>	<b>26 772</b>	<b>33 444</b>		<b>3 344</b>	<b>4 180</b>	<b>5 189</b>	<b>23,8</b>
<i>Anisakis</i>	4	8	15	100%	4	8	15	0,0
<i>Diphyllobothrium latum</i>	1	3	9	100%	1	3	9	0,0
<i>Echinococcus granulosus</i>	227	252	280	100%	227	252	280	1,4
<i>Echinococcus multilocularis</i>	21	29	41	100%	21	29	41	0,2
<i>Fasciola hepatica</i>	2	5	14	100%	2	5	14	0,0
<i>Taenia saginata</i>	123	137	153	100%	123	137	153	0,8
<i>Toxoplasma gondii</i>	1 097	1 202	1 315	40-60%	493	601	719	3,4
<i>Trichinella</i> spp.	5	11	23	100%	5	11	23	0,1
<b>Total parasites</b>	<b>1 522</b>	<b>1 647</b>	<b>1 751</b>		<b>917</b>	<b>1 046</b>	<b>1 159</b>	<b>6</b>
<b>Total</b>	<b>37 536</b>	<b>42 844</b>	<b>50 863</b>		<b>15 793</b>	<b>17 589</b>	<b>21 159</b>	<b>100</b>

\* 5% : 5<sup>e</sup> percentile, 50% : médiane, 95% : 95<sup>e</sup> percentile de la distribution finale du nombre total de cas hospitalisés.

\*\* La proportion correspond à la valeur médiane du nombre de cas hospitalisés d'origine alimentaire pour l'agent pathogène considéré sur la valeur médiane du nombre total de cas d'origine alimentaire (n=17 589).

STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

(DO, CNR, études) ont été utilisées (quand disponibles) pour comparer les tendances annuelles et mensuelles et par classe d'âge, sexe et région.

Les données du PMSI (mode de sortie=décès) ont été utilisées pour estimer le nombre de cas décédés pour la plupart des agents pathogènes. Toutefois, les décès pouvant survenir après l'hospitalisation ou en dehors de toute hospitalisation, l'estimation de la mortalité présentée dans ce travail a pu être sous-estimée. Elle a par ailleurs été réalisée sans préjuger de l'imputabilité du décès à l'agent pathogène. La non-prise en compte de l'imputabilité peut également entraîner une surestimation du nombre de cas décédés, en particulier chez les patients fragilisés par des comorbidités chez lesquels l'infection d'origine alimentaire peut n'être qu'un phénomène intercurrent contribuant peu au décès (*T. gondii*, *L. monocytogenes*). Seules des études spécifiques avec un retour au dossier médical

pourraient permettre de préciser l'imputabilité des infections étudiées sur la mortalité réelle.

Outre la méthodologie et les hypothèses utilisées, ces estimations sont très dépendantes de la proportion de transmission alimentaire attribuée à chaque agent pathogène. Pour 12 agents pathogènes, des estimations américaines de cette proportion ont été utilisées. Il est possible que les habitudes alimentaires en France (consommation de produits crus ou peu cuits, produits non pasteurisés) favorisent l'exposition à certains agents et que la répartition des facteurs de risque de contamination, et donc la part de la transmission alimentaire, soit différente entre la France et les États-Unis. Les études épidémiologiques sur lesquelles se basent ces estimations peuvent également présenter des biais. Par exemple, la proportion de transmission alimentaire pourrait être surestimée pour *Shigella* spp. (étude cas-témoin dans laquelle la transmission alimentaire était retenue si aucune

Tableau 6

**Estimations (5%, 50% et 95% de l'estimation finale) du nombre annuel moyen de cas décédés, par agent pathogène, France métropolitaine, 2008-2013**

Agent pathogène	Toute transmission*			Proportion de transmission alimentaire	Transmission alimentaire*			Pourcentage du nombre total de cas décédés**
	5%	50%	95%		5%	50%	95%	
<i>Bacillus cereus</i>	1	1	3	100%	1	1	3	0,4
<i>Campylobacter</i> spp.	33	52	82	73-86%	26	41	65	16,0
<i>Clostridium botulinum</i>	0	0	4	100%	0	0	4	0,1
<i>Clostridium perfringens</i>	1	2	6	100%	1	2	6	0,8
STEC	2	6	16	59-87%	2	4	12	1,6
<i>Listeria monocytogenes</i>	47	65	90	100%	47	65	90	25,4
<i>Salmonella</i> spp.	62	72	84	91-95%	57	67	78	26,2
<i>Shigella</i> spp.	0	1	4	23-40%	0	0	1	0,1
<i>Staphylococcus aureus</i>	0	1	4	100%	0	1	4	0,5
<i>Yersinia</i> spp.	1	10	108	80-100%	1	9	96	3,5
<b>Total bactéries</b>	<b>182</b>	<b>210</b>	<b>323</b>		<b>166</b>	<b>191</b>	<b>289</b>	<b>74,6</b>
Norovirus	43	59	80	12-16%	6	8	12	3,1
Virus de l'hépatite A	24	30	37	16%	4	5	6	2,0
Virus de l'hépatite E	18	20	22	75-100%	15	18	20	7,0
<b>Total virus</b>	<b>91</b>	<b>109</b>	<b>132</b>		<b>27</b>	<b>31</b>	<b>35</b>	<b>12,1</b>
<i>Anisakis</i>	0	0	0	100%	0	0	0	0,0
<i>Diphyllobothrium latum</i>	0	0	0	100%	0	0	0	0,0
<i>Echinococcus granulosus</i>	3	6	14	100%	3	6	14	2,3
<i>Echinococcus multilocularis</i>	1	2	5	100%	1	2	5	0,8
<i>Fasciola hepatica</i>	0	0	0	100%	0	0	0	0,0
<i>Taenia saginata</i>	2	4	9	100%	2	4	9	1,6
<i>Toxoplasma gondii</i>	29	45	69	40-60%	14	22	35	8,6
<i>Trichinella</i> spp.	0	0	0	100%	0	0	0	0,0
<b>Total parasites</b>	<b>41</b>	<b>57</b>	<b>85</b>		<b>25</b>	<b>34</b>	<b>51</b>	<b>13</b>
<b>Total</b>	<b>344</b>	<b>376</b>	<b>500</b>		<b>232</b>	<b>256</b>	<b>358</b>	<b>100</b>

\* 5% : 5<sup>e</sup> percentile, 50% : médiane, 95% : 95<sup>e</sup> percentile de la distribution finale du nombre total de cas décédés.

\*\* Le pourcentage correspond à la valeur médiane des cas décédés d'origine alimentaire pour l'agent pathogène considéré sur la valeur médiane du nombre total de cas décédés d'origine alimentaire (n=256).

STEC : *Escherichia coli* producteur de shigatoxines.

autre voie de transmission n'était documentée)<sup>10</sup> et sous-estimée pour *T. gondii* (étude cas-témoin dans laquelle seule la transmission par les kystes (viande) a été considérée)<sup>11</sup>.

Malgré des différences méthodologiques et/ou épidémiologiques, norovirus, *Campylobacter* spp. et *Salmonella* spp. sont identifiés comme les agents les plus fréquents transmis à l'homme par l'alimentation dans les pays industrialisés<sup>3</sup>. En France, ces trois agents représentent environ 70% de l'ensemble des cas symptomatiques et des cas hospitalisés d'origine alimentaire. Pour les norovirus, une transmission alimentaire est possible, notamment *via* les aliments qui peuvent être contaminés soit directement (coquillages), soit lors de leur manipulation sans précautions d'hygiène par une personne infectée. Au vu des estimations pour cet agent pathogène, il faut continuer à sensibiliser le personnel de cuisine sur le risque fécal-oral et sur le respect des bonnes pratiques d'hygiène lors de la manipulation des aliments. Au

niveau familial, les règles d'hygiène doivent être respectées scrupuleusement en cas de présence d'un malade au sein du foyer<sup>2</sup>. Pour *Salmonella* spp. et, dans une moindre mesure, pour *Campylobacter* spp., différents plans de lutte et de contrôle ont été mis en place ces dernières années à différents stades de la chaîne alimentaire (principalement en production primaire, à la transformation et au niveau de la distribution des aliments). Les estimations indiquent que ces deux bactéries doivent rester prioritaires pour la surveillance et la mise en œuvre des moyens de prévention et de contrôle.

Les agents pathogènes les plus fréquents ne sont pas nécessairement ceux provoquant les conséquences les plus sévères. Ainsi, *L. monocytogenes* représente moins de 0,1% des cas symptomatiques d'origine alimentaire, mais occupe le 2<sup>e</sup> rang en termes de mortalité, juste derrière *Salmonella* spp. La létalité élevée de la listériose et son potentiel épidémique justifient qu'elle reste également

prioritaire en termes de surveillance ainsi que de moyens de prévention et de contrôle. Les infections à STEC peuvent également provoquer des manifestations plus sévères, telles que le syndrome hémolytique et urémique (SHU) chez les jeunes enfants. Des données de la littérature et les proportions d'hospitalisations et de décès estimées pour *Salmonella* spp. et *Campylobacter* spp. ont été utilisées comme proxy en l'absence d'autre source de données. Les estimations demeurent donc incertaines. Elles suggèrent cependant que ces infections ne sont pas rares en France. Des études spécifiques devraient être développées pour mieux connaître l'incidence de ces infections et déterminer si une évolution du système de surveillance est nécessaire.

Pour *C. perfringens*, *S. aureus* et *B. cereus*, les données de la DO des TIAC constituent la seule source disponible de données françaises. L'estimation du nombre de cas symptomatiques utilise comme approximation les données de *Salmonella* spp. Les proportions d'hospitalisations et de décès estimées pour une GEA ont été utilisées pour évaluer le nombre de cas hospitalisés et décédés. Ces hypothèses sont discutables et les estimations pour ces trois agents demeurent incertaines en l'absence d'autres sources de données.

Derrière ces agents, le poids du VHE apparaît considérable, avec environ 59 300 cas d'origine alimentaire, dont 500 hospitalisés et 18 décès chaque année en France. À notre connaissance, il n'existe pas d'estimations similaires dans d'autres pays. L'importance de ce virus comme agent infectieux d'origine alimentaire est de plus en plus reconnue en France<sup>12,13</sup>. Différentes actions ont été engagées ces dernières années pour réduire le risque d'exposition alimentaire, soit par une information ciblée des populations les plus à risque, soit par une information générale du consommateur sur les bonnes pratiques de consommation (étiquetage concernant la nécessité de bien cuire les aliments à base de foie de porc cru destinés à être consommés cuits)<sup>14</sup>. D'autres travaux pourraient être envisagés pour mieux évaluer les expositions à risque de contamination par le VHE en France et la proportion de transmission alimentaire (estimée dans cette étude, par avis d'experts, entre 75 et 100%).

*T. saginata* et *T. gondii* représentent l'essentiel de la morbi-mortalité d'origine alimentaire attribuable aux agents parasitaires présentés dans ce travail. Ce sont également les deux agents parasitaires pour lesquels il a été possible d'estimer le nombre de cas symptomatiques en population générale. Pour *T. saginata*, le nombre de cas peut être sous-estimé du fait d'un changement de prescription du niclosamide vers le praziquantel. Pour les autres agents parasitaires, les estimations se limitent soit au nombre de cas confirmés à partir de données d'enquêtes (*Anisakis*<sup>15</sup>, *Diphyllobothrium*<sup>16</sup>) et de surveillance (*E. multilocularis*), soit au nombre de cas hospitalisés obtenu à partir des données du PMSI (*Echinococcus granulosus*, *F. hepatica*, *Trichinella* spp.).

Notre étude, basée sur des sources de données multiples (plusieurs enquêtes *ad hoc*, recours à des approches par modélisation, revues de littérature, etc.), apporte des résultats actualisés sur l'impact en santé publique des différentes maladies infectieuses d'origine alimentaire, permettant aux acteurs intervenant dans le domaine de la sécurité alimentaire (pouvoirs publics et opérateurs) de les hiérarchiser. Enfin, les estimations de la morbidité d'origine alimentaire permettent d'envisager, en collaboration avec des équipes de recherche en économie de la santé, de valoriser ces résultats en termes d'impact sur la qualité de vie et d'impact économique. ■

## Références

- [1] de Valk H, Jourdan-da Silva N, King L, Delmas G, Goulet V, Vaillant V. Les infections d'origine alimentaire en France. Bull Acad Natl Med. 2012;196(8):1645-57.
- [2] Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail. Informations des consommateurs en matière de prévention des risques biologiques liés aux aliments – Tome 2 : Évaluation de l'efficacité des stratégies de communication. Rapport d'expertise collective. Maisons-Alfort: Anses; 2015. 170 p. <https://www.anses.fr/fr/system/files/BIORISK2012sa0118Ra-02.pdf>
- [3] Van Cauteren D, Le Strat Y, Sommen C, Bruyand M, Tourdjman M, Da Silva NJ, et al. Estimated annual numbers of foodborne pathogen-associated illnesses, hospitalizations, and deaths, France, 2008-2013. Emerg Infect Dis. 2017;23(9):1486-92. [https://wwwnc.cdc.gov/eid/article/23/9/17-0081\\_article](https://wwwnc.cdc.gov/eid/article/23/9/17-0081_article)
- [4] Van Cauteren D, De Valk H, Vaux S, Le Strat Y, Vaillant V. Burden of acute gastroenteritis and healthcare-seeking behaviour in France: A population-based study. Epidemiol Infect. 2012;140(4):697-705.
- [5] Carrillo-Santistevé P, Jourdan-Da Silva N, Le Hello S, Letort MJ, Fromage M, de Valk H, et al. Completeness and representativity of the Salmonella voluntary surveillance system in France, 2008. European Scientific Conference on Applied Infectious Disease Epidemiology (ESCAIDE); 11-13 November 2010, Lisbonne, Portugal. <https://www.escaide.eu/sites/escaide/files/documents/ESCAIDE-2010-abstract-book.pdf>
- [6] Savin CL, Leclercq A, Laurent E, Carniel E, Vaillant V. Enquête nationale sur le diagnostic des infections à *Yersinia* entéropathogènes en France métropolitaine en 2003. Bull Epidemiol Hebd. 2010;(29):307-11. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=580](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=580)
- [7] Van Cauteren D, De Valk H, Sommen C, King LA, Jourdan-Da Silva N, Weill FX, et al. Community incidence of campylobacteriosis and nontyphoidal salmonellosis, France, 2008-2013. Foodborne Pathog Dis. 2015;12(8):664-9.
- [8] Scallan E, Hoekstra RM, Angulo FJ, Tauxe RV, Widdowson MA, Roy SL, et al. Foodborne illness acquired in the United States – major pathogens. Emerg Infect Dis. 2011;17(1):7-15.
- [9] Vaillant V, de Valk H, Baron E, Ancelle T, Colin P, Delmas MC, et al. Foodborne infections in France. Foodborne Pathog Dis. 2005;2(3):221-32.
- [10] Haley CC, Ong KL, Hedberg K, Cieslak PR, Scallan E, Marcus R, et al. Risk factors for sporadic shigellosis, FoodNet 2005. Foodborne Pathog Dis. 2010;7(7):741-7.
- [11] Cook AJ, Gilbert RE, Buffolano W, Zufferey J, Petersen E, Jennum PA, et al. Sources of toxoplasma infection in pregnant

women: European multicentre case-control study. European Research Network on Congenital Toxoplasmosis. *BMJ*. 2000;321(7524):142-7.

[12] Couturier E. L'hépatite E : synthèse de l'épidémiologie humaine. *Bull Epidemiol Hebd*. 2010;(Hors-série):18-9. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=535](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=535)

[13] Agence nationale de sécurité sanitaire, de l'alimentation, de l'environnement et du travail. L'hépatite E. Carte d'identité de la maladie. [Internet]. <https://www.anses.fr/fr/content/1%E2%80%99h%C3%A9patite-e>

[14] Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé. Prévenir l'hépatite E chez les personnes susceptibles de développer une forme grave. [Internet]. [http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Fiche\\_Hepatite\\_E.pdf](http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Fiche_Hepatite_E.pdf)

[15] Dupouy-Camet J, Touabet-Azouzi N, Fréalle E, Van Cauteren D, Yera H, Moneret-Vautrin A. Incidence de l'aniakidose en France. Enquête rétrospective 2010-2014. *Bull*

*Epidémiol Hebd*. 2016;(5-6):64-70. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=12835](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12835)

[16] Dupouy-Camet J, Haidar M, Dei-Cas E, Yera H, Espinat L, Benmostefa A, et al. Prévalence de l'infestation par *Diphyllobothrium latum* de différents poissons des lacs Léman, du Bourget et d'Annecy et évaluation de l'incidence des cas humains auprès des laboratoires d'analyse médicale de la région (2011-2013). *Bull Epidemiol Santé animale-alimentation*. 2015;(67):2-5. <http://bulletinepidemiologique.mag.anses.fr/sites/default/files/BEP-mg-BE67-art1.pdf>

#### Citer cet article

Van Cauteren D, Le Strat Y, Sommen C, Bruyand M, Tourdjman M, Jourdan-Da Silva N, et al. Estimation de la morbidité et de la mortalité liées aux infections d'origine alimentaire en France métropolitaine, 2008-2013. *Bull Epidemiol Hebd*. 2018;(1):2-10. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018\\_1\\_1.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018_1_1.html)

## ARTICLE // Article

### ÉPIDÉMIE DE BÉRIBÉRI CHEZ DES ORPAILLEURS EN GUYANE ENTRE SEPTEMBRE 2013 ET JUILLET 2014

// OUTBREAK OF BERIBERI IN FRENCH GUIANA AMONG GOLD MINERS BETWEEN SEPTEMBER 2013 AND JULY 2014

Florence Niemetzky<sup>1,2</sup> ([florenceniem@gmail.com](mailto:florenceniem@gmail.com)), Mathieu Nacher<sup>1,3,4</sup>, Juliette Stroot<sup>1</sup>, Vincent Pommier de Santi<sup>5</sup>, Denis Blanchet<sup>1</sup>, Philippe Abboud<sup>1</sup>, Paul Brousse<sup>1</sup>, Basma Guarmit<sup>1</sup>, Muriel Ville<sup>1</sup>, Émilie Mosnier<sup>1,4</sup>

<sup>1</sup> Centre hospitalier Andrée Rosemon, Cayenne, France

<sup>2</sup> Université des Antilles, Pointe-à-Pitre, France

<sup>3</sup> CIC Inserm 1414, Centre hospitalier de Cayenne, France

<sup>4</sup> Université de Guyane, Cayenne, France

<sup>5</sup> Centre d'épidémiologie et de santé publique des armées (Cespa), Marseille, France

Soumis le 19.05.2017 // Date of submission: 05.19.2017

#### Résumé // Abstract

**Introduction** – En septembre 2013, au Centre de santé de Maripasoula (Guyane française), plusieurs orpailleurs ont consulté pour des œdèmes des membres inférieurs (OMI) avec signes d'insuffisance cardiaque (IC). Les objectifs de l'étude étaient d'investiguer ce signal et d'en identifier l'origine.

**Population et méthode** – L'étude était prospective (septembre 2013-juillet 2014), descriptive et monocentrique. Ont été inclus les orpailleurs présentant des OMI et/ou des signes d'IC et/ou des signes de polyneuropathie.

**Résultats** – Durant l'étude, 42 personnes ont consulté avec une symptomatologie de cardiomyopathie. Le sexe-ratio H/F était de 7,4, l'âge médian de 36 ans (étendue 22-65). Les principaux symptômes retrouvés étaient : dyspnée 60% (n=25/42), œdèmes 79% (n=33/42), signes d'IC droite avec turgescence jugulaire dans 63% des cas (n=22/35) et/ou reflux hépato-jugulaire dans 42% des cas (n=13/31).

Le diagnostic retenu était le béribéri, avec la répartition suivante : 17 cas suspects (sur la base d'éléments cliniques), 15 probables (amélioration après supplémentation en thiamine), 10 confirmés biologiquement. Les formes cliniques étaient : humide 67% (n=28/42), mixte 31% (n=13/42) et shoshin béribéri 2% (n=1/42).

L'évolution a été marquée par une amélioration sous traitement dans 88% des cas (n=23/26), l'absence de guérison dans 8% (n=2/26) et un décès a été observé.

L'enquête alimentaire a mis en évidence un régime hypocalorique (en moyenne 1 106 Kcal/jour) avec carence d'apports vitaminiques.

**Conclusion** – Cette investigation a confirmé la survenue d'une probable épidémie de béribéri chez des orpailleurs en Guyane. L'origine multifactorielle (activité intense, infections associées, précarité, régime à base de riz blanc décortiqué) pourrait être mieux étayée par un schéma d'étude étiologique de type cohorte ou cas-témoins. Toutefois, il reste à poursuivre et compléter la mise en place de mesures de prévention devant cette situation très préoccupante.

**Introduction** – In September 2013, in the Maripasoula Health Center (French Guiana), several gold miners consulted for edemas of the lower limbs with signs of heart failure. The aims of this study were to describe the epidemic and identify its origin.

**Population and method** – The study was prospective, descriptive, monocentric, conducted from September 2013 to July 2014. The study included all the gold miners who consulted for edemas of the lower limbs or for signs of heart failure or for polyneuritis of the lower limbs.

**Results** – During the study period, 42 people consulted for signs of idiopathic cardiomyopathy. Sex ratio was 7.4 men for one woman; the median age was 36 years [22-65 years]. The main symptoms were: dyspnoea 60% (n=25/42), edemas 79% (n=33/42), signs of right ventricular failure with increased jugular venous pressure 63% (n=22/35) and hepato-jugular reflux 42% (n=13/31).

The final diagnosis was beriberi distributed as follows: 17 suspected cases on the basis of symptoms, 15 probable (clinical improvement after thiamin supplementation), 10 biologically confirmed. The clinical evolution showed 88% of improvement, 8% of remaining signs and one death. The food inquiry pointed out a low-calorie diet (average 1,106 Kcal/day) with low vitamin intake.

**Conclusion** – This study confirmed the occurrence of a probable beriberi outbreak among gold miners in French Guiana. We assume a multi-factorial origin (strenuous physical activity, co-infections, precariousness, white rice-based diet) that may be better evidenced by a more appropriate study design, as a cohort or a case-control scheme. Meanwhile, the prevention and control of this worrisome situation requires the implementation of appropriate countermeasures.

---

**Mots-clés :** Béribéri, Carence en thiamine, Carence en vitamine B1, Guyane, Orpaillage, Cardiomyopathie  
**// Keywords:** Beriberi, Thiamin deficiency, Vitamin B1 deficiency, French Guiana, Gold miners, Cardiomyopathy

---

## Introduction

La Guyane est un département français d'outre-mer situé en Amérique du Sud, dont les sous-sols aurifères attirent des milliers de travailleurs. Les orpailleurs viennent principalement des zones défavorisées des pays voisins, dont le Brésil, et vivent clandestinement en milieu forestier isolé, dans des conditions d'extrême précarité<sup>1</sup>. Les problématiques sanitaires liées à l'orpaillage (pollution aux métaux lourds, déforestation, propagation de maladies transmissibles...) touchent autant les orpailleurs<sup>2,3</sup> que les populations autochtones, dont le mode de vie dépend de l'intégrité forestière et fluviale<sup>4,5</sup>.

Le béribéri est dû à une carence en thiamine ou vitamine B1. Cette maladie est généralement observée lors d'une intoxication alcoolique chronique, mais aussi chez des populations précaires dépendant d'une filière d'alimentation pauvre en thiamine, par exemple des populations s'alimentant essentiellement avec du riz décortiqué<sup>6,7</sup> : la teneur en thiamine du riz est maximale dans les couches externes des grains, qui sont détruites lors de l'usinage du riz<sup>7</sup>. Le béribéri se présente sous deux formes cliniques, une forme dite sèche, neurologique périphérique (polynévrite) ou centrale (syndrome de Wernicke-Korsakov), et une forme dite humide, cardiaque (insuffisance cardiaque à haut débit). Les formes humides peuvent évoluer vers une forme aiguë rapidement fatale, le shoshin béribéri, caractérisée par un choc cardiogénique avec acidose lactique<sup>8,9</sup>.

Le diagnostic biologique du déficit en thiamine repose sur des examens coûteux, répondant à des règles d'acheminement contraignantes. La méthode de référence est le dosage de l'activité transcétolasiq ue érythrocytaire<sup>8,10,11</sup>.

Le béribéri a déjà été décrit en Amérique du Sud, dans des populations amérindiennes au Brésil<sup>12</sup>. Un article paru en 2010 imputait le déclenchement d'épidémies de béribéri au Brésil à la mycotoxine citréoviridine, synthétisée par *Penicillium citreonigrum*, champignon colonisant le riz<sup>13</sup>.

En Guyane, la carte sanitaire associe des centres hospitaliers littoraux et des Centres délocalisés de prévention et de soins (CDPS) isolés en forêt et sur les fleuves frontaliers. Le CDPS de Maripasoula se situe en amont du fleuve Maroni. En septembre 2013, plusieurs patients provenant des sites d'orpaillage illégaux avoisinants ont consulté au CDPS pour des signes cliniques d'insuffisance cardiaque mixte à prédominance droite (œdèmes des membres inférieurs (OMI), dyspnée, anasarque). Les capacités d'accueil du CDPS ont été vite dépassées.

Une investigation a été conduite afin de décrire cette épidémie et d'en identifier l'origine.

## Matériel et méthode

### Population de l'étude

L'étude prospective, menée de septembre 2013 à juillet 2014, était descriptive et monocentrique.

Les définitions de cas de béribéri utilisées étaient basées sur celles de l'Organisation mondiale de la santé (OMS)<sup>7</sup> :

- cas suspect : personne résidant dans un camp d'orpaillage et ayant présenté dans les six derniers mois des OMI ou des signes d'insuffisance cardiaque ou des signes neurologiques (neuropathie périphérique (troubles sensitifs et/ou moteurs, anomalie des réflexes ostéotendineux) et/ou syndrome de Wernicke) en

l'absence de confirmation biologique, ou s'étant automédiqué par thiamine, en l'absence de tout autre diagnostic ;

- cas probable : cas suspect + amélioration clinique objectivée après supplémentation en thiamine ;
- cas confirmé : cas suspect + confirmation biologique (activité transcétolase érythrocytaire inférieure à 124 UI/L (laboratoire de l'hôpital Beaujon, Paris) ou taux sanguin de thiamine inférieur à 66,5 nmol/L (laboratoire Cerba, Paris).

### Déroulement de l'étude

L'étude a été mise en place avec un cahier de recueil standardisé. Les patients pouvaient consulter initialement dans un des CDPS (dépendant administrativement du centre hospitalier de Cayenne) ou dans le service des urgences du centre hospitalier de Cayenne. Les éléments étudiés étaient les habitudes alimentaires et toxiques, le type de travail, les co-infections, les interventions des autorités pour lutter contre l'orpaillage illégal sur le site d'où provenait le patient (opération interministérielle Harpie) et l'origine géographique des patients.

Le traitement étiologique consistait en l'administration de 500 à 1 000 mg de thiamine par jour par voie intraveineuse ou intramusculaire jusqu'à disparition des signes de gravité : signes de détresse respiratoire (tachypnée >30 cycles/min et/ou signes de lutte, tirage et/ou saturation capillaire en oxygène inférieure à 94% en air ambiant), signes de défaillance cardiaque avec tachycardie >120 bpm et/ou hypotension avec pression artérielle moyenne <65 mmHg et/ou anasarque clinique), avant relais *per os*. En l'absence de signes de gravité, les patients étaient traités en ambulatoire par 250 mg de thiamine *per os* journalier pendant au minimum un mois. L'amélioration clinique correspondait à une régression des symptômes dans les sept jours suivant la mise en place du traitement.

### Examens paracliniques

Un bilan paraclinique exhaustif des diagnostics différentiels a été fait pour chaque cas lorsque les contraintes logistiques le permettaient.

Des infections parasitaires (maladie de Chagas, toxoplasmose, trichinellose, échinococcose, syphilis), virales (virus d'Epstein-Barr, cytomégalovirus, virus varicelle-zona, herpès, hépatite C), bactériennes (fièvre Q, leptospirose, légionellose, bartonellose, borréliose de Lyme, rickettsioses, cryptococcose, Chlamydiae, *Mycoplasma pneumoniae*) et fongiques (histoplasmosse, aspergillose) étaient recherchées. D'autres causes auto-immunes ou carencielles (carence en sélénium) ont également été enquêtées.

Ont été recherchés, lorsque les conditions logistiques le permettaient, des signes échographiques (par échographie trans-thoracique (ETT)), biologiques (par dosage de *N-terminal pro-brain natriuretic*

*peptide* (NT-proBNP)) et des signes à l'électrocardiogramme (ECG) d'une souffrance cardiaque évocatrice d'une myocardopathie carencielle telle que l'on peut l'observer dans le bérubéri. Les anomalies échographiques retenues comme pouvant être expliquées par un bérubéri étaient : dilatation des cavités cardiaques droites, augmentation des pressions de remplissage, augmentation de la pression artérielle pulmonaire, épanchement péricardique, sans autre étiologie retrouvée (valvulopathies...). Les signes électrocardiographiques considérés comme compatibles avec le diagnostic de bérubéri étaient : ondes T négatives dans plusieurs dérivations se suivant, QT allongé, PR court, axe droit, hypertrophie atriale et/ou ventriculaire droite, bloc de branche droit.

### Enquête environnementale

Des échantillons de riz et de haricots rouges en provenance du site d'orpaillage illégal Eau Claire ont été mis en culture à la recherche d'une colonisation par *Penicillium citreonigrum* producteur de la toxine citréoviridine.

### Analyses statistiques

Les analyses statistiques ont été réalisées avec les logiciels Microsoft office Excel® et Stata12.0®.

La comparaison des moyennes des NT-pro BNP avant et après traitement a été réalisée à l'aide d'un test de Student sur série appariée.

### Aspects réglementaires

La base de données issue de cette investigation d'épidémie était composée de données anonymisées. Le numéro de déclaration à la Cnil était le N° 1939018.

## Résultats

### Description de l'épidémie

Entre septembre 2013 et juillet 2014, 42 patients ont été inclus dans l'étude (figure 1), se répartissant en 10 cas confirmés, 15 probables et 17 suspects.

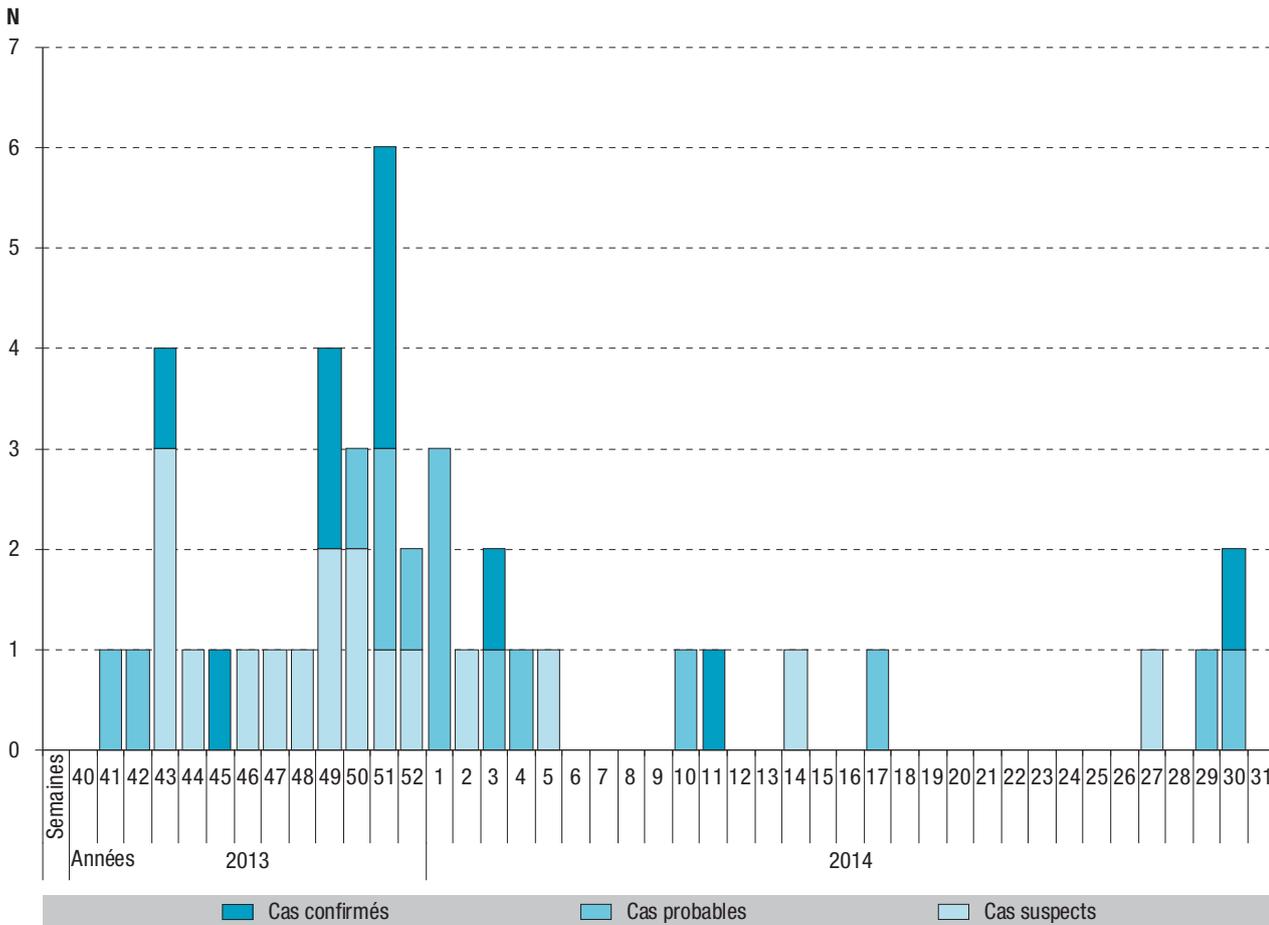
La courbe épidémique, basée sur la date de première consultation pour des symptômes correspondants aux critères d'inclusion de l'étude, objectivait un premier pic d'incidence en octobre 2013 et un second entre décembre 2013 et janvier 2014.

### Population

L'âge médian des cas était de 36 ans [étendue 22-65 ans], le sex-ratio H/F de 7,4. Tous les patients étaient de nationalité brésilienne (tableau). Un seul patient était en situation régulière. Le site d'orpaillage illégal Eau Claire était le plus représenté ; 69% (n=29/42) des patients y avaient vécu et travaillé avant de venir consulter. La médiane du temps passé en forêt avant consultation était de 9 mois [2-360 mois], 50% des personnes y avaient passé entre 6 mois et 3 ans avant de venir consulter. Les patients occupaient des postes divers : puits de mine, lance à eau, pelleuse, cuisine...

Figure 1

**Courbe épidémique (date de la première consultation) des cas de bérubéri chez des orpailleurs en situation irrégulière, Guyane française, septembre 2013-juillet 2014**



Tableau

**Caractéristiques de la population lors de l'épidémie de bérubéri chez des orpailleurs en situation irrégulière, Guyane française, septembre 2013-juillet 2014**

	n	%
<b>Âge médian (années)</b>	36 [22-65]	
<b>Sexe (masculin)</b>	37	88
<b>Pays de naissance : Brésil</b>	42	100
<i>État du Maranhão</i>	38	90
<i>Autre (État du Piaui et du Grande Norte)</i>	4	10
<b>Exposition professionnelle :</b>		
Manipulation de mercure	3 (N=13)	23
Temps de travail journalier <12 h	8 (N=12)	67
Temps de travail journalier >12 h	4 (N=12)	33
<b>Type de bérubéri :</b>		
Humide	28	67
Sec	0	0
Mixte	13	31
Shoshin bérubéri	1	2
<b>Taux sérique en thiamine, médiane (nmol/L) [normale : 66,5-200] (N=13)</b>	61,4 [IQ52-70,5]	–
Cas confirmés (n=9/13)	54,1 [IQ50,9-61,4]	–
Cas non confirmés (1 suspect + 3 probables) (n=4/13)	83,8 [IQ77-88,8]	–

**Enquête alimentaire et habitus**

Le régime alimentaire de base comportait du riz blanc, des haricots rouges et, occasionnellement, du poulet. L'apport calorique journalier moyen des cas était

estimé à 1 106 Kcal pour environ 0,44 à 0,5 mg de thiamine. Les modes de cuisson rapportés par les patients étaient en faveur d'une diminution de la teneur en thiamine des aliments (rinçages du riz, eau chlorée, viande

cuite à la marmite de cuisson sous pression). Seules 2 personnes rapportaient consommer de l'alcool tous les jours et aucune ne rapportait la consommation de drogue. Les patients cumulaient des facteurs de surconsommation physiologique de thiamine (efforts physiques intenses, fièvres fréquentes...).

### Antécédents médicaux

L'antécédent médical principal était le paludisme (82%, n=24/29) ; 39% (n=11/28) des patients interrogés rapportaient avoir pris un traitement anti-palustre par automédication dans les trois mois précédant la consultation.

### Données cliniques (figure 2)

Le principal motif de consultation était l'apparition d'œdèmes (81%, n=34/42), dont 82% au niveau des membres inférieurs (n=28/34). Le délai médian d'évolution des symptômes avant consultation était de 9 jours [7-12,5 jours].

Les principaux symptômes retrouvés à l'examen clinique étaient : une dyspnée dans 60% des cas, (n=25/42), des œdèmes dans 79% (n=33/42), des signes d'IC droite avec turgescence jugulaire dans 63% des cas (n=22/35) et/ou un reflux hépato-jugulaire dans 42% des cas (n=13/31).

Les formes cliniques de bérubéri suspecté étaient : humide 67% (n=28/42), mixte 31% (n=13/42) et shoshin bérubéri 2% (n=1/42).

### Données paracliniques

Sur les 13 ETT réalisées (chez 5 cas confirmés, 4 cas probables et 4 cas suspects), 7 montraient des anomalies en rapport avec le bérubéri (chez 1 cas confirmé, 2 probables et 4 suspects), 3 étaient normales (chez

1 cas confirmé et 2 cas probables), 2 non contributives (chez 2 cas confirmés) et 1 montrait d'autres anomalies associées (chez 1 cas confirmé). Après traitement, 4 ETT de contrôle ont pu être réalisées (chez 3 cas suspects et 1 probable). Parmi celles-ci, 3 s'étaient améliorées (chez 2 cas suspects et un probable).

La moitié des ECG réalisés (N=21/41) montraient des anomalies compatibles avec le diagnostic de bérubéri, 38% étaient normaux, 9% étaient non contributifs ; 1 seul patient n'avait pas eu d'ECG. Après traitement, 69% des ECG contrôlés présentaient une amélioration.

### Données biologiques

Le dosage de thiamine, réalisé chez 14 patients (10 cas confirmés, 3 probables et 1 suspect), montrait une carence avérée dans 10 cas (71%). Sur les 13 taux sériques de vitamine B1 mesurés (chez un des patients la carence a été objectivée par dosage de l'activité transcéto-lasique érythrocytaire sans taux sérique), la médiane était de 61,4 nmol/L [IQ: 52-70,5]. D'autres carences étaient retrouvées : en folates (n=14/21 dosages), en vitamine B12 (n=2/20) et en sélénium (n=2/8).

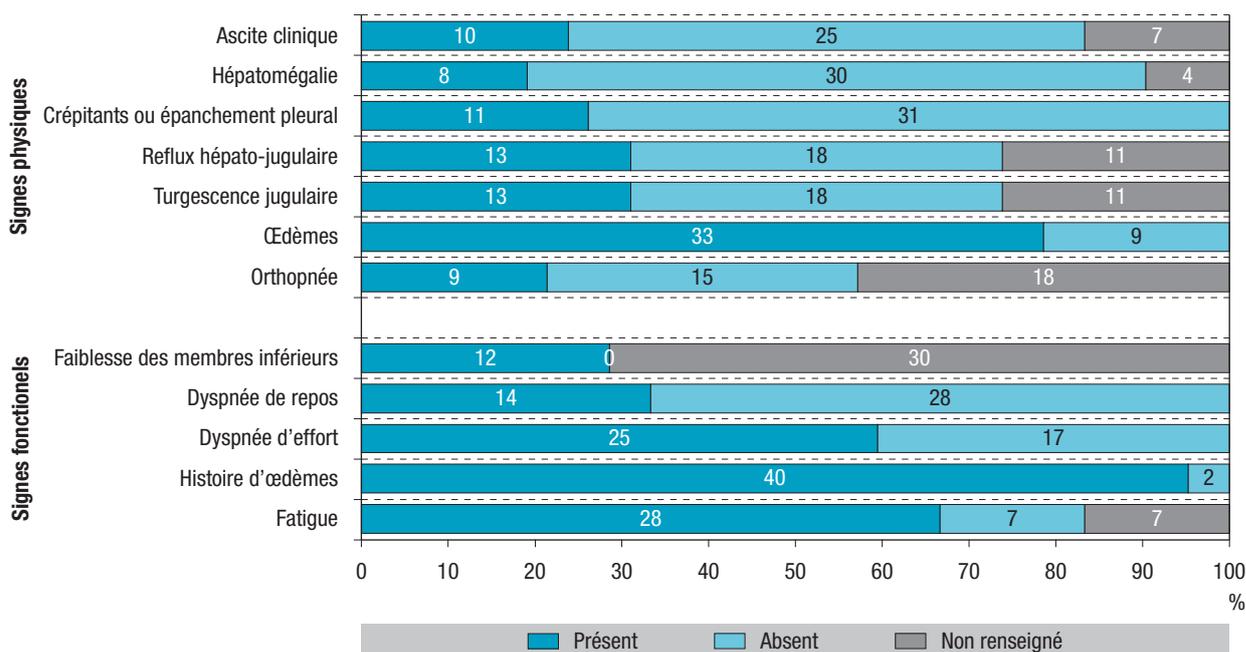
La différence des moyennes des NT-proBNP avant (8 330 ng/L) et après traitement (3 827 ng/L) était significative (p=0,043).

### Infections associées

Parmi les patients prélevés, 36% (n=12/33) ont eu un diagnostic biologique de paludisme, 70% (n=7/10) d'une parasitose digestive (6 ankylostomoses et 2 amibiases du tube digestif) et 12% (n=5/42) d'une leishmaniose cutanée. Ont été diagnostiqués fortuitement : une infection à VIH (n=1/34), une lèpre (analyse anatomopathologique de biopsie cutanée) et une hépatite B chronique (n=1/22).

Figure 2

### Caractéristiques cliniques de l'épidémie de bérubéri chez des orpailleurs en situation irrégulière, Guyane française, septembre 2013-juillet 2014 (N=42)



## Diagnostics différentiels recherchés et éliminés

Un bilan exhaustif a été réalisé chez 16 patients (5 cas confirmés, 6 probables et 5 suspects). Il a été retrouvé 2 carences en sélénium chez 1 cas confirmé de béribéri et chez 1 cas suspect. Les autres patients ont bénéficié d'un bilan partiel et, pour certains, d'un suivi n'objectivant pas de diagnostic différentiel.

Les examens immunologiques réalisés chez 5 cas confirmés, 5 probables et 5 suspects n'ont pas révélé de cardiomyopathie d'origine auto-immune.

## Évolution

La majorité des patients a guéri après traitement (71,5%, n=30/42), 8 ont été perdus de vue et 1 patient est décédé d'un shoshin béribéri avant vitaminothérapie ; 2 patients ont rechuté, dont 1 qui présentait un déficit en sélénium associé, et 1 patient a ensuite été suivi pour une découverte probable de bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO). Pour les patients suivis, la durée médiane d'amélioration des symptômes était de 3 jours [min. 3 heures, max. 9 jours] à partir de la mise sous vitaminothérapie.

Sur les 42 patients inclus dans l'étude, 16 ont bénéficié d'une évacuation sanitaire hélicoptérée vers le centre hospitalier de Cayenne, en raison de signes cliniques de gravité.

## Enquête environnementale

*Penicillium citreonigrum* n'a pas été retrouvé lors de la mise en culture des échantillons de riz et haricots rouges en provenance du site d'Eau Claire.

## Discussion – conclusion

Devant le contexte de précarité et de vulnérabilité socioéconomique, la présentation clinique, les données paracliniques, la bonne réponse thérapeutique à la supplémentation en thiamine et la proportion de carences en vitamine B1 prouvées biologiquement, cette épidémie d'insuffisance cardiaque a été imputée au béribéri.

Nos résultats présentent certaines limites. Lorsque la donnée n'a pas pu être recueillie, notamment du fait de situations d'urgence, de la barrière de la langue ou d'impossibilité logistique, les résultats n'ont pas été calculés sur le total de patients inclus (42). La place de l'alcoolisation chronique, associée à une consommation subaiguë pouvant contribuer aux signes cliniques et paracliniques observés dans cette population, a pu être sous-évaluée par le mode de recueil des informations, déclaratives. Le dosage de thiamine est très délicat (protection de la lumière, centrifugation, chaîne du froid) et les conditions de prélèvement et d'acheminement des tubes étant compliquées entre Maripasoula et Cayenne, puis vers Paris, il est possible que certaines analyses aient été faussées. Par ailleurs, ayant entendu parler des manifestations et du traitement de la pathologie, certains patients ont également commencé à prendre des suppléments vitaminiques avant de venir consulter,

et d'autres ont possiblement été supplémentés avant le prélèvement : tout ceci a pu contribuer à normaliser les dosages chez des personnes pourtant initialement carencées.

Ces déficits en thiamine étaient probablement multifactoriels. La déforestation et le braconnage (raréfaction des gibiers et poissons), la diminution des ressources financières (or) ainsi que la multiplication des opérations de lutte contre l'orpaillage illégal (destruction des réserves) ont pu contribuer à la diminution des rations alimentaires. Dans de telles conditions de travail, avec des efforts physiques importants, une consommation de 3 500 Kcal et 1,6 à 2 mg de thiamine par jour est recommandée<sup>7</sup>. L'investigation montrait au final l'accumulation de carences nutritionnelles, tant qualitatives que quantitatives, d'une possible malabsorption due au parasitisme intestinal et d'une surconsommation physiologique de thiamine liée aux efforts intenses et aux infections.

Les orpailleurs clandestins constituent une population précaire, avec un faible niveau d'accès aux soins et dépendant d'une filière d'alimentation unique (approvisionnement *via* un réseau clandestin forestier). Ces caractéristiques sociales se retrouvent dans d'autres populations touchées par le béribéri dans la littérature<sup>6,7</sup>.

Nous faisons ici des hypothèses sur l'étiologie de cette épidémie. Une étude étiologique serait utile pour mieux étayer les facteurs de risque.

L'ampleur de l'épidémie est probablement sous-estimée, la recherche active des cas dans ce contexte étant très compliquée et le recours aux soins non systématique. Ainsi, dans l'enquête sur le paludisme menée par le Service de santé des armées en 2014 sur le site d'Eau Claire, seuls 13% des patients fébriles consultaient, dont 43% au CDPS de Maripasoula<sup>14</sup>.

La dernière épidémie connue de béribéri en Guyane remonte à 1919, à la sombre époque du bagne, chez les travailleurs de force de Saint-Laurent du Maroni<sup>15,16</sup>. Le taux de parasitisme intestinal retrouvé dans la population de notre étude (ankylostomoses) est superposable à celui des bagnards de 1919. Un siècle plus tard, la Guyane est un département français et la population actuelle d'orpailleurs clandestins présente des pathologies similaires à celles de la population carcérale du bagne.

Depuis notre enquête, de nouveaux cas de béribéri ont été rapportés. Au total, de septembre 2013 à août 2017, 80 cas de béribéri suspectés ont été signalés chez des orpailleurs de cette zone, ce qui en fait toujours un problème sanitaire non contrôlé.

Des mesures de prévention locales ponctuelles ont été mises en place au CDPS de Maripasoula. Des campagnes de prévention ciblée sont nécessaires. Une supplémentation systématique en thiamine pourrait être mise en place pour une population cible en Guyane (femmes enceintes, personnes résidant sur les sites d'orpaillage). Le béribéri est une pathologie grave potentiellement mortelle dont le traitement est simple et peu coûteux. ■

## Remerciements

À l'équipe du Centre délocalisé de prévention et de soins (CDPS) de Maripasoula et à la coordination. Merci aux équipes des urgences/Samu/Smur du Centre hospitalier de Cayenne. Merci à Mme Christelle Prince.

## Références

- [1] Piantoni F. Migrants en Guyane. Arles: Actes Sud / Musée des cultures guyanaises, 2011. 176 p.
- [2] Mosnier E, Carvalho L, Mahamat A, Chappert JL, Ledrans M, Ville M, *et al.* Épidémies multiples dans des camps d'orpaillage en forêt amazonienne (Guyane française) en 2013 : quelles leçons pour l'accès aux soins et à la prévention ? Bull Epidemiol Hebd. 2015;(11-12):181-9. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=12512](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12512)
- [3] Douine M, Musset L, Corlin F, Pelleau S, Lazrek Y, Mutricy L, *et al.* Paludisme et orpaillage illégal en Guyane : un enjeu majeur de santé publique. Bull Epidemiol Hebd. 2017;(6):102-9. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=13299](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=13299)
- [4] Fréry N, Maury-Brachet R, Maillot E, Deheeger M, de Mérona B, Boudou A. Gold-mining activities and mercury contamination of native Amerindian communities in French Guiana: Key role of fish in dietary uptake. Environ Health Perspect. 2001;109(5):449-56.
- [5] WWF Guyane. Estimation de l'emprise de l'activité aurifère illégale en Guyane – année 2008. Guyane Française, 2013. 11 p.
- [6] Watson JT, El Bushra H, Lebo EJ, Bwire G, Kiyengo J, Emukule G, *et al.* Outbreak of beriberi among African Union troops in Mogadishu, Somalia. PLoS One. 2011;6(12):e28345.
- [7] World Health Organization, United Nations High Commissioner for Refugees. Thiamine deficiency and its prevention and control in major emergencies. Genève: UNHCR, 1999. [http://www.who.int/nutrition/publications/emergencies/WHO\\_NHD\\_99.13/en/](http://www.who.int/nutrition/publications/emergencies/WHO_NHD_99.13/en/)
- [8] Moonen M, Lancellotti P, Betz R, Lambermont B, Piérard L. Bériberri. Rev Med Liège. 2007;62(7-8):523-30.
- [9] Blankenhorn MA. Effect of vitamin deficiency on the heart and circulation. Circulation. 1955; 11(2):288-91.
- [10] Lonsdale D. Thiamine metabolism in disease. CRC Crit Rev Clin Lab Sci. 1975;5(3):289-313.
- [11] Pongpanich B, Srikrich N, Dhanamitta S, Valyasevi A. Biochemical detection of thiamin deficiency in infants and children in Thailand. Am J Clin Nutr. 1974;27(12):1399-402.
- [12] Cerroni MP, Barrado JC, Nobrega AA, Lins AB, da Silva IP, Manguera RR, *et al.* Outbreak of beriberi in an Indian population of the upper Amazon region, Roraima State, Brazil, 2008. Am J Trop Med Hyg. 2010;83(5):1093-7.
- [13] Rosa CA, Keller KM, Oliveira AA, Almeida TX, Keller LA, Marassi AC, *et al.* Production of citreoviridin by *Penicillium citreonigrum* strains associated with rice consumption and beriberi cases in the Maranhão State, Brazil. Food Addit Contam Part A Chem Anal Control Expo Risk Assess. 2010;27(2):241-8.
- [14] Pommier De Santi V. Épidémiologie du paludisme sur un site d'orpaillage clandestin en forêt guyanaise. In: Rapport d'enquête N°746/GY/DIASS/EPID. Ministère de la Défense, Direction Interarmées du Service de Santé en Guyane, 2014.
- [15] Dufougeré W. Ankylostomiase et bériberri en Guyane française. Bull Soc Pathol Exot. 1920;13:603-17.
- [16] Coudreau H. Journal des voyages et des aventures de terre et de mer, 1895, n° 919 (Chapitre II): p. 22.

## Citer cet article

Niemetzky F, Nacher M, Stroot J, Pommier de Santi V, Blanchet D, Abboud P, *et al.* Épidémie de bériberri chez des orpailleurs en Guyane entre septembre 2013 et juillet 2014. Bull Epidemiol Hebd. 2018;(1):10-6. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018\\_1\\_2.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018_1_2.html)

## IMPACT PSYCHOLOGIQUE POST-INONDATIONS EN ZONE DE MONTAGNE : EFFETS À COURT, MOYEN ET LONG TERME

// POST-FLOODING PSYCHOLOGICAL IMPACT IN MOUNTAINOUS AREAS: SHORT, MEDIUM AND LONG TERM EFFECTS

Anne Guinard<sup>1</sup> (anne.guinard@santepubliquefrance.fr), Fabiola Dogué<sup>1</sup>, Yvon Motreff<sup>2</sup>, Philippe Pirard<sup>2</sup>, Sarah Gorla<sup>2</sup>, Stéphanie Rivière<sup>1</sup>, Damien Mouly<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Santé publique France, Cellule d'intervention en région Occitanie, Toulouse, France

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

Soumis le 21.07.2017 // Date of submission: 07.21.2017

### Résumé // Abstract

En juin 2013, des inondations importantes ont frappé les départements des Hautes-Pyrénées (65) et de la Haute-Garonne (31), entraînant de fortes perturbations et de nombreux dégâts matériels. Ce type de catastrophe naturelle étant connu pour avoir des effets sur la santé mentale de la population touchée à court, moyen et long termes, une étude de l'impact psychologique de cet événement a été réalisée. Elle a privilégié deux approches :

- pour les effets à moyen et long termes, une enquête de cohorte prospective en population par auto-questionnaire à quatre et 16 mois de l'événement a été réalisée. Elle incluait les habitants de quatre communes diversement touchées par les inondations ;
- pour les effets à court terme, une étude de séries temporelles a été effectuée afin d'évaluer les troubles psychologiques à trois semaines des inondations et à partir de la délivrance de psychotropes dans les bases de données médico-administratives du Système national inter-régime de l'Assurance maladie (Sniiram).

Aucun impact significatif immédiat sur la délivrance de psychotropes en post-inondations n'a été noté. En revanche, les résultats de l'enquête de cohorte montrent l'existence d'un impact psychologique (symptomatologie de stress post-traumatique, dépressivité), accentué par les difficultés financières.

Les conclusions de ces études soulignent l'importance de tenir compte de l'impact des inondations sur la santé mentale. Les recommandations seraient de mieux cibler, dans les jours qui suivent les inondations, les populations les plus à risque de subir un impact à court et moyen termes, notamment celles ayant subi d'importants dégâts matériels, afin de leur proposer une prise en charge adaptée.

*In June 2013, massive floods hit two French districts (Hautes-Pyrénées and Haute-Garonne), causing major disruptions and material damages. This type of natural disaster is likely to have health effects on the population's mental health in the short, medium and long terms. A study on the psychological impact of this event was conducted, using two approaches:*

- *a prospective cohort survey using a self-administered questionnaire was conducted 4 and 16 months after the floods to assess medium and long-term consequences of the event. It included inhabitants from four communes impacted in different ways by the floods;*
- *a time series study was conducted to assess psychological disorders three weeks after the floods, using the French National Health Insurance database and consumption of psychotropic treatments.*

*Even if there was no immediate significant impact on the consumption of psychotropic treatments after these floods, the results of the cohort survey reveal the existence of a psychological impact (post-traumatic stress disorder, depression), accentuated by financial difficulties.*

*These two studies underline the importance of considering the mental health as one component of the impact of floods. The recommendations are to better target, in the days following the floods, the populations at risk of being exposed to a short and medium-term impact, in order to support them, especially those who suffered from significant material damages, and to offer them an adapted health care management*

**Mots-clés :** Inondations, Stress post-traumatique, Dépressivité, Consommation de psychotropes, Sniiram

// **Keywords:** Flood, Post-traumatic stress disorder, Depression, Psychotropic drugs, French National Insurance database

### Introduction

Les conséquences psychologiques des inondations peuvent prendre diverses formes : irritabilité, troubles anxieux, attaques de panique, troubles du sommeil, usage de substances psychoactives (alcool, tabac,

médicaments), pensées suicidaires, ainsi que manifestations de stress, troubles de stress post-traumatiques et la dépression<sup>1</sup>.

Le retentissement des inondations sur la santé mentale peut évoluer dans le temps : impact

immédiat (stress aigu ou péri-traumatique...), état de stress aigu dans les quatre semaines suivant l'exposition correspondant au développement d'une anxiété caractéristique qui peut être, dans les cas graves, accompagnée de symptômes dissociatifs et être très handicapante. Peut ensuite survenir un impact plus différé tel que l'état de stress post-traumatique (ESPT), caractérisé par des syndromes de reviviscence, d'évitement et d'émoussement de la réactivité générale et une activation neurovégétative. La dépression est également une pathologie bien décrite dans la littérature. Elle peut, sous un même terme générique, regrouper différentes symptomatologies cliniques allant de la tristesse au trouble dépressif majeur, définies par les classifications nosographiques (DSM-IV et CIM-10)<sup>1-4</sup>.

L'impact psychologique peut être lié au fait d'avoir été directement menacé ou témoin de scènes traumatisantes, à la perte ou l'atteinte d'un proche, aux conséquences physiques de l'événement (blessures et séquelles) et à ses conséquences matérielles (pertes matérielles immédiates, problèmes financiers pendant la période de reconstruction), ou à des bouleversements de l'environnement (déplacement de population ou perturbations des communautés touchées par l'évènement). Plusieurs types d'études ont mis en évidence ces troubles : études épidémiologiques *ad hoc* par interview des personnes ou études écologiques à partir de données de l'Assurance maladie par exemple. En France, les principales études publiées portent sur des populations en bord de littoral (Xynthia, baie de Somme) ou dans le Sud de la France<sup>3-6</sup>.

### Contexte et objectifs de l'étude

Le mardi 18 juin 2013, de fortes précipitations conjuguées à la fonte rapide des neiges dans les Pyrénées ont causé une crue rapide du Gave de Pau, de la Neste, de la Pique et de la Garonne ; cette crue a été responsable d'inondations de

grande ampleur, mais d'assez courte durée, dans les départements des Hautes-Pyrénées (65) et la Haute-Garonne (31). Plusieurs milliers de personnes ont dû être évacuées, plusieurs axes routiers ont été coupés, des établissements scolaires ont été fermés et des villages ont été privés d'eau courante et d'électricité pendant plus de 24 heures. Par arrêté du 28 juin 2013 paru au Journal officiel le 29 juin 2013, 127 communes sinistrées ont fait l'objet d'une déclaration d'état de catastrophe naturelle dans ces deux départements. L'ensemble de ces communes représentait plus de 76 000 habitants.

Dans le contexte d'un besoin de production d'information sur l'impact des inondations en France, et notamment pour ce cas spécifique qui touche une région montagneuse, deux approches ont été privilégiées pour estimer l'impact auprès des populations exposées<sup>3-6</sup> afin d'avoir une vision globale des conséquences sanitaires. L'objectif de cette étude était (i) d'évaluer l'impact psychologique de l'évènement à court terme puis à moyen et long termes, à la suite des inondations survenues dans le Sud-Ouest en 2013 ; et (ii) de rechercher les facteurs associés.

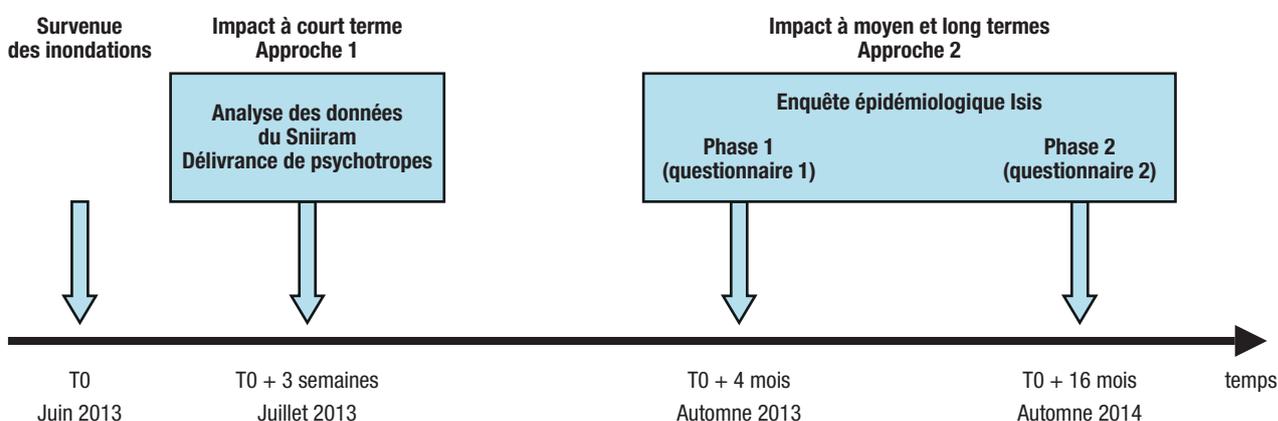
### Méthode

Les deux approches utilisées pour évaluer l'impact psychologique sur la durée (figure 1) ont été :

- une analyse de la délivrance de médicaments psychotropes à partir des données du Système national inter-régimes de l'Assurance maladie (Sniiram), pour l'évaluation de l'impact à court terme post-évènement ;
- une enquête épidémiologique *ad hoc* auprès de la population touchée (enquête Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest), pour l'évaluation de l'impact à moyen et long termes.

Figure 1

### Représentation chronologique des approches mises en œuvre pour évaluer l'impact psychologique des inondations dans le Sud-Ouest de la France en 2013



Sniiram : Système national inter-régimes de l'Assurance maladie ; Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

## Évaluation de l'impact à court terme post-événement

### Type d'étude

Il s'agit d'une étude de séries temporelles.

### Zone et population d'étude

Un important dispositif immédiat de gestion a été mis en place pour faire face aux inondations et apporter les aides de premiers recours aux populations touchées. L'Agence régionale de santé (ARS) Midi-Pyrénées a activé une Cellule régionale d'appui (Crap) le 18 juin 2013 ainsi qu'une Cellule d'urgence médico-psychologique (Cump).

Pour définir la zone d'étude, il n'a pas été retenu l'ensemble des communes déclarées en état de catastrophe naturelle telles que définies par l'arrêté du 28 juin 2013. Cette définition regroupait des modalités d'exposition trop hétérogènes pour pouvoir mettre en évidence des variations de la consommation médicamenteuse. En effet, le classement en état de catastrophe naturelle d'une commune peut être reconnu sans que la majorité de la commune ait été touchée. Prendre l'ensemble des deux départements comme zone d'étude (zone encore plus large) aurait encore été davantage source d'hétérogénéité et de dilution de l'exposition. L'ensemble des 26 communes où la Cump est intervenue a donc été choisi comme zone d'exposition, laissant présager un impact des inondations sur au moins une partie de la population de chacune des communes. Cette zone regroupait 13 299 personnes, 6 421 hommes et 6 878 femmes.

### Période d'étude

L'étude a été menée du 19 juin 2013 au 9 juillet 2013. Ces trois semaines correspondaient à la période pour laquelle un impact aigu post-événement était attendu et mesurable par ce type d'étude d'après les données de la littérature<sup>3,7</sup>.

### Définition de cas

Un patient nouvellement traité a été défini comme un patient ayant eu une délivrance de psychotropes un jour donné et pour lequel aucune délivrance de la même classe de psychotropes n'a été retrouvée dans les six mois précédents.

### Recueil des données et indicateurs

Les données concernant les médicaments provenaient de la base de données de consommation inter-régimes (Dcir) du Sniiram et étaient disponibles pour les trois années précédant la catastrophe plus l'année en cours. Le Sniiram couvre 98% de la population française et enregistre tous les actes médicaux remboursés par l'Assurance maladie ainsi que les prescriptions médicales<sup>8</sup>. Les bases du Sniiram comportent des informations relatives au patient (âge, sexe, commune et département de résidence) et à ses prescriptions médicales (date de consultation, date de délivrance, commune de consultation, commune de délivrance, médicaments remboursés : classification ATC et nombre de boîtes).

L'indicateur sanitaire retenu était le nombre journalier de nouveaux traitements pour les médicaments psychotropes toutes classes confondues (classes ATC N05B, N05C, N06A), hypnotiques (classe ATC N05B), anxiolytiques (classe ATC N05C), et pour les antidépresseurs (classe ATC N06A).

Les données agrégées (nombre journalier de nouveaux cas) ont été extraites du Dcir avec le logiciel SAS<sup>®</sup>.

Le nombre de nouveaux traitements a été comptabilisé du 1<sup>er</sup> juin 2012, soit environ un an avant les inondations, jusqu'au 31 mars 2015, afin d'avoir la plus large période d'étude disponible.

### Analyse des données

Un modèle additif généralisé, avec une distribution de Poisson sur-dispersée, a été appliqué pour étudier le lien entre la délivrance de nouveau traitement psychotrope et la période post-inondation<sup>9</sup>. Cette analyse multivariée tenait compte de la tendance à long terme, de la période post-inondation du 19 juin 2013 au 9 juillet 2013, des jours de la semaine et des jours fériés, afin de contrôler certains facteurs de confusion. Le lundi était le jour de référence du modèle. La tendance à long terme a été modélisée par une *thin plate regression spline*<sup>10</sup>. Le degré de lissage a été choisi pour minimiser l'autocorrélation des résidus. Le risque relatif de l'effet des inondations a été calculé comme étant le rapport du nombre attendu de nouveaux traitements estimés en période d'inondation sur le nombre attendu de nouveaux traitements estimés sur la même période en l'absence des inondations.

Les analyses ont été effectuées avec le *package* « mgcv » du logiciel R.

Cette exploitation des données du Sniiram a été réalisée dans le cadre de l'arrêté du 19 juillet 2013 relatif à la mise en œuvre du Système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie.

## Évaluation de l'impact à moyen et long termes

### Type d'étude

Pour évaluer l'impact à moyen et long termes, une étude de cohorte prospective en deux temps a été mise en place. L'inclusion des personnes lors du premier recueil a été réalisée quatre mois après les inondations du 18 juin 2013 (phase 1, durant l'automne 2013). Le deuxième recueil a été réalisé un an plus tard, en automne 2014, auprès des personnes ayant accepté, lors du premier recueil, de participer à la seconde phase de l'étude (phase 2).

### Zone et population d'étude

Parmi les 127 communes des deux départements déclarés sinistrés, quatre ont été choisies pour l'étude car elles représentaient des situations d'atteintes variées, représentatives de zones où l'ensemble de la commune avait été touchée (Saint-Béat (31), commune totalement inondée, et Barèges (65), commune isolée pendant 48 heures) et de zones où une partie de la

commune avait été touchée (Bagnères-de-Luchon (31) et Luz-Saint-Sauveur (65)).

La population d'étude était constituée des adultes (>15 ans) dont le logement principal était situé sur l'une des quatre communes de l'étude, propriétaires ou locataires, présents ou non sur les lieux lors des inondations. Les personnes n'ayant qu'une résidence secondaire ou une adresse professionnelle sur la commune ont été exclues.

Les populations de Saint-Béat (341 personnes), Barèges (182 personnes) et Luz-Saint-Sauveur (892 personnes) ont été incluses en totalité, à partir des listes de logements principaux fournies par les mairies. Pour Bagnères-de-Luchon, en raison du grand nombre d'habitants, un tirage au sort aléatoire a été effectué à partir de la liste de logements principaux fournie par la mairie. L'objectif était de cibler un tiers de la population des quartiers les plus touchés par les inondations, soit 848 personnes.

### Recueil des données et indicateurs

Pour chacune des deux phases, les données ont été recueillies par auto-questionnaire envoyé par voie postale (Bagnères-de-Luchon, Barèges, Luz-Saint-Sauveur) ou distribué directement dans les boîtes aux lettres (Saint-Béat), accompagné d'une lettre précisant les objectifs de l'étude et d'une enveloppe pré-timbrée pour le retour. Un web-questionnaire a également été créé afin de permettre une réponse en ligne pour la première phase.

Les informations recueillies portaient sur les caractéristiques sociodémographiques des enquêtés (âge, sexe) et sur des indicateurs d'exposition : vécu immédiat, atteinte de l'habitat (humidité et/ou moisissures, logement inondé, absence d'eau/d'électricité, travaux inachevés), conséquences immédiates et différées sur la santé, aides reçues, impact professionnel et familial, impact financier (pertes financières, difficultés financières et dédommagements) (tableau 1).

Les conséquences sur la santé psychologique ont été mesurées à l'aide de deux échelles psychométriques très largement utilisées. La symptomatologie d'état de stress post-traumatique (SSPT) a été évaluée par l'échelle *Impact of Event Scale Revised* (IES-R)<sup>11</sup>. Cette échelle comporte 22 items, cotés de 0 à 4, qui explorent les trois dimensions

auto-déclarées de SSPT : l'intrusion, l'évitement et l'hyperactivité. Elle permet de calculer des scores pour chaque dimension et d'obtenir un score total à partir de la somme des réponses aux 22 items, score variant de 0 à 88. Les études épidémiologiques et cliniques réalisées sur les populations exposées à des événements traumatiques ont permis de définir des seuils de gravité<sup>11</sup> : un score supérieur à 12 représente une suspicion modérée de SSPT et un score supérieur à 32 représente une suspicion forte. L'échelle IES-R n'a pas de règle d'imputation validée dans la littérature. Nous avons choisi de ne pas retenir un individu s'il y avait au moins trois items manquants. S'il manquait moins de trois items, les valeurs manquantes ont été remplacées par la moyenne des réponses connues.

Cette SSPT correspond à une intensité de symptômes auto-rapportés reliés aux dimensions de l'ESPT (intrusion, évitement, hyperactivité) dans le questionnaire utilisé. Il ne s'agit donc pas d'un diagnostic clinique mais d'une mesure épidémiologique d'un probable ESPT.

La dépressivité a été mesurée par l'échelle *Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale* (CES-D)<sup>12</sup>. Elle comporte 20 items cotés de 0 à 3 qui explorent les différentes composantes affectives : humeur dépressive, sentiments de culpabilité, ralentissement psychomoteur, troubles du sommeil, etc. Le score est obtenu en additionnant les cotes des différents items. Dans la littérature<sup>13</sup>, deux seuils existent concernant la notion de dépressivité : un seuil validé anglo-saxon supérieur à 15 quel que soit le sexe, et un seuil français dépendant du sexe (supérieur à 22 pour les femmes et supérieur à 16 pour les hommes), non validé. Les pourcentages de dépressivité ont donc été calculés à partir des seuils internationaux. Selon la règle de cotation de l'échelle CES-D, l'individu n'était pas retenu dans l'analyse si au moins cinq items étaient non renseignés. Entre un et quatre items non remplis, les valeurs manquantes ont été remplacées par la moyenne des réponses connues.

Le terme de dépressivité utilisé ici correspond également à la présence d'une symptomatologie auto-rapportée à partir du questionnaire. Il ne s'agit donc pas d'un diagnostic clinique, mais d'une mesure épidémiologique. Un score élevé peut correspondre

Tableau 1

### Variables recueillies dans le questionnaire et indicateurs d'exposition construits à partir des variables. Enquête Isis, France, 2013-2014

Indicateurs	Données sociodémographiques	Atteinte habitat	Impact financier	Impact professionnel
<b>Variables</b>	Âge Sexe	Salubrité (codée oui/non) (humidité/moisissures) Logement inondé (codé oui/non) Absence eau et/ou électricité Travaux inachevés	Pertes financières, en euros (5 modalités de réponse) Difficultés financières familiales (codées oui/non) Dédommagement par les assurances (codé oui/non)	Chômage technique (codé oui/non) Perte de revenus >2 mois

Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

à une dépression, mais aussi à certains états dépressifs incomplets ne comprenant pas tous les critères diagnostiques tels que définis dans le DSM-IV.

### Analyse des données

Une analyse descriptive des données a été réalisée pour chacune des deux phases de l'étude. L'association entre les indicateurs d'exposition et l'état de santé psychologique de la population à court terme (quatre mois) et moyen terme (16 mois) a été analysée en recourant à une régression logistique (modèle linéaire généralisé). La dépressivité (score CES-D) et la SSPT (score IES-R) ont été recodées pour prendre des valeurs binaires selon les valeurs seuils pour les scores. Les variables explicatives étudiées étaient démographiques (âge, sexe) et en lien avec l'exposition aux inondations : pertes financières, difficultés financières et dédommagements, logement inaccessible (logement inondé, absence d'eau/d'électricité, travaux inachevés).

Les variables devant rester dans le modèle final ont été sélectionnées avec la méthode de régression pas à pas (*stepwise* descendant) en appliquant un seuil de significativité de 5% (intervalle de confiance à 95%, IC95%). Cependant, les variables sociodémographiques (âge, sexe) ont été incluses systématiquement.

Les données ont été traitées et analysées à l'aide du logiciel R.

Un consentement écrit des personnes a été recueilli au moment du recueil des données. L'enquête a fait l'objet d'une déclaration à la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil) sous le n° BQg0817546S.

## Résultats

### Impact psychologique à court terme post-événement

Le taux d'incidence des nouvelles prescriptions de psychotropes dans les trois semaines suivant les inondations (période du 19 juin au 9 juillet 2013) était

de 7 pour 1 000 habitants et variait selon le type de psychotropes prescrits : 7 pour 1 000 habitants pour les hypnotiques, 2 pour 1 000 habitants pour les anxiolytiques et 3 pour 1 000 habitants pour les antidépresseurs. La distribution temporelle des nouvelles prescriptions de psychotropes n'a pas mis en évidence de pic de délivrance sur la période des trois semaines considérées (figure 2).

Le risque relatif des nouvelles prescriptions de psychotropes, estimé par le modèle additif généralisé, était de 0,81, IC95%: [0,65-1,02]. Quel que soit le groupe de psychotropes – hypnotiques (0,92 [0,73-1,15]), anxiolytiques (0,78 [0,54-1,12]) ou antidépresseurs (0,81 [0,56-1,16]) – on ne notait pas d'augmentation significative de nouvelles prescriptions dans les trois semaines suivant le jour des inondations.

### Impact psychologique à moyen et long terme

#### Taux de réponses

Parmi les habitants candidats à l'inclusion dans l'enquête de cohorte Isis, quatre mois après les inondations (phase 1), sur un total de près de 2 300 personnes enquêtées, 242 enveloppes ont été reçues. Elles contenaient 362 questionnaires, parmi lesquels 344 ont pu être analysés. Au total, 15,2% de l'échantillon a participé à l'étude. Le taux de participation était plus élevé dans les communes de Saint-Béat (20,8%) et Luz-Saint-Sauveur (17,4%), (tableau 2). Seules 3 personnes ont répondu *via* le web-questionnaire.

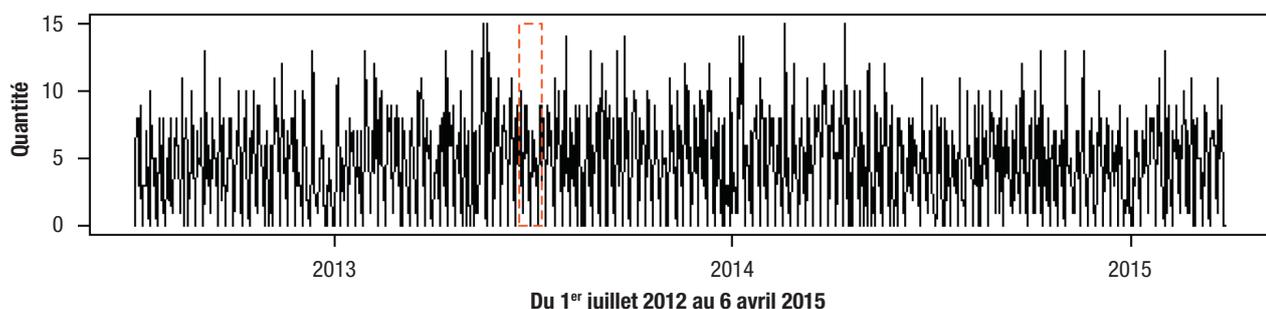
La population ayant participé à l'ensemble de l'enquête (phases 1 et 2) représentait 3,9% des répondants. L'âge médian des répondants était de 61,1 ans pour la phase 1 et de 62 ans pour la phase 2. Le sexe-ratio femme/homme des répondants était de 1,02.

#### Symptomatologie de stress post-traumatique

Parmi les 214 personnes ayant répondu au questionnaire de l'échelle IES-R à quatre mois des inondations, la proportion de personnes ayant un score modéré (seuil supérieur à 12) était de 31,8%. Une suspicion forte de SSPT était observée chez 8,7% des femmes et 6,1% des hommes. À 16 mois des inondations, parmi les 77 répondants, la proportion de personnes ayant

Figure 2

### Distribution temporelle de la délivrance de nouveaux traitements (tous médicaments), zone Cump. Données du Sniiram 2012-2015



Note : Figure importée depuis le logiciel R.

Cump : Cellule d'urgence médico-psychologique ; Sniiram : Système national inter-régimes de l'Assurance maladie.

## Taux de réponses aux questionnaires par commune. Enquête Isis, France, 2013-2014

Commune		Population des répondants		
		N	n	%
Bagnères-de-Luchon	Phase 1*	848	97	11,4
	Phase 2**	82	32	39,0
Barèges	Phase 1*	182	21	11,5
	Phase 2**	18	3	16,7
Luz-Saint-Sauveur	Phase 1*	892	155	17,4
	Phase 2**	118	36	30,5
Saint-Béat	Phase 1*	341	71	20,8
	Phase 2**	54	18	33,3
Global	Phase 1*	<b>2 263</b>	<b>344</b>	<b>15,2</b>
	Phase 2**	<b>272</b>	<b>89</b>	<b>32,7</b>

\* Phase 1 : 4 mois après les inondations ; \*\* Phase 2 : 16 mois après les inondations.

Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

un score modéré était de 27,3% à l'automne 2014. Néanmoins, 9,8% des femmes et 8,3% des hommes avaient encore une suspicion forte de SSPT.

Les représentations graphiques correspondent aux distributions des scores permettant de visualiser la proportion de la population qui souffrait de SSPT. Elles montraient une légère amélioration de la SSPT plus d'un an après les inondations pour le 3<sup>e</sup> quartile (75% des répondants), à la limite du seuil modéré de 12, et pour le dernier quartile des observations, qui passait en dessous du seuil fort de SSPT (figure 3a).

### La dépressivité

D'après les données analysées du CES-D en utilisant le seuil international, l'état de dépressivité des enquêtés était de 22% lors des deux phases de l'enquête, tout sexe confondu. À quatre mois des inondations, parmi les 267 questionnaires remplis, des symptômes de dépressivité étaient retrouvés chez 29% des femmes et 14% des hommes, ce qui est significativement différent selon le sexe ( $p < 0,01$ ). À 16 mois des inondations, les mêmes symptômes étaient retrouvés chez 20% des répondants (22% des femmes et 17% des hommes).

Les représentations graphiques correspondent aux distributions des scores permettant de visualiser la proportion de la population qui souffrait de dépressivité. Elles ont permis de visualiser la proportion de la population qui souffrait de dépressivité sur chacune des périodes (figure 3b). Aucune évolution nette des scores de dépressivité entre 4 et 16 mois n'a été observée.

### Analyse multivariée des symptômes de stress post-traumatique (échelle IES-R) et de dépressivité (échelle CES-D)

L'analyse multivariée indiquait qu'à quatre mois des événements, la SSPT était associée au sexe, aux difficultés financières, au fait d'avoir eu un logement inondé et à l'absence d'eau et/ou d'électricité dans le logement. À 16 mois des événements, le

modèle retenait les dédommagements qui étaient la seule variable associée significativement à la SSPT (tableau 3).

L'analyse multivariée indiquait qu'à quatre mois des événements, la dépressivité était associée au sexe, aux pertes financières importantes et aux difficultés financières liées au logement. À 16 mois des événements, aucune variable n'était significative dans le modèle (tableau 4).

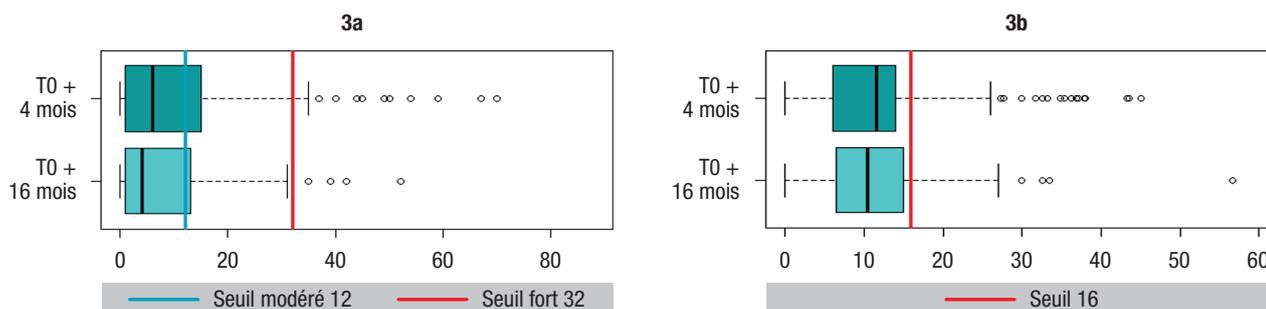
## Discussion

L'évaluation de l'impact aigu post-événement par l'analyse des données de ventes de médicaments n'a pas mis en évidence une augmentation de la délivrance en pharmacie de nouveaux traitements psychotropes au cours des trois semaines suivant le jour des inondations. Ceci pourrait être lié en partie à la présence de la Cump, qui a pris en charge des adultes affectés par le biais de consultations, de points d'écoute, de travaux cliniques, d'accompagnements psychologiques et de rencontres. Même si la Cump n'a pas prescrit ni proposé de psychotropes lors de ses interventions, celles-ci ont pu limiter le recours aux psychotropes. Par ailleurs, il est très probable que l'accès aux soins ait été limité à la suite des inondations, soit en raison de la fermeture de pharmacies et de cabinets médicaux et de la coupure de réseaux routiers, soit du fait de la nécessité pour les personnes de gérer les conséquences matérielles en priorité, reléguant la santé au second plan. Cette question s'est déjà posée dans d'autres études, notamment lors de la tempête Klaus<sup>14</sup>.

Afin d'identifier d'éventuelles variations dans la consommation de psychotropes suite aux inondations, en tenant compte de la possible réduction des accès aux soins, il aurait été intéressant d'utiliser aussi comme référence un indicateur d'activité globale de consommation de soins dans les données du Sniiram (par exemple le nombre de consultations chez les médecins généralistes).

Figure 3

### Distribution des scores de stress post-traumatique (IES-R) (3a) et distribution des scores de dépressivité (CES\_D) (3b), pour les deux phases de l'enquête Isis 2013-2014, France



Note : Figure importée depuis le logiciel R. Les lignes rouges et bleues correspondent aux seuils des échelles psychométriques. Le rectangle correspond aux observations du 1<sup>er</sup> quartile au 3<sup>e</sup> quartile et la droite noire dans le rectangle correspond à la médiane des observations. On a noté une amélioration de la SSPT entre l'automne 2013 et l'automne 2014, avec une médiane et un 3<sup>e</sup> quartile moins élevés à 16 mois qu'à 4 mois.  
Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

Tableau 3

#### Déterminants de la symptomatologie de stress post-traumatique, Enquête Isis 2013-2014, France

Symptomatologie de stress post-traumatique	Automne 2013 (T0 + 4 mois)		Automne 2014 (T0 + 16 mois)	
	Odds ratio ajusté	Intervalle de confiance à 95%	Odds ratio ajusté	Intervalle de confiance à 95%
<b>Facteurs de vulnérabilité personnelle</b>				
Âge supérieur à 65 ans	0,63	[0,26-1,51]	1,17	[0,32-4,28]
Femme	2,26	[1,05-4,87]*	1,24	[0,34-4,52]
<b>Facteurs financiers</b>				
Pertes supérieures à 5 000 €	–	–	–	–
Difficultés financières	3,77	[1,28-11,16]*	3,35	[0,66-16,9]
Dédommagements	–	–	2,38	[1,14-4,97]*
<b>Facteurs d'atteinte du logement</b>				
Logement inondé/travaux inachevés	2,59	[1,20-5,60]*	0,5	[0,14-1,80]
Absence d'eau et/ou électricité	3,34	[1,11-10,03]*	–	–

\* p-valeur <0,05.

– : variables non sélectionnées dans le modèle final par la méthode de régression pas à pas.

Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

Tableau 4

#### Déterminants de la symptomatologie de dépressivité, Enquête Isis 2013-2014, France

Dépression	Automne 2013 (T0 + 4 mois)		Automne 2014 (T0 + 16 mois)	
	Odds ratio ajusté	Intervalle de confiance à 95%	Odds ratio ajusté	Intervalle de confiance à 95%
<b>Facteurs de vulnérabilité personnelle</b>				
Âge supérieur à 65 ans	1,12	[0,39-3,23]	1,30	[0,34-4,98]
Femme	3,16	[1,19-8,41]*	1,43	[0,36-5,58]
<b>Facteurs financiers</b>				
Pertes supérieures à 5 000 €	1,46	[1,03-2,07]*	0,96	[0,52-1,76]
Difficultés financières	5,55	[1,97-15,60]*	3,50	[0,67-18,34]
Dédommagements	–	–	1,83	[0,72-4,60]

\* p-valeur <0,05.

– : variables non sélectionnées dans le modèle final par la méthode de régression pas à pas.

Isis : Impact sanitaire des inondations dans le Sud-Ouest.

La zone d'exposition est peut-être également trop hétérogène en termes d'exposition aux inondations et à leurs conséquences : il est possible que seule une minorité de personnes ait été soumise aux inondations et/ou à leurs conséquences. Enfin, la petite taille de l'échantillon analysé a pu également entraîner un manque de puissance.

D'autres études ont montré qu'il était possible d'utiliser les données du Sniiram pour mettre en évidence un impact sur la santé des populations locales et identifier les populations à risque. Tel est le cas de l'étude sur la consommation de psychotropes après la tempête Xynthia, qui avait entraîné des inondations plus importantes en termes de durée et de gravité et touché un plus grand nombre de personnes<sup>3</sup>.

Si les données de délivrance de médicament psychotropes peuvent permettre d'appréhender un impact immédiat des inondations, il était intéressant de caractériser l'impact psychologique sur la durée et à travers d'autres indicateurs, ce qui a été abordé par l'enquête épidémiologique *ad hoc*.

L'évaluation de l'impact psychologique dans la durée au travers de plusieurs indicateurs (stress post-traumatique et dépressivité) a montré un impact non négligeable à distance des inondations parmi les répondants. La proportion de personnes ayant un score de SSPT élevé était de 7,5% à 4 mois et de 9,1% à 16 mois des inondations. Pour les symptômes de dépressivité, les proportions correspondaient à 22% des répondants à 4 mois et 20% à 16 mois. Ces proportions étaient plus importantes que celles retrouvées dans l'étude européenne en santé mentale réalisée entre 2001 et 2003. Dans cette étude réalisée auprès de 21 425 répondants âgés de plus de 18 ans, la prévalence de la SSPT était de 0,9% sur les 12 derniers mois et 1,9% sur la vie entière<sup>15</sup>. Dans la récente revue de la littérature de Santiago et coll. en 2013, la prévalence de SSPT était plus élevée que dans notre étude, variant de 18% à 3 mois à 13% à 6 mois pour des traumatismes non intentionnels (catastrophes naturelles ou accident de la route)<sup>16</sup>.

Le fait d'avoir eu des difficultés financières ou d'avoir eu son logement principal dégradé (logement inondé, absence d'eau et/ou d'électricité) était associé à ces troubles psychologiques à 4 mois. À moyen terme, à 16 mois, les facteurs associés à l'état de santé étaient les dédommagements financiers. Sur l'ensemble des deux phases de l'étude de cohorte, les indicateurs psychologiques de santé étaient globalement expliqués par les difficultés financières.

De manière générale, on a noté une amélioration de l'ESPT plus d'un an après les inondations. Ce résultat est en concordance avec la méta-analyse montrant que la prévalence de l'ESPT tend à diminuer avec le temps dans le cas d'événements traumatiques non-intentionnels<sup>16</sup>.

Ces inondations ont entraîné, dans les villages étudiés de Barèges et Saint-Béat, une situation d'isolement qui a duré plusieurs jours (48 heures). Cette situation présente un risque de survenue important

dans les zones de montagnes. Elle a été évaluée dans le questionnaire par les items suivants : *j'ai été bloqué physiquement / je pouvais difficilement me déplacer en dehors de mon village en raison d'un accès routier coupé*. La réponse à ces questions, qui permettent de caractériser une situation d'isolement, n'était pas associée à la dépressivité ou à une SSPT probable. Il en était de même pour la question portant sur le soutien psychologique reçu dans les 15 jours suivant les inondations. Il ne ressort pas de cette étude de spécificités liées aux zones de montagnes, l'isolement n'étant pas une variable d'exposition restée dans le modèle. Cette absence de résultat peut être liée à un manque de puissance, ou au fait que la situation d'isolement n'a pas eu d'influence sur l'état de santé mentale au long terme.

L'enquête épidémiologique en population a permis de tester la faisabilité et les limites d'une étude en population par auto-questionnaire et par voie postale pour mesurer l'impact à moyen terme d'une catastrophe naturelle telle que les inondations. Un faible taux de participation à notre étude a été constaté. Parmi les facteurs pouvant l'expliquer, on peut citer : une mauvaise compréhension de la finalité de la démarche de l'enquête, un accompagnement insuffisant et/ou un déficit de communication sur le terrain sur le sujet d'une telle étude et sur ce qu'elle peut apporter dans un contexte de sentiment de détresse, d'abandon et d'injustice parmi les populations victimes d'inondations. Les enquêtes par courrier postal sont classiquement associées à un taux de réponse faible<sup>17</sup>.

Afin de répondre à un grand nombre de thématiques, le questionnaire initial à 4 mois, de grande taille (10 pages et 20 minutes de remplissage), a pu être à l'origine d'une faible participation et d'une désaffection de la population. Les efforts de mémorisation et de précision demandés par les questions ainsi que leur nombre ont pu entraîner une lassitude et donc une moindre qualité des réponses pour les questions placées en fin du questionnaire général.

Une des approches serait donc de réduire le niveau de détails ou de précisions des questions posées pour explorer une dimension de santé précise et ses déterminants. Une autre possibilité serait de cibler seulement une ou deux problématiques qui, soit permettraient d'évaluer les biais possibles de ce type de sources de données (les personnes les plus touchées par les inondations ayant pu répondre majoritairement), soit pourraient être explorées par d'autres méthodes, par exemple *via* une approche quantitative au moyen de bases de données médico-administratives telles que la base de données de l'Assurance maladie.

Selon l'objectif de l'étude, le type de catastrophe étudiée, sa durée, son étendue et la population cible, il est important d'étudier d'autres modes de recueil plus interactifs permettant de mieux contrôler le biais de sélection : porte à porte, recueil par voie téléphonique, temps de présence sur la commune dédié à une aide au remplissage des questionnaires

ou à des entretiens en face à face faits par des personnes compétentes (psychologues, personnes formées). Ces méthodes alternatives sont également plus coûteuses. Des études qualitatives semi-directives ciblées peuvent également apporter des informations détaillées et précieuses pour orienter les actions de santé publique, tout en étant moins tributaires de l'exigence de représentativité et de puissance d'une étude épidémiologique quantitative en population générale par questionnaire postal.

La restriction de l'étude aux sujets volontaires lors des deux phases a très probablement entraîné un biais de sélection et un biais d'information. Des considérations éthiques obligent à maintenir ce principe de volontariat, mais une organisation de l'information plus active sur le terrain, de même qu'une organisation de recueil d'information en face à face permettraient de diminuer ce risque de biais de sélection (sélection de maison interviewée selon une randomisation, visite directe des foyers pour apporter l'information). Par conséquent, il est impossible de généraliser les résultats obtenus à l'échelle de l'ensemble de la population impactée. Les mesures d'association au sein des répondants des deux vagues ont également pu être modifiées par ce biais de sélection et par un manque de puissance.

Cependant, malgré le biais de sélection, les résultats trouvés sont cohérents avec la littérature sur l'impact des inondations. Ainsi, suite aux inondations de 1992 dans le Vaucluse, qui avaient touché 63 communes et étaient responsable de 38 décès, Pierre Verger et coll. avaient mis en place une étude transversale téléphonique en 1997 à Bédarrides. Cette étude avait mis en évidence des relations entre l'exposition aux inondations de 1992 et les symptômes d'état de stress post-traumatique, d'anxiété et de dépression. La sévérité de l'exposition et la consommation des médicaments psychotropes étaient significativement liées aux symptomatologies<sup>6</sup>.

Parmi les autres enquêtes en population générale, une enquête transversale réalisée deux ans après les graves inondations de la Somme du printemps 2001, qui avaient entraîné l'évacuation prolongée des habitants, a mis en évidence l'existence d'un impact sur la santé mentale tel que stress, dépression, majoration des consommations de tabac et d'alcool, avec un gradient selon l'exposition (notamment le fait que les pièces de vie étaient inondées), les troubles psychologiques étant plus fréquents chez les personnes évacuées que chez les personnes inondées<sup>4</sup>.

## Conclusion

Ce travail a permis de tester différentes méthodes épidémiologiques en vue d'évaluer l'impact psychologique des inondations survenues dans une région montagneuse. Même si l'approche basée sur l'exploitation des données du Sniiram n'a pas mis en évidence de différence significative dans la délivrance de psychotropes entre la période post-inondations immédiate et les périodes hors inondations,

il n'est pas possible de conclure à l'absence d'impact psychologique immédiat en raison de l'impact du rôle de la Cump, non évalué, et d'un accès aux soins potentiellement limité.

D'un point de vue méthodologique, afin d'avoir une analyse plus fine des données de délivrances de psychotropes, il aurait été nécessaire de caractériser le recours aux soins dans la zone d'exposition (augmentation, stabilité ou diminution) et d'analyser les données de délivrances de médicaments au regard de ce recours.

L'étude Isis se voulait une étude exploratoire en vue d'émettre des hypothèses entre les inondations et certains indicateurs de santé. Elle a montré l'existence d'un impact de santé mentale à moyen terme sur une partie de la population des communes exposées. Globalement, la durée importante nécessaire pour résoudre les conséquences matérielles et financières, ainsi qu'une qualité de vie altérée dans le logement, étaient associées à une plus grande fréquence des manifestations de souffrances psychologiques (SSPT, dépressivité). Les conclusions de l'étude Isis pourraient donc être le reflet d'inégalités sociales de santé soulignant les limites d'une approche classique (à court terme) dans la prise en charge des inondés.

Cet article a permis de montrer la complémentarité de deux approches pour mieux caractériser les expositions et l'impact sanitaire des inondations. D'une part, l'utilisation de bases de données de l'Assurance maladie, recueil passif, automatisable, réactif et peu coûteux qui donne une vision partielle de l'évènement à travers la consommation de soins ; d'autre part, l'épidémiologie de terrain, avec un recueil actif par enquête *ad hoc*, qui permet une analyse plus fine des déterminants de santé avec un suivi temporel et répété, mais qui nécessite des ressources importantes.

L'utilisation de ces deux approches pour évaluer l'impact psychologique des inondations souligne l'importance de tenir compte de l'impact, de la gravité et de la durée des expositions en termes de santé publique. Les recommandations qui en découlent seraient :

- de mieux caractériser les populations à risque à prendre en charge en priorité ;
- de développer des outils d'évaluation des expositions, notamment les conséquences matérielles et financières de l'inondation et la distribution des catégories sociodémographiques dans les quartiers inondés.

Il serait possible de se baser sur l'état des connaissances épidémiologiques pour agir sur les facteurs susceptibles de modifier l'état de santé psychologique ou général. Cependant, en raison du caractère récurrent des inondations et de leur impact sanitaire, il persiste un besoin de connaissances en termes de prise en charge adaptée à court, moyen et long termes. ■

## Références

- [1] Floods in the WHO European Region: health effects and their prevention. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2015. 146 p. [http://www.euro.who.int/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0020/189020/e96853.pdf](http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0020/189020/e96853.pdf)
- [2] Guinard A, Wargny M, Colineaux H. Étude de l'impact sanitaire des inondations de juin 2013 dans le Sud-Ouest (Étude Isis). Résultats de la première phase et retour d'expérience. Bulletin de veille sanitaire Midi-Pyrénées. 2014;(11):2-7. <http://invs.santepubliquefrance.fr/fr/Publications-et-outils/Bulletin-de-veille-sanitaire/Tous-les-numeros/Midi-Pyrenees/Bulletin-de-veille-sanitaire-Midi-Pyrenees.-N-11-Novembre-2014>
- [3] Motreff Y, Pirard P, Gorla S, Labrador B, Gourier-Fréry C, Nicolau J, *et al.* Increase in psychotropic drug deliveries after the Xynthia storm, France, 2010. Prehosp Disaster Med. 2013;28-5:428-33.
- [4] Ligier K, Zielinski O, Trugeon A, Duval M, Cauwet F, Ille D, *et al.* Enquête santé chez les inondés de la Somme au printemps 2001. Deux ans après. Amiens: Observatoire régional de santé Picardie. 168 p. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=5788](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=5788)
- [5] Six C. Étude des conséquences psychologiques des inondations à partir des bases de données de l'Assurance maladie, département du Gard. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2008. 23 p. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=3637](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=3637)
- [6] Verger P, Rotily M, Hunault C, Brenot J, Baruffol E, Bard D. Assessment of exposure to a flood disaster in a mental-health study. J Expo Anal Environ Epidemiol. 2003;13(6):436-42.
- [7] Roussel H. Combien de patients ont été traités par psychotropes après l'explosion de l'usine AZF ? Estimation à partir de l'étude des remboursements de médicaments psychotropes. Médistat. 2002;(4):1-4.
- [8] Tuppin P, de Roquefeuil L, Weill A, Ricordeau P, Merlière Y. French National Health Insurance information system and the permanent beneficiaries sample. Rev Epidémiol Santé Publique. 2010;58(4):286-90.
- [9] Hastie TJ, Tibshirani RJ. Generalized additive models. London, England: Chapman and Hall;1990.
- [10] Wood SN. Thin plate regression splines. J R Stat Soc Series B Stat Methodol. 2003;65(1):95-114.
- [11] Creamer M, Bell R, Failla S. Psychometric properties of the impact of event scale – Revised. Behav Res Ther. 2003;41:1489-96.
- [12] Radloff LS. The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. Appl Psychol Meas. 1977;1:385-401.
- [13] Fuhrer R, Rouillon F. La version française de l'échelle CES-D (Center of Epidemiologic Depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'autoévaluation. Psychiatr & Psychobiol. 1989;4:163-6.
- [14] Pirard P, Gorla S, Nguengang Wakap S, Galey C, Motreff Y, Guillet A, *et al.* No increase in drug dispensing for acute gastroenteritis after the Klaus Storm, France 2009. J Water Health. 2015;13(3):737-45.
- [15] Alonso J, Angermeyer MC, Lepine JP. European Study of the epidemiology of mental disorders survey (ESEMeD). Acta Psychiatr Scand. 2004;109(Suppl. 420):5-7.
- [16] Santiago PN, Ursano RJ, Gray CL, Pynoos RS, Spiegel D, Lewis-Fernandez R, *et al.* A systematic review of PTSD prevalence and trajectories in DSM-5 defined trauma exposed populations: Intentional and non-intentional traumatic events. PLoS One. 2013;8(4):e59236.
- [17] Verger P, Aulagnier M, Schwœbel V, Lang T. Démarches épidémiologiques après une catastrophe. Anticiper les catastrophes : enjeux de santé publique, connaissances, outils et méthodes. Paris: La Documentation française, 2005. [http://www.invs.sante.fr/publications/2005/epidemiologie\\_catastrophes/](http://www.invs.sante.fr/publications/2005/epidemiologie_catastrophes/)

### Citer cet article

Guinard A, Dogué F, Motreff Y, Pirard P, Gorla S, Rivière S, *et al.* Impact psychologique post-inondations en zone de montagne : effets à court, moyen et long terme. Bull Epidémiol Hebd. 2018;(1):17-26. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018\\_1\\_3.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/1/2018_1_3.html)

## REMERCIEMENTS AUX RELECTEURS

### Le BEH remercie chaleureusement tous ceux qui ont contribué en 2017 à sa réalisation

Merci, bien sûr, aux auteurs qui y ont proposé leurs articles.

Merci à tous les relecteurs, dont le regard critique contribue grandement à la qualité finale des travaux publiés.

Merci aux membres du Comité de rédaction et aux coordinateurs des numéros thématiques, qui mettent à la disposition du BEH leur expertise et beaucoup de leur temps.

#### Les membres du Comité de rédaction en 2017

Juliette BLOCH, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail, Maisons-Alfort  
Cécile BROUARD, Santé publique France, Saint-Maurice  
Sandrine DANET, Haut Conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, Paris  
Cécile DURAND, Santé publique France, Cire Occitanie, Toulouse  
Mounia EL YAMANI, Santé publique France, Saint-Maurice  
Bertrand GAGNIÈRE, Santé publique France, Cire Ouest, Rennes  
Isabelle GRÉMY, Observatoire régional de santé Ile-de-France  
Romain GUIGNARD, Santé publique France, Saint-Maurice  
Françoise HAMERS, Santé publique France, Saint-Maurice  
Nathalie JOURDAN-DA SILVA, Santé publique France, Saint-Maurice  
Damien MOULY, Santé publique France, Cire Occitanie, Toulouse  
Valérie OLIÉ, Santé publique France, Saint-Maurice  
Sylvie REY, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Paris  
Hélène THERRE, Santé publique France, Saint-Maurice  
Stéphanie TOUTAIN, Cermes3, Université Paris-Descartes, Paris  
Philippe TUPPIN, CnamTS, Paris  
Sophie VAUX, Santé publique France, Saint-Maurice  
Agnès VERRIER, Santé publique France, Saint-Maurice  
Isabelle VILLENA, CHU, Hôpital Maison Blanche, Reims

#### Les relecteurs des articles parus (ou refusés) en 2017

Armand ABERGEL, CHU Estaing, Clermont-Ferrand  
Geneviève ANDRÉ-FONTAINE, Retraitée de l'Enseignement supérieur vétérinaire  
Pierre AUBRY, Centre René Labusquière, Université de Bordeaux  
Jean-Jacques BALDAUF, Hôpital de Haute-pierre, Strasbourg  
Magali Barbieri, Institut national d'études démographiques (Ined), Paris  
Nathalie BELTZER, Santé publique France, Saint-Maurice  
Agathe Billette DE VILLEMEUR, médecin de santé publique, Grenoble  
Nicolas BONNET, Réseau de prévention des addictions (Respadd), Paris  
Julie BOTTERO, AP-HP, Hôpital Saint-Antoine, Paris  
Olivier BOUCHAUD, AP-HP, Hôpital Avicenne ; Université Paris 13, Bobigny  
Julie BOUSCAILLOU, Médecins du Monde, Paris  
Xavier BRIFFAULT, CNRS-Cermes3, Université Paris-Descartes, Paris  
Arnaud BRIGE, Institut national d'études démographiques (Ined), Paris

Anne-Claire BRISACIER, Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT), Saint-Denis La Plaine  
Anne BURONFOSSE, Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (ATIH), Paris  
André CABIÉ, CHU de Martinique, Fort-de-France  
Séverine CARILLON, Ceped UMR 196 (Paris Descartes-IRD) SageSud ERL INSERM 1244, IRD, Paris  
Fabrice CARRAT, UMRS 1136, Institut Pierre Louis d'épidémiologie et de santé publique, Paris  
Christine CASTOR, Santé publique France, Cire Nouvelle Aquitaine, Bordeaux  
Christine CHAN CHEE, Santé publique France, Saint-Maurice  
Pauline CHARNOZ, Direction de la recherche, des études et de la statistique (Drees), Paris  
Edouard CHATIGNOUX, Santé publique France, Saint-Maurice  
Nicolas CHAUSSON, Centre hospitalier sud-francilien, Corbeil-Essonnes  
Pierre CHAUVIN, Inserm, Eres, Institut Pierre Louis d'épidémiologie et de santé publique, Paris  
Khadoudja CHEMLAL, Santé publique France, Saint-Maurice  
François CLINARD, Santé publique France, Cire Bourgogne Franche-Comté, Dijon  
Fanny COLLANGE, Inserm, UMR912-SESSTIM, Aix-Marseille Université  
Pascal CREPEY, École des hautes études en santé publique, Rennes  
Anne CUERQ, CnamTS, Paris  
Carine DE BEAUFORT, Centre hospitalier de Luxembourg, Luxembourg  
Pierre DE TRUCHIS, AP-HP, Hôpital Raymond Poincaré, Garches  
Éric D'ORTENZIO, AP-HP, Hôpital Bichat-Claude Bernard, Paris  
Bertrand DAUTZENBERG, AP-HP, CHU Pitié-Salpêtrière, Paris  
Emmanuel DEBOST, Resogrip Bourgogne Franche-Comté, Dijon  
Jean-Claude DESENCLOS, Santé publique France, Saint-Maurice  
Paule DEUTSCH, Santé publique France, Saint-Maurice  
Anne DOUSSIN, Santé publique France, Saint-Maurice  
Dominique DUPAS, Faculté de médecine et CHU de Nantes  
Daniel EILSTEIN, Santé publique France, Saint-Maurice  
Loïc EPELBOIN, Unité des maladies infectieuses et tropicales, CH Andrée Rosemon, Cayenne, Guyane  
Catherine FÉART, Bordeaux Population Health Research Center, Inserm U1219, Bordeaux  
Jean FERRIÈRES, Inserm UMR 1027 ; CHU, Toulouse  
Daniel FLORET, Université Claude Bernard Lyon1, Lyon  
Annick FONTBONNE, MR 204 Nutripass, Institut de recherche pour le développement (IRD), Montpellier  
Laure FONTENEAU, Santé publique France, Saint-Maurice  
Sandrine FOURNIER, Sidaction, Paris  
Claire FUHRMAN, Clat 94, Centre hospitalier intercommunal, Créteil

- Blandine GADEGBEKU**, Institut français des sciences et technologies des transports, de l'aménagement et des réseaux (Ifsttar), Bron
- Bernard-Alex GAÜZERE**, CHU de La Réunion, Saint-Denis
- Walid GHOSN**, Inserm-CépiDc, Le Kremlin-Bicêtre
- Marine GIARD**, Direction de la santé, Papeete, Tahiti, Polynésie française
- Cyrille GOARANT**, Institut Pasteur de Nouvelle-Calédonie, Nouméa, Nouvelle-Calédonie
- Maud GORZA**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Claire GOURIER-FRÉRY**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Dorothee GRANGE**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Christèle GRAS-LE GUEN**, CHU, Nantes
- Florence GRESSIER**, Inserm UMR1178, Hôpital Bicêtre, Le Kremlin-Bicêtre
- Jean-Paul GUTHMANN**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Sylvie HAEGHEBAERT**, Santé publique France, Cire Hauts-de-France, Lille
- Emmanuelle HAMEL**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Valérie HENRY**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Vincent HERBRETEAU**, UMR ESPACE-DEV, Institut de recherche pour le développement, Marseille
- Christophe HEYMAN**, Santé publique France, Cire Hauts de France, Lille
- Isabelle HIRTZLIN**, Université Paris 1 – Panthéon-Sorbonne, Paris
- Bruno HOEN**, CHU de Guadeloupe, Pointe-à-Pitre, Guadeloupe
- Didier JOURDAN**, Université Blaise Pascal, Clermont-Ferrand
- Serge KARSENTY**, Droit et Changement Social, Université de Nantes
- Angeli KODJO**, VetAgro Sup, Marcy-l'Étoile
- Alice KOPEL**, Direction générale de la santé, Paris
- Emmanuel LAGARDE**, Bordeaux Population Health Research Center; Inserm U1219, Bordeaux
- Jean-Christophe LAGIER**, Aix Marseille Univ, IHU Méditerranée Infection, Marseille
- Sébastien LAMY**, Laboratoire d'épidémiologie et d'analyse en santé publique, UMR Inserm 1027, Toulouse
- Sophie LARRIEU**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Christine LARSEN**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Corinne LE GOASTER**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Olivier LE NÉZET**, Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT), Saint-Denis La Plaine
- Yann LE STRAT**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Alain LE TERTRE**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Tinne LERNOUT**, Institut scientifique de Santé publique, Bruxelles, Belgique
- Christophe LEROYER**, CHU Brest
- France LERT**, Inserm, Paris
- Claire LEVY-MARCHAL**, AP-HP, Hôpital Robert Debré, Paris
- Florence LOT**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Paul LOUBET**, AP-HP, Hôpital Bichat-Claude Bernard, Paris
- Jean-Paul LUCAS**, SEE-D Vannes ; Laboratoire de Mathématiques de Bretagne Atlantique, Université de Bretagne Sud, Vannes
- Henri-Pierre MALLET**, médecin, Papeete, Polynésie française
- Nadège MARGUERITE**, Santé publique France, Cire Grand Est, Nancy
- Yves MARTINET**, CHRU de Nancy, Hôpitaux de Brabois, Vandœuvre-lès-Nancy
- Aurélien MAYET**, Centre d'épidémiologie et de santé publique des armées, Marseille.
- Christine MEFFRE**, Santé publique France, Cire Grand Est, Nancy
- Caroline MEJEAN**, UMR MOISA, Campus Inra-SupAgro de la Gaillarde, Montpellier
- Maria MELCHIOR**, Inserm, Eres, Institut Pierre Louis d'épidémiologie et de santé publique, Paris
- Gwenn MENVIELLE**, ERES, Inserm IPLESP – UPMC, Paris
- Laurent MICHEL**, Centre de recherche en épidémiologie des populations (CESP)/Inserm 1018, Villejuif
- Elodie MONCHÂTRE-LEROY**, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), Malzéville
- Lucas MORIN**, Karolinska Institutet, Stockholm (Suède)
- Emmanuel MORTIER**, AP-HP, Hôpital Louis Mourier, Colombes
- Yvon MOTREFF**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Mathieu NACHER**, Centre hospitalier Andrée Rosemon, Cayenne, Nouvelle-Calédonie
- Ludivine ORRIOLS**, Inserm U897, ISPED ; Université de Bordeaux
- Arnaud PAGES**, CHU Toulouse
- Jean-Claude PAIRON**, Université Paris-Est Créteil Val-de-Marne ; CHI Créteil
- Yves PASSADORI**, CHR de Mulhouse et Sud Alsace, Mulhouse
- Sylvie PERELLE**, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), Maisons-Alfort
- Karine PERES**, Inserm, Bordeaux
- Fabien PILLARD**, CHU Larrey, Toulouse
- Vincent POMMIER DE SANTI**, Centre d'épidémiologie et de santé publique des Armées, Marseille
- Etienne POT**, Haut Conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, Paris
- Thierry PRAZUCK**, CHR, Orléans
- Nathalie PRIETO**, Hospices civils de Lyon, Hôpital Édouard-Herriot, Lyon
- Isabelle QUATRESOUS**, CH Elbeuf-Louviers-Val de Reuil
- Marie-Eve RAGUENAUD**, Santé publique France, Cire Nouvelle-Aquitaine, Poitiers
- Véronique RAIMOND**, Haute Autorité de santé, Saint-Denis
- Christophe RAPP**, Centre de santé CMETE, Paris
- Marie-Catherine RECEVEUR**, Maladies infectieuses et tropicales, CHU de Bordeaux
- Sylvie RENAULT**, Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav), Paris
- Jean-Baptiste RICHARD**, Santé publique France, Saint-Maurice
- Didier RIETHMULLER**, Collège national des gynécologues et obstétriciens français, Paris
- Daniel RIVIÈRE**, CHU Larrey, Toulouse
- Thierry ROCHEREAU**, Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris
- Claire RONDET**, CépiDc-Inserm, Le Kremlin-Bicêtre
- Françoise ROUDOT-THORAVAL**, AP-HP, Groupe hospitalier Henri Mondor, Créteil
- Cyril ROUSSEAU**, Santé publique France, Cire Occitanie, Montpellier
- Elisabeth ROUVEIX-NORDON**, AP-HP, Hôpital Ambroise Paré, Boulogne-Billancourt
- Adèle SALAUN**, Université Paris-Diderot, Sorbonne Paris Cité EA, Recherche clinique coordonnée ville-hôpital, Méthodologies et société (REMES), Paris
- Emmanuelle SALINES**, Direction générale de la santé, Paris
- Yves SAMSON**, AP-HP, CHU Pitié-Salpêtrière, Paris
- Hélène SANCHO-GARNIER**, Fondation JDB Prévention Cancer, Fontenay-les-Briis
- Catherine SERMET**, Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris
- Didier SEYLER**, Centre de prévention Bien Vieillir Agirc-Arrco Paca, Irips, Marseille
- Yassoungou SILUÉ**, Santé publique France, Cire Île-de-France, Paris
- Philippe SOGNI**, Université Paris Descartes; Inserm U1223, Institut Pasteur ; AP-HP, Hôpital Cochin, Paris
- Marion SUBIROS**, Santé publique France, Cire Océan Indien, Saint-Denis –Mamoudzou
- Jean-François TESSIER**, ISPED-Centre Inserm BPH, Université de Bordeaux

Sabrina TESSIER, Santé publique France, Cire Bourgogne Franche-Comté, Dijon  
Marc THELLIER, AP-HP, CHU Pitié-Salpêtrière, Paris  
Daniel THOMAS, AP-HP, CHU Pitié-Salpêtrière, Paris  
Claude TILLIER, Santé publique France, Cire Bourgogne Franche-Comté, Dijon  
Laurent TOUBIANA, Inserm UMRS 1142 LIMICS, Université Pierre et Marie Curie (UPMC) – Paris 6, Paris  
Mathieu TOURDJMAN, Santé publique France, Saint-Maurice  
Pierre TRAISSAC, UMR Nutripass, Institut recherche et développement (IRD), Montpellier  
Christophe TZOURIO, Bordeaux Population Health Research Center, Inserm U1219, Bordeaux

Aymeric UNG, Santé publique France, Saint-Maurice  
Philippe VANHEMS, Hospices civils de Lyon, Centre international de recherche en infectiologie, Lyon  
Sophie VAUX, Santé publique France, Saint-Maurice  
Annie VELTER, Santé publique France, Saint-Maurice  
Michel VERNAY, Santé publique France, Cire Grand-Est, Nancy  
Elie VIGNAC, Laboratoire sur les vulnérabilités et l'innovation dans le sport, Université Lyon 1, Lyon  
Thomas VOGEL, Hôpitaux universitaires de Strasbourg  
Anne VUILLEMIN, Laboratoire de motricité humaine, éducation, sport, santé (Lahmess), Université de Toulon