

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2012 // Mortality due to home and leisure injuries in mainland France, 2000-2012 .....p. 2

**Linda Lasbeur et coll.**

*Santé publique France, Saint-Maurice, France*

ARTICLE // Article

Analyse de la mortalité par cause : pondération des causes multiples // Analysis of cause-related mortality: weighting multiple causes .....p. 13

**Grégoire Rey et coll.**

*Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès – Institut national de la santé et de la recherche médicale (CépiDc-Inserm), Le Kremlin-Bicêtre, France*

REMERCIEMENTS AUX RELECTEURS .....p. 20

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; Cécile Brouard, Santé publique France; Sandrine Danet, HCAAM; Cécile Durand / Damien Mouly, Cire Occitanie; Mounia El Yamani, Santé publique France; Bertrand Gagnière, Cire Ouest; 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; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes; Philippe Tuppin, CnamTS; Agnès Verrier, Santé publique France; Isabelle Villena, CHU Reims.  
**Santé publique France** - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>  
**Préresse** : Jouve  
**ISSN** : 1953-8030

**MORTALITÉ PAR ACCIDENT DE LA VIE COURANTE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE, 2000-2012**  
// **MORTALITY DUE TO HOME AND LEISURE INJURIES IN MAINLAND FRANCE, 2000-2012**

Linda Lasbeur (linda.lasbeur@santepubliquefrance.fr), Bertrand Thélot

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Soumis le 15.09.2016 // Date of submission: 09.15.2016

**Résumé // Abstract**

**Introduction** – L'objectif de ce travail était de mesurer et caractériser les décès par accident de la vie courante (AcVC) en France de 2000 à 2012.

**Méthode** – Les résultats ont été établis à partir d'une liste « accidents » issue des Causes externes de traumatismes de la Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision (CIM-10) et exprimés en effectifs, taux bruts et taux standardisés sur l'âge.

**Résultats** – En 2012, il y a eu 21 470 décès par AcVC en France métropolitaine (taux standardisé : 28,1/100 000). Une surmortalité masculine a été retrouvée : 36,7/100 000 chez les hommes *versus* 21,3/100 000 chez les femmes. Des disparités régionales ont été constatées. Les deux tiers des décès par AcVC sont survenus chez les 75 ans et plus. Les chutes (12/100 000), les suffocations (3,8/100 000), les noyades (1,4/100 000), les intoxications (2,8/100 000) et les accidents par le feu (0,6/100 000) ont été les principales causes de décès par AcVC. Entre 2000 et 2012, le taux de mortalité par AcVC a diminué de 2,2% par an. Cette diminution, variable selon les types d'AcVC, a été observée surtout chez les moins de 15 ans (-5,4% par an). Cependant, une augmentation des effectifs de décès par AcVC est constatée depuis 2006.

**Conclusion** – Les AcVC restent une cause importante de décès en France. De nombreux décès pourraient être évités par des mesures de prévention adaptées.

**Introduction** – *The aim of this work was to measure and characterize deaths due to home and leisure injuries in France from 2000 to 2012.*

**Methods** – *The results were established from a list of causes of deaths using the external causes of injury codes of the International Classification of Diseases, 10<sup>th</sup> Revision (ICD-10) expressed in numbers, crude death rates and age-adjusted death rates.*

**Results** – *In 2012, 21,470 deaths due to home and leisure injuries occurred in metropolitan France (age adjusted death rate 28.1/100,000). The age-adjusted death rate was higher for males than for females (36.7/100,000 versus 21.3/100,000). Regional disparities were observed. Two thirds of home and leisure injuries-related deaths occurred in persons aged 75 or more. Falls (12/100,000), suffocations (3.8/100,000), drowning (1.4/100,000), poisoning (2.8/100,000), and fire accidents (0.6/100,000) were the leading causes of home and leisure injuries-related deaths. The home and leisure injuries death rate decreased by 2.2% per year over the period 2000 to 2012. This decrease, depending on the type of home and leisure injuries, was higher among children under 15 years of age (-5.4% per year). However, the number of home and leisure injuries-related deaths has increased since 2006.*

**Conclusion** – *Home and leisure injuries remain a significant cause of death in France. A great number of those deaths could be avoided with adapted prevention measures.*

**Mots-clés :** Épidémiologie, Mortalité, Causes médicales de décès, Accidents de la vie courante  
// **Keywords:** Epidemiology, Mortality, Medical causes of death, Home and leisure injuries

**Introduction**

Les traumatismes regroupent les accidents (accidents de la circulation, du travail et de la vie courante), les homicides, les suicides et les traumatismes d'intention indéterminée<sup>1</sup>. Avec 37 175 décès en 2012, les traumatismes ont représenté le troisième groupe de causes de décès en France, après les cancers et les maladies cardiovasculaires. Les accidents de la vie courante (AcVC) constituaient 58% de ces décès. L'article 63 de la loi de santé de 2016 définit les AcVC

comme « l'ensemble des traumatismes non intentionnels, à l'exception des accidents de circulation et des accidents du travail »<sup>2,3</sup>. Ils regroupent les accidents domestiques (à la maison et ses alentours), de sports et de loisirs, les accidents scolaires, etc. Une partie de ces accidents pourrait être évitée par des actions de prévention adaptées.

L'objectif de cette étude était de faire un état des lieux de la mortalité par AcVC en France métropolitaine en 2012, mettant ainsi à jour les résultats publiés en 2011<sup>4</sup>.

L'étude repose sur les données issues de la base nationale des causes médicales de décès, élaborée à partir des certificats de décès par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm)<sup>5</sup>. Depuis l'année 2000, les causes de décès sont codées par le CépiDc selon la Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision (CIM-10), établie par l'Organisation mondiale de la santé.

## Méthodes

Les décès par AcVC ont été sélectionnés lorsque leur cause appartenait à la « liste de référence des AcVC », constituée de codes du chapitre XX de la CIM-10 (tableau 1)<sup>6</sup>.

Les analyses ont été effectuées selon la cause initiale à l'origine de l'enchaînement des événements ayant conduit au décès et sur laquelle il est possible d'agir pour l'éviter. Les décès par chute accidentelle sont sous-estimés par ce type d'analyse, du fait de la construction de la CIM-10. Par ailleurs, des études ont montré que les fractures du col du fémur chez les personnes de 65 ans et plus étaient la conséquence d'une chute dans 87% à 98% des cas<sup>7,8</sup>. Une analyse complémentaire a donc été effectuée dans ces cas, dite

en « causes multiples », en ajoutant aux décès de cause initiale « chute » (codes W00-W19) les décès codés à la fois en cause initiale « exposition à des facteurs sans précision » (code X59) et, en cause associée, « fracture du fémur » (code S72)<sup>6</sup>. Dans les résultats établis par l'analyse en cause initiale, une grande partie des décès par chute (de l'ordre de 40%) se trouve parmi les décès pour « autres accidents non précisés ». L'analyse en causes multiples permet de réaffecter ces décès par chute dans leur catégorie, ce qui diminue d'autant celle des décès par causes « autres et non précisées ».

Les résultats sont exprimés en nombre de décès par an, en taux spécifiques par âge et en taux de mortalité standardisés sur l'âge. Les taux spécifiques ont été calculés pour 100 000 habitants de la population moyenne de l'année en cours. Les taux de mortalité standardisés sur l'âge ont été calculés selon la méthode de standardisation directe sur l'âge, en prenant comme référence la population française de 1999. L'indice comparatif de mortalité (ou *Standardized Mortality Ratio*, SMR) a été utilisé pour les comparaisons régionales. Les tendances et les taux de variations annuels moyens, ajustés sur l'année et l'âge, ont été estimés par un modèle de régression binomiale négative, qui tient compte de la surdispersion des effectifs<sup>9</sup>.

Tableau 1

### Accidents de la vie courante selon la Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision (CIM-10)

Accidents de la vie courante	Codes CIM-10
<b>Chutes</b>	W00-W19 et X59 + S72 Analyse en « causes multiples » : somme des décès en cause initiale « chutes » selon la CIM-10 (codes W00-W19) et des décès codés à la fois en cause initiale « exposition à des facteurs sans précision » (code X59) et en cause associée « fracture du fémur » (code S72)
<b>Suffocations</b>	W75-W84
<b>Intoxications</b>	X40-X49
<b>Noyades</b>	W65-W74
<b>Feu</b>	X00-X09
<b>Autres, précisés</b>	V90-V94 : accidents de transport par eau V96 : accidents d'aéronef sans moteur V98-V99 : accidents de transport, autres et sans précision W53-W64, X20-X29 : morsures et piqûres W44 : pénétration de corps étranger W20-W22, W50-W52 : chocs accidentels W23 : compression W25-W29, W45 : coupure, perforation W35-W38 : accidents provoqués par explosion de récipients sous pression W32-W34 : accidents par arme à feu W39-W40 : accidents causés par explosifs X10-X19 : brûlures W85-W87 : accidents causés par le courant électrique X50 : efforts excessifs et faux mouvements W41 : exposition à un jet à haute pression W49 : exposition à des forces mécaniques autres et sans précision Y86 : séquelles d'accidents autres que de transport
<b>Autres, non précisés</b>	X58-X59

## Résultats

### Mortalité par AcVC en 2012

Les traumatismes ont été à l'origine de 37 175 décès. Les AcVC ont représenté 48% des décès par traumatismes chez les hommes (10 791/22 269) et 72% chez les femmes (10 679/14 906). Chez les moins de 15 ans, cette proportion était de 54% (221/406) et, chez les 65 ans et plus, de 77% (16 713/21 825). Le taux brut de mortalité par AcVC était de 34/100 000 et le taux standardisé de 28/100 000. Ces décès par AcVC ont compté pour 3,8% de la mortalité totale (21 470 décès parmi 558 241). Chez les enfants, ils étaient responsables de 21% des décès entre 1 et 4 ans (111/518) et de 13% entre 5 et 14 ans (83/647).

### Caractéristiques démographiques des personnes décédées d'un AcVC en 2012

Si, parmi les 21 470 personnes décédées par AcVC, le nombre d'hommes et de femmes était quasiment égal (tableau 2), les différences de taux de mortalité selon le sexe indiquent une surmortalité masculine avec 37/100 000 chez les hommes *versus* 21/100 000 chez les femmes ; le rapport hommes/femmes de taux standardisés de mortalité était ainsi égal à 1,7, alors que le sex-ratio du nombre de décès était égal à 1. Plus des deux tiers des décès par AcVC sont survenus chez les 75 ans et plus (14 805 décès).

### Répartition des lésions traumatiques et des lieux de décès en 2012

Un code lésion, en causes associées, apparaissait pour 67% des décès. Il s'agissait le plus souvent d'atteintes aux organes internes (36%) et de fractures (34%). Les blessures étaient principalement situées au niveau de la tête (46%) et de la hanche (36%). Près de la moitié des décès par AcVC a eu lieu dans un établissement hospitalier (56%), puis à domicile (22%), dans une maison de retraite (13%), sur la voie publique (4%) et dans un autre lieu (5%).

### Disparités régionales de mortalité par AcVC en 2012

Les décès par AcVC en 2012 étaient répartis de façon hétérogène selon les régions françaises (figure 1). La région Nord-Pas-de-Calais et la Bretagne ont enregistré une mortalité supérieure de 24% et 23% au taux standardisé moyen de la France métropolitaine ; le Limousin a enregistré une mortalité supérieure de 14% et le Languedoc-Roussillon et la Franche-Comté une surmortalité de 11% supérieure à ce taux. À l'opposé, l'Île-de-France a connu une mortalité significativement plus faible de 25% à ce taux.

### Différents types d'AcVC en 2012 (tableau 3, figure 2)

Les chutes ont constitué la première cause de décès par AcVC. En retenant seulement la chute comme cause initiale de décès, on comptabilisait 6 119 décès en 2012. Comme expliqué plus haut, il est recommandé d'analyser les décès par chute en causes multiples : on dénombrait alors 9 600 décès par chute, soit 58% des causes connues de décès par AcVC (9 600/16 692). Bien qu'en nombre absolu les décès des femmes aient été plus nombreux, on observe une surmortalité masculine : sex-ratio hommes/femmes égal à 0,7 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité standardisés égal à 1,4.

S'agissant des suffocations, 69% des décès (2 039/2 940) sont survenus à partir de 75 ans. Le sex-ratio des taux standardisés (hommes/femmes) était de 1,5. Ces décès étaient liés, dans 89% des cas, à l'ingestion d'aliments provoquant l'obstruction des voies respiratoires (2 611 décès).

Il y a eu 971 décès par noyade accidentelle en 2012, avec un sex-ratio de 2,5. Chez les moins de 25 ans, il s'agissait de la première cause de décès par AcVC, avec 137 décès en 2012, soit 39% des causes connues, dont 46 décès chez les moins de 5 ans, soit 34%.

Les intoxications ont été à l'origine de 2 040 décès. Le sex-ratio était de 1,8. Au total, 66% des intoxications

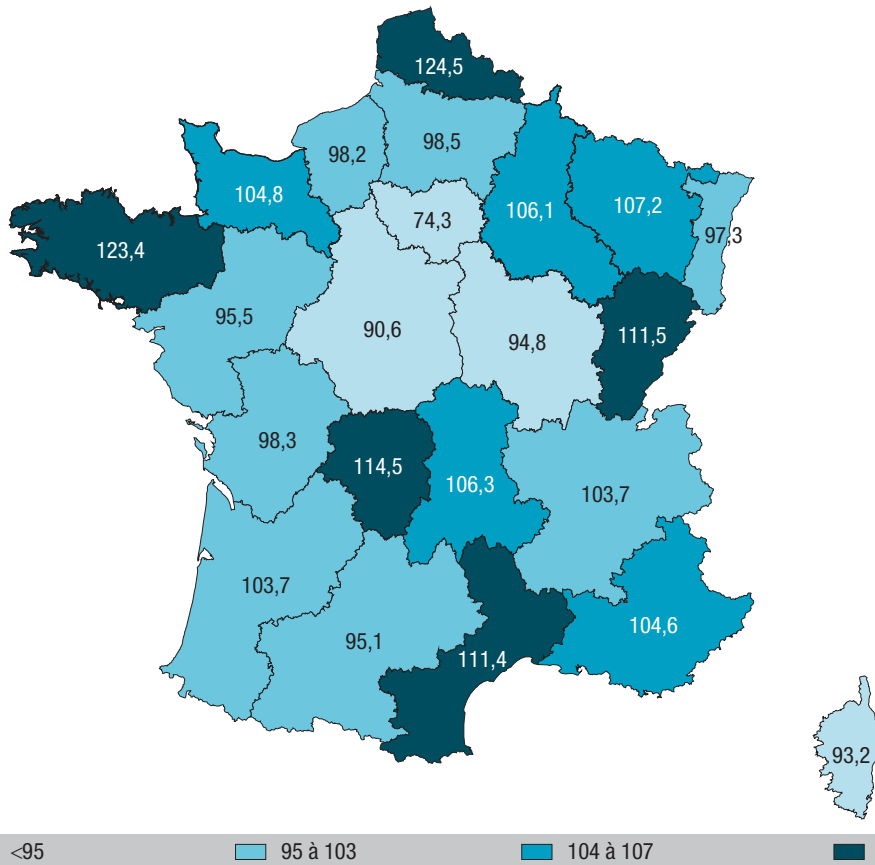
Tableau 2

### Effectifs et taux de mortalité standardisés par accident de la vie courante selon l'âge et le sexe, France métropolitaine, 2012 (taux pour 100 000 personnes)

Classes d'âges	Hommes		Femmes		Total	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux
<1 an	17	4,3	10	2,7	27	3,5
1-4 ans	65	4,1	46	3,0	111	3,6
5-14 ans	55	1,4	28	0,7	83	1,1
15-24 ans	249	6,4	62	1,6	311	4,1
25-44 ans	1 015	12,6	215	2,6	1 230	7,5
45-64 ans	2 183	26,8	812	9,5	2 995	17,9
65-74 ans	1 273	51,0	635	22,3	1 908	35,7
75-84 ans	2 410	147,5	2 228	93,2	4 638	115,3
≥85 ans	3 524	658,3	6 643	537,5	10 167	574,0
<b>Total</b>	<b>10 791</b>	<b>36,7</b>	<b>10 679</b>	<b>21,3</b>	<b>21 470</b>	<b>28,1</b>

Figure 1

**Ratio standardisé de mortalité (SMR) par accident de la vie courante et par région, France métropolitaine, 2012**



accidentelles (1 348) ont eu pour cause des ingestions médicamenteuses (analgésiques, sédatifs, antibiotiques, etc.) et 20% sont survenues à cause d'une exposition à l'alcool (399 décès, dont 317 chez les hommes).

Les accidents causés par le feu ont entraîné 416 décès en 2012, avec un sex-ratio de 2. Sur ce total, 74% avaient un code lésion, dont 42% de brûlures et 54% d'effets toxiques (fumées et gaz toxiques).

Les autres AcVC dont la cause était précisée ont provoqué 725 décès en 2012. Les causes les plus fréquentes étaient le surmenage et les mouvements épuisants ou répétés (247 décès), les séquelles d'accidents (205), les heurts causés par le lancement ou la chute d'un objet (62), les compressions ou écrasements par des objets (38), les électrocutions (28), les décharges d'armes à feu (25), les contacts avec des frelons, guêpes ou abeilles (15), les corps étrangers pénétrant dans l'œil ou un autre orifice naturel (12), les morsures ou coups donnés par des mammifères (14), les contacts avec de l'eau bouillante provenant d'un robinet (8) (tableau 4). Les autres AcVC dont la cause n'était pas connue ont été responsables de 22% des décès (4 778).

**Évolution de la mortalité par AcVC de 2000 à 2012**

Le taux annuel moyen de décès par AcVC a diminué significativement de 2,2% (p<0,001) entre 2000 et 2012 (tableau 5). Une augmentation des effectifs de décès par AcVC est constatée : 20 817 en 2000, 18 549 en 2006,

19 703 en 2008, 20 851 en 2010 et 21 470 en 2012. Cette augmentation du nombre de décès est en partie liée à l'évolution démographique et précisément à celle de la taille de la population et à son changement de structure entre 2000 et 2012. La méthode mise au point par Bashir et Estève<sup>10</sup> permet de différencier dans les évolutions de mortalité la part due aux changements démographiques et celle due à la variation de survenue des accidents. En appliquant cette méthode, les variations entre 2000 et 2012 (augmentation de 3,1% des effectifs de décès sur cette période) sont dues pour 7% à l'évolution de la taille de la population et pour 19% à l'évolution de la structure de la population ; la part du risque a quant à elle diminué de 22% : cette diminution a presque compensé l'évolution (taille et structure) de la population.

Les évolutions ont été très différentes selon l'âge (figure 3, tableau 5). La baisse de la mortalité a été la plus forte chez les enfants de moins de 15 ans, de 5,4% par an en moyenne, davantage que chez les 65 ans et plus (2,0% par an) et chez les 15-64 ans (1,3%) (p<0,001). La baisse la plus importante est celle des décès par chute (-3,4%), bien que les chutes restent la première cause de décès chez les personnes âgées et représentent, dans cette classe d'âges, plus de la moitié des décès par AcVC.

**Focus sur les décès par intoxications**

Les décès liés aux intoxications ont augmenté de 4,5% par an en moyenne. En effectifs, l'augmentation

Tableau 3

**Effectifs et taux de mortalité standardisés par type d'accident de la vie courante, selon l'âge, France métropolitaine, 2012  
(taux pour 100 000 personnes)**

Classes d'âges	Chutes		Suffocations		Noyades		Intoxications		Feu		Autres, précisés		Autres, non précisés	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux
<b>Les deux sexes</b>														
<1 an	-	0,0	16	2,1	-	0,0	-	0,0	1	0,1	-	0,0	10	1,3
1-4 ans	11	0,4	22	0,7	46	1,5	1	0,0	9	0,3	5	0,2	17	0,5
5-14 ans	8	0,1	8	0,1	26	0,3	2	0,0	12	0,2	8	0,1	19	0,2
15-24 ans	29	0,4	6	0,1	65	0,8	49	0,6	9	0,1	17	0,2	136	1,8
25-44 ans	147	0,9	97	0,6	144	0,9	357	2,2	71	0,4	87	0,5	327	2,0
45-64 ans	664	4,0	400	2,4	287	1,7	505	3,0	139	0,8	235	1,4	765	4,6
65-74 ans	600	11,2	352	6,6	157	2,9	164	3,1	44	0,8	122	2,3	469	8,8
75-84 ans	2 103	52,3	669	16,6	167	4,2	383	9,5	67	1,7	118	2,9	1 131	28,1
85 ans et plus	6 038	340,9	1 370	77,3	79	4,5	579	32,7	64	3,6	133	7,5	1 904	107,5
<b>Total</b>	<b>9 600</b>	<b>12,0</b>	<b>2 940</b>	<b>3,8</b>	<b>971</b>	<b>1,4</b>	<b>2 040</b>	<b>2,8</b>	<b>416</b>	<b>0,6</b>	<b>725</b>	<b>1,0</b>	<b>4 778</b>	<b>6,4</b>
<b>Hommes</b>														
<1 an	-	0,0	12	3,1	-	0,0	-	0,0	1	0,3	-	0,0	4	1,0
1-4 ans	6	0,4	16	1,0	23	1,4	1	0,1	6	0,4	1	0,1	12	0,8
5-14 ans	7	0,2	6	0,2	18	0,5	1	0,0	7	0,2	5	0,1	11	0,3
15-24 ans	22	0,6	5	0,1	59	1,5	34	0,9	4	0,1	15	0,4	110	2,8
25-44 ans	124	1,5	76	0,9	121	1,5	275	3,4	56	0,7	83	1,0	280	3,5
45-64 ans	495	6,1	247	3,0	196	2,4	338	4,1	85	1,0	210	2,6	612	7,5
65-74 ans	395	15,8	212	8,5	102	4,1	92	3,7	28	1,1	105	4,2	339	13,6
75-84 ans	1 040	63,7	341	20,9	78	4,8	184	11,3	35	2,1	86	5,3	646	39,5
85 ans et plus	1 964	366,9	486	90,8	51	9,5	191	35,7	30	5,6	53	9,9	749	139,9
<b>Total</b>	<b>4 053</b>	<b>14,2</b>	<b>1 401</b>	<b>4,8</b>	<b>648</b>	<b>2,1</b>	<b>1 116</b>	<b>3,7</b>	<b>252</b>	<b>0,8</b>	<b>558</b>	<b>1,8</b>	<b>2 763</b>	<b>9,3</b>
<b>Femmes</b>														
<1 an	-	0,0	4	1,1	-	0,0	-	0,0	-	0,0	-	0,0	6	1,6
1-4 ans	5	0,3	6	0,4	23	1,5	-	0,0	3	0,2	4	0,3	5	0,3
5-14 ans	1	0,0	2	0,1	8	0,2	1	0,0	5	0,1	3	0,1	8	0,2
15-24 ans	7	0,2	1	0,0	6	0,2	15	0,4	5	0,1	2	0,1	26	0,7
25-44 ans	23	0,3	21	0,3	23	0,3	82	1,0	15	0,2	4	0,0	47	0,6
45-64 ans	169	2,0	153	1,8	91	1,1	167	1,9	54	0,6	25	0,3	153	1,8
65-74 ans	205	7,2	140	4,9	55	1,9	72	2,5	16	0,6	17	0,6	130	4,6
75-84 ans	1 063	44,5	328	13,7	89	3,7	199	8,3	32	1,3	32	1,3	485	20,3
85 ans et plus	4 074	329,6	884	71,5	28	2,3	388	31,4	34	2,8	80	6,5	1 155	93,5
<b>Total</b>	<b>5 547</b>	<b>10,4</b>	<b>1 539</b>	<b>3,1</b>	<b>323</b>	<b>0,8</b>	<b>924</b>	<b>2,1</b>	<b>164</b>	<b>0,4</b>	<b>167</b>	<b>0,4</b>	<b>2 015</b>	<b>4,1</b>

des décès des 15-64 ans a été importante en 10 ans, passant de 295 décès en 2002 à 911 en 2012 (+90%), avec +47% (de 273 à 406) chez les 15-44 ans et +146% (de 205 à 505) chez les 45-64 ans. Ces augmentations sont principalement liées aux décès par intoxications accidentelles dues à des médicaments (ou substances biologiques) et à l'alcool. Entre 2000 et 2012, les décès ayant un code alcool sont passés de 3 enregistrements à 399 ; les premières évolutions sont constatées à partir de 2007. Elles concernent principalement les hommes et les adultes entre 25 ans et 64 ans. Les décès ayant un code médicament sont passés de 733 décès à 1 212 décès entre 2000 et 2012. Les augmentations constatées à partir

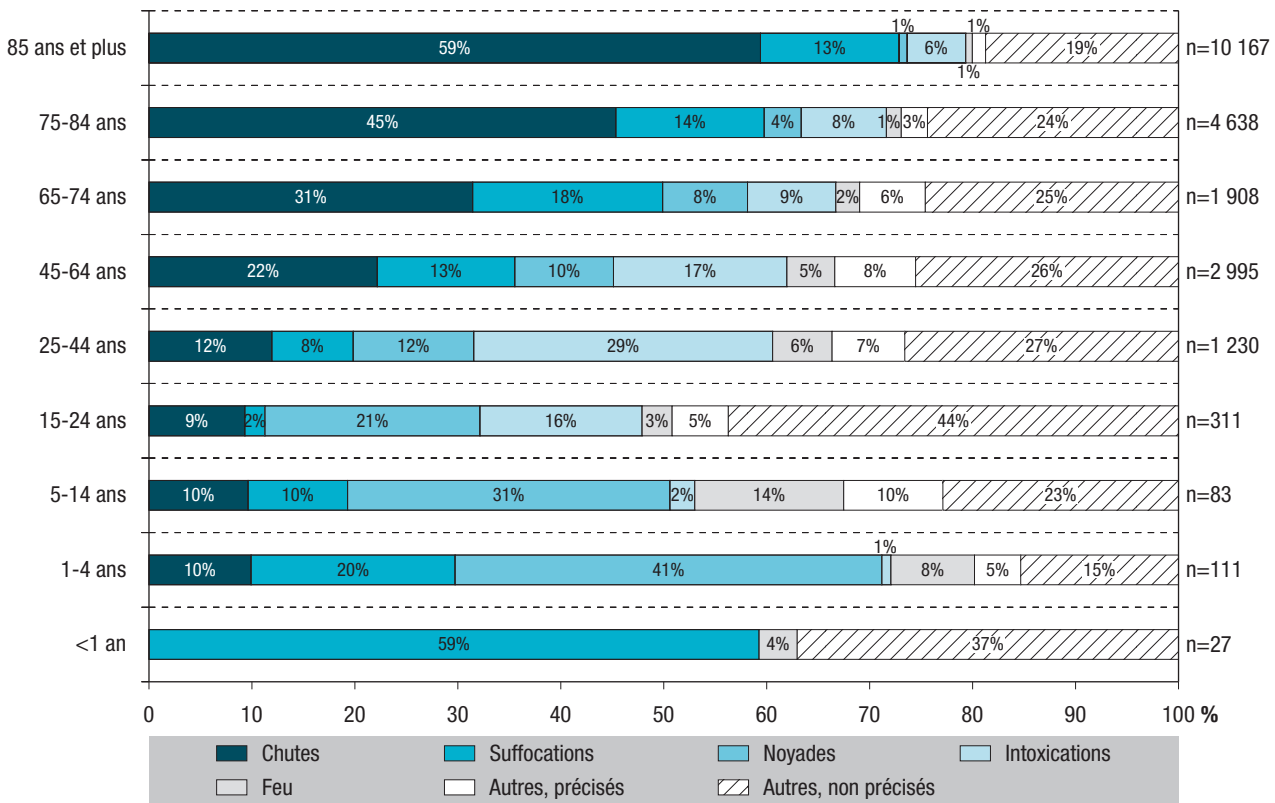
de 2009 concernent principalement les personnes âgées de 75 ans et plus.

## Discussion

Les décès par AcVC représentent plus de la moitié de l'ensemble des décès par traumatisme et les chutes près de la moitié. Chez les enfants de 1 à 14 ans, les AcVC sont la première cause de décès. Il en est de même en Europe et dans les pays industrialisés<sup>11-14</sup>. Chez les personnes âgées, les AcVC sont une cause importante de décès, comme dans les autres pays européens<sup>11,12</sup> ou aux États-Unis<sup>13</sup> ; le mécanisme

Figure 2

Répartition des différents types d'accident de la vie courante selon l'âge, France métropolitaine, 2012



le plus fréquent est la chute. Selon un rapport sur la santé en Europe de 2009, le taux de mortalité standardisé par AcVC sur la population européenne serait plus élevé en France (35/100 000) que celui de l'ensemble des pays de l'Union européenne (UE-25 : 22/100 000)<sup>13</sup>. Une partie de cet écart résulte des différences de certification entre médecins et de codage entre pays européens. Des recommandations ont été rédigées, dont certaines concernent le niveau de précision et le type d'information reportées par les médecins sur le certificat de décès<sup>15,16</sup>. Le taux standardisé de mortalité par accident était de 39/100 000 aux États-Unis en 2013<sup>17</sup> et de 45/100 000 en Australie en 2009-2010<sup>18</sup>.

La sur-représentation des décès par AcVC chez les hommes par rapport aux femmes est retrouvée dans tous les travaux ; les hommes ont plus souvent d'accidents et ceux-ci sont souvent plus graves. Des études sur les accidents de la circulation ont montré que l'exposition au risque n'était pas la seule explication des différences entre hommes et femmes. Il a été démontré que les femmes respectaient davantage les règles et prenaient moins de risques que les hommes, ce qui expliquerait la proportion plus importante d'hommes à avoir un accident de la circulation, à nombre équivalent de kilomètres parcourus<sup>19,20</sup>. Ces observations se retrouvent également chez les enfants. Plusieurs approches ont tenté d'expliquer ces différences entre les garçons et les filles : prise de risque plus importante chez les garçons, perception différente de l'appréhension du danger entre les garçons et les filles, socialisation différente entre les garçons et les filles<sup>21,22</sup>.

La baisse des décès par AcVC chez les enfants pourrait être attribuée en partie, et sans qu'aucune mesure de leur efficacité ait été réalisée, aux campagnes de prévention et à la réglementation sur les produits manufacturés pour enfants.

Les principales limites de ces résultats proviennent de la précision de la certification et des difficultés liées au codage des causes de décès par traumatisme. En particulier, le caractère accidentel ou intentionnel (suicides, agressions et violences) du traumatisme n'est pas toujours précisé sur le certificat de décès. Par convention, les noyades et les intoxications sans indication de l'intentionnalité sont considérées comme accidentelles depuis 2000, et donc codées comme telles, ce qui entraîne probablement une surestimation de ces accidents<sup>6</sup>.

L'augmentation des décès par intoxications entre 1999 et 2000 (+44%) est due à la mise en place du codage automatique, qui classe les intoxications pour lesquelles l'intentionnalité n'est pas claire (accidentelle ou intentionnelle, plus souvent suicide) en intoxication accidentelle<sup>6</sup>. Rocket et coll.<sup>23</sup> ont avancé la même hypothèse quant aux problèmes liés aux conclusions sur l'intentionnalité d'un décès et concluent à une sous-estimation des suicides par empoisonnement. Cette augmentation a perduré bien après, puisque entre 2000 et 2012 le nombre de décès par intoxications accidentelles est passé de 1 088 à 2 040, ce que l'on peut qualifier d'augmentation artificielle. Les décès par intoxications liées à l'alcool augmentent à partir de 2007. En 2008, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) a fait de nouvelles recommandations

Tableau 4

## Répartition des « Autres accidents précisés », France métropolitaine, 2012

Autres causes d'accident	Codes CIM-10	Effectifs
Surmenage et mouvements épuisants ou répétés	X50	247
Séquelles d'autres accidents	Y86	205
Heurt causé par le lancement ou la chute d'un objet	W20	62
Compression, écrasement ou blocage dans des objets ou entre des objets	W23	38
Exposition au courant électrique, sans précision	W87	22
Décharge d'armes, autres et sans précision	W34	15
Contact avec des frelons, guêpes et abeilles	X23	15
Corps étrangers pénétrant dans l'œil	W44	12
Décharge de fusil, de carabine et d'arme de plus grande taille	W33	10
Heurt contre ou par d'autres objets	W22	9
Explosion d'autres matériaux	W40	9
Morsure ou coup donné par d'autres mammifères	W55	9
Contact avec de l'eau bouillante provenant d'un robinet	X11	8
Accident de planeur blessant un occupant	V962	7
Autres accidents d'aéronefs sans moteur	V968	7
Contact avec d'autres outils manuels électriques et appareils électroménagers	W29	6
Morsure ou coup donné par un chien	W54	5
Accident de ballon blessant un occupant	V960	4
Exposition aux lignes électriques	W85	4
Explosion et éclatement d'une bouteille de gaz	W36	3
Corps étranger ou objet pénétrant dans la peau	W45	3
Accident de bateau à voiles entraînant la noyade et la submersion	V904	2
Accident d'embarcation non précisé entraînant la noyade et la submersion	V909	2
Contact avec du verre tranchant	W25	2
Exposition à d'autres formes précisées de courant électrique	W86	2
Contact avec d'autres arthropodes venimeux précisés	X25	2
Accident de canoë ou kayak entraînant la noyade et la submersion	V905	1
Accident de ski nautique provoquant d'autres lésions traumatiques	V917	1
Accident de transport par eau impliquant un navire marchand, autre et sans précision	V940	1
Accident de transport par eau impliquant d'autres embarcations sans moteur, autre et sans précision	V948	1
Heurt contre ou par du matériel de sport	W21	1
Contact avec un couteau, une épée ou un poignard	W26	1
Contact avec tondeuse à gazon à moteur	W28	1
Explosion et éclatement d'une chaudière	W35	1
Explosion et éclatement de pneumatique ou de tuyau sous pression	W37	1
Explosion et éclatement d'autres appareils précisés sous pression	W38	1
Morsure ou piqûre non venimeuse d'insectes et autres arthropodes	W57	1
Contact avec des boissons, aliments, graisses comestibles et huiles de cuisson brûlants	X10	1
Contact avec de la vapeur d'eau et des vapeurs brûlantes	X13	1
Contact avec des serpents et des lézards venimeux	X20	1
Contact avec un animal venimeux ou une plante vénéneuse, sans précision	X29	1
<b>Total</b>		<b>725</b>

sur le codage des décès par intoxication accidentelle en lien avec l'alcool. Il est recommandé de coder « Intoxication accidentelle en lien avec l'alcool » (code X45) s'il est mentionné sur le certificat de décès « Troubles mentaux et du comportement liés à

l'utilisation d'alcool » (code F10) avec la mention d'un code X45. Il est probable que cette recommandation a eu pour effet d'augmenter le nombre de décès par intoxications accidentelles en lien avec l'alcool<sup>24</sup>. Ce constat a également été fait dans d'autres pays,



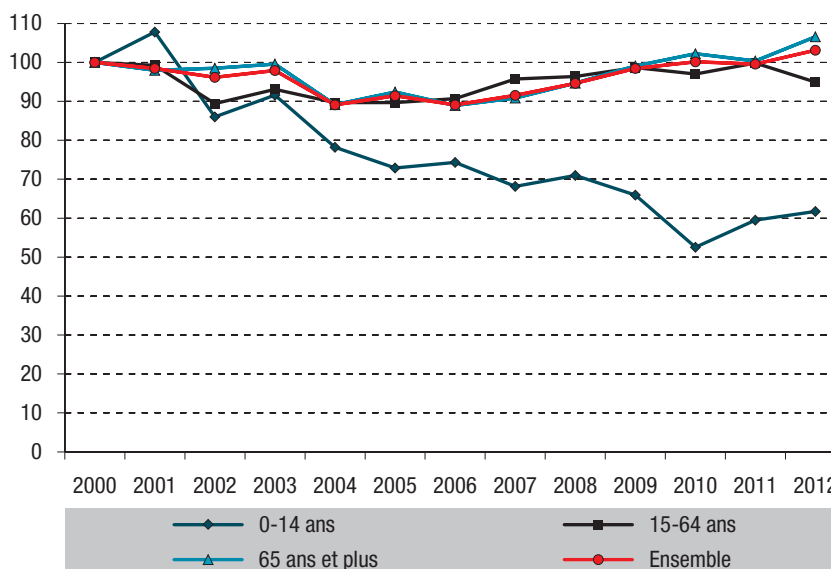
Tableau 5

**Évolution des effectifs et taux de mortalité bruts par type d'accident de la vie courante de 2000 à 2012, chez les enfants, les adultes et les personnes âgées en France métropolitaine (taux pour 100 000 personnes)**

	Chutes		Suffocations		Noyades		Intoxications		Feu		Autres, précisés		Autres, non précisés		Total	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux
<b>0-14 ans</b>																
2000	26	0,04	66	0,11	112	0,19	10	0,02	47	0,08	19	0,03	78	0,13	358	0,61
2001	46	0,08	62	0,11	110	0,19	10	0,02	51	0,09	26	0,04	81	0,14	386	0,65
2002	29	0,05	65	0,11	99	0,17	8	0,01	31	0,05	21	0,04	55	0,09	308	0,52
2003	37	0,06	71	0,12	122	0,21	7	0,01	28	0,05	17	0,03	46	0,08	328	0,55
2004	33	0,06	64	0,11	77	0,13	8	0,01	38	0,06	21	0,04	39	0,07	280	0,47
2005	32	0,05	55	0,09	70	0,12	10	0,02	35	0,06	9	0,02	50	0,08	261	0,44
2006	31	0,05	49	0,08	80	0,13	15	0,03	38	0,06	15	0,03	38	0,06	266	0,45
2007	38	0,06	48	0,08	62	0,10	13	0,02	37	0,06	15	0,03	31	0,05	244	0,41
2008	38	0,06	52	0,09	70	0,12	11	0,02	39	0,06	13	0,02	31	0,05	254	0,42
2009	35	0,06	53	0,09	73	0,12	6	0,01	30	0,05	12	0,02	27	0,04	236	0,39
2010	18	0,03	34	0,06	55	0,09	5	0,01	39	0,06	11	0,02	26	0,04	188	0,31
2011	21	0,03	53	0,09	62	0,10	3	0,00	23	0,04	14	0,02	37	0,06	213	0,35
2012	19	0,03	46	0,07	72	0,12	3	0,00	22	0,04	13	0,02	46	0,07	221	0,36
<b>Taux de variation annuel moyen en % [IC95%]</b>																
	-3,6 [-6,2 ; -1,0]		-3,9 [-5,9 ; -1,9]		-5,6 [-7,2 ; -3,9]		-5,1 [-10,2 ; 0,2]		-4,3 [-6,7 ; -1,8]		-5,8 [-9,3 ; -2,2]		-7,6 [-9,7 ; -5,4]		-5,4 [-6,3 ; -4,4]	
<b>15-64 ans</b>																
2000	1 101	1,9	492	0,8	630	1,1	478	0,8	238	0,4	431	0,7	1 408	2,4	4 778	8,1
2001	1 142	1,9	527	0,9	667	1,1	348	0,6	214	0,4	393	0,7	1 452	2,4	4 743	8,0
2002	1 097	1,8	489	0,8	571	1,0	295	0,5	255	0,4	372	0,6	1 192	2,0	4 271	7,2
2003	1 106	1,8	476	0,8	660	1,1	426	0,7	267	0,4	364	0,6	1 148	1,9	4 447	7,4
2004	980	1,6	486	0,8	548	0,9	452	0,7	244	0,4	359	0,6	1 217	2,0	4 286	7,1
2005	1 022	1,7	472	0,8	503	0,8	548	0,9	289	0,5	348	0,6	1 104	1,8	4 286	7,0
2006	1 051	1,7	509	0,8	563	0,9	528	0,9	259	0,4	391	0,6	1 032	1,7	4 333	7,0
2007	1 061	1,7	569	0,9	529	0,9	672	1,1	231	0,4	363	0,6	1 149	1,9	4 574	7,4
2008	1 018	1,6	572	0,9	587	0,9	751	1,2	237	0,4	353	0,6	1 086	1,7	4 604	7,4
2009	1 052	1,7	617	1,0	552	0,9	764	1,2	249	0,4	369	0,6	1 111	1,8	4 714	7,6
2010	976	1,6	568	0,9	583	0,9	843	1,3	282	0,5	311	0,5	1 073	1,7	4 636	7,4
2011	987	1,6	500	0,8	495	0,8	972	1,6	229	0,4	379	0,6	1 209	1,9	4 771	7,6
2012	840	1,3	503	0,8	496	0,8	911	1,5	219	0,4	339	0,5	1 228	2,0	4 536	7,3
<b>Taux de variation annuel moyen en % [IC95%]</b>																
	-3,0 [-3,7 ; -2,4]		-0,7 [-1,6 ; 0,3]		-2,6 [-3,4 ; -1,9]		7,1 [5,3 ; 8,9]		-1,1 [-2,3 ; 0,03]		-2,3 [-3,4 ; -1,2]		-2,9 [-3,7 ; -2,0]		-1,3 [-1,8 ; -0,8]	
<b>65 ans et plus</b>																
2000	9 080	15,2	2 657	4,4	383	0,6	600	1,0	158	0,3	284	0,5	2 519	4,2	15 681	26,2
2001	8 987	14,8	2 333	3,8	343	0,6	580	1,0	173	0,3	290	0,5	2 660	4,4	15 366	25,3
2002	9 245	15,0	2 341	3,8	350	0,6	545	0,9	200	0,3	238	0,4	2 525	4,1	15 444	25,1
2003	9 393	15,1	2 292	3,7	394	0,6	568	0,9	219	0,4	255	0,4	2 491	4,0	15 612	25,1
2004	8 297	13,2	2 156	3,4	354	0,6	451	0,7	185	0,3	248	0,4	2 291	3,6	13 982	22,2
2005	8 525	13,4	2 215	3,5	360	0,6	458	0,7	204	0,3	217	0,3	2 505	3,9	14 484	22,7
2006	8 017	12,5	2 290	3,6	365	0,6	479	0,7	199	0,3	244	0,4	2 356	3,7	13 950	21,7
2007	8 188	12,7	2 258	3,5	379	0,6	497	0,8	216	0,3	220	0,3	2 485	3,8	14 243	22,0
2008	8 356	12,8	2 375	3,6	371	0,6	614	0,9	200	0,3	248	0,4	2 681	4,1	14 845	22,7
2009	8 572	13,0	2 443	3,7	345	0,5	825	1,2	196	0,3	287	0,4	2 871	4,3	15 539	23,5
2010	8 696	13,0	2 594	3,9	401	0,6	937	1,4	192	0,3	253	0,4	2 954	4,4	16 027	24,0
2011	8 507	12,5	2 345	3,4	360	0,5	1 041	1,5	206	0,3	344	0,5	2 936	4,3	15 739	23,1
2012	8 741	12,5	2 391	3,4	403	0,6	1 126	1,6	175	0,2	373	0,5	3 504	5,0	16 713	23,8
<b>Taux de variation annuel moyen en % [IC95%]</b>																
	-3,4 [-3,8 ; -2,9]		-2,0 [-2,7 ; -1,4]		-0,9 [-1,8 ; < -0,0]		3,4 [1,9 ; 5,0]		-1,4 [-2,6 ; -0,2]		0,2 [-0,9 ; 1,3]		-0,5 [-1,3 ; 0,3]		-2,0 [-2,5 ; -1,6]	
<b>Taux de variation annuel moyen « Tous âges » en % [IC95%]</b>																
	-3,3 [-3,7 ; -2,9]		-1,8 [-2,3 ; -1,2]		-2,3 [-2,9 ; -1,6]		4,6 [3,2 ; 5,9]		-1,6 [-2,4 ; -0,7]		-1,3 [-2,2 ; -0,4]		-2,1 [-2,9 ; -1,3]		-2,2 [-2,6 ; -1,7]	

Figure 3

**Ratio par rapport à l'année 2000 des effectifs de décès par accident de la vie courante selon l'âge, France métropolitaine, 2000-2012**



comme l'Angleterre et le Pays de Galles, où l'on parle « d'augmentation exagérée »<sup>25</sup>. Il est donc difficile de tirer des conclusions sur ces évolutions : augmentation artificielle ou réelle des décès par intoxication accidentelle en lien avec l'alcool ?

Le manque de précision des certificats de décès sur l'accident (22% des AcVC sont codés « autres accidents non précisés ») induit une sous-estimation des différents AcVC. Une étude a comparé entre plusieurs pays les décès ayant pour code X59<sup>26</sup>. C'est en Suède que la proportion était la plus importante, avec 33% des décès codés X59, alors qu'elle n'était que de 17% en Australie, 13% à Taiwan et 7% aux États-Unis. Le faible pourcentage aux États-Unis est dû au fait que des items plus précis sur l'AcVC ont été ajoutés sur le certificat de décès (date, lieu, accident du travail, description des circonstances de l'AcVC en texte libre, etc.). En Australie, les résultats des enquêtes des coroners sont utilisés pour compléter les certificats de décès ; des recommandations sont adressées aux médecins certificateurs pour qu'ils reportent suffisamment d'informations afin que les décès soient correctement classés, ce qui contribuerait à une meilleure prévention des AcVC<sup>26</sup>. Afin de corriger ces imprécisions, nous avons attribué à des chutes les accidents non précisés avec une lésion « Fracture du col du fémur ». Des études ont montré que les fractures du col du fémur chez les personnes de 65 ans et plus étaient la conséquence d'une chute dans 87% à 98% des cas<sup>7,8</sup>. Ce type d'imputation a été exploré pour d'autres accidents avec lésions très spécifiques comme les « corps étrangers dans les voies respiratoires », les « asphyxies », qui pourraient être ajoutés aux suffocations, et les lésions « intoxications » ou « effets toxiques », qui pourraient être ajoutées aux intoxications. Mais ces possibilités d'imputations restent

limitées : le gain n'est que d'environ 100 cas sur près de 5 000 décès dont la cause accidentelle n'est pas connue. De plus, leurs valeurs n'ont pas été démontrées dans la littérature.

Une étude a estimé le nombre d'accidents mortels liés au travail à 1 557 sur trois années (2002-2004) en France, répartis en 905 accidents du travail (chute de hauteur, machines, etc.) et 652 accidents de la circulation dans le cadre du travail<sup>27</sup>. Ces derniers sont exclus des AcVC. Quant aux 905 décès par accident du travail hors circulation, ils sont difficilement repérables dans les données du CépiDc, et donc inclus par excès dans les décès par AcVC. On peut donc estimer que les résultats présentés ici surestiment d'environ 300 par an le nombre de décès par AcVC.

Les personnes âgées de 65 ans et plus contribuent à la grande majorité des décès par AcVC et, dans plus de la moitié des cas, ces décès font suite à une chute. Par ailleurs, les conséquences de ces chutes, lorsqu'elles ne sont pas mortelles, sont lourdes en termes de santé publique : séquelles physiques, perte d'autonomie et fragilisation de l'état de santé initial<sup>28-30</sup>. La prévention des chutes chez les personnes âgées passe par la prise en compte de facteurs prédictifs, bien identifiés dans la littérature<sup>31-33</sup>. Les recommandations et les actions de prévention des chutes chez les personnes âgées sont nombreuses. Un essai contrôlé randomisé multicentrique, Ossébo, a permis de mesurer l'efficacité sur le risque de chute d'actions comme l'activité physique régulière et encadrée chez des femmes âgées vivant à domicile<sup>32</sup>.

Malgré une diminution importante, il reste que 221 enfants sont décédés d'un AcVC en 2012. La grande majorité de ces accidents est évitable<sup>34</sup>. Les données de mortalité, qui permettent une description

par cause, ne sont pas suffisantes pour comprendre les événements et la chronologie ayant conduit au décès. La mise en place en 2016 du système de surveillance « Analyse détaillée des décès par traumatismes d'enfants de moins de 15 ans, ADT » permettra de décrire en détail les circonstances de survenue des traumatismes à l'origine des décès, d'analyser les facteurs de risque et d'en mesurer l'évitabilité. Ses résultats permettront de mettre à jour les messages de prévention, de mieux cibler les populations à risque et d'améliorer la réglementation sur les produits dangereux<sup>35</sup>.

La prévention des AcVC est complexe à mettre en œuvre, car il existe une multitude d'accidents : différents type de chutes (défenestrations accidentelles, chutes à vélo, chutes dans les escaliers, chutes de cheval, etc.) et les risques sont différents selon les populations (enfants d'âge préscolaire, personnes âgées, etc.). Quelques campagnes et actions de prévention ont été évaluées selon différentes méthodes : des post-tests ont été faits auprès de parents d'enfants soumis au risque d'AcVC<sup>36</sup>, des actions de prévention avec essais contrôlés randomisés avec un groupe témoin et un groupe soumis à l'intervention<sup>32</sup>, une revue de littérature des programmes et actions de prévention des AcVC chez les enfants<sup>37</sup>. Ces mesures d'efficacité ne sont pas systématiques et devraient être généralisées aux nombreuses actions dans le domaine de l'accidentologie. ■

## Références

- [1] Baker SP, O'Neill B, Ginsburg MJ, Li G. *The Injury Fact Book*. 2 ed. Oxford: Oxford University Press; 1992. 368 p.
- [2] Loi n° 2016-41 du 26 janvier 2016 de modernisation de notre système de santé. JO n°0022 du 27/01/2016. [www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000031912641&categorieLien=id](http://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000031912641&categorieLien=id)
- [3] Thélot B. Traumatismes. In: Astagneau P, Ancelle T (dir.). *Surveillance épidémiologique*. Paris: Lavoisier; 2011. p. 213-20.
- [4] Barry Y, Lasbeur L, Thélot B. Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2008. *Bull Epidemiol Hebd*. 2011;(29-30):328-32. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=9625](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=9625)
- [5] Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, Inserm. *Statistiques des causes médicales de décès*. [Internet]. <http://www.cepidc.inserm.fr/inserm/html/index2.htm>
- [6] Thélot B, Ermanel C, Jouglu E, Pavillon G. Classification internationale des maladies : listes de référence pour l'analyse des causes de décès par traumatisme en France. *Bull Epidemiol Hebd*. 2006;(42):323-8. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=4507](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=4507)
- [7] Panula J, Pihlajamäki H, Mattila V, Jaatinen P, Vahlberg T, Aarnio P, et al. Mortality and cause of death in hip fracture patients aged 65 or older: a population-based study. *BMC Musculoskelet Disord*. 2011;12:105.
- [8] Nyberg L, Gustafson Y, Berggren D, Brännström B, Bucht G. Falls leading to femoral neck fractures in lucid older people. *J Am Geriatr Soc*. 1996;44(2):156-60.
- [9] Bouche G, Lepage B, Migeot V, Ingrand P. Intérêt de la détection et de la prise en compte d'une surdispersion dans un modèle de Poisson : illustration à partir d'un exemple. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 2009;57(4):285-96.

- [10] Bashir S, Esteve J. Analysing the difference due to risk and demographic factors for incidence or mortality. *Int J Epidemiol*. 2000;29(5):878-84.
- [11] Zimmermann N, Bauer R. Injuries in the European Union: summary 2002-2004. Vienne (Aut): Eurostat; 2006. [http://ec.europa.eu/health/ph\\_determinants/environment/IPP/documents/InjuriesEU\\_sum\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/health/ph_determinants/environment/IPP/documents/InjuriesEU_sum_en.pdf)
- [12] Rogmans W. Les accidents domestiques et de loisirs des jeunes de moins de 25 ans dans l'Union Européenne : défis pour demain. *Santé Publique*. 2000;12(3):283-98.
- [13] Mladovsky P, Allin S, Masseria C, Hernandez-Quevedo C, McDaid D, Mossiados E. Injuries and accident. In: *Health in the European Union: Trends and analysis*. Copenhagen: European Observatory on Health Systems and Policies, 2009. p. 63-73. <http://www.euro.who.int/en/about-us/partners/observatory/publications/studies/health-in-the-european-union.-trends-and-analysis>
- [14] Nagaraja J, Menkedick J, Phelan KJ, Ashley P, Zhang X, Lanphear B. Deaths from residential injuries in US children and adolescents, 1985-1997. *Pediatrics*. 2005;116(2):454-61.
- [15] Runyan CW, Casteel C, Perks D, Black C, Marshall SW, Johnson RM, et al. Unintentional injuries in the home in the United States. Part I: mortality. *Am J Prev Med*. 2005;28(1):73-9.
- [16] Belanger F, Ung A. Analyse de la mortalité par traumatisme en Europe. *Projet Anamort*. Rapport d'activité final. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2008. 16 p. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=10054](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10054)
- [17] Ma J, Ward EM, Siegel RL, Jemal A. Temporal trends in mortality in the United States, 1969-2013. *JAMA*. 2015;314(16):1731-9.
- [18] Henley G, Harrison J. Trends in injury deaths, Australia:1999-00 to 2009-10. Canberra: Australian Institute of Health and Welfare; 2014. 149 p. <http://www.aihw.gov.au/WorkArea/DownloadAsset.aspx?id=60129550961>
- [19] Granié MA. Gender stereotype conformity and age as determinants of preschoolers' injury-risk behaviors. *Accid Anal Prev*. 2010;42(2):726-33.
- [20] Granié MA. Genre et rapport au risque : de la compréhension au levier pour l'action. *Questions Vives*. 2013;9(19):23.
- [21] Hillier LM, Morrongoiello BA. Age and gender differences in school-age children's appraisals of injury risk. *J Pediatr Psychol*. 1998;23(4):229-38.
- [22] Organisation mondiale de la santé. *Rapport mondial sur la prévention des traumatismes chez l'enfant*. Genève: OMS; 2008. 44 p. [http://www.who.int/violence\\_injury\\_prevention/child/injury/world\\_report/fr/](http://www.who.int/violence_injury_prevention/child/injury/world_report/fr/)
- [23] Rockett IR, Hobbs G, De Leo D, Stack S, Frost JL, Ducatman AM, et al. Suicide and unintentional poisoning mortality trends in the United States, 1987-2006: two unrelated phenomena? *BMC Public Health*. 2010;10:705.
- [24] Organisation mondiale de la santé. *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes*. Dixième révision. Genève: OMS; 2008.
- [25] Office for National Statistics. *Injury and poisoning mortality in England and Wales, 2011*. Statistical Bulletin. 13 February 2013. 19 p. [http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171778\\_299446.pdf](http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171778_299446.pdf)
- [26] Lu TH, Walker S, Anderson RN, McKenzie K, Bjorkenstam C, Hou WH. Proportion of injury deaths with unspecified external cause codes: a comparison of Australia, Sweden, Taiwan and the US. *Inj Prev*. 2007;13(4):276-81.
- [27] Brière J, Chevalier A, Imbernon E. Les accidents mortels d'origine professionnelle en France, 2002-2004. *Bull Epidemiol Hebd*. 2012;(22-23):264-7. [http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice\\_display&id=10751](http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10751)

- [28] Activité physique et prévention des chutes chez les personnes âgées. Expertise collective. Paris: Éditions Inserm; 2015. <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/154000352/index.shtml>
- [29] Oberlin P, Mouquet MC. Les fractures du col du fémur en France entre 1998 et 2007 : quel impact du vieillissement ? Études et Résultats (Drees). 2010;(723):1-6. <http://drees.social-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/les-fractures-du-col-du-femur-en-france-entre-1998-et-2007-quel-impact-du>
- [30] Thomas KE, Stevens JA, Sarmiento K, Wald MM. Fall-related traumatic brain injury deaths and hospitalizations among older adults – United States, 2005. *J Safety Res.* 2008;39(3):269-72.
- [31] Haute Autorité de santé. Prévention des chutes accidentelles chez la personne âgée. Saint-Denis: HAS; 2005. 69 p. [http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c\\_272503/fr/prevention-des-chutes-accidentelles-chez-la-personne-agee](http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_272503/fr/prevention-des-chutes-accidentelles-chez-la-personne-agee)
- [32] El-Khoury F, Cassou B, Latouche A, Aegerter P, Charles MA, Dargent-Molina P. Effectiveness of two year balance training programme on prevention of fall induced injuries in at risk women aged 75-85 living in community: Ossebo randomised controlled trial. *BMJ.* 2015;351:h3830.
- [33] Zecevic AA, Salmoni AW, Speechley M, Vandervoort AA. Defining a fall and reasons for falling: comparisons among the views of seniors, health care providers, and the research literature. *Gerontologist.* 2006;46(3):367-76.
- [34] Philippakis A, Hemenway D, Alexe DM, Dessypris N, Spyridopoulos T, Petridou E. A quantification of preventable unintentional childhood injury mortality in the United States. *Inj Prev.* 2004;10(2):79-82.
- [35] Lasbeur L, Thélot B. Mise en place d'un système de surveillance épidémiologique de la mortalité par traumatisme chez les enfants de moins de 15 ans en France métropolitaine. *Arch Pediatr.* 2014;21(11):1180-6.
- [36] Girard D. Évaluation de la campagne de prévention des accidents par défenestration et intoxications accidentelles chez les jeunes enfants. Saint-Denis: Institut national de prévention et d'éducation pour la santé; 2012. 22 p. <http://inpes.santepubliquefrance.fr/evaluation/inpes-evaluation/evaluation03.asp>
- [37] Nguyen Thanh V, Clément J, Thélot B, Richard J, Lamboy B, Arwidson P. Les interventions efficaces en prévention des accidents de la vie courante chez les enfants : une synthèse de littérature. *Santé Publique.* 2015;27(4):481-9.

#### Citer cet article

Lasbeur L, Thélot B. Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2012. *Bull Epidémiol Hebd.* 2017;(1):2-12. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/1/2017\\_1\\_1.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/1/2017_1_1.html)

## ANALYSE DE LA MORTALITÉ PAR CAUSE : PONDÉRATION DES CAUSES MULTIPLES

// ANALYSIS OF CAUSE-RELATED MORTALITY: WEIGHTING MULTIPLE CAUSES

Grégoire Rey<sup>1</sup> (gregoire.rey@inserm.fr), Clara Piffaretti<sup>1</sup>, Claire Rondet<sup>1</sup>, Agathe Lamarche-Vadel<sup>1</sup>, Margarita Moreno-Betancur<sup>1,2,3</sup>

<sup>1</sup> Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès – Institut national de la santé et de la recherche médicale (CépiDc-Inserm), Le Kremlin-Bicêtre, France

<sup>2</sup> Clinical Epidemiology and Biostatistics Unit, Murdoch Children's Research Institute, Melbourne, Australia

<sup>3</sup> Department of Epidemiology and Preventive Medicine, Monash University, Melbourne, Australia

Soumis le 03.10.2016 // Date of submission: 10.03.2016

### Résumé // Abstract

**Objectif** – L'analyse des données de mortalité est essentielle à l'observation en santé publique. Dans un contexte où les décès sont souvent attribuables à plusieurs maladies, cet article présente une nouvelle méthode permettant de réévaluer les taux standardisés de mortalité par cause, en considérant plusieurs causes par décès.

**Méthode** – À partir des données de la base nationale des causes de décès en 2010, nous avons calculé des taux standardisés de mortalité par cause en utilisant : la cause initiale de décès et deux stratégies de pondération des causes multiples (PCM), qui attribuent un poids aux différentes causes mentionnées sur le certificat de décès.

Pour chaque décès, la somme des poids est égale à 1. Ainsi, l'influence de chaque décès sur les taux de mortalité reste la même. Les variations relatives des taux standardisés de mortalité selon les deux stratégies PCM par rapport aux taux obtenus avec la méthode en cause initiale ont été calculées.

**Résultats** – L'utilisation d'une stratégie de pondération modifiait sensiblement la distribution des taux standardisés par cause. La variation relative du taux standardisé de mortalité obtenue avec la seconde stratégie PCM était supérieure à 20% pour cinq catégories de maladies : maladies génito-urinaires, hématologiques, endocriniennes, dermatologiques et troubles mentaux.

**Conclusion** – Cette nouvelle méthode de pondération permet d'exploiter en totalité les causes médicales du certificat de décès pour tenir compte du caractère pluricausal de la mortalité et d'obtenir ainsi des indicateurs de mortalité par cause plus pertinents pour la santé publique.

**Objective** – The analysis of mortality data is important for public health monitoring. In a context where deaths are often caused by more than one disease, this article presents a new method for reevaluating standardized mortality rates by disease, by considering multiple causes of death.

**Method** – Using data from the French National Cause-of-Death Register in 2010, we calculated standardized mortality rates by cause using: only the underlying cause of death and two experimental weighting multiple cause of death (WMC) strategies, that assign a weight to each cause mentioned on the death certificate.

The sum of the weights for each death always equaled 1, so that each death had an equal influence on death rates. Relative variations of standardized deaths rates were estimated according to the two WMC strategies, compared with the rates obtained with the classic method.

**Results** – The use of a weighting strategy changed substantially the distribution of standardized rates by cause. The relative increase of standardized mortality rates obtained with the second WMC strategy exceeded 20% in five categories: genitourinary diseases, blood diseases, endocrine diseases, skin diseases and mental disorders.

**Conclusion** – This new weighting method allows to study in depth the medical causes of the death certificate to reflect the multi-causal nature of mortality. Thus, it enables to obtain more relevant cause-specific mortality indicators for public health.

**Mots-clés** : Cause de décès, Part attribuable, Méthode statistique  
// **Keywords**: Cause of death, Attributable fraction, Statistical method

### Introduction

L'analyse des données de mortalité est essentielle au développement et à l'évaluation des politiques de santé. L'importance des données concernant les causes de décès se traduit par des efforts internationaux

considérables de standardisation des certificats de décès et des règles de codage de la classification internationale des maladies (CIM) par l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Le volet médical du certificat de décès, au format international, comprend deux parties. Dans la partie I, le médecin décrit le

processus morbide principal ayant conduit au décès avec, sur la première ligne, la cause immédiate, c'est à dire la dernière ayant directement entraîné la mort, et sur la dernière ligne renseignée, la cause initiale à l'origine du processus morbide. Ainsi, la partie I comprend l'enchaînement causal provoqué par la cause initiale. Dans la partie II, toutes les autres maladies qui ont pu contribuer à la mort sont signalées. Les certificats ne sont pas toujours correctement remplis, raison pour laquelle il existe un ensemble de règles de l'OMS pour sélectionner la cause initiale de décès<sup>1</sup>. Les statistiques de mortalité déclinées par cause sont principalement basées sur une unique cause par décès, le plus souvent la cause initiale de décès (méthode classique). Toutefois, l'hypothèse que tous les décès sont attribuables à une seule cause est remise en question. Dans le contexte d'une population vieillissante et d'une diminution du poids des maladies infectieuses sur la mortalité au profit des maladies chroniques et neurodégénératives, plusieurs maladies peuvent être considérées comme une des causes du décès<sup>2</sup>.

Par ailleurs, les pays industrialisés utilisent de façon croissante des logiciels de codage automatique permettant de traiter et de conserver toutes les causes mentionnées sur le certificat de décès.

C'est pourquoi l'utilisation de méthodes dites en « causes multiples » de décès est de plus en plus répandue. Ce terme recouvre toute approche qui prend en compte d'autres causes que la cause initiale signalée sur le certificat de décès. Par exemple, des taux de mortalité associés à une maladie sont recalculés en considérant toute mention de celle-ci sur le certificat<sup>3</sup>.

La méthode classique ne permet pas d'intégrer la possibilité qu'un décès soit attribuable à plusieurs causes simultanément, et donc ne permet pas de refléter la part imputable à chacune dans un décès. La méthode « toute mention », quant à elle, considère indistinctement toutes les causes relatives à un décès et utilise comme unité statistique la cause de décès et non plus le décès. Ceci peut amener à dénombrer plusieurs fois le même décès dans des calculs s'intéressant à différentes maladies, ainsi qu'à des indicateurs par maladie difficilement comparables et à une surestimation de la puissance statistique des analyses. Par ailleurs, la méthode « toute mention » attribue de façon égale un décès aux différentes causes mentionnées sur le certificat, sans distinguer de causes potentiellement plus contributives que d'autres au décès.

Le présent article vise à proposer une méthode de pondération des causes multiples de décès issues des certificats de décès. Il applique ensuite cette méthode à la mesure de la mortalité attribuable aux différentes causes. Il reprend les éléments d'articles précédemment publiés<sup>4,5</sup>.

## Matériel et méthodes

### Cadre conceptuel

La méthode proposée, dite de pondération des causes multiples (PCM), est basée sur l'attribution d'un poids positif ou nul à chaque cause mentionnée

sur le certificat de décès. Pour chaque certificat, la somme des poids de toutes les causes mentionnées est égale à 1. L'objectif de cette méthode est de permettre à toutes les causes qui contribuent au décès d'être prises en compte dans les analyses, tout en assurant que chaque décès ait une influence égale dans l'analyse quel que soit le nombre de causes mentionnées. Idéalement, le poids attribué à chaque maladie doit refléter l'importance relative de son rôle causal dans la survenue du décès. Il est important de considérer qu'à ce jour, le choix des stratégies d'attribution des poids est sujet à avis d'experts, tout comme l'est le choix de la cause initiale. À ce stade, l'utilisation de la méthode PCM doit être considérée comme une analyse de sensibilité.

### Données

Pour illustrer les conséquences de l'application de cette nouvelle méthode sur la part de mortalité attribuable aux différentes causes, les données concernant tous les décès survenus en France au cours de l'année 2010 ont été utilisées. Toutes les causes de décès déclarées sur le certificat de décès ont été extraites, y compris la cause initiale de décès, codée par l'Inserm (Institut national de la santé et de la recherche médicale) – CépiDc (Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès) au moyen de la CIM-10 (Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision).

Le regroupement des causes de décès en 17 chapitres a été utilisé. Les codes non pertinents, c'est à dire ne se référant pas à des maladies ou à des causes externes (chapitres I à XVIII et chapitre XX de la CIM-10) ont été exclus. Aucun de ces codes exclus ne peut être retenu comme cause initiale. Il s'agit des facteurs de risque, antécédents familiaux, circonstances socioéconomiques et psychosociales, types de blessures et d'empoisonnements et certaines autres conséquences de causes externes (commençant par la lettre S, T, U ou Z, ce qui correspond aux chapitres XIX, XXI et XXII de la CIM-10).

### Analyses statistiques

Les décès ont été dénombrés par groupe de causes de décès selon que celles-ci sont retenues en cause initiale ou sont mentionnées sur le certificat. Nous avons également examiné le nombre moyen de causes déclarées sur les certificats de décès.

Nous avons ensuite calculé les taux standardisés de mortalité selon l'âge et le sexe pour chaque groupe de causes de décès en utilisant : a) la méthode classique, en ne considérant que la cause initiale de décès et b) les deux stratégies de la méthode PCM décrites ci-dessous.

### Stratégies de pondération des causes multiples

Deux stratégies de pondération sont proposées pour appliquer la méthode PCM. Elles sont exposées ci-dessous et illustrées dans le tableau 1.

- La première stratégie de pondération (PCM<sub>1</sub>) attribue un poids égal à chaque cause déclarée sur le certificat de décès. Ainsi, si la cause c

est mentionnée sur le certificat  $i$  et un total de causes  $n_i$  sont rapportés, le poids attribué à la cause  $c$  est :

$$w_{c,i} := \frac{1}{n_i}$$

- La seconde stratégie de pondération (PCM<sub>2</sub>) attribue un poids  $w^{CI}$  à la cause sélectionnée comme cause initiale de décès,  $w^{CI}$  étant une constante fixée entre 0 et 1, et le poids restant est distribué entre les autres causes mentionnées sur la partie II du certificat, comme suit :

$$w_{c,i} := \begin{cases} w^{CI}, & \text{si } c \text{ est la cause initiale} \\ \frac{1 - w^{CI}}{n_{II,i}}, & \text{si } c \text{ n'est pas la cause initiale} \\ & \text{et est mentionnée en partie II} \\ 0, & \text{si } c \text{ n'est pas la cause initiale} \\ & \text{et est mentionnée en partie I} \end{cases}$$

Où  $n_{II,i}$  est le nombre de causes mentionnées en partie II du certificat de décès, à l'exception de la cause initiale (si elle est reportée en partie II, ce qui peut arriver suite à l'application de certaines règles de codage de l'OMS). Si une seule cause est mentionnée sur le certificat, celle-ci est nécessairement la cause initiale et a un poids  $w_{c,i}$  de 1. Cette stratégie vise à ne prendre en compte, en plus de la cause initiale, que les causes considérées sur un chemin causal différent de celui du processus morbide principal qui commence par la cause initiale. C'est pourquoi les causes mentionnées en partie I, qui font partie de l'enchaînement causal provoqué par la cause initiale, se voient attribuer un poids nul. L'étude de ces processus morbides distincts est ainsi d'interprétation causale plus simple. C'est pourquoi nous détaillons plus précisément dans la suite les variations obtenues avec cette stratégie que nous considérons plus intéressante.

Dans la méthode classique en cause initiale,  $w^{CI} = 1$ , ce qui signifie que le décès est attribué intégralement

à la cause initiale, indépendamment des autres causes mentionnées. En attribuant un poids inférieur à la cause initiale de décès, il est possible de distribuer le poids restant entre d'autres causes. Dans cette phase exploratoire, la valeur retenue de  $w^{CI}$  a fait l'objet d'un choix arbitraire, tout comme l'est le choix  $w^{CI} = 1$ . Dans le cas de l'application de la stratégie PCM<sub>2</sub>, il est aisément vérifiable empiriquement et sur le plan théorique que la distribution de la mortalité par cause obtenue avec un poids variant entre deux bornes se situe entre les distributions obtenues pour ces deux bornes. C'est pourquoi, dans nos analyses, nous avons fixé une constante relativement faible de 0,5 pour mieux illustrer l'impact de la méthode PCM<sub>2</sub> comparée à la méthode classique.

### Calcul de taux standardisés à partir de la méthode PCM

Une fois les poids affectés à chacune des causes pour chaque certificat en utilisant une des stratégies de la méthode PCM, des taux de mortalité standardisés sur l'âge (ici groupé en tranches de 5 ans) et le sexe peuvent être calculés pour chaque cause de la façon suivante.

Premièrement, la somme des poids attribués à la cause  $c$  pour tous les individus  $i$  est calculée dans le groupe d'âge  $a$  et de sexe  $s$  comme :

$$w_{a,s,c} = \sum_{i \in DC_{a,s}} w_{c,i}$$

où  $DC_{a,s}$  est l'ensemble des décès d'âge  $a$  et de sexe  $s$  et  $w_{c,i}$  est le poids attribué à la cause  $c$  sur le certificat de décès de l'individu  $i$ .

Puis le taux standardisé de mortalité pour la cause  $c$  est obtenu par :

$$T_c^{std} = \frac{1}{\sum_{a,s} pop_{a,s}^{ref}} \times \sum_{a,s} \left( \frac{w_{a,s,c}}{pop_{a,s}} \times pop_{a,s}^{ref} \right)$$

Tableau 1

### Application des stratégies de pondération à un certificat de décès. Poids attribués à un certificat renseigné de façon correcte

Certificat de décès			Méthode		
			Cause initiale	Stratégies de pondération des causes multiples (PCM)	
				PCM <sub>1</sub>	PCM <sub>2</sub> <sup>1</sup>
Partie I	a	Pneumonie	0	1/5 = 0,2	0
	b	Insuffisance respiratoire chronique	0	1/5 = 0,2	0
	c	BPCO <sup>2</sup>	1	1/5 = 0,2	$w^{CI} = 0,5$
	d	-	-	-	-
Partie II		Diabète	0	1/5 = 0,2	0,5/2 = 0,25
		Démence	0	1/5 = 0,2	0,5/2 = 0,25

<sup>1</sup> Le poids  $w^{CI}$  de la cause initiale pour cette stratégie est fixé à 0,5.

<sup>2</sup> La bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO) est la cause initiale.

**Lecture :** Pour ce certificat, l'application de la méthode classique conduit à attribuer un poids de 1 à la cause initiale, ici la BPCO, et un poids nul à toutes les autres maladies renseignées. L'application de la méthode PCM<sub>1</sub> conduit à attribuer un poids égal, soit 1 divisé par le nombre de causes mentionnées, ici 5, donc 0,2 à toutes les maladies renseignées sur le certificat. L'application de la méthode PCM<sub>2</sub> conduit à appliquer un poids nul aux causes mentionnées au-dessus de la cause initiale, un poids  $w^{CI}$  fixé *a priori* à 0,5 pour la cause initiale et le poids restant, 1-0,5=0,5 réparti entre les deux causes mentionnées en partie II, soit 0,5/2=0,25.

où  $pop_{a,s}^{ref}$  et  $pop_{a,s}$  sont respectivement les effectifs des populations de référence et d'étude, dans le groupe d'âge  $a$  et de sexe  $s$ .

La population de référence utilisée dans cette étude était la population Standard UE-27 + EFTA publiée par Eurostat en 2013.

Pour chaque cause, nous avons calculé globalement, par groupe d'âge et par sexe, la variation relative du taux standardisé de mortalité en fonction de la stratégie de la méthode PCM, par rapport au taux obtenu avec la méthode en cause unique.

## Résultats

### Description des données

Un total de 552 571 décès a été enregistré en France en 2010. En moyenne, 3,4 causes de décès étaient renseignées par certificat.

Les variations du nombre moyen de causes mentionnées sur le certificat par âge étaient faibles : 80% des décès sont survenus entre 55 ans et 93 ans, avec un nombre moyen de causes compris entre 3,2 et 3,6 (figure). Cependant, le nombre moyen de causes était plus faible pour les 15-34 ans (entre 2,6 et 3,1 causes).

Les catégories de causes initiales de décès associées aux nombres moyens de causes mentionnées les plus élevés étaient les maladies du système musculo-squelettique, de la peau, endocriniennes, et hématologiques (tableau 2). Ces mêmes catégories étaient associées à un ratio élevé du nombre de mentions de ces causes sur le nombre de décès avec ces causes retenues comme cause initiale. Cependant, pour la catégorie des états morbides mal définis, ce ratio était le plus élevé alors que le nombre moyen de causes reportées était le plus faible.

### Variation relative des taux standardisés de mortalité selon la stratégie de pondération

Dans la suite, nous commentons uniquement les résultats obtenus avec la stratégie PCM<sub>2</sub>, théoriquement la plus simplement interprétable et intéressante.

Avec cette stratégie, l'augmentation relative du taux standardisé de mortalité est supérieure à 20% pour cinq catégories de causes de décès : les maladies génito-urinaires, hématologiques, endocriniennes, dermatologiques et les troubles mentaux (tableau 3). Avec un niveau plus fin de regroupement de causes, d'autres sous-catégories ressortent, comme les pathologies rhumatismales (telles que l'arthrite rhumatoïde et l'ostéoarthrite, avec 44% d'augmentation – résultats non montrés). Enfin, une variation nulle ou faiblement à la baisse était observée pour les maladies cardiovasculaires, les maladies du système respiratoire et les affections périnatales.

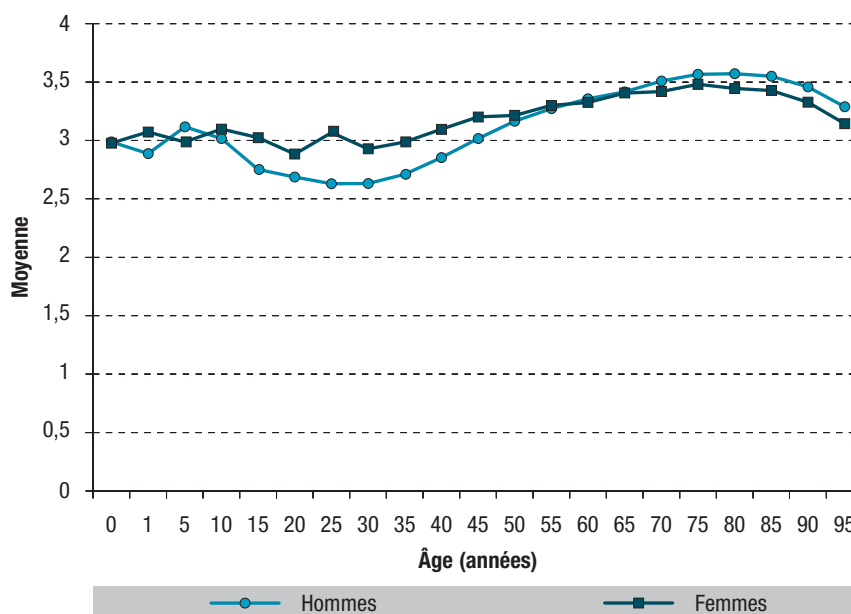
En particulier, comme attendu, notre méthode entraîne une diminution du poids des causes quasi-systématiquement retenues comme cause initiale lorsqu'elles sont mentionnées sur un certificat de décès. C'est le cas des causes externes, des tumeurs, des malformations congénitales et des maladies du système digestif. Cette diminution était particulièrement nette avec la stratégie PCM<sub>1</sub>, notamment pour les catégories de causes initiales pour lesquelles le nombre de causes associées était élevé, puisque cette stratégie n'attribue pas à la cause initiale un poids plus élevé qu'aux autres causes.

## Discussion

Nos résultats retrouvent les augmentations du poids que prennent certaines catégories de maladies dans la mortalité, déjà identifiées dans des études

Figure

Nombre moyen de causes mentionnées par certificat de décès selon l'âge et le sexe, France, 2010



Exemple de lecture : Pour les décès survenus chez les hommes entre 35 et 39 ans, 2,71 causes sont, en moyenne, mentionnées par certificat.



Tableau 2

### Ratio entre dénombrement des décès « toutes mentions » et en cause initiale des causes mentionnées sur le certificat de décès

17 catégories de causes de décès	Nombre de décès		Ratio (a)/(b)	Moyenne du nombre de causes <sup>1</sup>
	Toute mention (a)	Cause initiale (b)		
Maladies musculo-squelettiques	11 692	3 744	3,12	4,58
Maladies dermatologiques	10 506	1 459	7,20	4,37
Maladies endocriniennes	87 782	20 069	4,37	4,27
Maladies hématologiques	14 957	2 313	6,47	4,17
Maladies du système digestif	71 738	23 954	2,99	3,97
Maladies génito-urinaires	49 293	9 979	4,94	3,90
Maladies infectieuses	48 977	11 129	4,40	3,88
Malformations congénitales	3 072	1 548	1,98	3,78
Troubles mentaux	65 044	18 265	3,56	3,70
Causes externes	50 000	38 671	1,29	3,65
Maladies du système respiratoire	140 936	32 640	4,32	3,55
Maladies cardiovasculaires	442 166	146 057	3,03	3,49
Maladies neurodégénératives	73 247	32 850	2,23	3,48
Grossesses, accouchements	149	74	2,01	3,47
Tumeurs	308 445	162 113	1,90	3,43
Affection de la période périnatale	5 137	1 457	3,53	3,33
États morbides mal définis	353 068	35 356	9,99	1,40
Autres	124 889			

<sup>1</sup> Le nombre moyen de causes de décès sur le certificat est calculé par catégorie de cause initiale de décès.

**Exemple de lecture :** en 2010, 65 044 mentions de trouble mental étaient dénombrées sur les certificats de décès. Parmi ceux-ci, le trouble mental était retenu pour 18 265 décès en tant que cause initiale, soit un ratio 65 044/18 265 égal à 3,56. Sur ces 18 265 certificats de décès, 3,70 causes étaient mentionnées, en moyenne.

préalables comme rarement sélectionnées en tant que cause initiale de décès et ayant un poids sous-estimé sur la mortalité avec la méthode classique. C'est le cas du diabète<sup>6-8</sup>, des pathologies dermatologiques et hématologiques<sup>9,10</sup> et des maladies rénales<sup>6,3</sup>. Certaines catégories de maladies pour lesquelles une augmentation de leur poids sur la mortalité est retrouvée en utilisant les méthodes de pondération étaient moins connues dans la littérature, comme les troubles mentaux<sup>11</sup> et les pathologies rhumatismales, en particulier l'arthrite rhumatoïde et l'ostéoarthritis<sup>12</sup>.

D'autres catégories de maladies, comme les maladies cardiovasculaires, n'étaient pas ou peu influencées par l'application de la stratégie PCM<sub>2</sub>, ce qui est également cohérent avec la littérature<sup>6</sup>. En revanche, contrairement à de précédents résultats<sup>6</sup>, notre étude retrouve une baisse du poids de plusieurs maladies sur la mortalité, comme la grippe ou les causes externes.

Une limite de cette étude, partagée par toutes les études traitant des causes multiples de décès, provient du fait que la qualité et la comparabilité des données sont imparfaites<sup>13-15</sup>. De plus, les nombreuses règles de codage ainsi que la multiplicité et la complexité des combinaisons de causes possibles sur un certificat peuvent entraîner des interprétations erronées. Cependant, les données de mortalité demeurent

une référence pour le suivi d'indicateurs de santé, et toutes les approches visant à améliorer leur exploitation doivent être considérées, notamment celles prenant en compte les causes multiples de décès. Les pays bénéficiant d'un recueil des causes multiples de décès similaire à la France sont de plus en plus nombreux grâce à l'adoption graduelle de logiciels internationaux de codage des causes de décès. Pour les autres pays, cette méthode pourrait être vue comme une incitation à mettre en place un système de recueil plus systématique des causes de décès.

La stratégie PCM<sub>2</sub> vise à prendre en compte uniquement la cause initiale et les causes contributives en partie II du certificat de décès, considérées comme appartenant à un chemin causal différent de celui du processus morbide principal menant au décès. Cette hypothèse n'est vraie que si le certificat de décès est complété correctement, ce qui est loin d'être systématique. D'autre part, cette stratégie est moins adaptée lorsque la question de recherche concerne plutôt des complications de la maladie que la maladie initiale elle-même. Lorsqu'un chercheur s'intéresse à une problématique spécifique, les causes à considérer peuvent être choisies en conséquence : par exemple, une étude sur des causes externes pourrait intégrer certains codes précisant le type de

Tableau 3

Variation relative des taux standardisés de mortalité<sup>1</sup>

Taux en cause initiale <sup>2</sup>	17 catégories de causes de décès	PCM <sub>1</sub> <sup>3</sup>	PCM <sub>2</sub> <sup>3</sup>
19,2	Maladies infectieuses	22%	- 14%
65,2	Causes externes	- 40%	- 13%
40,8	Maladies du système digestif	- 15%	- 11%
287,0	Tumeurs	- 36%	- 7%
59,3	Maladies du système respiratoire	22%	- 5%
250,1	Maladies cardiovasculaires	- 9%	- 1%
1,8	Affection de la période périnatale	7%	2%
0,1	Grossesses, accouchements	- 31%	3%
2,2	Malformations congénitales	- 41%	4%
53,1	Maladies neurodégénératives	- 29%	5%
6,2	Maladies musculo-squelettiques	- 28%	11%
58,4	États morbides mal définis	253%	15%
18,0	Maladies génito-urinaires	26%	24%
3,9	Maladies du sang	60%	26%
33,7	Maladies endocriniennes	3%	33%
30,1	Troubles mentaux	2%	34%
2,4	Maladies dermatologiques	69%	42%

<sup>1</sup> La variation relative du taux de mortalité standardisé pour une cause est calculée pour chaque stratégie de pondération des causes multiples (PCM) en comparaison avec le taux obtenu avec la méthode classique en cause initiale.

<sup>2</sup> Les taux standardisés de mortalité sont calculés pour 100 000 habitants.

<sup>3</sup> PCM<sub>1</sub> et PCM<sub>2</sub> : les deux stratégies de pondération des causes multiples.

**Exemple de lecture** : le taux standardisé en retenant la méthode classique, en cause initiale, pour les maladies génito-urinaires est de 18,0 pour 100 000 habitants. En appliquant la méthode PCM<sub>1</sub>, ce taux est de 26% supérieur au taux standardisé. En appliquant la méthode PCM<sub>2</sub>, ce taux est de 24% supérieur au taux standardisé.

traumatismes ou d'empoisonnement (commençant par les lettres S et T), exclus de la présente étude.

La principale limite relative à la méthode provient du fait que la pondération des causes multiples de décès ne permet d'obtenir qu'une vision synthétique du processus causal par lequel les maladies se combinent pour mener au décès<sup>5</sup>. Ainsi, en l'absence d'éléments externes venant objectiver le choix d'une stratégie de pondération ou de ses différents paramètres, l'attribution d'une valeur aux poids de pondération reste arbitraire et devra être accompagnée d'une analyse de sensibilité. À l'avenir, comme c'est le cas pour la cause initiale de décès aujourd'hui, la stratégie de pondération devrait faire l'objet d'un consensus international. De futurs travaux seraient nécessaires pour explorer la faisabilité d'estimer les poids comme les fractions attribuables aux différentes maladies pour chaque décès. Ces dernières estimations sont aussi limitées par la subjectivité qui entoure l'attribution de « responsabilité causale » à différentes maladies causant ensemble le décès. De plus, cela nécessiterait d'utiliser des bases de données longitudinales enregistrant les maladies et les événements dans le temps, ce qui en France n'est envisageable qu'à travers l'exploitation de bases de données médico-administratives. Enfin, il serait utile de construire des règles de décision internationales pour attribuer un rôle spécifique aux différentes causes mentionnées sur le certificat de décès,

par exemple les états morbides mal définis et l'arrêt cardiaque, qui devraient vraisemblablement avoir un faible poids attribué. Ces règles supplémentaires aideraient à distinguer de façon plus systématique les maladies présentes sur des chemins causaux différents, ce qui peut guider la stratégie de pondération. Ces efforts viendraient s'ajouter dans la continuité de ceux commencés depuis de nombreuses années vers la standardisation de la certification et du codage des décès au sein des pays et à l'international pour améliorer la comparabilité des statistiques obtenues à partir de ces données.

## Conclusion

La cause initiale de décès est une information importante, mais la contribution à la mortalité d'autres causes mentionnées sur le certificat de décès ne doit pas être négligée.

Les analyses exploratoires réalisées dans cette étude pour mesurer le poids des différentes maladies sur la mortalité sont prometteuses et suggèrent de nouvelles possibilités d'analyses des données de causes multiples de décès. L'utilisation de cette méthode de pondération dans l'étude étiologique de la mortalité attribuable à des causes, en particulier fondée sur des modèles de régression de Cox pour des données de survie, a été développée par ailleurs<sup>5</sup>. ■

## Références

- [1] ICD-10: International statistical classification of diseases and health-related problems. Vol. 2. Geneva: World Health Organization; 1992.
- [2] Israel RA, Rosenberg HM, Curtin LR. Analytical potential for multiple cause-of-death data. *Am J Epidemiol*. 1986;124(2):161-79.
- [3] Désesquelles AF, Salvatore MA, Pappagallo M, Frova L, Pace M, Meslé F, *et al*. Analysing multiple causes of death: Which methods for which data? An application to the cancer-related mortality in France and Italy. *Eur J Population*. 2012;28(4):467-98.
- [4] Piffaretti C, Moreno-Betancur M, Lamarche-Vadel A, Rey G. Quantifying cause-related mortality by weighting multiple causes of death. *Bull World Health Organ*. 2016;94:870-879B.
- [5] Moreno-Betancur M, Sadaoui H, Piffaretti C, Rey G. Survival analysis with multiple causes of death: Extending the competing risks model. *Epidemiology*. 2017;28(1):12-9.
- [6] Redelings MD, Sorvillo F, Simon P. A comparison of underlying cause and multiple causes of death: US vital statistics, 2000-2001. *Epidemiology*. 2006;17(1):100-3.
- [7] Cho P, Geiss LS, Burrows NR, Roberts DL, Bullock AK, Toedt ME. Diabetes-related mortality among American Indians and Alaska Natives, 1990-2009. *Am J Public Health*. 2014;104 Suppl 3:S496-503.
- [8] Lin YP, Lu TH. Trends in death rate from diabetes according to multiple-cause-of-death differed from that according to underlying-cause-of-death in Taiwan but not in the United States, 1987-2007. *J Clin Epidemiol*. 2012;65(5):572-6.
- [9] Désesquelles A, Salvatore MA, Frova L, Pace M, Pappagallo M, Meslé F, *et al*. Revisiting the mortality of France and Italy with the multiple-cause-of-death approach. *Demogr Res*. 2010;23:771-806.
- [10] Aouba A, Rey G, Pavillon G, Jouglu E, Rothschild C, Torchet MF, *et al*. Deaths associated with acquired haemophilia in France from 2000 to 2009: multiple cause analysis for best care strategies. *Haemophilia*. 2012;18(3):339-44.
- [11] Polednak AP. Trends in bipolar disorder or depression as a cause of death on death certificates of US residents, 1999-2009. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2013;48(7):1153-60.
- [12] Ziadé N, Jouglu E, Coste J. Population-level influence of rheumatoid arthritis on mortality and recent trends: a multiple cause-of-death analysis in France, 1970-2002. *J Rheumatol*. 2008;35(10):1950-7.
- [13] D'Amico M, Agozzino E, Biagino A, Simonetti A, Marinelli P. Ill-defined and multiple causes on death certificates: a study of misclassification in mortality statistics. *Eur J Epidemiol*. 1999;15(2):141-8.
- [14] Mant J, Wilson S, Parry J, Bridge P, Wilson R, Murdoch W, *et al*. Clinicians didn't reliably distinguish between different causes of cardiac death using case histories. *J Clin Epidemiol*. 2006;59(8):862-7.
- [15] Stallard E. Underlying and multiple cause mortality advanced ages: United States 1980-1998. *North Am Actuar J*. 2002;6(3):64-87.

## Citer cet article

Rey G, Piffaretti C, Rondet C, Lamarche-Vadel A, Moreno-Betancur M. Analyse de la mortalité par cause : pondération des causes multiples. *Bull Epidémiol Hebd*. 2017;(1):13-9. [http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/1/2017\\_1\\_2.html](http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2017/1/2017_1_2.html)

## REMERCIEMENTS AUX RELECTEURS

### Le BEH remercie chaleureusement tous ceux qui ont contribué en 2016 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 2016

Juliette BLOCH, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), 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

Claire FUHRMAN, Santé publique France, Saint-Maurice

Bertrand GAGNIÈRE, Santé publique France, Cire Ouest, Rennes

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

Agnès VERRIER, Santé publique France, Saint-Maurice

Isabelle VILLENA, CHU, Hôpital Maison Blanche, Reims

#### Les relecteurs des articles parus (ou refusés) en 2016

François ALLA, Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS), Paris

Jean-Jacques ALTMAN, École des hautes études en santé publique (EHESP), Rennes

Antoine ANDREMONT, AP-HP, Hôpital Bichat, Paris

Amélie ANOTA, Plateforme nationale qualité de vie et cancer ; CHRU, Besançon

Dominique ARVEILER, Département de santé publique, Université de Strasbourg ; Hôpitaux universitaires, Strasbourg

Henri-Jean AUBIN, AP-HP, Hôpital Paul Brousse, Villejuif

Denis BARD, École des hautes études en santé publique (EHESP), Rennes

Gabriel BÉDUBOURG, Centre d'épidémiologie et de santé publique des armées (Cespa), Marseille

Laurent BEGHIN, Centre d'investigation clinique, CHU, Lille

Yannick BÉJOT, CHU Dijon ; Registre dijonnais des AVC, EA4184, UFR Sciences santé, Université de Bourgogne Franche-Comté, Dijon

François BELANGER, Dolcea, Paris

Pierre-Yves BELLO, Direction générale de la santé, Paris

Laetitia BÉNÉZET, Santé publique France, Saint-Maurice

Ellen BENHAMOU, Institut Gustave Roussy, Villejuif

Cynthia BENKHOUCHEA, Fédération Addiction, Paris

Ivan BERLIN, Faculté de médecine, UPMC ; AP-HP, Hôpital de la Pitié-Salpêtrière, Paris

Claudine BERR, Inserm Unité 1061, Montpellier

Philippe-Jean BOUSQUET, Institut national du cancer (INCa), Boulogne-Billancourt

Didier CALAVAS, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), Lyon

Emmanuelle CAMBOIS, Institut national d'études démographiques (Ined), Paris

Marianne CANONICO, Inserm, CESP U1018, Villejuif

Laure CARCAILLON-BENTATA, Santé publique France, Saint-Maurice

Xavier CARCOPINO, AP-HM, Hôpital Nord ; Aix-Marseille Université, Marseille

Olivier CASTEL, CHU, Poitiers

Xavier CAUSSE, CHR, Orléans

Yves CAZALS, Laboratoire de neurosciences intégratives et adaptatives, Aix-Marseille Université, Marseille

Christine CHAN CHEE, Santé publique France, Saint-Maurice

Marie-Aline CHARLES, Inserm Unité 1153, Paris

Hélène CHARREIRE, Université Paris Est, LabUrba, Créteil

Céline CHAULEUR, CHU, Saint-Étienne

Emilie CHAZELLE, Santé publique France, Saint-Maurice

Christian CHIDIAC, Université Claude Bernard Lyon1 ; Hospices civils, Lyon

François CLINARD, Santé publique France, Cire Bourgogne Franche-Comté, Dijon

Dominique COSTAGLIOLA, Sorbonne Universités, UPMC Paris Univ 06 et Inserm, Institut Pierre Louis d'Épidémiologie et de santé publique (UMRS 1136), Paris

Sébastien COURAUD, Hôpital Lyon Sud, Institut de cancérologie, Hospices civils, Lyon

Eric D'ORTENZIO, Inserm IAME-U1137 ; AP-HP, Hôpital Bichat-Claude Bernard, Paris

Jean-François DARTIGUES, Inserm Unité 1219 ; Université de Bordeaux, Bordeaux

Virginie DAUPHINOT, Centre mémoire de ressources et de recherche, Hospices civils, Lyon

Bertrand DAUTZENBERG, AP-HP, Hôpitaux Universitaires Pitié Salpêtrière-Charles Foix ; Université Pierre et Marie Curie, Paris

Perrine DE CROUY-CHANEL, Santé publique France, Saint-Maurice

Christine DE PERETTI, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), Paris

Constance DELAUGERRE, AP-HP, Hôpital Saint-Louis, Paris

Blandine DELAUZON-GUILLAIN, Inserm – Cress, équipe ORCHAD, Paris

Christophe DELCLAUX, AP-HP, Hôpital Robert Debré ; Université Paris Diderot, Paris

Cyrille DELPIERRE, Inserm UMR 1027, Toulouse

Aline DESEQUELLES, Institut national d'études démographiques (Ined), Paris

Antoine DEUTSCH, Institut national du cancer (INCa), Boulogne-Billancourt

Laure DOSSUS, Centre international de recherche sur le cancer, Lyon

Jean-Dominique DOUBLET, Centre hospitalier, Versailles

Jean DOUCET, Hôpital Saint Julien, CHU, Rouen

Dominique DOUMONT, Université catholique de Louvain, Institut de recherche santé et société (IRSS), Woluwe, Belgique

Paul DOURGNON, Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris

Anne DOUSSIN, Santé publique France, Saint-Maurice

Stéphane DROUPY, CHU, Nîmes

Céline DRUET, Agence nationale de sécurité du médicament et des produits de santé (ANSM), Saint-Denis

Enguerrand DU ROSCOËT, Santé publique France, Saint-Maurice

Pauline DUCROT, Équipe de recherche en épidémiologie nutritionnelle (Eren), Bobigny

Julien DUMURGIER, Centre mémoire de ressources et de recherche Paris Nord Île-de France, Paris

Nicolas DUPORT, Aicac Service de santé au travail, Champs-sur-Marne

Daniel EILSTEIN, Santé publique France, Saint-Maurice

Jean-Philippe EMPANA, Inserm U970, Paris

Gaëlle ENCRENAZ, COMPTRESEC UMR 5114 CNRS, Université de Bordeaux, Pessac

Eveline ESCHWEGE, Inserm (Directrice de recherches honoraire)

Anne ETCHEVERS, Londres

Anne FAGOT-CAMPAGNA, CnamTS/DSES/DEPP, Paris

Jean-LUC FANON, CHU de Martinique, Fort-de-France

Audrey FARRUGIA-JACAMON, Institut de médecine légale ; Université de Strasbourg, Strasbourg

Bruno FAUTREL, Université Pierre et Marie Curie, Paris

Pietro FERRARI, Centre international de recherche sur le cancer (CIRC), Lyon

Carole FEURER, Ifip – Institut du porc, Maisons-Alfort

Claude FLAMAND, Institut Pasteur de la Guyane, Cayenne, Guyane

Adeline FLOCH-BARNEAUD, École des hautes études en santé publique (EHESP), Rennes

Annick FONTBONNE, Institut de recherche pour le développement (IRD), UMR 204 Nutripass, Montpellier

Emmanuel FORT, UMRESTTE-Université Lyon1, Lyon

Karine GALLOPEL-MORVAN, École des hautes études en santé publique (EHESP), Rennes

Virginie GARDETTE, Université Toulouse 3, CHU Toulouse

Béatrice GEOFFROY-PEREZ, Santé publique France, Saint-Maurice

Philippe GERMONNEAU, Santé publique France, Cire Nouvelle-Aquitaine, Poitiers

Walid GHOSN, Inserm-CépiDc, Le Kremlin-Bicêtre

Mathieu GLAZAL, Centre antipoison et de toxicovigilance, AP-HM, Marseille

Bruno GRANDBASTIEN, Faculté de médecine Lille 2 ; CHU, Lille

Nicolas GRENIER, CHU, Bordeaux

Frédérique GRIMALDI, Faculté de pharmacie, Aix-Marseille Université, Marseille

Serge HALIMI, Université Joseph Fourier Médecine Sciences, Grenoble

Christelle HAMEL, Institut national d'études démographiques (Ined), Paris

Isabelle HEARD, Centre national de référence des papillomavirus humains, Institut Pasteur, Paris

Brigitte HELYNCK, Santé publique France, Saint-Maurice

Magid HERIDA, Santé publique France, Saint-Maurice

Marie CHRISTINE ILIOU, AP-HP, Hôpital Corentin Celton, Issy-les-Moulineaux

Françoise JABOT, École des hautes études en santé publique (EHESP), Rennes

Chantal JULIA, Équipe de recherche en épidémiologie nutritionnelle (Eren), Bobigny

Imane KHIREDINE, Santé publique France, Saint-Maurice

Remi KOUABENAN, Laboratoire interuniversitaire de psychologie – LIP/PC2S Université Pierre Mendès France, UFR SHS, Grenoble

Yao KUDJAWU, Santé publique France, Saint-Maurice

Guy LA RUCHE, Agence régionale de santé Occitanie, Montpellier

Guy LAUNOY, Inserm U1086 ; Université de Caen, Caen

Corinne LE GOASTER, Santé publique France, Saint-Maurice

Jacques LE HOUZEZEC, Inserm, Unité 1178, Paris

Thomas LECLERC, Hôpital d'instruction des Armées Percy, Clamart

Martine LEDRANS, Santé publique France, Cire Antilles-Guyane, Fort-de-France

Laurence LEENHARDT, UF Thyroïde Tumeurs Endocrines, Hôpital Pitié-Salpêtrière, Paris

Thomas LEFÈVRE, AP-HP, Hôpital Jean Verdier ; Université Paris 13, Bondy

Pascale LENGAGNE, Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris

Daniel LÉVY-BRUHL, Santé publique France, Saint-Maurice

Frédérique LIMOUSI, Santé publique France, Saint-Maurice

Pascaline LOURY, Santé publique France, Cire Pays de la Loire, Nantes

Yara MAKDESSI-RAYNAUD, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), Paris

Sylvie MAUGAT, Santé publique France, Saint-Maurice

Thierry MAY, CHU Nancy, Vandœuvre-lès-Nancy

María MELCHIOR, IPLESP, Inserm U1136, Paris

Marie-Hélène METZGER, AP-HP ; Hôpitaux Universitaires Paris-Seine-Saint-Denis, Bobigny

Laurence MEYER, Université Paris Sud – Hôpital de Bicêtre – Inserm CESP U1018, le Kremlin-Bicêtre

Laurent MICHEL, Inserm U 1178, Université Paris – Sud 11, Paris

Frédéric MOISAN, Santé publique France, Saint-Maurice

Anne MONERET-VAUTRIN, Académie nationale de médecine ; Université de Lorraine, Réseau allergo-vigilance, Nancy

Pierre MONGIAT-ARTUS, AP-HP, Hôpital Saint-Louis ; Université Paris 7, Paris

Pierre MORANGE, CHU Timone ; UMR 1062 Aix-Marseille Université, Marseille

LUC MULTIGNER, Inserm, U1085-IRSET, Pointe-à-Pitre

Marie-Hélène NICOLA-CHANOINE, AP-HP, CHU Beaujon ; Faculté Denis Diderot Paris VII, Paris

Angélique NUGIER, Santé publique France, Saint-Maurice

Valérie OLIÉ, Santé publique France, Saint-Maurice

Jean-Marc OLIVOT, CHU, Toulouse

François PAILLE, CHU Nancy, Vandœuvre-lès-Nancy

Alain PARAPONARIS, Aix-Marseille Université, Marseille

Laurence PASCAL, Santé publique France, Cire Sud, Marseille

Maxime PATOUT, Lane Fox Respiratory Unit, St-Thomas' Hospital, Londres

Annie-Claude PATY, Santé publique France, Cire Île-de-France, Paris

Marie-Claire PATY, Santé publique France, Saint-Maurice

Bruno PAVY, CH Loire Vendée Océan, Machecoul

Gérard PEIFFER, CHR Mercy, Metz

**Paul PERRIN**, Hospices civils, Centre hospitalier Lyon-Sud, Lyon  
**Jean PERRIOT**, Conseil départemental du Puy-de-Dôme, Clermont-Ferrand  
**Gilles PIALOUX**, AP-HP, Hôpital Tenon, Paris  
**Marie PLESSZ**, ALISS, Institut national de la recherche agronomique (Inra), Ivry-sur-Seine  
**Stanislas POL**, AP-HP, Hôpital Cochin, Paris  
**Geneviève PLU-BUREAU**, AP-HP, Hôpital Port-Royal, Paris  
**Bernard PROUST**, Centre d'accueil spécialisé pour les agressions, CHU, Rouen  
**Hélène PROUVOST**, Santé publique France, Cire Hauts-de-France, Lille  
**François PUISIEUX**, Université Lille 2 ; CHRU, Lille  
**Catherine QUANTIN**, Service de biostatistique et information médicale, CHU ; Faculté de médecine, Dijon  
**Isabelle QUATRESOUS**, CH d'Elbeuf-Louviers-Val de Reuil  
**Marie-Ève RAGUENAUD**, Santé publique France, Cire Nouvelle-Aquitaine, Poitiers  
**Xavier RÉBILLARD**, Association française d'urologie, Paris  
**Pascal REVAULT**, Comité médical pour les exilés (Comede), Le Kremlin-Bicêtre  
**Grégoire REY**, Inserm-CépiDc, Le Kremlin-Bicêtre  
**Laureen RIBASSIN-MAJED**, Institut Gustave Roussy, Villejuif  
**Stéphane RICAN**, Université Paris Ouest Nanterre, La Défense  
**Jean-Baptiste RICHARD**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Gilles RIVIÈRE**, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), Maisons-Alfort  
**Agnès ROGEL**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Isabelle ROUCH**, CHU, Saint-Etienne  
**Cyril ROUSSEAU**, Santé publique France, Cire Occitanie, Montpellier  
**Carole RUBINO**, Inserm U1018, Institut Gustave Roussy, Villejuif  
**Christine SAURA**, Santé publique France, Cire Rhône Alpes, Lyon  
**Marie-Josèphe SAUREL-CUBIZOLLES**, Inserm U1153-Équipe EPOPé ; Université Paris-Descartes, Paris  
**Claire SCHVARTZ**, CCLC Institut Jean Godinot, Reims  
**Daouda SISSOKO**, Inserm U1219 ; CHU, Bordeaux  
**Rémy SLAMA**, Inserm U1209, Équipe d'épidémiologie environnementale, Grenoble  
**Michel SPADARI**, Aix Marseille Université ; CNRS, Institut de neurosciences de la Timone, AP-HM, CEIP Addictovigilance PACA Corse, CHU Timone, Marseille  
**Bruno SPIRE**, Inserm U912, Marseille  
**Louise ST-PIERRE**, Institut national de santé publique du Québec, Canada  
**Anne STOEGBNER**, Pôle Soins de support, Institut régional du cancer, Montpellier  
**Pierre TATTEVIN**, CHU, Rennes  
**Jean-François TESSIER**, Institut de santé publique, d'épidémiologie et de développement (Isped), Bordeaux  
**Anne THÉBAULT**, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail (Anses), Maisons-Alfort  
**Daniel THOMAS**, Institut de cardiologie, Groupe hospitalier Pitié-Salpêtrière, Paris  
**Claude TILLIER**, Santé publique France, Cire Bourgogne-Franche Comté, Dijon  
**Françoise-Julie TMSIT**, AP-HP, Hôpital Saint-Louis, Paris  
**Marc-Antoine VALANTIN**, AP-HP Hôpital Pitié-Salpêtrière, Paris ; UCSA Fleury-Mérogis  
**Florent VALOUR**, Hospices civils ; Inserm Unité 1111 ; Centre international de recherche en infectiologie, Université Claude Bernard Lyon 1, Lyon  
**Sophie VAUX**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Marie-Noël VERCAMBRE-JACQUOT**, Fondation MGEN pour la santé publique, Paris  
**Charlotte VERDOT**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Pierre VERGER**, ORS Paca – UMR SESSTIM 912, Marseille  
**Michel VERNAY**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Agnès VERRIER**, Santé publique France, Saint-Maurice  
**Catherine VINCELET**, Observatoire régional de santé (ORS) Île-de-France, Paris  
**France WOIMANT**, AP-HP, Hôpital Lariboisière, Paris  
**Bertrand XERRI**, Association interprofessionnelle des Centres médicaux et sociaux de santé au travail de la région Île-de-France