

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Tentatives d'arrêt du tabac pendant l'opération Mois sans tabac (2016-2019) : résultats des Baromètres santé de Santé publique France
// Quit attempts during the *Mois sans tabac* campaigns (2016–2019): Results from the Santé publique France Health Barometersp. **284**

Romain Guignard et coll.
Santé publique France, Saint-Maurice

ARTICLE // Article

Analyse de la mortalité par accident de la vie courante en France, 2012-2016
// Analysis of mortality due to home and leisure injuries in France, 2012-2016p. **290**

Aymeric Ung et coll.
Santé Publique France, Saint-Maurice

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'œuvre. 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 <https://www.santepubliquefrance.fr/revues/beh/bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directeur de la publication : Laëtitia Huiart, directrice scientifique, adjointe à la directrice générale de Santé publique France
Rédactrice en chef : Valérie Colombani-Cocuron, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Frédérique Biton-Debernardi
Rédactrice : Jocelyne Rajnchapel-Messai
Secrétaire de rédaction : Marie-Martine Khamassi
Responsable du contenu en anglais : Chloé Chester
Comité de rédaction : Raphaël Andler, Santé publique France ; Thierry Blanchon, Iplesp ; Florence Bodeau-Livinc, EHESP ; Julie Boudet-Berquier, Santé publique France ; Kathleen Chamii, Santé publique France ; Bertrand Gagnière, Santé publique France - Bretagne ; Isabelle Grémy, ORS Île-de-France ; Anne Guinard / Damien Mouly, Santé publique France - Occitanie ; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France ; Philippe Magne, Santé publique France ; Valérie Olié, Santé publique France ; Alexia Peyronnet, Santé publique France ; Hélène Therre, Santé publique France ; Sophie Vaux, Santé publique France ; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>
Préresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

TENTATIVES D'ARRÊT DU TABAC PENDANT L'OPÉRATION MOIS SANS TABAC (2016-2019) : RÉSULTATS DES BAROMÈTRES SANTÉ DE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE

// QUIT ATTEMPTS DURING THE MOIS SANS TABAC CAMPAIGNS (2016-2019): RESULTS FROM THE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE HEALTH BAROMETERS

Romain Guignard (romain.guignard@santepubliquefrance.fr), Arnaud Gautier, Raphaël Andler, Noémie Soullier, Viêt Nguyen-Thanh

Santé publique France, Saint-Maurice

Soumis le 29.06.2021 // Date of submission: 06.29.2021

Résumé // Abstract

En octobre 2016, Santé publique France a lancé la première édition du dispositif Mois sans tabac, une campagne nationale basée sur les principes du marketing social. Inspirée de la campagne britannique *Stoptober*, elle est reconduite chaque année depuis. L'objectif principal de cette campagne est d'inciter les fumeurs à arrêter de fumer pendant 30 jours au mois de novembre. Elle s'appuie sur une campagne médiatique multimédia, des services d'aide à l'arrêt du tabac (site Internet, ligne téléphonique 3989, application, kit d'aide à l'arrêt...) et le déploiement d'actions de proximité pour augmenter la notoriété du dispositif et offrir des actions d'aide au sevrage en face-à-face.

L'évaluation des effets de cette intervention repose sur le Baromètre santé de Santé publique France, dispositif d'enquêtes répétées réalisées par téléphone auprès d'échantillons aléatoires de la population des personnes âgées de 18 à 75 ans et résidant en France. Au total, 12 477 fumeurs quotidiens au lancement d'une édition de Mois sans tabac sur la période 2016-2019 ont été inclus dans cette analyse. Le taux de tentatives d'arrêt au dernier trimestre chez ces fumeurs a augmenté de manière continue entre 2016 (15,9%) et 2019 (24,4%). Sur l'ensemble des fumeurs quotidiens au lancement de Mois sans tabac, le taux de tentatives d'arrêt directement attribuables à l'opération a augmenté de 2,9% en 2016 et 2017, à 4,8% en 2018, avant de se stabiliser en 2019 (4,3%). Sur l'ensemble de la période 2016-2019, environ 1,8 million de tentatives d'arrêt étaient attribuables à Mois sans tabac, soit plus du double du nombre d'inscriptions en ligne à l'opération (n=784 874). Cela signifie que l'impact de l'opération va au-delà des seuls inscrits en ligne et qu'il est utile de disposer d'un outil de suivi de ses effets sur les tentatives d'arrêt réalisées par les fumeurs en population générale. La hausse importante du nombre de tentatives d'arrêt observée entre 2017 et 2018 s'inscrit dans le cadre d'une large refonte des supports de communication, notamment la conception de nouveaux spots publicitaires diffusés à la télévision et une stratégie digitale renouvelée, associée à une hausse substantielle du budget d'achat d'espace publicitaire. Ces deux facteurs ont pu redonner de la visibilité et de l'intérêt à participer à l'opération pour les fumeurs.

Launched in October 2016 by Santé publique France, the national public health agency, the Mois sans Tabac is an annual campaign based on social marketing principles. Inspired by the English equivalent Stoptober, this nationwide campaign sets smokers the objective of being smoke-free for the month of November. It is deployed using the mass-media, cessation help services (website, helpline, mobile app, quit kit, etc.) and local interventions to raise public awareness and offer face-to-face support.

The effectiveness evaluation for this intervention is based on the Health Barometer, an annual phone survey conducted by Santé publique France targeting a random sample 18-75 years old living in France. A total of 12,477 participants declaring themselves as daily smokers at the beginning of a Mois sans tabac held between 2016 and 2019 were included in this retrospective analysis. The rate of quit attempts during the last quarter of the year continuously increased between 2016 (15.9%) and 2019 (24.4%). The rate of quit attempts directly attributable to the Mois sans tabac increased from 2.9% of daily smokers in 2016 and 2017 to 4.8% in 2018, before stabilizing in 2019 (4.3%). During the overall period of 2016-2019, about 1.8 million quit attempts were attributable to the Mois sans tabac, i.e., more than twice the number of registrations recorded on the website (784,874). This means that the impact of the campaign reaches far beyond those who registered, showing the value of a monitoring tool based on general population surveys to evaluate effectiveness. The significant increase in quit attempts observed between 2017 and 2018 corresponds to major changes in communication content, including the design of new TV adverts and a renewed digital strategy, combined with a sharp increase in the budget for purchasing advertising space. These two factors may have encouraged participation through increased visibility and by stimulating new interest among smokers.

Mots-clés : Tabagisme, Arrêt du tabac, Tentative d'arrêt, Marketing social, Évaluation d'effets

// **Keywords:** Tobacco, Smoking cessation, Quit attempt, Social marketing, Effectiveness evaluation

Introduction

En octobre 2016, Santé publique France a lancé la première édition du dispositif Mois sans tabac¹, opération qui, depuis, est reconduite chaque année. L'objectif de cette intervention est d'inciter les fumeurs à arrêter de fumer pendant 30 jours au mois de novembre. Le seuil de 30 jours correspond à une durée après laquelle les symptômes de sevrage tabagique sont considérablement réduits, multipliant par cinq les chances de succès définitif². Mois sans tabac associe une campagne nationale de communication dans les médias traditionnels (télévision, radio, presse, affiches...) et digitaux (Internet, réseaux sociaux), qui commence dès le mois d'octobre pour « recruter » des participants, et des actions de proximité. Ces dernières reposent sur la mise en place de partenariats nationaux et régionaux avec des établissements de santé, des organismes publics, des entreprises, des municipalités, des associations...¹ Il s'agit principalement d'actions de sensibilisation dans les lieux de vie ou de travail des personnes résidant en France (stands d'information, réunions, défis sportifs...), mais également d'actions visant à faciliter le sevrage tabagique comme la mise en place de consultations individuelles ou en groupe⁽¹⁾. Pour aider au déploiement de l'opération, des ambassadeurs régionaux, placés sous l'égide des Agences régionales de santé, sont mobilisés. Ils sont en charge de promouvoir l'intervention au niveau régional, de former et de soutenir méthodologiquement les porteurs de projet locaux et d'assurer un reporting de ces actions aux niveaux régional et national. Le dispositif d'aide à distance Tabac info service (ligne téléphonique 3989, site Internet et application mobile) est intégré à l'opération, avec la possibilité de s'inscrire en ligne. Une communication est adressée spécifiquement à l'ensemble des professionnels de santé qui peuvent ainsi saisir l'opportunité de la campagne pour inciter à l'arrêt du tabac et accompagner le sevrage tabagique de leurs patients fumeurs.

L'intervention s'inspire de la campagne britannique *Stoptober*, qui avait permis de déclencher 350 000 tentatives d'arrêt supplémentaires en octobre 2012 comparativement à la moyenne des mois d'octobre des années précédentes^{3,4}. Elle repose sur les principes du marketing social, la théorie de la contagion sociale⁵ et la théorie de la motivation PRIME (planifications, réponses, impulsions, motivations et évaluations)⁶. D'après Gallopel-Morvan et coll.⁷, « *le marketing social consiste à utiliser les techniques du marketing commercial dans l'objectif d'encourager les comportements favorables au bien-être et/ou à la santé des individus. Ces techniques reposent sur la connaissance des publics, la segmentation, le ciblage, la mise en place*

d'actions sur le terrain en lien avec des partenaires (services, accès, réduction des freins, communication) et l'évaluation du programme de prévention. »

En outre, d'après la théorie PRIME, le comportement adopté à un moment donné est le résultat de plusieurs types de motivations, allant des impulsions régies par des désirs, des émotions, jusqu'à des plans personnels fondés sur des évaluations profondément réfléchies. Ce système motivationnel est en instabilité permanente : il est le résultat de tensions entre ce qui peut conduire à reprendre une cigarette et ce qui peut aider à maintenir la tentative d'arrêt. Une campagne comme Mois sans tabac est donc destinée à multiplier par le plus grand nombre de canaux possibles (médias, actions de proximité, kits d'aide à l'arrêt, professionnels de santé, etc.) les incitations à l'arrêt du tabac. En agissant sur l'ensemble du système motivationnel, les chances d'adopter un nouveau comportement sont plus importantes.

L'opération Mois sans tabac fait l'objet d'évaluations de processus et d'effets^{8,9}. La variable principale définie *a priori* pour mesurer les effets de Mois sans tabac est la réalisation d'une tentative d'arrêt d'au moins 24 heures au dernier trimestre, parmi les fumeurs au moment du lancement de l'opération. Les résultats de l'évaluation des effets de l'édition 2016 ont déjà été publiés¹⁰⁻¹². L'objectif de cet article est de présenter l'évolution des tentatives d'arrêt au fil des éditions de Mois sans tabac 2016 à 2019.

Méthodes

Sources de données

Cette étude repose sur les données des Baromètres santé 2017 à 2020. Il s'agit d'enquêtes aléatoires sur les comportements et attitudes de santé, représentatives de la population des 18-75 ans (2017 et 2018) ou 18-85 ans (2019 et 2020) vivant en France métropolitaine, parlant le français et disposant d'une ligne téléphonique fixe ou mobile¹³⁻¹⁷. Le recueil de données a été réalisé pour chaque édition par l'institut Ipsos entre janvier et juillet. En 2020, le terrain d'enquête a été interrompu pendant le premier confinement de la population lié à l'épidémie de Covid-19¹⁶, et les questions relatives à Mois sans tabac n'ont été posées que dans la phase pré-confinement, soit entre janvier et mi-mars. Les taux de participation à l'enquête varient de 40,0% (2020 pré-confinement) à 55,6% (2018). Le nombre de personnes ayant participé aux enquêtes est de 25 319 en 2017, 9 074 en 2018, 10 532 en 2019 et 9 178 en 2020 pré-confinement. Pour cette étude, pour des raisons de comparabilité, seules les personnes âgées de 18 à 75 ans, tranche d'âge commune aux quatre enquêtes, ont été sélectionnées lors des analyses.

Les totaux de population ont été estimés à partir des données des bilans démographiques de l'Institut national de la statistique et des études économiques-Insee (populations au 1^{er} janvier des années 2017 à 2020)¹⁸. Le nombre d'inscriptions à chaque édition

⁽¹⁾ Pour une description et des exemples concrets d'actions mises en œuvre au niveau régional, voir l'article « Bilan des actions régionales autour de Mois sans tabac 2018 » dans les Bulletins de santé publique régionaux publiés en février 2021 : <https://www.santepubliquefrance.fr/les-actualites/2021/tabac-en-france-premieres-estimations-regionales-de-mortalite-attribuable-au-tabagisme-en-2015>

de Mois sans tabac correspond au nombre d'inscriptions sur le site officiel du dispositif (<https://mois-sans-tabac.tabac-info-service.fr/>).

Variables d'intérêt

La principale variable d'intérêt est la réalisation, par un fumeur quotidien au 1^{er} octobre de l'année précédant l'enquête, d'une tentative d'arrêt d'au moins 24 heures au cours du dernier trimestre, recueillie de manière rétrospective. L'objectif premier de Mois sans tabac étant de déclencher une démarche d'arrêt, le seuil de 24 heures a été considéré, comme c'est le cas pour d'autres campagnes promouvant l'arrêt du tabac¹⁹⁻²¹. Cette variable est calculée sur la base des fumeurs quotidiens au moment de l'enquête et des ex-fumeurs quotidiens ayant arrêté de fumer après le 1^{er} octobre précédent (n=6 341 en 2017, n=2 170 en 2018, n=2 120 en 2019 et n=1 846 en 2020, soit un total de 12 477 individus interrogés). Elle correspond au fait d'avoir initié une tentative d'arrêt au cours du dernier trimestre de l'année précédente (pour les fumeurs quotidiens et les ex-fumeurs quotidiens ayant arrêté de fumer après cette période) ou d'avoir arrêté de fumer depuis cette période. À ceux qui déclaraient une tentative d'arrêt ou un arrêt du tabac au dernier trimestre de l'année précédente, il était demandé s'ils l'attribuaient à Mois sans tabac ou non.

Analyses statistiques

La proportion de fumeurs ayant fait une tentative d'arrêt au dernier trimestre des années 2016, 2017, 2018 et 2019 et la part des tentatives attribuées à Mois sans tabac ont été estimées avec leurs intervalles de confiance à 95% (IC95%), puis rapportées à la population de France métropolitaine.

Les estimations (proportions et totaux) ont été pondérées par l'inverse de la probabilité d'inclusion, qui prend en compte le nombre de lignes téléphoniques du répondant et le nombre de personnes éligibles dans le ménage (pour les entretiens sur ligne fixe), puis redressées sur la structure par sexe croisé avec âge, région, taille d'unité urbaine, taille du foyer et niveau de diplôme de la population résidant en France métropolitaine, issue de l'enquête emploi de l'Insee la plus récente au moment de la mise à disposition des bases de données.

Les comparaisons de pourcentages d'une année sur l'autre ont été testées au moyen du Chi² d'indépendance de Pearson, avec correction du second ordre de Rao-Scott pour tenir compte du plan de sondage²².

Résultats

L'échantillon de fumeurs quotidiens au lancement de Mois sans tabac inclus dans l'étude comprend une légère majorité d'hommes (53,8% à 55,9% selon l'année). Leur âge moyen se situe entre 41,2 et 42,1 ans, et le nombre moyen de cigarettes fumées quotidiennement est compris entre 11,7 et 12,8 (tableau 1).

Parmi les fumeurs au lancement de Mois sans tabac, le taux de tentatives d'arrêt au dernier trimestre a significativement augmenté entre 2016 et 2018, passant de 15,9%, IC95%: [14,8%-17,0%] à 22,5% [20,2%-24,7%], avant de se stabiliser en 2019 (24,4% [21,9%-26,8%]) (tableau 2). Cela correspond à un nombre de fumeurs ayant fait une tentative d'arrêt au dernier trimestre compris entre 2 et 3 millions selon les années, chiffre en hausse sur la période d'étude (figure).

Tableau 1

Caractéristiques des fumeurs quotidiens au lancement de Mois sans tabac inclus dans l'étude, selon l'année de l'opération

	2016 (n=6 341)		2017 (n=2 170)		2018 (n=2 120)		2019 (n=1 846)	
	n	%	n	%	n	%	n	%
Sexe								
Hommes	3 267	54,1	1 143	53,8	1 120	55,6	982	55,9
Femmes	3 074	45,9	1 027	46,2	1 000	44,4	864	44,1
Âge								
18-24 ans	711	13,2	235	13,5	242	14,4	215	15,2
25-34 ans	1 269	23,1	387	21,5	379	20,8	302	21,3
35-44 ans	1 344	22,0	476	22,0	408	20,2	377	21,8
45-54 ans	1 483	22,3	507	21,7	491	20,3	424	20,9
55-64 ans	1 070	13,9	392	15,0	426	17,5	343	13,6
65-75 ans	464	5,4	173	6,2	174	6,7	185	7,2
Âge moyen (ET)	41,2 (13,9)		41,7 (14,2)		42,1 (14,6)		41,4 (14,1)	
Nombre moyen de cigarettes fumées par jour (ET)	12,5 (10,0)		12,0 (9,4)		11,7 (10,0)		12,8 (9,8)	

Sources : Baromètres santé 2017, 2018, 2019 et 2020, Santé publique France.

Champ : 18-75 ans, France métropolitaine.

ET : écart-type.

Tableau 2

Évolution des tentatives d'arrêt (TA) au dernier trimestre des années 2016 à 2019, parmi les fumeurs quotidiens au lancement de Mois sans tabac, et nombre d'inscrits à Mois sans tabac

	2016 (n=6 341)	2017 (n=2 170)	2018 (n=2 120)	2019 (n=1 846)
Taux de TA 24h au dernier trimestre (% et IC95%)	15,9% [14,8-17,0]	18,7%* [16,6-20,7]	22,5%^s [20,2-24,7]	24,4% [21,9-26,8]
Nombre de TA 24h au dernier trimestre	2,0M [1,9M-2,2M]	2,3M [2,0M-2,6M]	2,6M [2,3M-2,9M]	2,9M [2,6M-3,3M]
Taux de TA 24h attribuables à Mois sans tabac (% et IC 95%)	2,9% [2,4-3,4]	2,9% [2,0-3,8]	4,8%^s [3,4-6,1]	4,3% [3,1-5,4]
Nombre de TA 24h attribuables à Mois sans tabac	380 000 [310 000-440 000]	360 000 [250 000-470 000]	550 000 [400 000-710 000]	520 000 [380 000-660 000]
<i>Nombre d'inscrits sur le site</i>	<i>180 113</i>	<i>158 290</i>	<i>242 579</i>	<i>203 892</i>

Sources : Baromètres santé 2017, 2018, 2019 et 2020, Santé publique France. Estimations de population, Insee.

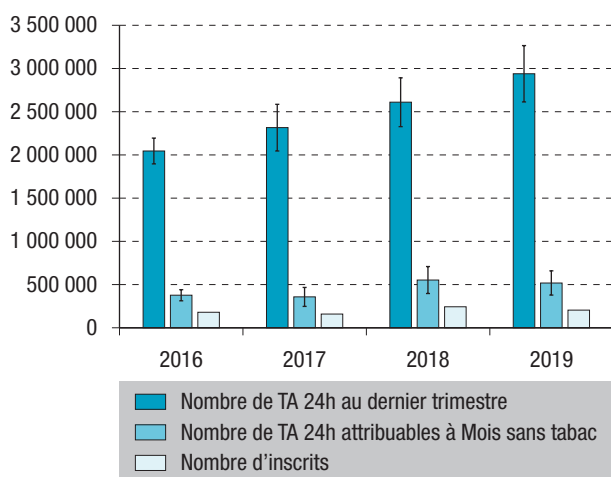
Champ : 18-75 ans, France métropolitaine.

TA 24h : tentative d'arrêt d'au moins 24 heures ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; M : million.

* Évolution significative 2016-2017 ; ^s Évolution significative 2017-2018 (p<0,05).

Figure

Nombre de tentatives d'arrêt au dernier trimestre et nombre d'inscrits à Mois sans tabac sur la période 2016-2019



Sources : Baromètres santé 2017, 2018, 2019 et 2020, Santé publique France.

Champ : 18-75 ans, France métropolitaine.

TA 24h : tentative d'arrêt d'au moins 24 heures.

Sur l'ensemble des fumeurs au lancement de Mois sans tabac, le taux de tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac a significativement augmenté entre 2017 (2,9% [2,0%-3,8%]) et 2018 (4,8% [3,4%-6,1%]), avant de se stabiliser en 2019 (4,3% [3,1%-5,4%]). En 2018 et 2019, cela correspond à plus de 500 000 tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac chaque année. Au sein des tentatives d'arrêt, la part attribuable à Mois sans tabac est relativement stable sur la période d'étude (minimum : 15,4% [11,0%-19,8%] en 2017 ; maximum : 21,2% [16,0%-26,3%] en 2018).

Notons que la hausse du nombre de tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac observée entre 2017 et 2018 se retrouve dans le nombre d'inscrits en ligne à l'opération (158 290 inscrits en 2017 et 242 579 en 2018), et que globalement les tendances des inscriptions suivent celles des tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac observées grâce au Baromètre santé.

Discussion

Les résultats présentés dans cet article décrivent l'évolution des tentatives d'arrêt réalisées par les fumeurs au dernier trimestre des années 2016 à 2019, à partir des données du Baromètre santé. Cette évolution est caractérisée par : 1) une hausse continue du nombre de tentatives d'arrêt réalisées pendant et autour de Mois sans tabac sur cette période ; 2) une hausse du nombre de tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac entre 2017 et 2018 ; 3) des tendances qui suivent celles observées à partir du nombre d'inscrits en ligne à l'opération. Ainsi, chaque année, le nombre de tentatives d'arrêt attribuables à Mois sans tabac correspond à plus du double du nombre d'inscrits. Cela signifie que l'impact de l'opération va au-delà des seuls inscrits en ligne et qu'il est utile de disposer d'un outil de suivi de ses effets sur les tentatives d'arrêt réalisées par les fumeurs en population générale.

La hausse importante du nombre de tentatives d'arrêt observée entre 2017 et 2018 s'inscrit dans le cadre d'une large refonte des supports de communication produits pour l'opération, et notamment la conception de nouveaux spots publicitaires diffusés à la télévision et une stratégie digitale renouvelée. Cette refonte a pu redonner de la visibilité et de l'intérêt à participer à l'opération pour les fumeurs. Une nouvelle refonte a eu lieu en 2020 : les résultats des prochains Baromètres santé permettront de documenter d'éventuelles variations des indicateurs d'effets, même si le contexte de crise sanitaire liée à la Covid-19 a pu vraisemblablement pénaliser l'opération (seules 126 568 inscriptions ont été enregistrées en 2020). Le nombre de personnes exposées à la campagne et le nombre d'expositions pour chacune d'entre elles, proportionnels au budget d'achat d'espace publicitaire investi, peuvent aussi expliquer ces évolutions ; en effet, le montant d'achat d'espace dédié à l'opération Mois sans tabac a augmenté de façon importante entre 2017 et 2018. L'évaluation de la campagne *Stoptober*

sur la période 2012 à 2017 a également montré que l'efficacité de la campagne était étroitement liée au budget investi²³.

Le nombre de fumeurs interrogés dans les Baromètres santé 2018 à 2020 ne permet pas de caractériser précisément ceux ayant fait une tentative d'arrêt liée à Mois sans tabac pour les campagnes 2017 à 2019. Néanmoins, l'analyse réalisée à partir du Baromètre santé 2017 montre peu de différences selon le niveau socioéconomique, l'intervention parvenant donc à toucher les différentes catégories sociales de façon relativement homogène¹⁰.

Parmi les limites de cette étude, un biais de mémoire est possible, lié au caractère rétrospectif de l'étude. Par ailleurs, l'estimation du nombre de tentatives d'arrêt liées à Mois sans tabac présentée dans cet article est basée sur les déclarations des répondants et renvoie donc à leur subjectivité. Néanmoins, la taille d'effet observée dans l'analyse exposés/non-exposés pour l'édition 2016 de l'opération (odds-ratio ajusté=1,3 [1,1-1,6] pour le lien entre exposition déclarée à la campagne et tentative d'arrêt au dernier trimestre 2016) était cohérente avec l'estimation faite à partir des déclarations des répondants¹¹. Les effets indirects des campagnes, liés par exemple aux changements de normes vis-à-vis du tabagisme ou aux changements de pratiques des professionnels de santé, sont plus délicats à mesurer.

L'opération Mois sans tabac s'inscrit dans le cadre plus large de programmes nationaux de lutte contre le tabagisme^{24,25}, comprenant également des mesures réglementaires qui ont pu concourir, de manière plus ou moins intense, au changement de comportement : élargissement de la liste des prescripteurs et changements dans les modalités de remboursement des substituts nicotiques à partir de 2016, obligation de vente de paquets neutres (standardisés) à partir de janvier 2017, hausse progressive de la taxation des produits du tabac à partir de 2017 (février 2017 pour le tabac à rouler, novembre 2017 pour les cigarettes manufacturées)... Notons néanmoins qu'au moment de la première édition de l'opération en 2016, parmi ces mesures, seuls l'élargissement de la liste des prescripteurs de substituts nicotiques autorisés (en janvier 2016) et le passage de 50 euros à 150 euros du forfait annuel de remboursement de ces traitements (en novembre 2016) étaient effectifs (depuis le 1^{er} janvier 2019, ces traitements sont remboursés à 65% par l'Assurance maladie et le forfait n'existe plus). Ainsi, les résultats observés pour 2016 au moins sont vraisemblablement liés à l'opération elle-même¹².

Cette analyse présente plusieurs forces. Elle est basée sur de larges échantillons représentatifs de la population résidant en France, avec des taux de participation du même ordre que celui observé dans les enquêtes de référence comme l'enquête américaine *Behavioral Risk Factor Surveillance System Survey* (BRFSS)²⁶. Par ailleurs, le fait de considérer les tentatives d'arrêt sur l'ensemble du dernier trimestre atténue certains biais liés au calendrier de l'opération.

L'opération Mois sans tabac, menée au dernier trimestre de chaque année depuis 2016, a pour objectif d'entraîner les fumeurs dans une démarche d'arrêt, en les incitant à réaliser une tentative d'arrêt en novembre. Les données des enquêtes Baromètres santé montrent que le nombre de fumeurs ayant été motivés à arrêter par ce biais est en augmentation depuis la première édition ; les éditions 2018 et 2019 auraient suscité environ 500 000 tentatives d'arrêt chacune. Ces résultats suggèrent également l'impact du budget d'achat d'espace publicitaire investi sur la performance du dispositif, évalué ici par le nombre d'inscriptions et le nombre de tentatives d'arrêt du tabac générées par l'opération. Les données des prochaines éditions du Baromètre santé permettront de compléter le suivi des indicateurs d'évaluation de cette importante opération de santé publique, qui mobilise chaque année depuis 2016 de très nombreux acteurs institutionnels, associatifs, scientifiques ainsi que de nombreux professionnels de santé. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Références

- [1] Gallopel-Morvan K, Smadja O, Mercier A, Safta E, Davies J, Guignard R, et al. 'Moi(s) sans tabac': The first collective challenge for smoking cessation launched by Santé publique France. In: Hastings G, Domegan C, editors. *Social Marketing: Rebels with a cause*, 3rd Edition. Oxford: Routledge Taylor & Francis Group; 2017. p. 444-52.
- [2] West R, Stapleton J. Clinical and public health significance of treatments to aid smoking cessation. *European Respiratory Review*. 2008;17(110):199-204.
- [3] Brown J, Kotz D, Michie S, Stapleton J, Walmsley M, West R. How effective and cost-effective was the national mass media smoking cessation campaign 'Stoptober'? *Drug Alcohol Depend*. 2014;135:52-8.
- [4] Djian A, Guignard R, Gallopel-Morvan K, Smadja O, Davies J, Blanc A, et al. From "Stoptober" To "Moi(s) Sans Tabac": How to import a social marketing campaign. *J Soc Mark*. 2019;9(4):345-56. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/article/from-stoptober-to-moi-s-sans-tabac-how-to-import-a-social-marketing-campaign>
- [5] Christakis NA, Fowler JH. Social contagion theory: examining dynamic social networks and human behavior. *Stat Med*. 2013;32(4):556-77.
- [6] West R, West A. Théorie PRIME. Vers un modèle synthétique de la motivation et son application dans la compréhension des addictions. *Alcoologie et Addictologie*. 2008;30(1):37-45.
- [7] Gallopel-Morvan K, Nguyen-Thanh V, Arwidson P, Hastings G, Bourdillon F, Chambaud L. *Marketing social. De la compréhension des publics au changement de comportement*. Rennes: Presses de l'EHESP; 2019. 208 p.
- [8] Evaluer une campagne de marketing social : l'exemple de Mois sans tabac. In: Gallopel-Morvan K, Nguyen Thanh V, Arwidson P, Hastings G. *Marketing social. De la compréhension des publics au changement de comportement*. Rennes: Presses de l'EHESP; 2019. p. 151-68.
- [9] Guignard R, Smadja O, Mercier A, Mansour C, Davies J, Pasquereau A, et al. Evaluation protocol of the first Moi(s) sans tabac in France, a national and regional campaign against smoking [poster]. Berlin: Seventh EUSPR Conference and

Members' Meeting; 2016. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/poster/evaluation-protocol-of-the-first-moi-s-sans-tabac-in-france-a-national-and-regional-campaign-against-smoking>

[10] Guignard R, Richard JB, Pasquereau A, Andler R, Arwidson P, Smadja O, *et al.* Tentatives d'arrêt du tabac au dernier trimestre 2016 et lien avec Mois sans tabac : premiers résultats observés dans le Baromètre santé 2017. *Bull Epidemiol Hebd.* 2018;(14-15):298-303. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2018/14-15/2018_14-15_6.html

[11] Guignard R, Andler R, Richard JB, Pasquereau A, Quatremère G, Nguyen-Thanh V. Efficacité de Mois sans tabac 2016 et suivi à 1 an des individus ayant fait une tentative d'arrêt, à partir du Baromètre de Santé publique France 2017. *Saint-Maurice: Santé publique France*; 2019. 19 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/tabac/documents/enquetes-etudes/efficacite-de-moi-s-sans-tabac-2016-et-suivi-a-1-an-des-individus-ayant-fait-une-tentative-d-arret-a-partir-du-barometre-de-sante-publique-france>

[12] Guignard R, Andler R, Richard JB, Pasquereau A, Quatremère G, Arwidson P, *et al.* Effectiveness of 'Mois sans tabac 2016': A French social marketing campaign against smoking. *Tob Induc Dis.* 2021;19:60.

[13] Richard JB, Andler R, Guignard R, Cogordan C, Léon C, Robert M, *et al.* Baromètre santé 2017. Méthode d'enquête. Objectifs, contexte de mise en place et protocole. *Saint-Maurice: Santé publique France*; 2018. 24 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-sante-2017-methode>

[14] Richard JB, Andler R. Baromètre de Santé publique France 2018. Méthode. *Saint-Maurice: Santé publique France*; 2019. 9 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-de-sante-publique-france-2018-methode>

[15] Soullier N, Richard JB, Gautier A. Baromètre de Santé publique France 2019 – Méthode. *Saint-Maurice: Santé publique France*; 2021. 14 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-de-sante-publique-france-2019-methode>

[16] Pasquereau A, Andler R, Guignard R, Soullier N, Gautier A, Richard JB, *et al.* Consommation de tabac parmi les adultes en 2020 : résultats du Baromètre de Santé publique France. *Bull Epidemiol Hebd.* 2021(8):132-9. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/8/2021_8_1.html

[17] Beck F. Représentativité des échantillons et représentation des usages : l'apport des enquêtes en population générale à la compréhension des usages de drogues. *Sociologie.* Université René Descartes – Paris V. Thèse. 2006. <https://hal.archives-ouvertes.fr/tel-00338155/>

[18] Institut national de la statistique et des études économiques. Population totale par sexe et âge au 1^{er} janvier 2020, France métropolitaine, Bilan démographique 2019. *Montrouge: Insee*; 2020. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1892088?sommaire=1912926>

[19] Vallone DM, Duke JC, Cullen J, McCausland KL, Allen JA. Evaluation of EX: A national mass media smoking cessation campaign. *Am J Public Health.* 2011;101(2):302-9.

[20] Farrelly MC, Duke JC, Davis KC, Nonnemaker JM, Kamyab K, Willett JG, *et al.* Promotion of smoking cessation with emotional and/or graphic antismoking advertising. *Am J Prev Med.* 2012;43(5):475-82.

[21] Neff LJ, Patel D, Davis K, Ridgeway W, Shafer P, Cox S. Evaluation of the national tips from former smokers campaign: The 2014 longitudinal cohort. *Prev Chronic Dis.* 2016;13:E42.

[22] Scott A. Rao-Scott corrections and their impact. In: *JSM Proceedings.* Alexandria, VA: American Statistical Association; 2007. p. 3514-18.

[23] Kuipers MAG, West R, Beard EV, Brown J. Impact of the "Stoptober" smoking cessation campaign in England from 2012 to 2017: A quasiexperimental repeat cross-sectional study. *Nicotine & tobacco research : official journal of the Society for Research on Nicotine and Tobacco.* 2020;22(9):1453-9.

[24] Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes. Programme national de réduction du tabagisme 2014-2019. *Paris: ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes*; 2015. 55 p. <https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/PNRT2014-2019.pdf>

[25] Ministère des Solidarités et de la Santé, ministère de l'Action et des Comptes publics. Programme national de lutte contre le tabac 2018-2022 (PNLT). *Paris: 2018.* 39 p. <https://solidarites-sante.gouv.fr/prevention-en-sante/addictions/article/lutte-contre-le-tabagisme>

[26] Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Behavioral risk factor surveillance system. 2019 Summary Data Quality Report. 2020. 26 p. https://www.cdc.gov/brfss/annual_data/2019/pdf/2019-sdqr-508.pdf

Citer cet article

Guignard R, Gautier A, Andler R, Soullier N, Nguyen-Thanh V. Tentatives d'arrêt du tabac pendant l'opération Mois sans tabac (2016-2019) : résultats des Baromètres santé de Santé publique France. *Bull Epidemiol Hebd.* 2021;(16):284-9. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/16/2021_16_1.html

ANALYSE DE LA MORTALITÉ PAR ACCIDENT DE LA VIE COURANTE EN FRANCE, 2012-2016
// ANALYSIS OF MORTALITY DUE TO HOME AND LEISURE INJURIES IN FRANCE, 2012-2016

Aymeric Ung (aymeric.ung@santepubliquefrance.fr), Edouard Chatignoux, Nathalie Beltzer

Santé Publique France, Saint-Maurice

Soumis le 31.05.2021 // Date of submission: 05.31.2021

Résumé // Abstract

Introduction – Les accidents de la vie courante (AcVC) ont un impact important en termes de morbidité et de mortalité. L'objectif de cet article est de décrire la mortalité par AcVC en 2016 en France selon le sexe, l'âge, le type d'AcVC, la lésion traumatique, le lieu de décès et la région, ainsi que les principales évolutions par âge et par type d'AcVC depuis 2012.

Méthode – Les causes de décès sont codées selon la dixième révision de la classification internationale des maladies à partir de la base nationale des causes médicales de décès. Les résultats sont exprimés en effectifs, en taux bruts de mortalité, en taux spécifiques de mortalité par sexe et par âge et en taux de mortalité standardisés sur l'âge. Le ratio standardisé de mortalité (SMR) a été utilisé pour les comparaisons régionales.

Résultats – En 2016, il y a eu 24 211 décès par AcVC en France. Les AcVC sont la première cause de décès chez les enfants de 1 à 4 ans. Les jeunes enfants sont principalement victimes de suffocations et de noyades. Dans l'ensemble, les décès par AcVC ont principalement eu lieu à des âges élevés. Les chutes représentent près de la moitié des décès par AcVC. Le nombre de décès par AcVC a augmenté de 10% entre 2012 et 2016.

Discussion – De nombreux décès par AcVC pourraient être évités par des mesures de prévention adaptées. Une meilleure connaissance des circonstances de survenue des AcVC à l'origine des décès permettrait de mieux comprendre les événements et la chronologie ayant conduit au décès.

Introduction – Home and leisure injuries (HLIs) have a high impact on morbidity and mortality. The aim of this study was to characterize HLI mortality for France in 2016 (by sex, age, type, lesion, place of death, geographic region), as well as its main evolutions by age and type from 2012 to 2016.

Methods – Causes of death were established according the International Classification of Diseases, 10th Revision, from the French national mortality database. Results are expressed in numbers, crude death rates, specific death rates by sex and age, and age-adjusted death rates. We used standardized mortality rates (SMR) for regional comparisons.

Results – In 2016, 24,211 deaths due to HLIs were recorded in France. Home and leisure injuries were the first cause of death among children aged 1 to 4 years. Young children were mainly victims of suffocations and drownings. Globally, deaths due to HLIs occurred mainly at an elderly age. Falls represented nearly half of all HLI deaths. The number of deaths related to HLIs increased by 10% between 2012 and 2016.

Discussion – Many deaths due to home and leisure injuries could be avoided if adapted prevention measures were adopted. Increased knowledge of the circumstances surrounding the fatal HLIs would allow a better understanding of the events and chronology that led to the deaths.

Mots-clés : Mortalité, Accidents de la vie courante, Traumatismes, Prévention, Épidémiologie
// **Keywords:** Mortality, Home and leisure injuries, Trauma, Prevention, Epidemiology

Introduction

L'Organisation mondiale de la santé (OMS) décrit le traumatisme comme « une lésion corporelle provoquée de manière subite ou brève par une énergie violente sur l'organisme. Il peut s'agir d'une lésion physique résultant d'un transfert soudain ou excessif d'énergie qui dépasse le seuil de tolérance physiologique ou de l'atteinte d'une fonction résultant d'une privation d'un ou plusieurs éléments vitaux (air, eau, chaleur) comme en cas de noyade, de strangulation ou d'hypothermie. Le laps de temps qui s'écoule entre l'exposition à l'énergie et l'apparition du traumatisme est bref »¹.

Les traumatismes regroupent ainsi les traumatismes accidentels, comme les accidents de la circulation, du travail et de la vie courante et les traumatismes intentionnels, comme les homicides et les suicides. Au sein des traumatismes, les accidents de la vie courante (AcVC), définis comme « l'ensemble des traumatismes non intentionnels, à l'exception des accidents de circulation et des accidents du travail »^{2,3}, regroupent les accidents domestiques (à la maison et ses alentours), de sports et de loisirs, les accidents scolaires, etc.

Les AcVC sont sources de recours aux soins fréquents et de séquelles. Ainsi, on estime en Europe

(Europe des 28 ; moyenne des données pour la période 2012-2014) à plus de 21 millions le nombre de recours aux urgences, à plus de 3,5 millions celui d'hospitalisations et à près de 114 000 le nombre de décès⁴. Ces données sont, en France, respectivement de l'ordre de 5 millions de recours aux urgences, plusieurs centaines de milliers d'hospitalisations et plus de 20 000 décès⁵. Les AcVC sont très souvent évitables par des actions de prévention adaptées.

L'objectif de cet article est de mettre à jour les données de mortalité par AcVC publiées en 2017 sur la seule France métropolitaine pour la période 2000-2012⁶. Ce travail présente également, pour la première fois, des analyses par région incluant les cinq régions ultramarines ainsi que la mortalité par AcVC selon le sexe, l'âge, le type d'AcVC, la lésion traumatique et le lieu de décès en France en 2016, année disponible la plus récente⁽¹⁾, et les principales évolutions par âge et par type d'AcVC depuis 2012. Ce travail était rendu nécessaire pour intégrer les apports de la littérature récente sur la surveillance épidémiologique des AcVC. La mise à jour régulière des données de mortalité par AcVC permet de décrire et de suivre l'évolution des accidents de la vie courante les plus graves, ainsi que les caractéristiques des victimes. Ces données complètent les données de morbidité produites à partir d'autres sources (recours aux urgences, hospitalisations, enquêtes) et contribuent ainsi à l'élaboration des campagnes de prévention.

⁽¹⁾ Au moment de l'écriture de l'article, les dernières données de mortalité par cause mises à disposition par le CépiDc concernaient l'année 2016. La consolidation des bases pour les années plus récentes a été fortement retardée du fait du contexte en lien avec la Covid-19. La mise à disposition des données pour l'année 2017 est prévue pour la fin de l'année 2021.

Méthodes

Données

Les données de mortalité utilisées concernent l'ensemble de la population et sont 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)⁷. Les causes de décès sont codées par le CépiDc, selon la Classification internationale des maladies, dixième révision (CIM-10) utilisée depuis l'année 2000.

Les décès par AcVC ont été sélectionnés selon la cause initiale à l'origine du décès à partir des codes du chapitre XX de la CIM-10⁸. Ils ont été répartis en cinq groupes selon les principales causes d'AcVC. Deux groupes supplémentaires rassemblent pour l'un les autres causes d'AcVC (avec des effectifs faibles) et pour l'autre des accidents qui n'ont pu être catégorisés car la cause n'est pas précisée (tableau 1). Afin de reclasser certaines de ces causes non précisées, le code S du chapitre XIX de la CIM-10 se rapportant aux lésions traumatiques, empoisonnements et certaines autres conséquences de causes externes, a été utilisé. Ces codes de lésions traumatiques sont utilisés comme complément d'information à une cause initiale. Une étude norvégienne récente a estimé que 97% des décès codés X59 (exposition accidentelle à des facteurs, sans précision) étaient des chutes accidentelles et que le plus important prédicteur pour un décès codé X59 était une fracture du fémur⁹. D'autres études ont montré que les fractures du col du fémur chez les personnes de 65 ans et plus étaient la conséquence d'une chute accidentelle dans 87% à 98% des cas^{10,11}. Une analyse complémentaire, dite en « causes multiples », a donc été effectuée et a permis

Tableau 1

Répartition des accidents de la vie courante selon la Classification internationale des maladies, dixième révision (CIM-10)

Accidents de la vie courante	Codes CIM-10
Chutes	W00-W19 et X59 + S72
Noyades	W65-W74
Suffocations	W75-W84
Exposition à la fumée, au feu et aux flammes	X00-X09
Intoxications	X40-X49
Autres, précisés	V90-V94 : accidents de transport par eau V96 : accidents d'aéronef sans moteur V98-V99 : accidents de transport, autres et sans précision W20-W23, W50-W52 : heurts, compressions, chocs accidentels par un tiers ou un objet W25-W29, W44-W45 : coupures, corps étrangers pénétrant dans le corps W32-W34 : accidents par arme à feu W35-W38 : accidents provoqués par explosion de récipients ou d'objets sous pression W39-W40 : accidents provoqués par des explosifs W41 : exposition à un jet à haute pression W49 : exposition à des forces mécaniques autres et sans précision W53-W64, X20-X29 : morsures et piqûres, contacts avec des animaux et des plantes vénéneux W85-W87 : accidents provoqués par le courant électrique X10-X19 : brûlures, contacts avec une source de chaleur et des substances brûlantes X50 : surmenage et mouvements épuisants ou répétés Y86 : séquelles d'accidents, autres que de transport
Autres, non précisés	X58-X59 sauf X59 + S72

de recoder en chute accidentelle, 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). Les décès liés à une chute accidentelle ont donc été identifiés par les codes W00-W19 et X59 associé à S72.

Les données présentées ont été collectées et traitées en conformité avec les dispositions réglementaires en vigueur lors de la réalisation de l'enquête ou de l'étude dont elles relèvent.

Zone et période d'étude

Les analyses ont concerné la France entière : les 96 départements de la France métropolitaine et les cinq régions monodépartementales d'outre-mer, Guadeloupe, Martinique, Guyane, La Réunion et Mayotte. Les données de Saint-Martin et Saint-Barthélemy ont aussi été incluses, sauf pour les comparaisons régionales. Les données analysées ont concerné l'année 2016 et l'analyse de tendance la période 2012 à 2016.

Présentation des résultats et analyses statistiques

Les effectifs sur lesquels portent les calculs sont reportés entre parenthèses dans le texte. Les résultats sont exprimés en nombre de décès par an, en taux bruts de mortalité, en taux spécifiques de mortalité par sexe et par âge et en taux de mortalité standardisés sur l'âge. Les taux spécifiques de mortalité ont été calculés pour 100 000 habitants de la population moyenne estimée au 1^{er} juillet 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. Le ratio standardisé de mortalité (ou *Standardized Mortality Ratio*, SMR) a été utilisé pour les comparaisons régionales. Il représente le rapport en base 100 entre le nombre observé de décès dans

une région et le nombre de décès qui serait obtenu si le taux de mortalité pour chaque tranche d'âge était identique au taux national.

Résultats

Mortalité par accident de la vie courante en France en 2016

Caractéristiques globales

En 2016, les AcVC ont représenté en France 24 211 décès, soit 62% des décès par traumatismes (24 211/38 848) et 4% des décès totaux (24 211/594 482) (tableau 2). Les traumatismes ont représenté quant à eux 7% des décès totaux (38 848/594 482) soit la quatrième cause de décès derrière les tumeurs, les maladies cardiovasculaires et les démences¹². Le taux brut de mortalité par AcVC était de 36/100 000 et celui par traumatismes de 58/100 000.

Si le nombre des AcVC était quasi identique entre les hommes et les femmes, soit respectivement 12 403 (51%) vs 11 808 (49%), le taux de mortalité standardisé par âge était de 41/100 000 chez les hommes vs 23/100 000 chez les femmes, soit un sex-ratio de 1,7. Chez les hommes, 53% des décès par traumatismes ont concerné un AcVC (12 403/23 197) vs 75% chez les femmes (11 808/15 651).

Quel que soit le sexe, les taux spécifiques de mortalité par âge ont augmenté avec l'âge : près de 6/100 000 chez les moins de 1 an à 571/100 000 chez les 85 ans et plus (tableau 2). Chez les moins de 15 ans, 58% des décès par traumatismes ont concerné un AcVC (226/387), 35% chez les 15-64 ans (4 951/14 185) vs 78% chez les 65 ans et plus (19 034/24 276). Les AcVC ont été responsables de 20% de l'ensemble des décès chez les enfants de 1 à 4 ans (109/556), de 11% chez les 5-14 ans (75/692) et de 14% chez les 15-24 ans (365/2 552) vs moins de 4% chez les 65 ans et plus (19 034/491 644).

Tableau 2

Décès par accident de la vie courante (AcVC), taux spécifiques de mortalité par âge selon le sexe et taux de mortalité standardisés totaux selon l'âge, France, 2016 (taux pour 100 000 personnes) (N=24 211)

Classes d'âge	Hommes		Femmes		Total		Décès AcVC sur total décès par traumatismes (%)	Décès AcVC sur total décès (%)
	N	Taux	N	Taux	N	Taux		
Moins de 1 an	23	6,0	19	5,2	42	5,6	70	1
1-4 ans	58	3,6	51	3,3	109	3,5	73	20
5-14 ans	52	1,2	23	0,6	75	0,9	42	11
15-24 ans	282	7,1	83	2,2	365	4,6	25	14
25-44 ans	1 062	13,0	224	2,7	1 286	7,8	28	9
45-64 ans	2 414	28,6	886	10,0	3 300	19,1	41	4
65-74 ans	1 591	51,4	819	23,4	2 410	36,5	58	3
75-84 ans	2 549	150,5	2 239	95,0	4 788	118,2	72	3
85 ans et plus	4 372	677,5	7 464	523,2	11 836	571,3	88	4
Total	12 403	40,8	11 808	23,5	24 211	0,0	62	4

Répartition des décès par type d'accident de la vie courante

Les chutes accidentelles ont été la première cause de décès par AcVC avec 11 253 cas, dont 30% (3 422/11 253) provenaient du recodage des décès codés en cause initiale « *exposition accidentelle à des facteurs, sans précision* » (code X59) et en cause associée « *fracture du fémur* » (code S72). L'ensemble des chutes accidentelles a ainsi représenté 46% des décès par AcVC (11 253/24 211) (tableau 3), soit un taux de mortalité standardisé de 14/100 000. Bien que les décès par chute chez les femmes aient été plus nombreux que chez les hommes (respectivement 6 368 vs 4 885), le taux de mortalité standardisé chez les hommes a été plus élevé que celui des femmes

(respectivement 17/100 000 vs 12/100 000) soit un rapport homme/femme de 1,4. Quel que soit le sexe, les personnes âgées ont été les plus nombreuses à décéder d'une chute : les 85 ans et plus représentaient 65% des décès par chute (7 267/11 253), avec un taux standardisé de mortalité de 351/100 000, et les 75-84 ans respectivement 20% (2 223/11 253) et 55/100 000. Parmi les 85 ans et plus et les 75-84 ans, les chutes ont représenté respectivement 61% et 46% des décès par AcVC dans ces classes d'âge (figure 1). Les plus jeunes sont peu concernés par les décès par chute.

Les suffocations accidentelles ont entraîné 12% des décès par AcVC (2 978/24 211) et ont été la deuxième cause de décès par AcVC. L'inhalation et l'ingestion

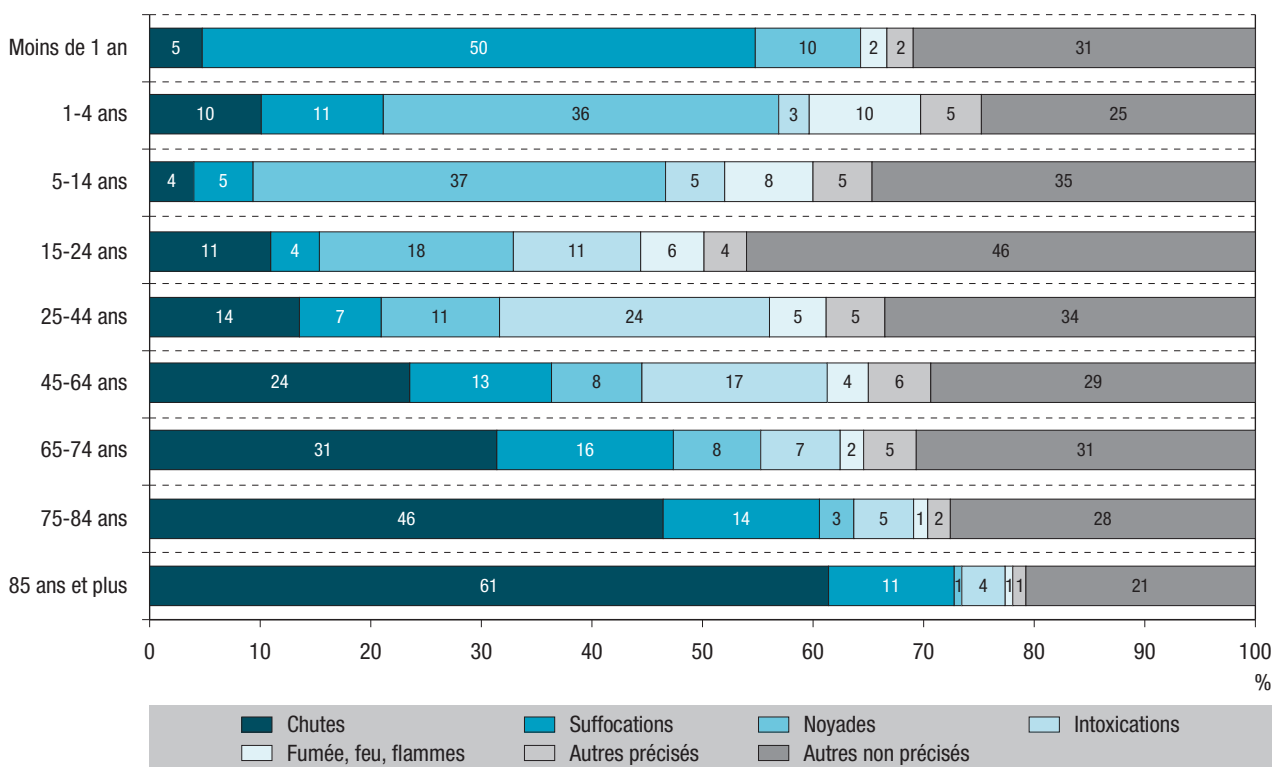
Tableau 3

Répartition des décès par type d'accident de la vie courante, taux spécifiques de mortalité par âge et taux de mortalité standardisés totaux selon l'âge et le sexe, France, 2016 (taux pour 100 000 habitants) (N=24 211)

Classes d'âge	Chutes		Suffocations		Noyades		Intoxications		Fumée, feu, flammes		Autres précisés		Autres non précisés	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux
Les deux sexes														
Moins de 1 an	2	0,3	21	2,8	4	0,5	0	0,0	1	0,1	1	0,1	13	1,7
1-4 ans	11	0,3	12	0,4	39	1,2	3	0,1	11	0,3	6	0,2	27	0,9
5-14 ans	3	0,0	4	0,0	28	0,3	4	0,0	6	0,1	4	0,0	26	0,3
15-24 ans	40	0,5	16	0,2	64	0,8	42	0,5	21	0,3	14	0,2	168	2,1
25-44 ans	174	1,1	95	0,6	138	0,8	314	1,9	66	0,4	68	0,4	431	2,6
45-64 ans	776	4,5	423	2,4	270	1,6	553	3,2	123	0,7	186	1,1	969	5,6
65-74 ans	757	11,5	384	5,8	191	2,9	173	2,6	51	0,8	115	1,7	739	11,2
75-84 ans	2 223	54,9	678	16,7	149	3,7	258	6,4	62	1,5	97	2,4	1 321	32,6
85 ans et plus	7 267	350,7	1 345	64,9	83	4,0	463	22,3	82	4,0	141	6,8	2 455	118,5
Total	11 253	13,9	2 978	3,8	966	1,4	1 810	2,5	423	0,6	632	0,9	6 149	8,0
Hommes														
Moins de 1 an	1	0,3	14	3,7	3	0,8	0	0,0	0	0,0	0	0,0	5	1,3
1-4 ans	5	0,3	6	0,4	26	1,6	2	0,1	6	0,4	3	0,2	10	0,6
5-14 ans	2	0,0	2	0,0	21	0,5	1	0,0	4	0,1	3	0,1	19	0,4
15-24 ans	28	0,7	9	0,2	56	1,4	32	0,8	11	0,3	11	0,3	135	3,4
25-44 ans	144	1,8	77	0,9	120	1,5	257	3,2	50	0,6	62	0,8	352	4,3
45-64 ans	581	6,9	284	3,4	194	2,3	355	4,2	93	1,1	159	1,9	748	8,9
65-74 ans	496	16,0	211	6,8	126	4,1	106	3,4	32	1,0	102	3,3	518	16,7
75-84 ans	1 102	65,0	352	20,8	91	5,4	133	7,9	44	2,6	75	4,4	752	44,4
85 ans et plus	2 526	391,4	524	81,2	47	7,3	185	28,7	39	6,0	49	7,6	1 002	155,3
Total	4 885	16,6	1 479	4,8	684	2,1	1 071	3,4	279	0,9	464	1,4	3 541	11,5
Femmes														
Moins de 1 an	1	0,3	7	1,9	1	0,3	0	0,0	1	0,3	1	0,3	8	2,2
1-4 ans	6	0,4	6	0,4	13	0,8	1	0,1	5	0,3	3	0,2	17	1,1
5-14 ans	1	0,0	2	0,0	7	0,2	3	0,1	2	0,0	1	0,0	7	0,2
15-24 ans	12	0,3	7	0,2	8	0,2	10	0,3	10	0,3	3	0,1	33	0,9
25-44 ans	30	0,4	18	0,2	18	0,2	57	0,7	16	0,2	6	0,1	79	0,9
45-64 ans	195	2,2	139	1,6	76	0,9	198	2,2	30	0,3	27	0,3	221	2,5
65-74 ans	261	7,5	173	4,9	65	1,9	67	1,9	19	0,5	13	0,4	221	6,3
75-84 ans	1 121	47,5	326	13,8	58	2,5	125	5,3	18	0,8	22	0,9	569	24,1
85 ans et plus	4 741	332,3	821	57,6	36	2,5	278	19,5	43	3,0	92	6,4	1 453	101,9
Total	6 368	11,9	1 499	3,1	282	0,7	739	1,7	144	0,4	168	0,4	2 608	5,4
Rapport taux H/F		1,4		1,6		3,0		2,0		2,5		4,0		2,1

Figure 1

Répartition des différents types d'accident de la vie courante selon l'âge, France, 2016 (pourcentage) (N=24 211)



d'aliments provoquant une obstruction des voies respiratoires a été la cause principale avec 84% du total des décès par suffocations (2 501/2 978). Quel que soit le sexe, les personnes âgées sont, comme pour les chutes, les victimes les plus nombreuses : les 85 ans et plus représentaient 45% des décès par suffocation (1 345/2 978) avec un taux spécifique de mortalité de 65/100 000 et les 75-84 ans respectivement 23% (678/2 978) et 17/100 000. Les suffocations ont été la première cause de décès par AcVC chez les moins de 1 an (figure 1), représentant la moitié des décès dans cette classe d'âge (21/42).

Les décès par intoxication accidentelle ont concerné 7% des décès par AcVC (1 810/24 211). Un tiers de ces décès (31%) ont concerné les 45-64 ans (553/1 810) et un quart (26%) les 85 ans et plus (463/1 810). Plus de la moitié des décès par intoxication (59%, 1 071/1 810) ont eu pour origine une ingestion médicamenteuse (analgésiques, anti-épileptiques, etc.), 17% (312/1 810) sont survenus à cause d'une exposition à l'alcool et 12% (213/1 810) aux narcotiques et psychodysléptiques. Plus spécifiquement, pour les décès par intoxication suite à une exposition à l'alcool, 79% ont concerné des hommes (245/312) et pour ceux liés aux narcotiques et psychodysléptiques, cette proportion était de 73% (156/213). Les intoxications ont été la première cause de décès par AcVC chez les 25-44 ans avec 24% des cas dans cette classe d'âge (314/1 286) (figure 1).

Les noyades accidentelles ont représenté 4% des décès par AcVC (966/24 211). On observe une surmortalité masculine avec un taux de mortalité standardisé trois fois plus important chez les hommes

que chez les femmes (respectivement 2,1/100 000 vs 0,7/100 000). Les décès par noyade ont concerné tous les âges. Les noyades ont été la première cause de décès par AcVC chez les moins de 25 ans avec 23% (135/591) des décès par AcVC dans cette classe d'âge. Chez les seuls 1-4 ans, les noyades ont représenté 36% (39/109) des décès par AcVC dans cette classe d'âge. Ces chiffres étaient de 28 décès et 37% (28/75) chez les 5-14 ans. On observe que 42% des décès par noyade ont concerné les 25-64 ans (408/966) et 44% les 65 ans et plus (423/966) (figure 1).

Les accidents en lien avec une exposition à la fumée, au feu ou aux flammes ont été à l'origine de 2% des décès par AcVC (423/24 211). Près d'un tiers de ces décès (29%) ont concerné les 45-64 ans (123/423) et 19% les 85 ans et plus (82/423). Les accidents en lien avec une exposition à la fumée, au feu ou aux flammes ont représenté 10% des décès chez les 1-4 ans (11/109) (figure 1).

Au total, 3% des décès ont concerné d'autres types d'AcVC (632/24 211). Les causes étaient le surmenage et les mouvements épuisants ou répétés (196 décès), les séquelles d'accidents autres que le transport (192 décès), les heurts, compressions, chocs accidentels par un tiers ou un objet (83 décès), les accidents provoqués par le courant électrique (38 décès), les morsures et piqûres, contacts avec des animaux et des plantes vénéneuses (37 décès), les accidents de transport par eau ou d'aéronef sans moteur (29 décès), les accidents par arme à feu (20 décès), les coupures, corps étrangers pénétrant dans le corps (17 décès), les brûlures, contacts avec

une source de chaleur et des substances brûlantes (11 décès) et les accidents provoqués par des explosifs (9 décès).

Les autres AcVC dont la cause n'était pas connue ont représenté 6 149 décès soit 25% des décès par AcVC (6 149/24 211). Cette proportion était globalement la même quel que soit l'âge.

Répartition des décès par lésion traumatique

Pour 58% (14 008/24 211) des décès par AcVC, un code de localisation de lésion a été spécifié (tableau 4). Plusieurs codes ont pu être renseignés pour un même décès. Chez les moins de 15 ans, au moins un code a été renseigné dans 30% des cas (68/226) alors que chez les 85 ans et plus il l'a été dans 67% des cas (7 883/11 836). Dans l'ensemble, les lésions étaient principalement localisées au niveau de la tête (54%, 7 569/14 008) et de la hanche et la cuisse (30%, 4 225/14 008). Le cou, le thorax, et la région de l'abdomen, des lombes, du rachis lombaire et du bassin ont concerné 16% (2 206/14 008) des lésions. Les lésions situées au niveau de la tête étaient plus fréquentes chez les hommes par rapport aux femmes (respectivement 64% (4 387/6 855) vs 44% (3 182/7 153)) à l'inverse des lésions de

la hanche et la cuisse (respectivement 20% (1 388/6 855) vs 40% (2 837/7 153)) plus fréquentes chez les femmes. Ces différences selon le sexe existaient principalement chez les 85 ans et plus. Quelle que soit la classe d'âge sauf chez les 85 ans et plus, les lésions situées au niveau de la tête ont été largement les plus fréquentes. Chez les 85 ans et plus, les lésions de la hanche et de la cuisse représentaient 43% (3 388/7 883) contre 41% (3 226/7 883) pour celles situées au niveau de la tête. On peut noter que chez les 15-64 ans, un code de localisation de lésion au thorax a été renseigné dans 14% des cas (272/1 993) (tableau 4).

Répartition des décès par lieu

Plus de la moitié des décès par AcVC ont eu lieu dans un établissement hospitalier public ou privé (53%, 12 725/24 211), 21% à domicile (5 110/24 211), 13% dans une maison de retraite (3 258/24 211), et 5% sur la voie publique (1 137/24 211). Les autres lieux, connus ou pas, représentaient 8% des cas (1 981/24 211) (tableau 5).

Les décès à domicile et sur la voie publique ont davantage concerné les plus jeunes et les classes d'âges intermédiaires par rapport aux classes

Tableau 4

Répartition des décès par accident de la vie courante selon l'âge et la localisation de la lésion traumatique (si renseigné), France, 2016 (N=14 008)

Localisation des lésions traumatiques	0-14 ans		15-64 ans		65-84 ans		85 ans et plus		Total	
	N	%*	N	%*	N	%*	N	%*	N	%*
Tête	56	82,4**	1 567	78,6	2 720	66,9	3 226	40,9	7 569	54,0
Cou	11	16,2	155	7,8	225	5,5	245	3,1	636	4,5
Thorax	11	16,2	272	13,6	232	5,7	354	4,5	869	6,2
Abdomen, lombes, rachis lombaire et bassin	6	8,8	103	5,2	155	3,8	437	5,5	701	5,0
Épaule et bras	0	-	20	1,0	69	1,7	301	3,8	390	2,8
Coude et de avant-bras	0	-	16	0,8	11	0,3	41	0,5	68	0,5
Poignet et main	0	-	3	0,2	9	0,2	34	0,4	46	0,3
Hanche et cuisse	0	-	64	3,2	773	19,0	3 388	43,0	4 225	30,2
Genou et jambe	0	-	17	0,9	48	1,2	162	2,1	227	1,6
Cheville et pied	0	-	5	0,3	6	0,1	12	0,2	23	0,2
Total	68	-	1 993	-	4 064	-	7 883	-	14 008	-

* Plusieurs codes lésions ont pu être renseignés pour un même décès, la somme en colonne des pourcentages n'est pas égale à 100.

** Note de lecture : parmi les décès d'enfants de 0 à 14 ans pour lesquels au moins un code de localisation de lésion a été renseigné, 82,4% ont eu une lésion à la tête.

Tableau 5

Répartition des décès par accident de la vie courante selon l'âge et le lieu du décès, France, 2016 (N=24 211)

Lieux du décès	0-14 ans		15-64 ans		65-84 ans		85 ans et plus		Total	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Domicile	63	27,9	1 569	31,7	1 729	24,0	1 749	14,8	5 110	21,1
Établissement hospitalier	100	44,2	1 690	34,1	4 038	56,1	6 897	58,3	12 725	52,6
Maison de retraite	0	0,0	46	0,9	588	8,2	2 624	22,2	3 258	13,5
Voie publique	29	12,8	713	14,4	306	4,3	89	0,8	1 137	4,7
Autre lieu	27	11,9	830	16,8	445	6,2	369	3,1	1 671	6,9
Lieu non connu	7	3,1	103	2,1	92	1,3	108	0,9	310	1,3
Total	226	100,0	4 951	100,0	7 198	100,0	11 836	100,0	24 211	100,0

d'âge les plus âgées. Chez les 85 ans et plus, 80% (9 521/11 836) des décès ont eu lieu en établissement hospitalier ou en maison de retraite.

Répartition des décès par région

La surmortalité par AcVC mesurée par le SMR était globalement différente selon les régions françaises (figure 2). En métropole, les régions qui ont enregistré les plus fortes surmortalités par rapport au SMR moyen de la France (=100) ont été la Bretagne (22%), les Hauts-de-France (10%) et Auvergne-Rhône-Alpes (9%). L'Île-de-France a quant à elle connu une sous-mortalité de 25%. Les régions monodépartementales d'outre-mer de Mayotte, de Guyane et Guadeloupe et, dans une moindre mesure, de La Réunion ont enregistré une mortalité supérieure de respectivement 130%, 90%, 20% et 11% par rapport au taux standardisé moyen de la France. À l'inverse, la Martinique a enregistré une mortalité inférieure de 11%. Les taux de mortalité standardisés totaux selon l'âge étaient plus élevés dans les régions d'outre-mer par rapport à la métropole (34% vs 31%) quel que soit l'âge, sauf chez les 85 ans et plus (tableau 6).

Concernant les types d'AcVC, les différences étaient globalement peu marquées entre les régions métropolitaines. Dans les régions d'outre-mer (Guadeloupe, Martinique, Guyane, La Réunion et Mayotte), la proportion de décès par chutes parmi l'ensemble des décès par AcVC était plus faible par rapport aux régions métropolitaines (29% vs 47%) et celle par noyades plus élevée (13% vs 4%) (figure 3).

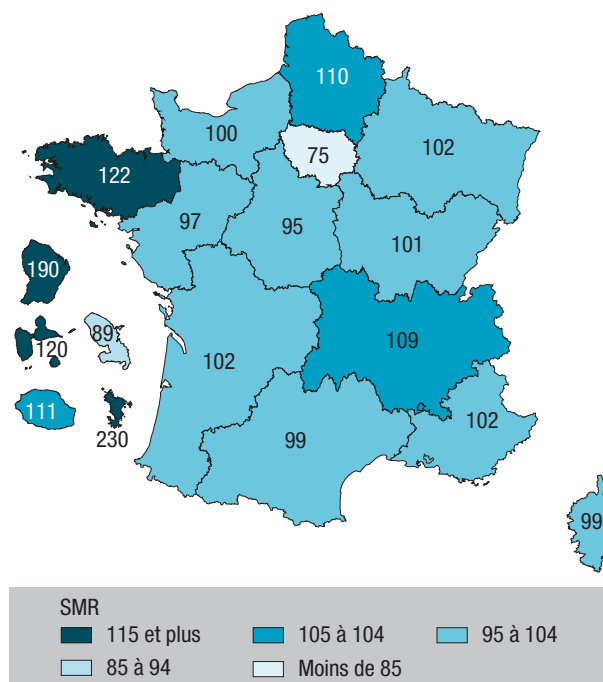
Évolution de la mortalité par accident de la vie courante de 2012 à 2016

Le nombre de décès par AcVC a augmenté de 10% entre 2012 et 2016 (figures 4 et 5). Cette augmentation a eu lieu principalement entre 2014 et 2015 et a surtout concerné les personnes de 45 ans et plus (il n'y a pas d'évolution notable chez les moins de 45 ans). Les AcVC ont représenté 62% des décès par traumatismes en 2016 (24 211/38 848) contre 58% en 2012 (21 949/37 725). On observe une augmentation globale des décès par chute (+16%) et par AcVC

de cause inconnue (+26%). Le nombre de décès pour les autres causes d'AcVC est soit resté globalement stable (suffocations, expositions à la fumée, au feu ou aux flammes, noyades) ou a diminué (intoxications, autres AcVC précisés) sur la période 2012-2016. L'évolution du nombre de décès par AcVC chez les 65 ans et plus (+13%) a suivi l'évolution observée en population totale, cette classe d'âge représentant 79% des décès par AcVC en 2016 (19 034/24 211). Le nombre de décès par AcVC a diminué de 10% chez les moins de 15 ans entre 2012 et 2016 confirmant la tendance déjà constatée depuis 2000⁵. Cette baisse a concerné toutes les causes sauf les intoxications et les AcVC de cause inconnue.

Figure 2

Ratio standardisé de mortalité (SMR) par accident de la vie courante et par région, France, 2016 (N=24 197*)



* Les données ne prennent pas en compte les 14 décès par AcVC ayant eu lieu à Saint-Martin et Saint-Barthélemy.

Tableau 6

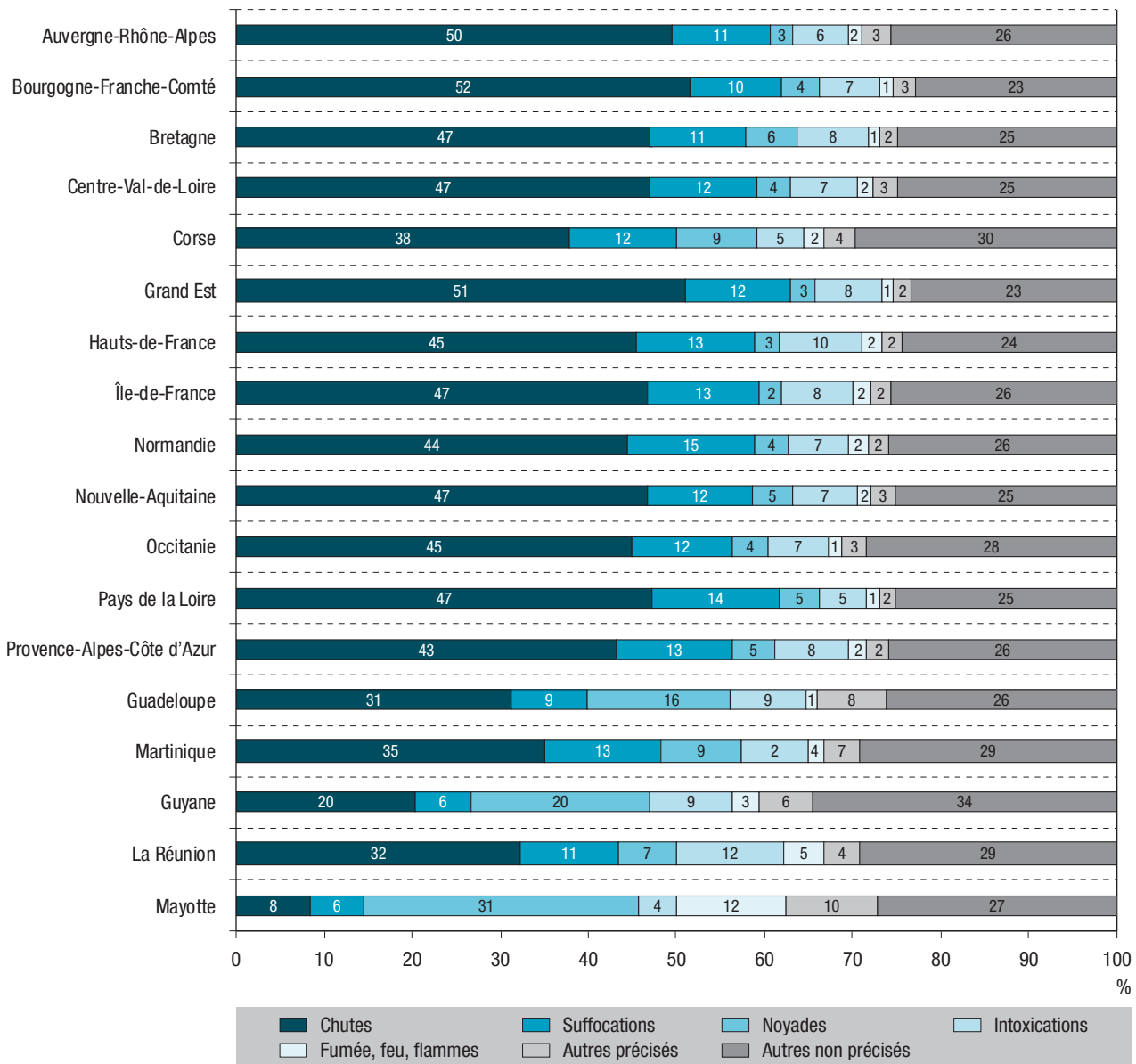
Répartition des décès par accident de la vie courante, taux spécifiques de mortalité par âge et taux de mortalité standardisés totaux selon l'âge entre la métropole et les régions d'outre-mer, France, 2016 (taux pour 100 000 personnes) (N=24 197*)

Classes d'âge	Métropole		Régions d'outre-mer	
	N	Taux	N	Taux
0-4 ans	136	3,6	15	8,9
5-14 ans	62	0,8	13	3,5
15-24 ans	340	4,5	25	8,6
25-44 ans	1 214	7,6	70	13,5
45-64 ans	3 163	18,8	134	25,1
65-74 ans	2 329	36,1	79	54,6
75-84 ans	4 675	117,6	110	140,3
85 ans et plus	11 700	573,5	132	416,8
Total	23 619	30,9	578	34,2

* Les données ne prennent pas en compte les 14 décès par AcVC ayant eu lieu à Saint-Martin et Saint-Barthélemy.

Figure 3

Répartition des différents types d'accident de la vie courante selon la région, France, 2016 (pourcentage) (N=24 197*)



* Les données ne prennent pas en compte les 14 décès par AcVC ayant eu lieu à Saint-Martin et Saint-Barthélemy.

Discussion

En 2016, les AcVC en France ont été à l'origine de près des deux tiers (62%) des décès par rapport à l'ensemble des traumatismes (accidentels, intentionnels et d'origine non connue) et 4% des décès totaux. Les décès par AcVC, sept fois plus nombreux que les décès par accidents de la route¹³, concernent tous les âges. Les AcVC sont la première cause de décès chez les enfants de 1 à 4 ans représentant 20% des décès totaux de cette classe d'âge devant les tumeurs (13%) et les malformations congénitales et anomalies chromosomiques (11%) (données Insee, 2016) ; chez les 5-14 ans, ils sont la deuxième cause de décès (11%) derrière les tumeurs (27%) et chez les 15-24 ans, ils sont la troisième cause (14%) derrière les accidents de transport (25%) et les suicides (15%). Dans l'ensemble, les décès par AcVC ont principalement eu lieu à des âges élevés : 79% chez

les 65 ans et plus et près de la moitié (49%) chez les 85 ans et plus. Concernant les causes de décès, les chutes représentent près de la moitié des décès par AcVC (46%) suivies des suffocations (12%), des intoxications (7%), des noyades (4%) et des expositions à la fumée, au feu et aux flammes (2%). Les causes de décès diffèrent selon l'âge : les très jeunes sont principalement victimes de suffocations et de noyades et, dans une moindre mesure, d'exposition à la fumée, au feu et aux flammes, les classes d'âge intermédiaire décèdent plutôt d'intoxications et les personnes âgées de chutes. Quel que soit le sexe, les taux spécifiques de mortalité par âge augmentent avec l'âge. La surmortalité masculine par AcVC, quel que soit le type d'AcVC, constatée étude après étude, est aussi confirmée dans celle-ci. Les principales lésions renseignées lors d'un décès par AcVC sont localisée au niveau de la tête (54%) et de la hanche et la cuisse (30%).

Figure 4

Ratio annuel par rapport à l'année 2012 (base=100) des effectifs de décès par accident de la vie courante selon l'âge, France, 2012-2016

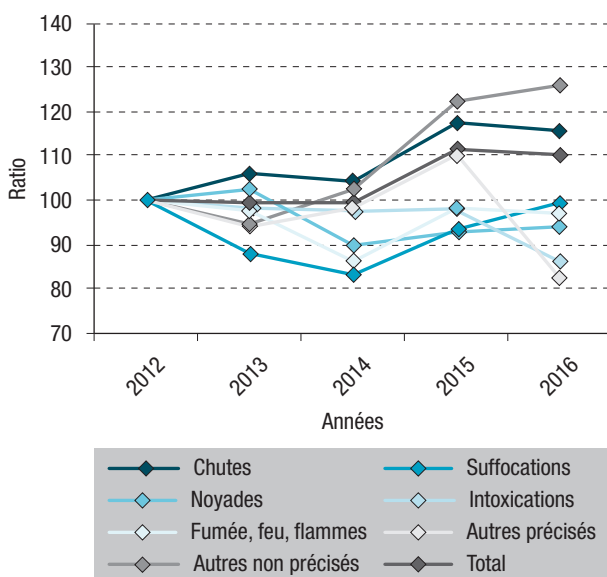
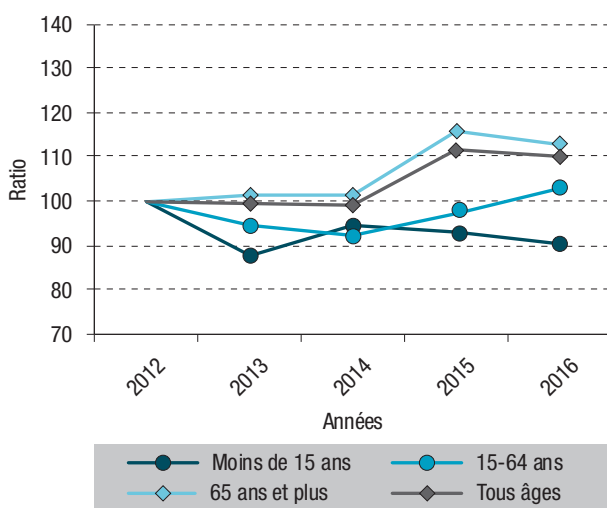


Figure 5

Ratio annuel par rapport à l'année 2012 (base 100) des effectifs de décès par accident de la vie courante selon le type d'accident de la vie courante, France, 2012-2016



Si la répartition des décès selon les différents types d'AcVC était globalement identique entre les régions métropolitaines, les différences de surmortalité par AcVC mesurée par le SMR étaient plus marquées par rapport au SMR moyen de la France, allant de +22% en Bretagne à -25% en Île-de-France, ces mêmes différences ayant déjà été constatées lors de l'étude précédente⁵. La comparaison de la mortalité par AcVC entre la France métropolitaine et l'outre-mer fait apparaître une mortalité globale par AcVC supérieure en outre-mer, une proportion de décès par chute parmi l'ensemble des décès par AcVC plus faible en outre-mer et celle par noyades plus élevée. La structure par âge plus jeune en outre-mer peut expliquer en partie la relative faible proportion de décès par chute. Concernant la

proportion de décès par noyade plus importante en outre-mer, les conditions facilitées d'accès à de nombreux lieux de baignade en site naturel a certainement un impact. De plus, la prise de risque peut être plus importante : pas ou très peu de surveillance des plages/rivières, peu de sites aménagés à la baignade, risques particuliers liés à des espèces propres aux eaux chaudes (méduses, poissons-lions, oursins), fréquence plus importante de pratiques potentiellement à risques (plongée en bouteille ou en apnée, pêche en apnée). À Mayotte, les naufrages des embarcations utilisées par des migrants provenant des Comores peuvent être à l'origine de certains décès par noyade.

La baisse des décès par AcVC chez les enfants sur la période 2012-2016, déjà constatée sur la période 2000-2012, pourrait être attribuée en partie aux campagnes de prévention et au renforcement de la réglementation sur les produits manufacturés pour enfants mis en place depuis plusieurs années. Une étude française portant sur une synthèse de littérature internationale des programmes et actions de prévention des AcVC chez les enfants a répertorié les interventions efficaces¹⁴. Elle indique qu'en France, un grand nombre d'interventions repérées dans le cadre de cette synthèse a déjà été mis en œuvre. En Chine, une étude montre une baisse du taux de mortalité pour l'ensemble des traumatismes parmi les enfants de moins de 5 ans, passant de 275 en 2009 à 189/100 000 en 2016¹⁵. Aux États-Unis, une étude portant sur l'évolution de la mortalité chez les enfants et les adolescents indique également une baisse globale de la mortalité par traumatismes entre 1990 et 2016 : par exemple, elle rapporte une baisse des décès par noyade de 46% et des décès suite à des incendies domestiques de 73%¹⁶. Dans ces deux études, la baisse est imputée à la mise en place de campagnes d'éducation et de prévention spécifiques couplées avec une réglementation construite sur des données probantes. Les décès sont les conséquences les plus graves des AcVC. Certaines actions de prévention mises en place ne réduisent pas forcément le nombre total d'AcVC mais en réduisent la gravité, que ce soit au niveau des séquelles ou des décès.

L'augmentation sur la période 2012-2016 concernant le nombre de décès par chute doit être investiguée. Sur la période 2000-2014, une étude comparant l'évolution des principales causes des décès par traumatismes en Australie, Canada et États-Unis rapporte aussi une augmentation des taux de mortalité par chutes dans les trois pays, respectivement de 3,1 à 7,8/100 000, de 6,7 à 10,8/100 000 et de 4,8 à 8,7/100 000. Aucune hypothèse pouvant expliquer cette augmentation n'a été avancée¹⁷. Une enquête sur la prévention de la perte d'autonomie des personnes âgées par la Cour des comptes était en cours au moment de la publication de cet article et pourrait apporter des éléments. De même, concernant l'absence de baisse des décès par intoxication chez les moins de 15 ans, la réponse à la saisine de la Direction générale de la santé à

Santé publique France en 2020 sur les accidents par expositions à des toxiques chez les moins de 15 ans apportera un éclairage sur les circonstances de ces AcVC.

Une des principales limites des résultats de notre étude demeure le manque de précision de la certification et des difficultés liées au codage des causes de décès et des lésions par traumatismes. En particulier, le caractère accidentel ou intentionnel (suicides, homicides) du traumatisme n'est pas toujours précisé sur le certificat de décès. En 2016, 25% des décès par AcVC sont codés « *exposition accidentelle à des facteurs, autres et sans précision* » (principalement le code X59) induisant ainsi une sous-estimation des autres catégories d'AcVC. Cependant, une meilleure ventilation de ces décès dans les autres catégories d'AcVC ne remettrait pas en cause l'augmentation globale des AcVC sur la période 2012-2016. Depuis la mise en place de la CIM-10 en 2000, la proportion des décès par AcVC de cause non précisée a toujours été importante (autour de 20%). Cette classification par le CépiDc est due à un manque de précision des certificats de décès sur l'accident du fait de la difficulté pour les certificateurs de coder la cause du décès à partir des éléments du certificat de décès. Cette proportion importante est retrouvée également dans certains autres pays. Une étude ayant comparé les décès ayant pour code X59 par rapport à l'ensemble des décès par traumatismes accidentels entre l'Australie, la Suède, Taïwan et les États-Unis indique des différences importantes dans l'utilisation de ce code : 33% en Suède contre 17% en Australie, 13% à Taïwan et 7% aux États-Unis¹⁸. En Australie, les résultats des enquêtes des coroners sont utilisés pour compléter les certificats de décès et aux États-Unis, des items sur le contexte de l'accident sont précisés dans le certificat de décès permettant notamment une description des circonstances en texte libre. D'autres études⁹⁻¹¹ ont permis de mieux caractériser et classer les décès par AcVC dont la cause n'était pas connue en lien avec une fracture du fémur dans la catégorie des chutes accidentelles, réduisant ainsi la proportion des décès par AcVC dont la cause était inconnue. De même, les décès par accident du travail hors circulation sont difficilement identifiables dans les données du CépiDc sans élément de contexte, et sont donc pour certains inclus par excès dans les décès par AcVC entraînant ainsi une surestimation de ces accidents⁷. Sur la période 2002-2004 en France, sans compter les accidents de trajet, une étude a estimé à 905 le nombre annuel d'accidents mortels d'origine professionnelle pour l'ensemble des travailleurs¹⁹.

Les données de mortalité issues de la base du CépiDc ne sont pas suffisantes à elles seules pour comprendre précisément les événements et la chronologie ayant conduit au décès par AcVC. Il est nécessaire de disposer d'études permettant de décrire en détail les circonstances de survenue

des AcVC à l'origine des décès. À ce titre, l'étude MAVIE⁽²⁾, coordonnée par le centre de recherche Inserm U1219 *Bordeaux Population Health* à l'université de Bordeaux et par le pôle d'expertise du risque Calyxis, qui a pour objectif d'étudier sur le long-terme les circonstances et les causes des AcVC, est une initiative précieuse. L'état de santé de la victime peut être un des facteurs du mécanisme de l'accident : par exemple, il est parfois difficile chez une personne âgée en mauvaise santé d'imputer le décès directement à la chute ou à son état de santé dégradée au moment de la chute. Dans une thèse récente portant sur les facteurs de risque d'accidents domestiques au sein de la cohorte MAVIE²⁰, il a été constaté que la présence de comorbidités était significativement associée aux AcVC domestiques. D'autres études indiquent que le nombre de maladies simultanées a été décrit comme un facteur de risque des chutes non seulement chez les personnes âgées²¹⁻²³ mais aussi dans la population adulte en général²⁴. Une étude récente sur les chutes des personnes âgées à domicile a ainsi permis d'établir des profils de chuteurs et de documenter les circonstances de la chute conduisant à un décès²⁵. À la suite, une deuxième étude conduite un an après la chute sera menée, notamment sur les séquelles physiques. Cette étude permettra d'obtenir des taux de décès à un an parmi la population des chuteurs et d'identifier les profils qui sont les plus susceptibles de rechuter, voire de subir des conséquences plus graves (entrée en institution, décès) afin de mettre en place des interventions ciblées pour tenter de les éviter. Des enquêtes sur la survenue des noyades en France sont aussi conduites tous les trois ans depuis 2006 pour recenser le nombre de noyades et décrire les caractéristiques des victimes, les activités pratiquées et les circonstances lors de la survenue de ces noyades²⁶. Ces études sont précieuses pour mettre à jour les messages de prévention, mieux cibler les populations à risque et adapter la réglementation et l'environnement malgré le caractère chronophage du recueil des circonstances détaillées ayant conduit au décès par AcVC.

Compte tenu des effectifs de décès qui restent élevés à tous les âges, les AcVC demeurent un problème de santé publique majeur et leur surveillance épidémiologique régulière reste nécessaire. Cet article contribue à identifier les AcVC avec la charge morbide la plus élevée et pour lesquels des actions de prévention doivent être mis en place. Des actions globales, mêlant campagnes d'éducation, de prévention et d'adaptation de la réglementation construites sur des données probantes, doivent être envisagées avec l'ensemble des parties prenantes (institutionnels, recherche, associations, etc.) pour réduire le fardeau des AcVC en termes de morbidité et de mortalité. Il est aussi nécessaire de mettre en place des actions spécifiques selon les types d'AcVC et les populations (par âge, par sexe, par région) pour mieux tenir compte des mécanismes, des caractéristiques individuelles et

⁽²⁾ <http://www.observatoire-mavie.com/accueil-etude-MAVIE.aspx>

environnementales. Ainsi, une analyse sur les accidents de la vie courante sur l'île de La Réunion sur la période 2010-2018²⁷ avait évalué à 140 le nombre moyen annuel d'AcVC consécutifs à une chute du haut d'un arbre, alors que ce nombre annuel avait été estimé à 300 sur la période 2005-2009²⁸. Les actions de prévention et les campagnes de sensibilisation ciblées et spécifiques mises en place suite aux premiers résultats (communiqués de presse, affiches, reprises presse) contre les chutes de grande hauteur (d'arbres au moment de la cueillette des mangues et des lychees et d'échelles ou depuis le toit, notamment au moment de la période cyclonique) ont pu contribuer à cette baisse. En outre, un travail spécifique concernant la mise à jour des recommandations par rapport à l'existant doit aussi être entrepris à partir d'une revue de la littérature récente sur le sujet. Les efforts doivent se poursuivre comme l'y invite la Direction générale de la santé qui a listé la prévention des accidents de la vie courante chez les enfants de moins de 15 ans comme priorité dans la stratégie nationale de santé 2018-2022. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Références

[1] van Beeck EF, Branche CM, Szpilman D, Modell JH, Bierens JJ. A new definition of drowning: Towards documentation and prevention of a global public health problem. *Bull World Health Organ.* 2005;83(11):853-6.

[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

[3] Thélot B. Traumatismes. In: Astagneau P, Ancelle T (dir.). *Surveillance épidémiologique*. Paris: Lavoisier; 2011. p. 213-20.

[4] European Association for Injury Prevention and Safety Promotion. *Injuries in the European Union, Summary on injury statistics 2012-2014*. Amsterdam: Eurosafe; 2016. 52 p. <https://www.eurosafe.eu.com/key-actions/injury-data/reports>

[5] Pedrono G, Bouilly M, Thelot B. Enquête permanente sur les accidents de la vie courante (EPAC). Résultats 2010 en France métropolitaine. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2016. 100 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/enquete-permanente-sur-les-accidents-de-la-vie-courante-epac--resultats-2010-en-france-metropolitaine>

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

[7] Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès – Inserm. *Statistiques des causes médicales de décès*. <https://www.cepdc.inserm.fr/causes-medicales-de-deces/la-base-des-causes-medicales-de-deces>

[8] Thélot B, Ermanet C, Jouglu E, Pavillon G. Classification internationale des maladies : listes de référence pour l'analyse des causes de décès par traumatisme en France. *Bull Epidémiol Hebd.* 2006;(42):323-8. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/classification-internationale-des-maladies-listes-de-reference-pour-l-analyse-des-causes-de-deces-par-traumatisme-en-france>

[9] Ellingsen CL, Ebbing M, Alfsen GC, Vollset SE. Injury death certificates without specification of the circumstances leading to the fatal injury – the Norwegian Cause of Death Registry 2005-2014. *Popul Health Metr.* 2018;16(1):20.

[10] Panula J, Pihlajamäki H, Mattila VM, 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.

[11] 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.

[12] Boulat T, Ghosn W, Morgand C, Falissard L, Roussel S, Rey G. Principales évolutions de la mortalité par cause sur la période 2000-2016 en France métropolitaine. *Bull Epidémiol Hebd.* 2019;(29-30):576-84. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2019/29-30/2019_29-30_1.html

[13] Observatoire national interministériel de la sécurité routière. *Accidentalité routière 2016 – résultats définitifs*. https://www.onisr.securite-routiere.gouv.fr/sites/default/files/2019-03/Accidentalite_routiere_2016_ONISR.pdf

[14] Nguyen Thanh V, Clément J, Thélot B, Richard JB, 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.

[15] Xiang L, Wang K, Miao L, Kang L, Li X, Zhu J, *et al.* Injury-related mortality among children younger than 5 years in China during 2009-2016: An analysis from national surveillance system. *Inj Prev* 2019;25(1):60-6.

[16] Cunningham RM, Walton MA, Carter PM. The major causes of death in children and adolescents in the United States. *N Engl J Med.* 2018;379(25):2468-75.

[17] Mack K, Clapperton A, Macpherson A, Sleet D, Newton D, Murdoch J, *et al.* Trends in the leading causes of injury mortality, Australia, Canada, and the United States, 2000-2014. *Can J Public Health.* 2017;108(2):e185-e91.

[18] 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.

[19] Brière J, Chevalier A, Imbernon E. Les accidents mortels d'origine professionnelle en France, 2002-2004. *Bull Epidémiol Hebd.* 2012;(22-23):264-7. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/les-accidents-mortels-d-origine-professionnelle-en-france-2002-2004>

[20] Rojas Castro M. Les accidents de la vie courante en France: Étude des facteurs de risque d'accidents domestiques au sein de la cohorte MAVIE [Thèse de doctorat en Santé publique]. Université de Bordeaux, 2021. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-03288974>

[21] Peeters G, Cooper R, Tooth L, van Schoor NM, Kenny RA. A comprehensive assessment of risk factors for falls in middle-aged adults: Co-ordinated analyses of cohort studies in four countries. *Osteoporos Int.* 2019;30(10):2099-117.

[22] Gale CR, Westbury LD, Cooper C, Dennison E. Risk factors for incident falls in older men and women: The English longitudinal study of ageing. *BMC Geriatr.* 2018;18(1):117.

[23] Sibley KM, Voth J, Munce SE, Straus SE, Jaglal SB. Chronic disease and falls in community-dwelling Canadians over 65 years old: A population-based study exploring associations with number and pattern of chronic conditions. *BMC Geriatr.* 2014;14:22.

[24] Kirshenbom D, Ben-Zaken Z, Albilya N, Niyibizi E, Bala M. Older age, comorbid illnesses, and injury severity affect immediate outcome in elderly trauma patients. *J Emerg Trauma Shock.* 2017;10(3):146-50.

[25] Torres M, Pedrono G, Lasbeur L, Carcaillon-Bentata L, Rigou A, Beltzer N. Chutes des personnes âgées à domicile : caractéristiques des chuteurs et des circonstances de la chute. Volet « Hospitalisation » de l'enquête ChuPADom, 2018. Saint-Maurice: Santé publique France; 2020. 139 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/traumatismes/chute/documents/enquetes-etudes/chutes-des-personnes-agees-a-domicile.-caracteristiques-des-chuteurs-et-des-circonstances-de-la-chute.-volet-hospitalisation-de-l-enquete-chupadom>

[26] Ung A, Gautier A, Chatignoux E, Beltzer N. Surveillance épidémiologique des noyades. Résultats de l'enquête NOYADES 2018. Saint-Maurice: Santé publique France; 2020. 42 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/traumatismes/noyade/documents/rapport-synthese/surveillance-epidemiologique-des-noyades.-resultats-de-l-enquete-noyades-2018>

[27] Solet JL, Diallo B, Mougin-Damour K, Rigou A, Ménudier L. Accidents de la vie courante à l'île de La Réunion, 2010-2018 : résultats à partir de l'enquête Epac. Bull Epidemiol Hebd. 2021;(4):64-70. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/4/2021_4_2.html

[28] Giron S, Solet JL, Ricard C, Morbidelli P, Dekkak R, Thélot B, *et al.* Résultats de l'Enquête permanente sur les accidents de la vie courante, île de La Réunion, France, 2005-2009. Bull Epidemiol Hebd. 2011;(7):66-9. <https://www.santepubliquefrance.fr/regions/ocean-indien/documents/article/2011/resultats-de-l-enquete-permanente-sur-les-accidents-de-la-vie-courante-epac-ile-de-la-reunion-france-2005-2009>

Citer cet article

Ung A, Chatignoux E, Beltzer N. Analyse de la mortalité par accident de la vie courante en France, 2012-2016. Bull Epidemiol Hebd. 2021;(16):290-301. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/16/2021_15_2.html