

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Étude nationale de l'asthme actuel selon le secteur d'activité chez les artisans et commerçants en activité en 2013 // Nationwide study of current asthma by industry in craftsmen and traders in France in 2013.....p. 542

Marie Houot et coll.

Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

Mortalité par suicide des salariés affiliés au régime agricole en activité entre 2007 et 2013 : description et comparaison à la population générale // Suicide mortality among French employees from the special agricultural social security scheme working between 2007 and 2013: Description and comparison to the general population.....p. 549

Justine Klingelschmidt et coll.

Santé publique France, Saint-Maurice, France

ARTICLE // Article

Mise en œuvre du dépistage néonatal de la surdité en Rhône-Alpes. État des lieux 2016 et 1^{er} semestre 2017 // Universal newborn hearing screening in Rhône-Alpes region (France). Assessment of the program in 2016 and first half of 2017.....p. 556

Lorène Bouillot et coll.

Réseau périnatal des 2 Savoie (RP2S), Chambéry, France

ERRATUM // Erratum p. 563

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

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

Directeur de la publication : François Bourdillon, directeur général de Santé publique France
Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messaï
Secrétariat de rédaction : Marie-Martine Khamassi, Farida Mihoub
Comité de rédaction : Juliette Bloch, Anses; Isabelle Bonmarin, Santé publique France; Sandrine Danet, HCAAM; Cécile Durand/Damien Mouly, Santé publique France, Cire Occitanie; Bertrand Gagnière, Santé publique France, Cire Bretagne; Isabelle Grémy, ORS Ile-de-France; Romain Guignard, Santé publique France; Françoise Hamers, Santé publique France; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France; Valérie Olié, Santé publique France; Sylvie Rey, Drees; Hélène Therre, Santé publique France; Sophie Vaux, Santé publique France; Agnès Verrier, Santé publique France; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>
Préresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

ÉTUDE NATIONALE DE L'ASTHME ACTUEL SELON LE SECTEUR D'ACTIVITÉ CHEZ LES ARTISANS ET COMMERÇANTS EN ACTIVITÉ EN 2013

// NATIONWIDE STUDY OF CURRENT ASTHMA BY INDUSTRY IN CRAFTSMEN AND TRADERS IN FRANCE IN 2013

Marie Houot (marie.houot@santepubliquefrance.fr), Frédéric Moisan, Yuriko Iwatsubo

Santé publique France, Saint-Maurice, France

Soumis le 19.02.2018 // Date of submission: 02.19.2018

Résumé // Abstract

Introduction – L'asthme relève de causes multiples, parmi lesquelles les facteurs professionnels contribuent pour environ 15% des cas. Afin de documenter la situation dans la population spécifique des artisans/commerçants, la prévalence d'asthme actuel a été estimée et déclinée selon les secteurs d'activité professionnelle.

Méthode – L'étude a porté sur l'ensemble des artisans et des commerçants en activité affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants (anciennement Régime social des indépendants) au 1^{er} janvier 2013. L'asthme actuel a été défini à partir d'un modèle prédictif validé utilisant les données de remboursements de médicaments antiasthmatiques entre 2010 et 2012. Des prévalences ont été estimées selon le sexe et le secteur d'activité. Une comparaison de la prévalence d'asthme actuel entre les secteurs d'activité a été réalisée en calculant des odds ratios (OR) et leurs intervalles de confiance (IC95%) à l'aide de modèles logistiques.

Résultats – L'étude a inclus 967 391 artisans/commerçants. La prévalence d'asthme actuel était de 5,6% chez les hommes (n=40 408) et 6,8% chez les femmes (n=16 547). Comparé au secteur de l'administration d'entreprise (activité de référence), un risque augmenté d'asthme a été observé chez les hommes et chez les femmes exerçant dans la boulangerie-pâtisserie (respectivement OR=2,1 [2,0-2,3] ; OR=1,2 [1,1-1,5]) ou dans le transport de voyageurs par taxi (respectivement OR=1,2 [1,1-1,3] ; OR=1,3 [1,1-1,6]). Un risque augmenté a été observé chez les hommes dans le secteur des ambulances (OR=1,4 [1,2-1,7]) et celui des manèges forains et parcs d'attraction (OR=1,4 [1,2-1,6]) et, chez les femmes, dans les écoles de conduite (OR=1,4 [1,1-1,8]).

Discussion – conclusion – Les secteurs d'activité professionnelle connus comme à risque d'asthme ont été retrouvés dans notre étude mais d'autres, non documentés dans la littérature, ont été observés. Ce travail apporte de nouveaux résultats pouvant contribuer à la prévention. Cependant, une meilleure caractérisation des expositions professionnelles et environnementales permettrait d'en préciser les actions.

Introduction – Asthma is a multifactorial disease with occupational factors accounting for about 15% of adult-onset asthma cases. In order to describe asthma among the specific population of craftsmen and traders, the objective of the present study was to estimate the prevalence and risk of asthma according to economic activities among craftsmen and traders.

Methods – We obtained from the self-employed health insurance scheme (Sécurité sociale pour les indépendants) economic sectors and drug claims data of all craftsmen and traders affiliates on 1 January 2013. Current asthma was defined using a validated predictive model based on the data of reimbursements of anti-asthma medications between 2010 and 2012. Prevalence rates were estimated by sex and activity sector. Logistic regressions were used to compare asthma risk by economic sectors using odds ratios (OR) and their confidence intervals (CI95%).

Results – The population comprised 967,391 craftsmen and traders. The prevalence of current asthma was estimated to 5.6% in men (n=40,408) and 6.8% in women (n=16,547). Compared to management activities of holding companies (reference category), significant odds ratios were observed in men and women in bakery manufacture (respectively OR=2.1 [2.0-2.3]; OR=1.2 [1.1-1.5]) or taxi drivers activity (respectively OR=1.2 [1.1-1.3]; OR=1.3 [1.1-1.6]). An increased risk of asthma was also observed in men working in ambulance sectors (OR=1.4 [1.2-1.7]) and fairs and amusement parks activities (OR=1.4 [1.2-1.6]), and in women working in driving school activities (OR=1.4 [1.1-1.8]).

Conclusions – Several economic sectors known to be at risk were found in our study, but also other economic sectors, not documented in the literature, were observed. These results may help improve prevention. However, a better characterization of occupational and environmental exposures would make it possible to specify its actions.

Mots-clés : Surveillance, Asthme, Artisans-commerçants, Secteurs d'activité, Modèle prédictif
// **Keywords**: Surveillance, Asthma, Craftsmen-Traders, Economic sectors, Prediction model

Introduction

En France, la prévalence de l'asthme dans la population générale de 15 ans et plus est estimée à 6%¹. L'asthme relève de causes multiples, parmi lesquelles les facteurs professionnels sont responsables d'environ 15% des cas².

En épidémiologie des risques professionnels, la description de pathologies selon les secteurs d'activité est une approche classique. L'utilisation des nomenclatures des professions et/ou des secteurs d'activité comme indicateur indirect des expositions professionnelles contribue à identifier des environnements professionnels potentiellement à risque³.

La surveillance de l'asthme en utilisant des données de grandes enquêtes ou de cohortes est réalisée dans plusieurs pays⁴⁻⁶. Dans une publication récente, Mazurek et coll. aux États-Unis ont utilisé les données de la *National Health Interview Survey 2011-2016* pour estimer la prévalence de l'asthme chez les personnes de plus de 18 ans en emploi au cours des 12 derniers mois⁷. Les auteurs ont observé une prévalence plus élevée d'asthme actuel dans le secteur de la santé et de l'action sociale, ainsi que dans celui de l'éducation.

Par ailleurs, Koehoorn et coll. ont réalisé une surveillance de l'asthme à partir des données médico-administratives et soulignent l'intérêt de cette approche qui permet de couvrir une large population⁸.

La fréquence de l'asthme décrite chez les travailleurs à partir de grandes enquêtes concerne le plus souvent les salariés, puisqu'ils représentent la majorité des travailleurs. En revanche, la fréquence de l'asthme chez les artisans et les commerçants est peu documentée en France bien qu'il existe, dans certains métiers d'artisans, des nuisances professionnelles connues pour causer un asthme (farine chez les boulangers, persulfates alcalins chez les coiffeurs...)⁹.

Les études épidémiologiques sur l'asthme reposent le plus souvent sur des données déclaratives recueillies par questionnaire, ce qui limite la possibilité d'inclure un grand nombre d'individus. Une approche alternative consiste à utiliser les données médico-administratives, en particulier les données de remboursement de médicaments¹⁰⁻¹². Une précédente étude avait montré qu'il était possible d'identifier, dans la population des travailleurs en activité affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants (anciennement le Régime social des indépendants), les personnes asthmatiques à partir de leurs remboursements de médicaments antiasthmatiques¹³.

Les objectifs de notre étude étaient d'utiliser cet algorithme à l'échelle nationale pour : (i) estimer la fréquence de l'asthme selon le secteur d'activité des artisans et commerçants affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants ; (ii) identifier les secteurs d'activité avec un risque élevé d'asthme dans cette population.

Méthode

Population et données

L'étude a porté sur l'ensemble des artisans et des commerçants en activité âgés de 18 à 65 ans et affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants au 1^{er} janvier 2013, à l'exclusion des ayants-droits (conjoint, enfants...).

Les données extraites à partir des bases de données de la Sécurité sociale pour les indépendants incluaient :

- des variables sociodémographiques comme le sexe et l'âge ;
- des données professionnelles comme le statut du travailleur indépendant (artisan ou commerçant) et le secteur d'activité de l'emploi au 1^{er} janvier 2013 codé selon la nomenclature NAF de l'Institut national de la statistique des études économiques (Insee) édition 2003¹⁴ ;
- des données de santé avec les données de remboursement des 10 catégories de médicaments de la classe ATC R03 (médicaments pour syndromes obstructifs des voies aériennes) et un médicament de la classe R06 (antihistaminique) entre 2010 et 2012, ainsi que l'information sur le médecin prescripteur.

Définition de l'asthme

Les personnes présentant un asthme actuel ont été identifiées à partir d'un modèle prédictif développé et validé dans une étude antérieure et présenté en annexe¹³. Ce modèle utilise le nombre de boîtes des différentes catégories de médicaments (classe R03 : β 2-mimétiques à courte durée d'action, β 2-mimétiques à longue durée d'action, corticoïdes inhalés, associations β 2-mimétiques à longue durée d'action et corticoïdes inhalés, antileucotriènes ; classe R06 : kétotifène) présentées au remboursement au cours des trois dernières années, ainsi que la spécialité du médecin prescripteur (pneumologue). Par rapport aux données recueillies par un autoquestionnaire, le modèle prédictif présente une sensibilité de 79,6% et une spécificité de 86,1%.

Analyses statistiques

La prévalence de l'asthme actuel a été estimée par sexe et par secteurs d'activité, regroupés selon les deux premiers digits du code NAF, en la corrigeant par la sensibilité et la spécificité du modèle prédictif détaillé en annexe¹⁵. Cette analyse a permis de décrire la prévalence de l'asthme pour l'ensemble des secteurs d'activité présentant un nombre estimé d'asthmatiques supérieur à 100, afin de disposer d'une précision suffisante.

Par ailleurs, l'effectif de l'étude a permis d'estimer l'association entre l'asthme actuel et le secteur d'activité au niveau le plus fin (quatre digits du code NAF) comparé à celui de la catégorie de référence : le secteur de l'administration d'entreprises (NAF=74.1J). Chez les hommes et chez les femmes,

une régression logistique a été réalisée en ajustant sur le statut d'emploi (commerçant vs artisan) et l'âge (<45 ans, ≥45 ans) afin d'estimer des odds ratios (OR) et leurs intervalles de confiance à 95% [IC95%]. Le secteur de l'administration d'entreprises a été sélectionné comme secteur de référence car, d'une part, la prévalence estimée pour ce secteur était proche de la prévalence moyenne obtenue sur l'ensemble de la population et, d'autre part, parce qu'il comportait un effectif important.

Les analyses ont été réalisées pour les secteurs avec un effectif d'asthmatiques supérieur à 100 ; les secteurs aux effectifs d'asthmatiques plus faibles ont été regroupés.

Résultats

L'étude a inclus 967 391 artisans et commerçants (74% d'hommes et 26% de femmes). L'âge moyen était de 57 ans. La proportion de travailleurs artisans était de 52% chez les hommes et de 39% chez les femmes. Dans cette population d'artisans et de commerçants, la prévalence de l'asthme actuel était de 5,6% (n=40 408) chez les hommes et de 6,8% chez les femmes (n=16 457).

Prévalence de l'asthme actuel selon les secteurs d'activité regroupés (NAF : deux premiers digits)

Les prévalences de l'asthme actuel selon les secteurs d'activité regroupés sont présentées dans le tableau. Chez les hommes, la prévalence de l'asthme variait de 4,2% à 10,1%. Les prévalences les plus élevées étaient observées pour les industries alimentaires (10,1%) et la récupération (8,3%). Chez les femmes, la prévalence de l'asthme variait de 5,7% à 8,9%. Les chiffres les plus élevés étaient observés dans l'éducation (8,9%) et le transport terrestre (7,6%).

Association entre l'asthme actuel et les secteurs d'activité détaillés (NAF : quatre digits)

Les secteurs d'activité présentant une association significativement positive avec l'asthme actuel par rapport au secteur de l'administration d'entreprises sont présentés en figure 1 pour les hommes et en figure 2 pour les femmes.

Des associations positives statistiquement significatives entre l'asthme actuel et les secteurs de la boulangerie-pâtisserie ($OR_{Hommes}=2,1 [1,9-2,3]$; $OR_{Femmes}=1,3 [1,1-1,5]$), du commerce de détail non alimentaire sur marchés ($OR_{Hommes}=1,3 [1,2-1,4]$; $OR_{Femmes}=1,5 [1,3-1,7]$), des cafés-tabacs ($OR_{Hommes}=1,2 [1,0-1,4]$; $OR_{Femmes}=1,4 [1,2-1,7]$), des débits de boisson ($OR_{Hommes}=1,1 [1,0-1,3]$; $OR_{Femmes}=1,4 [1,2-1,6]$), le transport de voyageurs par taxi ($OR_{Hommes}=1,2 [1,1-1,3]$; $OR_{Femmes}=1,4 [1,1-1,6]$) et de la coiffure ($OR_{Hommes}=1,2 [1,0-1,3]$; $OR_{Femmes}=1,3 [1,1-1,4]$) ont été observées chez les hommes et chez les femmes. De plus, chez les hommes, une association positive statistiquement significative d'asthme actuel a été observée pour le secteur de la cuisson de produits de boulangerie ($OR=1,3 [1,1-1,6]$), de la pâtisserie ($OR=1,3 [1,0-1,5]$), de la récupération de matières métalliques recyclables

($OR=1,6 [1,3-1,9]$), de la réparation de chaussures et d'articles en cuir ($OR=1,2 [1,0-1,4]$), les ambulances ($OR=1,4 [1,2-1,7]$) et les manèges forains et parcs d'attractions ($OR=1,4 [1,2-1,6]$).

Chez les femmes, une association positive statistiquement significative d'asthme actuel a été observée pour les secteurs du commerce de détail de biens d'occasions ($OR=1,3 [1,1-1,6]$), du commerce de détail alimentaires sur marchés ($OR=1,3 [1,1-1,5]$), de la restauration ($OR=1,2 [1,0-1,4]$), des écoles de conduite ($OR=1,4 [1,2-1,8]$) et le secteur des autres services personnels ($OR=1,3 [1,1-1,4]$).

Discussion

Cette étude nationale incluant 967 391 artisans/commerçants, affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants et en activité au 1^{er} janvier 2013, a estimé une prévalence de l'asthme actuel dans l'ensemble de la population proche de celle estimée chez les artisans dans l'enquête décennale santé réalisée en 2003 (respectivement 5,9% et 4,9% [3,6%-6,6%])¹.

Concernant les secteurs d'activité, il convient de rappeler qu'il s'agit d'une population de travailleurs indépendants. Les emplois exercés dans cette population ne sont pas toujours comparables aux emplois salariés. Le secteur « éducation », par exemple, correspond principalement aux moniteurs d'auto-écoles et non à des enseignants des établissements scolaires.

La présente étude a montré une association positive entre l'asthme actuel et les secteurs de la boulangerie-pâtisserie, du commerce de détail non alimentaire sur les marchés, des cafés-tabacs, des débits de boisson, du transport par taxi et de la coiffure chez les hommes et chez les femmes par rapport au secteur de l'administration d'entreprises. Certains secteurs présentaient des associations statistiquement positives uniquement chez les hommes, en particulier la récupération de matières recyclables et les manèges forains et parcs d'attraction. Chez les femmes, ce sont les secteurs des écoles de conduite et des autres services personnels qui présentaient une association statistiquement positive.

Nous avons noté des associations entre l'asthme actuel et des secteurs connus tels que l'industrie alimentaire et la coiffure^{9,16}. En revanche, des prévalences plus élevées d'asthme ont été observées dans des secteurs non rapportés dans la littérature. C'est notamment le cas des secteurs du transport des voyageurs par taxi, des écoles de conduite, des ambulances, des commerces de détail sur les marchés et des manèges forains et parcs d'attraction. Deux hypothèses peuvent être avancées. La première correspond à des effets de sélection avec des patients asthmatiques changeant d'emploi vers le secteur du transport par taxi ou celui de l'auto-école. Le Moual et coll.¹⁷ ont observé que les sujets ayant un asthme ont deux fois plus de risque de quitter un emploi exposé comparés aux sujets non-asthmatiques. Par ailleurs,

Prévalence de l'asthme actuel chez les artisans/commerçants selon le secteur d'activité, France, 2013

Secteurs d'activité*	Hommes			Femmes		
	Effectif	Nombre d'asthmatiques [#]	Prévalence d'asthme actuel [#] (%)	Effectif	Nombre d'asthmatiques [#]	Prévalence d'asthme actuel [#] (%)
15 – Industries alimentaires	25 171	2 551	10,1	5 574	403	7,2
20 – Travail du bois et fabrication d'articles en bois	5 045	210	4,2	402	7	–
22 – Édition, imprimerie, reproduction	5 658	309	5,5	1 717	120	7,0
26 – Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	2 591	117	4,5	941	62	–
28 – Travail des métaux	11 779	579	4,9	660	46	–
29 – Fabrication de machines et d'équipements	4 510	232	5,1	216	18	–
33 – Fabrication d'instruments médicaux, de précision, d'optique et d'horlogerie	5 305	308	5,8	908	83	–
36 – Fabrication de meubles ; industries diverses	11 973	598	5,0	4 241	270	6,4
37 – Récupération	2 018	167	8,3	133	16	–
45 – Construction	203 287	10 256	5,0	6 059	433	7,1
50 – Commerce et réparation automobile	32 042	1 429	4,5	2 759	202	7,3
51 – Commerce de gros et intermédiaires du commerce	35 965	1 881	5,2	9 461	611	6,5
52 – Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	112 019	6 692	6,0	63 573	4 222	6,6
55 – Hôtels et restaurants	61 049	3 552	5,8	32 543	2 447	7,5
60 – Transports terrestres	34 297	2 098	6,1	3 854	293	7,6
67 – Auxiliaires financiers et d'assurance	3 878	225	5,8	1 011	78	–
70 – Activités immobilières	16 636	916	5,5	7 404	421	5,7
71 – Location sans opérateur	3 351	151	4,5	770	56	–
72 – Activités informatiques	8 109	459	5,7	784	61	–
74 – Services fournis principalement aux entreprises	43 989	2 345	5,3	14 490	885	6,1
80 – Éducation	4 245	241	5,7	1 754	156	8,9
85 – Santé et action sociale	2 917	222	7,6	2 356	162	6,9
92 – Activités récréatives, culturelles et sportives	9 615	542	5,6	3 178	224	7,0
93 – Services personnels	23 365	1 291	5,5	59 675	3 970	6,7
Activités non renseignées	37 495	2 262	6,0	12 676	837	6,6
Ensemble	723 625	40 408	5,6	243 764	16 457	6,8

* Uniquement les secteurs avec un nombre d'asthmatiques supérieur ou égal à 100. Secteurs codés avec la nomenclature NAF à 2 positions (édition 2003).

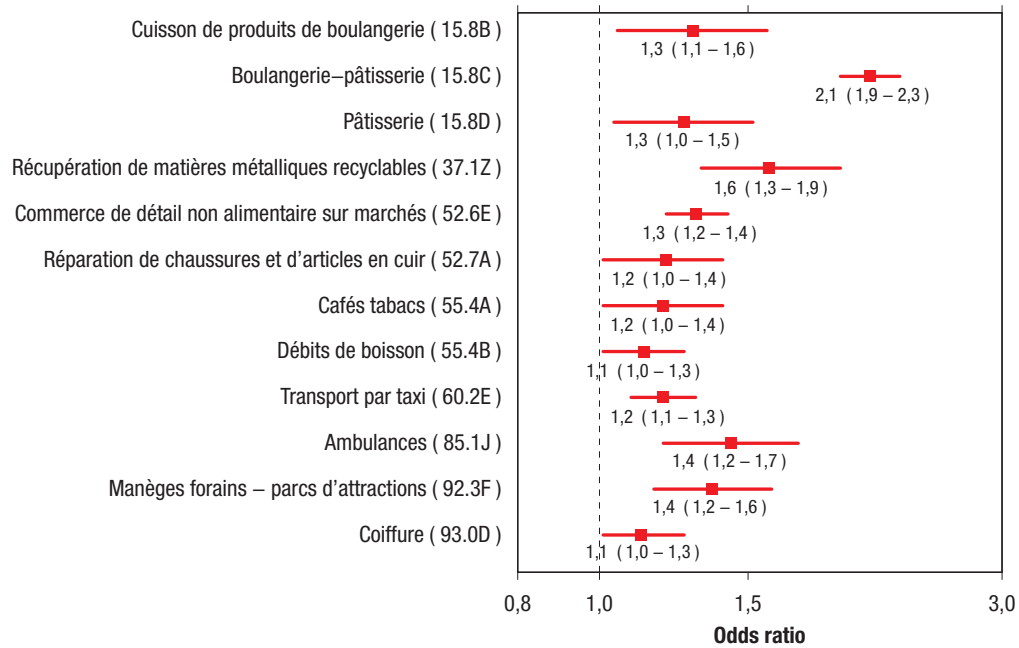
[#] Corrigé par la sensibilité et la spécificité du modèle prédictif (cf. Annexe).

Dumas et coll.¹⁸ ont étudié l'autosélection des asthmatiques au travail et observé que les personnes ayant un asthme modéré ou sévère avant le premier emploi avaient moins souvent un emploi exposant à des poussières, gaz et/ou fumées comparés aux non asthmatiques. La deuxième hypothèse est l'existence d'un risque d'asthme propre à ces secteurs qui pourrait être en lien avec une exposition professionnelle ou environnementale, à des substances irritantes telles que les gaz d'échappement (transport de voyageurs par taxi ou école de conduite), des produits de nettoyage (ambulances) et des nuisances environnementales (pollution atmosphérique...) pour les commerces sur les marchés, les manèges forains et parcs d'attraction¹⁹.

La méthode d'identification des asthmatiques à partir des données de remboursements de médicaments est un point fort de l'étude. L'approche a été validée et a montré de bonnes performances en termes de discrimination et de calibration. De plus, les estimations de prévalences ont été corrigées en prenant en compte la sensibilité et la spécificité du modèle¹⁵. Le deuxième atout de cette étude est l'inclusion de l'ensemble des artisans et commerçants travaillant en France et affiliés à la Sécurité sociale pour les indépendants, permettant d'étudier une grande diversité de secteurs d'activité aux niveaux les plus fins, notamment les moins fréquemment représentés, confirmant l'intérêt d'utiliser des données médico-administratives pour une surveillance de l'asthme comme souligné par Koehoorn et coll.⁸

Figure 1

Association* entre asthme actuel et secteur d'activité spécifique# chez les hommes, comparée au secteur de l'administration d'entreprises, France, 2013

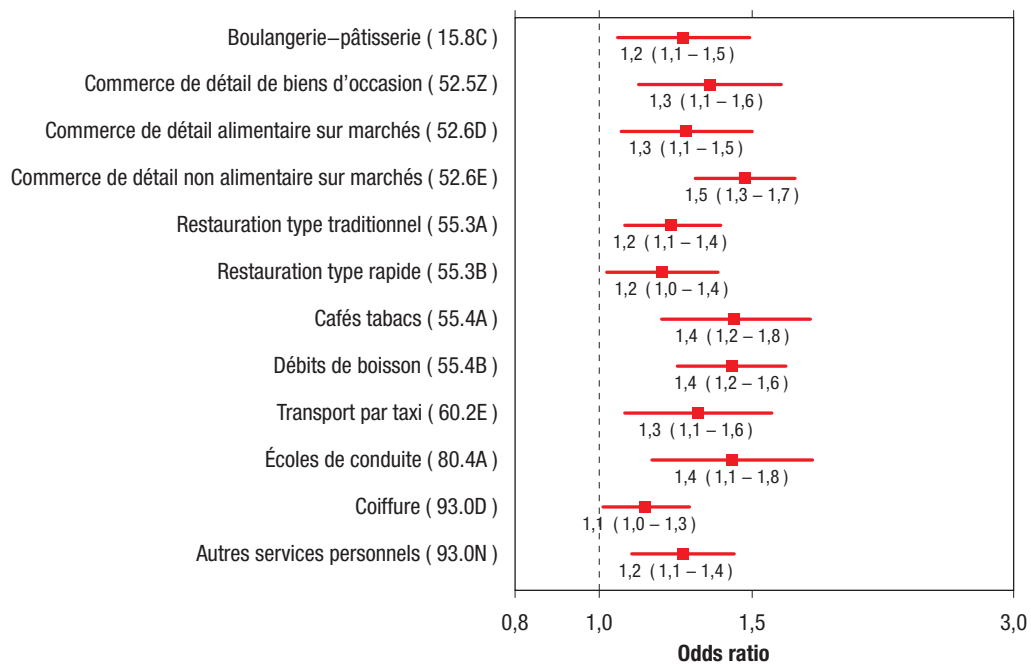


* Odds ratios d'asthme actuel en prenant comme référence le secteur de l'administration d'entreprises (NAF=74.1J) et ajusté sur le statut d'emploi (commerçant vs artisan) et l'âge (<45 ans, ≥ 45 ans).

Uniquement les secteurs avec un nombre d'asthmatiques supérieur ou égal à 100 et avec un risque d'asthme statistiquement plus élevé par rapport à la catégorie de référence.

Figure 2

Association* entre asthme actuel et secteur d'activité spécifique# chez les femmes, comparée au secteur de l'administration d'entreprises, France, 2013



* Odds ratios d'asthme actuel en prenant comme référence le secteur de l'administration d'entreprises (NAF=74.1J) et ajusté sur le statut d'emploi (commerçant vs artisan) et l'âge (<45 ans, ≥ 45 ans).

Uniquement les secteurs avec un nombre d'asthmatiques supérieur ou égal à 100 et avec un risque d'asthme statistiquement plus élevé par rapport à la catégorie de référence.

Des analyses complémentaires pour étudier des variations géographiques (variation Nord-Sud, variation Est-Ouest ou milieu rural vs grandes agglomérations) seront réalisées ultérieurement.

L'étude présente certaines limites. Notre définition de l'asthme actuel à partir des remboursements de médicaments n'a permis de repérer que les personnes traitées par les médicaments considérés

dans le modèle et ayant fait l'objet d'une demande de remboursement. De ce fait, la prévalence de l'asthme actuel a été vraisemblablement sous-estimée. Par ailleurs, la nature transversale de cette étude ne permettait pas de prendre en compte l'ensemble de la carrière professionnelle des sujets et il était, de ce fait, impossible de conclure à des associations causales. Enfin, nous n'avions pas d'information sur les facteurs de risque connus d'asthme tels que le tabagisme ou l'obésité, qui n'ont donc pas pu être pris en compte dans la présente étude. La cohorte Coset-Indépendants, dont l'extension nationale a été lancée en 2017, permettra de le faire dans les prochaines études.

Conclusion

Cette étude a montré des fréquences d'asthme actuel plus élevées dans des secteurs où cela était déjà connu, comme l'industrie agro-alimentaire. Dans ces secteurs, des actions de prévention existent et sont poursuivies^{20,21}.

L'étude a observé également des risques d'asthme actuel plus élevés dans les secteurs non connus à risque, comme ceux de l'auto-école, des ambulanciers, des commerçants sur les marchés et le secteur des manèges forains et parcs d'attraction. Bien qu'il existe des agents asthmogènes potentiels dans ces secteurs, il est nécessaire de mieux caractériser les expositions professionnelles et/ou environnementales présentes aux postes de travail, afin de pouvoir évoquer des associations entre nuisances professionnelles et asthme actuel susceptibles d'orienter des stratégies de prévention. Dans ce but, la Sécurité sociale pour les travailleurs indépendants pourrait mener des études spécifiques dans ces secteurs afin d'identifier des tâches exposant à des nuisances professionnelles et environnementales. Cela permettrait également de mieux comprendre certaines différences observées selon le sexe. D'autre part, dans le cadre de la cohorte Coset-Indépendants, il serait possible de confirmer les résultats observés dans la présente étude et de greffer des études spécifiques portant sur ces secteurs au cours de phases de suivi. En attendant des résultats précis, il semble important de recommander d'être vigilant sur le risque potentiel d'asthme dans ces secteurs.

En parallèle de ces actions, la surveillance épidémiologique de la population spécifique des artisans/commerçants, qui ne bénéficient pas d'un suivi médical individuel par les services de santé au travail, doit être poursuivie. L'utilisation des bases de données médico-administratives permet des analyses transversales répétées dans le temps susceptibles de suivre l'évolution des secteurs à risque d'asthme et d'adapter les actions de prévention.

Remerciements

À la Sécurité sociale pour les indépendants, en particulier C. Kamali, pour la mise à disposition des données ; à D. Lauzeille, pour son rôle d'interlocuteur avec la Sécurité sociale pour les indépendants et la gestion des données ; à L. Chérié-Challine et MC. Delmas, pour leur relecture.

Références

- [1] Delmas MC, Leynaert B, Com-Ruelle L, Annesi-Maesano I, Fuhrman C. Asthme : prévalence et impact sur la vie quotidienne – Analyse des données de l'enquête décennale santé 2003 de l'Insee. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2008. 89 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=3650
- [2] Balmes J, Becklake M, Blanc P, Henneberger P, Kreiss K, Mapp C, et al. American Thoracic Society Statement: Occupational contribution to the burden of airway disease. *Am J Respir Crit Care Med.* 2003;167(5):787-97.
- [3] Checkoway H, Pearce N, Kriebel D. Research methods in occupational epidemiology. Oxford: Oxford University Press; 2004. 392 p.
- [4] Le Moual N, Kennedy SM, Kauffmann F. Occupational exposures and asthma in 14,000 adults from the general population. *Am J Epidemiol.* 2004;160(11):1108-16.
- [5] Bang KM, Hnizdo E, Doney B. Prevalence of asthma by industry in the US population: A study of 2001 NHIS data. *Am J Ind Med.* 2005;47(6):500-8.
- [6] McHugh MK, Symanski E, Pompeii LA, Delclos GL. Prevalence of asthma by industry and occupation in the U.S. working population. *Am J Ind Med.* 2010;53(5):463-75.
- [7] Mazurek JM, Syamlal G. Prevalence of asthma, asthma attacks, and emergency department visits for asthma among working adults – National Health Interview Survey, 2011-2016. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2018;67(13):377-86.
- [8] Koehoorn M, Tamburic L, McLeod CB, Demers PA, Lynd L, Kennedy SM. Population-based surveillance of asthma among workers in British Columbia, Canada. *Chronic Dis Inj Can.* 2013;33(2):88-94. 904 p.
- [9] Bernstein IL, Chan-Yeung M, Malo JL, Bernstein DI (Eds). *Asthma in the workplace*, 3rd ed. New-York: Taylor & Francis Group; 2006.
- [10] Bocquier A, El-Haik Y, Jardin M, Cortaredona S, Nauleau S, Verger P. Intérêt des données de remboursement de l'Assurance maladie pour l'étude des disparités territoriales de la prévalence de l'asthme : une étude en Provence-Alpes-Côte d'Azur. *Rev Epidémiol Santé Publique.* 2015;63(3):155-62.
- [11] Cuerq A, Pepin S, Ricordeau P. Remboursements de médicaments antiasthmiques : une approche de la prévalence et du contrôle de l'asthme. Points de repère (CNAMTS). 2008;(24):1-12. https://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/pt_repere_asthme1.pdf
- [12] Deprez PH, Chinaud F, Clech S, Vallier N, Germanaud J, Weill A, et al. La population traitée par médicaments de la classe des antiasthmiques en France métropolitaine : données du régime général de l'Assurance maladie, 2000. *Rev Med Ass Mal.* 2004;35(1):3-11. <https://www.ameli.fr/l-assurance-maladie/statistiques-et-publications/sante-publique-pratiques-et-organisation-des-soins/les-articles-de-la-revue/revue-medicale-de-l-assurance-maladie-2004-n-1/medicaments-antiasthmiques-en-france.php>
- [13] Iwatsubo Y, Lauzeille D, Houot M, Mevel M, Chabault E, Delabre L, et al. Surveillance épidémiologique de l'asthme au sein de la population des artisans et commerçants affiliés au Régime social des indépendants (RSI). Rapport final de l'étude pilote. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2012. 127 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10936
- [14] Institut national de la statistique et des études économiques. Nomenclature d'activités et de produits française NAF-CPF. Insee: Paris; 1999. 741 p.
- [15] Couris CM, Colin C, Rabilloud M, Schott AM, Ecochard R. Method of correction to assess the number of hospitalized incident breast cancer cases based on claims databases. *J Clin Epidemiol.* 2002;55(4):386-91.
- [16] Kogevinas M, Zock JP, Jarvis D, Kromhout H, Lillienberg L, Plana E, et al. Exposure to substances in the workplace and

new-onset asthma: An international prospective population-based study (ECRHS-II). *Lancet*. 2007;370(9584):336-41.

[17] Le Moual N, Kauffmann F, Eisen EA, Kennedy SM. The healthy worker effect in asthma: Work may cause asthma, but asthma may also influence work. *Am J Respir Crit Care Med*. 2008;177(1):4-10.

[18] Dumas O, Smit LA, Pin I, Kromhout H, Siroux V, Nadif R, *et al*. Do young adults with childhood asthma avoid occupational exposures at first hire? *Eur Respir J*. 2011;37(5):1043-9.

[19] Ameille J, Hamelin K, Andujar P, Bensefa-Colas L, Bonnetterre V, Dupas D, *et al*. Occupational asthma and occupational rhinitis: The united airways disease model revisited. *Occup Environ Med*. 2013;70(7):471-5.

[20] Baur X, Sigsgaard T, Aasen TB, Burge PS, Heederik D, Henneberger P, *et al*. Guidelines for the management of work-related asthma. *Eur Respir J*. 2012;39(3):529-45.

[21] LaMontagne AD, Radi S, Elder DS, Abramson MJ, Sim M. Primary prevention of latex related sensitisation and occupational asthma: A systematic review. *Occup Environ Med*. 2006;63(5):359-64.

Citer cet article

Houot M, Moisan F, Iwatsubo Y. Étude nationale de l'asthme actuel selon le secteur d'activité chez les artisans et commerçants en activité en 2013. *Bull Epidémiol Hebd*. 2018;(27):542-8. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/27/2018_27_1.html

Annexe méthodologique

Développement du modèle prédictif d'asthme actuel

Le modèle prédictif a été développé à partir de l'étude Canasm réalisée en 2003 chez les travailleurs affiliés au Régime social des indépendants (RSI) dans trois régions françaises (Midi-Pyrénées, Haute-Normandie et Picardie)¹³. Cette étude comprenait d'une part un autoquestionnaire postal (données sociodémographiques, données de santé, dont des informations sur l'asthme et données professionnelles) et, d'autre part, des données de consommation de médicaments anti-asthmiques portés au remboursement.

Chez les consommateurs de médicaments antiasthmiques et à partir des données disponibles sur l'asthme actuel dans l'autoquestionnaire (avoir eu une crise dans les 12 derniers mois ou avoir un traitement actuellement pour l'asthme) et les données de remboursement, une régression logistique a été réalisée en introduisant toutes les variables explicatives disponibles : l'âge (<45 ans ; ≥45 ans), le sexe, la consultation chez un généraliste, la consultation chez un ORL, la consultation chez un pneumologue, la consultation chez un autre spécialiste, les 10 catégories de médicaments antiasthmiques (nombre de boîtes présentés au remboursement dans les 36 derniers mois). Pour les catégories de médicaments, 7 catégories ont été incluses en variable continue, 3 ont été incluses en variable binaire (oui/non) car il y avait moins de 50 sujets concernés.

Le modèle obtenu et présenté ci-dessous classe en asthmatique toute personne ayant une probabilité supérieure à 14% selon la formule suivante :

$$P = -0,47 * (1/\sqrt{\text{liste1}}) + 0,81 * \ln(\text{liste2}) + 1,28 * \ln(\text{liste5}) + 0,18 * (1/\text{liste5}) + 1,03 * \ln(\text{liste6}) + 0,19 * \text{liste9} + 1,62 * \text{liste10} + 0,47 * \text{visite chez un pneumologue} + 8,53$$

Avec :

Liste1 : β2-mimétiques à courte durée d'action

Liste2 : β2-mimétiques à longue durée d'action

Liste5 : Corticoïdes inhalés

Liste6 : Association de corticoïdes inhalés et β2-mimétiques à longue durée d'action

Liste9 : Antileucotriènes

Liste10 : Kétotifène

Méthode d'estimation du nombre d'asthmatiques corrigé

Pour chaque secteur d'activité étudié et par sexe, un nombre d'asthmatiques corrigé par la sensibilité et la spécificité du modèle de prédiction a été estimé à partir de la formule suivante :

$$N_{cor} = \frac{N_{brut} - (1 - SPE) \times N_{conso}}{SPE + SENS - 1}$$

Avec :

Nbrut le nombre d'asthmatiques estimé à partir du modèle de prédiction,

Nconso le nombre de personnes consommant des médicaments anti-asthmiques,

SPE la spécificité du modèle,

SENS la sensibilité du modèle.

MORTALITÉ PAR SUICIDE DES SALARIÉS AFFILIÉS AU RÉGIME AGRICOLE EN ACTIVITÉ ENTRE 2007 ET 2013 : DESCRIPTION ET COMPARAISON À LA POPULATION GÉNÉRALE

// SUICIDE MORTALITY AMONG FRENCH EMPLOYEES FROM THE SPECIAL AGRICULTURAL SOCIAL SECURITY SCHEME WORKING BETWEEN 2007 AND 2013: DESCRIPTION AND COMPARISON TO THE GENERAL POPULATION

Justine Klingelschmidt^{1,2}, Jean-François Chastang², Imane Khireddine-Medouni¹ (imane.khireddine@santepubliquefrance.fr), Laurence Chérié-Challine¹, Isabelle Niedhammer²

¹ Santé publique France, Saint-Maurice, France

² Inserm, U1085, IRSET, Université d'Angers, Équipe ESTER, Angers, France

Soumis le 05.04.2018 // Date of submission: 04.05.2019

Résumé // Abstract

Introduction – Un excès de mortalité par suicide des travailleurs du secteur agricole a été mis en évidence en France et à l'étranger. À notre connaissance, aucune étude n'a porté précédemment sur la mortalité par suicide des salariés agricoles affiliés à la Mutualité sociale agricole (MSA). Les objectifs de l'étude étaient de décrire la mortalité par suicide des salariés agricoles affiliés à la MSA en activité entre 2007 et 2013, et de la comparer à celle de la population générale française.

Méthode – Le nombre de suicides des salariés affiliés à la MSA en activité sur la période 2007-2013 a été quantifié. Leur répartition par mode opératoire a été ensuite décrite. La mortalité par suicide des salariés a enfin été comparée à celle de la population générale française à l'aide de ratios standardisés de mortalité (SMR) par suicide.

Résultats – Les résultats montrent une sous-mortalité par rapport à la population générale est classiquement observée dans la surveillance des cohortes professionnelles. Elle s'explique par un ensemble de mécanismes de sélection regroupés sous le nom d'effet du travailleur sain, mais ne permet pas de conclure à l'absence d'excès de risque de certains groupes de ces salariés vis-à-vis du suicide.

Discussion-conclusion – Cette sous-mortalité par rapport à la population générale est classiquement observée dans la surveillance des cohortes professionnelles. Elle s'explique par un ensemble de mécanismes de sélection regroupés sous le nom d'effet du travailleur sain, mais ne permet pas de conclure à l'absence d'excès de risque de certains groupes de ces salariés vis-à-vis du suicide.

Introduction – An excess of risk of suicide mortality among agricultural workers has been highlighted in France and in other countries. To our knowledge, there was no previous study of suicide mortality of French agricultural employees from the special agricultural social security scheme (MSA). The objectives of the study were to describe the suicide mortality of these workers between 2007 and 2013 and to compare it with that of the general French population.

Method – The number of suicides of the employees from the MSA working between 2007 and 2013 was quantified. Suicides were then described according to the lethal method used. Suicide mortality was finally compared to suicide mortality of the general French population using standardized suicide mortality ratios (SMR).

Results – The results show a lower suicide mortality of employees from the MSA compared to the general French population: SMR=0.81, 95%CI: [0.75-0.88] for men, and SMR=0.46 [0.37-0.58] for women.

Discussion-conclusion – This lower mortality compared to the general population is classically observed in occupational cohorts. It can be explained by selection effects known as the "healthy worker effect" but it does not support the conclusion that some groups of these employees are not at higher risk of suicide.

Mots-clés : Suicide, Mortalité, Salariés agricoles, Effet du travailleur sain

// **Keywords**: Suicide, Mortality, Agricultural employees, Healthy worker effect

Introduction

En France, exploitants et salariés agricoles sont affiliés à un régime de protection sociale obligatoire : la Mutualité sociale agricole (MSA). Cependant, contrairement aux exploitants agricoles, les salariés affiliés à la MSA constituent une population hétérogène, dont l'activité est définie par l'article L722-20 du code rural et de la pêche maritime. Elle regroupe des emplois

relevant du secteur agricole, mais également d'autres secteurs d'activité en lien avec le monde agricole (secteur secondaire avec en particulier la construction, secteur tertiaire avec notamment les assurances, les banques et l'enseignement). Cette grande diversité d'activités et d'emplois se traduit par des expositions professionnelles diverses : agents biologiques, produits chimiques, contraintes physiques, contraintes organisationnelles et psychosociales telles

que des contraintes relationnelles et éthiques, susceptibles de présenter un risque pour la santé¹.

Dans la littérature épidémiologique internationale, des travaux portent sur la mortalité par suicide des travailleurs du secteur agricole. Ces travaux ont fait l'objet de méta-analyses qui ont conclu à un excès de risque de mortalité par suicide dans cette population par rapport à d'autres groupes professionnels^{2,3}. En France métropolitaine, la mortalité par suicide des exploitants agricoles a été étudiée dans le cadre d'une collaboration entre l'agence nationale de santé publique (Santé publique France) et la Caisse centrale de la Mutualité sociale agricole (CCMSA). Les résultats publiés, portant sur les années 2007 à 2011, montraient une surmortalité par suicide chez les hommes exploitants agricoles par rapport à la population générale entre 2008 et 2010, particulièrement marquée chez les éleveurs bovins (lait et viande) âgés de 45 à 54 ans⁴.

En revanche, à notre connaissance, aucune étude n'a été menée sur la mortalité par suicide des salariés affiliés à la MSA.

Dans ce contexte, Santé publique France, l'Inserm et la CCMSA se sont associés pour mener une étude sur la mortalité par suicide de cette population. Son premier objectif était de décrire la mortalité par suicide des salariés agricoles affiliés à la MSA en activité entre 2007 et 2013 et de la comparer à celle de la population générale française. Il s'agira ensuite de décrire les caractéristiques des personnes décédées par suicide au sein des salariés. Cet article porte sur le premier objectif de l'étude.

Population et méthodes

Population d'étude

La population d'étude a inclus tous les salariés âgés de 15 à 64 ans et ayant effectué au moins un contrat ouvrant droit au régime de protection sociale agricole entre le 1^{er} janvier 2007 et le 31 décembre 2013.

Les salariés nés hors de France métropolitaine, ainsi que ceux ne disposant pas d'un NIR (numéro d'identification au répertoire) certifié ont été exclus de l'étude, faute de pouvoir obtenir pour eux un appariement de qualité avec les causes médicales de décès. Les salariés travaillant dans les Outre-Mer ont également été exclus : du fait de l'absence de caisses MSA en Outre-Mer, ces salariés sont gérés par les caisses générales de sécurité sociale et non par la MSA.

Données sociodémographiques et professionnelles étudiées

La base de données transmise par la CCMSA regroupait l'ensemble des contrats de travail de 2007 à 2013 des salariés cotisant au régime agricole.

Les variables étudiées étaient :

- des données sociodémographiques : sexe, âge ;
- des données professionnelles, relatives à chaque contrat/épisode salarié : date de début et de fin du contrat, type d'activité.

Le type d'activité a été renseigné par une variable de nomenclature interne à la CCMSA, la « catégorie de risque », construite à partir d'un regroupement d'activités pertinentes au regard des secteurs couverts par la MSA. Elle comporte 38 modalités qui ont été regroupées en sept grands groupes : cultures et élevages, travaux forestiers, entreprises de travaux (par exemple, entreprises de travaux agricoles et entreprises paysagistes), entreprises artisanales rurales (artisans dont l'activité concourt à la satisfaction des besoins professionnels des agriculteurs), coopération (par exemple, stockage et conditionnement de produits agricoles, abattage, découpe, désossage, conserverie de la viande), organismes professionnels agricoles (par exemple, Mutualité agricole et Crédit agricole), activités diverses (par exemple, personnel enseignant de certains établissements privés techniques agricoles).

Données de mortalité

Les données sociodémographiques, professionnelles et de mortalité – le statut vital – ont été transmises par la CCMSA. Ces données ont ensuite été appariées aux causes médicales de décès recueillies par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (CépiDc – Inserm) conformément au décret n°98-37.

Les décès survenus l'année d'un contrat, c'est-à-dire l'année où une activité MSA était reportée, sur la période allant du 1^{er} janvier 2007 jusqu'au 31 décembre 2013 ont ainsi été identifiés par la CCMSA. Leurs causes ont ensuite été retrouvées dans les données du CépiDc. Par exemple, une personne qui, entre 2007 et 2013, avait eu un seul emploi salarié relevant de la MSA avec un contrat allant du 1^{er} février au 31 mai 2008, n'a été suivie pour la mortalité que jusqu'à la fin de l'année 2008.

L'étude a porté sur la mortalité par suicide, dont les codes de la 10^e révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10) sont X60 à X84 et Y87.0 :

- intoxication médicamenteuse volontaire : X60 à X64 ;
- auto-intoxication par autres produits (alcool, produit chimique, pesticides et gaz) : X65 à X69, X77 ;
- lésion auto-infligée par pendaison, strangulation et asphyxie : X70 ;
- lésion auto-infligée par submersion (noyade) : X71 ;
- lésion auto-infligée par arme à feu ou explosifs : X72 à X75 ;
- lésion auto-infligée par instrument tranchant contondant : X78 à X79 ;
- lésion auto-infligée par saut dans le vide : X80 ;
- lésion auto-infligée par collision intentionnelle : X81 à X82 ;
- lésion auto-infligée par moyens autres ou non précisés : X76, X83, X84, Y87.0.

Les causes de décès fournies par le CépiDc incluent la cause initiale, la cause immédiate et éventuellement deux causes associées, codées selon la CIM10. L'étude présentée ici a considéré uniquement les causes initiales de décès. Les règles de codage conduisent à sélectionner le suicide comme cause initiale même si le médecin a indiqué une autre cause initiale de décès (ex : dépression ayant entraîné un suicide)⁵.

Stratégie d'analyse

Les analyses ont été effectuées séparément selon le sexe. Elles ont consisté à décrire la population d'étude, dénombrer les décès par suicide, décrire leur répartition en fonction des moyens létaux utilisés. La mortalité par suicide des salariés en activité de 15 à 64 ans a enfin été comparée à celle de la population générale française, en calculant des ratios standardisés de mortalité (SMR) et leurs intervalles de confiance à 95% [IC95%] sur l'ensemble de la période, par année, par classe d'âge et par mode opératoire de suicide. Les analyses ont, dans un premier temps, considéré l'ensemble des salariés, puis ont été réalisées selon le type d'activité des salariés. L'appartenance d'un salarié à un type d'activité a été définie comme le fait d'avoir effectué uniquement ce type d'activité au cours de la période 2007-2013. Les salariés ayant effectué plusieurs types d'activité ont été classés dans la catégorie « pluri-activités ».

Dans la présente analyse, pour chaque individu, la date de début de suivi était la date de début du premier contrat au sein de la MSA sur la période d'étude (1^{er} janvier 2007-31 décembre 2013). La date de fin de suivi était soit la date de fin du dernier contrat, soit le décès. Seules les périodes d'activité contribuaient au comptage des personnes-années (PA) et seuls les décès par suicide survenus en cours de contrat au sein de la MSA ont été comptabilisés. Le choix de ne retenir que les suicides en cours d'activité était motivé par deux considérations : d'une part, étudier le suicide au plus près de l'activité au sein de la MSA et, d'autre part, ne pas impacter les résultats par des tiers facteurs hors période d'emploi à la MSA pour lesquels on ne dispose pas d'informations (chômage, activité dans un autre régime...).

Toutes les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel SAS® (SAS Enterprise Guide v 7.1).

Résultats

Description de la cohorte

La répartition des PA, nécessaire au calcul des SMR, en fonction de l'année calendaire, de la classe d'âge et du type d'activité est présentée dans le tableau 1. La population d'étude comportait 2 860 896 individus (1 671 170 hommes et 1 189 726 femmes), correspondant à 4 626 016 PA (2 781 979 PA hommes et 1 844 037 PA femmes).

La durée moyenne de suivi et donc d'activité au sein de la MSA s'élevait à 1,6 année, chez les hommes comme chez les femmes.

Les secteurs qui concentraient le plus grand nombre de PA étaient le secteur « cultures et élevages » chez les hommes (32%) et le secteur « organismes professionnels agricoles » chez les femmes (41%).

Description des suicides en cours de contrat

La répartition des suicides selon le sexe et en fonction du mode opératoire utilisé est présentée dans le tableau 2. De 2007 à 2013, on dénombrait 692 suicides survenus en cours de contrat chez les salariés affiliés à la MSA, 613 chez les hommes et 79 chez les femmes, ce qui correspondait à des taux de décès standardisés sur l'âge de 22,4 pour 100 000 PA pour les hommes et 4,0 pour 100 000 PA pour les femmes.

Le mode opératoire de suicide le plus courant, chez les hommes comme chez les femmes, était la pendaison (65,7% des suicides chez les hommes, 54,4% chez les femmes). Chez les hommes, le second mode opératoire le plus fréquent était le suicide par armes à feu (18,4%), alors qu'il ne représentait qu'une très faible proportion des suicides chez les femmes (1,3%). Le second mode opératoire chez les femmes était l'intoxication médicamenteuse volontaire (19%), qui n'était retrouvé que dans 3,4% des suicides masculins.

Ratios standardisés de mortalité par suicide en cours de contrat

Le tableau 3 présente les SMR de suicide chez les salariés de la MSA âgés de 15 à 64 ans par sexe, sur la période 2007-2013, par année, classe d'âge, type d'activité et mode opératoire de suicide.

Sur la période, le nombre de suicides observé dans la population des salariés de la MSA en activité était inférieur à celui attendu en population générale : SMR=0,81 [0,75-0,88] chez les hommes et SMR=0,46 [0,37-0,58] chez les femmes (tableau 3). En d'autres termes, chez les hommes, la mortalité par suicide observée chez les salariés affiliés à la MSA en activité sur la période d'étude était de 19% inférieure à celle que l'on aurait observée si la population d'étude présentait la même mortalité par sexe et par classe d'âge que la population générale française. Cette sous-mortalité était de 54% chez les femmes.

La sous-mortalité par suicide était observée pour presque toutes les années mais n'était pas toujours statistiquement significative.

Les analyses par classe d'âge retrouvaient une sous-mortalité par suicide dans toutes les classes d'âge, statistiquement significative dans les classes d'âges les plus élevées, pour les hommes comme pour les femmes.

L'analyse des SMR par type d'activité montrait soit une sous-mortalité par suicide dans certains types d'activité, par exemple « organismes professionnels agricoles » pour les deux sexes, « cultures et élevages » et « coopération » pour les femmes uniquement, soit une absence de différence dans la mortalité par suicide par rapport à la population générale.

Tableau 1

Répartition des personnes-années (PA) de la cohorte des salariés de la Mutualité sociale agricole âgés de 15 à 64 ans par année calendaire, classe d'âge et type d'activité en France, 2007-2013

	Ensemble 2 860 896 individus, 4 626 016 PA *			
	Hommes 1 671 170 individus 2 781 979 PA		Femmes 1 189 726 individus 1 844 037 PA	
	Nombre de PA	%	Nombre de PA	%
Année				
2007	413 176	14,9	267 151	14,5
2008	398 752	14,3	262 391	14,2
2009	396 890	14,3	264 644	14,4
2010	391 060	14,1	261 337	14,2
2011	394 188	14,2	262 522	14,2
2012	393 245	14,1	263 026	14,3
2013	394 668	14,2	262 965	14,3
Classe d'âge (ans)				
15-19	170 612	6,1	69 029	3,7
20-24	338 944	12,2	151 235	8,2
25-29	336 482	12,1	199 447	10,8
30-34	297 882	10,7	210 237	11,4
35-39	320 785	11,5	235 445	12,8
40-44	343 534	12,3	261 401	14,2
45-49	343 685	12,4	263 468	14,3
50-54	316 931	11,4	237 251	12,9
55-59	249 193	9,0	182 944	9,9
60-64	63 930	2,3	33 580	1,8
Type d'activité **				
Cultures et élevages	889 226	32,0	586 150	31,8
Travaux forestiers	113 719	4,1	13 285	0,7
Entreprises de travaux	351 356	12,6	53 272	2,9
Entreprises artisanales rurales	17 295	0,6	2 939	0,2
Coopération	434 702	15,6	204 907	11,1
Organismes professionnels agricoles	436 209	15,7	750 254	40,7
Activités diverses	51 323	1,8	22 948	1,2
Pluri-activités	488 150	17,5	210 281	11,4

* Quantité qui décrit la durée de suivi des personnes pendant la période d'étude. Par exemple, deux personnes suivies pendant 5 ans contribuent pour 10 PA.

** Défini comme le fait d'avoir travaillé uniquement dans l'activité d'intérêt au cours de la période 2007-2013.

Les SMR selon le mode opératoire de suicide reflétaient la sous-mortalité globale observée : on observait en effet une sous-mortalité, par rapport à la population générale, par intoxication médicamenteuse volontaire, pendaison et moyens autres ou non précisés chez les hommes comme chez les femmes, et par saut dans le vide chez les hommes. Les autres SMR étaient non significatifs. Il est à noter que les effectifs de suicide selon le mode opératoire étaient très faibles, notamment chez les femmes.

Discussion

Rappel des principaux résultats

Les résultats montrent une sous-mortalité par suicide des salariés affiliés à la MSA en activité entre 2007

et 2013 par rapport à la population générale de même sexe et de même âge : SMR=0,81 [0,75-0,88] chez les hommes et SMR=0,46 [0,37-0,58] chez les femmes. Cette sous-mortalité était retrouvée quasiment pour toutes les années, classes d'âge, types d'activité et modes opératoires de suicide, même si les SMR n'étaient pas toujours significatifs.

Les résultats de l'analyse de la mortalité pour l'ensemble des causes de décès (non présentés ici) mettent également en évidence une sous-mortalité chez les hommes (SMR=0,54 [0,52-0,55]) comme chez les femmes (SMR=0,42 [0,39-0,44]) par rapport à la population générale.

Cette sous-mortalité par rapport à la population générale est classiquement observée dans la surveillance des cohortes professionnelles. Elle s'explique

Tableau 2

Répartition des suicides chez les salariés de la Mutualité sociale agricole âgés de 15 à 64 ans en fonction du mode opératoire utilisé selon le sexe en France, 2007-2013

Mode de suicide	Hommes		Femmes	
	n	%	n	%
Intoxication médicamenteuse volontaire	21	3,4	15	19,0
Auto-intoxication par autres produits (alcool, produit chimique, pesticides et gaz)	12	2,0	1	1,3
Lésion auto-infligée par pendaison, strangulation et asphyxie	403	65,7	43	54,4
Lésion auto-infligée par submersion (noyade)	13	2,1	6	7,6
Lésion auto-infligée par armes à feu ou explosifs	113	18,4	1	1,3
Lésion auto-infligée par instrument tranchant contondant (phlébotomie)	3	0,5	1	1,3
Lésion auto-infligée par saut dans le vide	13	2,1	4	5,1
Lésion auto-infligée par collision intentionnelle	12	2,0	3	3,8
Lésion auto-infligée par moyens autres ou non précisés	23	3,8	5	6,3
Total	613	100	79	100

par un ensemble de mécanismes de sélection regroupés sous le nom d'« effet du travailleur sain », qui traduit le fait que les personnes n'étant pas en état de travailler (personnes atteintes de pathologies chroniques par exemple) ou sorties de l'emploi pour des raisons de santé sont, de fait, exclues de la population en activité professionnelle⁶. L'état de santé de la population des travailleurs est donc, en moyenne, meilleur que celui de la population générale. Il n'existe pas à notre connaissance d'études portant spécifiquement sur l'effet du travailleur sain dans le contexte de la mortalité par suicide. Il est toutefois documenté que le chômage est un facteur de risque pour le suicide^{7,8} et que les chômeurs ont deux à trois fois plus de risque de décéder par suicide que les travailleurs en activité⁹. La comparaison d'une population en activité professionnelle à la population générale ne permet donc pas d'identifier facilement des groupes de travailleurs à risque, à moins que le risque de mortalité soit particulièrement augmenté comme c'était le cas pour les exploitants agricoles⁴.

Dans la présente étude, au moment de la conception du protocole, les taux de mortalité par cause, par âge et par sexe, nécessaires au calcul des SMR, n'étaient disponibles que pour la population générale (CépiDc). Le programme Cosmop (Cohorte pour la surveillance de la mortalité par profession) développe actuellement une base de taux de mortalité par suicide selon le secteur d'activité dans la population salariée, à partir du couplage des données du panel des déclarations annuelles des données sociales de l'Insee et des données de mortalité du CépiDc¹⁰. Ces taux pourraient servir de référence pour une comparaison ultérieure de la mortalité par

suicide des salariés de la MSA à une population en activité, ce qui permettrait de s'affranchir de l'effet du travailleur sain.

Une précédente étude, menée chez les exploitants agricoles de France métropolitaine en activité de 2007 à 2011, avait mis en évidence un excès de mortalité par suicide des exploitants par rapport à la population générale chez les hommes en 2008, 2009 et 2010⁴. Cet excès était particulièrement marqué dans les classes d'âges de 45 à 54 ans et dans la filière d'élevage bovins-lait. La définition de la population d'étude – la population « en activité » – et le groupe de comparaison – la population générale – étant similaires à ceux de la présente étude, la comparaison des résultats est possible pour les années communes aux deux études (2007-2011). L'absence de surmortalité par suicide chez les salariés, y compris lorsque l'on restreint la population à celle des salariés du secteur agricole strictement, suggère donc que les exploitants ont un risque de décès par suicide plus élevé que la population de notre étude. Par ailleurs, l'analyse des modes opératoires de suicide utilisés par les exploitants montre un excès de suicides par armes à feu et explosifs particulièrement marqué par rapport à la population générale (+123%)⁴. Cet excès n'est pas retrouvé chez les salariés.

Peu de données existent sur la mortalité des salariés affiliés à la MSA. À notre connaissance, une seule étude a analysé la mortalité d'une cohorte composée de salariés affiliés à la MSA (45%) mais également d'exploitants agricoles (54%)¹¹. Elle n'analysait pas séparément la mortalité des exploitants et des salariés, et les SMR de mortalité par suicide portaient sur l'ensemble de la cohorte (SMR=0,94 [0,79-1,10] chez les hommes, SMR=1,12 [0,81-1,50] chez les femmes). Ces SMR se situent entre ceux obtenus par l'étude des exploitants et la présente étude, en cohérence avec nos résultats.

Forces et limites de l'étude

Le caractère exhaustif de la population étudiée représente une force importante de l'étude, en garantissant des effectifs suffisants pour les analyses, chez les hommes surtout. L'analyse de données collectées en routine permet de s'affranchir des biais de sélection qui peuvent exister lorsque le recrutement de la population d'étude s'appuie sur le volontariat des sujets. Nous observons, comme attendu, un nombre de suicides plus faible chez les femmes comparativement aux hommes, et l'analyse par sous-groupe est probablement affectée par un manque de puissance statistique pour les femmes. Les salariés agricoles hors France métropolitaine et sans NIR certifié ont été exclus faute de pouvoir obtenir pour eux un appariement de qualité avec les causes médicales de décès. Les salariés ayant une activité d'exploitants ont également été exclus, car ils avaient déjà été étudiés dans l'étude de mortalité des exploitants agricoles⁴. L'inclusion de ces salariés-exploitants, à risque élevé de suicide, aurait pu conduire à une augmentation

Tableau 3

Ratios standardisés de mortalité (SMR) par suicide chez les salariés de la Mutualité sociale agricole âgés de 15 à 64 ans par sexe, année, classe d'âge, type d'activité et mode opératoire en France, 2007-2013

	Hommes (613 suicides)	Femmes (79 suicides)
	SMR [IC95%]	SMR [IC95%]
Total	0,81 [0,75-0,88]	0,46 [0,37-0,58]
Année		
2007	0,94 [0,77-1,14]	0,66 [0,38-1,03]
2008	0,73 [0,58-0,91]	0,50 [0,27-0,83]
2009	0,77 [0,61-0,94]	0,24 [0,09-0,49]
2010	0,60 [0,46-0,75]	0,55 [0,30-0,90]
2011	0,84 [0,68-1,03]	0,46 [0,23-0,79]
2012	0,80 [0,63-0,98]	0,32 [0,13-0,62]
2013	1,03 [0,84-1,24]	0,52 [0,23-0,90]
Classe d'âge (ans)		
15-19	0,80 [0,35-1,51]	*
20-24	0,92 [0,65-1,24]	*
25-29	0,88 [0,66-1,14]	*
30-34	0,83 [0,62-1,07]	0,83 [0,38-1,52]
35-39	0,89 [0,71-1,10]	0,83 [0,46-1,33]
40-44	0,84 [0,68-1,02]	0,28 [0,12-0,53]
45-49	0,80 [0,66-0,97]	0,50 [0,29-0,79]
50-54	0,85 [0,69-1,02]	0,38 [0,20-0,63]
55-59	0,62 [0,46-0,80]	0,48 [0,25-0,81]
60-64	0,44 [0,19-0,83]	*
Type d'activité		
Cultures et élevages	0,94 [0,82-1,07]	0,41 [0,26-0,61]
Travaux forestiers	1,19 [0,85-1,59]	*
Entreprises de travaux	0,93 [0,74-1,15]	0,99 [0,32-2,18]
Entreprises artisanales rurales	1,37 [0,50-2,82]	*
Coopération	0,89 [0,74-1,06]	0,45 [0,20-0,81]
Organismes professionnels agricoles	0,46 [0,35-0,58]	0,51 [0,36-0,70]
Activités diverses	0,62 [0,30-1,10]	*
Pluri-activités	0,65 [0,50-0,82]	*
Mode de suicide		
Intoxication médicamenteuse volontaire	0,29 [0,18-0,44]	0,30 [0,17-0,48]
Auto-intoxication par autres produits (alcool, produit chimique, pesticides et gaz)	0,85 [0,44-1,44]	*
Lésion auto-infligée par pendaison, strangulation et asphyxie	0,87 [0,79-0,96]	0,66 [0,47-0,87]
Lésion auto-infligée par submersion (noyade)	0,90 [0,48-1,49]	0,59 [0,22-1,21]
Lésion auto-infligée par armes à feu ou explosifs	1,16 [0,96-1,39]	*
Lésion auto-infligée par instrument tranchant contendant (phlébotomie)	*	*
Lésion auto-infligée par saut dans le vide	0,37 [0,20-0,61]	*
Lésion auto-infligée par collision intentionnelle	0,68 [0,35-1,15]	*
Lésion auto-infligée par moyens autres ou non précisés	0,62 [0,39-0,93]	0,41 [0,13-0,90]

* Résultat non présenté car effectif des suicides observés <5.

des SMR s'ils représentaient une proportion importante de la population salariée.

Il est admis que les suicides ne sont pas toujours bien renseignés dans les certificats de décès, en raison notamment de la difficulté à déterminer le caractère intentionnel ou accidentel du décès. On ne peut donc pas exclure une sous-évaluation du nombre de suicides dans la population étudiée⁵.

Des SMR ont été calculés, pour l'ensemble des salariés, par sexe, classe d'âge et type d'activité. Ces sous-groupes ont été choisis en fonction des variables disponibles dans les bases de données de la CCMSA. Ces variables concernaient uniquement les périodes de contrat MSA. Disposer d'informations sur le statut des salariés hors contrat MSA (période de chômage, emploi dépendant d'un régime autre que la MSA, retraite, etc.), sur les conditions de fin

de contrat MSA, mais aussi et surtout des variables détaillées pour décrire l'emploi, notamment la profession, aurait enrichi les analyses.

Conclusion et perspectives

La présente étude, menée sur les salariés agricoles en activité en France métropolitaine entre 2007 et 2013, constitue une première approche de l'analyse du suicide dans une population peu étudiée dans la littérature épidémiologique. Elle a permis de quantifier le nombre de suicides survenus chaque année dans la population des salariés en activité, d'en décrire la répartition selon des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles et de comparer la mortalité par suicide des salariés affiliés à la MSA à la mortalité de la population générale. La sous-mortalité par suicide observée chez ces salariés traduit un effet de sélection. Elle ne permet pas de conclure à l'absence d'une surmortalité de certains groupes de ces salariés vis-à-vis du suicide. Les prochains travaux viseront précisément à étudier les variations de risque de décès par suicide au sein de la population des salariés du régime agricole. ■

Références

- [1] MSA. Méthode et bilan 2010 de l'enquête SUMER. Bulletin Sumer Agricole. Septembre 2014. <http://ssa.msa.fr/lfr/documents/21447876/0/11571+Bulletin+agri.+2010+M%C3%A9thode.pdf>
- [2] Milner A, Spittal MJ, Pirkis J, LaMontagne AD. Suicide by occupation: systematic review and meta-analysis. *Br J Psychiatry*. 2013;203(6):409-16.
- [3] Klingenschmidt J, Milner A, Khireddine-Medouni I, Witt K, Alexopoulos EC, Toivanen S, *et al.* Suicide among agricultural, forestry, and fishery workers: A systematic literature review and meta-analysis. *Scand J Work Environ Health*. 2018;44(1):3-15.

[4] Khireddine-Medouni I, Breuillard E, Bossard C. Surveillance de la mortalité par suicide des agriculteurs exploitants Situation 2010-2011 et évolution 2007-2011. Saint-Maurice: Santé publique France; 2016. 29 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=13134

[5] Aouba A, Pequignot F, Camelin L, Jouglu E. Évaluation de la qualité et amélioration de la connaissance des données de mortalité par suicide en France métropolitaine, 2006. *Bull Epidémiol Hebd*. 2011;(47-48):497-500. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=10220

[6] Goldberg M, Luce D. Les effets de sélection dans les cohortes épidémiologiques. Nature, causes et conséquences. *Rev Epidémiol Santé Publique*. 2001;49(5):477-92.

[7] Hawton K, van Heeringen K. Suicide. *Lancet*. 2009;373(9672):1372-81.

[8] Milner A, Page A, LaMontagne AD. Long-term unemployment and suicide: A systematic review and meta-analysis. *PLoS One*. 2013;8(1):e51333.

[9] Blakely TA, Collings SC, Atkinson J. Unemployment and suicide. Evidence for a causal association? *J Epidemiol Community Health*. 2003;57(8):594-600.

[10] Geoffroy-Perez B, Fouquet A, Rabet G, Juillard S. Programme Cosmop : surveillance de la mortalité par cause selon l'activité professionnelle. Analyse de la mortalité et des causes de décès par secteur d'activité de 1976 à 2005. Saint-Maurice : Santé publique France; 2018. 49 p. <http://invs.santepubliquefrance.fr/Publications-et-outils/Rapports-et-syntheses/Travail-et-sante/2018/Programme-Cosmop-surveillance-de-la-mortalite-par-cause-selon-l-activite-professionnelle>

[11] Leveque-Morlais N, Tual S, Clin B, Adjemian A, Baldi I, Lebailly P. The AGRiculture and CANcer (AGRICAN) cohort study: Enrollment and causes of death for the 2005-2009 period. *Int Arch Occup Environ Health*. 2015;88(1):61-73.

Citer cet article

Klingenschmidt J, Chastang JF, Khireddine-Medouni I, Chérié-Challine L, Niedhammer I. Mortalité par suicide des salariés affiliés au régime agricole en activité entre 2007 et 2013 : description et comparaison à la population générale. *Bull Epidémiol Hebd*. 2018;(27):549-55. http://invs.sante-publiquefrance.fr/beh/2018/27/2018_27_2.html

MISE EN ŒUVRE DU DÉPISTAGE NÉONATAL DE LA SURDITÉ EN RHÔNE-ALPES. ÉTAT DES LIEUX 2016 ET 1^{er} SEMESTRE 2017

// UNIVERSAL NEWBORN HEARING SCREENING IN RHÔNE-ALPES REGION (FRANCE). ASSESSMENT OF THE PROGRAM IN 2016 AND FIRST HALF OF 2017

Lorène Bouillot¹, Maurice Vercherat², Catherine Durand¹ (cdurand.rp2s@free.fr)

¹ Réseau périnatal des 2 Savoie (RP2S), Chambéry, France

² Union régionale pour la prévention des handicaps de l'enfant, Lyon, France

Soumis le 17.01.2018 // Date of submission: 01.17.2018

Résumé // Abstract

Introduction – Le dépistage néonatal de la surdité (DNS) a débuté en tant que programme de santé en 2015 en Rhône-Alpes, avec l'objectif de dépister les surdités uni et bilatérales. Après test (T1) et retest (T2) en maternité, l'étape diagnostique était concentrée dans un nombre limité de centres. Un test différé préalable (T3) était proposé avant 1 mois. Les objectifs de l'étude étaient d'évaluer la mise en œuvre du programme et l'impact du T3.

Matériels et méthodes – L'étude rétrospective observationnelle s'appuyait sur les données transmises en routine à l'organisme régional en charge du dépistage néonatal par les maternités et les centres experts.

Résultats – Toutes les maternités et unités de néonatalogie de Rhône-Alpes proposaient le DNS, 47/51 maternités utilisaient les techniques recommandées. L'exhaustivité atteignait 99,7% parmi les nouveau-nés légalement éligibles (hors les 0,2% de refus parentaux). Un T2 était nécessaire pour 10,2% des enfants, et il était suivi d'un T3 pour 31,3% des T2 anormaux ; 88,6% des T3 étaient déclarés normaux. Enfin, 2,2% des nouveau-nés étaient adressés en centre diagnostic pour test non concluant uni ou bilatéral.

Les issues à 6 mois montraient, pour 2016, un taux de surdité global à 1,7‰ (4,7‰ chez les nouveau-nés transférés) et de surdité bilatérale à 1,2‰. Parmi les enfants avec retests anormaux 7,7% étaient perdus de vue.

Dans le réseau recourant largement au T3, 0,6% des enfants étaient adressés en centre de diagnostic, soit 4 enfants adressés pour 1 sourd, *versus* 17 ($p < 0,001$) pour le reste de la région en 2016.

Conclusion – En Rhône-Alpes les objectifs nationaux et régionaux de couverture du DNS sont largement dépassés. Limiter les perdus de vue reste essentiel.

La répétition d'un test automatisé vers 2-4 semaines de vie améliore le dépistage et limite considérablement l'adressage en centre expert sans augmenter les perdus de vue.

Le DNS est un processus complexe (parcours, acteurs, évaluation). Les perspectives du réseau sont de confronter les expériences et de solliciter les retours des parents.

Introduction – Universal newborn hearing screening (UNHS) started officially in 2015 in the Rhône-Alpes region (France), with a goal of screening for uni and bilateral deafness. After test (T1) and retest (T2) in maternity, diagnosis was possible only in a limited number of centres. A preliminary delayed test (T3) was then offered locally around 2-4 weeks. The study aimed at assessing the implementation of the UNHS programme in Rhône-Alpes and the impact of a T3.

Materials and methods – The retrospective and observational study was based on routine data from the regional structure in charge of neonatal screening and diagnosis centres.

Results – All maternities and neonatal units of Rhône-Alpes performed UNHS, 47/51 maternity units used the recommended techniques. Exhaustivity reached 99.7% among legally eligible newborns (except 0.2% of parental refusals). A retest (T2) was necessary for 10.2% of babies, followed by a T3 for 31.3% of abnormal T2: 88.6% of T3 were normal. 2.2% of new-borns were referred to specialist centres for diagnosis due to a uni or bilateral non conclusive test.

Outcomes at 6 months (2016) showed for 2016, a global deafness rate of 1.7‰ (4.7‰ among referred newborns), a bilateral deafness of 1.2‰. Among babies with abnormal retests, 7.7% were lost to follow-up.

Inside the perinatal network which widely resorted to a T3, 0.6% babies were referred to a diagnosis centre, i.e. 4 babies referred for 1 deaf, *versus* 17 for the remaining RA centres (2016, $p < 0.001$).

Conclusion – In Rhône-Alpes, the regional and national goals of UNHS coverage are far exceeded. Limitation of babies lost to follow-up remains essential.

The duplication of an automated check around 2-4 weeks improves the screening and widely limits the referral to expert centres without increasing the number of lost to follow-up. UNHS is a complex process (pathways, actors, assessment). The network prospects are to compare experiences and seek parental feedback.

Mots-clés : Dépistage néonatal, Surdit  permanente n onatale

// **Keywords**: Universal newborn hearing screening, Congenital deafness

Introduction

Le dépistage de la surdité permanente néonatale bilatérale (DNS) a pour objectif la prise en charge précoce de la surdité, dont le bénéfice est établi en termes d'acquisition du langage et de développement des capacités de communication¹. En France, le DNS constitue un programme de santé publique institué par arrêté en 2012, financé depuis 2013. Sa mise en œuvre est confiée aux Agences régionales de santé (ARS) pour un déploiement sur l'ensemble du territoire. L'arrêté du 3 novembre 2014 en définit les modalités : cahier des charges national, organisation par les ARS. Le DNS repose sur des méthodes validées, rapides et non invasives : les potentiels évoqués acoustiques automatisés (PEAA) et les otoémissions acoustiques (OEA), qui permettent le repérage des surdités moyennes à profondes. Ce dépistage doit être réalisé à la naissance avant la sortie de l'établissement de santé, après accord parental, avec un objectif national d'exhaustivité à la fin des deux premières années fixé à 90%².

En concertation avec les acteurs, le programme s'est appuyé en Rhône-Alpes sur un cahier des charges régional, définissant les rôles des acteurs, les parcours patients et imposant le DNS dans tous les établissements au plus tard fin 2015. L'organisme déjà responsable des dépistages néonataux biologiques, l'Union régionale pour la prévention des handicaps de l'enfant (URPHE), était chargé de la traçabilité. La formation et la diffusion des procédures étaient confiées aux réseaux de périnatalité. L'étape diagnostique, après deux tests non concluants avant la sortie (T1 et T2) était réservée à un nombre limité de centres experts de l'audition de l'enfant.

Antérieure au cahier des charges national, la procédure régionale (2014) en différait par l'objectif de dépister également les surdités unilatérales et la recommandation de la méthode PEAA pour les tests, puis secondairement, par l'introduction du test différé après la sortie (T3).

En effet, devant la saturation rapide des centres experts et pour limiter les déplacements des familles, certaines maternités du Réseau périnatal des 2 Savoie (RP2S) ont initié dès 2015 la répétition d'un troisième test automatisé (T3) par PEAA, différé après la sortie, entre 2 et 4 semaines de vie. La pratique du T3 s'est rapidement diffusée dans ce réseau. Après concertation, cette procédure, absente du cahier des charges national, était recommandée sur le plan régional en juillet 2016 (révision du cahier des charges) en cas de T2 non concluant unilatéral.

Les objectifs régionaux du programme étaient les suivants :

- proposition du dépistage à l'ensemble des nouveau-nés quel que soit leur lieu de naissance, et exhaustivité de 98% fin 2017 ;
- taux de perdus de vue après adressage en centre expert à moins de 7% fin 2017.

Deux ans après l'introduction de ce programme de santé publique en Rhône-Alpes, l'article a pour objectifs : i/ d'évaluer, au regard des objectifs nationaux et régionaux, la mise en œuvre du DNS en Rhône-Alpes sur la période 2016 et 1^{er} semestre 2017 ; ii/ d'en présenter les principaux indicateurs (dont le taux de surdité de degré moyen à profond) ; iii/ d'évaluer l'impact éventuel de la procédure comprenant le T3.

Matériels et méthode

Après accord des différents partenaires régionaux (réseaux de périnatalité, centres experts, URPHE) une étude multicentrique, rétrospective, observationnelle a inclus toutes les naissances vivantes survenues en Rhône-Alpes durant la période choisie.

Les données tracées sur les supports prévus (cartons-buvards des tests sanguins, fiches de refus parental, d'adressage en centre expert et d'issue à 6 mois), saisies en routine par l'URPHE, ont été extraites en novembre 2017. Ces données concernaient : l'année de naissance ; le transfert à la naissance (DNS effectué hors maternité de naissance) ; le refus éventuel du DNS ; la réalisation et le résultat du premier test (T1) et, le cas échéant, du retest (T2) et du T3 ; l'adressage ou non en centre expert ; l'âge à la première consultation en centre expert ; les informations à l'issue de l'étape diagnostique (dans un délai de 6 mois fixé par le cahier des charges régional) pour les enfants nés en 2016.

Les enfants transférés incluaient les enfants nés prématurément, pour lesquels les étapes du DNS s'effectuent en tenant compte de l'âge corrigé. L'âge gestationnel n'étant pas tracé, les données concernant l'âge au premier rendez-vous en centre expert n'ont pas été considérées pour ces enfants.

Les réseaux de naissance (RP2S ou non) étaient pris en compte, afin d'examiner les indicateurs pouvant être liés à la différence de pratique du T3.

Le critère de jugement principal était l'atteinte des objectifs nationaux et régionaux d'exhaustivité et de perdus de vue, soit respectivement 90%, 98% et 7%. Pour l'impact du T3, les critères de jugement étaient le taux d'adressage en centre expert et le nombre d'enfants à référer pour diagnostiquer un enfant sourd.

L'homogénéité des distributions observées pour les caractères qualitatifs était testée au moyen du test Chi2 et du test exact de Fisher. Le seuil de significativité a été choisi à 0,05.

Résultats

Population, exhaustivité

Toutes les maternités et les unités de néonatalogie de Rhône-Alpes participaient au DNS. T1 et T2 étaient effectués avec la séquence PEAA/PEAA pour 40 maternités, OEA/PEAA pour 7 et OEA/OEA pour 4. Les unités de néonatalogie utilisaient exclusivement les PEAA.

Durant la période d'étude, 115 674 enfants sont nés vivants en Rhône-Alpes et non décédés avant la sortie (78 261 en 2016 et 37 413 au 1^{er} semestre 2017).

Parmi les nouveau-nés éligibles, l'exhaustivité (au moins un résultat de DNS tracé) était de 99,5%. Un refus parental était signalé pour 0,2% des enfants et 99,7% des nouveau-nés légalement éligibles (hors refus) étaient dépistés.

Parcours

Les parcours du DNS en Rhône-Alpes sont schématisés sur la figure 1, et la figure 2 résume le diagramme de flux pour l'année 2016.

Principaux indicateurs parmi les enfants ayant bénéficié du DNS

Les tests étaient normaux d'emblée pour 89,7% des nouveau-nés. Un T2 a été pratiqué pour 10,2% des nouveau-nés, et déclaré normal dans 68,7% des cas. Parmi les nouveau-nés avec T2 anormaux, 31,3% ont bénéficié d'un T3, normal chez 88,6%.

À l'issue des tests et éventuels T3, 2,2% des enfants étaient adressés en centre expert pour doute uni ou bilatéral. Pour les enfants non transférés à la naissance, l'âge médian au premier rendez-vous était, en 2016, de 39 jours et 75% de ces rendez-vous avaient lieu avant 53 jours.

Les données sur les issues n'étaient complètes que pour les enfants nés en 2016. Rapporté à la population des enfants dépistés, à 6 mois de vie ou d'âge corrigé, le taux global de surdité (uni et bilatérale) moyenne à profonde était de 1,7‰ ; le taux de surdité bilatérale était de 1,2‰.

Un diagnostic de surdité moyenne à profonde a été posé chez 6,9% des enfants adressés en centre expert en 2016 (4,8% pour atteinte bilatérale).

Pour 2016, les perdus de vue aux différentes étapes du DNS représentaient 0,4% des nouveau-nés testés. Ils représentaient 0,6% des nouveau-nés légalement éligibles. Parmi les enfants avec dépistage positif (T2 non concluant), 7,7% étaient perdus avant la fin de l'étape diagnostique : avant l'arrivée en centre expert ou en cours d'étape diagnostique.

Dynamique des indicateurs entre 2016 et 2017

L'évolution des indicateurs entre 2016 et le premier semestre 2017 figure dans le tableau 1.

L'exhaustivité a baissé entre 2016 et 2017 dans la population légalement éligible, passant de 99,8% en 2016 à 99,7% en 2017 ($p < 0,05$). Elle était stable parmi les enfants non transférés à la naissance (99,9%).

Sur l'ensemble de la population, la pratique du T3 est passée de 23,8% à 48,6% des retests anormaux ($p < 0,001$) et le recours au centre expert a diminué : 1,6% des enfants dépistés en 2017 ($p < 0,001$).

Expérience dans le réseau périnatal RP2S versus le reste de la région

En 2016, 15 706 des 77 913 enfants dépistés sont nés dans les maternités du réseau RP2S (20,2%). Dans cette population, plusieurs indicateurs différaient significativement par rapport aux enfants nés dans le reste de la région.

Le T3 était pratiqué dans le RP2S chez 75,8% des enfants avec T2 anormal *versus* 14,9% dans le reste de la région ($p < 0,001$). Le taux d'enfants adressés

Figure 1

Parcours du dépistage néonatal de la surdité en Rhône-Alpes (France)

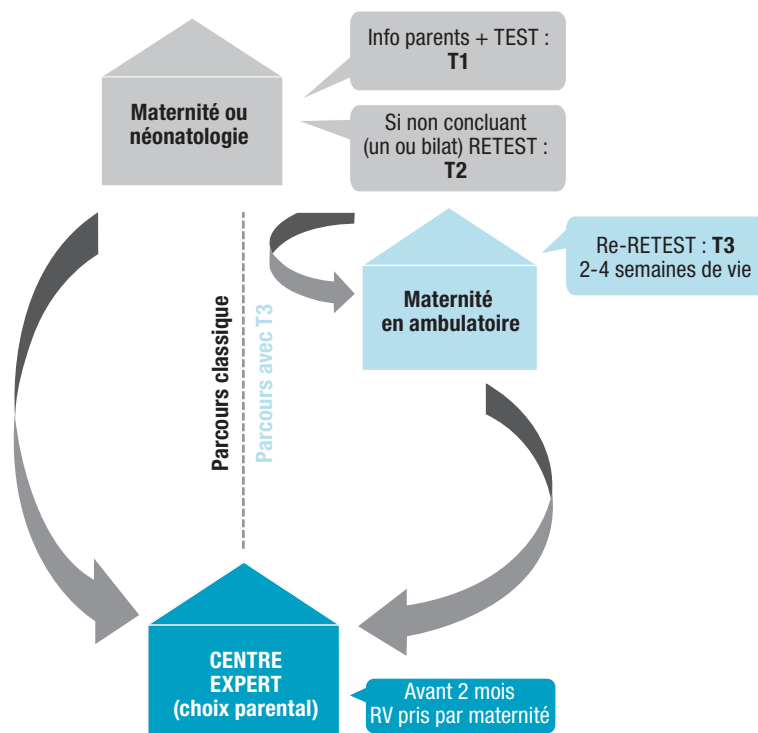
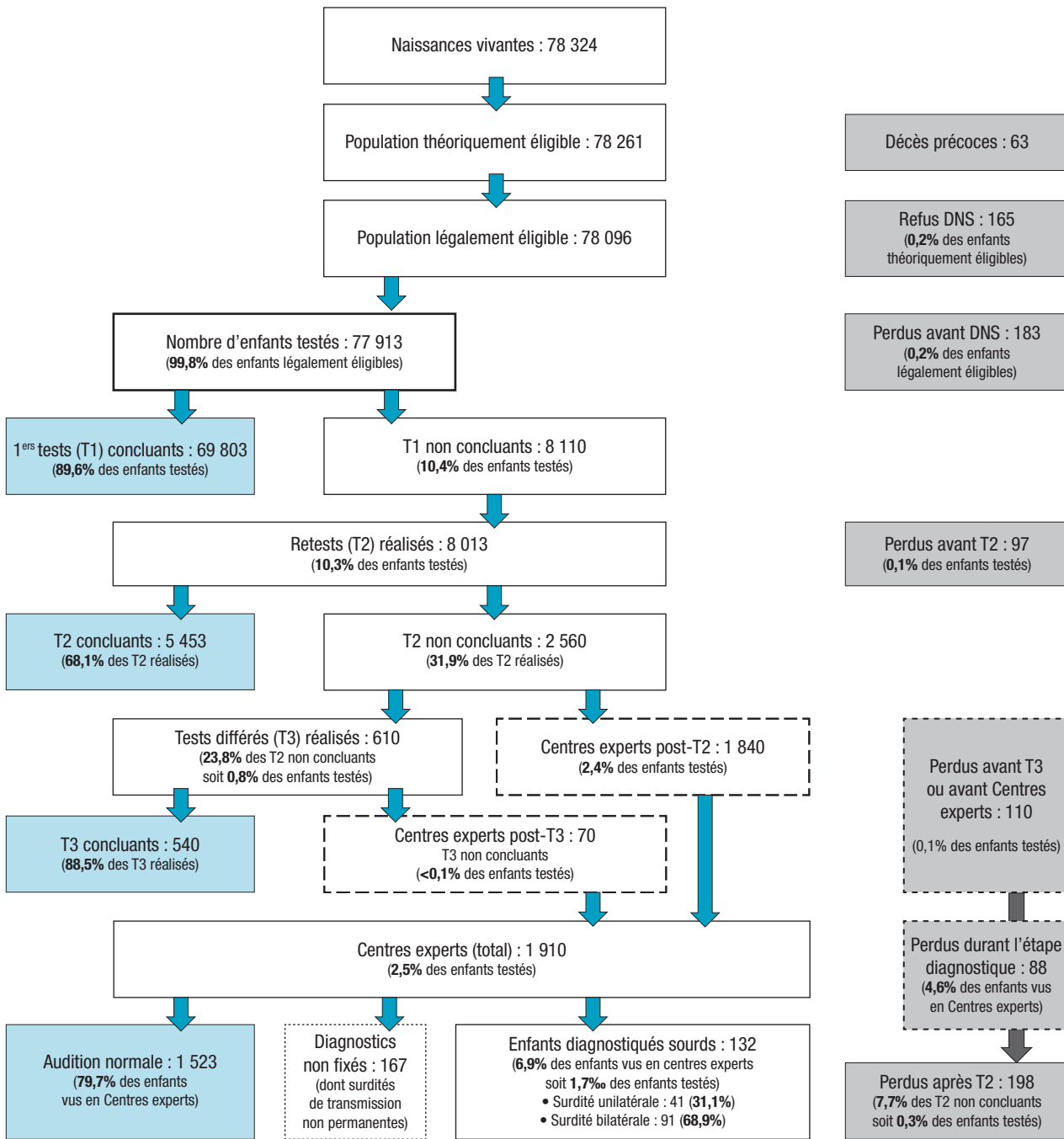


Figure 2

Diagramme de flux du dépistage néonatal de la surdité (DNS) en Rhône-Alpes (France), enfants nés en 2016



en centre expert était de 0,6% dans le RP2S, *versus* 2,9% ailleurs ($p < 0,001$).

Dans le RP2S, en moyenne 4 enfants étaient adressés en centre expert pour 1 enfant diagnostiqué sourd, *versus* 17 dans le reste de la région ($p < 0,001$).

Le taux de perdus en cours de dépistage ne différait pas significativement : 0,4% dans le RP2S comme dans le reste de la région.

Les taux de surdité parmi les enfants dépistés n'étaient pas significativement différents entre les enfants nés dans le RP2S *versus* le reste de la région : taux de surdité global 1,4‰ dans le RP2S *versus* 1,8‰ ; surdité bilatérale 0,8‰ *versus* 1,3‰.

Focus sur les enfants transférés à la naissance

Parmi les enfants dépistés, 9 480 (8,2%) avaient été transférés à la naissance, 6 184 en 2016 (7,9%) et 3 296 en 2017 (8,8%, $p < 0,001$). Certains indicateurs différaient significativement dans le groupe des enfants transférés (tableau 2). Le taux de refus parentaux était significativement plus élevé, l'exhaustivité du dépistage plus faible et les taux de perdus de vue plus élevés dans le groupe des enfants transférés. Les taux de surdité étaient plus élevés dans ce groupe, avec 4,0‰ de surdités bilatérales (de degré moyen à profond) *versus* 0,9‰ chez les enfants non transférés.

Dépistage néonatal de la surdité (DNS) en Rhône-Alpes (France) : évolution des indicateurs entre 2016 et le 1^{er} semestre 2017

Indicateur	Ensemble de la période	Année 2016	1 ^{er} semestre 2017	p
Refus parentaux <i>Dénominateur : enfants vivants</i>	0,2%	0,2%	0,2%	NS
Exhaustivité dans la population légalement éligible*	99,7%	99,8%	99,7%	<0,05
Taux de retest (T2) <i>Dénominateur : enfants testés</i>	10,2%	10,3%	9,9%	NS
Recours au T3 parmi les enfants avec T2 non concluant <i>Dénominateur : enfants testés</i>	31,3%	23,8%	48,6%	<0,001
Adressage en centre expert <i>Dénominateur : enfants testés</i>	2,2%	2,5%	1,6%	<0,001
Perdus avant l'étape centre expert <i>Dénominateur : enfants testés</i>	0,2%	0,3%	0,2%	<0,05

* Les enfants légalement éligibles sont ceux dont les parents ont donné leur accord pour le dépistage.

NS : non significatif.

La dynamique des indicateurs entre 2016 et 2017 pour les enfants transférés montrait :

- une baisse significative du taux refus ($p < 0,05$) ;
- une augmentation significative des enfants perdus avant DNS ($p < 0,05$) ;
- une baisse significative des enfants testés perdus avant l'étape diagnostique ($p < 0,05$).

Discussion

L'Enquête nationale périnatale informe que seules deux maternités ne pratiquaient pas le DNS en France en 2016³, mais les indicateurs nationaux ne sont pas disponibles. Notre travail apporte des résultats sur les pratiques tracées sur 18 mois concernant plus de 115 000 nouveau-nés, dans un territoire assurant environ 10% des naissances françaises.

Le programme établi en Rhône-Alpes a évolué en partenariat avec les acteurs. La plupart des maternités utilisent les techniques recommandées avec PEAA. Les objectifs d'exhaustivité nationaux et régionaux sont amplement dépassés.

Le DNS est largement accepté. Le taux de refus, de 0,2%, est cependant très supérieur à celui des dépistages biologiques néonataux (0,4‰ en 2016)⁴.

Nos résultats d'exhaustivité (99,5% de couverture des enfants vivants et 99,7% sur la population légalement éligible) sont supérieurs aux données américaines⁵ et comparables à ceux de Haute-Normandie (99,8%)⁶. En Italie, l'exhaustivité du dépistage (premier test réalisé) était de 99,3% en 2011 dans les maternités publiques des sept régions où une loi régionale de santé prescrit ou encourage le DNS⁷. En Pologne entre 2003 et 2015, le dépistage a concerné 96% des nouveau-nés⁸.

Dans notre série, nous observons une exhaustivité significativement plus faible parmi les enfants transférés à la naissance, restant néanmoins supérieure

à 97%. La diminution de l'exhaustivité globale en 2017 est liée à la fois à une exhaustivité moindre parmi les enfants transférés et à un taux de transfert supérieur. Les parcours complexes de ces enfants entre plusieurs centres, les décalages en âge corrigé pour les prématurés et les pathologies concomitantes pourraient être des freins au DNS. Il est également vraisemblable que la traçabilité (décalée par rapport aux dépistages biologiques) soit moins systématique pour ces enfants. La marge d'amélioration de la couverture du DNS en Rhône-Alpes porte donc essentiellement sur les enfants transférés à la naissance, à plus haut risque de surdité, parmi lesquels on retrouve à la fois le plus de refus et de perdus avant dépistage.

S'il n'est pas concluant, le test de dépistage doit être répété avant la sortie. En Rhône-Alpes, le T1 est concluant dans environ 90% des cas et le T2 dans 69%. La volonté d'adresser tous les enfants suspectés de surdité en centre spécialisé a abouti à la création des centres experts, qui ont rapidement été saturés.

Absente du cahier des charges national, et issue de l'initiative de maternités (notamment du réseau périnatal RP2S), l'introduction d'un 3^e test automatisé à distance de la sortie avait pour but de limiter fortement le recours en centre expert. Effectué dans un délai de 4 semaines après la naissance, au plus près du domicile des parents, ce T3 permet dans 9 cas sur 10 la confirmation d'une audition normale. Un contrôle différé à 2-4 semaines de vie (PEAA en ORL) était, en 2015, rapporté comme performant par l'équipe de Haute-Normandie, sur une cohorte de plus de 100 000 nouveau-nés dépistés entre 1999 et 2011⁵. Une étude de 2018 relate l'expérience d'une maternité italienne sur 2 ans de DNS et près de 5 000 naissances, avec un protocole prévoyant OEA en T1 et T2 pour les nouveau-nés à bas risque, suivi d'un T3 par PEAA en cas d'échec. Ce PEAA est normal dans 86% des cas⁹. Plusieurs facteurs peuvent contribuer à la normalisation des tests à distance de la naissance,

Tableau 2

Dépistage néonatal de la surdité (DNS) en Rhône-Alpes (France) : données concernant les enfants transférés versus les non transférés

Indicateur	Année	Transférés	Non transférés	p
Refus	2016	0,8%	0,2%	<0,001
<i>Dénominateur : enfants vivants</i>	2017	0,4%	0,2%	<0,01
Exhaustivité dans la population légalement éligible*	2016	98,2%	99,9%	<0,001
	2017	97,4%	99,9%	<0,001
Adressage en centre expert	2016	2,5%	2,4%	NS
<i>Dénominateur : enfants testés</i>	2017	1,9%	1,5%	NS
Taux de surdité** parmi les adressés en centre expert	2016	18,6%	5,9%	<0,001
Taux de surdité globale	2016	4,7‰	1,4‰	<0,001
<i>Dénominateur : enfants testés</i>				
Taux surdité bilatérale	2016	4,0‰	0,9‰	<0,001
<i>Dénominateur : enfants testés</i>				
Perdus de vue en cours de DNS	2016	0,7%	0,3%	<0,001
<i>Dénominateur : enfants testés</i>				
Perdus avant étape centre expert	2016	0,6%	0,2%	<0,001
<i>Dénominateur : enfants testés</i>	2017	0,4%	0,2%	<0,05

* Les enfants légalement éligibles sont ceux dont les parents ont donné leur accord pour le dépistage.

** Tous les taux de surdité concernent les degrés de moyen à profond.

NS : non significatif.

notamment la meilleure aération de l'oreille externe et moyenne ainsi que la maturation des voies auditives.

En dépit des difficultés organisationnelles pour les maternités et de l'absence de cotation, la pratique du T3 (en cas de T2 non concluant), s'élevait à 75,8% dans les maternités du RP2S et a doublé pour l'ensemble de la région entre 2016 (23,8%) et 2017 (48,6%).

Rajoutant une étape dans les parcours, le T3 pourrait faire courir le risque d'augmenter les perdus de vue. Nous retrouvons un taux d'enfants perdus de vue en cours de dépistage (ou sans résultats documentés) à 0,4%, identique dans le RP2S et le reste de la région. Les taux de surdité (uni et bilatérale, de degré moyen à profond) parmi les enfants dépistés, 1,4‰ dans le RP2S versus 1,8‰, n'étaient pas significativement différents.

À l'issue du DNS, 2,2% des enfants de Rhône-Alpes étaient adressés en centre expert. Ce taux avait significativement baissé entre 2016 et 2017 (2,5% versus 1,6%), et était significativement plus bas (0,6%) dans le réseau utilisant largement le T3. Aux États-Unis, les *Centers for Disease Control and Prevention* rapportent un taux de 1,6% d'enfants ayant échoué au dépistage initial⁵. En Haute-Normandie, le taux d'adressage après tests en maternité ou néonatalogie était de 1,7%, et baissait à 0,2% après l'étape supplémentaire du PEAA différé⁶. Outre l'impact du T3, il est vraisemblable que les résultats s'améliorent en Rhône-Alpes avec l'expérience accrue des professionnels de maternité et néonatalogie, conduisant à ne pas « brûler les cartouches » et à n'effectuer les tests que dans de bonnes conditions (nouveau-né et environnement).

Rapporté aux enfants dépistés nés en 2016, le taux de surdité global de degré moyen à profond (uni et bilatérale) en Rhône-Alpes était de 1,7‰ à 6 mois de vie ou âge corrigé. Le taux de surdité bilatérale était de 1,2‰. Ces données diffèrent peu des résultats nord-américains (1,6‰ des enfants testés en 2014⁵) et de Haute-Normandie (1,4‰ pour surdités bilatérales)⁶. Si notre étude ne prenait pas en compte spécifiquement les facteurs de risque de surdité, nous avons retrouvé sans surprise des taux plus élevés parmi les enfants transférés à la naissance, avec 4,7‰ de surdités globales et 4,0‰ bilatérales.

En Rhône-Alpes, 0,4% des nouveau-nés testés en 2016 étaient perdus de vue en termes de résultats documentés. Ce taux était de 2,2% des enfants pour l'expérience d'une maternité italienne⁹. En Rhône-Alpes, 7,7% des enfants dépistés à risque (c'est-à-dire avec T2 ou T3 anormal) étaient perdus de vue, résultat proche de la Haute-Normandie⁶. Dans un système de santé très différent, ces taux étaient beaucoup plus élevés aux États-Unis avec 27,9% de perdus parmi les enfants avec dépistage non concluant, mais les résultats étaient très hétérogènes selon les États⁵. Nous ne disposons pas d'informations sur les causes de ces ruptures dans les parcours, plus fréquentes parmi les enfants transférés à la naissance.

La région Rhône-Alpes a choisi pour son programme une stratégie permettant le diagnostic des surdités unilatérales : les enfants ayant, à l'issue du dépistage, un test non concluant sur au moins une oreille entrent dans la phase diagnostique. Toutefois, il ne nous a pas été possible de présenter séparément les enfants suspects de façon uni ou bilatérale aux différentes étapes, ce qui pourra limiter la comparaison ultérieure

de nos résultats. La publication des résultats des différentes régions françaises quand ils seront disponibles et l'échange entre professionnels permettraient de confronter les approches et les actions mises en œuvre en France pour améliorer les pratiques.

Enfin, l'aspect médico-économique du programme n'a pas été considéré. Ce point pourra être évalué à l'échelle nationale.

Conclusion

Le DNS est un processus complexe. Le programme fonctionne de façon très satisfaisante en Rhône-Alpes au regard des objectifs nationaux et régionaux. Améliorer le taux de couverture parmi les enfants transférés à la naissance (qui tend à diminuer en 2017, bien que le nombre d'enfants non dépistés reste faible) et limiter les enfants perdus de vue, notamment à l'étape diagnostique, restent des cibles essentielles pour la région. L'étude valide l'intérêt de la répétition d'un test automatisé (différé) avant un mois, qui diminue considérablement l'adressage en centre expert sans augmenter les perdus de vue.

Nous portons l'hypothèse que la gouvernance du projet en Rhône-Alpes, réunissant l'ensemble des acteurs et laissant de l'autonomie à chacun, ait contribué à cette réussite.

Enfin, un réel état des lieux du DNS nécessiterait de s'intéresser au versant « usagers », aussi bien auprès de parents d'enfants dont les résultats de dépistage étaient immédiatement concluants qu'auprès de parents inclus dans un processus de soin plus complexe, comprenant des contrôles et le recours en centre expert. D'autres études restent à mener, notamment sur les parcours de soin et éducatifs et la trajectoire développementale des enfants dépistés sourds à l'issue du programme. ■

Remerciements

Aux antennes de Lyon et Grenoble de l'URPHE ; aux centres experts (CEAE) des CHU de Lyon, Saint-Étienne, Grenoble, et l'INJS Chambéry-Cognin ; aux Réseaux de périnatalité Aurore, Elena, RPAI ; à l'Agence régionale de santé Auvergne Rhône-Alpes ; au groupe de travail régional, et tout particulièrement Anne Rivron et Joëlle Troussier, Pascal Gaucherand, Éric Truy, Hung Thai-Van, David Cheillan, Sandrine Roy, Géraldine de Biase, ainsi que Olivier Claris, aux équipes des maternités et unités de néonatalogie de Rhône-Alpes.

Références

[1] Haute Autorité de santé. Évaluation du dépistage néonatal systématique de la surdité permanente bilatérale. Paris: HAS, 2007. 136 p. https://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/rapport_-_evaluation_du_depistage_neonatal_systematique_de_la_surdite_permanente_bilaterale.pdf

[2] Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes. Arrêté du 3 novembre 2014 relatif au cahier des charges national du programme de dépistage de la surdité permanente néonatale. <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000029754753>

[3] Équipe de recherche en épidémiologie obstétricale, périnatale et pédiatrique (EPOPé) de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale ; Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. Enquête nationale périnatale. Rapport 2016. Les naissances et les établissements. Situation et évolution depuis 2010. Paris: Inserm et Drees, 2017. 317 p. http://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_enp_2016.pdf

[4] Association française pour le dépistage et la prévention des handicaps de l'enfant. Bilan d'activité 2016. Paris: AFDPHE, 2016. 110 p. http://www.afdphe.org/sites/default/files/bilan_afdphe_2016.pdf

[5] Centers for Disease Control and Prevention. 2015 Annual Data Early Hearing Detection and Intervention (EHDI) Program Summary. Atlanta: CDC, 2015. <https://www.cdc.gov/ncbddd/hearingloss/ehdi-data2015.html>

[6] Caluraud S, Marcolla-Bouchemblé A, de Barros A, Moreau-Lenoir F, de Sevin E, Rerolle S, *et al.* Newborn hearing screening: Analysis and outcomes after 100,000 births in Upper-Normandy French region. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol.* 2015;79(6):829-33.

[7] Bubbico L, Tognola G, Grandori F. Evolution of Italian universal newborn hearing screening programs. *Ann Ig.* 2017;29(2):116-22.

[8] Szyfter W, Greczka G, Dąbrowski P, Wróbel M. The report on the universal neonatal hearing screening program in Poland between 2003 and 2015. *Otolaryngol Pol.* 2016;70(2):1-5.

[9] Cianfrone F, Mammarella F, Ralli M, Evetovic V, Pianura CM, Bellocchi G. Universal newborn hearing screening using A-TEOAE and A-ABR: The experience of a large public hospital. *J Neonatal Perinatal Med.* 2018;11(1):87-92.

Citer cet article

Bouillot L, Vercherat M, Durand C. Mise en œuvre du dépistage néonatal de la surdité en Rhône-Alpes. État des lieux 2016 et 1^{er} semestre 2017. *Bull Epidémiol Hebd.* 2018;(27):556-62. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2018/27/2018_27_3.html

Erratum // Erratum

Dans l'article : **Approche et méthodologie générale pour l'estimation des cancers attribuables au mode de vie et à l'environnement en France métropolitaine en 2015**, paru dans le BEH n° 21 du 26 juin 2018, une erreur s'est glissée dans le **tableau 4**.

Il faut lire en titre de colonne « Activité physique » à la place de « Sédentarité » et de « Inactivité physique ».

Le *World Cancer Research Funds/American Institute for Cancer Research's Continuous Update Project* (WCRF CUP) classe en effet l'activité physique comme facteur protecteur. Par conséquent, dans cette étude, l'activité physique insuffisante a été considérée comme un facteur de risque.