

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Écarts entre corpulence déclarée et corpulence mesurée dans les études de surveillance en population en France // Differences between self-reported and measured anthropometric data in population-based surveillance in Francep. 166

Marianna Gorokhova et coll.

Santé publique France, Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen), Université Sorbonne Paris Nord, Centre de recherche en épidémiologie et statistiques (CRESS), Bobigny

ARTICLE // Article

Le dépistage universel de la surdité permanente bilatérale néonatale en France : évaluation de son déploiement après deux années de fonctionnement // Universal screening for permanent neonatal bilateral deafness in France: Evaluation two years after national deploymentp. 176

Alexandra Doncarli et coll.

Santé publique France, Saint-Maurice

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de Santé publique France. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'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 <https://www.santepubliquefrance.fr/revues/beh/bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

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

ÉCARTS ENTRE CORPULENCE DÉCLARÉE ET CORPULENCE MESURÉE DANS LES ÉTUDES DE SURVEILLANCE EN POPULATION EN FRANCE

// DIFFERENCES BETWEEN SELF-REPORTED AND MEASURED ANTHROPOMETRIC DATA IN POPULATION-BASED SURVEILLANCE IN FRANCE

Marianna Gorokhova, Benoit Salanave, Valérie Deschamps, Charlotte Verdot (charlotte.verdot@santepubliquefrance.fr)

Santé publique France, Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen), Université Sorbonne Paris Nord, Centre de recherche en épidémiologie et statistiques (CRESS), Bobigny

Soumis le 12.02.2021 // Date of submission: 02.12.2021

Résumé // Abstract

Le surpoids et l'obésité sont des facteurs de risque majeurs des maladies non transmissibles. Leur prévalence doit être régulièrement évaluée, afin d'adapter au mieux les politiques de santé publique et les programmes de prévention. Les études de surveillance épidémiologiques s'appuient pour ce faire sur des données mesurées (*gold standard*) ou déclarées. L'objectif de cette étude était d'estimer les écarts entre les données anthropométriques déclarées et celles mesurées dans la population générale française, d'élucider les facteurs associés à ces écarts et de mesurer leurs éventuelles évolutions au cours du temps.

Les analyses ont été effectuées sur un échantillon de 2 429 adultes âgés de 18 à 74 ans, inclus dans l'étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition (Esteban 2014-2016), et disposant de données anthropométriques déclarées et mesurées. Des régressions linéaires simples et multivariées ont été réalisées, afin de déterminer les associations entre l'écart d'indice de masse corporelle (IMC) et différentes variables sociodémographiques. Les résultats ont été comparés à ceux obtenus précédemment dans l'Étude nationale nutrition santé (ENNS 2006-2007).

De manière générale, en 2016, les hommes et les femmes sous-déclaraient leur poids et sur-déclaraient leur taille, ce qui conduisait à une sous-estimation de l'IMC de l'ordre de -0,41 chez les hommes et de -0,79 chez les femmes. Comme en 2006, l'écart de l'IMC entre données déclarées et mesurées était significativement associé à l'IMC mesuré, les écarts étant plus importants chez les personnes en surpoids ou obèses. En 2016, les écarts variaient également avec la situation matrimoniale des individus ce qui n'était pas le cas auparavant.

Les résultats mettent en évidence l'existence d'une sous-estimation de la prévalence de l'obésité dans le cadre de l'utilisation de données de poids et taille déclarées. Les écarts entre données déclarées et mesurées et les facteurs associés varient au cours du temps ce qui justifie la réalisation de mesures anthropométriques effectives et régulières dans les enquêtes de surveillance épidémiologique.

Overweight and obesity are major risk factors for non-communicable diseases. Their prevalence must be regularly assessed in order to adapt public health policies and prevention programs. Monitoring anthropometrics is based on measured (gold standard) or self-reported data. The objective of this study was to estimate the discrepancies between self-reported and measured anthropometric data in the general French population, as well as factors associated with these discrepancies and possible changes over time.

Analyses were carried out on a sample of 2,429 adults aged 18 to 74 years, included in the Esteban study (2014-2016) and having both self-reported and measured anthropometric data. Simple and multivariate linear regressions were conducted to determine associations between the BMI gap and various socio-demographic factors. The results were compared with those obtained previously in the ENNS study (Nutrition and Health Study 2006-2007).

Overall, in 2016, men and women underreported their weight and overreported their height, leading to an underestimation of BMI of -0.41 for men and -0.79 for women. As in 2006, the BMI gap, between self-reported and measured data, was significantly associated with measured BMI, with greater differences in overweight or obese individuals. In 2016, the differences also varied with marital status, which was not the case before.

The results highlight an underestimation of the prevalence of obesity when using self-reported weight and height data. Differences between self-reported and measured data and associated factors vary over time, justifying effective and regular anthropometric measurements in epidemiological surveillance surveys.

Mots-clés : Poids, Taille, IMC, Adultes, Anthropométrie, Données déclarées, Biais, Mesure
// Keywords: Weight, Height, BMI, Adults, Anthropometrics, Self-reported data, Bias, Measure

Introduction

Le surpoids et l'obésité sont un fléau mondial qui ne cesse de prendre de l'ampleur. L'obésité peut engendrer plusieurs complications au niveau de la santé, notamment le diabète de type 2, l'hypertension artérielle, les cancers, ou encore des maladies articulaires¹. En 2016, ce ne sont pas moins de 1,9 milliards d'adultes dans le monde qui étaient en surpoids, dont plus de 650 millions étaient obèses (ce qui représente 13% de la population mondiale)¹. En France, depuis 2006, la prévalence de l'obésité s'est stabilisée à 17% chez les adultes². Il est important d'évaluer régulièrement la prévalence du surpoids et de l'obésité dans la population au regard de son enjeu majeur en matière de santé. La surveillance de la corpulence constitue par ailleurs un outil de monitoring des politiques publiques mises en place, et l'étude régulière des facteurs associés aux différents niveaux de corpulence permet de cibler les programmes de prévention.

Ces prévalences s'obtiennent généralement chez les adultes par la mesure de l'indice de masse corporelle (IMC). Le *gold standard* d'une telle méthode dans des enquêtes en population repose sur le recueil de données de poids et taille mesurées, selon des procédures standardisées. Toutefois, de nombreuses études épidémiologiques utilisent des données anthropométriques déclarées, afin d'approcher cette prévalence. En effet, les études basées sur les données déclarées ont l'avantage d'être peu onéreuses et plus simples à mettre en œuvre, les données pouvant être collectées par simple entretien. Elles peuvent de ce fait être répétées plus régulièrement que les études réalisant des mesures de corpulence effectives et standardisées. Il convient néanmoins de s'interroger sur la fiabilité des données déclarées par rapport aux données mesurées.

Bien que quelques études considèrent les données déclarées comme fidèles à la réalité et très peu différentes des données mesurées^{3,4}, la majorité d'entre elles ont toutefois mis en évidence des différences notables, malgré la présence d'une corrélation forte entre les données déclarées et mesurées⁵⁻⁹. Ces considérations ne sont pas négligeables, puisque des déclarations anthropométriques erronées entraînent de fait une mauvaise estimation de l'IMC, d'où une mauvaise classification des individus dans les catégories d'IMC, faussant ainsi les prévalences de surpoids et d'obésité. Une récente revue de littérature a rapporté que les données déclarées étaient généralement sujettes à une sous-déclaration du poids et une sur-déclaration de la taille⁷. Ces biais de déclaration seraient notamment plus importants chez les personnes en surpoids ou obèses^{9,10}. Les études analysant les écarts entre les données anthropométriques déclarées et mesurées ont également montré qu'il existait des différences selon le sexe ou encore l'âge des participants^{8,9,11,12}. Par ailleurs, la question de l'évolution de ces écarts et de ces biais de déclaration se pose. Certaines études ont montré que les biais de déclaration

du poids et de la taille étaient restés stables durant les 20 dernières années^{13,14}, quand d'autres mettent en évidence des différences d'évolution du biais de déclaration du poids^{15,16}.

En France, une première analyse s'était déjà intéressée en 2010¹⁷ aux biais de déclaration du poids et de la taille chez les adultes en population générale à partir des données de l'Étude nationale nutrition santé (ENNS, 2006-2007). Les résultats avaient mis en évidence une sous-déclaration du poids et une sur-déclaration de la taille, conduisant à une sous-estimation des prévalences de surpoids et d'obésité. Cette sous-estimation était associée à l'âge, ainsi qu'au poids et à la taille mesurés des sujets. L'étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition (Esteban, 2014-2016) a permis d'actualiser les données de corpulence de la population française, selon les mêmes procédures standardisées que dans ENNS. La production de données de poids et de taille mesurées et déclarées permet ainsi de s'intéresser aux biais de déclaration et à leurs effets sur l'estimation des prévalences de surpoids et d'obésité, 10 ans après les travaux réalisés dans ENNS. L'objectif de cet article est donc de réitérer ces analyses sur les données d'Esteban, afin d'étudier la nature et l'importance des biais de déclaration entre corpulence mesurée et déclarée, ainsi que l'évolution de ces biais au cours du temps.

Méthode

Recueil des données

L'étude Esteban est une étude transversale nationale réalisée sur un échantillon aléatoire de la population générale française âgée de 6 à 74 ans. Elle fait suite à l'étude ENNS, réalisée en 2006-2007¹⁸. Le recrutement s'est effectué entre avril 2014 et mars 2016 selon un plan de sondage aléatoire à trois degrés (tirage au sort des unités primaires (UP), des ménages, puis des individus au sein de ces ménages). Le taux de participation a été de 43%¹⁹. Cette étude comportait une enquête par questionnaires (administrés en face à face et auto-administrés), une enquête alimentaire et un examen de santé. À l'inclusion, une visite à domicile était effectuée par un enquêteur. Ce dernier administrait un questionnaire permettant de recueillir les données sociodémographiques, ainsi que les données de poids et taille déclarées. Les participants étaient informés que des mesures de poids et de taille seraient effectuées lors de l'examen de santé.

L'examen de santé était réalisé dans un Centre d'examen de santé (CES) de l'Assurance maladie ou à domicile par un infirmier diplômé. Les mesures de poids et taille ont été effectuées avec du matériel dédié à l'étude, par des personnes formées aux méthodes standardisées de l'Organisation mondiale de la santé (OMS)²⁰. Les sujets ont tous été pesés en sous-vêtements à l'aide d'une balance électronique (SECA 803 Clara) à 0,1 kg près et mesurés à l'aide d'une toise portative (Leicester Tanita HR 001) à 1 cm près.

Analyses statistiques

Les données anthropométriques déclarées et mesurées ont été arrondies au 0,5 kg ou au cm près. L'IMC a été obtenu en divisant le poids (kg) par le carré de la taille (m²), respectivement à partir des données déclarées (IMC déclaré) et mesurées (IMC mesuré). Les sujets ont été répartis dans les classes d'IMC définies par l'OMS (IMC<18,5 : insuffisance pondérale ; 18,5≤IMC<25 : corpulence normale ; 25≤IMC<30 : surpoids ; IMC≥30 : obésité). Les écarts de poids (Δ poids), de taille (Δ taille) et d'IMC (Δ IMC) rendent compte de la différence entre les données déclarées et mesurées. Une valeur positive signifie que les données ont été sur-déclarées et une valeur négative signifie qu'elles ont été sous-déclarées.

Pour les analyses réalisées sur les données d'Esteban (2014-2016), le plan de sondage complexe de l'étude a été pris en compte, en particulier dans l'estimation des variances et des intervalles de confiance à 95% (IC 95%) en utilisant la fonction « svyset » sous le logiciel Stata® (V14). Les analyses statistiques ont été réalisées avec des données redressées, en utilisant les pondérations correspondant à l'examen de santé (plusieurs jeux de pondérations ont en effet été calculés dans Esteban, au regard des effectifs de participants aux différentes étapes de réalisation de l'étude, et en se calant sur les données du recensement de la population de 2012 relatives à l'âge, le sexe, le niveau de diplôme, le fait d'être en couple ou pas et dans un foyer avec ou sans enfant). Les comparaisons par sexe, âge et niveau de corpulence ont été testées au moyen du Chi² de Pearson avec correction de Rao-Scott pour tenir compte du plan de sondage complexe.

Pour la comparaison des écarts et des biais de déclaration entre ENNS (2006-2007) et Esteban (2014-2016), les analyses ont été réalisées sur des données brutes, hommes et femmes confondus, à des fins de comparabilité entre les deux études (les données d'anthropométrie déclarée ayant été recueillies sur un sous-échantillon restreint dans l'étude ENNS, celles-ci ne permettaient pas d'utiliser des données pondérées).

Enfin, pour étudier les facteurs associés aux biais de déclaration dans Esteban, des régressions linéaires simples ont été effectuées dans un premier temps, selon le genre, afin de tester les associations entre les écarts de poids, de taille et d'IMC, avec les facteurs suivants : âge, niveau de diplôme, degré d'urbanisation, situation matrimoniale, données anthropométriques mesurées, délai entre le recueil des données déclarées et celles mesurées, catégorie socioprofessionnelle, niveau d'activité physique, niveau de sédentarité, le fait de déclarer son poids ou sa taille par un chiffre rond (se terminant par 0 ou 5) et la présence ou non d'enfants au sein du foyer. Les variables catégorielles associées à ces facteurs ont été introduites dans les modèles, sauf mention contraire dans certains modèles où l'âge et l'IMC ont été pris en compte en continu. Puis, les variables associées aux écarts de poids, de taille ou d'IMC,

avec un p de tendance <0,20, ont été retenues pour être incluses dans les modèles multivariés, sexes séparés.

Résultats

Population d'étude

Parmi les 2 504 adultes ayant réalisé l'examen de santé dans l'étude Esteban, 13 femmes enceintes ont été exclues des analyses, ainsi que 62 sujets pour lesquels certaines variables d'intérêt étaient manquantes. Les analyses ont ainsi été réalisées sur 2 429 adultes âgés de 18-74 ans disposant conjointement de données de poids et de taille mesurées et déclarées (figure 1).

Les caractéristiques de la population d'étude sont présentées dans le tableau 1. Les hommes étaient davantage en couple et témoignaient d'une catégorie socioprofessionnelle en moyenne plus avantageuse que les femmes. Les femmes vivaient plus fréquemment avec des enfants et témoignaient d'un niveau d'activité physique inférieur à celui des hommes. Plus de la moitié des hommes (54,4%) étaient en surpoids (obésité incluse) en comparaison de 43,5% des femmes.

Écarts entre les données déclarées et les données mesurées (étude Esteban, 2014-2016)

Le tableau 2 présente les écarts observés de poids, de taille et d'IMC entre les données déclarées et les données mesurées, pour les hommes et les femmes.

De manière générale, le poids des individus a été sous-déclaré, tant chez les hommes que chez les femmes. L'écart moyen entre le poids déclaré et le poids mesuré était de -0,75 ±0,5 kg chez les hommes et de -1,40 ±0,3 kg chez les femmes (différence significative ; p<0,05). La taille, quant à elle, a été sur-déclarée, puisque l'écart moyen entre la taille

Figure 1

Constitution de l'échantillon de la population d'étude (Esteban, 2014-2016)

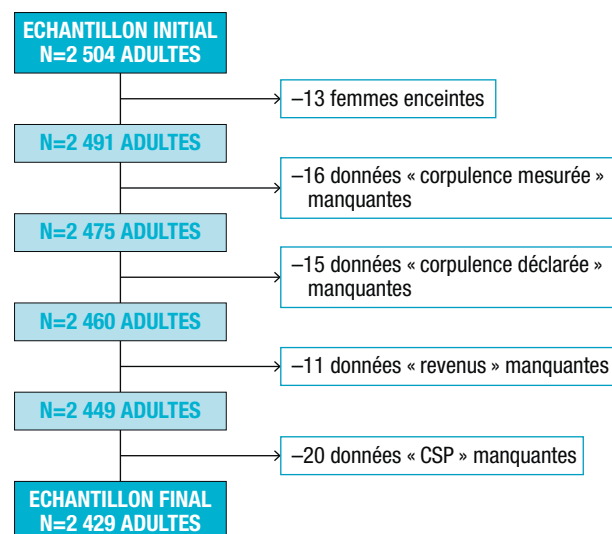


Tableau 1

Caractéristiques des hommes et des femmes de 18-74 ans inclus dans l'analyse (étude Esteban, 2014-2016 ; n=2 429)

	Hommes (n=1 086)		Femmes (n=1 343)		p
	%	[IC 95%]	%	[IC 95%]	
Effectif	49,2		50,8		
Âge					0,98
18-29 ans	15,7	[12,6 ; 19,5]	15,4	[12,5 ; 18,8]	
30-54 ans	48,6	[44,8 ; 52,5]	49,1	[45,5 ; 52,7]	
55-74 ans	35,6	[32,1 ; 39,3]	35,5	[32,3 ; 38,9]	
Situation matrimoniale					0,003
En couple	71,2	[67,4 ; 74,7]	65,8	[62,3 ; 69,1]	
Célibataire	20,2	[17,0 ; 23,8]	19,5	[16,7 ; 22,7]	
Veuf, divorcé	8,6	[6,8 ; 10,9]	14,7	[12,5 ; 17,2]	
Enfants (<16 ans) au sein du foyer					0,02
Oui	31,8	[28,4 ; 35,6]	37,9	[34,4 ; 41,5]	
Non	68,2	[64,5 ; 71,7]	62,1	[58,5 ; 65,7]	
Niveau de diplôme					0,43
<Baccalauréat	48,2	[44,3 ; 52,1]	46,0	[42,4 ; 49,7]	
≥Baccalauréat	51,8	[47,9 ; 55,7]	54,0	[50,3 ; 57,6]	
Catégorie socioprofessionnelle					<0,001
Indépendants/agriculteurs	9,6	[7,4 ; 12,3]	3,7	[2,5 ; 5,4]	
Cadres/professions intermédiaires	43,8	[40,1 ; 47,6]	32,7	[29,7 ; 35,9]	
Employés/Ouvriers	35,6	[31,9 ; 39,6]	46,4	[42,8 ; 50,1]	
Inactifs divers	11,0	[8,5 ; 14,0]	17,2	[14,3 ; 20,5]	
Degré d'urbanisation					0,78
Urbain	72,3	[69,1 ; 75,2]	71,6	[68,8 ; 74,2]	
Rural	27,7	[24,8 ; 30,9]	28,4	[25,8 ; 31,2]	
Activité physique*					<0,001
≥30 min/jour	72,5	[68,8 ; 76,0]	54,2	[50,4 ; 57,8]	
<30 min/jour	27,5	[24,0 ; 31,2]	45,8	[42,2 ; 49,6]	
Sédentarité *					0,62
≤7 heures/jour	58,2	[54,1 ; 62,0]	59,5	[55,8 ; 63,2]	
>7 heures/jour	41,8	[38,0 ; 45,9]	40,5	[36,9 ; 44,2]	
Classes d'IMC mesuré					<0,001
<18,5	2,1	[1,1 ; 3,8]	2,6	[1,7 ; 3,8]	
[18,5-25[43,5	[39,7 ; 47,4]	53,9	[50,3 ; 57,5]	
[25-30[37,5	[33,9 ; 41,3]	26,3	[23,3 ; 29,6]	
≥30	16,9	[14,2 ; 20,0]	17,2	[14,6 ; 20,3]	
Attirance pour les chiffres ronds dans la déclaration de sa taille					0,30
Oui	33,9	[30,4 ; 37,7]	31,3	[28,1 ; 34,7]	
Non	66,1	[62,3 ; 69,6]	68,7	[65,3 ; 71,9]	
Attirance pour les chiffres ronds dans la déclaration de son poids					0,12
Oui	32,6	[29,0 ; 36,3]	28,7	[25,6 ; 32,1]	
Non	67,4	[63,7 ; 71,0]	71,3	[67,9 ; 74,5]	
Délai (jours) entre le recueil des données mesurées et celles déclarées	138,3	[130,2 ; 146,3]	156,6	[147,9 ; 165,4]	0,03

* 136 données manquantes (5,6%).

Tableau 2

Écarts de poids, de taille et d'IMC entre les données déclarées et mesurées chez les hommes et les femmes (étude Esteban, 2014-2016 ; n=2 429)

	Hommes		Femmes		p
	Δ	[IC 95%]	Δ	[IC 95%]	
Poids (kg)	-0,75	[-1,25 ; -0,24]	-1,40	[-1,64 ; -1,15]	0,024
Taille (cm)	0,37	[0,11 ; 0,62]	0,70	[0,54 ; 0,85]	0,032
IMC	-0,41	[-0,56 ; -0,27]	-0,79	[-0,90 ; -0,68]	<0,001

Tableau 3

Écarts observés entre les données anthropométriques déclarées et mesurées chez les hommes (étude Esteban, 2014-2016 ; n=1 086)

	Δ Poids (kg)		Δ Taille (cm)		Δ IMC (kg/m ²)	
	Δ	[IC 95%]	Δ	[IC 95%]	Δ	[IC 95%]
Âge						
18-29 ans	-0,10	[-1,06 ; 0,85]	0,15	[-0,38 ; 0,68]	-0,09	[-0,44 ; 0,26]
30-54 ans	-0,62	[-1,44 ; 0,20]	-0,009	[-0,37 ; 0,35]	-0,26	[-0,49 ; -0,03]
55-74 ans	-1,21	[-1,96 ; -0,47]	0,97	[0,51 ; 1,43]	-0,76	[-0,95 ; -0,57]
p de tendance *	0,07		0,004		<0,001	
Poids mesuré						
1 ^{er} quartile	2,41	[0,75 ; 4,06]	-0,03	[-1,54 ; 1,47]	0,78	[0,03-1,54]
2 ^e quartile	0,27	[-0,21 ; 0,76]	0,36	[0,06 ; 0,66]	-0,06	[-0,23 ; 0,10]
3 ^e quartile	0,23	[-0,74 ; -1,20]	0,42	[0,09 ; 0,75]	-0,11	[-0,38 ; 0,16]
4 ^e quartile	-2,56	[-3,39 ; -1,74]	0,37	[-0,16 ; 0,90]	-1,01	[-1,23 ; -0,80]
p de tendance*	<0,001		0,74		<0,001	
Taille mesurée						
1 ^{er} quartile	-0,64	[-2,12 ; 0,83]	2,07	[0,67 ; 3,47]	-0,97	[-1,65 ; -0,29]
2 ^e quartile	-0,35	[-1,36 ; 0,66]	1,50	[1,03 ; 1,97]	-0,67	[-1,05 ; -0,29]
3 ^e quartile	-0,32	[-1,26 ; 0,61]	0,70	[0,47 ; 0,93]	-0,37	[-0,64 ; -0,09]
4 ^e quartile	-1,13	[-1,84 ; -0,43]	-0,17	[-0,62 ; 0,27]	-0,36	[-0,55 ; -0,17]
p de tendance*	0,12		<0,001		0,13	
Classes d'IMC mesuré						
<18,5	4,29	[1,04 ; 7,55]	-1,05	[-4,44 ; 2,34]	1,34	[0,07 ; 3,20]
[18,5-25[0,08	[-0,33 ; 0,50]	0,13	[-0,13 ; 0,39]	-0,04	[-0,17 ; 0,08]
[25-30[-1,39	[-2,49 ; -0,28]	0,27	[-0,29 ; 0,83]	-0,58	[-0,86 ; -0,30]
≥30	-2,11	[-3,18 ; -1,03]	1,34	[1,04 ; 1,64]	-1,23	[-1,59 ; -0,87]
p de tendance*	<0,001		<0,001		<0,001	

* p de tendance relatif à la différence entre les modalités de la variable après une analyse univariée par régression linéaire.

déclarée et la taille mesurée était de 0,37 ±0,3 cm chez les hommes et de 0,70 ±0,2 cm chez les femmes (p<0,05). Cette sous-déclaration du poids et cette sur-déclaration de la taille conduisaient à une sous-estimation de l'IMC de l'ordre de -0,41 ±0,1 chez les hommes et de -0,79 ±0,1 chez les femmes (p<0,001).

Les tableaux 3 et 4 présentent les écarts observés entre les données déclarées et mesurées selon l'âge et les mesures anthropométriques réalisées, respectivement chez les hommes et les femmes.

L'écart moyen entre la taille déclarée et la taille mesurée augmentait significativement avec l'âge tant chez les hommes (p<0,01) que chez les femmes (p<0,001). La sous-estimation de l'IMC augmentait significativement avec l'âge chez les hommes uniquement

(p<0,001). Enfin, les écarts observés étaient liés aux niveaux réels de corpulence, avec notamment une sous-déclaration de l'IMC plus importante chez les personnes en surpoids ou obèses et une sur-estimation de l'IMC chez les personnes minces ; et ce, quel que soit le sexe.

Écarts de prévalence dans les différentes classes de corpulence (étude Esteban, 2014-2016)

La sous-déclaration de l'IMC entraînait une classification erronée de certains individus dans les classes d'IMC, conduisant, entre les données déclarées et les données mesurées, à des écarts de prévalence dans les différentes catégories de corpulence (tableau 5). Ces écarts étaient particulièrement significatifs concernant la prévalence

Tableau 4

Écart observé entre les données anthropométriques déclarées et mesurées chez les femmes (étude Esteban, 2014-2016 ; n=1 343)

	Δ Poids (kg)		Δ Taille (cm)		Δ IMC (kg/m ²)	
	Δ	[IC 95%]	Δ	[IC 95%]	Δ	[IC 95%]
Âge						
18-29 ans	-1,75	[-2,64 ; -0,86]	0,51	[0,02 ; 0,99]	-0,81	[-1,71 ; -0,46]
30-54 ans	-1,31	[-1,65 ; -0,97]	0,30	[0,09 ; 0,53]	-0,64	[-0,78 ; -0,49]
55-74 ans	-1,37	[-1,70 ; -1,04]	1,31	[1,07 ; 1,55]	-0,99	[-1,14 ; -0,84]
p de tendance*	0,52		<0,001		0,10	
Poids mesuré						
1 ^{er} quartile	-0,38	[-0,65 ; -0,13]	0,56	[0,33 ; 0,79]	-0,34	[-0,44 ; -0,23]
2 ^e quartile	-1,48	[-1,88 ; -1,08]	0,66	[0,42 ; 0,91]	-0,80	[-0,97 ; -0,63]
3 ^e quartile	-2,58	[-3,25 ; -1,92]	0,74	[0,26 ; 1,23]	-1,25	[-1,53 ; -0,97]
4 ^e quartile	-2,71	[-3,71 ; -1,71]	1,15	[0,66 ; 1,63]	-1,55	[-2,00 ; -1,10]
p de tendance*	<0,001		0,047		<0,001	
Taille mesurée						
1 ^{er} quartile	-1,38	[-1,75 ; -1,00]	0,97	[0,77 ; 1,16]	-0,91	[-1,08 ; -0,74]
2 ^e quartile	-1,33	[-1,73 ; -0,94]	0,68	[0,42 ; 0,94]	-0,74	[-0,90 ; -0,57]
3 ^e quartile	-1,59	[-2,24 ; -0,94]	0,24	[-0,19 ; 0,66]	-0,68	[-0,91 ; -0,43]
4 ^e quartile	-1,56	[-2,49 ; -0,64]	-1,42	[-3,45 ; 0,60]	-0,10	[-0,68 ; 0,47]
p de tendance*	0,64		<0,001		0,01	
Classes d'IMC mesuré						
<18,5	-0,05	[-0,75 ; 0,65]	-0,24	[-0,86 ; 0,38]	-0,01	[-0,25 ; 0,22]
[18,5-25[-0,67	[-0,91 ; -0,44]	0,48	[0,29 ; 0,67]	-0,40	[-0,50 ; -0,31]
[25-30[-2,02	[-2,57 ; -1,47]	0,81	[0,44 ; 1,18]	-1,05	[-1,27 ; -0,82]
≥30	-2,09	[-3,68 ; -2,12]	1,35	[0,96 ; 1,74]	-1,71	[-2,07 ; -1,36]
p de tendance*	<0,001		<0,001		<0,001	

* p de tendance, relatif à la différence entre les modalités de la variable après une analyse univariée par régression linéaire.

Tableau 5

Répartition de la population dans les classes d'IMC selon la nature des données déclarées ou mesurées (étude Esteban, 2014-2016 ; n=2 429)

	n	Maigre <18,5		Normal [18,5-25[Surpoids [25-30[Obésité ≥30	
		Déclaré	Mesuré	Déclaré	Mesuré	Déclaré	Mesuré	Déclaré	Mesuré
		%	%	%	%	%	%	%	%
Sexe									
Homme	1 086	1,0	2,1	48,6	43,5	38,7	37,5	11,6	16,9
Femme	1 343	3,4	2,5	59,4	53,9	24,6	26,3	12,6	17,2
Classe d'âge									
18-29 ans	166	4,3	5,4	70,1	64,3	23,1	22,9	2,5	7,5
30-54 ans	1 173	2,0	1,9	55,6	50,7	28,5	30,1	13,9	17,4
55-74 ans	1 090	1,7	1,5	45,1	39,5	39,4	38,2	13,9	20,8

En gras : différence significative (test de Wald ajusté ; p<0,05) entre les niveaux de corpulence déclarée et mesurée.

de l'obésité, qui était minorée de 5 points lorsqu'elle était estimée avec des données de corpulence déclarées en comparaison des données mesurées (-5,3 points chez les hommes et -4,6 points chez les femmes et jusqu'à -6,9 points chez les 55-74 ans ; voir tableau 5).

Facteurs associés aux biais de déclaration de l'IMC (étude Esteban, 2014-2016)

En univarié, l'âge, la situation matrimoniale et l'IMC mesuré étaient significativement associés à l'écart moyen d'IMC chez les hommes comme

chez les femmes. L'attirance pour les chiffres ronds n'était significative ($p < 0,01$) que chez les femmes (tableau 6).

Chez les hommes, les variables associées à l'écart moyen d'IMC, incluses dans le modèle multivarié ($p < 0,20$ dans l'analyse univariée), comprenaient l'âge, la situation matrimoniale, la présence ou non d'enfants au sein du foyer, la catégorie socio-professionnelle, l'IMC mesuré et l'attirance pour les chiffres ronds dans la déclaration du poids. Après

ajustement sur ces variables, l'écart moyen d'IMC était significativement associé à la situation matrimoniale ($p < 0,01$) et à l'IMC mesuré ($p < 0,001$). Cet écart était ainsi plus important chez les hommes veufs ou divorcés ($-1,30 \text{ kg/m}^2$), en comparaison des hommes en couple ($-0,35 \text{ kg/m}^2$) ou célibataires ($-0,24 \text{ kg/m}^2$). Par ailleurs, la sous-déclaration de l'IMC augmentait avec l'IMC mesuré. Les autres variables n'étaient pas significativement associées à l'écart moyen d'IMC entre données déclarées et mesurées.

Tableau 6

Facteurs associés aux biais de déclaration de l'IMC en univarié chez les hommes et chez les femmes (étude Esteban, 2014-2016 ; n=2 429)

	Hommes (n=1 086)		Femmes (n=1 343)	
	β [IC 95%]	p	β [IC 95%]	p
Âge (en continu)	-0,02 [-0,03 ; -0,01]	<0,001	-0,01 [-0,02 ; -0,002]	0,02
Situation matrimoniale				
En couple	Ref		Ref	
Célibataire	-0,10 [-0,28 ; 0,48]	0,59	-0,05 [-0,23 ; 0,32]	0,73
Veuf, divorcé	-0,95 [-1,47 ; -0,44]	<0,001	-0,57 [-0,87 ; -0,26]	<0,001
Enfants (<16 ans) au sein du foyer				
Non	Ref		Ref	
Oui	0,32 [-0,02 ; 0,66]	0,07	0,17 [-0,06 ; 0,40]	0,15
Niveau de diplôme				
< Baccalauréat	Ref		Ref	
≥ Baccalauréat	0,15 [-0,14 ; 0,43]	0,32	0,21 [-0,007 ; 0,43]	0,06
Catégorie socioprofessionnelle				
Indépendants/agriculteurs	Ref		Ref	
Cadres/prof/intermédiaires	0,29 [-0,10 ; 0,69]	0,15	0,35 [-0,47 ; 1,18]	0,40
Employés/ouvriers	0,44 [-0,05 ; 0,94]	0,08	0,28 [-0,56 ; 1,11]	0,52
Inactifs divers	0,49 [-0,02 ; 1,00]	0,06	0,22 [-0,65 ; 1,10]	0,62
Degré d'urbanisation				
Rural	Ref		Ref	
Urbain	-0,04 [-0,41 ; 0,34]	0,84	0,19 [-0,06 ; 0,44]	0,13
Activité physique *				
<30 min/jour	Ref		Ref	
≥30 min/jour	-0,15 [-0,56 ; 0,27]	0,50	0,09 [-0,13 ; 0,30]	0,42
Sédentarité *				
≤7 heures/jour	Ref		Ref	
>7 heures/jour	0,11 [-0,17 ; 0,40]	0,44	0,07 [-0,15 ; 0,28]	0,55
IMC mesuré (en continu)	-0,12 [-0,15 ; -0,08]	<0,001	-0,08 [-0,12 ; -0,05]	<0,001
Attirance pour les chiffres ronds (déclaration de la taille)				
Non	Ref		Ref	
Oui	0,17 [-0,10 ; 0,44]	0,22	0,02 [-0,20 ; 0,23]	0,87
Attirance pour les chiffres ronds (déclaration du poids)				
Non	Ref		Ref	
Oui	-0,24 [-0,56 ; 0,08]	0,14	-0,32 [-0,58 ; -0,07]	0,01
Délai entre le recueil des données mesurées et déclarées	0,001 [-0,001 ; 0,002]	0,50	0,0004 [-0,002 ; 0,0007]	0,49

IC95% : intervalle de confiance à 95% ; β : coefficient de régression ; Ref : référence.

* 136 données manquantes (5,6%).

Tableau 7

Écart moyen de poids, de taille et d'IMC entre les données déclarées et mesurées dans les études ENNS (2006-2007) et Esteban (2014-2016)

	ENNS (2006-2007) n=629	Esteban (2014-2016) n=2 429
Δ poids (kg)	-1,05	-1,08
Δ taille (cm)	+0,80	+0,68
Δ IMC	-0,60	-0,64

Les écarts moyens sont calculés sur les données brutes et non pondérées.

Chez les femmes, les variables associées à l'écart moyen d'IMC incluses dans le modèle multivarié, comprenaient l'âge, la situation matrimoniale, la présence ou non d'enfants au sein du foyer, le niveau de diplôme, le degré d'urbanisation, l'IMC mesuré et l'attirance pour les chiffres ronds. Après ajustement sur ces variables, une tendance similaire aux hommes était constatée ; l'écart moyen d'IMC entre données déclarées et mesurées était significativement associé à la situation matrimoniale ($p=0,05$) et à l'IMC mesuré ($p<0,001$). L'écart moyen d'IMC était ainsi plus important chez les femmes veuves ou divorcées ($-1,28 \text{ kg/m}^2$), que chez les femmes en couple ($-0,72 \text{ kg/m}^2$) ou célibataires ($-0,68 \text{ kg/m}^2$). La sous-déclaration de l'IMC augmentait avec l'IMC mesuré. Les autres variables n'étaient pas significativement associées à l'écart moyen d'IMC entre données déclarées et mesurées.

Comparaison des écarts et biais de déclaration entre ENNS (2006-2007) et Esteban (2014-2016)

Les écarts de poids, de taille et d'IMC dans l'étude Esteban étaient comparables à ceux relevés 10 ans plus tôt dans l'étude ENNS (tableau 7).

Les résultats des analyses multivariées réalisées en 2010 sur les données de l'étude ENNS (2006-2007), montraient que l'écart d'IMC était significativement associé au poids mesuré et à la taille mesurée. Ces mêmes variables étaient significativement associées à l'écart d'IMC dans l'étude Esteban (2014-2016), cependant la variable « situation matrimoniale » est devenue significative dans cette dernière étude aussi bien chez les hommes que chez les femmes, ce qui n'était pas le cas précédemment.

Discussion

Nature et enjeux des biais de déclaration de l'IMC

Les résultats de cette étude mettent en évidence des biais de déclaration significatifs quant aux données de corpulence déclarées chez les adultes en population générale. De manière générale, les hommes et les femmes surestiment leur taille et sous-estiment leur poids, de l'ordre de $+0,37 \text{ cm}$ et $-0,75 \text{ kg}$ pour les hommes et $+0,70 \text{ cm}$ et $-1,40 \text{ kg}$ pour les femmes. Ces résultats, obtenus en population générale, rejoignent ceux d'autres études déjà publiées sur le sujet⁵⁻⁸ et notamment ceux de Maukonen et coll.⁷,

dont la revue de littérature, portant sur 62 publications, a mis en évidence une surestimation moyenne de la taille de $0,2$ à $2,6 \text{ cm}$ et une sous-estimation moyenne du poids de $0,1$ à $2,3 \text{ kg}$.

Les écarts observés, entre données déclarées et mesurées, entraînent une sous-estimation de l'IMC, qui engendre notamment une sous-estimation de la prévalence de l'obésité au sein de la population. Dans l'étude Esteban (2014-2016), cette sous-estimation globale de l'obésité était de l'ordre de -5 points. Elle était ainsi supérieure à celle obtenue avec l'Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l'obésité ObEpi 2012²¹, dont la prévalence déclarée de l'obésité de l'ordre de 15% était inférieure de 2 points à la prévalence mesurée d'Esteban. Il est possible que les conditions de réalisation de l'étude ObEpi, demandant aux personnes de se peser elles-mêmes, aient limité quelque peu la sous-déclaration du poids, mais sans toutefois l'annuler.

Les écarts quant à la prévalence de l'obésité, entre données déclarées et mesurées, variaient selon le sexe et l'âge. Cet écart avait tendance à être plus important chez les hommes en comparaison des femmes ($-5,3$ points *versus* $-4,6$ points) de même que chez les $55-74$ ans. Ces résultats sont conformes avec les données d'autres études^{5,22} où la sur-déclaration de la taille est assez fréquente chez les personnes âgées. Ce phénomène peut s'expliquer notamment par l'absence d'une mesure de taille récente alors que celle-ci peut diminuer suite à des tassements vertébraux²³.

La sous-estimation de l'IMC-déclaré, relevée dans l'étude Esteban (2014-2016), était variable selon le sexe et significativement associée à la situation matrimoniale et à l'IMC mesuré des individus. Ces résultats rejoignent également ceux d'autres études^{8,22}, qui indiquent que les personnes en surpoids ou obèses sous-estiment davantage leur IMC que les individus de corpulence normale, de même que les personnes célibataires déclarent des données plus proches de la réalité en comparaison des personnes en couple²⁴. Si l'IMC-mesuré était déjà associé à la variation des écarts d'IMC dans l'étude ENNS (2006-2007)¹⁷, il semble que d'autres associations soient apparues dans l'étude Esteban. La situation matrimoniale qui était à la limite de la significativité dans ENNS, entre les personnes seules (célibataires, veufs ou divorcés) *versus* les personnes en couple, est devenue significativement associée à la variation d'écart d'IMC dans Esteban, faisant apparaître le statut particulier des veufs et divorcés. C'est également le cas de l'attirance pour les chiffres ronds chez les femmes qui apparaît dorénavant significatif en univarié. Cela témoigne de possibles variations de ces biais de déclaration, qui ne sont de fait pas totalement prévisibles, et renforce d'autant plus l'importance devant être accordée à la mesure effective des données anthropométriques. Même si les données déclarées restent utiles, notamment pour étudier les tendances d'évolution de la corpulence grâce à un suivi plus fréquent et plus régulier de la population, il est nécessaire d'obtenir des données mesurées à intervalles

réguliers (tous les 5 ans par exemple), de manière à renseigner précisément les prévalences de surpoids et d'obésité de la population afin d'en surveiller l'évolution et d'évaluer l'impact des programmes de santé publique mis en place pour lutter contre cette épidémie.

Limites de l'étude

Ce travail met en lumière les écarts pouvant exister entre les données de corpulence déclarées et mesurées ainsi que leur impact en matière de surveillance épidémiologique. Plusieurs limites peuvent toutefois être énoncées. Tout d'abord, les écarts relevés dans cette étude ont pu être quelque peu biaisés, puisque les personnes interrogées étaient averties au moment de l'interview qu'elles seraient pesées et mesurées lors de l'examen de santé. Cela a pu les inciter à déclarer des chiffres plus proches de la réalité, et réduire ainsi les écarts observés entre les données déclarées et mesurées. Si tel est le cas, cela signifierait que les écarts pourraient être plus conséquents que ceux observés dans le cadre de cette étude.

Le délai entre l'enregistrement des données déclarées et le recueil des données mesurées était également très variable et parfois long (147 jours en moyenne). Il n'est pas exclu que des modifications du poids aient pu survenir chez certains individus au cours de la période et jouer ainsi sur les écarts relevés entre les deux mesures. Néanmoins, le délai entre les deux recueils n'apparaissait pas comme une variable significative dans l'analyse univariée. Enfin, la comparaison des résultats entre les études ENNS (2006-2007) et Esteban (2014-2016) présente également quelques limites. En effet, les analyses réalisées il y a 10 ans sur ENNS portaient sur un échantillon plus faible (629 sujets) ne permettant pas de distinguer les hommes et les femmes en particulier dans la recherche des facteurs associés aux écarts d'IMC. Les données d'Esteban autorisent donc une analyse plus fine et plus détaillée de ces facteurs.

Conclusion

Lorsque l'estimation de l'IMC se base sur des données déclarées par les individus, l'IMC est généralement sous-estimé. Cette étude a mis en avant, d'une part, que cette sous-estimation de l'IMC conduisait à une sous-estimation conséquente de la prévalence de l'obésité au sein de la population adulte française. D'autre part, si le principal facteur associé à cette sous-estimation est l'IMC mesuré lui-même, il semble que d'autres facteurs aient également pu apparaître entre les analyses réalisées sur l'étude ENNS (2006-2007) et celles sur Esteban (2014-2016). Si le recueil de données déclaratives peut être préféré pour sa facilité de réalisation et son moindre coût, la sous-estimation et la potentielle évolution des facteurs associés à cet écart de déclaration doivent être prises en compte dans l'interprétation de telles données. ■

Remerciements

Les auteurs remercient l'équipe projet d'Esteban ainsi que l'ensemble des personnes ayant contribué au recueil des données anthropométriques déclarées et mesurées utilisées dans le cadre des analyses présentées ici : les enquêteurs, les infirmiers, les diététiciennes et les centres d'examen de santé de la CnamTS.

Liens d'intérêt

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

Références

- [1] Matta J, Carette C, Rives Lange C, Czernichow S. Epidémiologie de l'obésité en France et dans le monde. *Presse Med.* 2018;47(5):434-438.
- [2] Équipe de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Esen). Étude de santé sur l'environnement, la biosurveillance, l'activité physique et la nutrition (Esteban), 2014-2016. *Volet Nutrition. Chapitre Corpulence.* Saint-Maurice: Santé publique France; 2017. 42 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/nutrition-et-activite-physique/documents/rapport-synthese/etude-de-sante-sur-l-environnement-la-biosurveillance-l-activite-physique-et-la-nutrition-esteban-2014-2016.-volet-nutrition.-chapitre-corpulence>
- [3] Davies A, Wellard-Cole L, Rangan A, Allman-Farinelli M. Validity of self-reported weight and height for BMI classification: A cross-sectional study among young adults. *Nutrition.* 2020;71:110622.
- [4] Quick V, Byrd-Bredbenner C, Shoff S, White A, Lohse B, Horacek T, et al. Concordance of self-report and measured height and weight of college students. *J Nutr Educ Behav.* 2015;47(1):94-8.
- [5] Krul A, Daanen H, Choi H. Self-reported and measured weight, height and body mass index (BMI) in Italy, the Netherlands and North America. *Eur J Public Health.* 2011;21(4):414-9.
- [6] Lu S, Su J, Xiang Q, Zhou J, Wu M. Accuracy of self-reported height, weight, and waist circumference in a general adult Chinese population. *Popul Health Metr.* 2016;14:30.
- [7] Maukonen M, Mannisto S, Tolonen H. A comparison of measured versus self-reported anthropometrics for assessing obesity in adults: A literature review. *Scand J Public Health.* 2018;46(5):565-79.
- [8] Shields M, Connor Gorber S, Tremblay M. Estimates of obesity based on self-report versus direct measures. *Health Rep.* 2008;19(2):61-76.
- [9] Niedhammer I, Bugel I, Bonenfant S, Goldberg M, Leclerc A. Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort. *Int J Obes Relat Metab Disord.* 2000;24(9):1111-8.
- [10] Flegal KM, Ogden CL, Fryar C, Afful J, Klein R, Huang DT. Comparisons of self-reported and measured height and weight, BMI, and obesity prevalence from national surveys: 1999-2016. *Obesity (Silver Spring).* 2019;27(10):1711-9.
- [11] Grossschadl F, Haditsch B, Stronegger W. Validity of self-reported weight and height in Austrian adults: Socio-demographic determinants and consequences for the classification of BMI categories. *Public Health Nutr.* 2012;15(1):20-7.
- [12] Stommel M, Schoenborn C. Accuracy and usefulness of BMI measures based on self-reported weight and height: Findings from the NHANES & NHIS 2001-2006. *BMC Public Health.* 2009;9:421.
- [13] Hattori A, Sturm R. The obesity epidemic and changes in self-report biases in BMI. *Obesity (Silver Spring).* 2013; 21(4):856-60.

[14] Shiely F, Hayes K, Perry I, Kelleher C. Height and weight bias: The influence of time. *PLoS One*. 2013;8(1):e54386.

[15] Shiely F, Perry I, Lutomski J, Harrington J, Kelleher C, McGee H, *et al*. Temporal trends in misclassification patterns of measured and self-report based body mass index categories--findings from three population surveys in Ireland. *BMC Public Health*. 2010;10:560.

[16] Stommel M, Osier N. Temporal changes in bias of body mass index scores based on self-reported height and weight. *Int J Obes (Lond)*. 2013;37(3):461-7.

[17] Julia C, Salanave B, Binard K, Deschamps V, Vernay M, Castetbon K. Biais de déclaration du poids et de la taille chez les adultes en France. Effets sur l'estimation des prévalences du surpoids et de l'obésité. *Bull Epidemiol Hebd*. 2010(8):69-72. <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/biais-de-declaration-du-poids-et-de-la-taille-chez-les-adultes-en-france.-effets-sur-l-estimation-des-prevalences-du-surpoids-et-de-l-obesite>

[18] Castetbon K, Vernay M, Malon A, Salanave B, Deschamps V, Roudier C, *et al*. Dietary intake, physical activity and nutritional status in adults: The French nutrition and health survey (ENNS, 2006-2007). *Br J Nutr*. 2009;102(5):733-43.

[19] Balicco A, Oleko A, Szego E, Boschhat L, Deschamps V, Saoudi A, *et al*. Protocole Esteban: une Étude transversale de Santé sur l'Environnement, la Biosurveillance, l'Activité physique et la Nutrition (2014-2016). *Toxicologie analytique et clinique*. 2017;29:517-37.

[20] Organisation mondiale de la Santé. Le Manuel de Surveillance STEPS de l'OMS: L'approche STEPwise de l'OMS pour la surveillance des facteurs de risque des maladies chroniques. Genève: OMS; 2006. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/43483>

[21] ObEpi 2012. Enquête épidémiologie nationale sur le surpoids et l'obésité. Paris: Inserm / Kantar Health/Roche; 2012. <http://www.roche.fr/innovation-recherche-medicale/decouverte-scientifique-medicale/cardio-metabolisme/enquete-nationale-obepi-2012.htm>

[22] Elgar F, Stewart J. Validity of self-report screening for overweight and obesity. Evidence from the Canadian Community Health Survey. *Can J Public Health*. 2008;99(5):423-7.

[23] Gunnell D, Berney L, Holland P, Maynard M, Blane D, Frankel S, *et al*. How accurately are height, weight and leg length reported by the elderly, and how closely are they related to measurements recorded in childhood? *Int J Epidemiol*. 2000;29(3):456-64.

[24] Tsai E, Perng W, Mora-Plazas M, Marin C, Baylin A, Villamor E. Accuracy of self-reported weight and height in women from Bogota, Colombia. *Ann Hum Biol*. 2014;41(5):473-6.

Citer cet article

Gorokhova M, Salanave B, Deschamps V, Verdot C. Écarts entre corpulence déclarée et corpulence mesurée dans les études de surveillance en population en France. *Bull Epidemiol Hebd*. 2021;(10):166-85. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/10/2021_10_1.html

LE DÉPISTAGE UNIVERSEL DE LA SURDITÉ PERMANENTE BILATÉRALE NÉONATALE EN FRANCE : ÉVALUATION DE SON DÉPLOIEMENT APRÈS DEUX ANNÉES DE FONCTIONNEMENT

// UNIVERSAL SCREENING FOR PERMANENT NEONATAL BILATERAL DEAFNESS IN FRANCE: EVALUATION TWO YEARS AFTER NATIONAL DEPLOYMENT

Alexandra Doncarli (alexandra.doncarli@santepubliquefrance.fr)¹, Hélène Tillaut², Mohamed Akkari^{3,4}, Blandine Baladi^{4,5}, Margaux Creutz-Leroy⁶, Marine Parodi⁷, Nathalie Beltzer¹, Véronique Goulet¹, Nolwenn Regnault¹

¹ Santé publique France, Saint-Maurice

² Univ Rennes, Inserm, EHESP, Irset (Institut de recherche en santé environnement et travail), UMR_S 1085, Rennes

³ Département d'ORL et chirurgie cervico-faciale, UAM d'ORL pédiatrique, Hôpital Gui-de-Chauliac, CHU de Montpellier

⁴ Réseau de périnatalité Occitanie, Montpellier & Toulouse

⁵ Service d'oto-rhino-laryngologie, Hôpital Pierre Paul Riquet, CHU Purpan, Toulouse

⁶ Réseau périnatal Lorrain, Nancy

⁷ Service d'oto-rhino-laryngologie pédiatrique et de chirurgie cervico-faciale pédiatrique, CRMR MALO, CHU Necker-Enfants Malades, AP-HP, Paris

Soumis le 09.02.2021 // Date of submission: 02.09.2021

Résumé // Abstract

Le programme national de dépistage de la surdité permanente bilatérale néonatale (SPBN) mis en place fin 2014 vise à repérer précocement les enfants déficients auditifs pour limiter les conséquences délétères de ce déficit. Notre objectif était d'évaluer le déploiement du programme à l'échelle nationale, deux années après son lancement.

Le programme comporte une phase de dépistage universel en maternité. Dans certaines régions, un test différé (Test3) est également réalisé après la sortie de la maternité. Les enfants suspects entrent ensuite dans une phase diagnostique. Les données agrégées régionales concernant les naissances 2015 et 2016 ont été utilisées pour calculer plusieurs indicateurs nationaux d'évaluation : taux d'exhaustivité, de refus, valeur prédictive positive (VPP), taux d'enfants suspects de SPBN, prévalence et répartition par sévérité.

Le taux d'exhaustivité a augmenté de manière significative entre 2015 et 2016 (83,3 vs 93,8% ; $p < 0,001$), tandis que l'acceptation du dépistage était très bonne dès 2015 (refus : 0,1%). En 2016, le taux de suspects de SPBN diminuait de façon importante après le Test3 (1,4 vs 0,9%), tandis que la VPP augmentait (4,7 vs 7,6%). En 2015, la prévalence de la SPBN moyenne à profonde a été estimée à 0,9‰ (IC95% [0,8-1,0]) ; 57% des nouveau-nés avec un déficit >40 décibels ont une surdité moyenne, 17% sévère et 26% profonde.

L'objectif national de 90% d'exhaustivité après deux ans de fonctionnement du programme a été dépassé. Le Test3 apparaît utile pour désengorger les structures de diagnostic. L'amélioration de la remontée des données diagnostiques permettront de confirmer la prévalence et la distribution par sévérité de la surdité néonatale en France.

The national permanent bilateral neonatal hearing loss (PBNHL) screening program set up in December 2014 aims to identify affected children early to allow appropriate care. Our goal was to evaluate the implementation of this program at the national level, two years after its launch.

The program includes a phase of universal screening in maternity wards. Depending on the region, a delayed test (Test3) can be performed after leaving the maternity. Children suspected during screening then enter in a diagnostic phase. Regional aggregated data on births in 2015 and 2016 were used for to calculate several national assessment indicators: completeness and refusal rate, positive predictive value (PPV), rate of PBNHL suspicious children, prevalence and distribution by severity of PBNHL.

The completeness rate increased significantly between 2015 and 2016 (83.3 vs 93.8%; $p < 0.001$) while the acceptance of screening was very good from 2015 (refusal: 0.1%). The rate of suspicious PBNHL in 2016 decreased a lot after Test3 (1.4 vs 0.9%) while PPV increased (4.7 vs 7.6%). In 2015, prevalence of moderate to profound PBNHL was estimated at 0.9‰ (CI95% [0.8-1.0]); 57% of newborns with a >40 decibels deficit had moderate deafness, 17% severe and 26% profound.

The national target of 90% completeness after two years of operation of the program has been exceeded. The Test3 appears to be useful for reduce excess activity in diagnostic structures. Improvements in the reporting of diagnostic data are still necessary in order to confirm prevalence and severity's repartition of neonatal hearing loss in France.

Mots-clés : Dépistage néonatal, Surdité, Audition

// **Keywords:** Neonatal screening, Deafness, Hearing

Introduction

La surdité permanente bilatérale néonatale (SPBN) est le déficit sensoriel congénital le plus fréquent en Europe¹. En 2007, une étude de la HAS rapportait que 800 nouveau-nés porteurs d'un déficit bilatéral auditif supérieur ou égal à 40 décibels (dB) naîtraient chaque année en France². Cette fréquence de la SPBN en fait une problématique importante de santé publique, tout comme ses conséquences sur l'enfant en l'absence d'intervention précoce lui permettant d'apprendre un langage dans les premiers mois de vie. Plusieurs travaux sur la plasticité cérébrale apportent des arguments physiologiques en faveur d'une prise en charge précoce de ces enfants^{3,4}. En effet, la reconnaissance tardive de ce déficit a des conséquences lourdes sur le langage, la voix, l'articulation et sur le développement socio-émotionnel et cognitif des enfants sourds⁵⁻⁷.

Grâce aux évolutions technologiques de ces vingt dernières années, ce déficit peut désormais être dépisté dès les premiers jours de vie². C'est dans ce contexte de progrès technologiques et à la suite de plusieurs recommandations internationales⁸⁻¹¹ que la quasi-totalité des pays européens ont décidé de mettre en place un dépistage néonatal universel des troubles de l'audition. La finalité de ces programmes de dépistage est d'identifier précocement les enfants présentant un trouble de l'audition, afin d'accélérer leur diagnostic et adapter au mieux leur prise en charge.

En France, le programme de dépistage universel de la surdité a été lancé officiellement en novembre 2014, à la suite de la parution d'un cahier des charges national détaillant sa mise en œuvre¹². La cible fixée par le ministère de la Santé était d'atteindre 90% d'exhaustivité du dépistage à la fin des deux premières années de fonctionnement.

L'objectif de cette étude était donc : (i) d'évaluer sur le plan épidémiologique le déploiement du programme de dépistage universel de la surdité en France (taux d'exhaustivité, de refus, d'enfants suspects après la

phase de dépistage, valeur prédictive positive (VPP) deux ans après son lancement (années 2015 et 2016) et (ii) d'estimer la prévalence et la répartition des sévérités de la surdité néonatale en France.

Méthode

Grandes lignes du programme de dépistage néonatal de l'audition

Il comporte deux phases¹².

La première, appelée ici phase de dépistage, consiste en une vérification de l'audition du nouveau-né en maternité (Test1 et si nécessaire Test2) par des méthodes objectives, rapides et non invasives : les oto-émissions acoustiques automatisées (OEAA) et/ou les potentiels évoqués auditifs automatisés (PEAA)^{13,14} (figure 1). Bien que non précisé dans le programme, dans certaines régions un troisième test (appelé Test3) est réalisé dans le premier mois suivant la sortie de la maternité. Sa mise en œuvre est motivée notamment par le fait que les Tests1 et 2 à l'aide d'OEAA peuvent être faussés par l'éventuel reste de liquide amniotique persistant parfois quelques jours dans les conduits auditifs de l'enfant. Une maturation des voies auditives dans les semaines suivant l'accouchement peut également invalider les premiers tests utilisant les PEAA. Si le résultat des tests de dépistage est anormal, l'enfant suspect de surdité est adressé à un service d'audiologie infantile.

La seconde phase, appelée ici phase de diagnostic, permet de préciser les niveaux d'audition des enfants suspects et de diagnostiquer une éventuelle surdité (figure 1).

Population et sources de données

Cette étude porte sur les enfants nés vivants dans chaque région en 2015 et 2016.

Elle s'appuie sur deux sources de données : d'une part, deux questionnaires permettant à chaque région

Figure 1

Grandes lignes du programme de dépistage de l'audition (Arrêté du 3 novembre 2014)

0	Avant la naissance et pendant le séjour en maternité ou unité de néonatalogie : Information et consentement pour le dépistage de l'audition
1	Pendant le séjour en maternité ou unité de néonatalogie et au plus tôt après 24h de vie : Test1 +/- Test2 de l'audition des 2 oreilles pour repérer les enfants suspects de surdité (par OEAA [#] ou PEAA ^{##} selon les régions)
2	Un mois après la sortie de la maternité : prise en charge des enfants suspects de surdité dans une structure spécialisée : <ul style="list-style-type: none"> • précision sur le niveau d'audition de l'enfant (PEAA-seuil) ; • pose du diagnostic de la surdité permanente : <ul style="list-style-type: none"> – type (transmission, perception), – nature (unilatérale ou bilatérale), – sévérité selon le degré de perte auditive : légère (≤40 dB), moyenne ([41 et 71 dB]) sévère ([71 et 91 dB]), profonde/totale (≥91 dB) ; • suivi des enfants sourds

Information des parents

Phase de dépistage

Phase de diagnostic

[#] Oto-émissions acoustiques automatisées. ^{##} Potentiels évoqués auditifs automatisés.

de décrire les modalités pratiques de réalisation des dépistages et diagnostics de la surdité ; d'autre part, des données régionales agrégées permettant de calculer les indicateurs d'évaluation du dépistage et du diagnostic¹⁵. Pour harmoniser le calcul de ces données agrégées, Santé publique France a élaboré, puis mis à disposition, une application informatique permettant à chaque région de les générer automatiquement à partir de données individuelles, préalablement recueillies à l'aide de logiciels dédiés (Néonat[®], Voosurdité[®]) ou *via* un fichier Excel formaté par Santé publique France.

Indicateurs d'évaluation du dépistage et du diagnostic

Le tableau 1 présente les principaux indicateurs d'évaluation des phases de dépistage et de diagnostic de la surdité néonatale et leur définition. Ils ont été définis en concertation avec des acteurs institutionnels au sein des Agences régionales de santé (ARS), des cliniciens oto-rhino-laryngologistes (ORL), des représentants des coordonnateurs régionaux du dépistage/diagnostic et de Santé publique France.

Données transmises par les régions

La fin du recueil de données pour cette étude a été fixée au 31/12/2017. Au final, sur les 27 régions françaises⁽¹⁾, 21 régions ont transmis des données en 2015 et 24 en 2016.

Des hypothèses ont dû être faites pour calculer les taux annuels d'exhaustivité dans les régions n'ayant

⁽¹⁾ Le découpage actuel des régions françaises ayant été mis en place en 2016, nous avons opté pour conserver les 27 anciennes régions initiales pour pouvoir comparer les données entre 2015 et 2016. À noter que les régions PACA et Corse ont transmis leurs indicateurs de façon conjointe.

Tableau 1

Indicateurs d'évaluation du dépistage/diagnostic de la surdité néonatale

Phase de dépistage		Phase de diagnostic	
Indicateurs	Construction	Indicateurs	Construction
Taux d'exhaustivité*	(nb d'enfants dépistés + nb de refus du dépistage) / (nb de naissances vivantes)	Taux de prise en charge des enfants suspects de SPBN	(nb d'enfants vus en consultation de diagnostic) / (nb d'enfants classés comme suspects de SPBN)
Taux de refus	(nb d'enfants dont les parents ont refusé le dépistage) / (nb de naissances vivantes)	Prévalence de la surdité [#]	(nb d'enfants diagnostiqués sourds bilatéraux) / (nb d'enfants ayant bénéficié du dépistage)
Taux de suspects de surdité permanente bilatérale néonatale (SPBN) après la phase de dépistage	(nb d'enfants suspects de SPBN) / (nb d'enfants dépistés)	Taux des surdités bilatérales selon le degré de perte auditive	(nb d'enfants avec SPBN moyenne, sévère ou profonde) / (nb d'enfants avec SPBN)
Valeur prédictive positive (VPP) [§]	(nb d'enfants sourds bilatéraux moyens à profonds) / (nb d'enfants suspects de SPBN après la phase de dépistage)		

* Les enfants dont les parents ont refusé le dépistage à la maternité sont comptabilisés comme ayant bénéficié du programme.

[#] la prévalence toute sévérité confondue ou uniquement ≥ 40 dB (moyenne à profonde) a été calculée dans les régions présentant un taux limité de données manquantes. Des prévalences théoriques ont également été déduites en supposant que tous les enfants suspects de surdité bilatérale étaient vus en consultation avec le même risque d'être atteints de surdité bilatérale que les autres enfants. Ainsi, le pourcentage d'enfants sourds observés parmi les enfants vus en consultation de diagnostic a été appliqué aux enfants n'en ayant pas bénéficié.

[§] VPP corrigée pour tenir compte du fait que les données de diagnostic ne sont pas disponibles pour l'ensemble des enfants dépistés suspects de SPBN en maternité. Ainsi, le nombre d'enfants diagnostiqués sourds bilatéraux transmis par les régions a été multiplié par l'inverse du pourcentage d'enfants suspects ayant bénéficié d'une consultation de diagnostic.

pas transmis de données en 2015 et/ou 2016 alors qu'elles avaient déjà démarré le programme de dépistage de la surdité¹⁵. Le calcul des VPP et des prévalences de la surdité a été effectué en posant l'hypothèse que tous les enfants suspects de SPBN avaient le même risque d'être diagnostiqués SPBN en cas de données diagnostiques manquantes.

Analyses statistiques

Les pourcentages ont été calculés en rapportant les effectifs transmis par les régions au nombre d'enfants nés vivants enregistrés par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) pour une année donnée dans chacune des régions. Les pourcentages et taux ont ensuite été comparés avec un test d'indépendance du Chi2 de Pearson ou un test exact de Fisher avec un seuil de significativité fixé à 5%. La VPP correspond au nombre d'enfants atteints de SPBN moyens à profonds rapporté à ceux suspects de surdité à l'issue de la phase de dépistage. Les analyses statistiques ont été menées sur le logiciel Stata[®] version 14.2 (Stata Corp., College Station, TX, USA).

Résultats

Déploiement du programme de dépistage en région

Au 31 décembre 2017, sur la base des informations transmises, toutes les régions, sauf la région Poitou-Charentes, avaient démarré le programme de dépistage. Il existait une hétérogénéité régionale, liée à l'interprétation du cahier des charges national. Le tableau 2 détaille les différences régionales observées : nature des surdités dépistées (uni/bilatérales ou bilatérales uniquement), nombre d'étapes

de la phase de dépistage (ajout éventuel d'un Test3), nature des surdités dépistées prises en charge (uni- ou bilatérale) dans la phase diagnostique, type d'opérateurs impliqués dans la coordination des phases de dépistage/diagnostic et logiciels utilisés pour la collecte des données individuelles.

Déploiement du programme de dépistage de la surdité en France

Taux d'exhaustivité

Le nombre d'enfants nés vivants en France et bénéficiant effectivement du programme de dépistage de la surdité avait augmenté de façon significative entre 2015 et 2016, passant respectivement de 83,3% à 93,8% ($p < 0,001$). Sur les 27 régions françaises, 14 puis 21 d'entre elles avaient dépassé l'objectif de 90% d'exhaustivité du dépistage en 2015, puis 2016 respectivement (figure 2).

Tableau 2

Hétérogénéité régionale dans l'interprétation du programme de dépistage de la surdité (situation en 2016)

	Nombre de régions*	% des naissances en 2016 [§]
Nature des surdités repérées		
Uni/bilatérale	16	51,3
Bilatérale	10	46,7
Ajout d'un Test3		
Oui	19	54,9
Non	7	43,0
Nature des surdités prises en charge[#]		
Uni/bilatérale	14	45,4
Bilatérale	12	52,6
Coordination du programme de dépistage^{##}		
Association	14	48,6
Réseau de santé en périnatalité	10	25,3
Recueil des données de dépistage et de diagnostic		
Même logiciel pour le dépistage et diagnostic	14	64,3
Même logiciel pour le dépistage uniquement ^{###}	3	9,3
Logiciels différents pour le dépistage et diagnostic	7	22,8

* Donnée manquante pour la région Poitou-Charentes.

[§] Pourcentage calculé sur les 27 régions françaises.

[#] La prise en charge est entendue comme un suivi proactif des enfants en vue d'une consultation de diagnostic ; un conseil de surveillance avec une consultation de contrôle à 12 ou 18 mois n'est pas considéré comme un suivi proactif.

^{##} En Île-de-France, l'association régionale pour le dépistage et la prévention des handicaps de l'enfant (ARDPHE) ainsi que plusieurs réseaux de santé en périnatalité étaient impliqués. À Mayotte, la coordination était assurée par des cliniciens ORL.

^{###} Le logiciel utilisé pour le recueil des données de dépistage était le même que celui utilisé par les 14 régions utilisant des modalités communes pour le recueil des données de dépistage et de diagnostic.

Taux de refus du dépistage

Au niveau national, 0,1% des familles avaient refusé de participer au dépistage en 2015 et 2016 (soit 862 et 852 enfants). Dans six régions, ce taux était doublé (Rhône-Alpes, Bretagne, Auvergne, Midi-Pyrénées) voire triplé (Guadeloupe, Centre-Val de Loire).

Taux d'enfants suspects de SPBN après les tests de dépistage

Le taux d'enfants suspects de SPBN à la sortie de l'établissement de naissance (après Test1 et éventuel Test2) variait selon la région (allant de 0,2 à 2,7%). À l'échelle nationale, il était de 1,4% en 2015 comme en 2016 ($p = 0,06$) et n'était pas significativement différent selon la stratégie de repérage choisie par les régions en 2016 (uni/bilatérale ou bilatérale uniquement) (tableau 3 ; $p = 0,3$).

Après la phase de dépistage (incluant les tests en maternité et éventuellement un Test3 selon les régions), le taux national d'enfants suspects de SPBN en 2016 passait de 1,4 à 0,9%. Cette diminution était observée quelle que soit la stratégie de repérage choisie par les régions, mais était plus marquée dans les régions repérant uniquement les surdités bilatérales (taux de suspects passe de 1,4 à 0,7%) (tableau 3). Globalement, le taux de SPBN après la phase de dépistage s'avérait significativement plus élevé dans les régions qui dépistaient les surdités uni/bilatérales comparé à celles qui repéraient uniquement les surdités bilatérales (1,1 vs 0,7% ; $p < 0,001$).

Valeurs prédictives positives

Les VPP après les dépistages en maternité étaient de 7,1% en 2015 et 4,7% en 2016.

Si l'on intègre les éventuels Test3 dans la phase de dépistage, les VPP devenaient plus élevées : 11,7% en 2015 et 7,6% en 2016 (tableau 3).

Phase de diagnostic : prévalence et sévérité de la surdité

Entrée dans la phase de diagnostic

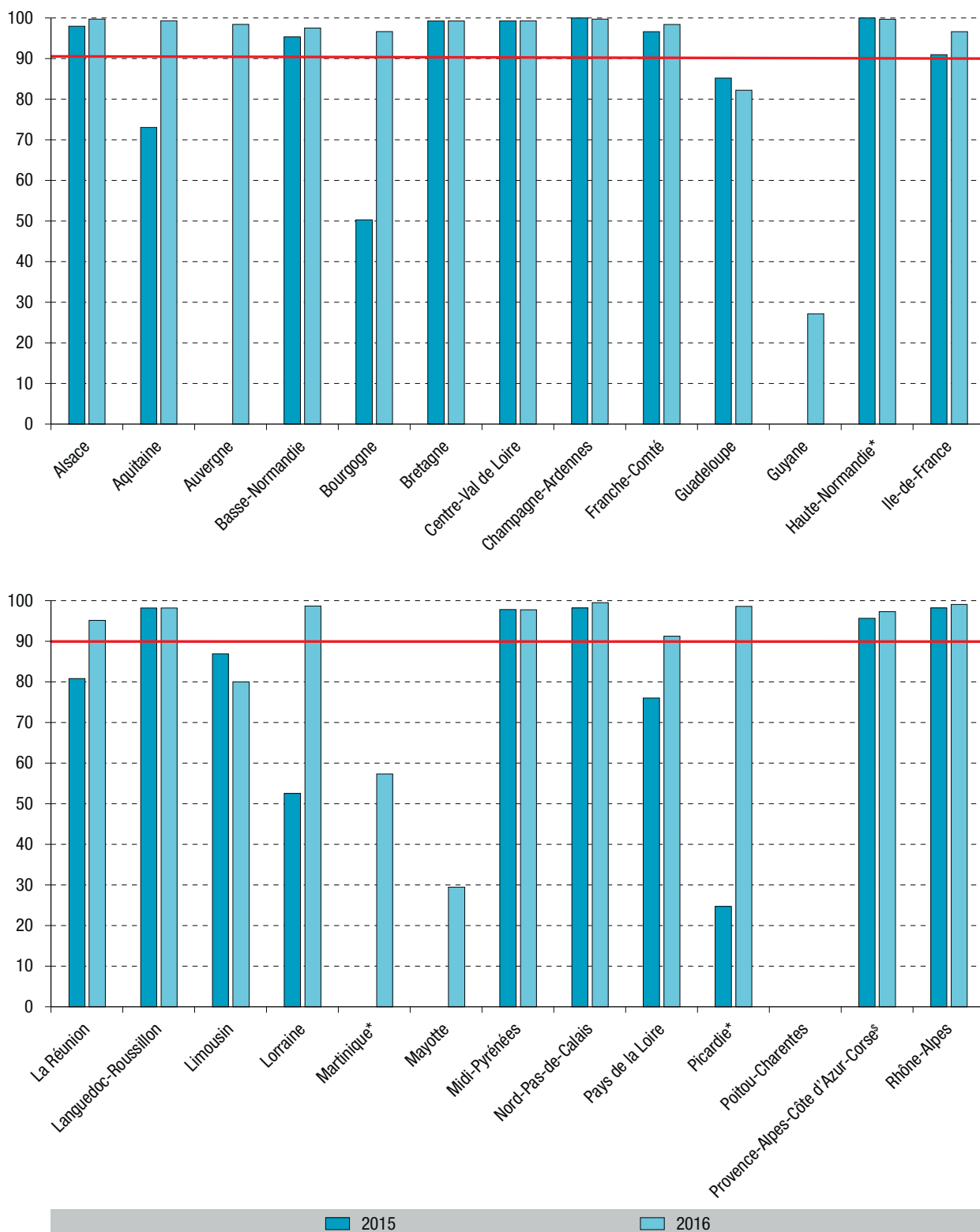
La proportion d'enfants suspects de SPBN après la phase de dépistage et ayant bénéficié d'une consultation pour un diagnostic de surdité était de 62% en 2016 (51,5% en 2015), variable selon la région considérée (de 12,8 à 100% en 2016). Ainsi, en 2016, huit régions rapportaient des taux d'entrée des enfants suspects de SPBN dans la phase de diagnostic inférieurs à 50% : Franche-Comté, Bourgogne, Provence-Alpes-Côte d'Azur-Corse, Basse-Normandie, Île-de-France, La Réunion, Auvergne, Champagne-Ardenne.

Prévalence de la surdité

La prévalence de la surdité bilatérale légère à profonde a été estimée à 1,3‰ naissances ayant bénéficié du dépistage sur l'année 2015 (min-max : 0,7-2,8‰ ; IC95 [1,2-1,4]). Celle de la surdité bilatérale moyenne à profonde était de 0,9‰ naissances ayant bénéficié du dépistage en 2015 (min-max : 0,5-1,6‰, IC95 [0,8-1,0]) (tableau 3).

Figure 2

Taux d'exhaustivité du dépistage de la surdité dans les régions et dépassement des 90% prévus dans l'arrêté du 3 novembre 2014



* Le taux obtenu en 2016 pour la Picardie a été appliqué sur trois mois de fonctionnement fin 2015 et inversement pour le fonctionnement annuel de la région Haute-Normandie en 2015. Concernant la Martinique, c'est le taux annuel médian obtenu pour l'ensemble des régions qui a été utilisé pour estimer 7 mois de fonctionnement en 2016.

§ Environ 1 000 enfants nés à Monaco mais dépistés en région Provence-Alpes-Côte d'Azur ont été ajoutés aux nombres des naissances fournis par l'Insee car il n'a pas été possible de les exclure des autres indicateurs régionaux de dépistage et de diagnostic. Par ailleurs, les régions Provence-Alpes-Côte d'Azur et Corse ont transmis leurs indicateurs de façon conjointe.

Tableau 3

Enfants suspects de surdité permanente bilatérale néonatale (SPBN) après les tests en maternité et après un éventuel Test3 selon les types de surdités repérées par les régions en 2016. Valeurs prédictives positives et prévalences observées en 2015 et 2016

	Étape du dépistage	Enfants suspects de SPBN selon la nature des surdités repérées dans les régions en 2016				VPP# de SPBN		Prévalence## des SPBN en 2015	
		Uni/bilatérale n (%)	Bilatérale n (%)	p-value [§]	Toutes stratégies confondues (%)	En 2015	En 2016	légère à profonde ‰ [IC95%]	moyenne à profonde ‰ [IC95%]
France entière*	Après les tests en maternité	5 234 (1,4)	4 993 (1,4)	0,3	1,4	7,1	4,7	1,3 [1,2-1,4]	0,9 [0,8-1,0]
	Après un Test3 éventuel	4 194 (1,1)	2 477 (0,7)	<0,001	0,9	11,7	7,6		

* Valeur prédictive positive : nb d'enfants sourds bilatéraux moyens à profonds/nb de suspects de SPBN après le dépistage.

Prévalence calculée sur un nombre limité de régions (12 régions sur 27) du fait d'un nombre important de données manquantes sur la phase de diagnostic dans les autres régions.

§ Test d'indépendance du Chi2 de Pearson.

* Données de Mayotte à valider et non prises en compte dans ces calculs.

Tableau 4

Répartition des surdités bilatérales selon le degré de perte auditive

Sévérité de la surdité*	Degré de perte auditive (dB)	2015		2016*	
		n (%)	[IC95%]	n (%)	[IC95%]
Moyenne	[41-71[165 (57)	[50-62]	137 (55)	[49-61]
Sévère	[71-91[48 (12)	[12-21]	50 (20)	[15-26]
Profonde	≥91	77 (26)	[21-32]	61 (25)	[19-30]
Total	-	290 (100)	-	248 (100)	-

* Sévérité déduite des degrés de perte auditive disponibles. En l'absence de seuils rapportés, la sévérité transmise par l'ORL est prise en compte.

Sachant que la fin du recueil des données de l'étude est le 31/12/2017, les sévérités colligées en 2016 sont à prendre avec précaution car le délai pour un diagnostic définitif de certaines surdités (notamment moyennes et légères) peut parfois dépasser une année.

Répartition par sévérité des surdités >40 dB

La répartition des surdités bilatérales selon le degré de perte auditive montre qu'une majorité d'enfants atteints de SPBN moyenne à profonde avaient une atteinte auditive dite moyenne (57% des enfants en 2015 IC95% [50-62] et 55% en 2016 IC95% [49-61]). La proportion de surdités sévères ou profondes était respectivement de 17% et 27% en 2015 ; 20% et 25% en 2016 (tableau 4).

Discussion

Après deux années de fonctionnement du programme, le taux d'exhaustivité du dépistage était de 93,8%, au-delà de la cible de 90% fixée par l'Arrêté¹². L'acceptation du programme par les parents était très bonne (taux de refus initial de 0,1%). Après la phase de dépistage, 0,9% des nouveau-nés sont suspects de SPBN, ce qui représente environ 8 000 enfants chaque année. Sur la base des données transmises, la prévalence annuelle de la surdité permanente bilatérale néonatale a été estimée à 1,3‰ (légère à profonde) et 0,9‰ (moyenne à profonde) en 2015.

Bien que l'exhaustivité du dépistage en France soit élevée (93,8%), elle s'avère inférieure à celle observée dans d'autres pays ayant mis en place le même type de programme (97,8% aux États-Unis

en 2017¹⁶, 98,4% en Pologne en 2016¹⁷ et 99,3% en Italie en 2011¹⁸). Néanmoins, dans ces trois pays, ces chiffres ont été obtenus après plus de 10 ans de fonctionnement (jusqu'à 37 ans aux États-Unis). En Belgique, au bout de 5 années de fonctionnement, le taux d'exhaustivité du dépistage était de 91,7% en 2012¹⁹, soit un taux comparable à celui de la France. La marge d'amélioration en France porte probablement sur la montée en charge progressive des maternités dans certaines régions et sur la réduction de l'échappement au test des enfants nés à domicile ou transférés vers un service de néonatalogie, réanimation néonatale ou pédiatrie. En effet, la cellule de Santé publique France en région Bretagne a montré que le taux d'échappement des enfants bretons transférés en 2016 était de 1,9% soit un taux environ 4 fois plus élevé que pour l'ensemble des enfants éligibles au dépistage dans la région (0,5%)²⁰.

Le taux de refus (0,1%) était très faible en 2015 comme en 2016, mais cependant bien supérieur à celui observé pour les dépistages biologiques néonataux (0,3‰ en 2017 et 2018) mis en place depuis 1972²¹. En revanche, il était deux fois moins élevé que celui observé en Belgique (0,2%) après 5 années de fonctionnement¹⁹. Quelques régions françaises ont un taux deux à trois fois plus élevé que la moyenne nationale. Des études qualitatives pourraient être

réalisées dans ces régions pour mieux comprendre ces différences et surveiller les tendances de ces taux de refus.

Nous avons montré que le Test3 réalisé dans le mois suivant la sortie de la maternité avait pour intérêt de désengorger les structures de diagnostic en réduisant le taux d'enfants suspects de surdité bilatérale (passant de 1,4 à 0,9% après le Test3). Cependant, cette diminution est moins marquée dans les régions détectant les surdités unilatérales et bilatérales comparativement aux régions repérant uniquement les surdités bilatérales. Cette différence pourrait s'expliquer par le fait que le Test3 aurait deux effets contraires : d'une part, diminuer le nombre d'enfants suspects de surdité bilatérale et, d'autre part, dans les régions qui repèrent les surdités unilatérales, il augmenterait aussi les chances de repérer des surdités bilatérales considérées après le Test2 comme unilatérale.

La variabilité régionale des taux de nouveau-nés suspects de SPBN est à étudier pour en connaître l'origine exacte. Elle est probablement liée en grande partie au manque d'homogénéité entre les régions dans la réalisation du programme de dépistage.

Lorsqu'un nouveau-né est jugé suspect de surdité après la phase de dépistage, il entre alors dans la phase de diagnostic. En 2015-2016, la qualité des données permettant d'estimer les indicateurs d'évaluation de la phase de diagnostic demandait clairement à être améliorée. En effet, d'après les données disponibles en 2015, seul un enfant sur deux avait des consultations de diagnostic documentées et un peu moins de deux enfants sur trois en 2016. Or, selon les ORL et les coordinateurs régionaux du dépistage, ces chiffres seraient certainement sous-estimés en raison d'un manque de transmission systématique des données de diagnostic. Des leviers doivent donc être identifiés pour faciliter la transmission, soutenir l'engagement et la motivation des ORL à remonter leurs données et ainsi améliorer la qualité de ces indicateurs. Cette amélioration des données collectées permettrait d'évaluer l'utilité du programme en termes d'âge à la prise en charge (âge de la première consultation de diagnostic), au diagnostic ou à l'appareillage des enfants sourds. Les données d'autres programmes européens montrent des problèmes similaires (Belgique avec 62,2% des enfants suspects vus en consultation de suivi)¹⁹.

Du fait du taux important de données manquantes ou incomplètes concernant la phase de diagnostic, le taux d'enfants suspects de SPBN entrant dans la phase diagnostique (et sa variabilité régionale), les estimations de la VPP du dépistage et des prévalences de la surdité en France, ainsi que sa répartition par sévérité de l'atteinte auditive, doivent être considérées avec prudence malgré les corrections apportées pour prendre en compte les données manquantes. La VPP du dépistage de la surdité est renforcée après l'ajout du Test3 mais reste faible. Ceci signifie que près de 90% des enfants suspects

après les tests s'avèrent entendre normalement. Cependant, les conditions dans lesquelles les oto-émissions acoustiques sont recueillies sont parfois difficiles à réunir (enfant endormi, calme) et la maturation des voies auditives est peut-être toujours en cours au moment des tests ce qui pourrait expliquer ce chiffre. De plus, pour mieux quantifier cette VPP, il faudrait pouvoir tenir compte de l'appareillage utilisé dans les différentes régions car les PEAA sont plus sensibles que les OEAA (VPP de 27,3% vs 8,2% selon le rapport de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale – Inserm – paru en 2004).

La prévalence de la surdité permanente bilatérale néonatale légère à profonde a été estimée dans notre étude à 1,3‰ (IC95% [1,2-1,4]) et celle de la surdité moyenne à profonde à 0,9‰ en 2015 (IC95% [0,8-1,0]). Bien que la comparaison entre les régions françaises, et *a fortiori* entre les différents pays, soit difficile du fait de modes de fonctionnements hétérogènes, ces prévalences s'avèrent similaires ou légèrement plus faibles que dans les autres pays/régions. Selon l'Inserm, les prévalences de la surdité moyenne à profonde en Europe et aux États-Unis seraient comprises entre 1,1 à 1,3‰ naissances vivantes¹. En 2007, la HAS avait conclu qu'au moins 1‰ nouveau-né serait atteint de surdité moyenne à profonde par an en France². En région Rhône-Alpes et Champagne-Ardenne, le taux de surdité bilatérale néonatale moyenne à profonde était respectivement de 1,2‰ en 2016 et 0,8‰ en 2006^{22,23}.

Les degrés d'atteinte de la surdité bilatérale se répartissent de façon comparables à ce qui a été observé au Royaume-Uni en 2002 : 53% des surdités bilatérales >40 dB sont moyennes, 21% sévères et 25% profondes²⁴.

Le dépistage universel de la surdité néonatale a été efficacement mis en œuvre en France au regard des objectifs nationaux. Homogénéiser les pratiques du dépistage dans toutes les régions (ajout du Test3 et repérage des surdités unilatérales pouvant devenir secondairement bilatérales) et de diagnostic (suivi proactif des surdités bi/unilatérales) et améliorer la remontée des données de la phase diagnostique restent des cibles à atteindre à l'issue des deux premières années de fonctionnement du programme. En effet, sans amélioration de l'exhaustivité et de la qualité des données diagnostiques remontées, il ne sera pas possible d'évaluer l'impact réel de ce programme notamment sur la baisse de l'âge au diagnostic et à la mise en œuvre de l'intervention – quelle qu'elle soit – permettant à l'enfant d'apprendre un langage. ■

Remerciements

Les auteurs remercient Virginie Da Costa, Céline Koscielniak, Véronique Bocquet et Vanessa Murgia en tant que coordinatrices du dépistage des régions Bretagne, Nord-Pas-de-Calais, Lorraine et Midi-Pyrénées respectivement, pour leur aide dans la mise au point de l'application informatique dédiée à la remontée des données du programme de dépistage de la surdité. Ils remercient également les docteurs Thierry Cardoso, Françoise Denoyelle, Marie-Françoise Merlin-

Bernard, Emmanuel Nallet, Michel Roussey, Hung Thai Van, le Pr Stéphane Roman, Catherine Dubeau, Dominique Foissin, Céline Koscielniak, Yann Le Strat et Vanessa Murgia pour leur relecture du rapport dont cet article est une synthèse.

Lien d'intérêt

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

Références

[1] Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm). Déficiences et handicaps d'origine périnatale : dépistage et prise en charge. Paris : Les éditions Inserm, (Expertise collective). 2004. 56 p. <https://www.ipubli.inserm.fr/handle/10608/144>

[2] Haute Autorité de santé. Évaluation du dépistage néonatal systématique de la surdité permanente bilatérale. Recommandation en santé publique. Saint-Denis La Plaine: HAS 2007. https://www.has-sante.fr/jcms/c_513169/fr/evaluation-du-depistage-neonatal-systematique-de-la-surdite-permanente-bilaterale

[3] Sharma A, Dorman MF, Spahr AJ. A sensitive period for the development of the central auditory system in children with cochlear implants: Implications for age of implantation. *Ear Hear*. 2002;23(6):532-9.

[4] Mayberry RI, Lock E, Kazmi H. Linguistic ability and early language exposure. *Nature*. 2002;417(6884):38.

[5] Yoshinaga-Itano C. Early intervention after universal neonatal hearing screening: Impact on outcomes. *Ment Retard Dev Disabil Res Rev*. 2003;9(4):252-66.

[6] Moeller MP. Early intervention and language development in children who are deaf and hard of hearing. *Pediatrics*. 2000;106(3):E43.

[7] Fulcher A, Purcell AA, Baker E, Munro N. Listen up: Children with early identified hearing loss achieve age-appropriate speech/language outcomes by 3 years-of-age. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol*. 2012;76(12):1785-94.

[8] Joint Committee on Infant Hearing 1994 Position Statement. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol*. 1995;32(3):265-74.

[9] Early identification of hearing impairment in infants and young children. NIH consensus statement. 1993;11(1):1-24.

[10] Evelyn C. Joint Committee on Infant Hearing. Year 2000 position statement. *American Journal of Audiology*. 2000;9(1):9-29.

[11] European Consensus Statement on Neonatal Hearing Screening. Finalized at the European Consensus Development Conference on Neonatal Hearing Screening. Milan, 15-16 May 1998. *Acta Paediatr*. 1999;88(1):107-8.

[12] 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. *Journal officiel de la République française*. 2014. <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000029754753>.

[13] Paludetti G, Ottaviani F, Fetoni AR, Zuppa AA, Tortorolo G. Transient evoked otoacoustic emissions (TEOAEs) in newborns: Normative data. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol*. 1999; 47(3):235-41.

[14] Mason JA, Herrmann KR. Universal infant hearing screening by automated auditory brainstem response measurement. *Pediatrics*. 1998;101(2):221-8.

[15] Doncarli A, Tillaut H, Regnault N, Beltzer N, Goulet V. Dépistage universel de la surdité permanente bilatérale néonatale. Évaluation de son déploiement après deux années de fonctionnement en France. Saint-Maurice: Santé publique France, 2019. 90 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-de-la-mere-et-de-l-enfant/surdite-permanente-neonatale/documents/rapport-synthese/depistage-universel-de-la-surdite-permanente-bilaterale-neonatale-evaluation-de-son-deploiement-apres-deux-annees-de-fonctionnement-en-france>

[16] Centers for Disease Control and Prevention. Annual data Early Hearing Detection and Intervention (EHDI) program. Washington: CDC. 2017. 5 p.

[17] Zych M, Greczka G, Dąbrowski P, Wróbel M, Szyfter-Harris J, Szyfter W. The report of the Polish universal neonatal hearing screening program in 2016. *Otolaryngol Pol*. 2018;72(1):1-4.

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

[19] Vos B, Lagasse R, Levêque A. Main outcomes of a newborn hearing screening program in Belgium over six years. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol*. 2014;78(9):1496-502.

[20] Tillaut H, Doncarli A, Da Costa V, Godey B, Roussey M, Goulet V, *et al*. Programme de dépistage de la surdité permanente néonatale. Bilan de mise en oeuvre en Bretagne, 2015-2016. Saint-Maurice: Santé publique France. 2019. 36 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/regions/bretagne/documents/rapport-synthese/2019/programme-de-depistage-de-la-surdite-permanente-neonatale-bilan-de-mise-en-oeuvre-en-bretagne-2015-2016>

[21] Centre national de coordination du dépistage néonatal. Rapport d'activité. Programme national du dépistage néonatal. Année 2018. Tours: CNCND, 2019. 103 p.

[22] Lévêque M, Schmidt P, Leroux B, Danvin JB, Langagne T, Labrousse M, *et al*. Universal newborn hearing screening: A 27-month experience in the French region of Champagne-Ardenne. *Acta paediatr*. 2007;96(8):1150-4.

[23] 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://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2018/27/2018_27_3.html

[24] Fortnum HM, Marshall DH, Summerfield AQ. Epidemiology of the UK population of hearing-impaired children, including characteristics of those with and without cochlear implants--audiology, aetiology, comorbidity and affluence. *Int J Audiol*. 2002;41(3):170-9.

Citer cet article

Doncarli A, Tillaut H, Akkari M, Baladi B, Creutz-Leroy M, Parodi M, *et al*. Le dépistage universel de la surdité permanente bilatérale néonatale en France : évaluation de son déploiement après deux années de fonctionnement. *Bull Epidémiol Hebd*. 2021;(10):176-93. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/10/2021_10_2.html