

importante de décès, comme dans les autres pays européens [9,10] ou aux États-Unis [11].

Selon certaines études, le taux de mortalité standardisé par accident (hors circulation routière) sur la population européenne serait plus élevé en France (24/100 000) que dans l'ensemble des pays de l'Union européenne (EU-25 : 18/100 000) [12]. Cet écart peut résulter de différences de certification et de codage entre pays européens. Cette hypothèse a constitué le fil conducteur du projet Anamort d'analyse comparative des données de mortalité par traumatisme en Europe [13,14].

Avec les réserves méthodologiques exposées, ces données montrent que les décès par AcVC ont un peu diminué entre 2000 et 2006, au taux annuel moyen de -2,6% sur cette période. Toutefois, cette baisse varie selon l'âge, et elle est surtout due à la diminution marquée entre 2003 et 2004 (figure 2). Cette diminution a été plus importante chez les enfants, notamment pour les noyades et pour les suffocations, peut-être grâce aux campagnes de prévention et à la réglementation sur les produits pour enfants. Chez les personnes âgées, une baisse assez importante est relevée pour les intoxications, les chutes et les suffocations, dont il est difficile de savoir s'il s'agit d'une baisse réelle ou d'une évolution de codage. Ces évolutions, plutôt favorables, demandent à être confirmées. Chez les adultes de 25-64 ans, la baisse est moins importante. Compte tenu de leur mortalité et de leur morbidité, les AcVC restent un problème de santé

publique majeur. Tous les âges sont concernés, les hommes étant néanmoins plus souvent touchés que les femmes. On pointe le plus souvent deux tranches d'âges : d'une part, les enfants (266 décès en 2006), car il est particulièrement inacceptable de perdre la vie à cet âge à cause d'un AcVC - un objectif de la loi de santé publique de 2004 était de réduire de moitié ce nombre d'ici 2008 [15,16] ; d'autre part, les personnes âgées qui constituent la grande majorité des décès par AcVC, survenus souvent après une chute. La prévention des AcVC sous toutes ses formes doit être maintenue et renforcée pour que personne ne puisse décéder d'un accident évitable.

#### Références

- [1] Thélot B. Les accidents de la vie courante : un problème majeur de santé publique. Bull Epidémiol Hebd. 2004;19-20:74-5.
- [2] Statistiques des causes médicales de décès. Inserm, Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc), 2006 <http://www.cepidc.vesinet.inserm.fr>
- [3] International statistical classification of diseases and related health problems. 10<sup>th</sup> revision. Geneva (Switzerland) : World Health Organization, 1992.
- [4] Ermanel C, Thélot B, Jouglu E, Pavillon G. Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2004. Bull Epidémiol Hebd. 2007;37-38:318-22.
- [5] Thélot B, Ermanel C, Jouglu E, Pavillon G. Classification internationale des maladies : listes de référence pour l'analyse des causes de décès par traumatisme en France. Bull Epidémiol Hebd. 2006;42:323-8.
- [6] Zimmermann N, Bauer R. Injuries in the European Union. Statistics summary 2002-2004. Vienne (Autriche), juin 2006.

[7] Rogmans W. Les accidents domestiques et de loisirs des jeunes de moins de 25 ans dans l'Union Européenne : défis pour demain. Santé Publique 2000;12(3):283-98.

[8] Nagaraja J, Menkedick J, Phelan KJ, Ashley P, Zhang X, Lanphear BP. Deaths from residential injuries in US children and adolescents, 1985-1997. Pediatrics 2005;116(2):454-61.

[9] Gulliver P, Dow N, Simpson J. The epidemiology of home injuries to children under five years in New Zealand. Aust N Z J Public Health 2005;29(1):29-34.

[10] Ellsasser G, Berfenstam R. International comparisons of child injuries and prevention programs: recommendations for an improved prevention program in Germany. Inj Prev. 2000;6(1):41-5.

[11] Mulder S, Blankendaal F, Vriend I, Schoots W, Bouter L. Epidemiological data and ranking home and leisure accidents for priority-setting. Accid Anal Prev. 2002;34(5):695-702.

[12] Farchi S, Rossi PG, Chini F, Camilloni L, Di Giorgio M, Guasticchi G, et al. Unintentional home injuries reported by an emergency-based surveillance system: Incidence, hospitalisation rate and mortality. Accid Anal Prev. 2006;38(5):843-53.

[13] Runyan CW, Casteel C, Perks D, Black C, Marshall SW, Johnson RM, et al. Unintentional injuries in the home in the United States. Part I: mortality. Am J Prev Med. 2005;28(1):73-9.

[14] Belanger F, Ung AB, et al. Analyse de la mortalité par traumatisme en Europe. Projet Anamort. Rapport d'activité final. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire, 2008; 16 p. <http://www.invs.sante.fr/publications/2008/anamort/index.html>

[15] Journal officiel de la République Française, Texte 4 sur 94. Loi relative à la politique de santé publique n° 2004-806 du 9 août 2004.

[16] Danet S, Haury B. L'état de santé de la population en France - Indicateurs associés à la loi relative à la politique de santé publique - Rapport 2008. Paris : Drees, 2008:236-7.

## 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

Chantal Julia, Benoît Salanave, Katia Binard, Valérie Deschamps, Michel Vernay, Katia Castetbon (katia.castetbon@univ-paris13.fr)

Unité de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle, Institut de veille sanitaire, Université Paris 13, Bobigny, France

### Résumé / Abstract

**Introduction** - Notre objectif était d'estimer les écarts entre données anthropométriques déclarées et mesurées dans un échantillon national d'adultes et d'en évaluer les conséquences pour l'estimation des prévalences de surpoids et d'obésité.

**Méthodes** - Les données anthropométriques déclarées et mesurées ont été recueillies chez 629 sujets inclus dans l'Étude nationale nutrition santé (ENNS). Les écarts moyens de poids, taille et indice de masse corporelle (IMC) ont été testés par rapport à zéro. La concordance, entre les données déclarées et mesurées, de la classification dans les classes d'IMC d'obésité ( $IMC \geq 30 \text{ kg/m}^2$ ) et de surpoids, obésité incluse ( $IMC \geq 25 \text{ kg/m}^2$ ) a été testée.

**Résultats** - L'écart moyen entre les données déclarées et mesurées était de  $-1,05 \text{ kg}$  ( $SE=0,10$ ,  $p < 10^{-3}$ ) pour le poids, de  $0,79 \text{ cm}$  ( $SE=0,07$ ,  $p < 10^{-3}$ ) pour la taille et de  $-0,63 \text{ kg/m}^2$  ( $SE=0,05$ ,  $p < 10^{-3}$ ) pour l'IMC. Les prévalences de surpoids, obésité incluse, et d'obésité étaient significativement différentes entre les données déclarées et mesurées (43,1% vs 48,5%;  $p < 10^{-3}$  pour le surpoids, obésité incluse; 11,1% vs 14,9%;  $p < 10^{-3}$  pour l'obésité).

**Conclusion** - Nos résultats confirment une sous-déclaration du poids et une sur-déclaration de la taille en population générale en France, conduisant à une sous-estimation de la prévalence de surpoids, obésité incluse, et d'obésité.

### *Bias in reporting weight and height among adults in France: impact on assessment of overweight and obesity prevalence*

**Introduction** - Our objective was to assess the difference between measured and declared anthropometric data in a national sample of French adults and the impact of this difference on the estimation of overweight and obesity prevalence.

**Methods** - Declared and measured anthropometric data were collected in 629 subjects included in the National Nutrition and Health Survey (ENNS). The mean differences between declared and measured weight, height and body mass index (BMI) were compared to zero. The concordance, according to declared or measured data, of the classification into obese ( $BMI \geq 30 \text{ kg/m}^2$ ) and overweight, obesity included ( $BMI \geq 25 \text{ kg/m}^2$ ) categories was tested.

**Results** - The mean difference between declared and measured data was  $-1.05 \text{ kg}$  for weight ( $SE=0.10$ ,  $p < 10^{-3}$ ),  $0.79 \text{ cm}$  ( $SE=0.07$ ,  $p < 10^{-3}$ ) for height, and  $-0.63 \text{ kg/m}^2$  ( $SE=0.05$ ,  $p < 10^{-3}$ ) for BMI. The prevalence of overweight, obesity included, and obesity was significantly different between declared and measured data (43.1% vs. 48.5%;  $p < 10^{-3}$  for overweight, obesity included; 11.1% vs. 14.9%;  $p < 10^{-3}$  for obesity).

**Conclusion** - Our results show an underreporting of weight and an overreporting of height in the general population in France, leading to a significant underestimation of the prevalence of overweight, obesity included and obesity.

### Mots clés / Key words

Poids, taille, données déclaratives, prévalence, surpoids, obésité / Weight, height, declared anthropometric data, prevalence, overweight, obesity

## Introduction

La surveillance des prévalences du surpoids et de l'obésité, en France ou à l'étranger, s'appuie fréquemment sur des enquêtes dans lesquelles les individus interrogés déclarent leur poids et leur taille [1-3]. Comparativement à des enquêtes dans lesquelles le poids et la taille sont mesurés, l'intérêt de ce mode de recueil repose sur la facilité de réalisation et le coût réduit de ces enquêtes, ce qui rend possible leur répétition régulière et le suivi des évolutions de prévalence [4]. Si les données anthropométriques déclarées sont fortement corrélées aux données de poids et de taille mesurées [5], elles sont sujettes à des biais de déclaration. Deux revues de la littérature internationale sur le sujet rapportent une sous-déclaration du poids, associée au sexe, au niveau d'éducation et au poids mesuré, ainsi qu'une sur-déclaration de la taille, associée au sexe, à l'âge et à la taille mesurée [6,7]. Ces mésévaluations conduisent à une sous-estimation des prévalences de surpoids et d'obésité.

Les études traitant de l'écart entre données anthropométriques déclarées et mesurées ont été conduites principalement dans les populations nord-américaines. En France, la cohorte Gazel [8] et l'Enquête décennale santé [10] ont mis en évidence des biais comparables aux études étrangères. Mais ces analyses ont été conduites dans une population sélectionnée pour la cohorte Gazel, ou dans quelques régions uniquement pour l'Enquête décennale, de sorte qu'il n'existe pas de données nationales en population générale. L'Étude nationale nutrition santé (ENNS) a été réalisée dans le cadre du programme national nutrition santé (PNNS) pour décrire les consommations alimentaires, l'activité physique et l'état nutritionnel de la population vivant en France. Cette étude a également été l'opportunité d'estimer l'ampleur des écarts entre données anthropométriques déclarées et mesurées dans un échantillon national d'adultes, et d'en évaluer les conséquences pour l'estimation des prévalences de surpoids et d'obésité.

## Méthodes

### Échantillon et recueil des données

L'ENNS est une étude transversale nationale portant sur un échantillon d'adultes de 18-74 ans recrutés entre février 2006 et mars 2007 selon un plan de sondage à trois degrés [10,11]. L'étude comprenait un volet portant sur l'alimentation (trois rappels téléphoniques des 24 heures par des diététiciens), puis un examen de santé. Au moment de l'inclusion dans l'étude, les individus étaient informés du fait qu'ils seraient pesés et mesurés lors de l'examen de santé. Sur la période allant de juillet 2006 à janvier 2007, les individus enquêtés ont été interrogés par téléphone sur leur poids et leur taille lors du troisième

rappel des 24 heures [11]. Puis les mesures anthropométriques ont été effectuées, soit dans un centre de santé de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS), soit à domicile, par un médecin, un diététicien ou un infirmier, en suivant les protocoles standardisés recommandés par l'OMS [12]. Les sujets, en tenue vestimentaire légère et sans chaussures, ont été pesés à l'aide d'une balance électronique (Seca® Bellissima 841) à 0,1 kg près et mesurés à l'aide d'une toise (Seca® bodymeter 206) à 0,1 cm près. Les données sociodémographiques ont été recueillies à domicile lors d'un entretien en face à face à la fin de la période de recueil des consommations alimentaires.

### Analyses statistiques

Les données anthropométriques mesurées ont été arrondies au 0,5 kg ou cm près. L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en divisant le poids (en kg) par le carré de la taille (en m<sup>2</sup>), respectivement à partir des données mesurées (IMC mesuré) et déclarées (IMC estimé). Les sujets ont été classés selon les classes de corpulence définies par l'OMS [12]. Les écarts de poids ( $\Delta$  poids en kg), taille ( $\Delta$  taille en cm) et IMC ( $\Delta$  IMC en kg/m<sup>2</sup>) ont été calculés en faisant la différence entre les données déclarées et celles mesurées. Les analyses ont été effectuées en utilisant le logiciel Stata® V.10. Ce travail ayant porté sur un sous-échantillon de l'échantillon initial d'ENNS, les analyses statistiques ont été conduites sur les données brutes. Le sous-échantillon retenu pour l'analyse a été comparé aux sujets ayant été pesés et mesurés, mais n'ayant pas été sollicités pour déclarer leur poids et taille par téléphone (sujets enquêtés dans le cadre général de l'ENNS en dehors de la période pendant laquelle le recueil des poids et tailles déclarés a été effectué). Sont exclus de ces analyses, les femmes enceintes, les sujets ayant refusé de déclarer leur poids ou leur taille et les sujets dont les écarts de poids ou de taille étaient extrêmes (situés dans les 0,5% extrêmes des distributions).

Les écarts moyens de poids, taille et IMC ont été testés par rapport à zéro avec un test *t* pour données appariées. Un test de Mac Nemar a été utilisé afin d'étudier la concordance de la classification dans les classes d'IMC d'obésité (IMC  $\geq$  30 kg/m<sup>2</sup>) et de surpoids, obésité incluse (IMC  $\geq$  25 kg/m<sup>2</sup>), d'après les données déclarées ou mesurées.

L'association des écarts de poids, de taille et d'IMC avec les facteurs suivants a été étudiée : âge, sexe, revenus, catégorie socioprofessionnelle, situation matrimoniale, données anthropométriques mesurées, fait de déclarer son poids ou sa taille avec un chiffre se terminant par 0 ou par 5 (attirance vers les chiffres ronds) et délai entre la déclaration des données anthropométriques et leur mesure. Ces associations ont été analysées par régressions linéaires ajustées sur le sexe et l'âge. Les variables qui étaient associées avec une significativité de  $p < 0,20$  à l'écart de

poids, de taille et d'IMC dans les régressions simples ajustées sur le sexe et l'âge ont été incluses dans les modèles de régression multivariés.

## Résultats

### Population d'étude

Le sous-échantillon retenu pour l'analyse présentée ici comprenait 629 sujets adultes âgés de 18 à 74 ans, après exclusion des femmes enceintes (39 sujets), des refus (11 sujets) et des valeurs extrêmes (13 sujets). La comparaison entre ce sous-échantillon et les sujets pesés et mesurés, mais non sollicités pour déclarer leur poids et leur taille, montrait une différence significative de répartition par classe d'âge et situation matrimoniale (tableau 1). En revanche, la répartition dans les classes d'IMC mesurés était comparable. Le délai entre la déclaration téléphonique des données anthropométriques et leur mesure s'échelonnait entre un et 13 mois, 50% des mesures ayant été effectuées dans un délai de trois mois.

### Écarts moyens globaux, par sexe et âge

En moyenne, les sujets interrogés sous-déclaraient leur poids de  $1,05 \pm 0,2$  kg ( $SE=0,10$ ,  $p < 10^{-3}$ ). L'écart moyen de poids était comparable entre hommes et femmes et ne variait pas significativement avec l'âge (tableau 2). L'écart moyen de taille était de  $0,8 \pm 0,1$  cm ( $SE=0,07$ ,  $p < 10^{-3}$ ), de manière comparable entre les hommes et les femmes, et augmentait significativement avec l'âge (tableau 2). Ces écarts moyens conduisaient à une sous-estimation moyenne de l'IMC de  $0,63 \pm 0,1$  kg/m<sup>2</sup> également significative ( $SE=0,05$ ,  $p < 10^{-3}$ ). L'écart d'IMC était comparable entre hommes et femmes, mais augmentait significativement avec l'âge des sujets (tableau 2).

### Prévalences dans les classes de corpulence

L'écart entre l'IMC estimé et l'IMC mesuré était à l'origine de prévalences significativement différentes ( $p < 10^{-3}$ ) dans les classes d'IMC : les différences les plus importantes concernaient l'obésité (-3,8 points) et la corpulence normale (+5,1 points), tandis que celles du surpoids, obésité exclue, (-1,6 points) et de la maigreur (+0,3 point) étaient relativement modérées (tableau 3). Le « glissement » vers la classe de corpulence normale d'après les données déclarées se retrouvait aussi quel que soit le sexe ou l'âge, de façon particulièrement marquée chez les hommes et les individus de 55-74 ans (tableau 3).

### Facteurs associés à la variation des écarts de poids, taille et IMC

L'écart moyen d'IMC était associé à la situation matrimoniale, cet écart étant plus important chez les sujets célibataires que chez ceux en couple (respectivement  $-0,89$  kg/m<sup>2</sup> et  $-0,57$  kg/m<sup>2</sup> ;  $p=0,052$ ). Les autres variables sociodémographi-

**Tableau 1** Comparaison des caractéristiques des sujets inclus à ceux non inclus dans les analyses de mesure des écarts entre déclarations et mesures anthropométriques, ENNS 2006-2007, France / **Table 1** Comparison of population characteristics between subjects included and not included in the analyses of differences between declared and measured anthropometry, ENNS Survey 2006-2007, France

	Inclus (n=629)	Non inclus (n=1 721)	Total (n=2 350)	p(Chi2)
	%	%	%	
<b>Sexe</b>				<b>0,16</b>
Masculin	39,3	36,1	36,9	
Féminin	60,7	63,9	63,1	
<b>Âge</b>				<b>0,01</b>
18-29 ans	13,2	10,1	10,9	
30-54 ans	49,3	55,6	53,9	
55-74 ans	37,5	34,3	35,2	
<b>Situation matrimoniale</b>				<b>0,004</b>
Célibataire	14,6	13,4	13,7	
En couple	74,6	70,4	71,5	
Veuf, divorcé	10,8	16,3	14,8	
<b>Revenus du foyer*</b>				<b>0,87</b>
<15%	13,5	14,6	14,3	
de 15% à 85%	69,0	68,8	68,9	
85% et plus	9,2	8,5	8,7	
Manquant	8,3	8,0	8,1	
<b>Catégorie socioprofessionnelle</b>				<b>0,80</b>
Indépendants, agriculteurs	4,3	3,7	3,9	
Cadres, professions intermédiaires	27,7	27,2	27,3	
Employés, ouvriers	32,8	32,2	32,3	
Retraités	23,7	23,5	23,5	
Inactifs divers	11,6	13,4	12,9	
<b>Classes d'IMC</b>				<b>0,58</b>
<18,5	3,2	2,9	3,0	
[18,5-25,0]	48,3	50,5	49,9	
[25,0-30,0]	33,6	30,7	31,5	
≥ 30,0	14,9	15,9	15,6	

\*Les pourcentages correspondent à la distribution des revenus dans l'échantillon (<15% : dans les 15% inférieurs de la distribution)

ques étudiées (revenus, catégorie socioprofessionnelle et situation matrimoniale), l'attirance pour les chiffres ronds et le délai entre déclara-

tion et mesure n'étaient pas associés significativement à l'écart moyen entre données déclarées et mesurées.

**Tableau 2** Écarts observés entre les données anthropométriques déclarées et mesurées, après ajustement sur le sexe et l'âge (n=629), ENNS 2006-2007, France / **Table 2** Observed differences between declared and measured anthropometric data, adjusted for age and sex (n=629), ENNS Survey 2006-2007, France

	Δ Poids (kg)	[IC 95%]	Δ Taille (cm)	[IC 95%]	Δ IMC (kg/m <sup>2</sup> )	[IC 95%]
<b>Sexe</b>						
Masculin	-1,13	[-1,45 ; -0,81]	0,76	[0,53 ; 0,98]	-0,62	[-0,76 ; -0,48]
Féminin	-0,99	[-1,25 ; -0,73]	0,81	[0,63 ; 0,99]	-0,63	[-0,75 ; -0,52]
p global*	0,51		0,72		0,85	
<b>Âge</b>						
18-29 ans	-1,11	[-1,67 ; -0,56]	0,62	[0,23 ; 1,01]	-0,54	[-0,79 ; -0,30]
30-54 ans	-0,93	[-1,22 ; -0,64]	0,48	[0,28 ; 0,69]	-0,49	[-0,61 ; -0,36]
55-74 ans	-1,18	[-1,51 ; -0,85]	1,25	[1,02 ; 1,48]	-0,84	[-0,99 ; -0,70]
p de tendance +	0,82		<10 <sup>-3</sup>		0,005	
<b>Poids mesuré</b>						
1 <sup>er</sup> quartile	-0,21	[-0,63 ; 0,21]	0,47	[0,17 ; 0,77]	-0,19	[-0,37 ; -0,01]
2 <sup>e</sup> quartile	-0,70	[-1,09 ; -0,30]	0,81	[0,53 ; 1,09]	-0,50	[-0,67 ; -0,33]
3 <sup>e</sup> quartile	-1,18	[-1,59 ; -0,77]	0,88	[0,59 ; 1,18]	-0,71	[-0,89 ; -0,53]
4 <sup>e</sup> quartile	-2,17	[-2,59 ; -1,74]	1,02	[0,71 ; 1,32]	-1,15	[-1,34 ; -0,97]
p de tendance	<10 <sup>-3</sup>		0,023		<10 <sup>-3</sup>	
<b>Taille mesurée</b>						
1 <sup>er</sup> quartile	-0,97	[-1,42 ; -0,51]	1,22	[0,91 ; 1,54]	-0,80	[-1,00 ; -0,61]
2 <sup>e</sup> quartile	-1,14	[-1,55 ; -0,72]	0,93	[0,64 ; 1,22]	-0,70	[-0,88 ; -0,52]
3 <sup>e</sup> quartile	-1,36	[-1,76 ; -0,96]	0,72	[0,44 ; 1,00]	-0,70	[-0,87 ; -0,53]
4 <sup>e</sup> quartile	-0,65	[-1,18 ; -0,12]	0,18	[-0,19 ; 0,55]	-0,24	[-0,47 ; -0,01]
p de tendance	0,83		<10 <sup>-3</sup>		0,008	
<b>Classes d'IMC mesuré</b>						
<18,5	0,65	[-0,48 ; 1,77]	-0,02	[-0,82 ; 0,78]	0,27	[-0,21 ; 0,76]
[18,5-25,0]	-0,57	[-0,86 ; -0,29]	0,56	[0,35 ; 0,76]	-0,36	[-0,48 ; -0,23]
[25,0-30,0]	-1,37	[-1,71 ; -1,02]	0,96	[0,72 ; 1,21]	-0,80	[-0,94 ; -0,65]
≥ 30,0	-2,21	[-2,73 ; -1,70]	1,32	[0,95 ; 1,68]	-1,32	[-1,54 ; -1,10]
p de tendance	<10 <sup>-3</sup>		<10 <sup>-3</sup>		<10 <sup>-3</sup>	

\*p global pour la variable après régression linéaire ajustée sur le sexe et l'âge (continu). Sexe ajusté uniquement sur l'âge et âge ajusté uniquement sur le sexe.

+p de tendance linéaire sur l'âge en variable continue.

La sous-déclaration du poids augmentait significativement avec le poids mesuré des individus et l'IMC mesuré, mais ne variait pas avec la taille mesurée (tableau 2). La sur-déclaration de la taille diminuait avec la taille du sujet, mais augmentait avec son poids (tableau 2).

Après ajustement sur le sexe, l'âge, les revenus, la situation matrimoniale, l'attirance pour les chiffres ronds de poids et les poids et tailles mesurés, l'écart de taille était indépendamment associé au sexe (p<0,05), à l'âge (p<0,05), au poids mesuré (p<0,001) et à la taille mesurée (p<10<sup>-3</sup>). Les écarts de poids et d'IMC étaient indépendamment associés au poids mesuré (p<10<sup>-3</sup> dans les deux cas) et à la taille mesurée (respectivement p<0,01 et p<10<sup>-3</sup>).

## Discussion

Nos résultats confirment ceux d'autres études réalisées en France ou à l'étranger [6-8,13]. Des biais significatifs existent dans la déclaration du poids et de la taille en population générale adulte avec, en moyenne, une sous-déclaration du poids et une sur-déclaration de la taille et ce, quels que soient le sexe et l'âge des sujets interrogés.

Les écarts moyens constatés sont toutefois relativement faibles, avec une variabilité réduite en comparaison des données internationales [6], ce qui pourrait être lié à un mode de recueil des données, à mi-chemin entre enquêtes téléphoniques et enquêtes en face à face. En effet, les sujets interrogés savaient, au moment où ils étaient interrogés sur leur poids et leur taille, qu'ils seraient prochainement mesurés et pesés (quoique par une personne différente de celle effectuant l'enquête téléphonique), et ont ainsi pu être incités à déclarer des valeurs plus proches de la réalité. Cependant, les différences observées restent très significativement différentes de zéro et ont des conséquences notables dans les estimations des prévalences du surpoids et de l'obésité [13].

L'échantillon utilisé dans cette étude diffère de l'échantillon total de l'ENNS dans sa répartition par âge et situation matrimoniale, et la prévalence de l'obésité estimée à partir des données mesurées est un peu plus faible que celle issue de l'échantillon total de l'ENNS chez les femmes (13,9% dans cet échantillon contre 15,4% dans l'échantillon total non redressé). Les résultats présentés ici correspondent en effet aux données brutes, le redressement des données de l'échantillon total de l'ENNS ayant pour effet d'augmenter la prévalence de l'obésité (de près de 2 points). Un tel redressement effectué sur cet échantillon conduirait à une prévalence de l'obésité à partir des données déclarées comparable à celle issue des enquêtes déclaratives conduites à la même période telles qu'ObÉpi (13,1% en 2006) [1]. Les écarts de prévalences d'obésité et de surpoids observés d'après les données déclarées ou mesurées sont donc, finalement, du même ordre que lorsque les résultats d'études réalisées à partir de données déclarées et ceux issus de données mesurées sont comparés.

**Tableau 3 Répartition dans les classes d'IMC à partir de données anthropométriques mesurées ou déclarées, selon le sexe et l'âge, ENNS 2006-2007, France / Table 3 Distribution in BMI classes according to declared or measured anthropometric data, according to sex and age, ENNS Survey 2006-2007, France**

		Total	Sexe		Classes d'âge		
			Masculin	Féminin	18-29 ans	30-54 ans	55-74 ans
N		629	247	382	83	310	236
<b>IMC – données déclarées (%)</b>							
<18,5	Maigre	3,5	0,0	5,8	10,8	3,6	0,9
[18,5-25,0[	Normal	53,4	45,3	58,6	65,1	57,1	44,5
[25,0-30,0[	Surpoids	32,0	43,3	24,6	18,1	31,3	37,7
≥ 30,0	Obèse	11,1	11,3	11,0	6,0	8,1	17,0
<b>IMC – données mesurées (%)</b>							
<18,5	Maigre	3,2	0,4	5,0	8,4	3,6	0,9
[18,5-25,0[	Normal	48,3	39,3	54,2	65,1	53,6	35,6
[25,0-30,0[	Surpoids	33,6	43,7	27,0	18,1	32,3	40,7
≥ 30,0	Obèse	14,9	16,6	13,9	8,4	10,7	22,9

Les écarts de prévalence de l'obésité varient selon l'âge et le sexe. L'analyse des facteurs associés aux écarts moyens de poids et de taille fournit des éléments d'explication. L'écart de prévalence de l'obésité, plus important chez les hommes que chez les femmes, peut être expliqué en partie par l'augmentation de l'écart de déclaration avec le poids et la taille des sujets (sous-déclaration du poids et sur-déclaration de la taille). Cet écart est également important en particulier chez les sujets de 55-74 ans. L'augmentation de l'écart entre la taille déclarée et mesurée avec l'âge est un phénomène bien documenté, probablement lié à l'absence de mesure récente de la taille alors qu'elle peut diminuer suite à des tassements vertébraux [14].

Le fait que les données anthropométriques mesurées soient les facteurs les plus fortement associés à une sous-estimation de l'IMC montre, *in fine*, que les données déclaratives sont d'autant moins fiables que les personnes sont corpulentes. C'est un élément important à prendre en compte, alors que les prévalences de surpoids et d'obésité semblent continuer de progresser en France [3].

## Conclusion

Lorsque des individus en population générale sont interrogés sur leur poids et leur taille, leur IMC est sous-estimé. Cette sous-estimation est associée à l'âge ainsi qu'au poids et à la taille réels des sujets. En France, la surveillance de la prévalence du surpoids et de l'obésité reposant fréquemment sur des enquêtes déclaratives, du fait de leur facilité de réalisation et de leur moindre coût, la sous-estimation des prévalences issues de ces enquêtes doit être prise en compte dans leur interprétation.

## Remerciements

Aux diététiciens qui ont recueilli les données, aux infirmiers et aux médecins des centres d'examen de santé de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS) qui ont participé à l'étude, ainsi qu'au Centre technique d'appui et de formation des centres d'examen de santé (Cetaf).

## Références

- [1] Charles MA, Eschwege E, Basdevant A. Monitoring the obesity epidemic in France : The ObÉpi surveys 1997-2006. *Obesity*. 2008;16:2180-4.
- [2] Mokdad AH, Bowman BA, Ford ES, Vinicor F, Marks JS, Koplan JP. The continuing epidemics of obesity and diabetes in the United States. *JAMA*. 2001;286:1195-200.

[3] ObÉpi-Roche 2009. Enquête nationale sur la prévalence de l'obésité et du surpoids en France. Disponible sur : [http://www.roche.fr/portaleip/france/roche/fr/institutionnel/obeipi\\_roche\\_2009](http://www.roche.fr/portaleip/france/roche/fr/institutionnel/obeipi_roche_2009)

[4] Danet S, Haury B. L'état de santé de la population en France - indicateurs associés à la loi relative à la politique de santé publique - Rapport 2008. Paris : Drees, 2008.

[5] Dekkers JC, van Wier MF, Hendriksen IJM, Twisk JWR, van Mechelen W. Accuracy of self-reported body weight, height and waist circumference in a Dutch overweight working population. *BMC Med Res Methodol*. 2008;8:69.

[6] Engstrom JL, Paterson SA, Doherty A, Trabulsi M, Speer KL. Accuracy of self-reported height and weight in women : An integrative review of the literature. *J Midwifery Women's Health*. 2003;48:338-45.

[7] Gorber SC, Tremblay M, Moher D, Gorber B. Diagnostic in obesity comorbidities - A comparison of direct vs self-report measures for assessing height, weight and body mass index : a systematic review. *Obes Rev*. 2007;8:307-26.

[8] 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*. 2000;24:1111-8.

[9] Dauphinet V, Wolff H, Naudin F, Gueguen R, Sermet C, Gaspoz JM, *et al*. New obesity body mass index threshold for self-reported data. *J Epidemiol Community Health*. 2009;63:128-32.

[10] Unité de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle (Usen). Étude nationale nutrition santé (ENNS, 2006) - Situation nutritionnelle en France en 2006 selon les indicateurs d'objectifs et les repères du programme national nutrition santé (PNNS). Paris : Institut de veille sanitaire, Université Paris 13, Conservatoire des arts et métiers, 2007. [http://www.invs.sante.fr/publications/2007/nutrition\\_enns/index.html](http://www.invs.sante.fr/publications/2007/nutrition_enns/index.html)

[11] 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;102:733-43.

[12] Organisation mondiale de la santé. Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale. Rapport d'une consultation de l'OMS. Genève : OMS. Série de rapports techniques n° 894, 1997.

[13] Ezzati M, Martin H, Skjold S, Hoom SV, Murray CJL. Trends in national and state-level obesity in the USA after correction for self-report bias : analysis of health surveys. *J R Soc Med*. 2006;99:250-7.

[14] 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;29:456-64.

La publication d'un article dans le BEH n'empêche pas sa publication ailleurs. Les articles sont publiés sous la seule responsabilité de leur(s) auteur(s) et peuvent être reproduits sans copyright avec citation exacte de la source.

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

**Directrice de la publication** : Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS  
**Rédactrice en chef** : Judith Benrekassa, InVS, [redactionBEH@invs.sante.fr](mailto:redactionBEH@invs.sante.fr)  
**Rédactrice en chef adjointe** : Valérie Henry, InVS, [redactionBEH@invs.sante.fr](mailto:redactionBEH@invs.sante.fr)  
**Secrétaires de rédaction** : Jacqueline Fertun, Farida Mihoub  
**Comité de rédaction** : Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, InVS ; Catherine Buisson, InVS ; Dr Christine Chan-Chee, InVS ; Dr Sandrine Danet, Drees ; Dr Anne Gallay, InVS ; Dr Isabelle Greymol, ORS Ile-de-France ; Philippe Guilbert, Inpes. Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Éric Jouglu, Inserm CépiDc ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Bruno Morel, InVS ; Dr Sandra Sinno-Tellier, InVS ; Hélène Therre, InVS.  
 N° CPP : 0211 B 08107 - N° INPI : 00 300 1836 - ISSN 0245-7466

**Diffusion / Abonnements** : Alternatives Économiques  
 12, rue du Cap Vert - 21800 Quétigny  
 Tél. : 03 80 48 95 36  
 Fax : 03 80 48 10 34  
 Courriel : [ddorey@alternatives-economiques.fr](mailto:ddorey@alternatives-economiques.fr)  
 Tarif 2009 : France et international 62 € TTC  
**Institut de veille sanitaire - Site Internet** : <http://www.invs.sante.fr>  
**Imprimerie** : Europ Offset  
 39 bis, 41 avenue de Bonneuil - 94210 La Varenne