

2 mars 2010 / n° 8

p.65 **Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2006**
Fatal home and leisure injuries in mainland France, 2000-2006

p.69 **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**
Bias in reporting weight and height among adults in France: impact on assessment of overweight and obesity prevalence

Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2006

Linda Lasbeur (l.lasbeur@invs.sante.fr), Bertrand Thélot
Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France

Résumé / Abstract

Introduction - L'objectif de ce travail est de mesurer et de caractériser les décès par accident de la vie courante (AcVC) en France de 2000 à 2006.

Méthodes - Les résultats ont été établis à partir d'une liste « accidents » issue des causes externes de traumatismes de la Classification internationale des maladies, dixième révision (CIM-10), et exprimés en effectifs, en taux bruts et en taux standardisés sur l'âge.

Résultats - En 2006, il y a eu 18 549 décès par AcVC en France métropolitaine (taux standardisé de 25,2/100 000). Une surmortalité masculine est observée : 32,2/100 000 chez les hommes *vs* 19,4/100 000 chez les femmes (rapport hommes/femmes des taux de mortalité : 1,7). Les deux tiers des décès par AcVC sont survenus après l'âge de 74 ans. Les chutes (11,9/100 000), les suffocations (3,8/100 000), les noyades (1,6/100 000), les intoxications (1,5/100 000) et les accidents par le feu (0,7/100 000) ont été les principaux AcVC. Le taux de mortalité par AcVC a diminué de 11% sur la période 2000-2002 à 2004-2006. Cette diminution a été observée surtout chez les moins de 15 ans.

Discussion-Conclusion - Les AcVC restent une cause importante de décès en France, malgré la diminution constatée entre 2000 et 2006. De nombreux décès pourraient probablement encore être évités par des mesures de prévention et de réglementation adaptées.

Fatal home and leisure injuries in mainland France, 2000-2006

Introduction - The aim of this work is to measure and characterize deaths due to home and leisure injuries in France from 2000 to 2006.

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

Results - In 2006, 18,549 deaths due to home and leisure injuries occurred in mainland France (age-adjusted death rate 25.2/100,000). The age-adjusted death rate was 1.7 times higher for males than that for females (32.2/100,000 *versus* 19.4/100,000). Two third of home and leisure injuries deaths occurred after the age of 74. Falls (11.9/100,000), suffocations (3.8/100,000), drowning (1.6/100,000), poisonings (1.5/100,000) and fire accidents (0.7/100,000) were the leading causes of home and leisure injuries-related deaths. The home and leisure injuries age-adjusted death rate decreased by 11% over the period 2000-2002 to 2004-2006. This decrease was highest for people under 15 years of age.

Discussion-Conclusion - In spite of the decrease between 2000 and 2006, home and leisure injuries remain a significant cause of death in France. Most of these deaths could be avoided with adapted prevention and regulation measures.

Mots clés / Key words

Épidémiologie, mortalité, causes médicales de décès, accidents de la vie courante / Epidemiology, mortality, medical causes of death, home and leisure injuries

Introduction

Les accidents de la vie courante (AcVC) sont définis comme des traumatismes non intentionnels qui ne sont ni des accidents de la circulation routière, ni des accidents du travail [1]. Les données de mortalité en France sont issues de la base nationale des causes médicales de décès, élaborée à partir des certificats de décès par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm) [2]. Les causes de décès

sont codées par le CépiDc selon la Classification internationale des maladies, dixième révision (CIM-10) depuis l'année 2000 [3]. Ce travail rend compte des statistiques de décès par AcVC entre 2000 et 2006 en France métropolitaine, complétant ainsi les résultats antérieurs [4].

Méthodes

Les décès par AcVC ont été sélectionnés lorsque la cause initiale de décès appartenait à la « liste

de référence des AcVC » de la CIM-10 (tableau 1) [5]. N'étant pas toujours identifiés, les accidents du travail (AT) sont, de fait, inclus dans les analyses. Les analyses ont été essentiellement effectuées selon la cause initiale du décès à l'origine de l'enchaînement des événements ayant conduit au décès, et sur laquelle il est possible d'agir pour l'éviter. Les décès par chutes accidentelles sont sous-estimés par ce type d'analyse, du fait de la construction de la CIM-10.

Une analyse complémentaire a donc été effectuée dans ce cas, dite en « causes multiples », en ajoutant aux décès de cause initiale « chutes » (codes W00-W19) les décès codés à la fois en cause initiale « exposition à des facteurs sans précision » (code X59), et en cause associée « fracture du fémur » (code S72). Il a donc été considéré qu'un décès avec fracture du fémur en cause associée était dû à une chute. Dans les résultats établis par l'analyse en cause initiale, une grande partie des décès par chute (de l'ordre de 40%) se trouve parmi les décès pour « autres accidents non précisés ». L'analyse en causes multiples permet de réaffecter ces décès par chute dans leur catégorie, ce qui diminue d'autant celle des décès par causes autres et non précisées. Pour l'analyse par type de lésions, on n'a retenu que les décès pour lesquels un seul code lésion en causes associées apparaissait (environ la moitié des cas).

Les résultats sont exprimés en nombre de décès par an, en taux bruts et en taux de mortalité standardisés sur l'âge. Les taux bruts ont été calculés pour 100 000 habitants de la population moyenne de l'année en cours. Les taux de mortalité standardisés sur l'âge ont été calculés selon la méthode de standardisation directe sur l'âge, population française de 1990. L'indice comparatif de mortalité, rapport en base 100 du nombre observé de décès dans une région au nombre de décès qui serait obtenu si le taux de mortalité pour chaque tranche d'âge était identique au taux national, a été utilisé pour les comparaisons régionales. Le test de Breslow et Day a été utilisé pour déterminer si la différence avec la moyenne nationale était significative. Le test du Chi2 de tendance a été utilisé pour justifier de la significativité des évolutions entre 2000-2002 et 2004-2006. Le traitement des données consolidées en 2006 a parfois amené de très faibles réajustements des résultats publiés antérieurement (sur les chutes en 2003 et en 2004).

Résultats

Mortalité par accident de la vie courante en 2006

Les AcVC ont entraîné, en France métropolitaine, 18 549 décès en 2006, soit un taux brut de 30,2/100 000 et un taux standardisé de 25,2/100 000.

Les décès par AcVC ont compté pour 3,6% de la mortalité totale (18 549 décès parmi 515 952). Chez les enfants, ils étaient responsables d'un cinquième des décès entre 1 et 4 ans (116 décès parmi 605) et d'un décès sur 8 entre 5 et 14 ans (99 décès parmi 771).

Les traumatismes, qui regroupent tous les types d'accidents, les homicides, les suicides et les traumatismes d'intention indéterminée, ont été à l'origine de 36 700 décès en 2006. Les AcVC ont représenté la moitié de ces décès : 41,5% pour les hommes (9 194/22 147) et 64% pour les femmes (9 355/14 553). Chez les moins de 15 ans cette proportion est de 53%, et chez les 65 ans et plus de 71%. Ils ont contribué à un peu moins des trois quarts des décès pour l'ensemble des 24 853 accidents (traumatismes non intentionnels, incluant notamment les accidents de la circulation) : 68% pour les hommes (9 194/13 568) et 83% pour les femmes (9 355/11 285).

Caractéristiques démographiques

Parmi les 18 549 décès par AcVC en France métropolitaine en 2006, 9 355 étaient des

Tableau 1 Accidents de la vie courante selon la Classification internationale des maladies, dixième révision (CIM-10) / Table 1 Home and leisure injuries according to the International Classification of Diseases 10 th revision (ICD-10)

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

* Pour l'analyse en « causes multiples », on additionne les décès en cause initiale « chutes » selon la CIM-10 (codes W00-W19) et les décès codés à la fois en cause initiale « exposition à des facteurs sans précision » (code X59) et en cause associée « fracture du fémur » (code S72).

femmes et 9 194 des hommes. Les décès sont plus nombreux chez les femmes parce qu'elles sont plus nombreuses dans la population aux âges avancés. Les différences de taux de mortalité selon le sexe montrent en réalité une surmortalité masculine, de 32,2/100 000 chez les hommes vs 19,4/100 000 chez les femmes ; alors que le sex-ratio est de 0,98, le rapport hommes/femmes de taux de mortalité est égal à 1,7. Les deux tiers des décès par AcVC sont survenus chez les 75 ans et plus (12 069 décès). La répartition selon l'âge et le sexe montre une fréquence élevée de femmes de 75 ans et plus (40%) alors qu'elles ne représentent que 10% des femmes. Le taux de mortalité par AcVC a varié selon l'âge, atteignant son minimum entre 5 et 14 ans (1,3/100 000), et culminant au-delà de 75 ans : 122/100 000 de 75 à 84 ans et 584/100 000 à partir de 85 ans (tableau 2).

Lésions traumatiques, lieu de décès

Les blessures provoquées par un AcVC étaient principalement situées au niveau de la hanche (24%) et de la tête (21%). Il s'agissait le plus souvent de fracture (51%) et d'atteinte des organes internes (27%). Près de la moitié des décès par AcVC a eu lieu dans un établissement

hospitalier (48%), puis à domicile (25%), dans une maison de retraite (9,0%), sur la voie publique (5,1%) et dans un autre lieu (7,1%).

Disparités régionales de mortalité par accident de la vie courante en 2004-2006

La fréquence des décès par AcVC a varié selon les régions françaises (p<0,001). Quatre régions ont eu une mortalité significativement plus élevée que la moyenne observée en France métropolitaine (taux standardisé moyen en 2004-2006 de 26,7/100 000) : la Bretagne, le Nord-Pas-de-Calais et la Franche-Comté (taux supérieurs de 10% à 20% par rapport à la moyenne). À l'opposé, l'Île-de-France a eu une mortalité significativement plus faible (taux inférieur de plus de 20% au taux national).

Différents types d'accident de la vie courante en 2006 (tableau 3, figure 1)

Chutes

Tous âges confondus, les chutes ont constitué la première cause de décès par AcVC. En retenant

Tableau 2 Effectifs et taux de mortalité standardisés par accident de la vie courante selon l'âge et le sexe, France métropolitaine, 2006 (taux pour 100 000 personnes) / Table 2 Number and standardised home and leisure injuries-related death rates, by age and sex, mainland France, 2006 (rate per 100,000 population)

Âge (ans)	Hommes		Femmes		Total	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux
< 1	27	6,7	24	6,3	51	6,5
1-4	80	5,2	36	2,4	116	3,8
5-14	71	1,9	28	0,8	99	1,3
15-24	265	6,6	70	1,8	335	4,2
25-44	1 058	12,7	246	2,9	1 304	7,8
45-64	1 930	25,5	764	9,7	2 694	17,4
65-74	1 189	52,1	692	25,5	1 881	37,6
75-84	2 292	151,6	2 450	103,4	4 742	122,2
85 et plus	2 282	635,6	5 045	563,6	7 327	584,2
Total	9 194	32,2	9 355	19,4	18 549	25,2

Tableau 3 Effectifs et taux de mortalité standardisés par type d'accident de la vie courante selon l'âge, France métropolitaine, 2006 (taux pour 100 000 personnes) / Table 3 Number and standardised home and leisure injuries-related death rates, by type of injury and age, mainland France, 2006 (rate per 100,000 population)

Âge (ans)	Chutes		Suffocations		Noyades		Intoxications		Feu		Autres, précisés		Autres, non précisés		Total	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux
< 1	3	0,38	25	3,20	11	1,41	—	—	4	0,51	—	—	8	1,02	51	6,52
1-4	15	0,50	18	0,59	39	1,29	7	0,23	20	0,66	3	0,10	14	0,46	116	3,83
5-14	13	0,17	6	0,08	30	0,40	8	0,11	14	0,19	12	0,16	16	0,21	99	1,33
15-24	53	0,67	18	0,23	54	0,68	54	0,68	20	0,25	30	0,38	106	1,34	335	4,24
25-44	231	1,38	112	0,67	178	1,07	250	1,50	85	0,51	130	0,78	318	1,90	1 304	7,80
45-64	767	4,97	379	2,45	331	2,14	224	1,45	154	1,00	231	1,50	608	3,94	2 694	17,4
65-74	688	13,8	357	7,14	177	3,54	97	1,94	45	0,90	102	2,04	415	8,30	1 881	37,6
75-84	2 554	65,8	802	20,7	144	3,71	196	5,05	77	1,98	82	2,11	887	22,9	4 742	122
85 et plus	4 775	381	1 131	90,2	44	3,51	186	14,8	77	6,14	60	4,78	1 054	84,0	7 327	584
Total	9 099	11,9	2 848	3,81	1 008	1,60	1 022	1,50	496	0,73	650	0,96	3 426	4,75	18 549	25,2

seulement la chute comme cause initiale de décès, on comptabilise 5 239 décès en 2006. Comme indiqué plus haut, il est opportun d'analyser ces décès en causes multiples. On trouve alors 9 099 décès par chute, soit 60% des causes connues de décès par AcVC (9 099/15 123). Les taux correspondants de mortalité sont égaux à 11,9/100 000, soit 10,3/100 000 chez les hommes (3 812 décès), et 13,9/100 000 chez les femmes (5 287 décès). Bien qu'en nombre absolu les décès de femmes aient été plus nombreux, on observe en fait une surmortalité masculine (sex-ratio = 0,72 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 1,3). Plus des trois quarts des décès par chute sont survenus chez des personnes âgées de 75 ans et plus. Le taux de mortalité croît avec l'âge, il était de 65,8/100 000 entre 75 et 84 ans et de 381/100 000 au-delà de 85 ans.

Suffocations

Les suffocations ont provoqué 2 848 décès en 2006, soit 3,8/100 000, dont 1 319 hommes (4,6/100 000) et 1 529 femmes (3,2/100 000) ; sex-ratio = 0,86 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 1,4. Avant 1 an, les suffocations ont constitué la première cause de décès par AcVC, avec 25 décès, soit 58% des 43 décès par AcVC de causes connues à cet âge. Plus des deux tiers des décès sont survenus à partir de 75 ans. Le taux de mortalité a augmenté fortement à partir de 75 ans : 20,7/100 000 entre 75 et 84

ans et 90,2/100 000 chez les 85 ans et plus. Ces décès ont été très majoritairement liés à l'ingestion d'aliments provoquant l'obstruction des voies respiratoires (86%).

Noyades

Il y a eu 1 008 décès en 2006 par noyade accidentelle, soit 1,6/100 000, répartis en 709 hommes (2,3/100 000) et 299 femmes (0,9/100 000) ; sex-ratio = 2,4 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 2,5. Chez les moins de 25 ans, il s'agissait de la première cause de décès par AcVC, avec 134 décès en 2006, soit 29% des causes connues (et 50 décès sur 167 par AcVC chez les moins de 5 ans). Après 45 ans, les taux étaient élevés, variant de 2,0/100 000 chez les 45-64 ans à 4,2/100 000 chez les 85 ans et plus.

Intoxications

Les intoxications ont provoqué 1 022 décès en 2006, soit 1,5/100 000, dont 532 hommes (1,8/100 000) et 490 femmes (1,2/100 000) ; sex-ratio = 1,1 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 1,3. Pour près de la moitié, ces décès sont survenus chez des personnes âgées de 65 ans et plus. Chez les moins de 15 ans, les décès par intoxication ont été peu nombreux : aucun avant 1 an, 7 entre 1 et 4 ans et 8 entre 5 et 14 ans. Les taux de mortalité ont augmenté avec l'âge : 1,9/100 000 chez les 65-74 ans, 5,1/100 000 chez les 75-84 ans et 14,8/100 000

chez les 85 ans et plus. Plus de la moitié de ces intoxications a eu pour cause des médicaments (prises accidentelles ou erreurs de prescription), les autres étant dues à d'autres substances, dont les gaz.

Accidents causés par le feu

Les accidents par le feu ont entraîné 496 décès en 2006, soit 0,7/100 000, dont 278 hommes (0,9/100 000) et 218 femmes (0,6/100 000) ; sex-ratio = 1,3 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 1,5. Près de la moitié des personnes décédées avait entre 25 et 64 ans. Mais les taux les plus élevés ont été trouvés chez les personnes de 45 ans et plus, avec des taux variant de 1,0/100 000 chez les 45-64 ans à 6,1/100 000 chez les 85 ans et plus. Sur les 496 décès causés par le feu, 287 avaient un code lésion parmi lesquels 53% de brûlures et 45% d'effets toxiques.

Autres accidents de la vie courante

Les autres AcVC, dont la cause était précisée, ont provoqué 650 décès en 2006, soit 0,96/100 000, dont 555 hommes (1,8/100 000) et 95 femmes (0,2/100 000) ; sex-ratio=5,8 et rapport hommes/femmes de taux de mortalité = 9,0. Les causes les plus fréquentes ont été les efforts excessifs et les faux mouvements (228 décès), les électrocutions (61 décès), les chocs accidentels (66 décès) et les piqûres-morsures (25 décès). Les autres AcVC, dont la cause n'était pas connue, ont été

Figure 1 Répartition des différents types d'accident de la vie courante selon l'âge, France métropolitaine, 2006 /

Figure 1 Distribution of different types of home and leisure injuries, by age, mainland France, 2006

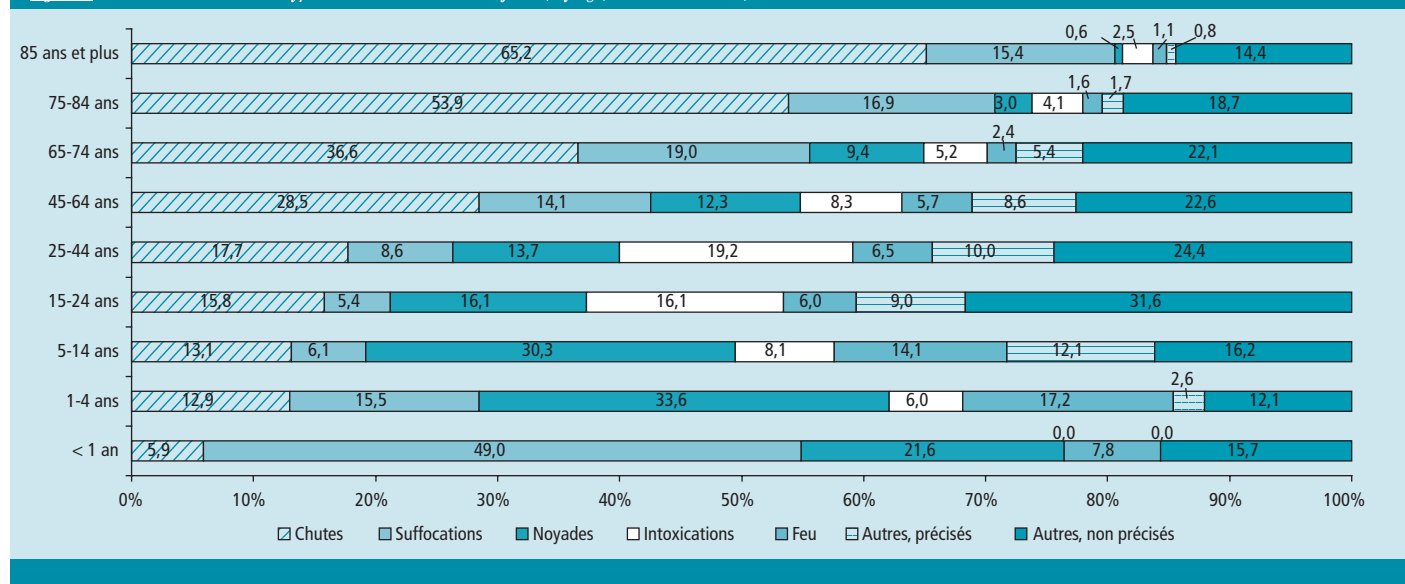


Tableau 4 Évolution des effectifs et taux de mortalité bruts par type d'accident de la vie courante (AcVC) de 2000 à 2006, chez les enfants, les adultes et les personnes âgées, taux pour 100 000 personnes, France métropolitaine / Table 4 Trends in numbers and crude death rates of home and leisure injuries, by injury type from 2000 to 2006, in children, adults and elderly, rates per 100,000 population, mainland France

	Chutes		Suffocations		Noyades		Intoxications		Feu		Autres, précisés		Autres, non précisés		Total AcVC	
	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	Taux	N	taux	N	Taux	N	Taux
0-14 ans																
2000	26	0,23	66	0,59	112	1,01	10	0,09	47	0,42	19	0,17	78	0,70	358	3,2
2001	46	0,41	62	0,56	110	0,99	10	0,09	51	0,46	26	0,23	81	0,73	386	3,5
2002	29	0,26	65	0,58	99	0,89	8	0,07	31	0,28	21	0,19	55	0,49	308	2,8
2003	37	0,33	71	0,63	122	1,09	7	0,06	28	0,25	17	0,15	46	0,41	328	2,9
2004	33	0,29	64	0,57	77	0,69	8	0,07	38	0,34	21	0,19	39	0,35	280	2,5
2005	32	0,28	55	0,49	70	0,62	10	0,09	35	0,31	9	0,08	50	0,45	261	2,3
2006	31	0,27	49	0,43	80	0,71	15	0,13	38	0,34	15	0,13	38	0,34	266	2,4
Variation 2004-2006/2000-2002 (%)		-6		-14		-30		17		-15		-32		-41		-24
15-64 ans																
2000	1 101	2,86	492	1,28	630	1,64	478	1,24	238	0,62	431	1,12	1 408	3,7	4 778	12,4
2001	1 142	2,95	527	1,36	667	1,72	348	0,90	214	0,55	393	1,02	1 452	3,8	4 743	12,3
2002	1 097	2,82	489	1,25	571	1,47	295	0,76	255	0,65	372	0,95	1 192	3,1	4 271	11,0
2003	1 106	2,82	476	1,21	660	1,68	426	1,09	267	0,68	364	0,93	1 148	2,9	4 447	11,3
2004	980	2,48	486	1,23	548	1,39	452	1,14	244	0,62	359	0,91	1 217	3,1	4 286	10,9
2005	1 022	2,57	472	1,19	503	1,27	548	1,38	289	0,73	348	0,88	1 104	2,8	4 286	10,8
2006	1 051	2,62	509	1,27	563	1,41	528	1,32	259	0,65	391	0,98	1 032	2,6	4 333	10,8
Variation 2004-2006/2000-2002 (%)		-11		-5		-16		33		9		-11		-19		-9
65 ans et plus																
2000	9 080	95,8	2 657	28,0	383	4,0	600	6,3	158	1,7	284	3,0	2 519	26,6	15 681	165
2001	8 987	93,6	2 333	24,3	343	3,6	580	6,0	173	1,8	290	3,0	2 660	27,7	15 366	160
2002	9 245	95,1	2 341	24,1	350	3,6	545	5,6	200	2,1	238	2,4	2 525	26,0	15 444	159
2003	9 393	95,6	2 292	23,3	394	4,0	568	5,8	219	2,2	255	2,6	2 491	25,3	15 612	159
2004	8 297	83,5	2 156	21,7	354	3,6	451	4,5	185	1,9	248	2,5	2 291	23,1	13 982	141
2005	8 525	85,0	2 215	22,1	360	3,6	458	4,6	204	2,0	217	2,2	2 505	25,0	14 484	144
2006	8 017	79,1	2 290	22,6	365	3,6	479	4,7	199	2,0	244	2,4	2 356	23,2	13 950	138
Variation 2004-2006/2000-2002 (%)		-13		-13		-4		-23		6		-16		-11		-13
Tous âges																
Variation 2004-2006/2000-2002 (%)		-11		-11		-13		-0,05		6		-13		-13		-11

responsables de 3 526 décès (4,7/100 000, 18,5% du total des décès par AcVC), dont 1 989 hommes (6,8/100 000) et 1 437 femmes (3,1/100 000) ; sex-ratio = 1,4 et rapport des taux = 2,2.

Évolution de la mortalité par accident de la vie courante entre 2000-2002 et 2004-2006

Globalement, le taux de mortalité par AcVC a diminué de 11% entre 2000-2002 et 2004-2006 (Chi2 de tendance significatif, $p < 0,0001$) (tableau 4). L'évolution a été très différente selon l'âge. La diminution des taux de mortalité a été la plus forte chez les enfants de moins de 15 ans : -24%, puis chez les 65 ans et plus : -13%, et la plus faible chez les 15-64 ans : -9%, (Chi2 de tendance significatifs, $p < 0,0001$) (figure 2). Cette évolution a également été plus ou moins importante selon le type d'accident (tableau 4). Ainsi, les décès par noyade (-13%), par chute (-11%) et par suffocation (-11%) ont plus fortement diminué que les autres accidents (hormis pour ceux dont la cause n'est pas précisée : -13%). Chez les enfants de moins de 15 ans, on a trouvé une baisse pour les noyades (-30%), pour les accidents par le feu (-15%), pour les suffocations (-14%). Chez les 15-64 ans, on a observé une baisse de 16% pour les noyades et de 11% pour les chutes, mais une augmentation de 30% des intoxications. Chez les personnes âgées de 65 ans et plus, on a relevé une diminution importante pour les intoxications (-23%) et pour les suffocations (-13%), en revanche, les accidents par le feu ont un peu augmenté (+6%).

Discussion

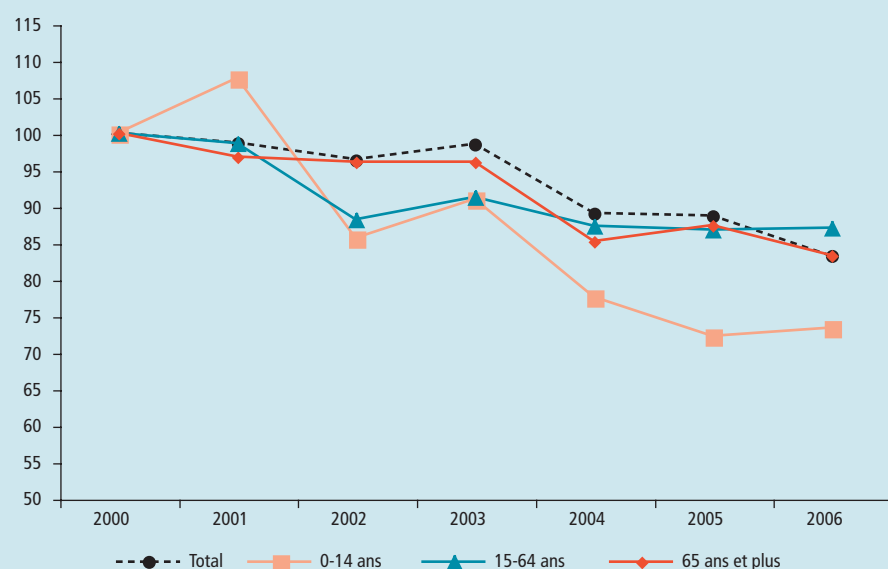
Les principales limites de ces résultats proviennent de la précision de la certification et des

difficultés liées au codage des causes de décès par traumatisme. En particulier, le caractère accidentel ou intentionnel du traumatisme n'est pas toujours précisé sur le certificat de décès. Les noyades et les intoxications sans indication de l'intentionnalité ont été codées comme accidentelles depuis 2000, ce qui entraîne probablement une surestimation de ces accidents. Le manque de précision des certificats de décès sur le type d'accident, pour près d'un AcVC sur cinq, induit une sous-estimation des différents types d'AcVC. Les circonstances de l'accident (lieu de survenue,

activité pratiquée, produit en cause) ne sont pas renseignées. Les accidents du travail n'ont pas pu être différenciés des accidents de la vie courante. Ils sont donc inclus (hors accidents du travail dus à un accident de la circulation) dans ces résultats, ce qui correspond probablement à quelques centaines de décès.

Chez les enfants de 1 à 14 ans, les AcVC sont la première cause de décès. Il en est de même en Europe et dans les pays industrialisés [6-8]. Chez les personnes âgées, les AcVC sont une cause

Figure 2 Ratio par rapport à l'année 2000 du taux de mortalité standardisé par accident de la vie courante selon l'âge, 2000 à 2006, France métropolitaine / Figure 2 Trends in standardised death rates of home and leisure injuries, by age, from 2000 to 2006, mainland France



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% pour 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 Epidemiol 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. 10th revision. Geneva (Switzerland) : World Health Organization, 1992.
- [4] Ermanet C, Thélot B, Jougle E, Pavillon G. Mortalité par accident de la vie courante en France métropolitaine, 2000-2004. Bull Epidemiol Hebd. 2007;37-38:318-22.
- [5] Thélot B, Ermanet C, Jougle E, Pavillon G. Classification internationale des maladies : listes de référence pour l'analyse des causes de décès par traumatisme en France. Bull Epidemiol Hebd. 2006;42:323-8.
- [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, Perkins 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 kg ($SE=0,10$, $p<10^{-3}$) pour le poids, de 0,79 cm ($SE=0,07$, $p<10^{-3}$) pour la taille et de -0,63 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 -1.05kg for weight ($SE=0.10$, $p<10^{-3}$), 0.79 cm ($SE=0.07$, $p<10^{-3}$) for height, and -0.63 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 m²), 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 (Δ poids en kg), taille (Δ taille en cm) et IMC (Δ IMC en kg/m²) 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 ≥ 30 kg/m²) et de surpoids, obésité incluse (IMC ≥ 25 kg/m²), 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/m² 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/m² et $-0,57$ kg/m² ; $p=0,052$). 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)
	%	%	%	
Sexe				0,16
Masculin	39,3	36,1	36,9	
Féminin	60,7	63,9	63,1	
Âge				0,01
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	
Situation matrimoniale				0,004
Célibataire	14,6	13,4	13,7	
En couple	74,6	70,4	71,5	
Veuf, divorcé	10,8	16,3	14,8	
Revenus du foyer*				0,87
<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	
Catégorie socioprofessionnelle				0,80
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	
Classes d'IMC				0,58
<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 ²)	[IC 95%]
Sexe						
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	
Âge						
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 ⁻³		0,005	
Poids mesuré						
1 ^{er} quartile	-0,21	[-0,63 ; 0,21]	0,47	[0,17 ; 0,77]	-0,19	[-0,37 ; -0,01]
2 ^e quartile	-0,70	[-1,09 ; -0,30]	0,81	[0,53 ; 1,09]	-0,50	[-0,67 ; -0,33]
3 ^e quartile	-1,18	[-1,59 ; -0,77]	0,88	[0,59 ; 1,18]	-0,71	[-0,89 ; -0,53]
4 ^e quartile	-2,17	[-2,59 ; -1,74]	1,02	[0,71 ; 1,32]	-1,15	[-1,34 ; -0,97]
p de tendance	<10 ⁻³		0,023		<10 ⁻³	
Taille mesurée						
1 ^{er} quartile	-0,97	[-1,42 ; -0,51]	1,22	[0,91 ; 1,54]	-0,80	[-1,00 ; -0,61]
2 ^e quartile	-1,14	[-1,55 ; -0,72]	0,93	[0,64 ; 1,22]	-0,70	[-0,88 ; -0,52]
3 ^e quartile	-1,36	[-1,76 ; -0,96]	0,72	[0,44 ; 1,00]	-0,70	[-0,87 ; -0,53]
4 ^e 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 ⁻³		0,008	
Classes d'IMC mesuré						
<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 ⁻³		<10 ⁻³		<10 ⁻³	

*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 ($p<10^{-3}$). Les écarts de poids et d'IMC étaient indépendamment associés au poids mesuré ($p<10^{-3}$ dans les deux cas) et à la taille mesurée (respectivement $p<0,01$ et $p<10^{-3}$).

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
IMC – données déclarées (%)							
<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
IMC – données mesurées (%)							
<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/portal/eipf/france/roche/fr/institutionnel/obepi_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

[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, Hoon 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
Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry, InVS, 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
 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