

> SOMMAIRE // Contents

ARTICLE // Article

L'alcool, une des toutes premières causes d'hospitalisation en France
// Alcohol: one of the major causes for hospitalization in Francep. 440
François Paille et coll.
Service d'addictologie, CHU de Nancy, Vandœuvre-lès-Nancy, France

ARTICLE // Article

Le recours aux soins pour cirrhose dans les services d'hépatogastro-entérologie des centres hospitaliers généraux français, 2012
// The use of healthcare for liver cirrhosis in hepato-gastroenterology units of French general hospitals, 2012p. 450
Bertrand Condat et coll.
Hôpital Saint-Camille, Bry-sur-Marne, France

ARTICLE // Article

Les disparités sociales de santé perçue au cours de la vie : le cas de la France (2004-2012)
// Social inequalities in self-assessed health over the lifecycle: Evidence from France (2004-2012)p. 456
Bénédicte H. Apouey
Paris School of Economics - CNRS, Paris, France

ARTICLE // Article

Score de qualité nutritionnelle des aliments de la *Food Standards Agency* appliqué aux consommations alimentaires individuelles des adultes en France
// Application of the Food Standards Agency Nutrient Profiling System to individual diet in French adultsp. 466
Valérie Deschamps et coll.
Unité de surveillance périnatale et nutritionnelle (Uspen), Institut de veille sanitaire, Université Paris 13, Centre de recherche en épidémiologie et statistiques, Bobigny, France

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

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

Directeur de la publication : François Bourdillon, directeur général de l'InVS ; directeur général par intérim de l'Inpes
Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr
Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messaï
Secrétaire de rédaction : Farida Mihoub
Comité de rédaction : Dr Juliette Bloch, Anses ; Cécile Brouard, InVS ; Dr Sandrine Danet, HCAAM ; Mounia El Yamani, InVS ; Dr Claire Fuhrman, InVS ; Dr Bertrand Gagnière, Cire Ouest ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Agnès Lefranc, InVS ; Dr Marie-Eve Raguenaud, Cire Limousin/Poitou-Charentes ; Dr Sylvie Rey, Drees ; Hélène Therre, InVS ; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes ; Dr Philippe Tuppin, CnamTS ; Pr Isabelle Villena, CHU Reims.
Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>
Préresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

L'ALCOOL, UNE DES TOUTES PREMIÈRES CAUSES D'HOSPITALISATION EN FRANCE

// ALCOHOL: ONE OF THE MAJOR CAUSES FOR HOSPITALIZATION IN FRANCE

François Paille¹ (f.paille@chu-nancy.fr), Michel Reynaud²

¹ Service d'addictologie, CHU de Nancy, Vandœuvre-lès-Nancy, France

² Département de psychiatrie et d'addictologie, Hôpital Paul Brousse, Villejuif, France

Soumis le 13.02.2015 // Date of submission: 02.13.2015

Résumé // Abstract

Les conséquences de la consommation excessive d'alcool restent, en France, un problème majeur de santé publique. Leur coût humain et économique est considérable. Elles génèrent des hospitalisations nombreuses pour traiter la conduite d'alcoolisation elle-même et, surtout, ses conséquences.

Cet article présente les résultats d'une étude portant sur l'ensemble des séjours hospitaliers, publics et privés, en lien avec la consommation d'alcool recensés en 2012, qu'il s'agisse de séjours en médecine, chirurgie, obstétrique et odontologie (MCO), en psychiatrie ou en soins de suite et de réadaptation (SSR). Ces résultats confirment que les conséquences de la consommation excessive d'alcool sont l'un des tous premiers motifs d'hospitalisation en France. En 2012, plus de 580 000 séjours ont été induits par l'alcool en MCO, soit 2,2% de l'ensemble des séjours et séances ; en psychiatrie, plus de 2 700 000 journées lui sont dues, représentant 10,4% du total des journées et 3,7% des actes ambulatoires de psychiatrie des établissements sous dotation annuelle de financement ; enfin, en SSR, plus de 2 000 000 de journées liées à l'alcoolisation excessive ont été recensées, soit 5,6% de l'activité totale. Le coût estimé s'élève à près de 3,6% de l'ensemble des dépenses hospitalières en 2012.

Le nombre des séjours pour alcoolisation aiguë et pour complications confirme l'intérêt d'aborder la question de l'alcool le plus précocement possible et lors de chaque séjour, de façon à espérer limiter à terme ces complications et les réhospitalisations qu'elles entraînent. Cela nécessite d'améliorer la formation des équipes des services d'urgence et des services non spécialisés en addictologie et de renforcer les moyens attribués aux équipes de liaison pour qu'elles soient adaptées aux besoins des établissements de santé.

In France, the consequences of excessive alcohol consumption remain a major public health problem with considerable human and economic costs. Heavy drinking generates a great number of hospitalizations, to treat either the addictive behavior or the psychiatric and somatic complications.

This article presents the results of a recent study concerning all public or private hospitalizations related to alcohol in 2012 in general hospitals, psychiatric wards or rehabilitation facilities. The findings confirm that the consequences of excessive alcohol consumption are a major provider of inpatients and a leading cause of hospitalization in France. In 2012, more than 580,000 hospital stays were related to alcohol in medicine, surgery or obstetrics accounting for 2.2% of acute care hospitalizations in general hospitals; more than 2,700,000 hospital days in psychiatry accounted for 10.4% of all the hospital days in psychiatric wards; and more than 2,000,000 alcohol-related hospital days represented 5.6% of all the hospital days in rehabilitation facilities. The estimated cost was around 3.6% of the total hospitalization costs in 2012.

The total number of inpatients for alcohol intoxication and complications confirm the necessity to screen heavy drinkers as soon as possible and to facilitate access to treatment in order to prevent later complications and new hospitalizations. This requires to improve training of emergency or others specialties department professionals, and to reinforce liaison teams according to the needs of the hospitals.

Mots-clés : Mésusage d'alcool, Complications, Hospitalisation, Coûts de santé

// **Keywords:** Excessive alcohol consumption, Complications, Hospitalization, Health care costs

Introduction

Responsable de 49 000 morts par an en France, l'alcool reste un enjeu majeur de santé publique¹. Son coût annuel a été estimé à 17,6 milliards d'euros². Des estimations similaires ont été faites en France³

et dans d'autres pays⁴⁻⁷, et toutes montrent le coût élevé des problèmes liés à l'alcool, dont un quart environ est attribuable aux dépenses de santé. Parmi les patients hospitalisés, le mésusage d'alcool est important, intéressant respectivement 12 et 23% des patients hospitalisés dans des hôpitaux généraux

en Espagne⁸ et en France⁹, et 25 à 50% dans les services de psychiatrie¹⁰⁻¹². La prise en charge de la dépendance à l'alcool elle-même, mais aussi des très nombreuses complications médicales et psychologiques de l'alcoolisation aiguë et chronique, entraîne chaque année en France de nombreuses hospitalisations. Leur coût est estimé, selon les études, entre un tiers et la moitié des dépenses de santé liées à l'alcool^{3,6,13}. On ne dispose cependant que de peu d'études sur ce sujet. C'est pourquoi, de façon à en préciser le poids pour le système hospitalier français, une étude a été menée à la demande du ministère de la Santé français, portant sur tous les séjours en lien avec la consommation d'alcool en 2012 et comparés aux données de 2006 pour les hospitalisations en médecine, chirurgie, obstétrique et odontologie (MCO) ou de 2009 pour les hospitalisations en psychiatrie et soins de suite et de réadaptation (SSR).

Méthodes

Tous les séjours hospitaliers, quelle qu'en soit la durée, survenus en 2012 dans les établissements de santé français pour des pathologies liées à l'alcool ont été analysés, qu'il s'agisse de séjours en MCO, en psychiatrie ou en SSR⁽¹⁾. Des comparaisons ont été effectuées avec les années 2006 (MCO) ou 2009 (SSR et psychiatrie). Les analyses ont été réalisées par l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (Atih) à partir des bases de données du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI).

En MCO, cette base rassemble l'ensemble des résumés de sortie anonymisés (RSA) élaborés pour chaque séjour hospitalier. Ceux-ci comprennent des informations administratives et médicales, notamment les diagnostics des pathologies prises en charge au cours du séjour : diagnostic principal, diagnostic relié et diagnostics associés. Ces données sont codées selon des nomenclatures imposées permettant de les informatiser. Pour coder les diagnostics, la Classification internationale des maladies de l'Organisation mondiale de la santé, 10^e révision (CIM-10) est utilisée. Pour les séjours hospitaliers en soins de courte durée (MCO), les RSA sont classés dans des groupes homogènes de malades (GHM), eux-mêmes donnant une correspondance avec des groupes homogènes de séjour (GHS) auxquels sont associés des tarifs réévalués chaque année.

En SSR et en psychiatrie, les informations médicales et administratives permettant de caractériser chaque séjour hospitalier sont recueillies respectivement dans les résumés hebdomadaires anonymes (RHA) et dans les résumés par séquence anonymes (RPSA). En psychiatrie, en plus des séjours hospitaliers, les actes ambulatoires des établissements sous dotation annuelle de financement (DAF) décrits par les résumés d'activité ambulatoire ont été pris en compte.

Cette étude n'inclut pas les troubles liés à l'alcool dans les services d'urgence et les consultations hospitalières MCO ou SSR, ni dans les centres de soins d'accompagnement et de prévention en addictologie, ni en médecine de ville.

En MCO, les séjours et séances ont été extraits des bases nationales PMSI-MCO 2006 et 2012 à partir des RSA comportant un ou plusieurs des diagnostics suivants, directement liés à l'alcool (c'est-à-dire contenant le mot alcool), qu'ils soient situés en diagnostic principal, diagnostic relié ou diagnostic associé :

- troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool ;
- sevrage d'alcool ;
- présence d'alcool dans le sang ;
- pathologie somatique secondaire à une intoxication alcoolique chronique, pouvant correspondre à une cirrhose, à une complication neurologique, à un syndrome d'alcoolisme fœtal ... ou toute autre complication de l'alcoolisme chronique.

La liste des codes diagnostiques utilisés est donnée tableau 1.

Ainsi, trois groupes d'activités ont pu être définis, basés :

- soit sur le GHM :
 - groupe A : hospitalisation pour dépendance alcoolique (racine 20Z04) ;
 - groupe C : hospitalisation pour intoxication alcoolique aiguë (racine 20Z05) (NB : ce groupe n'intègre que les patients hospitalisés à l'unité d'hospitalisation de courte durée du service d'urgence (UHCD) ou dans un autre service hospitalier. Les passages simples aux urgences, sans hospitalisation, ne sont pas comptabilisés) ;
- soit sur la position du diagnostic alcool :
 - groupe B : hospitalisation pour complications liées à l'alcool (autre GHM et alcool situé en diagnostic associé).

Pour chaque groupe, des indicateurs liés aux séjours (nombre, durée) et des indicateurs liés aux patients (nombre, âge, sexe) ont été produits.

Cette analyse nationale a été complétée par une analyse de la répartition de ces séjours entre les structures d'hospitalisation publiques et privées et par une analyse régionale des taux standardisés calculés à partir des lieux d'hospitalisation, standardisation sur la répartition régionale de la population générale fournie par l'Insee (2009).

Le même travail a été réalisé **en psychiatrie** à partir des bases nationales PMSI-Psychiatrie 2009 et 2012. Deux groupes ont été définis : le groupe A concerne les patients pris en charge pour leur dépendance à l'alcool ; le groupe B concerne les patients hospitalisés pour un autre trouble psychiatrique (schizophrénie, trouble bipolaire...) et ayant un diagnostic « alcool » associé.

⁽¹⁾ Voir glossaire détaillé des sigles et acronymes en fin d'article.

Tableau 1

Codes diagnostiques de la Classification internationale des maladies (CIM-10) utilisés pour repérer les « pathologies liées à l'alcool »

Code	Libellé long
E244	Pseudosyndrome de Cushing dû à l'alcool
F100	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : intoxication aiguë
F1000	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, sans complication
F1001	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec traumatismes ou autres blessures physiques
F1002	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec d'autres complications médicales
F1003	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec délirium
F1004	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec distorsion des perceptions
F1005	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec coma
F1006	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë par l'alcool, avec convulsions
F1007	Troubles mentaux et du comportement dus à une intoxication aiguë pathologique par l'alcool
F101	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : utilisation nocive pour la santé
F102	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : syndrome de dépendance
F1020	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente
F10200	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente en rémission récente
F10201	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente en rémission partielle
F10202	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente en rémission complète
F1021	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente mais dans un environnement protégé
F1022	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne suivant actuellement un régime de maintenance ou de substitution sous surveillance médicale
F1023	Syndrome de dépendance à l'alcool, personne actuellement abstinente, mais prenant des médicaments aversifs ou bloquants
F1024	Syndrome de dépendance à l'alcool, utilisation actuelle
F10240	Syndrome de dépendance à l'alcool, utilisation actuelle, sans symptôme physique
F10241	Syndrome de dépendance à l'alcool, utilisation actuelle, avec symptômes physiques
F1025	Syndrome de dépendance à l'alcool, utilisation continue
F1026	Syndrome de dépendance à l'alcool, utilisation épisodique
F103	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : syndrome de sevrage
F1030	Syndrome de sevrage de l'alcool, sans complication
F1031	Syndrome de sevrage de l'alcool, avec convulsions
F104	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : syndrome de sevrage avec délirium
F1040	Syndrome de sevrage de l'alcool avec délirium, sans convulsion
F1041	Syndrome de sevrage de l'alcool avec délirium, avec convulsions
F105	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : trouble psychotique
F1050	Trouble psychotique d'allure schizophrénique, dû à l'alcool
F1051	Trouble psychotique avec idées délirantes au premier plan, dû à l'alcool
F1052	Trouble psychotique avec hallucinations au premier plan, dû à l'alcool
F1053	Trouble psychotique avec symptômes polymorphes au premier plan, dû à l'alcool
F1054	Trouble psychotique avec symptômes dépressifs au premier plan, dû à l'alcool



Tableau 1 (suite)

Code	Libellé long
F1055	Trouble psychotique avec symptômes maniaques au premier plan, dû à l'alcool
F1056	Trouble psychotique mixte, dû à l'alcool
F106	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : syndrome amnésique
F107	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool : trouble résiduel ou psychotique de survenue tardive
F1070	Flashbacks, dus à l'alcool
F1071	Trouble de la personnalité ou du comportement, résiduel ou de survenue tardive, dû à l'alcool
F1072	Trouble thymique résiduel ou de survenue tardive, dû à l'alcool
F1073	Démence, due à l'alcool
F1074	Autre déficit cognitif persistant ou de survenue tardive, dû à l'alcool
F1075	Trouble psychotique à début tardif, dû à l'alcool
F108	Autres troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool
F109	Troubles mentaux et du comportement liés à l'utilisation d'alcool, sans précision
G312	Dégénérescence du système nerveux liée à l'alcool
G621	Polynévrite alcoolique
G721	Myopathie alcoolique
I426	Myocardiopathie alcoolique
K292	Gastrite alcoolique
K700	Cirrhose alcoolique graisseuse du foie
K701	Hépatite alcoolique
K702	Fibrose et sclérose alcoolique du foie
K703	Cirrhose alcoolique (du foie)
K704	Insuffisance hépatique alcoolique
K709	Maladie alcoolique du foie, sans précision
K852	Pancréatite aiguë d'origine alcoolique
K860	Pancréatite chronique alcoolique
O354	Soins maternels pour lésions fœtales (présumées) dues à l'alcoolisme maternel
P043	Fœtus et nouveau-né affectés par l'alcoolisme de la mère
Q860	Syndrome d'alcoolisme fœtal (dysmorphique)
R780	Présence d'alcool dans le sang
Z502	Sevrage d'alcool
Z714	Conseil et surveillance pour alcoolisme
Z721	Difficultés liées à la consommation d'alcool (sans abus)

En SSR, les données ont été extraites des bases nationales PMSI-SSR 2009 et 2012, fournissant également deux groupes : le groupe A concerne les patients pris en charge pour leur dépendance à l'alcool ; le groupe B les patients ayant un problème d'alcool, mais hospitalisés pour une autre raison, habituellement une conséquence somatique de cette consommation. Leur description comprend le nombre

de journées de présence dans l'établissement et les indicateurs liés aux patients.

Une estimation du coût des séjours hospitaliers directement liés à l'alcool en 2012 a été réalisée à partir des coûts de l'Ondam hospitalier et des pourcentages d'hospitalisation attribuables à l'alcool dans les différents types de structures.

Résultats

MCO

En 2012, 580 884 séjours liés à l'alcool ont été identifiés en MCO, en augmentation de 11,3% par rapport à 2006 et correspondant à 316 824 patients (+16,5%). Ils se répartissent en 197 024 séjours pour lesquels l'alcool a été le motif principal de l'hospitalisation (alcoolisation aiguë et dépendance) et 383 860 séjours pour des comorbidités liées à l'alcool. Le détail pour les trois sous-groupes est donné dans le tableau 2.

Répartition public/privé

On constate une faible implication du secteur privé à but commercial dans la prise en charge

de la dépendance alcoolique en MCO, celle-ci s'effectuant à plus de 90% dans le secteur public ou dans les établissements privés non commerciaux (établissements sous DAF ou ex-DG) (figure 1).

Répartition régionale

Elle permet de répartir autour de la moyenne les taux régionaux d'hospitalisation standardisés pour intoxication alcoolique aiguë et pour dépendance alcoolique.

Les intoxications aiguës concernent préférentiellement le nord et l'ouest de la France ainsi que la Picardie, la Champagne, la Bourgogne et l'Auvergne, avec un taux supérieur au double de la moyenne nationale dans le Nord, en Basse-Normandie et à la Réunion.

Tableau 2

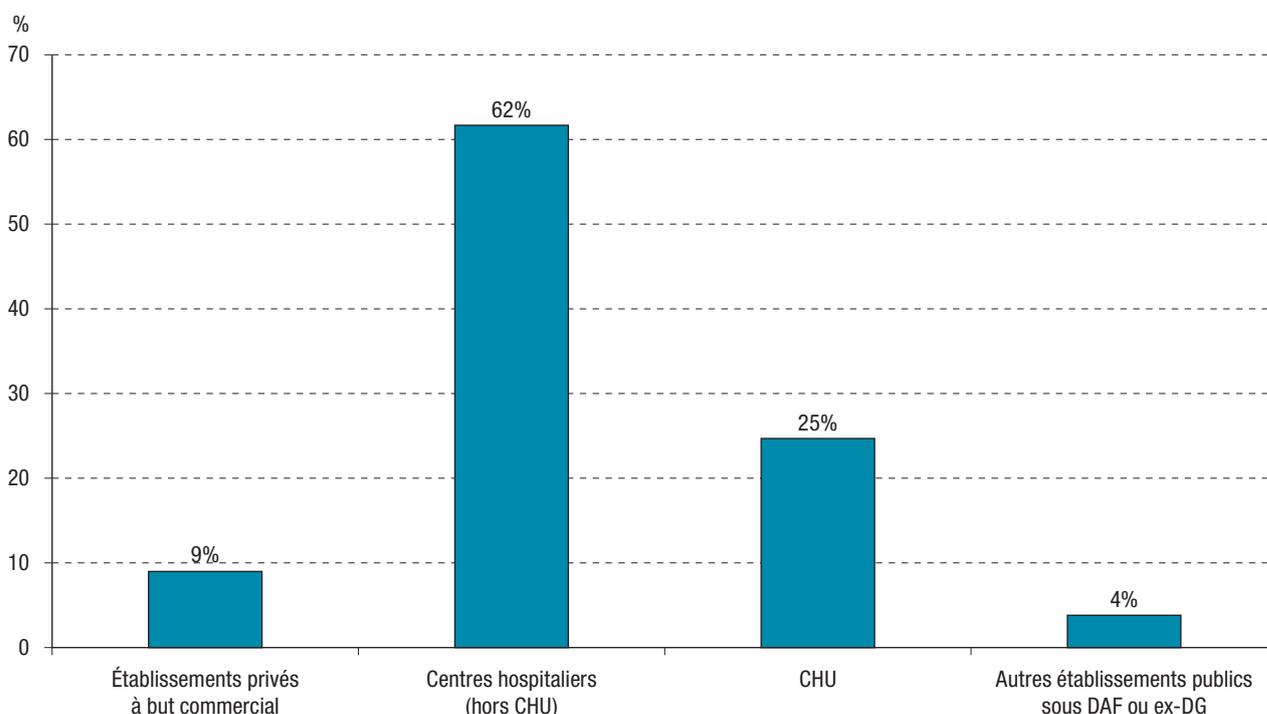
Caractéristiques des séjours et des patients hospitalisés en médecine, chirurgie, obstétrique (MCO) pour une pathologie liée à l'alcool, France, 2012

Motifs des séjours	Nombre de séjours (évolution 2012/2006)	Durée moyenne de séjour (en jours) [hors séjours <24h]	Nombre de patients (évolution 2012/2006)	Âge moyen (ans)	Hommes (%)	En provenance des urgences (%)
A Alcool-dépendance*	93 438 (+57,8%)	8,9	48 166 (+30,0%)	47,9	71,8	22,1
B Comorbidités liées à l'alcool**	383 860 (-0,9%)	9,2	245 675 (+9,1%)	56,7	76,4	46,0
C Intoxication alcoolique aiguë	103 586 (+37,1%)	1,4	76 175 (+49,3%)	43,5	71,5	90,0
Total	580 884 (+11,3%)		316 824*** (+16,5%)			

* Alcool codé en diagnostic principal. ** Alcool codé en diagnostic associé. *** La file active des patients est inférieure à la somme des 3 groupes car certains patients ont été hospitalisés plusieurs fois au cours de l'année pour des motifs liés à l'alcool différents.

Figure 1

Répartition public/privé des séjours liés à la dépendance à l'alcool en médecine, chirurgie, obstétrique (MCO), France, 2012



Source : Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (Atih).

Les hospitalisations pour dépendance alcoolique sont plus nombreuses que la moyenne dans le nord, le nord-ouest et la Bretagne ainsi qu'en Champagne, Picardie, Bourgogne et Auvergne (avec un taux supérieur au double de la moyenne nationale dans le Nord, en Haute-Normandie et à la Réunion) (figure 2).

Psychiatrie

En 2012, 2 717 031 journées de psychiatrie (+2,3% par rapport à 2009) et 673 297 actes ambulatoires étaient en rapport avec un diagnostic « alcool », que celui-ci soit en diagnostic principal ou associé, concernant 139 882 patients ; pour 1 856 915 journées et 673 297 actes ambulatoires (122 067 patients), l'alcool était le motif principal de l'hospitalisation (groupe A). Dans ce groupe, les patients avaient en moyenne 48,2 ans, âge très proche de celui des patients hospitalisés en MCO pour traitement de leur

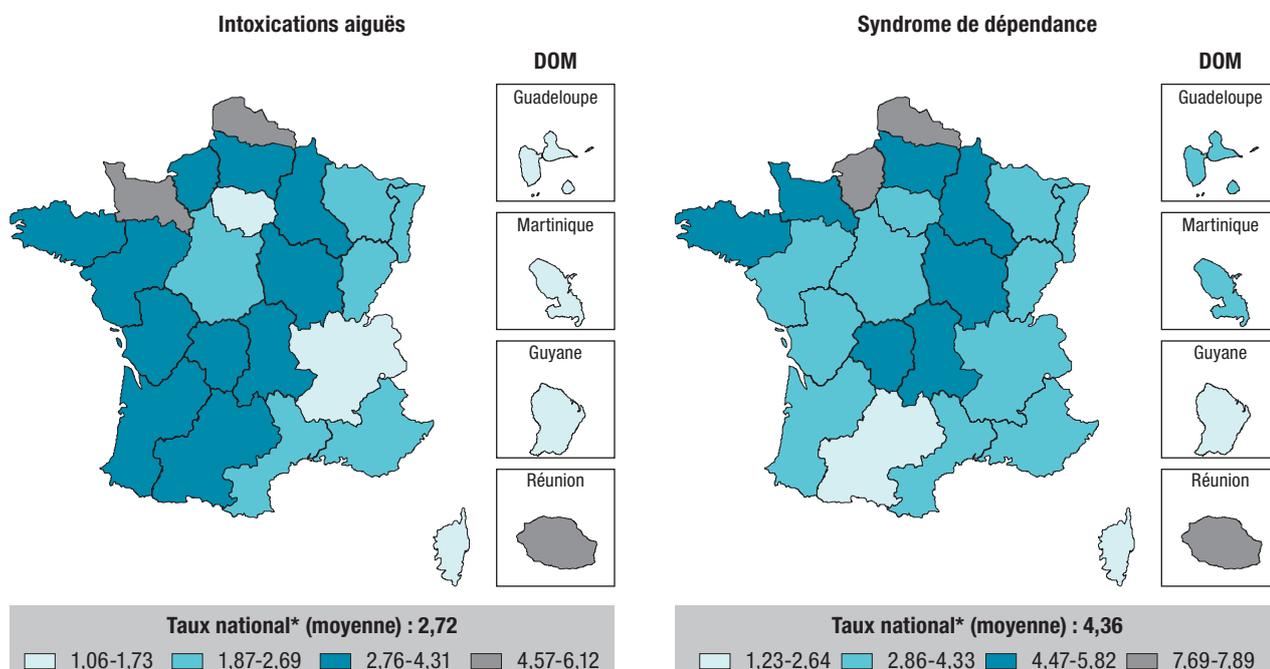
alcoolo-dépendance. Plus des 2/3 (68,5%) étaient des hommes. Le détail du profil de ces patients est donné dans le tableau 3.

SSR

En 2012, 2 002 071 journées (+6,7% par rapport à 2009) étaient en rapport avec un diagnostic « alcool », que celui-ci soit en diagnostic principal ou associé, concernant 49 925 patients. La majorité d'entre eux (30 720 patients) était hospitalisée pour la rééducation d'une complication secondaire à l'alcool (accidents ...) ou pour une autre pathologie, celle-ci étant codée comme cause du séjour SSR ; 19 205 patients étaient hospitalisés dans ces structures pour le traitement spécifique de leur alcoolo-dépendance (+3,7% par rapport à 2009). L'âge moyen des patients hospitalisés pour prise en charge de leur alcoolo-dépendance était de 47,7 ans (*versus* 60,5 ans pour ceux accueillis

Figure 2

Répartition régionale des troubles liés à l'alcool en médecine, chirurgie, obstétrique (MCO) : intoxication aiguë vs. syndrome de dépendance, France, 2011



* Nombre de séjours / Population générale Insee 2009 X 1 000.

Tableau 3

Caractéristiques des séjours et des patients accueillis en psychiatrie pour une pathologie liée à l'alcool, France, 2012

Motifs des séjours	Nombre de journées (évolution 2012/2009)	Nombre d'actes ambulatoires*** (évolution 2012/2009)	Nombre de patients (évolution 2012/2009)	Âge moyen (ans)	Hommes (%)	En provenance des urgences pour hospitalisation complète (%)
A* Alcoolo-dépendance	1 856 915 (-3,2%)	673 297 (+9,3%)	122 067 (+9,0%)	48,2	68,5	12,1
B** Pathologie psychiatrique et alcool en comorbidité	860 116 (+16,6%)		22 038 (+12,2%)	46,4	63,0	11,5
Total	2 717 031 (+2,3%)	673 297 (+9,3%)	139 882 (+9,3%)			

* Alcool codé en diagnostic principal. ** Alcool codé en diagnostic associé. *** Activité des établissements sous DAF uniquement.

en SSR pour une complication de l'alcool ou une autre pathologie), âge également très voisin de celui des patients hospitalisés en MCO ou en psychiatrie pour dépendance à l'alcool ; la grande majorité d'entre eux (plus des 3/4) étaient admis en SSR dans des unités spécialisées en addictologie pour poursuite de la prise en charge de leur dépendance et consolidation de leur abstinence. Les 3/4 (74,5%) étaient des hommes. Le détail du profil de ces patients figure au tableau 4.

Estimation du coût des séjours hospitaliers liés à l'alcool

Par rapport à l'ensemble de l'activité hospitalière en 2012¹⁴, les hospitalisations liées à l'alcool représentaient 2,2% de l'ensemble des séjours en MCO, 10,4% des journées (et 3,7% des actes ambulatoires) en psychiatrie et 5,6% des journées en SSR.

Ainsi, le coût en euros des séjours hospitaliers liés à l'alcool a pu être estimé, pour 2012 :

- en MCO (ODMCO + Migac) : 1,22 milliard pour l'alcool sur 55,4 milliards au total ;
- en psychiatrie (Odam + OQN) : 0,98 milliard pour l'alcool sur 9,4 milliards au total ;
- en SSR (Odam + OQN) : 0,44 milliard pour l'alcool sur 7,9 milliards au total.

Soit un total de 2,64 milliards pour l'alcool, représentant environ 3,6% de l'Ondam hospitalier total (74,34 milliards d'euros).

Discussion

Poids des troubles directement liés à l'alcool dans le système hospitalier français

Cette étude objective le poids majeur de l'alcool dans les hospitalisations en France et leur coût, estimé à 3,6% de l'ensemble des dépenses hospitalières.

En MCO, les séjours sont très majoritairement dus à des intoxications aiguës ou à des complications de l'alcool (83,9%). Les séjours pour traitement de la dépendance à l'alcool ne représentent que 16,1% de l'activité. Inversement, en psychiatrie, 68% des journées concernaient des séjours pour traitement

de la dépendance à l'alcool contre seulement 32% des journées concernant des patients ayant une alcoolisation excessive, mais hospitalisés pour une comorbidité psychiatrique.

Les taux d'évolution de l'activité 2006-2012 pour le MCO, 2009-2012 pour les SSR et la psychiatrie doivent être utilisés avec précaution. Ils peuvent témoigner avant tout d'une amélioration du codage PMSI des pathologies liées à l'alcool dans ces trois champs, plutôt que d'une évolution de l'activité.

Coûts sanitaires

Le coût de ces séjours hospitaliers, estimé à environ 2,64 milliards d'euros en 2012, est très important et représente une part très significative des dépenses hospitalières totales (3,6% environ).

Ce montant est probablement sous-estimé compte tenu de l'absence de codage de l'alcool lors de séjours où il a pourtant joué un rôle important comme, par exemple, à l'occasion de traumatismes ou de certains cancers en MCO et, plus encore, du fait de l'insuffisance de cotation de l'alcool-dépendance comorbide en psychiatrie (la comorbidité entre la dépendance alcoolique et les troubles psychiatriques est classiquement évaluée entre 25 et 50% par les enquêtes épidémiologiques spécifiques¹⁰⁻¹²).

Il existe très peu de travaux récents sur ce sujet si l'on excepte, en France, ceux de Fenoglio et coll.² et de Reynaud et coll.³. Les études publiées utilisent deux méthodologies différentes. La prévalence de ces diagnostics dans le système de soins est rarement évaluée³. Le plus souvent, le nombre des diagnostics et des hospitalisations est estimé à partir des fractions attribuables à l'alcool pour chaque maladie^{4,6,8,15}. Ainsi, une étude menée en 2002 au Canada a retrouvé, dans les services de soins aigus, 195 970 diagnostics reliés à l'alcool qui ont généré 1 246 945 jours d'hospitalisation, soit 5,8% de toutes les journées d'hospitalisation au Canada. La moyenne d'âge de ces patients (54,0 ans pour les hommes et 55,6 pour les femmes) était très proche de celle que nous avons trouvée chez les patients hospitalisés pour complications. En psychiatrie, les hospitalisations attribuables à l'alcool (incluant seulement les maladies spécifiquement liées à l'alcool et la part de la dépression attribuable

Tableau 4

Caractéristiques des séjours et des patients accueillis en soins de suite et réadaptation (SSR) pour une pathologie liée à l'alcool, France, 2012

Motifs des séjours	Nombre de journées (évolution 2012/2009)	Nombre de patients (évolution 2012/2009)	Âge moyen (ans)	Hommes (%)	Passage en unité d'addictologie SSR (%)
A* Alcool-dépendance	677 869 (-0,0%)	19 205 (+3,7%)	47,7	74,5	75,7
B** Autre pathologie et alcool en comorbidité	1 324 202 (+10,4%)	30 720 (+10,1%)	60,5	72,7	15,3
Total	2 002 071 (+6,7%)	49 925 (+7,4%)			

* Alcool codé en diagnostic principal. ** Alcool codé en diagnostic associé.

à l'alcool) ont représenté 8,1% de toutes les hospitalisations, soit 54 114 journées (1,5% de toutes les journées d'hospitalisation). Enfin, en centres spécialisés, 183 589 admissions ont été comptabilisées (séjours résidentiels et ambulatoires), pour un total de 3 018 688 journées (dont 99 138 séjours résidentiels pour 641 168 journées). Ces patients étaient, comme dans notre étude, plus jeunes puisque 60% environ avaient entre 30 et 59 ans (75% pour les hommes). Le coût total de ces prises en charge a été estimé à 2,3 milliards de dollars canadiens, dont 1,5 milliard pour les soins somatiques aigus¹⁵.

Selon la même méthode, Bouchery et coll.⁴ ont estimé, pour les États-Unis en 2006, les coûts de santé imputables aux traitements spécialisés de l'alcoolisme et à 54 pathologies attribuables en totalité ou en partie à l'alcool : sur les 24,6 milliards de dollars attribués aux coûts de santé induits par l'alcool, 43,4% étaient imputables aux traitements spécialisés et 20,8% aux hospitalisations pour d'autres pathologies, soit 5,1 milliards pour 360 785 hospitalisations attribuables à l'alcool (0,9% de toutes les hospitalisations dans les hôpitaux généraux).

Une étude californienne a estimé, pour 2005, le nombre d'hospitalisations pour abus ou dépendance de l'alcool et leurs complications médicales (35 pathologies somatiques et psychiatriques considérées) à 44 154. Leur coût de près de 600 millions de dollars représentait plus de 30% du total des coûts médicaux liés aux problèmes de santé induits par l'alcool⁶.

Ces études sont difficilement comparables à la nôtre du fait d'importantes différences méthodologiques. Elles montrent cependant, en tenant compte de l'importance de la population selon le lieu de l'étude, des ordres de grandeur similaires en ce qui concerne les hospitalisations liées à l'alcool en hôpital général et en psychiatrie, et l'importance des coûts induits, confirmant, pour des pays de même niveau de développement, le poids de l'alcool dans le système hospitalier.

Comparaison avec le diabète

Le diabète est considéré comme l'une des pathologies induisant le plus de soins médicaux et d'hospitalisations. En ne considérant que les séjours en MCO en 2012 pour lesquels l'alcool ou le diabète ont été le motif principal de l'hospitalisation, à l'exclusion des séjours pour complications, on note 197 024 séjours dus à l'alcool et 241 186 pour le diabète. Si l'on y ajoute les 122 067 patients accueillis en psychiatrie (dont certains ont pu bénéficier aussi d'un séjour dans un autre type de structure, MCO par exemple), les hospitalisations pour prise en charge d'une alcoolisation aiguë ou d'une dépendance à l'alcool sont plus nombreuses que celles pour prise en charge du diabète lui-même. Ce classement s'inverse si l'on tient compte des séjours pour complications, très fréquentes pour l'alcool, mais encore plus nombreuses pour le diabète.

À titre de comparaison, il n'y a eu en MCO, en 2011, que 160 107 séjours pour endoprothèse avec ou

sans infarctus du myocarde et 130 167 séjours pour prothèse de hanche. Les troubles de l'usage d'alcool sont une des principales causes d'hospitalisation en France, mais cette fréquence est méconnue et l'abord de cette question avec les patients hospitalisés pour des complications somatiques ou psychiatriques reste très insuffisant.

Évolution des séjours

En six ans, en MCO, le nombre de séjours pour intoxication alcoolique aiguë a augmenté de plus d'un tiers, témoignant du développement en France du phénomène du *binge drinking*.

L'augmentation de près de 60% des séjours pour traitement de la dépendance alcoolique en MCO ne paraît pas refléter l'évolution de cette pathologie. Une hypothèse pourrait être un effet du plan de prise en charge et de prévention des addictions 2007-2011, qui a porté l'attention sur ces pathologies et a permis d'améliorer l'offre de soins. Des évolutions du codage PMSI-MCO, liées en particulier à la montée en charge de la tarification à l'activité (T2A) au cours des années 2006 à 2012, ont certainement joué un rôle dans cette augmentation, de même que dans celle de la répétition de séjours courts dans la mesure où le nombre de patients n'a augmenté que de 30%. En revanche, les hospitalisations pour complications somatiques restent stables.

Évolution du profil des patients

En ce qui concerne l'âge des patients hospitalisés pour alcoolisation aiguë, il faut remarquer que, si le pourcentage de jeunes (≤ 24 ans) a été stable entre 2006 et 2012 (19,1%), celui des patients les plus âgés (≥ 55 ans) a augmenté de 3,9% (20,9% contre 24,8%). Ceci peut paraître paradoxal si l'on considère l'augmentation du *binge drinking* chez les jeunes. Cependant, ce type de comportement n'est pas observé que chez les jeunes, il existe également chez les adultes plus âgés. De plus, nos chiffres ne concernent que les alcoolisations aiguës associées à des critères de gravité suffisants pour justifier une hospitalisation en UHCD ou dans un service habituellement de médecine. L'augmentation de ces hospitalisations ayant concerné plutôt des adultes d'âge mûr (43 ans de moyenne d'âge) alors qu'elles sont restées stables chez les plus jeunes entre 2006 et 2012, malgré l'augmentation du *binge drinking* dans cette tranche d'âge, il serait intéressant de préciser les critères ayant conduit à ces hospitalisations pour comprendre pourquoi elles ont augmenté chez les plus âgés. Une hypothèse pourrait être que ces critères portent non seulement sur la sévérité de l'intoxication, mais aussi sur des comorbidités associées, comme par exemple l'existence d'une dépendance dont le diagnostic est beaucoup plus rarement porté chez les jeunes.

À l'inverse, aux États-Unis, une étude publiée en 2011¹⁶ a montré que les hospitalisations pour ivresse seule ont augmenté de 25% entre 1999 et 2008 chez les jeunes de 18 à 25 ans, et de 76% pour les intoxications aiguës mixtes, alcool et drogue.

Concernant les hospitalisations pour alcoolodépendance, là encore, c'est chez les plus âgés que l'on constate l'augmentation la plus importante des séjours entre 2006 et 2012 (22,8% à 27,9% soit un accroissement de 5,1%).

Éléments de réflexion pour la conduite des politiques publiques et l'organisation des soins

L'étude de la répartition des âges dans les différents groupes montre que les patients hospitalisés pour alcoolisation aiguë ont en moyenne 43,5 ans, contre 47,9 ans pour les patients hospitalisés pour le traitement de leur dépendance à l'alcool et 56,7 ans pour ceux hospitalisés pour une complication de leur alcoolisme. Ainsi, les hospitalisations pour intoxication aiguë surviennent en moyenne 4,5 ans avant les hospitalisations pour dépendance et 13 ans avant les hospitalisations pour complications.

Par ailleurs, les séjours MCO pour sevrage des patients alcoolodépendants sont 4 fois moins fréquents que les séjours pour prise en charge des complications de l'alcoolodépendance. Car, si les complications de l'alcool sont très bien prises en charge, le comportement de consommation d'alcool lui-même est encore trop rarement abordé avec les nombreux patients hospitalisés pour ces complications, qu'elles soient somatiques ou psychiatriques. Ce constat d'un important sous-diagnostic des conduites d'alcoolisation, notamment dans certains services moins sensibilisés à cette question et moins formés, a également été fait dans d'autres études comme celle de JM Bostwick et coll.¹⁷, qui a montré que les patients hospitalisés pour traumatisme, pourtant à très haut risque de présenter un trouble de l'usage de l'alcool, avaient significativement moins de chance de voir leur consommation d'alcool repérée et diagnostiquée que dans les services de médecine ou de psychiatrie. Le sevrage et l'orientation vers des soins spécialisés en alcoologie étaient également moins pris en compte. Les auteurs concluaient que cette situation aboutit à la répétition des traumatismes et des hospitalisations, les patients ayant eu un dépistage positif de drogue ou d'alcool à l'entrée ayant un taux de mortalité doublé par rapport à ceux qui n'avaient pas de tels signes.

Cela souligne la nécessité de proposer aux patients accueillis pour ivresse dans les services d'urgence, une évaluation et un entretien portant sur leur relation à l'alcool, de préférence par l'intermédiaire d'une équipe de liaison en addictologie et, si besoin, de les orienter vers une prise en charge en addictologie de façon à éviter l'apparition de complications, sources de nouvelles hospitalisations plus tard.

De plus, l'essentiel du coût sanitaire de l'alcoolisation excessive est lié aux complications qui surviennent tardivement. Un abord et une prise en charge plus systématiques des conduites d'alcoolisation permettraient au mieux d'éviter ces complications, ou au moins d'éviter leur aggravation et les réhospitalisations fréquentes qui en résultent. Cela implique à la fois d'améliorer la formation en alcoologie des personnels des services qui accueillent ces patients

(médecine interne, hépato-gastroentérologie, neurologie, mais aussi psychiatrie générale ...) et de fournir aux hôpitaux des équipes de liaison en addictologie adaptées à l'importance des besoins.

L'analyse des répartitions régionales des séjours pour alcoolisations aiguës et alcoolodépendance (séjours 4 fois plus fréquents dans les régions les plus exposées par rapport aux régions moins exposées) devrait amener les Agences régionales de santé à mener une politique volontariste dans ces régions (et plus particulièrement dans le Nord et à la Réunion, régions dans lesquelles, aussi bien pour les alcoolisations aiguës que pour la dépendance à l'alcool, les taux sont les plus élevés de France).

Conclusion

Les séjours hospitaliers liés à l'alcool sont une des toutes premières causes d'hospitalisation en France. Ils sont en apparente augmentation, alors même que la consommation globale d'alcool, essentiellement de vin de table, a nettement diminué depuis les années 1960. Cela est vraisemblablement dû à une meilleure reconnaissance dans les hôpitaux de l'alcoolodépendance, même si elle reste encore très insuffisante pour en diminuer les complications.

Le coût de ces séjours est d'un poids considérable dans les dépenses hospitalières, mais il faut bien reconnaître que ce problème n'est pas pris en compte, en France, à la hauteur des enjeux de santé publique alors que l'accueil de ces nombreux patients à différents moments de leur trajectoire devrait être une occasion privilégiée d'aborder la question de l'alcool. ■

Glossaire

- DAF : Dotation annuelle de financement
- DG : Dotation globale
- MCO : Médecine, chirurgie, obstétrique
- Migac : Missions d'intérêt général et aide à la contractualisation
- Odam : Objectif des dépenses d'assurance maladie pour les hôpitaux
- ODMCO : Objectif de dépenses de MCO
- Ondam : Objectif national des dépenses de l'assurance maladie (montant prévisionnel établi annuellement pour les dépenses de l'assurance maladie en France)
- OQN : Objectif quantifié national afférent aux cliniques
- SSR : Soins de suite et de réadaptation

Déclaration d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêts par rapport au thème de cet article.

Remerciements

Les auteurs remercient l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (Atih) pour l'analyse des bases PMSI présentée dans ce travail et sa contribution à sa relecture, et la Direction générale de l'offre de soins (ministère des Affaires Sociales, de la Santé et des Droits des femmes) pour avoir permis la réalisation de ce travail.

Références

- [1] Guérin S, Laplanche A, Dunant A, Hill C. Alcohol-attributable mortality in France. Eur J Public Health. 2013;23:588-93.

- [2] Fenoglio P, Parel V, Kopp P. The social cost of alcohol, tobacco and illicit drugs in France, 1997. *Eur Addict Res.* 2003;9:18-28.
- [3] Reynaud M, Gaudin-Colombel AF, Le Pen C. Two methods of estimating health costs linked to alcoholism in France (with a note on social costs). *Alcohol Alcohol.* 2001;36:89-95.
- [4] Bouchery EE, Harwood HJ, Sacks JJ, Simon CJ, Brewer RD. Economic costs of excessive alcohol consumption in the U.S., 2006. *Am J Prev Med.* 2011;41:516-24.
- [5] Laramée P, Kusel J, Leonard S, Aubin HJ, François C, Daepfen JB. The economic burden of alcohol dependence in Europe. *Alcohol Alcohol.* 2013;48:259-69.
- [6] Rosen SM, Miller TR, Simon M. The cost of alcohol in California. *Alcohol Clin Exp Res.* 2008;32:1925-36.
- [7] Whiteford HA, Degenhardt L, Rehm J, Baxter AJ, Ferrari AJ, Erskine HE, *et al.* Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet.* 2013;382:1575-86.
- [8] Rosón B, Monte R, Gamallo R, Puerta R, Zapatero A, Fernández-Solá J, *et al.* Prevalence and routine assessment of unhealthy alcohol use in hospitalized patients. *Eur J Intern Med.* 2010;21:458-64.
- [9] Thiercelin N, Lechevallier ZR, Rusch E, Plat A. Les consommations d'alcool et de tabac restent élevées en population hospitalière. *Presse Med.* 2011;40(3):e129-e138.
- [10] Barnaby B, Drummond C, McCloud A, Burns T, Omu N. Substance misuse in psychiatric inpatients: comparison of a screening questionnaire survey with case notes. *Br Med J.* 2003;327:783-4.
- [11] Bonsack C, Camus D, Kaufmann N, Aubert AC, Besson J, Baumann P, *et al.* Prevalence of substance use in a Swiss psychiatric hospital: interview reports and urine screening. *Addict Behav.* 2006;31:1252-8.
- [12] Sinclair JM, Latifi AH, Latifi AW. Co-morbid substance misuse in psychiatric patients: prevalence and association with length of inpatient stay. *J Psychopharmacol.* 2008;22:92-9.
- [13] Jarl J, Johansson P, Eriksson A, Eriksson M, Gerdtham UG, Hemström O. The societal cost of alcohol consumption: an estimation of the economic and human cost including health effects in Sweden, 2002. *Eur J Health Econ.* 2008;9:351-60.
- [14] Agence technique de l'information sur l'hospitalisation. L'analyse de l'activité hospitalière 2012. Lyon: ATIH; 2013. 234 p. http://www.atih.sante.fr/sites/default/files/public/content/1464/Rapport_ATIH_Activit%C3%A9_hospitali%C3%A8re_2012.pdf
- [15] Taylor B, Rehm J, Patra J, Popova S, Baliunas D. Alcohol-attributable morbidity and resulting health care costs in Canada in 2002: recommendations for policy and prevention. *J Stud Alcohol Drugs.* 2007;68:36-47.
- [16] White AM, Hingson RW, Pan IJ, Yi HY. Hospitalizations for alcohol and drug overdoses in young adults ages 18-24 in the United States, 1999-2008: results from the Nationwide Inpatient Sample. *J Stud Alcohol Drugs.* 2011;72:774-86.
- [17] Bostwick JM, Seaman JS. Hospitalized patients and alcohol: who is being missed? *Gen Hosp Psychiatry.* 2004;26:59-62.

Citer cet article

Paille F, Reynaud M. L'alcool, une des toutes premières causes d'hospitalisation en France. *Bull Epidémiol Hebd.* 2015;(24-25):440-9. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/24-25/2015_24-25_1.html

LE RECOURS AUX SOINS POUR CIRRHOSE DANS LES SERVICES D'HÉPATO-GASTRO-ENTÉROLOGIE DES CENTRES HOSPITALIERS GÉNÉRAUX FRANÇAIS, 2012

// THE USE OF HEALTHCARE FOR LIVER CIRRHOSIS IN HEPATO-GASTROENTEROLOGY UNITS OF FRENCH GENERAL HOSPITALS, 2012

Bertrand Condat¹ (b.condat@ch-bry.org), André-Jean Remy², Vincent Jouannaud³, Pierre Lahmek⁴, Isabelle Rosa⁵, Jean-François Cadranel⁶, Arnaud Pauwels⁷, Thierry Paupard⁸, Alex Pariente^{9*}, Bruno Lesgourgues^{3*}, au nom du groupe d'étude de l'ANGH **

¹ Hôpital Saint-Camille, Bry-sur-Marne, France

² Centre hospitalier, Perpignan, France

³ Groupe hospitalier intercommunal Le Raincy-Montfermeil, France

⁴ Hôpital Émile Roux, Limeil-Brévannes, France

⁵ Centre hospitalier intercommunal, Créteil, France

⁶ Centre hospitalier Laennec, Creil, France

⁷ Centre hospitalier, Gonesse, France

⁸ Centre hospitalier, Dunkerque, France

⁹ Centre hospitalier, Pau, France

* Contributions équivalentes.

** Contributeurs du groupe d'étude de l'Association nationale des gastroentérologues des hôpitaux généraux (ANGH) : liste complète en fin d'article.

Soumis le 17.02.2015 // Date of submission: 02.17.2015

Résumé // Abstract

En France, très peu d'études épidémiologiques ont été menées sur la cirrhose. Dans le but d'étudier le recours aux soins hospitaliers pour cirrhose, nous avons inclus tous les patients atteints de cirrhoses de causes fréquentes (virales, alcooliques ou métaboliques, n=944) vus en hospitalisation conventionnelle, hôpital de jour et consultation dans 42 services d'hépatogastro-entérologie de centres hospitaliers non universitaires, du 4 au 8 juin 2012.

Les patients atteints de cirrhose représentaient 15% de l'ensemble des patients admis en hospitalisation conventionnelle dans les services participants. La cirrhose était due (avec ou sans cofacteur) : à l'alcool (n=702, 74% des patients), au virus de l'hépatite C (n=195, 21%), à la stéato-hépatite non alcoolique (SHNA) (n=145, 15%) et au virus de l'hépatite B (n= 61, 6%). Les autres causes de cirrhose ne représentaient que 2% des cas. L'origine alcoolique était en cause dans 93% des cas de cirrhose avec complication hors carcinome hépatocellulaire (CHC), dans 73% des cas de cirrhose avec CHC et dans 88% des cas de cirrhose nécessitant une hospitalisation conventionnelle.

Malgré une diminution régulière de la consommation d'alcool, le recours aux soins hospitaliers pour cirrhose, particulièrement alcoolique, reste considérable au sein des services d'hépatogastro-entérologie des centres hospitaliers généraux français.

In France, the burden of cirrhosis in hospital has not been extensively studied. To study the burden of cirrhosis care in general hospitals, we included all patients with viral, alcoholic or metabolic cirrhosis (n=944) seen in 42 non-academic hepato-gastroenterology units from 4-8, June 2012. During this study week, the patients with cirrhosis represented 15% of all patients seen in hospitalization in hepato-gastroenterology units.

Cirrhosis was due (with or without a co-factor) to: alcohol (n=702, 74% of patients), hepatitis C virus (n=195, 21%), non-alcoholic fatty liver disease (n=145, 15%) and hepatitis B virus (n=61, 6%). Other causes of cirrhosis accounted only for 2% of cases. Alcoholic cirrhosis, with or without a co-factor, was associated with 93% of the complications excluding hepatocellular carcinoma (HCC), with 73% of the cases of HCC, and represented 88% of the cases of cirrhosis requiring conventional hospitalization.

The burden of cirrhosis in hepato-gastroenterology units of French non-academic hospitals, in particular of alcoholic cirrhosis, remains high despite regular decrease in alcohol consumption.

Mots-clés : Cirrhose, Cirrhose alcoolique, Hépatite C, Hépatite B, Stéato-hépatite non alcoolique, Hospitalisation
// Keywords: Cirrhosis, Alcoholic cirrhosis, Hepatitis C virus, Hepatitis B virus, Non-alcoholic steatohepatitis, Hospitalization

Introduction

Hormis des données de mortalité et une étude de cohorte incluant uniquement des patients atteints de cirrhoses virales¹, très peu d'études épidémiologiques portant sur la cirrhose en France, et notamment sur le recours aux soins hospitaliers pour cirrhose, ont été rapportées depuis 25 ans². Les données sur la consommation moyenne d'alcool en France, en diminution constante depuis 40 ans, pourraient, en théorie, faire espérer une baisse de la morbidité liée à l'alcool. Cependant, une étude récente a montré que l'alcool reste en cause dans plus de 49 000 décès par an en France³. La cirrhose alcoolique est, quant à elle, responsable de plus de 8 000 décès par an³, ce qui souligne qu'il s'agit toujours d'une maladie fréquente et grave, vraisemblablement associée à un recours aux soins hospitaliers conséquent.

Nous rapportons les résultats d'une enquête épidémiologique transversale portant sur le recours aux soins pour cirrhose au sein de services d'hépatogastro-entérologie de centres hospitaliers non universitaires français. Notre but était de vérifier si la cirrhose, notamment alcoolique, reste un problème important de santé publique en France malgré la diminution de la consommation moyenne d'alcool.

Patients et méthodes

L'Association nationale des gastroentérologues des hôpitaux généraux (ANGH) réunit 110 services d'hépatogastro-entérologie situés dans des centres hospitaliers non universitaires français. Sur ces 110 services, 42 (38%) ont accepté de participer à une enquête concernant le recours aux soins hospitaliers pour cirrhose, sans autre critère de sélection pour les services participants que celui de faire partie de l'ANGH. Ces 42 services appartiennent à des centres hospitaliers répartis sur l'ensemble du territoire métropolitain (figure 1).

Tous les patients atteints de maladie hépatique (à l'exception des cancers secondaires du foie) vus dans les services participants en consultation ou en hospitalisation (de jour ou conventionnelle) entre le lundi 4 juin et le vendredi 8 juin 2012, ont été recensés au jour le jour. Ils ont donné un accord écrit de participation. Le protocole a été autorisé par la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil).

Parmi ces patients, ont été retenus pour ce travail tous les patients atteints de cirrhoses de causes fréquentes : dues à l'alcool, au virus de l'hépatite C (VHC), au virus de l'hépatite B (VHB) et à la stéato-hépatite non alcoolique (SHNA), que la cirrhose soit ou non compliquée. Nous n'avons pas inclus les autres causes de cirrhoses (maladies de surcharge, hépatite auto-immune...) car elles ne représentent qu'une part minime des causes de cirrhose¹.

Le diagnostic positif de cirrhose nécessitait une preuve soit histologique, soit par un test de fibrose non invasif, en particulier l'élastométrie hépatique, soit par un ensemble de données cliniques et paracliniques

concordantes⁴. Le diagnostic de la cause de la cirrhose reposait sur la présence dans le sérum de l'anticorps anti-VHC associé à une virémie positive ou devenue négative après traitement de l'hépatite C (pour la cirrhose virale C), de l'antigène HBs (pour la cirrhose virale B), d'éléments du syndrome métabolique⁵ (pour la cirrhose due à la SHNA) ou, enfin, sur une consommation chronique déclarée d'alcool supérieure à 50 grammes par jour (pour la cirrhose alcoolique).

Pour chaque cas, les données suivantes ont été recueillies : ancien ou nouveau cas, sexe, âge, modalités d'admission (hospitalisation classique, hôpital de jour, consultation), étiologie de la cirrhose, complications et sévérité de la cirrhose (carcinome hépatocellulaire [CHC], hémorragie digestive, ascite, encéphalopathie hépatique, infection, signes endoscopiques d'hypertension portale, score de MELD [*Model for end-stage liver disease*]), présence d'une hépatite alcoolique aiguë sévère en cas de cirrhose due à l'alcool, examens complémentaires pratiqués (biopsie hépatique, élastométrie hépatique, endoscopie œso-gastro-duodénale, échographie hépatique) et traitements (paracentèse évacuatrice et type de compensation, traitement d'une hépatite virale ...).

Les données ont été enregistrées de manière prospective par les investigateurs sur un questionnaire électronique en ligne.

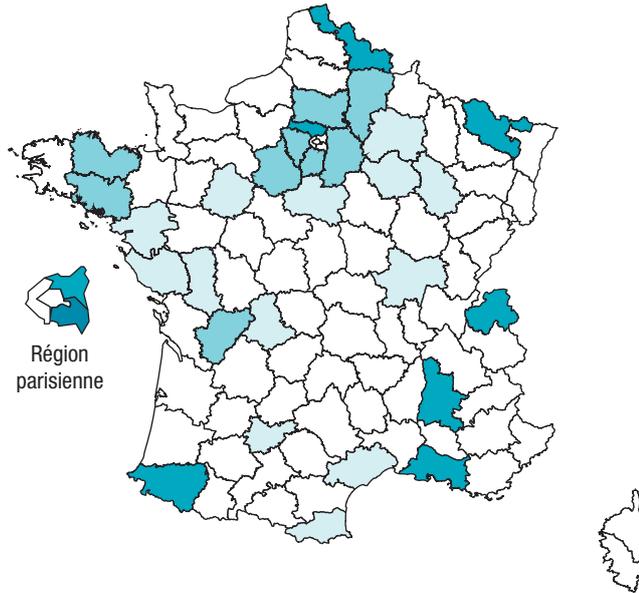
Résultats

Les 42 services participants ont recensé, au cours de la semaine d'investigation, 2 201 patients atteints de maladie hépatique, dont 944 étaient atteints de cirrhoses de causes fréquentes. Ces derniers ont tous pu être inclus pour l'étude. Leur âge médian était de 60 ans (extrêmes : 17-93) et le sex-ratio H/F de 2,5/1. Parmi ces 944 patients atteints de cirrhose de cause fréquente, 453 (48%) avaient été vus en consultation, 324 (34%) en hospitalisation conventionnelle et 162 (17%) en hôpital de jour. Les patients atteints de cirrhose représentaient respectivement 9, 10 et 15% de l'ensemble des patients vus en consultation, hôpital de jour et hospitalisation conventionnelle pendant les 5 jours de l'étude dans les services participants. Les cirrhoses alcooliques hors CHC représentaient à elles seules 11% de l'ensemble des patients vus hospitalisation conventionnelle.

La cirrhose était due (comme cause unique ou associée à un autre facteur) : à l'alcool chez 702 patients (74%), au VHC chez 195 (21%), à la SHNA chez 145 (15%) et au VHB chez 61 (6%). Deux causes ou plus étaient présentes pour 16% des patients (figure 2). Une consommation chronique d'alcool était relevée chez 66/195 (34%) patients atteints de cirrhose virale C et chez 65/145 (45%) patients atteints de cirrhose due à la SHNA. Outre les causes alcoolique, virale et métabolique, les autres causes potentielles de cirrhose n'étaient relevées, au total, que dans 2% des cas (cirrhose auto-immune, n=10 ; cirrhose due à l'hémochromatose, n=7 ; cirrhose d'origine biliaire, n=4).

Figure 1

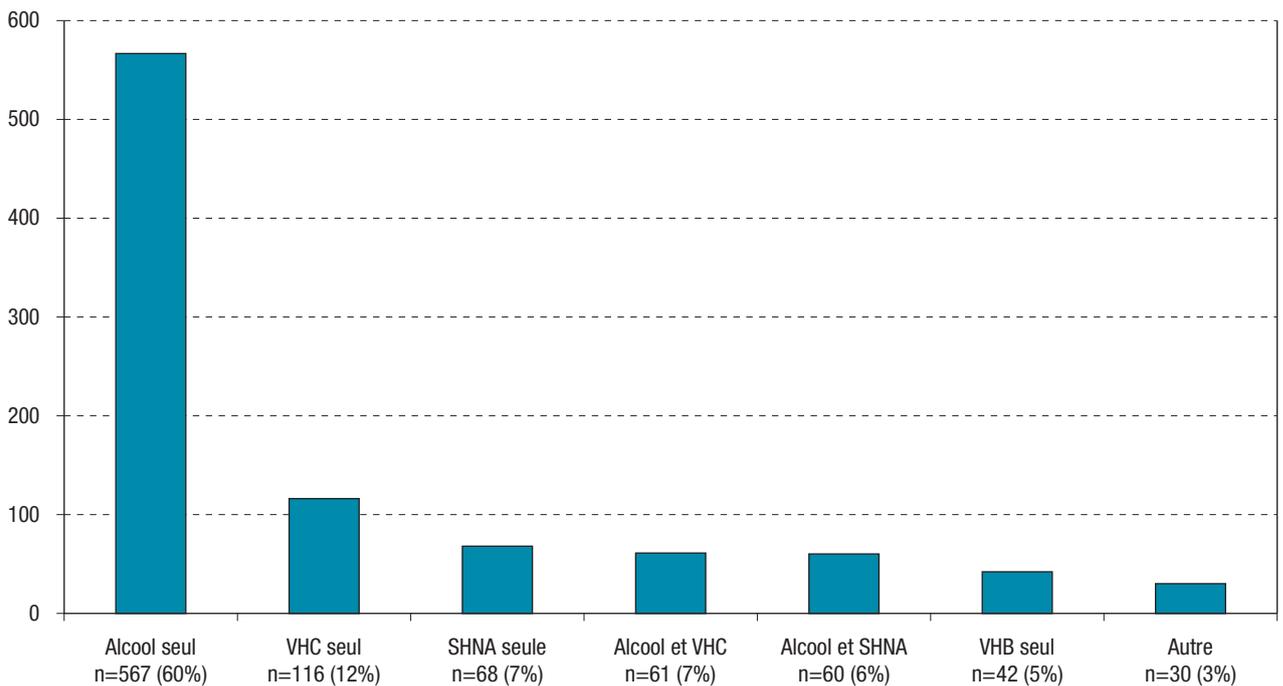
Localisation et densité des services d'hépatogastro-entérologie participant à l'étude sur le recours aux soins pour cirrhose, par département de France métropolitaine, 2012



Note : Les bleus (du plus clair au plus foncé) correspondent à un nombre croissant (de 1 à 4) de services participants par département.

Figure 2

Causes des cirrhoses vues dans 42 centres hospitaliers du 4 au 8 juin 2012 en France



SHNA : stéato-hépatite non alcoolique. VHC : virus de l'hépatite C. VHB : virus de l'hépatite B. Autre : autre association entre causes communes de cirrhose (alcool, SHNA, VHC et VHB).

Les complications de la cirrhose les plus fréquentes étaient l'ascite (n=305 ; 35% des patients), le CHC (n=113 ; 13%), l'encéphalopathie hépatique (n=90 ; 10%), les hémorragies digestives (n=66 ; 7%) et les infections (n=59 ; 7%). Au moins une complication était notée chez 418 patients (44%). Sur 576 patients chez qui une endoscopie digestive avait été pratiquée

pendant la durée de l'étude ou dans le passé, 184 (32%) avaient de grosses varices œsophagiennes. Pendant ces 5 jours d'étude, 181 ponctions d'ascite évacuatrices ont été réalisées, avec perfusion d'albumine (n=178 ; 98%), de macromolécules (n=1 ; 1%) ou sans expansion volémique associée (n=2 ; 1%). Les patients avec ascite avaient un âge moyen et

un sex-ratio très proches de ceux indemnes d'ascite (61 ans *versus* 60 ans et 71% *versus* 73% d'hommes, respectivement). En revanche, ils avaient plus souvent de grosses varices œsophagiennes (42% *versus* 25%, $p < 0,05$) et plus souvent un score de MELD > 15 (50% *versus* 14%, $p < 0,05$). Les patients avec ascite représentaient 46% et 42% des patients atteints de cirrhose vus en hospitalisation conventionnelle et en hôpital de jour, respectivement, et seulement 14% des patients atteints de cirrhose vus en consultation. Enfin, parmi

les patients avec ascite, 78% avaient une cirrhose due à l'alcool comme cause unique et 10% due à l'alcool associé à un cofacteur viral ou métabolique.

Les caractéristiques des malades en fonction de la cause de la cirrhose sont rapportées dans le tableau. La cirrhose alcoolique, avec ou sans cofacteur, était responsable de la grande majorité des complications, tumorales et non tumorales (figures 3 et 4) et de la plupart des admissions pour cirrhose en hospitalisation

Tableau

Caractéristiques des malades atteints de cirrhose, selon sa cause, vus dans 42 centres hospitaliers du 4 au 8 juin 2012 en France

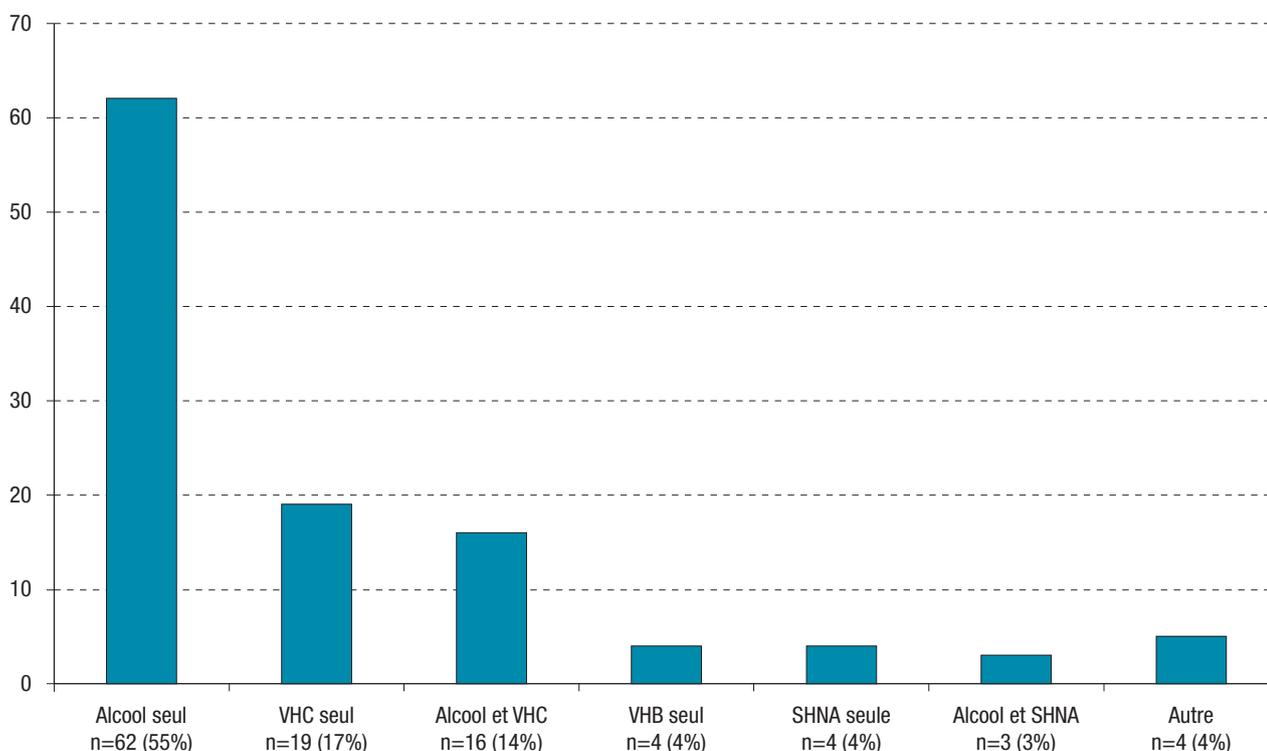
Étiologie	Âge moyen (extrêmes)	Sex-ratio H/F	Complications		Structure de soins
			hors CHC	CHC	Hosp/HDJ/Cs/dm
			n (%)		n
Alcool* n=702	60 ans (26-93)	3,2/1	251 (39%)	83 (13%)	284/129/285/4
VHC* n=195	57 ans (21-85)	2,1/1	24 (13%)	38 (20%)	43/26/124/2
SHNA* n=145	66 ans (28-91)	2,1/1	35 (27%)	9 (7%)	38/25/81/1
VHB* n=61	47 ans (17-85)	2,7/1	6 (10%)	8 (13%)	10/5/44/2

SHNA : stéato-hépatite non alcoolique. VHC : virus de l'hépatite C. VHB : virus de l'hépatite B. CHC : carcinome hépatocellulaire. Hosp : hospitalisation classique. HDJ : hôpital de jour. Cs : consultation. dm : données manquantes.

* Cause unique ou avec cofacteur.

Figure 3

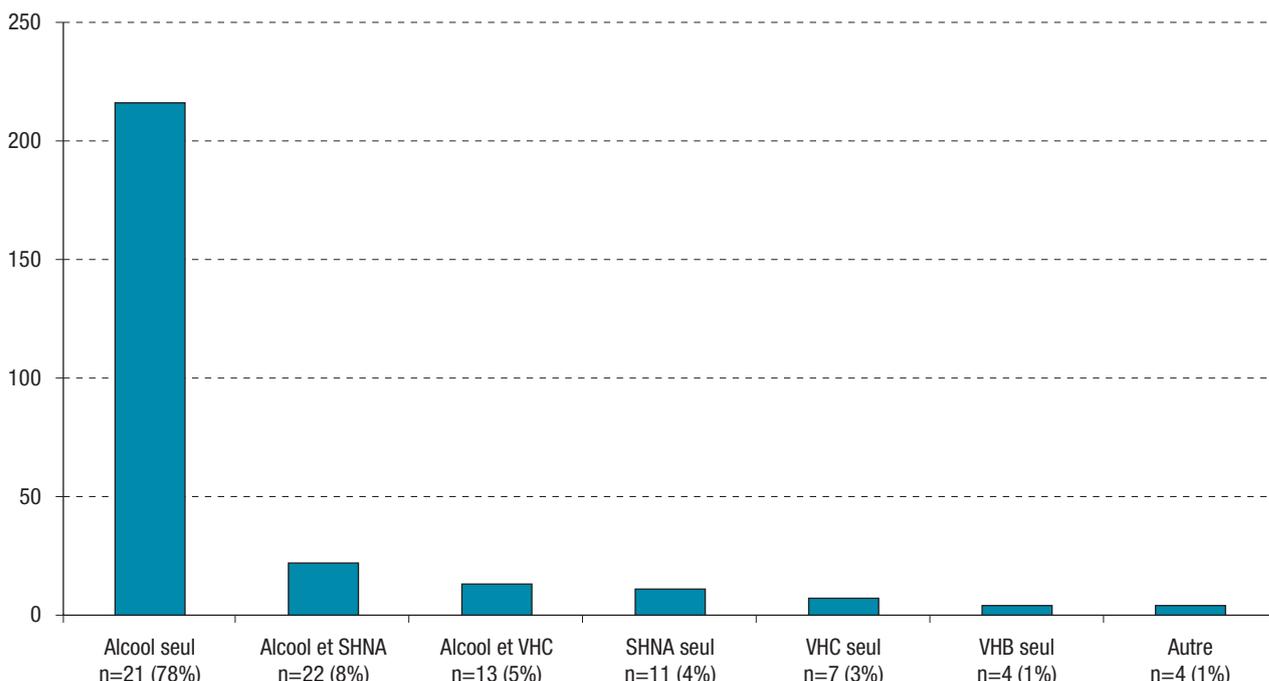
Causes des cirrhoses avec carcinome hépatocellulaire vues dans 42 centres hospitaliers du 4 au 8 juin 2012 en France



SHNA : stéato-hépatite non alcoolique. VHC : virus de l'hépatite C. VHB : virus de l'hépatite B. Autre : autre association entre causes communes de cirrhose (alcool, SHNA, VHC et VHB).

Figure 4

Causes des cirrhoses avec au moins une complication en dehors du carcinome hépatocellulaire vues dans 42 centres hospitaliers du 4 au 8 juin 2012 en France



SHNA : stéato-hépatite non alcoolique ; VHC : virus de l'hépatite C ; VHB : virus de l'hépatite B ; Autre : autre association entre causes communes de cirrhose (alcool, SHNA, VHC et VHB).

conventionnelle (284/324 admissions ; 88%) et en hospitalisation de jour (129/162 admissions ; 80%). La cirrhose due à l'alcool comme cause unique (sans cofacteur) était responsable de près de trois-quarts des admissions pour cirrhose en hospitalisation conventionnelle (236/324 admissions ; 73%).

Les patients atteints de cirrhose due à la SHNA étaient plus âgés ($p < 0,0001$) et le sex-ratio révélait une prédominance masculine moins marquée ($p < 0,0001$) que pour l'ensemble des patients atteints de cirrhose d'autres causes (tableau). Malgré un âge plus avancé, les cirrhoses dues à la SHNA étaient moins souvent associées à un CHC que l'ensemble des patients atteints de cirrhose d'autres causes ($p = 0,06$) et notamment que les patients atteints de cirrhose virales C ($p = 0,03$) (tableau). À l'inverse, les patients atteints de cirrhose due à la SHNA avaient un taux de complications hors CHC plus de 2 fois supérieur à celui des cirrhoses virales ($p < 0,05$).

Discussion

Notre premier constat est que la cirrhose reste un problème majeur de santé publique en France. En effet, en une seule semaine et dans 42 services d'hépatogastroentérologie de centres hospitaliers généraux, représentant un peu moins de 20% du total français, presque un millier de patients différents atteints de cirrhose, principalement d'origine alcoolique, ont été reçus. En 2000, une étude transversale similaire à la nôtre⁶ avait montré que 9% de l'ensemble des patients hospitalisés dans les services

d'hépatogastroentérologie des centres hospitaliers non universitaires étaient atteints de cirrhose alcoolique hors CHC ; cette proportion atteint 11% dans notre étude réalisée en 2012. Au regard de la diminution constante de la consommation moyenne d'alcool en France, ces résultats peuvent paraître surprenants. Cependant, la diminution de la consommation moyenne d'alcool dans un pays, qui est bien corrélée à la diminution de la mortalité par cirrhose alcoolique⁷, n'est pas associée à une diminution du poids de la cirrhose à l'hôpital. Aux États-Unis, le taux de mortalité et le nombre total d'hospitalisations pour les patients atteints de cirrhose de toutes causes sont passés, respectivement, de 9,8 à 9,3/100 000 et de 134 516 à 164 484 entre 1999 et 2007 ; ceci représente une diminution de 5% de la mortalité et une augmentation concomitante du nombre d'hospitalisations de 22%. Dans le même temps, le coût moyen de chaque hospitalisation est passé de 24 100 à 38 484 dollars⁸. Au Danemark, le nombre moyen d'hospitalisations annuelles par patient atteint de cirrhose alcoolique a augmenté, passant de 1,3 à 1,5 séjour à l'hôpital par an pour les hommes et de 1,1 à 1,2 pour les femmes entre 1996 et 2005⁹. En France, le nombre total de séjours à l'hôpital pour maladies alcooliques du foie (en très grande majorité des cirrhoses alcooliques) a augmenté entre 2004 et 2009¹⁰. Au total, la mortalité par cirrhose diminue, mais au prix d'un plus grand recours aux soins hospitaliers.

Le deuxième résultat important rapporté par notre étude est que l'alcool garde un rôle largement prépondérant dans le recours aux soins hospitaliers pour cirrhose. En effet, l'alcool était la cause unique

de la cirrhose dans 60% des cas et jouait un rôle (comme cause unique ou comme cofacteur) dans trois-quarts des cas de cirrhose. De plus, les cirrhoses dues à l'alcool, avec ou sans cofacteur, étaient associées à presque trois-quarts des cas de CHC et à plus de 9 complications hors CHC sur 10, et représentaient 88% des cas de cirrhose nécessitant une hospitalisation conventionnelle. Les cirrhoses dues exclusivement à l'alcool représentaient, à elles seules, trois-quarts des cas de cirrhose nécessitant une hospitalisation conventionnelle. Enfin, la consommation d'alcool était le principal cofacteur de cirrhose quand il existait une autre cause, retrouvée dans un tiers des cas de cirrhose virale C et dans près d'un cas sur 2 pour les cirrhoses dues à la SHNA. Il est possible que le seuil de consommation d'alcool que nous avons retenu (50 g/jour) sous-estime ce rôle de cofacteur, car même une consommation plus faible d'alcool peut avoir un effet délétère sur le foie.

Les caractéristiques des patients atteints de cirrhose virale C de notre étude sont très proches de celles des patients rapportées par l'étude de cohorte CirVir¹ : âge moyen de 57 et 57,6 ans et 68 et 64% d'hommes, respectivement. Les patients atteints de cirrhose virale B ont, dans CirVir comme dans notre étude, un âge plus jeune, une prédominance masculine plus forte et un risque de CHC moindre comparativement aux patients atteints de cirrhose virale C.

De nombreuses études ont rapporté, comme la nôtre, que les cirrhoses dues à la SHNA sont associées à un taux de CHC moindre que les cirrhoses virales C¹¹. Cependant, comme le montre pour la première fois notre étude, le recours aux soins pour cirrhose due à la SHNA est loin d'être négligeable en France : elles représentent presque un sixième des cas, et sont associées à un taux élevé de complication hors CHC.

Nos résultats, obtenus au sein des services de l'ANGH, sont probablement représentatifs du poids de la cirrhose dans l'ensemble des services d'hépatogastro-entérologie non universitaires de France. En effet, les services de l'ANGH ont les mêmes caractéristiques que tous les services d'hépatogastro-entérologie des centres hospitaliers non universitaires : ils sont répartis sur l'ensemble du territoire métropolitain, dans des villes de taille moyenne ou dans la périphérie des grandes villes, et leur recrutement n'est ni particulièrement hépatologique ni particulièrement gastro-entérologique. Les 42 services qui ont participé à l'étude représentent 18% de l'ensemble des services d'hépatogastro-entérologie (ou à orientation prédominante en hépatogastro-entérologie) non universitaires de la métropole⁶, ce qui en fait un échantillon de taille significative.

En revanche, plusieurs limites existent pour notre étude. En effet, une partie des patients les plus graves ne sont pas pris en compte car ni les CHU, dont les caractéristiques de recours aux soins pour cirrhose sont différentes de celles des centres hospitaliers⁶, notamment car ils prennent en charge la plupart des patients en attente de greffe hépatique, ni les services de réanimation des centres hospitaliers non

universitaires n'ont participé à cette étude. À l'inverse, des patients atteints de cirrhose sont pris en charge dans des services de médecine générale/interne. Les patients atteints de cirrhose vus dans ces services pourraient être moins graves que ceux vus dans les services d'hépatogastro-entérologie de notre étude. Une autre limite aux conclusions de notre étude vient du fait que nous n'avons pas inclus les patients atteints de causes rares de cirrhose. Cependant, ces causes rares ne représentaient, au total, que 2% des causes de cirrhose de notre étude, aussi ont-elles une influence minimale sur l'estimation du recours aux soins pour cirrhose à l'hôpital.

La prise en charge des patients atteints de cirrhose, notamment alcoolique, reste un enjeu majeur de santé publique en France, malgré la diminution constante de la consommation moyenne d'alcool depuis 40 ans. En effet, la mortalité par cirrhose diminue, mais au prix d'un considérable recours aux soins hospitaliers. Les moyens mis en place pour la prévention et la prise en charge des cirrhoses, depuis la prévention de l'alcoolisme jusqu'à la greffe hépatique, doivent être adaptés à cette réalité. ■

Contributeurs du groupe d'étude de l'ANGH

I. Dadamessi (Saint-Quentin) ; K. Elriz, B. Lambaré, F. Drouhin, L. Martin, J.-C. Riera, D. Listrat (Évry Corbeil Sud Francilien) ; H. Labadie (Saint-Denis) ; J.-J. Raabe (Metz-Thionville) ; L. Costentin, R.-L. Vitte (Poissy Saint-Germain) ; X. Causse, D. Labarrière, P. Potier, S.-N. Si-Ahmed (Orléans) ; G. Macaigne (Lagny-sur-Marne) ; M. Picon (Aix-en-Provence) ; Y. Le Bricquoir (Béziers) ; B. Bour (Le Mans) ; H. Blondon (Pontoise) ; A.-B. Marks-Brunel, A. Boruchowicz, P. Gower, C. Gamblin, R. Leblanc, F. Wartel (Valenciennes) ; L. Lamare (Lorient) ; F. Bourhis (Chambéry) ; R. Arotcarena (Pau) ; L. Bettan (Villeneuve Saint-Georges) ; D. Pricope (Compiègne) ; C. Renou (Hyères) ; T. Davion (Lens) ; G. Billet, D. Grasset, J.-F. Bouret, V. Bicheler, A.-G. Kervegant, A. Fichet (Vannes) ; A. Herber (Chartres) ; N. Abdelli (Châlons-en-Champagne) ; J.-L. Payen (Montauban) ; D. Blaison (Troyes) ; J.-F. Ardizzone (Sarreguemines) ; F. Heluwaert, J. Pofelski, E. Maillard, P. Capony, M. Baconnier, P. Oltéan (Pringy-Annecy) ; R. Piperaud (Laon) ; M. Reville (Metz) ; C. Naouri (Mâcon) ; G. Boulay (Arles) ; L. Turner (Dourdan) ; B. Nalet (Montélimar) ; S. de Montigny (Aubagne) ; J.-P. Dupuychaffray (Angoulême) ; E. Wolchies (Lannion) ; A. Medini, V. Dhalluin-Venier, A. Simo (Gonesse) ; D. Zanditenas, A. El-Naggar, J. Bonnet, M. Blazquez (Bry-sur-Marne).

Références

- [1] Trinchet JC, Bourcier V, Aït Ahmed M, Chaffaut C, Delabre A, Allain L, et al. Cirrhose virale non compliquée : analyse descriptive des 774 premiers patients inclus dans une cohorte nationale prospective (ANRS CO12 CirVir) en France. Bull Epidemiol Hebd. 2009;(20-21):204-7. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=1379
- [2] Haute Autorité de santé. Guide affection de longue durée : Cirrhose. Saint-Denis La Plaine: HAS, 2008. 35 p. http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/2008-11/guide_medecin_cirrhoses_final_web_novembre_2008.pdf
- [3] Guérin S, Laplanche A, Dunant A, Hill C. Alcohol-attributable mortality in France. Eur J Public Health. 2013;23(4):588-93.
- [4] Haute Autorité de santé. Critères diagnostiques et bilan initial de la cirrhose non compliquée. Recommandations. Saint-Denis La Plaine: HAS, 2008. 15 p. http://www.has-sante.fr/portail/upload/docs/application/pdf/diagnostic_cirrhose_-_recommandations.pdf

[5] Balkau B, Charles MA, Drivsholm T, Borch-Johnsen K, Wareham N, Yudkin JS, *et al*; European Group for the study of Insulin Resistance (EGIR). Frequency of the WHO metabolic syndrome in European cohorts, and an alternative definition of an insulin resistance syndrome. *Diabetes Metab.* 2002;28(2):364-76.

[6] Fournet F, Dhumeaux D. *Le livre blanc de l'hépatogastroentérologie*. Paris: Masson, 2001. 339 p.

[7] Ramstedt M. Per capita alcohol consumption and liver cirrhosis mortality in 14 European countries. *Addiction.* 2001;96(S1):S19-33.

[8] Talwalkar JA. Time trends in hospitalization and discharge status for cirrhosis and portal hypertension in the United States. *Hepatology.* 2010;52(5):1862.

[9] Jepsen P, Vilstrup H, Sørensen HT. Alcoholic cirrhosis in Denmark - population-based incidence, prevalence, and hospitalization rates between 1988 and 2005: a descriptive cohort study. *BMC Gastroenterol.* 2008;8:3.

[10] Jezewski-Serra D, Develay AE. Étude de la morbidité hospitalière liée aux maladies alcooliques du foie à partir des données du PMSI. 3^e Congrès national ADELFO-EMOIS, 12-13 Mars 2012. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2012;60, Suppl1:S12.

[11] Hui JM, Kench JG, Chitturi S, Sud A, Farrell GC, Byth K, *et al*. Long-term outcomes of cirrhosis in nonalcoholic steatohepatitis compared with hepatitis C. *Hepatology.* 2003;38(2):420-7.

Citer cet article

Condat B, Remy AJ, Jouannaud V, Lahmek P, Rosa I, Cadranet JF, *et al.* ; Groupe d'étude de l'ANGH. Le recours aux soins pour cirrhose dans les services d'hépatogastroentérologie des centres hospitaliers généraux français, 2012. *Bull Epidemiol Hebd.* 2015;(24-25):450-6. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/24-25/2015_24-25_2.html

ARTICLE // Article

LES DISPARITÉS SOCIALES DE SANTÉ PERÇUE AU COURS DE LA VIE : LE CAS DE LA FRANCE (2004-2012)

// SOCIAL INEQUALITIES IN SELF-ASSESSED HEALTH OVER THE LIFECYCLE: EVIDENCE FROM FRANCE (2004-2012)

Bénédicte H. Apouey (benedicte.apouey@psemail.eu)

Paris School of Economics - CNRS, Paris, France

Soumis le 19.01.2015 // Date of submission: 01.19.2015

Résumé // Abstract

Introduction – Dans le contexte du vieillissement de la population, il semble important de mieux comprendre comment les inégalités sociales de santé évoluent au cours de la vie. Cet article s'intéresse à la corrélation entre le statut socioéconomique et la santé perçue, et au changement de cette corrélation avec l'âge.

Matériel et méthodes – Les données proviennent de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS) entre 2004 et 2012. L'échantillon contient des individus âgés de 20 à 65 ans et compte environ 40 000 observations. Le statut socioéconomique est mesuré par le niveau d'éducation et de revenu, tandis que la santé est quantifiée à l'aide de la variable de santé subjective. Les modèles économétriques régressent la santé sur le statut socioéconomique d'une part, et sur un ensemble de termes d'interaction entre le statut socioéconomique et les groupes d'âge d'autre part. Les régressions tiennent compte des caractéristiques démographiques des individus ainsi que de leur cohorte de naissance.

Résultats – Le statut socioéconomique est positivement corrélé à l'état de santé. L'association entre revenu et santé perçue commence par se renforcer au début de l'âge adulte, avant d'atteindre un palier puis de décroître après 55 ans.

Discussion-conclusion – Les inégalités sociales de santé se renforcent, se stabilisent, puis s'affaiblissent à l'âge adulte en France. Ces changements pourraient trouver leur source dans les styles de vie et les conditions de travail.

Introduction – *In the context of an ageing population, understanding the evolution of social health inequalities with age seems important. This article focuses on the correlation between socioeconomic status and self-assessed health and on the evolution of this correlation over the lifecycle in France.*

Material and methods – *Our data come from the French Survey on Health and Health Insurance between 2004 and 2012. We focus on individuals aged 20 to 65, and our sample contains approximately 40,000 observations. Socioeconomic status is proxied by individual education and household income, whereas health is measured using self-assessed health. Our econometric models regress health on socioeconomic status on the one hand, and on a series of interaction terms between socioeconomic status and age groups on the other hand. All regressions include controls for demographic characteristics as well as birth cohorts.*

Results – Socioeconomic status is positively associated with health. The correlation between income and health first strengthens starting age 20, then reaches a plateau, and finally decreases after 55 years.

Discussion-conclusion – Over the lifecycle, income-related health inequalities seem to first widen, then remain constant, and finally narrow, in France. The mechanisms underlying these evolutions may be related to lifestyles and working conditions.

Mots-clés : Inégalités sociales de santé, Santé perçue, Âge, Facteurs socioéconomiques

// **Keywords:** Social health inequalities, Self-assessed health, Age, Socioeconomic factors

Introduction

Un grand nombre d'articles mettent en évidence une association positive entre statut socioéconomique (SSE) et état de santé. Cette association est observée pour plusieurs aspects du SSE, comme le niveau d'éducation, le revenu et la profession, et différents indicateurs d'état de santé, relatifs à la morbidité et à la mortalité. En France, à l'âge de 35 ans, les cadres ont une espérance de vie plus longue que les ouvriers¹. De plus, une hausse du revenu va de pair avec une meilleure santé subjective, et les agriculteurs, indépendants, cadres et professions intermédiaires se déclarent en meilleure santé que les ouvriers non qualifiés². L'association entre SSE et santé s'interprète de trois manières : d'abord, elle peut refléter un effet causal du SSE sur la santé (si, par exemple, les individus ayant un revenu plus élevé ont accès à des soins de meilleure qualité, ce qui se traduit par un meilleur état de santé) ; ensuite, elle peut capter un effet causal de la santé sur le SSE (si, entre autres, les individus en bonne santé sont en mesure d'occuper des emplois qui leur permettent d'avoir un revenu plus élevé) ; finalement, cette corrélation peut être fallacieuse et être simplement due à l'omission de facteurs communs (par définition, ces facteurs ont un impact à la fois sur le SSE et sur la santé, si bien que si l'on oublie d'en tenir compte, on observera une corrélation entre les variables de SSE et de santé sans qu'il y ait un quelconque lien de causalité entre elles ; la préférence pour le présent des individus est un facteur commun potentiel).

Dans le contexte du vieillissement des populations à l'œuvre dans les pays développés et des débats relatifs à l'augmentation de l'âge du départ à la retraite, des travaux récents ont examiné l'évolution des inégalités sociales de santé au cours de la vie³. Les données américaines de la *National Health Interview Survey* (NHIS) entre 1986 et 2001 ont permis de mettre en évidence une corrélation positive et significative entre éducation et revenu d'une part, et santé d'autre part, à tous les âges de la vie. De plus, la corrélation entre revenu et santé augmente avec l'âge, tandis que celle entre éducation et santé diminue⁴. À partir de données de plusieurs sources pour 11 pays européens (pour la France, la source est l'*European Community Household Panel* de 1994-2001), Van Kippersluis et coll. ont étudié l'évolution des inégalités revenu-santé, en calculant l'indice de concentration à différents âges. Ils montrent que, dans la plupart des 11 pays étudiés, ces inégalités n'augmentent pas au cours de la vie en Europe. Cependant, une telle

augmentation est observée en Grande-Bretagne, en Allemagne et en France⁵.

Dans cet article, nous souhaitons décrire l'évolution de l'association entre SSE et santé au cours de la vie en France. Pour cela, nous utilisons les données de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS) entre 2004 et 2012, en nous concentrant sur les individus âgés de 20 à 65 ans. Nos variables d'intérêt sont le niveau d'éducation, le revenu et la santé subjective. Nos régressions permettent de tenir compte de la possible évolution de la relation entre SSE et santé avec l'âge. En outre, nous distinguons les effets d'âge d'éventuels effets de cohorte et tenons compte de différentes variables d'ajustement.

Notre étude se différencie de celle de Van Kippersluis et coll.⁵ de plusieurs manières. En premier lieu, nous mobilisons des données plus récentes. Ensuite, nous examinons le gradient éducation-santé en plus du gradient revenu-santé, quand ces auteurs se concentrent exclusivement sur la relation revenu-santé. Étant donné l'évolution différenciée du gradient d'éducation et du gradient de revenu au fil de la vie mise en lumière par Deaton et Case pour les États-Unis⁴, cet ajout nous semble important. Enfin, du point de vue méthodologique, nous nous intéressons à l'évolution des inégalités sociales de santé selon l'âge, en quantifiant la corrélation entre SSE et santé à différents âges, à la manière de ce que font Deaton et Case (alors que Van Kippersluis et coll. utilisent une méthode différente, en estimant un indice de concentration revenu-santé à différents âges).

Méthodes

Les données proviennent des ESPS de 2004, 2006, 2008, 2010 et 2012. L'ESPS est mise en œuvre par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) et la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CnamTS). L'enquête est représentative d'environ 97% de la population vivant en France métropolitaine. Ces données ont déjà été utilisées pour étudier les inégalités sociales de santé⁶, mais pas leur évolution selon l'âge, à notre connaissance.

Notre analyse porte sur les personnes âgées de 20 à 65 ans. Nous n'avons pas retenu les plus de 65 ans, pour limiter le problème de sélection d'échantillon lié à la mortalité : en effet, comme ce sont les individus les plus défavorisés qui meurent les plus jeunes,

on risque d'autant plus de sous-estimer la corrélation entre SSE et santé que l'on s'intéresse à des individus âgés. Le choix d'arrêter notre échantillon à 65 ans est quelque peu arbitraire cependant, et une autre limite d'âge aurait pu être utilisée. Au total, notre échantillon comprend environ 40 000 individus.

La variable expliquée provient de la question de santé subjective suivante : « *Comment est votre état de santé général ? Très bon, Bon, Assez bon, Mauvais, Très mauvais* ». Plus précisément, nous utilisons une variable dichotomique qui est égale à 1 lorsque la santé est au moins bonne, et 0 sinon.

Nous utilisons plusieurs variables de SSE. La première est une variable dichotomique qui indique que l'individu a un niveau d'éducation inférieur ou égal au baccalauréat (« éducation faible ») ou supérieur (« éducation élevée »). Dans nos régressions, le niveau d'éducation faible sert de catégorie de référence. La deuxième variable de SSE est le logarithme du revenu mensuel. Les données originales contiennent pour chaque ménage un revenu annuel exact ou en tranches, selon les vagues et selon la préférence du répondant pour indiquer son revenu exact ou non. Nous utilisons le revenu exact lorsqu'il est disponible et le milieu empirique de la tranche sinon. Ces revenus sont ajustés par un indice de prix (avec une base 100 en 2005) pour corriger de l'inflation. Enfin, pour les besoins de la figure 2, nous utilisons une variable dichotomique qui indique que le revenu du ménage est strictement inférieur au revenu médian (« revenu faible ») ou supérieur ou égal au revenu médian (« revenu élevé »).

Notre objectif principal étant d'analyser l'évolution de la corrélation entre SSE et santé avec l'âge, il est important de tenir compte des cohortes auxquelles appartiennent les individus, afin de ne pas confondre « effet d'âge » et « effet de cohorte ». Par conséquent, nous incluons systématiquement une série de variables dichotomiques pour les cohortes dans nos régressions (individus nés avant 1944, en 1945-1949, 1950-1954, 1955-1959, 1960-1964, 1965-1969, 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984 et après 1985).

En outre, nos modèles incluent aussi les variables de contrôle suivantes : un ensemble de variables dichotomiques pour chaque âge, une variable indicatrice pour le sexe de l'individu, le logarithme de la taille du ménage et des variables dichotomiques pour la région de résidence et pour l'année de l'enquête. Notez que nous choisissons de ne pas ajuster nos modèles pour le type d'emploi ou la profession, car ces variables sont potentiellement fortement corrélées à nos variables explicatives d'intérêt (le niveau d'éducation et le revenu).

L'analyse statistique est réalisée avec le logiciel Stata® 12. Nous estimons d'abord des modèles linéaires de probabilité, puis des modèles logistiques (nous présentons alors les odds ratio). Ces deux modèles reposent sur des hypothèses différentes concernant la distribution de la variable dépendante conditionnellement aux variables explicatives (dans le modèle linéaire de probabilité, la distribution est

une loi normale, tandis que dans le logit, il s'agit d'une loi de Bernoulli). Ainsi, ces deux modèles nous semblent complémentaires, et les utiliser tous deux nous permet de tester la robustesse de nos résultats.

Deux approches sont mises en œuvre. Dans la première, la santé est régressée sur le SSE et les variables de contrôle, afin d'examiner le rôle du SSE sur la santé. On s'attend à trouver une association positive entre le SSE et la santé. Dans la seconde, on ajoute des termes d'interaction entre le SSE et le groupe d'âge de l'individu, afin d'étudier le changement de l'association entre SSE et santé selon l'âge. Ces groupes d'âge sont les suivants : 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54 (catégorie de référence), 55-59 et 60-65 ans. Par exemple, si dans le modèle linéaire le terme d'interaction entre le SSE et le groupe d'âge 20-24 ans est négatif et significatif, alors la corrélation entre le SSE et l'état de santé est significativement plus faible à 20-24 ans qu'à 50-54 ans.

Résultats

Statistiques descriptives

Dans notre échantillon de 40 250 individus, 76,8% se déclarent en bonne santé et 47,8% ont un niveau d'éducation supérieur au baccalauréat. Le revenu médian est de 2 206,3 euros et le revenu moyen de 2 437,5 euros (le logarithme du revenu est égal à 7,63 en moyenne). Les personnes ont en moyenne 42,7 ans et 51,8% d'entre elles sont des femmes. Enfin, les ménages comptent 3,1 membres en moyenne (le logarithme de la taille du ménage vaut 1,0).

Les figures 1 et 2 représentent la santé en fonction de l'âge, selon le niveau d'éducation ou de revenu. Dans les deux figures, les courbes ont une pente négative, ce qui indique que la probabilité d'être en bonne santé diminue avec l'âge. En outre, la courbe correspondant au SSE faible est au-dessous de la courbe correspondant au SSE élevé, ce qui pourrait signifier que le SSE joue un rôle protecteur sur la santé. Ainsi, l'état de santé des individus avec un niveau d'éducation faible à l'âge de 40 ans est approximativement le même que celui des individus avec un niveau d'éducation élevé à 55 ans. Enfin, dans les deux figures, la dégradation de la santé pour les individus de SSE faible semble plus rapide que celle des individus de SSE élevé, entre 20 et 50-55 ans. Cela implique que l'écart entre les courbes augmente avec l'âge avant 50-55 ans, ce qui est le signe d'un creusement des inégalités. Au contraire, après 50-55 ans, les inégalités semblent stables voire diminuer.

L'évolution du gradient avec l'âge, toutes choses égales par ailleurs

Nous vérifions ces observations à l'aide des régressions qui incluent plusieurs variables de contrôle. Le tableau 1 présente les résultats du modèle linéaire. Dans les colonnes (1) et (2), la variable explicative d'intérêt est le niveau d'éducation. La colonne (1) montre que l'éducation est significativement associée

Figure 1

Évolution de la santé perçue selon le niveau d'éducation et l'âge (Enquête sur la santé et la protection sociale, France, 2004-2012)

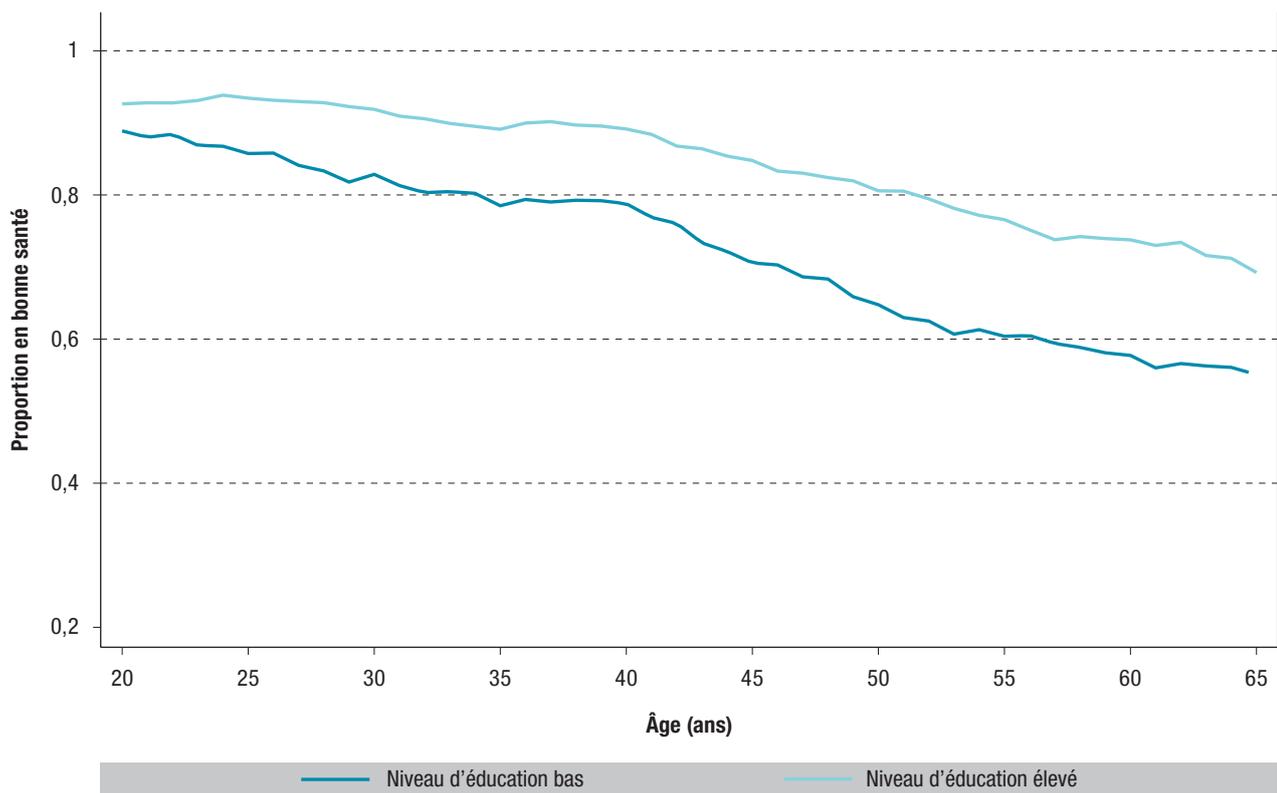
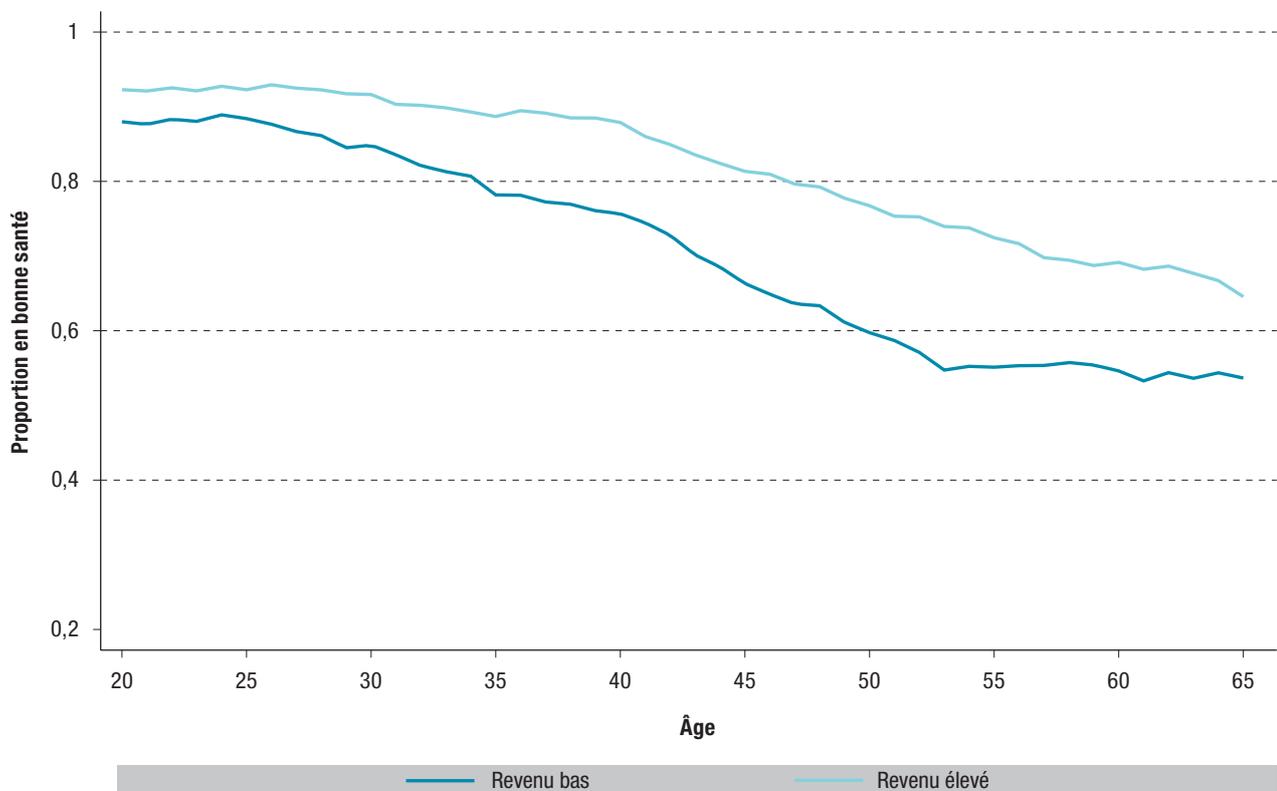


Figure 2

Évolution de la santé perçue selon le niveau de revenu et l'âge (Enquête sur la santé et la protection sociale, France, 2004-2012)



à la santé : ainsi, avoir un niveau d'études supérieur au baccalauréat augmente la probabilité d'être en bonne santé subjective de 12,4 points de pourcentage.

Dans la colonne (2), pour les groupes d'âge allant de 20 à 49 ans, les termes d'interaction entre éducation et âge sont négatifs et significatifs et diminuent

Tableau 1

Relation santé perçue - facteurs socioéconomiques. Résultats du modèle linéaire (Enquête sur la santé et la protection sociale, France, 2004-2012)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Modèle	Linéaire	Linéaire	Linéaire	Linéaire	Linéaire	Linéaire
Éducation élevée	0,124*** (0,004)	0,174*** (0,011)			0,078*** (0,004)	0,103*** (0,012)
Éducation élevée * Âge 20-24 ans		-0,122*** (0,017)				-0,056*** (0,018)
Éducation élevée * Âge 25-29 ans		-0,081*** (0,017)				-0,042** (0,019)
Éducation élevée * Âge 30-34 ans		-0,061*** (0,016)				-0,021 (0,018)
Éducation élevée * Âge 35-39 ans		-0,056*** (0,016)				-0,026 (0,018)
Éducation élevée * Âge 40-44 ans		-0,065*** (0,015)				-0,044*** (0,017)
Éducation élevée * Âge 45-49 ans		-0,040*** (0,015)				-0,026 (0,017)
Éducation élevée * Âge 50-54 ans		Référence				Référence
Éducation élevée * Âge 55-59 ans		-0,030* (0,016)				-0,015 (0,018)
Éducation élevée * Âge 60-65 ans		-0,020 (0,016)				-0,021 (0,018)
Ln(revenu)			0,140*** (0,004)	0,198*** (0,009)	0,118*** (0,004)	0,167*** (0,010)
Ln(revenu) * Âge 20-24 ans				-0,150*** (0,013)		-0,130*** (0,014)
Ln(revenu) * Âge 25-29 ans				-0,121*** (0,014)		-0,106*** (0,015)
Ln(revenu) * Âge 30-34 ans				-0,082*** (0,014)		-0,072*** (0,015)
Ln(revenu) * Âge 35-39 ans				-0,057*** (0,014)		-0,048*** (0,015)
Ln(revenu) * Âge 40-44 ans				-0,046*** (0,013)		-0,034** (0,014)
Ln(revenu) * Âge 45-49 ans				-0,024* (0,013)		-0,014 (0,014)
Ln(revenu) * Âge 50-54 ans				Référence		Référence
Ln(revenu) * Âge 55-59 ans				-0,031** (0,013)		-0,027* (0,014)
Ln(revenu) * Âge 60-65 ans				-0,034** (0,013)		-0,028* (0,014)
Femme	-0,040*** (0,004)	-0,038*** (0,004)	-0,027*** (0,004)	-0,027*** (0,004)	-0,031*** (0,004)	-0,031*** (0,004)
Ln(nombre de membres du ménage)	0,029*** (0,004)	0,028*** (0,004)	-0,034*** (0,005)	-0,034*** (0,005)	-0,023*** (0,005)	-0,023*** (0,005)
Observations	45 809	45 809	40 967	40 967	40 250	40 250

Notes. Les modèles incluent des variables dichotomiques pour chaque âge, cohorte, région de résidence et année d'enquête. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Seuils de significativité du test de rejet de l'hypothèse de nullité du coefficient : *** 1%, ** 5%, * 10%.

généralement en valeur absolue avec l'âge. Cela suggère que l'association entre éducation et santé subjective se renforce progressivement. Ensuite, pour les groupes d'âge entre 55 et 65 ans, les deux termes d'interaction sont négatifs, mais un seul est significatif, ce qui implique que l'association entre éducation et santé diminue ou reste stable avec l'âge au-delà de 55 ans.

Dans les colonnes (3) et (4), nous utilisons le logarithme du revenu comme mesure du SSE. La taille de l'échantillon est plus faible que dans les colonnes (1) et (2), du fait d'un certain nombre de valeurs manquantes dans la déclaration du revenu. La colonne (3) souligne une association positive entre le logarithme du revenu et l'état de santé : lorsque le revenu est multiplié par 2,7, la probabilité que l'individu se déclare en bonne santé subjective augmente de 14,0 points de pourcentage en moyenne. La colonne (4) suggère que l'association entre revenu et santé subjective se renforce avec l'âge entre 20 et 54 ans, puis diminue entre 55 et 65 ans.

Dans les colonnes (5) et (6), nous incluons à la fois l'éducation et le revenu. La colonne (5) souligne que ces deux variables conservent leur effet significatif. Cependant, le coefficient de l'éducation dans la colonne (5) est plus faible que dans la colonne (1), ce qui indique que le revenu est un facteur de confusion dans l'association entre éducation et santé perçue. De même, la comparaison des colonnes (3) et (5) montre que l'éducation est un facteur de confusion dans la corrélation entre revenu et santé.

Dans la colonne (6), les termes d'interaction entre éducation et groupe d'âge sont moins souvent significatifs que dans la colonne (2), ce qui pointe à nouveau vers le rôle du revenu comme facteur de confusion. En revanche, les termes d'interaction entre revenu et âge restent généralement significatifs et on observe un renforcement du gradient de revenu entre 20 et 44 ans, suivi d'une période de stabilité du gradient entre 45 et 54 ans et d'une baisse au-delà de 55 ans.

Le bas du tableau 1 met en évidence que les femmes sont moins susceptibles de se déclarer en bonne santé que les hommes. Lorsque l'on tient seulement compte du niveau d'éducation (colonnes (1) et (2)), le nombre de membres du ménage est positivement associé à l'état de santé. Par opposition, dès lors que l'on contrôle pour le niveau de revenu (colonnes (3) à (6)), le nombre de membres du ménage est négativement corrélé à la santé. Cela résulte de la corrélation positive entre le revenu et la taille du ménage (les ménages les plus grands sont plus riches en moyenne) ; ainsi, dans les colonnes (1) et (2), il est probable que le coefficient de la taille de ménage capte en partie l'effet du revenu.

Dans le tableau 2, nous refaisons notre analyse, mais en utilisant un modèle logit au lieu d'un modèle linéaire (le tableau contient les odds ratios). La colonne (1) souligne qu'un individu avec un niveau d'éducation élevé a 2,1 plus de chances de se déclarer en bonne santé qu'un individu avec un niveau d'éducation faible. Dans la colonne (2), on observe que le ratio des chances d'être en bonne santé entre individus

avec un niveau d'éducation faible ou élevé est plus faible à 20-24 ans qu'à 50-54 ans. Ainsi, les inégalités éducation-santé sont plus faibles au tout début de l'âge adulte. Ensuite, les inégalités restent constantes entre 25 et 54 ans. Enfin, elles décroissent après 55 ans. La colonne (3) montre qu'un accroissement unitaire du log du revenu (c'est-à-dire une multiplication du revenu par 2,7) entraîne une multiplication de 2,2 de la probabilité d'être en bonne santé. Les colonnes (4) et (6) suggèrent une hausse des inégalités revenu-santé entre 20 et 29 ans, suivie d'une stabilisation entre 30 et 54 ans, puis d'une baisse des inégalités (entre 55 et 65 ans).

Au final, le modèle linéaire et le modèle logit soulignent tous deux que dans l'analyse du gradient éducation-santé, le revenu est un facteur de confusion. Ces modèles décrivent des trajectoires du gradient revenu-santé selon l'âge assez proches, mais toutefois différentes : le modèle linéaire montre une hausse des disparités entre 20 et 44 ans, suivie d'une courte période de stabilité entre 45 et 55 ans, puis d'une baisse après 55 ans (tableau 1, colonne (6)), alors que le modèle logit met en évidence une hausse des inégalités seulement entre 20 et 29 ans, suivie d'une plus longue période de stabilité entre 30 et 54 ans, et enfin d'une baisse après 55 ans (tableau 2, colonne (6)).

Le tableau 3 contient les résultats des modèles linéaires et logit estimés séparément pour les femmes et les hommes. Pour des raisons de multi-colinéarité, nous incluons soit les variables d'éducation soit les variables de revenu comme variables explicatives (mais pas les deux types de variables à la fois) pour ces échantillons de plus petite taille.

Nous nous intéressons d'abord à l'effet de l'éducation, dans les colonnes (1), (3), (5) et (7). Les modèles linéaires montrent plutôt une hausse de l'effet de l'éducation, suivie d'une stabilité ou d'une baisse, pour les femmes et les hommes (colonnes (1) et (5)). Ce résultat fait écho à celui de l'échantillon complet (tableau 1, colonne (2)). Le modèle logit pour les femmes souligne une certaine stabilité du gradient d'éducation, suivie d'une baisse entre 40 et 49 ans, d'une hausse vers 50-54 ans, puis d'une nouvelle baisse au-delà de 55 ans (colonne (3)). Chez les hommes, le modèle logit donne à voir une forte stabilité du gradient d'éducation (colonne (7)).

Les résultats sur l'éducation des modèles linéaires et les modèles logit sont donc relativement différents, avec dans les modèles linéaires une hausse claire du gradient et, dans les modèles logit, une plus grande stabilité du gradient (au moins chez les hommes) avant 55 ans. Toutefois, cette différence entre modèles s'observe déjà dans l'échantillon complet (comparer le tableau 1, colonne (2), avec le tableau 2, colonne (2)) et s'explique par les hypothèses de distribution conditionnelle des variables dépendantes dans les modèles.

En ce qui concerne le revenu, les modèles linéaires suggèrent plutôt une hausse du rôle du revenu, suivie d'une stabilité ou d'une baisse, pour les femmes et

Tableau 2

Relation santé perçue - facteurs socioéconomiques. Résultats du modèle logit (Enquête sur la santé et la protection sociale, France, 2004-2012)

Modèle	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Logit	Logit	Logit	Logit	Logit	Logit
Éducation élevée	2,153*** (0,054)	2,376*** (0,150)			1,667*** (0,047)	1,736*** (0,124)
Éducation élevée * Âge 20-24 ans		0,809* (0,103)				1,037 (0,146)
Éducation élevée * Âge 25-29 ans		1,022 (0,124)				1,066 (0,142)
Éducation élevée * Âge 30-34 ans		1,034 (0,109)				1,148 (0,134)
Éducation élevée * Âge 35-39 ans		1,028 (0,105)				1,092 (0,124)
Éducation élevée * Âge 40-44 ans		0,858 (0,081)				0,893 (0,094)
Éducation élevée * Âge 45-49 ans		0,877 (0,080)				0,914 (0,094)
Éducation élevée * Âge 50-54 ans		Référence				Référence
Éducation élevée * Âge 55-59 ans		0,808** (0,073)				0,880 (0,091)
Éducation élevée * Âge 60-65 ans		0,830** (0,075)				0,830* (0,086)
Ln(revenu)			2,290*** (0,050)	2,649*** (0,142)	2,028*** (0,047)	2,289*** (0,130)
Ln(revenu) * Âge 20-24 ans				0,634*** (0,059)		0,665*** (0,066)
Ln(revenu) * Âge 25-29 ans				0,751*** (0,074)		0,770** (0,080)
Ln(revenu) * Âge 30-34 ans				0,867 (0,077)		0,872 (0,081)
Ln(revenu) * Âge 35-39 ans				0,983 (0,085)		1,004 (0,091)
Ln(revenu) * Âge 40-44 ans				0,948 (0,076)		0,979 (0,083)
Ln(revenu) * Âge 45-49 ans				0,945 (0,073)		0,979 (0,079)
Ln(revenu) * Âge 50-54 ans				Référence		Référence
Ln(revenu) * Âge 55-59 ans				0,804*** (0,059)		0,828** (0,065)
Ln(revenu) * Âge 60-65 ans				0,784*** (0,060)		0,814** (0,066)
Femme	0,792*** (0,019)	0,790*** (0,019)	0,845*** (0,021)	0,844*** (0,021)	0,824*** (0,021)	0,821*** (0,021)
Ln(nombre de membres du ménage)	1,177*** (0,032)	1,181*** (0,033)	0,805*** (0,025)	0,800*** (0,024)	0,860*** (0,027)	0,858*** (0,027)
Observations	45 809	45 809	40 967	40 967	40 250	40 250

Notes. Les modèles incluent des variables dichotomiques pour chaque âge, cohorte, région de résidence et année d'enquête. Le tableau contient les odds ratios. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Seuils de significativité du test de rejet de l'hypothèse de nullité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 3

Relation santé perçue - facteurs socioéconomiques. Résultats des modèles linéaire et logit par genre (Enquête sur la santé et la protection sociale, France, 2004-2012)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Modèle	Linéaire	Linéaire	Logit	Logit	Linéaire	Linéaire	Logit	Logit
Échantillon	Femmes	Femmes	Femmes	Femmes	Hommes	Hommes	Hommes	Hommes
Éducation élevée	0,188*** (0,015)		2,473*** (0,211)		0,158*** (0,015)		2,251*** (0,211)	
Éducation élevée * Âge 20-24 ans	-0,125*** (0,025)		0,780 (0,132)		-0,115*** (0,023)		0,965 (0,192)	
Éducation élevée * Âge 25-29 ans	-0,103*** (0,025)		0,838 (0,136)		-0,056** (0,024)		1,439* (0,276)	
Éducation élevée * Âge 30-34 ans	-0,075*** (0,023)		0,930 (0,131)		-0,047** (0,023)		1,205 (0,193)	
Éducation élevée * Âge 35-39 ans	-0,050** (0,023)		1,039 (0,141)		-0,059*** (0,022)		1,043 (0,162)	
Éducation élevée * Âge 40-44 ans	-0,083*** (0,022)		0,751** (0,093)		-0,041* (0,021)		1,099 (0,162)	
Éducation élevée * Âge 45-49 ans	-0,059*** (0,022)		0,787** (0,095)		-0,017 (0,022)		1,045 (0,147)	
Éducation élevée * Âge 50-54 ans	Référence		Référence		Référence		Référence	
Éducation élevée * Âge 55-59 ans	-0,035 (0,023)		0,812* (0,101)		-0,024 (0,023)		0,820 (0,108)	
Éducation élevée * Âge 60-65 ans	-0,048** (0,023)		0,748** (0,093)		0,008 (0,023)		0,942 (0,125)	
Ln(revenu)		0,199*** (0,013)		2,589*** (0,187)		0,196*** (0,013)		2,747*** (0,221)
Ln(revenu) * Âge 20-24 ans		-0,143*** (0,019)		0,644*** (0,079)		-0,160*** (0,018)		0,592*** (0,088)
Ln(revenu) * Âge 25-29 ans		-0,111*** (0,020)		0,784* (0,101)		-0,136*** (0,021)		0,684** (0,107)
Ln(revenu) * Âge 30-34 ans		-0,067*** (0,020)		0,959 (0,114)		-0,102*** (0,020)		0,752** (0,101)
Ln(revenu) * Âge 35-39 ans		-0,050** (0,019)		0,994 (0,116)		-0,065*** (0,019)		0,963 (0,125)
Ln(revenu) * Âge 40-44 ans		-0,065*** (0,018)		0,813* (0,086)		-0,026 (0,019)		1,171 (0,147)
Ln(revenu) * Âge 45-49 ans		-0,011 (0,018)		1,011 (0,106)		-0,039** (0,019)		0,866 (0,100)
Ln(revenu) * Âge 50-54 ans		Référence		Référence		Référence		Référence
Ln(revenu) * Âge 55-59 ans		-0,032* (0,018)		0,817** (0,082)		-0,028 (0,018)		0,795** (0,087)
Ln(revenu) * Âge 60-65 ans		-0,038** (0,019)		0,785** (0,082)		-0,029 (0,019)		0,779** (0,089)
Ln(nombre de membres du ménage)	0,036*** (0,007)	-0,032*** (0,007)	1,235*** (0,048)	0,825*** (0,036)	0,021*** (0,006)	-0,035*** (0,007)	1,150*** (0,046)	0,780*** (0,034)
Observations	23 752	21 194	23 752	21 194	22 057	19 773	22 057	19 773

Notes. Les modèles incluent des variables dichotomiques pour chaque âge, cohorte, région de résidence et année d'enquête. Les colonnes (3), (4), (7), et (8) contiennent des odds ratios. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Seuils de significativité du test de rejet de l'hypothèse de nullité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

les hommes (colonnes (2) et (6)). Les modèles logit montrent quant à eux plutôt une hausse du rôle du revenu au début de l'âge adulte, suivie d'une stabilité puis d'une baisse au-delà de 55 ans (colonnes (4) et (8)). Ainsi, les résultats concernant l'effet du revenu par genre sont dans la droite ligne des estimations pour l'échantillon complet.

Au final, il semble donc que le gradient revenu-santé suive des trajectoires assez proches chez les femmes et les hommes.

Discussion-conclusion

Cette étude s'appuie sur les données des vagues 2004 à 2012 de l'enquête ESPS pour examiner la corrélation entre le SSE (mesuré par le niveau d'éducation de l'individu et le revenu du ménage) et l'état de santé perçu, et l'évolution de cette corrélation selon l'âge, en France. Nous utilisons des modèles linéaires et logit pour quantifier ces associations. Les résultats indiquent que l'éducation et le revenu sont positivement associés à la santé. De plus, les modèles linéaires révèlent que la corrélation entre le revenu et la santé se renforce entre 20 et 44 ans, puis se stabilise entre 45 et 54 ans, et finalement décroît au-delà de 55 ans. Les modèles logit mènent à une conclusion assez proche, en soulignant une hausse du gradient entre 20 et 29 ans, suivie d'une stabilité entre 30 et 54 ans, et finalement d'une baisse au-delà de 55 ans.

Certains choix relatifs à la modélisation et à l'échantillon sont sujets à discussion. En premier lieu, dans nos régressions, nous n'utilisons pas de pondérations. Cependant, les résultats qui utilisent les pondérations sont tout à fait comparables. En deuxième lieu, nous employons parfois un modèle linéaire pour expliquer une variable de santé dichotomique. En théorie, cette approche pose problème puisque les probabilités prédites d'être en bonne santé pourraient sortir de l'intervalle [0,1]. Toutefois, en pratique, les probabilités prédites ne sortent généralement pas de l'intervalle. Par exemple, pour le modèle du tableau 1, colonne (6), plus de 96% des probabilités prédites sont bien dans l'intervalle [0,1]. En troisième lieu, dans tous nos modèles, nous log-transformons le revenu, comme dans beaucoup de travaux d'économie de la santé sur le gradient⁴. Il est possible de modéliser l'effet du revenu de façon plus fine, en utilisant des « *splines* » ou des polynômes fractionnaires. Les « *splines* » permettent un ajustement local aux données observées, qui a l'avantage de la flexibilité. En revanche, le choix des points de coupures (nœuds) est quelque peu arbitraire. Quant aux polynômes fractionnaires, ils permettent de mettre en œuvre un ajustement global. Toutefois, cette méthode manque de flexibilité⁷.

En ce qui concerne l'échantillon, on observe que, parmi les individus pour lesquels les variables de contrôle et la variable d'éducation ne sont pas manquantes, environ 12% des individus ne déclarent pas leur revenu. Cela se traduit dans le tableau 1 par une baisse de la taille de l'échantillon entre les colonnes (1)-(2) d'une part

et (3)-(6) d'autre part. Dans une analyse dont les résultats ne sont pas présentés ici, nous observons que les individus qui ne déclarent par leur revenu sont légèrement plus âgés et vivent dans des ménages de plus grande taille que les individus qui déclarent leur revenu. En revanche, ces personnes sont similaires aux autres en ce qui concerne le genre, l'état de santé, et le niveau d'éducation. En outre, lorsque l'on estime le gradient éducation-santé, le choix de l'échantillon (qui peut inclure les individus qui ne déclarent pas leur niveau de revenu, ou les exclure) ne modifie pas nos conclusions sur l'évolution du gradient.

La description de l'évolution du gradient revenu-santé que nous proposons pour la France est assez similaire à celle faite par Van Kippersluis et coll. pour la France à partir de données plus anciennes⁵, mais aussi à celle de Deaton et Case pour les États-Unis⁴. En effet, dans l'article de Van Kippersluis et coll., l'indice de concentration (revenu-santé) se renforce avec l'âge jusqu'à 50 ans. En revanche, alors que Deaton et Case montrent que l'association entre éducation et santé diminue progressivement au fil de la vie aux États-Unis, nos résultats suggèrent que cette corrélation ne décroît pas entre 20 et 54 ans et qu'il est possible qu'elle baisse après 55 ans (plus précisément, les modèles du tableau 1, colonne (2), et du tableau 2, colonnes (2) et (6), indiquent une baisse après 55 ans).

Des travaux récents ont souligné, à partir des données d'ESPS également, l'existence d'un gradient entre le revenu familial et la santé (subjective) des enfants, ainsi que la possible augmentation de ce gradient au cours de l'enfance et de l'adolescence^{8,9}. Ainsi, la hausse des disparités entre le revenu et la santé que nous observons ici après 20 ans s'inscrit dans la continuité de la hausse déjà suggérée chez les enfants et les adolescents.

En outre, la hausse des inégalités revenu-santé (pour les 20-44 ans dans le modèle linéaire, pour les 20-29 ans dans le modèle logit) est due à la dégradation plus rapide de l'état de santé chez les individus de faible revenu, comme le montre la figure 2. Cette baisse plus rapide pourrait être liée aux styles de vie d'une part et aux conditions de travail d'autre part. En ce qui concerne les styles de vie, la moindre qualité de l'alimentation, la plus forte consommation de tabac et d'alcool pourraient jouer un rôle. De plus, si les individus de niveau d'éducation et de revenu faibles sont davantage susceptibles d'avoir une profession manuelle, la pénibilité du travail pourrait engendrer une dégradation plus rapide de l'état de santé, et donc une hausse du gradient⁴. Tant les styles de vie que les conditions de travail pourraient avoir un effet cumulatif au cours de la vie.

La stabilisation des inégalités pourrait signifier que les chocs de santé (par exemple sous forme de nouvelles maladies chroniques) qui surviennent au-delà d'un certain âge touchent tous les individus indépendamment de leur revenu, expliquant ainsi la stabilité du gradient. Finalement, la baisse des inégalités après 55 ans pourrait être liée à la surmortalité des individus de faible revenu.

Notre étude ouvre plusieurs pistes de recherches pour de futurs travaux. En premier lieu, notre article se penche sur la relation entre SSE et santé perçue selon l'âge. Une question liée est celle du changement d'effet du SSE sur la santé entre cohortes. Nous avons ré-estimé nos modèles en incluant, en plus des termes d'interaction entre SSE et âge, des termes d'interaction entre SSE et cohorte (résultats non rapportés). Nous avons alors continué d'observer une hausse, puis une stabilisation et enfin une baisse du gradient de revenu selon l'âge, et nous avons également trouvé que l'association entre SSE et santé ne dépend pas de la cohorte. Cette investigation pourrait être poussée plus avant, en utilisant par exemple des modèles âge-cohorte-période¹⁰.

En deuxième lieu, notre article se concentre sur deux variables de SSE et une variable d'état de santé, et il serait intéressant de refaire l'analyse en utilisant d'autres variables de SSE et de santé afin de tester la robustesse des résultats. En ce qui concerne le SSE, on pense en particulier au travail manuel et à la profession. Pour la santé, il serait intéressant de se pencher sur les maladies déclarées et des scores de santé « objectifs » (qui sont moins susceptibles de souffrir de biais de déclaration que la santé perçue).

De plus, il serait pertinent de tenter de comprendre les raisons de l'évolution des disparités revenu-santé au cours du cycle de vie, en prêtant attention aux styles de vie, aux conditions de travail et aux chocs de santé.

Finalement, notre étude se concentre sur des caractéristiques sociales individuelles et familiales (niveau d'études, niveau de revenu), mais des approches complémentaires qui tiendraient compte non seulement de ces caractéristiques mais aussi du contexte de résidence des individus (au niveau du quartier, de la commune, de la ville et du département), sont sans doute indispensables. En effet, ces analyses permettraient de distinguer le rôle des déterminants individuels et familiaux de celui des caractéristiques de l'environnement de vie. Si les travaux internationaux sur le contexte sont nombreux, ils restent pour le moment rares en France. Du point de vue des politiques publiques, ces travaux montrent que la maîtrise des inégalités sociales de santé passe non seulement par des politiques de santé, mais aussi par des politiques de logement et d'emploi. En outre, ils soulignent l'intérêt et l'efficacité de l'action politique territoriale ou locale^{11,12}. ■

Remerciements

Les données des ESPS ont été fournies par l'Irdes. Les calculs, analyses et interprétations présentés dans l'article n'engagent que l'auteur. L'auteur remercie le comité éditorial, les deux référés anonymes, Pierre-Yves Geoffard (PSE-CNRS) et Thierry Rochereau (Irdes), pour des discussions et des commentaires.

Références

- [1] Blanpain N. L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent. *Insee Première*. 2011;(1372). http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?ref_id=ip1372
- [2] Berchet C, Jusot F. Inégalités de santé liées à l'immigration et capital social : une analyse en décomposition. *Économie Publique*. 2009;(24-25):73-100. <http://economiepublique.revues.org/8484>
- [3] Apouey BH. On measuring and explaining socioeconomic polarization in health with an application to French data. *Review of Income and Wealth*. 2010;56(1):141-70.
- [4] Deaton A, Case A. Broken down by work and sex: How our health declines. *Analyses in the Economics of Aging*. University of Chicago Press; 2005. <http://www.nber.org/chapters/c10361.pdf>
- [5] Van Kippersluis H, Van Ourti T, O'Donnell O, Van Doorslaer E. Health and income across the life cycle and generations in Europe. *J Health Econ*. 2009;28(4):818-30.
- [6] Cambois E, Jusot F. Contribution of lifelong adverse experiences to social health inequalities: Findings from a population survey in France. *Eur J Public Health*. 2011;21(5):667-73.
- [7] Bouyer J. Régression logistique - Modélisation des variables quantitatives. HAL Archives Ouvertes. 2013. <http://cel.archives-ouvertes.fr/cel-00794996/document>
- [8] Apouey BH, Geoffard PY. Child health and access to health care in France: Evidence on the role of family income. *Rev Epidémiol Santé Publique*. 2014;62(3):179-90.
- [9] Apouey BH, Geoffard PY. Le gradient et la transmission intergénérationnelle de la santé pendant l'enfance. *Économie et Statistique*. 2015;(475-476):113-33. http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=0&id=4635
- [10] Cartensen B. Age-period-cohort models for the Lexis diagram. *Stat Med*. 2007;26(15):3018-45.
- [11] Cadot E, Martin J, Chauvin P. Inégalités sociales et territoriales de santé : l'exemple de l'obésité dans la cohorte SIRS, agglomération parisienne, 2005. *Bull Epidémiol Hebd*. 2011;(8-9):88-91. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=9264
- [12] Chauvin P, Lebas J. Inégalités et disparités sociales de santé en France. In: Bourdillon F, Brucker G, Tabuteau D, eds. *Traité de santé publique*. Paris: Flammarion; 2007. pp. 331-41.

Citer cet article

Apouey BH. Les disparités sociales de santé perçue au cours de la vie : le cas de la France (2004-2012). *Bull Epidémiol Hebd*. 2015;(24-25):456-65. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/24-25/2015_24-25_3.html

SCORE DE QUALITÉ NUTRITIONNELLE DES ALIMENTS DE LA FOOD STANDARDS AGENCY APPLIQUÉ AUX CONSOMMATIONS ALIMENTAIRES INDIVIDUELLES DES ADULTES EN FRANCE

// APPLICATION OF THE FOOD STANDARDS AGENCY NUTRIENT PROFILING SYSTEM TO INDIVIDUAL DIET IN FRENCH ADULTS

Valérie Deschamps¹ (valerie.deschamps@univ-paris13.fr), Chantal Julia^{2,3}, Benoît Salanave¹, Charlotte Verdot¹, Serge Hercberg^{1,2,3}, Katia Castetbon¹

¹ Unité de surveillance périnatale et nutritionnelle (Uspen), Institut de veille sanitaire, Université Paris 13, Centre de recherche en épidémiologie et statistiques, Bobigny, France

² Équipe de recherche en épidémiologie nutritionnelle (Eren), Centre de recherche en épidémiologie et statistiques, UMR Inserm U1153/Inra U1125/Cnam/Université Paris 13, Bobigny, France

³ Département de santé publique, Hôpital Avicenne, Bobigny, France

Soumis le 22.04.2015 // Date of submission: 04.22.2015

Résumé // Abstract

Introduction – En France, la mise en place d'un système d'information nutritionnelle simplifiée basé sur le score de qualité nutritionnelle élaboré au Royaume-Uni par la *Food Standards Agency* (FSA) est actuellement en discussion. Notre objectif était de mesurer la pertinence de l'application du score FSA aux comportements alimentaires individuels afin de quantifier les apports en aliments et en nutriments favorables à la santé ou non chez les adultes en France.

Méthodes – Enquête nationale représentative reposant sur un échantillonnage complexe à trois degrés, l'Étude nationale nutrition santé (ENNS) comportait un recueil de données de consommations alimentaires par trois rappels des 24 heures. Après exclusion des sous-déclarants, les analyses ont porté sur un total de 2 754 adultes (1 014 hommes, 1 740 femmes) âgés de 18 à 74 ans. Le score a été appliqué à l'ensemble des aliments et boissons de l'étude. Un score agrégé au niveau individuel a été calculé en tenant compte de l'énergie apportée par chacun des aliments consommés et de leur score FSA. Les consommations de groupes d'aliments et les apports en nutriments ont été décrits par quartiles de distribution de ce score individuel.

Résultats – Les sujets du 1^{er} quartile (score FSA global plus favorable) consommaient davantage de fruits et légumes (+300 g/jour pour les hommes et +235 g/jour pour les femmes) et de produits de la pêche (+24 g/jour pour les hommes et +8 g/jour pour les femmes) que ceux du 4^e quartile. À l'inverse, ils consommaient moins de produits gras sucrés ou salés (-141 g/jour pour les hommes et -94 g/jour pour les femmes). Ils avaient aussi des apports énergétiques moyens inférieurs (-515 kcal/jour pour les hommes et -306 kcal/jour pour les femmes) et une part des lipides dans l'apport énergétique total (AET) également inférieure (-8% AET pour les deux sexes). Globalement, ils avaient des apports en vitamines et minéraux plus élevés que ceux du 4^e quartile.

Conclusion – Nos analyses, menées sur un échantillon national d'adultes, montrent que le score FSA appliqué aux consommations alimentaires au niveau individuel permet de caractériser la qualité de l'alimentation, en termes de consommations d'aliments et d'apports en nutriments et au regard des recommandations actuelles.

Introduction – In France, using a simplified nutritional information system based on the Nutrient Profiling System of the Food Standards Agency (FSA) is in discussion. Our objective was to measure the efficiency of applying the FSA score to individual dietary behaviors to quantify nutrient and food intakes more or less healthy in adults in France.

Methods – The ENNS survey (National Study on Nutrition and Health) was a national cross-sectional multistage sampling representative survey in 18-74 year-old adults living in mainland France. Food intake was estimated using three 24 h recalls. After excluding under-reporters, the analyses focused on a total of 2,754 adults (1,014 men, 1,740 women) aged 18 to 74 years. Each food was computed for its FSA nutrient profiling system (FSA score). An aggregated score was computed at the individual level using arithmetic energy-weighted means. Nutrient intake and food group consumption were described by quartiles of individual diet FSA score.

Results – In both genders, healthier food intake were observed in the lowest (more favorable FSA score) compared to the highest quartiles: +300 g/day for men and +235 g/day for women for fruit and vegetables, and +24 g/day for men and +8 g/day for women for fish and seafood. Inversely, Higher amounts of consumption were observed for high-fat and sugary or salty foods when quartiles increased (-141 g/day for men and -94 g/day for women). Energy intake (-515 kcal/day for men and -306 kcal/day for women for energy in the 1st compared to the 4th quartile) and percent of total energy intake (EI) from fat (-8% EI in both genders) decreased with decreasing quartiles. Higher mineral and vitamin intakes were observed with decreasing quartiles.

Conclusion – Our results show efficiency of the FSA nutrient profiling system applied to individual diet to identify ranges of healthy diets and compliance with nutritional recommendations in adults in the French context.

Mots-clés : Apports nutritionnels, Consommations alimentaires, Enquête nationale, Recommandations, Score de qualité nutritionnelle

// **Keywords**: Food and nutrient intake, Dietary patterns, National survey, Dietary guidelines, Nutrient Profiling System

Introduction

L'alimentation est impliquée dans l'apparition et le développement de maladies chroniques comme certains cancers, les maladies cardiovasculaires, l'obésité et l'ostéoporose, ou encore de troubles métaboliques comme le diabète de type 2 ou l'hypercholestérolémie¹. Dès 2001, en France, le Programme national nutrition santé (PNNS) a été mis en place, et prolongé depuis, pour améliorer l'état de santé de la population en agissant sur l'un de ses déterminants majeurs : la nutrition. En termes d'alimentation, des repères de consommation de groupes d'aliments ont été diffusés au grand public. La consommation de certains de ces groupes est encouragée (par exemple « Pour votre santé, mangez au moins cinq fruits et légumes par jour ») et, pour d'autres, la consommation doit être limitée (par exemple « Pour votre santé, évitez de manger trop gras, trop sucré, trop salé »).

En complément de ces repères et des actions engagées auprès de la population et des professionnels dans le domaine de l'alimentation, un des moyens d'améliorer la prévention primaire par l'alimentation consisterait à afficher, sur la face avant des emballages alimentaires, une information nutritionnelle simplifiée^{2,3}. Pour ce faire, des systèmes de score de qualité nutritionnelle peuvent être utilisés. Ils consistent à catégoriser l'ensemble des aliments et boissons selon leurs caractéristiques nutritionnelles comme l'apport énergétique, la composition en nutriments, voire en ingrédients, en incluant à la fois des composants « à limiter » (comme les acides gras saturés ou les sucres simples) et d'autres « à favoriser » (comme les fibres). Cette approche a permis l'élaboration de différents systèmes d'ores et déjà utilisés à travers le monde^{4,5}. Parmi ceux développés en Europe, deux sont particulièrement utilisés : l'un pour l'étiquetage des aliments et boissons, comme le système « clé verte » scandinave⁶, et l'autre pour la suppression de la publicité de certains aliments dans les programmes pour enfants (au Royaume-Uni avec le score développé par la *Food Standards Agency*, FSA)⁷.

L'utilisation du score de la FSA est actuellement en discussion en France pour servir de base à la mise en place d'un étiquetage nutritionnel simplifié sur la face avant des emballages². Dans cette perspective, ce score a été appliqué à des tables de composition d'aliments disponibles en France, telles que celle utilisée dans le cadre de la cohorte Nutrinet-Santé⁸, ou aux informations disponibles sur les emballages de céréales⁹. Ces analyses ont permis de montrer la capacité du score FSA à différencier la qualité

nutritionnelle des produits alimentaires disponibles en France, entre les groupes alimentaires, au sein d'un même groupe ou pour des produits similaires de marques différentes.

Une étape importante du processus de validation du score FSA en France consiste à tester dans quelle mesure son application au niveau des consommations individuelles permettrait d'identifier des consommations alimentaires favorables à la santé¹⁰. Pour cela, son application à des données de consommations individuelles sur un échantillon aléatoire à visée représentative de la population française est nécessaire. Les données issues de l'Étude nationale nutrition santé (ENNS) réalisée en 2006-2007, et dont l'une des finalités était de décrire la situation nutritionnelle en France métropolitaine¹¹, permettent de tester une telle hypothèse. Pour chaque individu, le score FSA a été calculé pour tous les aliments consommés. Ainsi, le score individuel global reflète l'ensemble des consommations, qu'il s'agisse de produits manufacturés ou non. L'objectif du travail présenté ici était donc de mesurer la pertinence de l'application du score FSA aux comportements alimentaires individuels afin de quantifier les apports en aliments et nutriments favorables à la santé ou non, chez les adultes en France.

Méthodes

Échantillon

La méthodologie de l'ENNS a été décrite en détail précédemment^{11,12}. Brièvement, un échantillon national d'adultes et d'enfants résidant en France métropolitaine a été constitué selon un plan de sondage à trois degrés : tirage de communes ou regroupements de communes, puis de foyers (listes téléphoniques « blanche », « rouge » et portables uniquement) et enfin, d'un individu par foyer, adulte ou enfant (méthode de la date anniversaire). Les inclusions ont été volontairement réparties sur une année afin de tenir compte de la saisonnalité de l'alimentation.

Recueil des données

Le recueil des données alimentaires consistait en trois rappels des 24 heures répartis aléatoirement sur une période de 2 semaines, avec deux jours de semaine et un jour de week-end, et saisis sur un logiciel spécialisé (MXS-épidémio[®], France). Il était conduit au téléphone par des diététiciens et consistait à décrire, en détail, la nature et les quantités des aliments et boissons consommés la veille de l'entretien de minuit

à minuit. Les quantités étaient évaluées en utilisant un manuel photographique de portions (préalablement validé dans l'étude SU.VI.MAX¹³) ou des portions ménagères (c'est-à-dire des contenants ou des grammages standards). Les participants n'étaient pas préalablement informés des jours d'enquête. La table de composition nutritionnelle utilisée, préalablement publiée¹⁴, avait été régulièrement mise à jour et complétée pour inclure les nouveaux aliments mis sur le marché lors de la conduite de l'étude. La consommation d'alcool a été décrite à partir des rappels des 24 heures et d'un questionnaire de fréquence de consommation sur la semaine précédant l'enquête.

Analyses statistiques

Les analyses ont été réalisées avec le logiciel Stata® V12.0. Elles tiennent compte du plan de sondage complexe utilisé et sont redressées sur les caractéristiques de la population générale d'après le recensement de l'Insee (sexe, classe d'âge, diplôme et présence d'un enfant dans le foyer) et sur la période de recueil des données alimentaires. Ces analyses portent sur les adultes de 18 à 74 ans inclus dans l'étude, ayant répondu à au moins deux rappels des 24 heures et n'étant pas considérés comme « sous-déclarants ». L'identification des sujets « sous-déclarants » a reposé sur la méthode de Goldberg adaptée par Black¹⁵. Cette méthode permet l'identification des personnes sous-estimant de façon systématique les quantités consommées ou ne citant pas la totalité des aliments consommés, de façon consciente ou non, et ce comparativement à leurs besoins énergétiques à poids constant estimé par leur métabolisme de base. Ce dernier a été estimé grâce aux équations de Schofield selon le sexe, l'âge, le poids et la taille¹⁶.

Le score FSA est calculé, pour chaque aliment ou boisson, par la différence entre deux sommes de points : points « A » moins points « C »⁷. Les points « A » correspondent à la somme de points pour quatre éléments dont une teneur élevée est défavorable sur le plan nutritionnel : la densité énergétique (kJ/100 g), les sucres simples (g/100 g), les graisses saturées (g/100 g) et le sel (mg/100 g). Selon leur teneur dans l'aliment, un score de 0 à 10 est attribué pour chacun⁷. La somme maximale « A » est donc théoriquement de 40. Les points « C » incluent trois éléments favorables à la santé : la teneur en fruits, légumes, fruits secs et oléagineux (%), en fibres (g/100 g) et en protéines (g/100 g). Pour chacun de ces composants, 0 à 5 points sont attribués⁷. Le total maximal théorique des points « C » est donc de 15. Le mode de calcul global du score diffère selon le total de points « A » obtenus⁷. Si le total « A » est inférieur à 11, le score global est la différence entre les points « A » et « C ». Si le total « A » est supérieur ou égal à 11, les protéines ne doivent pas être prises en compte dans le total des points « C ». Le score global se calcule alors selon la formule : points « A » - [points « fibres » + points « fruits et légumes »]. Par construction, une augmentation du score reflète une diminution de la qualité nutritionnelle de l'aliment ou de la boisson⁷.

Des analyses descriptives de distribution du score au sein de familles d'aliments ont été menées pour juger de la capacité du score à hiérarchiser les aliments d'une même famille entre eux (C. Julia, communication personnelle). Cette approche, appliquée ici, a conduit à modifier, par rapport au calcul du score « originel », le mode de calcul du pourcentage des fruits et légumes, des boissons, des fromages et des matières grasses afin de classer ces aliments de façon cohérente avec les recommandations du PNNS. Les fruits oléagineux et les fruits secs ont été exclus du pourcentage de fruits et légumes pour le calcul du score. Pour les fromages, quel que soit le niveau initial du total de points A, les points relatifs aux protéines ont été inclus dans le calcul du score final, leurs apports en calcium (liés aux apports en protéines) étant ainsi mieux pris en compte. Pour les matières grasses ajoutées, l'application d'une distribution spécifique de la teneur en acides gras saturés a été effectuée, ce qui permet une distinction entre matières grasses d'origine végétale et animale. Enfin, pour les boissons édulcorées, un point leur a été systématiquement attribué, pour les différencier de l'eau.

Dans un second temps, un score agrégé au niveau de l'individu a été calculé en tenant compte de l'énergie apportée par chacun des n aliments consommés et de leur score FSA, selon la formule :

$$\text{Score FSA}_{\text{individu}} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Score FSA}_{\text{aliment } i} \times \text{Energie}_{\text{aliment } i}}{\sum_{i=1}^n \text{Energie}_{\text{aliment } i}}$$

Des quartiles de score FSA appliqué au niveau individuel ont été calculés par sexe. Les consommations alimentaires et les apports en nutriments (ajustés sur l'apport énergétique) ont été décrits en fonction de ces quartiles, du 1^{er} quartile (le plus favorable d'un point de vue nutritionnel) au 4^e quartile (le moins favorable), et comparés par des régressions linéaires. Le score PNNS-GS a été utilisé pour décrire l'adéquation aux recommandations nutritionnelles du PNNS de façon globale¹⁷.

Résultats

Au total, 3 115 adultes âgés de 18 à 74 ans ont été inclus dans ENNS (taux de participation : 59,7%)¹¹. Parmi eux, 361 (11,6%) ont été considérés comme sous-déclarants. Les analyses présentées ici portent donc sur 2 754 adultes.

Les sujets ayant les scores FSA les plus favorables (1^{er} quartile) consommaient davantage de fruits et légumes que ceux du 4^e quartile : +300 g/jour pour les hommes (tableau 1) et +235 g/jour pour les femmes (tableau 2). Pour les produits de la pêche (poissons et fruits de mer), cette différence était de +24 g/jour pour les hommes (tableau 1) et +8 g/jour pour les femmes (tableau 2). À l'inverse, les sujets avec les scores FSA les plus favorables consommaient moins de produits gras et sucrés ou gras et salés (charcuterie, oléagineux salés, produits apéritifs, desserts lactés, biscuits, gâteaux et céréales sucrées) (tableaux 1 et 2). Par ailleurs, des différences de consommation

Tableau 1

Consommations alimentaires selon les quartiles du score FSA appliqué à l'alimentation individuelle des hommes de 18 à 74 ans, Étude nationale nutrition santé (ENNS 2006-2007), France métropolitaine

Score FSA	1 ^{er} quartile Très favorable		2 ^e quartile Favorable		3 ^e quartile Défavorable		4 ^e quartile Très défavorable		p
	-3,5-5,5		5,5-7,0		7,0-8,5		8,5-14,5		
	n		274		260		252		
	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	
Fruits et légumes	522,1	19,3	374,5	20,6	317,9	16,0	222,7	13,5	<0,0001
Fruits	252,2	13,1	165,8	12,1	128,2	10,8	75,3	9,1	<0,0001
Légumes	247,8	10,0	191,4	10,2	176,1	8,5	131,4	7,6	<0,0001
Jus de fruits 100%, légumes	22,1	8,1	17,2	3,6	13,5	3,3	16,1	3,9	NS
Viandes, poisson, œufs	187,7	5,6	187,8	6,4	178,2	7,1	164,3	7,7	0,01
Viandes rouges	75,5	3,9	79,8	4,6	79,1	5,4	83,2	6,6	NS
Volaille, jambon	46,5	3,2	51,8	3,9	44,0	4,0	44,4	3,6	NS
Produits de la pêche	45,5	4,2	35,6	4,0	33,0	3,2	21,4	2,6	<0,0001
Œufs	15,8	2,0	15,4	1,8	17,2	2,8	11,2	1,4	NS
Produits laitiers	201,7	12,0	198,1	10,7	209,3	16,8	209,8	17,7	NS
Lait	97,3	9,5	90,5	9,4	110,9	15,1	119,0	16,8	NS
Fromages	38,0	1,9	55,1	3,4	54,9	3,2	62,2	4,7	<0,0001
Yaourts, fromages blancs	66,4	5,7	52,4	5,0	43,5	5,6	28,7	3,8	<0,0001
Féculents	349,9	9,5	337,3	9,4	321,5	12,2	285,7	9,9	<0,0001
Légumes secs	19,0	2,4	14,0	2,1	11,8	2,1	6,8	1,4	<0,0001
Pommes de terre, tubercules	78,6	5,2	71,5	4,2	71,2	4,9	73,5	5,2	NS
Pâtes, riz, semoule	91,2	6,7	106,2	7,8	99,6	8,1	84,7	6,8	NS
Pain	158,9	6,9	144,0	5,4	137,4	6,7	118,8	4,9	<0,0001
Produits gras sucrés/salés	101,9	6,0	143,8	8,0	193,3	8,6	242,8	10,2	<0,0001
Charcuteries	17,1	1,3	29,0	2,2	43,8	3,2	48,1	3,1	<0,0001
Oléagineux salés, apéritifs	2,1	0,3	3,0	0,5	4,9	0,8	6,4	1,1	0,0001
Desserts lactés	41,6	5,1	49,3	5,3	57,6	5,5	57,6	6,5	0,03
Biscuits, gâteaux	28,2	2,4	44,7	4,0	63,1	4,9	92,1	8,0	<0,0001
Glaces, barres chocolatées	9,7	1,2	14,5	2,2	20,4	2,1	34,2	6,2	<0,0001
Céréales sucrées	3,23	1,06	3,38	0,93	3,65	1,27	4,33	1,20	NS
Miel, confiture...	24,8	2,0	26,6	2,0	28,9	1,8	31,5	2,5	0,03
Matières grasses ajoutées	55,1	1,9	55,1	2,2	58,6	2,4	56,5	2,8	NS
Rapport végétal/total	46,4	3,2	31,4	1,8	28,6	2,1	26,6	1,7	<0,0001
Boissons non alcoolisées sucrées	42,2	6,3	84,9	11,4	127,5	16,3	284,7	34,5	<0,0001
Boissons non alcoolisées sans sucre	1 551	66	1 543	50	1 595	57	1 708	90	NS
Boissons alcoolisées	186,0	28,1	240,4	39,1	176,9	18,8	205,5	26,1	NS

Moy : moyenne ; SE : erreur standard de la moyenne ; NS : non significatif.

Tableau 2

Consommations alimentaires selon les quartiles du score FSA appliqué à l'alimentation individuelle des femmes de 18 à 74 ans, Étude nationale nutrition santé (ENNS, 2006-2007), France métropolitaine

Score FSA	1 ^{er} quartile Très favorable		2 ^e quartile Favorable		3 ^e quartile Défavorable		4 ^e quartile Très défavorable		p
	-0,5-5,0		5,0-6,5		6,5-8,0		8,0-14,5		
	n		443		459		415		
	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	
Fruits et légumes	498,6	12,3	388,1	11,5	326,9	10,1	263,9	11,9	<0,0001
Fruits	242,7	8,9	166,1	7,7	128,4	6,8	98,2	9,4	<0,0001
Légumes	238,1	6,3	202,2	6,1	178,3	5,4	145,1	6,1	<0,0001
Jus de fruits 100%, légumes	17,9	2,1	19,7	3,3	20,3	2,9	20,7	3,7	NS
Viandes, poisson, œufs	154,2	3,5	138,3	3,7	135,4	4,8	117,2	3,9	<0,0001
Viandes rouges	55,6	2,8	53,1	2,8	57,7	3,1	46,6	2,8	NS
Volaille, jambon	44,1	2,8	38,6	2,3	37,6	3,2	33,9	3,0	0,02
Produits de la pêche	32,4	2,2	32,4	2,8	25,2	2,0	24,8	2,5	<0,0001
Œufs	13,6	1,0	11,1	0,9	12,3	1,2	10,1	0,9	0,04
Produits laitiers	232,6	10,4	211,8	8,6	198,1	8,4	155,5	8,2	<0,0001
Lait	106,4	9,4	100,7	7,1	102,6	8,1	75,4	6,4	0,02
Fromages	25,7	1,3	34,8	1,5	37,0	1,6	41,2	2,2	<0,0001
Yaourts, fromages blancs	100,5	5,2	76,3	4,3	58,5	4,1	38,9	3,5	<0,0001
Féculeux	239,0	6,1	232,4	5,9	224,4	6,5	192,1	5,2	<0,0001
Légumes secs	16,9	2,0	12,2	1,6	12,2	1,7	4,9	0,7	<0,0001
Pommes de terre, tubercules	62,7	3,5	57,3	3,2	55,1	3,7	55,5	3,9	NS
Pâtes, riz, semoule	66,6	4,1	68,9	3,4	60,0	3,4	58,0	3,7	0,05
Pain	89,1	3,6	91,3	3,6	94,0	3,4	71,5	2,7	0,001
Produits gras sucrés/salés	79,4	4,8	117,1	5,0	146,1	5,0	173,2	6,7	<0,0001
Charcuteries	9,1	0,8	18,6	1,4	24,0	1,6	27,9	1,8	<0,0001
Oléagineux salés, apéritifs	1,22	0,22	2,65	0,30	3,87	0,60	4,44	0,60	<0,0001
Desserts lactés	40,5	4,2	44,0	4,0	48,9	3,8	43,0	3,6	NS
Biscuits, gâteaux	19,0	1,3	36,2	1,9	46,4	2,1	72,3	3,6	<0,0001
Glaces, barres chocolatées	6,4	0,7	12,5	1,3	18,9	1,6	23,5	2,1	<0,0001
Céréales sucrées	3,13	0,80	3,07	0,56	4,01	0,81	1,96	0,40	NS
Miel, confiture...	15,4	0,9	22,1	1,3	22,5	1,6	21,7	1,7	<0,01
Matières grasses ajoutées	42,2	1,3	46,4	1,4	48,1	1,7	43,9	1,5	NS
Rapport végétal/total	47,4	2,1	35,1	1,6	30,6	1,6	28,6	1,6	<0,0001
Boissons non alcoolisées sucrées	39,4	4,3	62,0	6,2	80,8	7,4	193,0	22,9	<0,0001
Boissons non alcoolisées sans sucre	1 553	38	1 501	37	1 504	46	1 352	55	0,005
Boissons alcoolisées	44,7	6,6	57,6	5,8	55,1	5,7	65,1	6,2	0,04

Moy : moyenne ; SE : erreur standard de la moyenne ; NS : non significatif.

de boissons sucrées de -242 ml/jour pour les hommes (tableau 1) et -154 ml/jour pour les femmes (tableau 2) ont été mises en évidence entre le 1^{er} et le 4^e quartile. Les femmes ayant les scores FSA les plus favorables consommaient moins de boissons alcoolisées (tableau 2), alors qu'aucune différence n'était montrée chez les hommes (tableau 1). Aucune différence significative n'apparaissait non plus pour la consommation de matières grasses ajoutées, mais une différence a été observée sur le type de matières grasses utilisées. En effet, la part de matières grasses ajoutées d'origine végétale était plus importante chez les sujets présentant les scores FSA les plus favorables (+20 points chez les hommes comme chez les femmes entre le 1^{er} et le 4^e quartile). Des substitutions s'opéraient également au sein du groupe des produits laitiers. En effet, les sujets avec les scores FSA de 1^{er} quartile consommaient plus de yaourts et fromages blancs (+38 g/jour pour les hommes et +62 g/jour pour les femmes) et moins de fromages (-24 g/jour pour les hommes et -16 g/jour pour les femmes) que ceux du 4^e quartile (tableaux 1 et 2).

En ce qui concerne les apports en nutriments, les sujets ayant les scores FSA les plus favorables (1^{er} quartile) avaient des apports énergétiques moyens inférieurs à ceux du 4^e quartile : -515 kcal/jour pour les hommes (tableau 3) et -306 kcal/jour pour les femmes (tableau 4). La part des lipides dans l'apport énergétique total (AET) était également inférieure (-8% AET pour les deux sexes), de même que celle des acides gras saturés rapportée aux lipides totaux (-5% pour les deux sexes). À l'inverse, les sujets se trouvant dans le 1^{er} quartile avaient des pourcentages de contribution des glucides totaux à l'AET supérieurs à ceux du 4^e quartile : +4,6% AET pour les hommes (tableau 3) et +3,2% AET chez les femmes (tableau 4). C'était également le cas pour la part de glucides complexes, alors que les apports en glucides simples variaient uniquement chez les hommes (tableau 3). Les sujets ayant les scores FSA les plus favorables (1^{er} quartile) avaient des apports en glucides simples ajoutés inférieurs à ceux du 4^e quartile : -37,9 g/jour pour les hommes (tableau 3) et -28,9 g/jour pour les femmes (tableau 4). C'était également le cas pour la part des glucides simples ajoutés dans les glucides simples totaux. Cette part de glucides simples était inférieure dans le 1^{er} quartile par rapport au 4^e, de 28,8 points chez les hommes et de 30,4 points chez les femmes. Les apports en fibres des hommes et des femmes du 1^{er} quartile étaient supérieurs à ceux du 4^e quartile : +10 g/jour pour les hommes et +8,2 g/jour pour les femmes. Globalement, les sujets avec les scores FSA les plus favorables avaient des apports en vitamines et minéraux plus élevés (tableaux 3 et 4). Ainsi, la différence d'apports entre le 1^{er} et le 4^e quartile était de +69 mg/jour pour le magnésium et de +2 mg/jour de fer pour les hommes comme pour les femmes. La différence était de +1 094 µg/jour chez les hommes (tableau 3) et +1 509 µg/jour chez les femmes (tableau 4) pour le bêta-carotène.

L'adéquation globale aux recommandations du PNNS, décrite par le score PNNS-GS, était associée à la distribution du score FSA appliqué aux consommations

individuelles. Ainsi, les individus du 1^{er} quartile de score FSA présentaient des scores PNNS-GS supérieurs à ceux du 4^e quartile (de 2,2 points pour les hommes et de 2,4 points pour les femmes). Chez les hommes, les valeurs moyennes du score PNNS-GS étaient de 8,8 dans le 1^{er} quartile de score FSA, de 8,1 dans le 2^d, de 7,3 dans le 3^e et de 6,6 dans le 4^e. Chez les femmes, ces valeurs étaient respectivement de 9,8 ; 8,7 ; 8,3 et 7,4.

Discussion

Nos analyses montrent que le score FSA appliqué aux apports alimentaires au niveau individuel permet de décrire des consommations d'aliments et de nutriments plus ou moins favorables à la santé des adultes en France. Des consommations plus élevées de fruits et légumes, produits de la pêche et féculents, et une moindre consommation de produits gras salés ou gras sucrés et de boissons non alcoolisées sucrées ont été observées lorsque le score FSA appliqué à l'ensemble de l'alimentation diminuait, c'est-à-dire lorsque cette alimentation présentait un profil nutritionnel plus favorable à la santé. De plus, au sein des groupes d'aliments, des substitutions ont été observées entre sous-groupes. Par exemple, les sujets avec les scores FSA les plus favorables consommaient plus de yaourts et fromages blancs et moins de fromages que les autres. En termes d'apports en nutriments, les sujets présentant les scores FSA les plus favorables présentaient des apports énergétiques plus faibles ; la part des glucides totaux dans l'apport énergétique global était plus importante alors que celle des lipides était moindre. Enfin, les adultes ayant les scores FSA les plus favorables rapportaient également des apports en minéraux et vitamines plus importants que ceux ayant des scores moins favorables.

L'application du score FSA à des tables de compositions alimentaires françaises avait montré sa capacité à différencier la qualité nutritionnelle des aliments et boissons vendus en France, entre les groupes alimentaires et au sein d'un même groupe^{8,9}. Cependant, la mesure de la qualité nutritionnelle des aliments eux-mêmes et celle de la consommation d'un ensemble d'aliments par des individus, qui permettent de se rapprocher de façon plus réaliste des comportements observés en population, sont de nature différente. En effet, les consommations individuelles se composent de nombreux aliments de qualité nutritionnelle, par nature, différente et l'étape de vérification de l'application du score au niveau individuel est donc majeure. Ainsi, nos résultats ont montré que les adultes qui, en moyenne, consommaient plutôt des aliments à score favorable avaient une alimentation globale plus proche des recommandations nutritionnelles de santé publique que ceux qui consommaient plutôt des aliments à score moins favorable.

Nos résultats confortent également les analyses menées sur un échantillon de la cohorte Nutrinet Santé¹⁰. Au sein de cette cohorte d'adultes volontaires, qui déclarent leur alimentation par des enregistrements de 24 heures répétés sur

Tableau 3

Apports alimentaires selon les quartiles du score FSA appliqué à l'alimentation individuelle des hommes de 18 à 74 ans, Étude nationale nutrition santé (ENNS, 2006-2007), France métropolitaine

Score FSA	1 ^{er} quartile Très favorable		2 ^e quartile Favorable		3 ^e quartile Défavorable		4 ^e quartile Très défavorable		p
	-3,5-5,5		5,5-7,0		7,0-8,5		8,5-14,5		
	n		260		252		228		
	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	
Énergie* (kcal/j)	2 135	34	2 358	54	2 445	69	2 650	58	<0,0001
Lipides* (%AET)	34,7	4,6	38,7	3,7	40,5	3,7	42,4	4,3	<0,0001
AGS* (% de lipides)	39,3	0,5	41,9	0,5	43,5	0,5	44,2	0,5	<0,0001
AGMI* (% de lipides)	36,4	0,4	36,2	0,3	35,9	0,3	36,7	0,4	NS
AGPI* (% de lipides)	16,0	0,1	14,2	0,4	13,4	0,3	12,4	0,4	<0,0001
Glucides totaux* (% AET)	46,2	5,5	43,0	5,0	41,8	6,2	41,6	5,3	<0,0001
Glucides complexes* (% AET)	27,7	4,8	25,7	4,7	23,9	4,2	21,5	3,8	<0,0001
Glucides simples* (% AET)	20,0	0,6	17,8	0,6	17,2	0,5	18,4	0,4	0,03
Glucides simples (g/j)	105,7	2,5	97,0	3,8	104,7	2,7	116,8	3,9	0,02
Glucides simples ajoutés (g/j)	40,9	1,7	45,7	2,7	58,0	2,2	78,8	3,4	<0,0001
Glucides simples ajoutés (% de glucides simples)	38,7	0,4	47,1	0,2	55,4	0,3	67,5	0,3	<0,0001
Protéines* (% AET)	19,1	0,2	18,4	0,2	17,7	0,3	16,0	0,2	<0,0001
Fibres (g/j)	24,3	0,5	19,3	0,5	17,7	0,4	14,3	0,4	0,001
Calcium (mg/j)	1 056	22	1 056	19	1 057	20	1 079	30	0,01
Fer (mg/j)	16,0	0,3	15,0	0,4	14,7	0,3	13,5	0,4	<0,0001
Magnésium (mg/j)	368,7	5,4	342,2	6,4	318,9	3,8	299,7	5,2	<0,0001
Potassium (mg/j)	3 646	54	3 217	71	3 096	43	2 737	47	<0,0001
Sodium (mg/j)	3 446	53	3 520	70	3 509	71	3 359	77	NS
Zinc (mg/j)	14,4	0,3	14,1	0,3	13,5	0,3	12,6	0,3	<0,0001
Sélénium (µg/j)	87,0	2,3	83,0	1,8	79,1	1,8	71,6	2,3	<0,0001
Rétinol (µg/j)	661,5	79,4	654,0	57,6	712,1	93,0	595,8	48,7	NS
Bêta-carotènes (µg/j)	3 211	152	2 666	159	2 410	118	2 117	313	0,001
Vitamine B1 (mg/j)	1,32	0,03	1,27	0,04	1,29	0,03	1,27	0,04	NS
Vitamine B2 (mg/j)	2,06	0,04	2,01	0,05	1,96	0,04	1,85	0,03	0,001
Vitamine B3 (mg/j)	22,2	0,4	21,4	0,4	20,2	0,4	19,6	0,5	<0,0001
Vitamine B6 (mg/j)	2,12	0,04	1,92	0,04	1,83	0,03	1,64	0,04	<0,0001
Vitamine B9 (µj)	371,1	6,9	327,3	8,5	303,1	6,6	258,8	6,4	<0,0001
Vitamine B12 (µj)	7,3	0,5	6,7	0,4	6,3	0,5	5,3	0,3	0,001
Vitamine C (mg/j)	123,5	10,8	87,5	4,3	80,7	4,0	71,3	4,2	<0,0001
Vitamine D (µg/j)	2,88	0,19	2,47	0,15	2,57	0,12	2,24	0,11	0,02
Vitamine E (mg/j)	14,2	0,4	13,4	0,5	12,5	0,3	12,2	0,4	0,001
Alcool (g/j)	17,7	1,7	22,2	3,3	16,7	1,5	15,2	2,4	NS

À l'exception des nutriments avec un *, toutes les moyennes sont ajustées sur les apports énergétiques totaux.

AET : apports énergétiques totaux ; AGS : acides gras saturés ; AGMI : acides gras mono-insaturés ; AGPI : acides gras polyinsaturés.

Moy : moyenne ; SE : erreur standard de la moyenne ; NS : non significatif.

Tableau 4

Apports alimentaires selon les quartiles du score FSA appliqué à l'alimentation individuelle des femmes de 18 à 74 ans, Étude nationale nutrition santé (ENNS, 2006-2007), France métropolitaine

Score FSA	1 ^{er} quartile Très favorable		2 ^e quartile Favorable		3 ^e quartile Défavorable		4 ^e quartile Très défavorable		p
	-0,5-5,0		5,0-6,5		6,5-8,0		8,0-14,5		
	n		443		459		415		
	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	Moy	SE	
Energie* (kcal/j)	1 538	22	1 690	25	1 798	28	1 844	34	<0,0001
Lipides* (%AET)	34,7	3,5	38,4	2,8	40,6	3,1	42,7	3,7	<0,0001
AGS* (% de lipides)	38,4	0,4	42,0	0,3	43,5	0,3	43,8	0,4	<0,0001
AGMI* (% de lipides)	37,3	0,3	36,4	0,2	35,9	0,2	36,0	0,2	<0,0001
AGPI* (% de lipides)	16,2	0,3	14,1	0,2	13,5	0,2	13,4	0,3	<0,0001
Glucides totaux* (% AET)	44,7	3,8	43,1	3,8	42,0	4,0	41,5	4,0	<0,0001
Glucides complexes* (% AET)	23,8	3,6	23,0	3,4	22,3	3,3	19,8	2,9	<0,0001
Glucides simples* (% AET)	21,6	0,4	19,5	0,3	20,0	0,3	20,8	0,3	NS
Glucides simples (g/j)	86,5	1,3	83,4	1,4	82,1	1,4	90,8	1,9	NS
Glucides simples ajoutés (g/j)	26,1	0,9	34,8	1,1	39,8	1,2	55,0	1,9	<0,0001
Glucides simples ajoutés (% de glucides simples)	30,2	0,3	41,7	0,2	48,5	0,3	60,6	0,3	<0,0001
Protéines* (% AET)	20,5	2,0	18,5	1,8	17,5	1,9	15,8	2,1	<0,0001
Fibres (g/j)	20,2	0,3	16,7	0,2	14,8	0,2	12,0	0,3	<0,0001
Calcium (mg/j)	972,0	18,0	930,3	15,6	889,0	18,8	817,3	17,1	0,001
Fer (mg/j)	12,7	0,2	11,6	0,2	11,3	0,2	10,5	0,2	<0,0001
Magnésium (mg/j)	312,6	4,4	282,1	3,8	262,8	3,7	244,2	4,7	<0,0001
Potassium (mg/j)	3 159	32	2 775	25	2 527	26	2 212	35	<0,0001
Sodium (mg/j)	2 430	30	2 487	34	2 480	30	2 267	37	0,001
Zinc (mg/j)	11,2	0,2	10,6	0,2	10,1	0,2	8,8	0,1	<0,0001
Sélénium (µg/j)	68,8	1,2	65,1	1,6	59,2	1,2	55,3	1,2	<0,0001
Rétinol (µg/j)	416,9	43,4	485,9	72,4	496,0	34,1	503,5	34,6	NS
Bêta-carotènes (µg/j)	3 544	122	2 808	101	2 527	115	2 035	101	<0,0001
Vitamine B1 (mg/j)	1,14	0,02	1,05	0,02	1,07	0,02	0,94	0,02	<0,0001
Vitamine B2 (mg/j)	1,80	0,03	1,66	0,02	1,61	0,03	1,44	0,03	<0,0001
Vitamine B3 (mg/j)	18,4	0,3	16,4	0,3	15,8	0,3	14,3	0,3	<0,0001
Vitamine B6 (mg/j)	1,81	0,02	1,55	0,02	1,48	0,02	1,26	0,03	<0,0001
Vitamine B9 (µg/j)	337,6	5,0	287,1	5,0	266,9	4,5	230,1	5,0	<0,0001
Vitamine B12 (µg/j)	5,70	0,35	5,07	0,34	4,52	0,23	4,23	0,22	<0,0001
Vitamine C (mg/j)	117,4	2,9	91,8	3,4	80,6	2,7	77,3	3,1	<0,0001
Vitamine D (µg/j)	2,22	0,09	2,03	0,09	2,06	0,10	2,02	0,10	NS
Vitamine E (mg/j)	11,6	0,2	10,3	0,2	10,1	0,2	10,3	0,3	0,001
Alcool (g/j)	5,51	0,71	5,83	0,49	5,59	0,49	6,10	0,51	NS

À l'exception des nutriments avec un *, toutes les moyennes sont ajustées sur les apports énergétiques totaux.

AET : apports énergétiques totaux ; AGS : acides gras saturés ; AGMI : acides gras mono-insaturés ; AGPI : acides gras polyinsaturés.

Moy : moyenne ; SE : erreur standard de la moyenne ; NS : non significatif.

plusieurs années, un sous-échantillon a été sélectionné de façon à être représentatif du sexe, de l'âge et du niveau d'éducation de la population d'après les données du recensement. L'application du score FSA au niveau individuel dans cet échantillon a mis en évidence des résultats similaires à ceux présentés ici. Cependant, il convient de noter que le score appliqué n'était pas strictement identique. En effet, dans les travaux menés sur l'échantillon de la cohorte Nutrinet-Santé, il s'agissait du score non modifié établi par la FSA. Comme indiqué dans les méthodes, le score utilisé dans nos travaux est modifié de façon limitée pour s'adapter au contexte de son utilisation en France, en cohérence avec les recommandations du PNNS.

Comme attendu, compte tenu du mode de calcul du score FSA basé sur les apports en énergie, sucres simples, acides gras saturés, protéines et fibres, les apports dans ces cinq éléments différaient selon les quartiles de score individuel. En revanche, la composante du score relative au sodium semblait peu discriminante : si, chez les femmes, la différence de consommation entre le premier et le dernier quartile était significative, ce n'était pas le cas chez les hommes. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait qu'au-delà des apports en sel par les aliments qui en sont vecteurs et qui sont pris en compte dans le score FSA, ceux correspondant au sel ajouté au moment de la préparation et de la consommation sont pris en compte dans l'estimation des apports totaux mais pas dans le calcul du score FSA. Une sous-déclaration des apports en sel ajouté par les individus ayant des consommations élevées d'aliments vecteurs de sel est également à considérer dans cette observation. En effet, les ajouts de sel lors de la préparation et de la consommation des aliments sont souvent difficiles à estimer par les personnes interrogées¹⁸. Ceci a été montré lorsque ces déclarations sont comparées aux excréctions urinaires en sodium, de façon différentielle selon les personnes¹⁹.

Alors que la part des glucides complexes dans l'apport énergétique augmentait avec la diminution du score, ce n'était pas le cas des sucres simples totaux chez les femmes. Les apports en glucides simples ajoutés quant à eux étaient significativement inférieurs chez les hommes comme chez les femmes dans le 1^{er} quartile par rapport au 4^e. Ce gradient est en accord avec le repère de consommation du PNNS qui vise à limiter la consommation de produits sucrés.

Au final, la distribution en quartiles selon le score FSA appliqué à l'alimentation individuelle était cohérente avec les valeurs moyennes du score PNNS-GS qui reflète, quant à lui, l'adéquation des consommations alimentaires avec les recommandations du PNNS de façon globale¹⁷.

Si nos analyses montrent la capacité du score FSA appliqué au niveau individuel à décrire des apports alimentaires et nutritionnels plus ou moins favorables à la santé, la comparaison de ces résultats à des analyses de ce type dans d'autres contextes est limitée. Les consommations alimentaires individuelles

des adultes, recueillies dans le cadre de la *British National Diet and Nutrition Survey* de 2000-2001, ont permis de montrer la concordance des résultats obtenus par l'application du score FSA aux comportements individuels avec la qualité nutritionnelle de l'alimentation estimée par le *Diet Quality Index*²⁰. Une autre analyse, réalisée sur la même base de données britannique, a mis en évidence des apports alimentaires plus favorables chez les individus ayant les scores FSA également plus favorables, comme dans notre étude²¹. En France, le score « SAIN LIM » (SAIN pour Score d'adéquation individuel aux recommandations nutritionnelles et LIM pour Score de composés à limiter sur la plan nutritionnel), dont la classification repose cependant sur des nutriments qui ne sont pas obligatoirement présents dans les caractéristiques des produits alimentaires, a aussi montré une association dans le même sens avec les apports alimentaires individuels issus de l'étude Inca2²².

Ce travail doit être replacé dans le contexte de l'utilisation de données de consommations alimentaires issues d'une étude transversale à visée représentative comme l'ENNS. Le taux de participation de 60% est important. Bien qu'il existe un biais de recrutement par rapport à la population générale¹¹, les pondérations et le redressement sur les données de recensement ont toutefois permis de consolider la validité externe de nos données. Le recrutement aléatoire d'un échantillon national sur la base d'un plan de sondage complexe a également contribué à en garantir la représentativité nationale. Par ailleurs, dans notre étude, les rappels des 24 heures ont été utilisés pour décrire l'alimentation habituelle d'un sujet. Le protocole de recueil retenu dans notre étude suivait les recommandations de l'*European Food Safety Agency* (EFSA) en matière de surveillance nutritionnelle. Ainsi, la répétition des trois rappels des 24 heures non consécutifs tirés au sort, répartis sur 15 jours avec des jours de week-end et de semaine, a permis de pallier le caractère ponctuel de ce type de méthodes. En outre, l'enquête était réalisée sur une année entière de façon à assurer la représentation de chaque saison dans les données de consommations alimentaires au niveau de l'échantillon.

Conclusion

En conclusion, nos analyses menées sur un échantillon national d'adultes en France montrent que le score FSA, appliqué aux consommations alimentaires au niveau individuel, permet de décrire des consommations alimentaires favorables à la santé, en termes de consommations de groupes d'aliments et d'apports en nutriments. En plus des analyses menées au niveau des aliments, ces résultats au niveau des consommations alimentaires individuelles constituent un argument supplémentaire en faveur de la validité de l'utilisation du score FSA dans le cadre de la mise en place d'un étiquetage sur la face avant des emballages des aliments et boissons. Si ce système est adopté, il sera utile d'en évaluer l'impact à l'aide d'indicateurs comme, par exemple,

les évolutions éventuelles de la valeur nutritionnelle des produits en fonction de la présence de ce logo, les achats selon la présence ou non du logo ou encore la valeur nutritionnelle des achats de façon globale. ■

Remerciements

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

Références

[1] World Health Organization. Diet, nutrition and the prevention of chronic diseases. Report of a joint WHO/FAO expert consultation. WHO Technical Report Series n°916. Geneva: WHO; 2003. 160 p.

[2] Hercberg S. Propositions pour un nouvel élan de la politique nutritionnelle française de santé publique dans le cadre de la Stratégie nationale de santé. 1^{ère} partie : mesures concernant la prévention nutritionnelle. Paris: Ministère des Affaires sociales et de la Santé; 2014. 128 p.

[3] Lobstein T, Davies S. Defining and labelling 'healthy' and 'unhealthy' food. *Public Health Nutr.* 2009;12(3):331-40.

[4] Garsetti M, de Vries J, Smith M, Amosse A, Rolf-Pedersen N. Nutrient profiling schemes: overview and comparative analysis. *Eur J Nutr.* 2007;46(Suppl 2):15-28.

[5] Townsend MS. Where is the science? What will it take to show that nutrient profiling systems work? *Am J Clin Nutr.* 2010;91(4):1109S-15S.

[6] Asp NG, Bryngelsson S. Health claims in Europe: new legislation and PASSCLAIM for substantiation. *J Nutr.* 2008;138(6):1210S-5S.

[7] Rayner M, Scarborough P, Lobstein T. The UK Ofcom Nutrient Profiling Model defining 'healthy' and 'unhealthy' foods and drinks for TV advertising to children. London; 2009. 11 p.

[8] Julia C, Kesse-Guyot E, Touvier M, Méjean C, Fezeu L, Hercberg S. Application of the British Food Standards Agency nutrient profiling system in a French food composition database. *Br J Nutr.* 2014;112(10):1699-705.

[9] Julia C, Kesse-Guyot E, Ducrot P, Péneau S, Touvier M, Méjean C, *et al.* Performance of a five category front-of-pack labelling system - the 5-colour nutrition label - to differentiate nutritional quality of breakfast cereals in France. *BMC Public Health.* 2015;15:179.

[10] Julia C, Touvier M, Méjean C, Ducrot P, Péneau S, Hercberg S, *et al.* Development and validation of an individual dietary index based on the British Food Standard Agency nutrient profiling system in a French context. *J Nutr.* 2014;144(12):2009-17.

[11] Unité de surveillance et d'épidémiologie nutritionnelle. Étude nationale nutrition santé ENNS, 2006. Situation nutritionnelle en France en 2006 selon les indicateurs d'objectif et les repères du Programme nationale nutrition santé (PNNS). Institut de veille sanitaire, Conservatoire national des arts et métiers, Université Paris 13. 2007. 74p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=3793

[12] 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.

[13] Le Moullec N, Deheeger M, Preziosi P, Monteiro P, Valeix P, Rolland-Cachera MF, *et al.* Validation du manuel-photos utilisé pour l'enquête alimentaire de l'étude SU.VI.MAX. *Cah Nutr Diet.* 1996;31:158-64.

[14] Hercberg S (dir). Table de composition SU.VI.MAX des aliments. Paris: Inserm/Economica; 2006. 182 p.

[15] Black AE. Critical evaluation of energy intake using the Goldberg cut-off for energy intake: basal metabolic rate. A practical guide to its calculation, use and limitations. *Int J Obes Relat Metab Disord.* 2000;24(9):1119-30.

[16] Schofield WN. Predicting basal metabolic rate, new standards and review of previous work. *Hum Nutr Clin Nutr.* 1985;39(Suppl 1):5-41.

[17] Estaquio C, Kesse-Guyot E, Deschamps V, Bertrais S, Dauchet L, Galan P, *et al.* Adherence to the French Programme National Nutrition Sante Guideline Score is associated with better nutrient intake and nutritional status. *J Am Diet Assoc.* 2009;109(6):1031-41.

[18] Brown IJ, Tzoulaki I, Candeias V, Elliott P. Salt intakes around the world: implications for public health. *Int J Epidemiol.* 2009;38(3):791-813.

[19] Reinivuo H, Valsta LM, Laatikainen T, Tuomilehto J, Pietinen P. Sodium in the Finnish diet: II trends in dietary sodium intake and comparison between intake and 24-h excretion of sodium. *Eur J Clin Nutr.* 2006;60(10):1160-7.

[20] Arambepola C, Scarborough P, Rayner M. Validating a nutrient profile model. *Public Health Nutr.* 2008;11(4):371-8.

[21] Scarborough P, Arambepola C, Kaur A, Bhatnagar P, Rayner M. Should nutrient profile models be 'category specific' or 'across-the-board'? A comparison of the two systems using diets of British adults. *Eur J Clin Nutr.* 2010;64(6):553-60.

[22] Maillot M, Drewnowski A, Vieux F, Darmon N. Quantifying the contribution of foods with unfavourable nutrient profiles to nutritionally adequate diets. *Br J Nutr.* 2011;105(8):1133-7.

Citer cet article

Deschamps V, Julia C, Salanave B, Verdoot C, Hercberg S, Castetbon K. Score de qualité nutritionnelle des aliments de la *Food Standard Agency* appliqué aux consommations alimentaires individuelles des adultes en France. *Bull Epidémiol Hebd.* 2015;(24-25):466-75. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/24-25/2015_24-25_4.html