

## Utilisation de l'approche age-période-cohorte pour l'étude de l'évolution de la prévalence de l'obésité en France dans les études Obepi

Diouf Ibrahima, Marie Aline Charles, Pierre Ducimetière, Arnaud Basdevant,  
Eveline Eschwège, Barbara Heude

► **To cite this version:**

Diouf Ibrahima, Marie Aline Charles, Pierre Ducimetière, Arnaud Basdevant, Eveline Eschwège, et al..  
Utilisation de l'approche age-période-cohorte pour l'étude de l'évolution de la prévalence de l'obésité  
en France dans les études Obepi : Une analyse Age-Période-Cohorte de la prévalence de l'obésité en  
France. *Obésité*, Springer Verlag, 2010, 5 (4), pp.109-116. 10.1007/s11690-010-0242-9. inserm-  
00739559

**HAL Id: inserm-00739559**

**<https://www.hal.inserm.fr/inserm-00739559>**

Submitted on 8 Oct 2012

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**Utilisation de l'approche age-période-cohorte pour l'étude  
de l'évolution de la prévalence de l'obésité en France dans  
les études Obepi**

**Evolution of Obesity Prevalence in France**

***An Age-Period-Cohort Analysis***

*Ibrahima Diouf,<sup>a,b</sup> Marie Aline Charles,<sup>a,b</sup> Pierre Ducimetière,<sup>b,c</sup> Arnaud Basdevant,<sup>d,e,f,g</sup>*

*Evelyne Eschwege,<sup>a,b</sup> and Barbara Heude,<sup>a,b</sup>*

<sup>a</sup>INSERM Unité 780, Recherche en Epidémiologie et Biostatistique, IFR69, Villejuif, France; <sup>b</sup> Université Paris-Sud, Kremlin-Bicêtre, France; <sup>c</sup> INSERM Unité 909, Villejuif, France; <sup>d</sup> Assistance Publique-Hôpitaux de Paris, Hôpital Pitié Salpêtrière, Département de Nutrition, Paris, France; <sup>e</sup> Université Pierre et Marie Curie-Paris 6, Faculté de Médecine Les Cordeliers, Paris, France; <sup>f</sup> INSERM, Unité 755 Nutriomique, Paris, France; <sup>g</sup> Centre de Recherche en Nutrition Humaine d'Ile-de-France (CRNH-IdF), Paris, France.

***Titre court:*** *Une analyse Age-Période-Cohorte de la prévalence de l'obésité en France*

*\* Adresse correspondance:*

Ibrahima Diouf

INSERM U1018 CESP

16 Avenue Paul Vaillant Couturier

94807 Villejuif cedex

FRANCE

Tel: 00 33 1 45 59 51 01

Fax: 00 33 1 47 26 94 54

Ibrahima.diouf@inserm.fr

**Résumé :** L'objectif de cette étude était d'analyser l'effet de la cohorte de naissance dans l'évolution de la prévalence de l'obésité après prise en compte de l'âge et de la période d'enquête. Pour chaque année d'enquête Obepi (1997, 2000, 2003, 2006), des données sur le poids et la taille ont été obtenues par des questionnaires envoyés à 20 000 ménages représentatifs de la population nationale. La prévalence de l'obésité a été analysée à l'aide d'un modèle logistique avec l'âge, la période et la cohorte comme variables explicatives. Etant donnée la relation linéaire entre ces variables, seuls les effets non linéaires peuvent être estimés de manière unique dans un modèle avec certaines contraintes imposées par le statisticien. Un écart important à la linéarité a été noté pour l'effet cohorte uniquement : nous avons observé une accélération de l'augmentation de la prévalence de l'obésité pour les sujets nés à partir du milieu des années 1960, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, mais de façon plus prononcée pour les femmes. Ces résultats suggèrent que comparées aux anciennes générations, les hommes et les femmes nés après les années 1960 ont été exposés à un environnement qui a augmenté leur susceptibilité à l'obésité tout au long de la vie.

**Abstract:** We investigated the impact of birth cohort on the changes in obesity prevalence after taking into account age and survey period. We analyzed data from 4 national surveys in 1997, 2000, 2003, and 2006. For each survey, self-reported data on weight and height were recorded on mailed questionnaires sent to a sample of 20,000 households, representative of the French population. We modelled the prevalence of obesity using logistic regression with age, cohort, and period as explanatory variables. As these variables are linearly dependent, only nonlinear effects can be estimated uniquely and interpreted, after imposing specific chosen constraints in the models. There was a substantial departure from a linear trend for the cohort effect only in both sexes: there was an acceleration in the prevalence of obesity with birth cohort for individuals born after the mid-1960s, and this was stronger in women than in

men. Compared with older generations, men and women born in the late 1960s may have been subject to early exposures that increased their lifelong susceptibility to obesity.

## INTRODUCTION

Les données récentes des enquêtes ObEpi (“Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l’obésité”) ont rapporté une augmentation rapide de la prévalence de l’obésité des adultes de 18 ans ou plus dans la période 1997 à 2006 (de 9% à 13% chez les hommes et de 8% à 14% chez les femmes)[1, 2].

En épidémiologie, on évalue l’évolution de la prévalence des maladies dans le temps, mais cette évolution peut être due à trois facteurs : l’âge, la période et la cohorte. Par exemple le risque de maladies chroniques (comme le diabète de type 2, l’ostéoarthrite, les maladies cardiovasculaires) augmente avec l’âge du fait du vieillissement [3, 4]. Par ailleurs, des enquêtes successives peuvent mettre en évidence une augmentation de la prévalence de l’obésité au fil du temps, il s’agit d’un effet période [5]. De plus, des individus de la même génération ont connu des conditions de vie comparables depuis leur naissance qui pourraient avoir affecté leur état de santé à l’âge adulte de façon similaire ; cet effet est appelé cohorte de naissance. Les effets de l’âge, de la cohorte de naissance et de la période ne sont pas identifiables indépendamment, puisque ces trois variables sont liées. Les modèles âge-période-cohorte ont été développés pour distinguer leurs effets [3, 4]. Ces modèles ont été utilisés récemment pour étudier la prévalence de l’obésité en Australie et en Corée [6, 7]. Ces études ont conclu que les prévalences du surpoids et de l’obésité ont été plus élevées pour les cohortes de naissances les plus jeunes, celles nées après les années 1960. Nous avons analysé les données des enquêtes ObEpi pour étudier un effet cohorte de naissance dans la prévalence de l’obésité en France.

## **METHODES**

### ***Les enquêtes ObEpi***

Les enquêtes ObEpi ont été décrites plus en détail dans une publication précédente [8]. Des enquêtes transversales ont été réalisées en 1997, 2000, 2003 et 2006 par l'institut de sondage "Taylor Nelson-Société Française d'enquêtes par sondage" (TNS-Sofres). Les données ont été recueillies par des questionnaires envoyés à un échantillon de 20 000 ménages. Un échantillonnage représentatif de la population française par la méthode des quotas a été réalisé, en fonction de la distribution de l'âge, du sexe, de la catégorie socioprofessionnelle, de la région et de la taille du lieu de résidence, en référence aux données les plus récentes estimées par l'Institut National de la Statistique et Etudes Economiques (INSEE). Il s'agissait d'un échantillon permanent constitué par l'institut de sondage sur la base du volontariat. Cinq cent cinquante nouveaux ménages sont rajoutés chaque mois à cet échantillon permanent en remplacement de 550 qui ont été retirés. Les données aberrantes, les données manquantes, de même que les données des femmes enceintes ont été retirées des analyses.

### ***La population d'étude et les données mesurées***

Tous les membres des ménages ayant 15 ans ou plus ont été priés de mesurer leur poids et leur taille, avec l'aide d'un autre membre du ménage si possible, et de reporter leurs valeurs sur le questionnaire. Des instructions détaillées et illustrées sur la façon de mesurer la taille (à l'aide d'une règle contre un mur) ont été fournies.

L'IMC a été calculé comme le poids en kilogrammes divisé par la taille au carré. L'obésité a été définie par un  $IMC \geq 30 \text{ kg/m}^2$  pour les adultes et à l'aide des seuils âge et sexe spécifiques définis par le groupe de travail et d'étude sur l'obésité (*The International Obesity Task Force*) [9] pour les participants ayant 15-18 ans. Les différences de taux de réponses liées aux caractéristiques des populations ont été prises en compte dans l'analyse à l'aide de

pondérations permettant de refléter les caractéristiques de la population française au moment de l'enquête.

## ***Analyses statistiques***

L'obésité étant une affection fréquente, nous n'avons pas utilisé les modèles APC classiques qui s'appliquent aux maladies rare, mais avons modélisé la prévalence de l'obésité à l'aide d'un modèle de régression logistique ayant l'âge, la période, et la cohorte de naissance comme variables explicatives qualitatives (modèle dit « modèle complet »). Pour limiter le nombre de paramètres nous avons utilisé des groupes d'âges de 3 ans, ce qui a permis en outre de maintenir la correspondance stricte entre les classes d'âge, de période et de cohorte, les enquêtes ayant été réalisées tous les 3 ans. Le nombre d'individus dans les cohortes extrêmes (ceux nés en après 1982 et avant 1923) était très petit, nous les avons supprimé des analyses. Finalement, 23 classes d'âge de 3 ans (de 16 à 82 comme milieux de classes), et 20 catégories de 3 ans d'étendue pour la cohorte (de 1924 à 1981) ont été retenues; la période était définie par les quatre enquêtes qui ont été réalisées tous les 3 ans. Les cas et les non-cas d'obésité ont été dénombrés pour chaque case de 3x3x3-ans du diagramme de Lexis (figure 1). Cette méthodologie est bien connue pour les modèles âge-période-cohorte [10, 11]. Ces trois variables (âge, période, cohorte) sont interdépendantes. Si deux de ces variables sont connues la troisième est déterminée. Par exemple une personne âgée de 31 ans en 2006 est née en 1975; une personne née en 1975 et âgée de 25 ans a été nécessairement enquêtée en 2000.

Notre objectif était d'étudier l'effet de la cohorte de naissance indépendamment de l'âge et de la période. Cependant, ces trois variables ne peuvent pas être analysées simultanément et indépendamment dans un même modèle car la multicollinéarité entraîne un problème d'identification des paramètres [5]. Il faut imposer des contraintes aux paramètres, et nous avons pour cela avons choisi la méthode proposée par Carstensen [10], qui ne pose aucune contrainte sur les paramètres de l'âge, où une catégorie de référence est choisie pour la

période et la cohorte, et où la valeur de la dérivée première (la pente) est fixée à zéro pour la cohorte. Cette dernière contrainte nous permet de tester et de représenter un effet cohorte non linéaire. Le modèle logistique a été paramétré sans intercept avec la période 1997 et la cohorte 1957 comme des catégories de références.

Nous avons ensuite testé la significativité statistique des effets non linéaires en comparant les déviances entre modèle emboîtés (tests du rapport de vraisemblance) entre le modèle avec l'âge seulement et le modèle complet (âge-période-cohorte) [10]. L'évolution linéaire significative de la prévalence de l'obésité observée au cours des enquêtes ne peut être attribuée ni à la période ni à la cohorte, elle est appelée «drift » [10].

Comme l'IMC et ses déterminants peuvent présenter des différences entre les hommes et les femmes, les analyses ont été faites séparément pour les hommes et les femmes.

Les options de paramétrisation du modèle ont été implémentées dans la librairie Epi du logiciel R avec la fonction `apc.fit`. La librairie est disponible sur le site Internet du CRAN (The Comprehensive R Archive Network, <http://www.r-project.org/>) ou sur la page web <http://www.biostat.ku.dk/~bxc/Epi>. Ce programme avait été développé pour des modèles âge-période-cohorte avec loi de probabilité de type poisson (événements rares), nous l'avons adapté à un modèle logistique (loi binomiale, événements fréquents). Par la suite la possibilité d'utiliser un modèle logistique a été rajoutée à la fonction `apc.fit`.

## Résultats

Parmi les 20 000 ménages interrogés, les taux de réponse étaient de 73%, 71%, 70% et 67% respectivement en 1997, 2000, 2003 et 2006. Après exclusion des femmes enceintes, il y avait moins de 2% de données aberrantes, les données restantes étaient issues de 28 006 sujets en 1997, 26 980 en 2000, 25 770 en 2003 et 24 144 en 2006.



La prévalence de l'obésité a augmenté de 1997 à 2006, pour tous les âges aussi bien pour les hommes que pour les femmes (figure 2). Ces résultats ont été montrés précédemment [8]. L'augmentation était plus forte pour les jeunes femmes que pour les jeunes hommes [8]. Les prévalences les plus importantes ont été observées autour de 60 ans. La figure 3 montre les prévalences de l'obésité en fonction de l'âge, séparément pour chaque cohorte de naissance, pour les hommes et les femmes. Pour chaque cohorte, la prévalence de l'obésité a augmenté avec l'âge. Pour un âge donné, la prévalence de l'obésité a été plus importante pour les cohortes de naissance les plus jeunes. L'augmentation des prévalences de l'obésité était plus importante chez les cohortes de femmes les plus jeunes. Etant donné que les différences de prévalence d'obésité entre deux cohortes peuvent être dues à un effet cohorte de naissance ou un effet période, une paramétrisation spécifique des modèles s'est imposée.

La **table** montre les tests des différents effets. Il y avait une évolution constante de la prévalence de l'obésité au cours de la période d'étude, aucun effet non linéaire de la période n'a été noté. Quand cet effet linéaire période est pris en compte, un effet non linéaire de la cohorte est observé chez les femmes, avec une tendance similaire chez les hommes. Les Odds Ratios (ORs) et les intervalles de confiance à 95% (CIs 95%) pour l'effet cohorte de naissance sont représentés sur la figure 4. La figure 4A montre l'effet non linéaire de la cohorte de naissance combiné au «drift» (l'effet linéaire de la cohorte et/ou de la période). La figure 4B montre l'effet non linéaire de la cohorte de naissance ajusté sur l'âge et la période. La pente de l'effet cohorte est fixée à zéro, ce qui postule qu'il n'y a pas d'effet linéaire.

Nous avons trouvé une décélération de la prévalence de l'obésité pour les cohortes nées à la fin de la Seconde Guerre Mondiale et les deux décennies suivantes, et une accélération pour celles nées autour de la moitié des années 1960, surtout chez les femmes (figure 4). Quand les hommes et les femmes étaient combinés, l'effet non linéaire cohorte était observé pour les mêmes cohortes de naissance (résultat non montré).

## Discussion

Nous avons utilisé un modèle âge-période-cohorte pour mieux comprendre l'augmentation de la prévalence de l'obésité en France. Les analyses univariées ont montré une association de la prévalence de l'obésité avec chacun de ces paramètres (âge, période, cohorte) mais ces relations ne sont pas interprétables de façon indépendante. La méthode âge-période-cohorte n'a montré aucune évolution irrégulière de la prévalence de l'obésité entre 1997 et 2006. Cependant, l'analyse de l'effet cohorte de naissance a montré une accélération pour les cohortes nées au milieu des années 1960, suggérant une susceptibilité à l'obésité plus importante pour les générations nées à partir de cette époque, surtout chez les femmes. Nous avons trouvé une décélération pour les cohortes nées à la fin de la Seconde Guerre Mondiale et les deux décennies suivantes. L'effet non linéaire cohorte est plus marqué chez les femmes peut être parce que l'obésité reflète plus une accumulation de masse grasse chez les femmes que chez les hommes [12].

Les enquêtes ObEpi comportent certaines limites. Ces enquêtes ne sont pas basées sur un échantillon représentatif, mais sur un panel permanent d'institut de sondage. C'est pour cela que certains individus sont présents à plus d'une enquête (de 1997 à 2006, 23% des sujets [n=16 380] ont eu 2 mesures, 7% des sujets [n=5222] 3 mesures, 3% des sujets [n=2330] ont eu une mesure à toutes les enquêtes). Nous avons aussi analysé les modèles âge-période-cohorte avec une observation choisie aléatoirement pour chaque sujet. Même si cela a affecté la représentativité des enquêtes et réduit le nombre de sujets, les résultats sont restés similaires, même si la significativité des tests de l'effet non linéaire cohorte a baissé ( $p=0.10$  chez les hommes et  $0.06$  chez les femmes). Une autre limite des enquêtes ObEpi est liée au fait que le poids et la taille n'ont pas été mesurés par des investigateur formés mais rapporté par les enquêtés. Pour limiter ce biais, il a été demandé aux enquêtés, si possible, de se mesurer avant de rapporter leur données anthropométriques. Il semble que cette contrainte explique

une partie des non réponses aux enquêtes. En revanche, la même méthodologie ayant été adoptée pour les quatre enquêtes, ce biais devrait affecter plus les valeurs absolues que nous n'interprétons pas et moins les tendances temporelles observées. La méthodologie des enquêtes ObEpi a quelques avantages ; le faible coût et la simplicité des procédures ont rendu possible la répétition des enquêtes et ont permis de suivre ainsi l'évolution de la prévalence de l'obésité en France sur un échantillon de grande ampleur.

D'autres études se sont intéressées à l'effet de la cohorte de naissance dans l'évolution de la prévalence de l'obésité [6, 7, 13, 14], mais elles n'ont pas utilisé un modèle âge-période-cohorte complet. Jacobsen et al. [13], ont montré au sein d'une population norvégienne, qu'à un âge donné, la moyenne d'IMC et les pourcentages d'hommes et de femmes obèses étaient plus élevés chez les plus jeunes membres de la cohorte. Nous avons observé des tendances similaires, comme illustré sur la figure 3. Au sein d'une cohorte finlandaise, Lahti-Koski et al ont montré que chez les hommes les cohortes de naissance les plus récentes avaient un IMC plus élevé. Dans cette cohorte, l'augmentation la plus importante de la prévalence de l'obésité avec l'âge a été observée chez les hommes nés entre 1953 et 1957, dans notre étude l'accélération a été observée chez les hommes et les femmes nés après les années 1960 [14]. Cependant, la méthodologie adoptée par Lahti-Koski et al ne permet pas d'interpréter la tendance observée comme un effet spécifique de la cohorte, cet effet ne peut pas être distingué de celui de la période.

Les difficultés liées à l'implémentation des modèles âge-période-cohorte et à l'interprétation des paramètres de ces modèles pourraient expliquer le faible nombre d'étude ayant adopté des modèles âge-période-cohorte complets dans l'étude de l'obésité. A notre connaissance il y a eu deux études récentes [6, 7], et elles ont adopté des approches différentes pour la paramétrisation des modèles.

Tout d'abord, Allman-Farinelli et al [6] ont étudié les contributions individuelles de l'âge, de la période d'enquête et de la cohorte de naissance dans la prévalence du surpoids ( $IMC \geq 25 \text{kg/m}^2$ ) et de l'obésité ( $IMC \geq 30 \text{kg/m}^2$ ) en Australie en 1990, 1995 et 2000. Ils ont conclu que l'âge, la période et la cohorte étaient tous indépendamment liés à la prévalence du surpoids. L'âge et la période étaient associés à l'obésité mais pas la cohorte de naissance. Les effets étaient similaires chez les hommes et les femmes, excepté pour l'effet cohorte de naissance, la prévalence du surpoids avait augmenté avec l'âge pour les cohortes les plus jeunes, plus fortement chez les femmes que chez les hommes. Dans cette étude, le problème d'identification des paramètres a été résolu en rendant le risque de deux cohortes successives (en catégories) égal. Cependant, le choix de ces cohortes est arbitraire, cette méthode donne une estimation des effets parmi plusieurs possibilités. Cette approche ne permet pas de conclure ni sur des effets indépendants de l'âge, de la période et de la cohorte ni sur des tendances [5]. La seconde étude dans laquelle le modèle âge-période-cohorte complet a été utilisé est une étude sur une population d'hommes coréens entre 1992 et 2000 [7]. Les auteurs ont analysé l'évolution de la prévalence du diabète, du surpoids et de l'obésité avec l'âge, la période et la cohorte. L'obésité et le surpoids avaient augmenté d'une année à l'autre chez les hommes âgés de 28 à 59 ans, et les cohortes les plus jeunes avaient montré des prévalences plus élevées pour un âge donné. Le diabète était plus fréquent chez les cohortes les plus jeunes et était cohérent avec la prévalence de l'obésité, mais la tendance était moins importante que celle de l'obésité.

Au vu de nos résultats, nous sommes tentés de supposer, comme l'ont fait d'autres auteurs précédemment [6, 7], que l'augmentation de la prévalence de l'obésité entre 1997 et 2006 correspond à la fois à un effet de la période (un environnement obésogène affectant tous les individus vivant pendant cette période) et un effet cohorte de naissance (les générations les plus jeunes sont plus affectées). Parce que l'obésité est une maladie chronique avec un faible

taux de guérison, l'effet cohorte de naissance peut être interprété comme le reflet d'une exposition tout au long de la vie à un environnement obésogène. Ainsi, nous pouvons suggérer que les expositions pendant l'enfance contribuent à l'effet cohorte de naissance, même si nos données sont limitées aux âges adultes. Une étude danoise a montré, avec une cohorte de garçons âgés de 7 à 11 ans et une cohorte de jeunes hommes, une augmentation de la prévalence de l'obésité pour les cohortes nées après les années 1960 [15]. Cette étude n'a pas utilisé les modèles âge-période-cohorte, mais l'évolution de la prévalence de l'obésité a été concordante chez les jeunes hommes âgés de 19 ans et chez les garçons âgés de 7 ans en fonction de la cohorte de naissance seulement et pas en fonction de la période d'enquête. Ces résultats soutiennent l'idée que des déterminants très précoces seraient responsables de ces évolutions, et non pas, par exemple, des facteurs liés à l'apparition de la puberté. Cette étude a été aussi concordante avec la nôtre en montrant une décélération autour de la Seconde Guerre Mondiale qui a été légèrement plus tardive au Danemark qu'en France.

Des auteurs ont suggéré que l'environnement précoce, plutôt que les conditions de vie ultérieures, pouvait avoir un effet important sur le risque d'obésité tout au long de la vie [15-17]. La décélération de la prévalence de l'obésité en France pour les cohortes nées à la fin de la Seconde Guerre Mondiale pourrait être liée aux conditions de vie difficiles pendant cette période. A la fin de la Seconde Guerre Mondiale, la production industrielle française a été diminuée de moitié par rapport à son niveau d'avant guerre, et l'agriculture a été mise en veille du fait du manque d'hommes et de matériel [18]. D'ailleurs les rations alimentaires ont continué après les années de guerre jusqu'en 1947-1948 [18]. Les individus nés pendant cette période pourraient avoir connu des restrictions nutritionnelles in utero et/ou pendant l'enfance. L'accélération de la prévalence de l'obésité pour les cohortes nées à partir du milieu des années 1960 pourrait être liée à l'amélioration des conditions de vie en France qui a accompagnée le boom économique connu sous le nom des «30 glorieuses » (la période

de 1945 à 1973) [18]. Une augmentation de la consommation d'énergie (alimentation riche en sucres complexes et en matières grasses) et une baisse de l'activité physique sont les conséquences du développement industriel et de l'amélioration des conditions de vie [19]. Les tendances de la prévalence du surpoids semblent refléter l'amélioration des conditions de vie et d'alimentation plus chez les femmes que chez les hommes.

En conclusion, l'analyse par la méthode âge-période-cohorte a montré que les cohortes les plus récentes sont plus affectées par une augmentation de l'obésité liée à l'âge pendant la période 1997 à 2006 en France, surtout chez les femmes. D'autres études utilisant des méthodologies différentes, et dans des pays différents comme le Danemark, l'Australie et la Corée ont aussi montré que les cohortes nées à partir des années 1960 semblent être plus susceptibles de développer une obésité. Nos résultats ont montré une stabilisation de la tendance de l'obésité pour les cohortes nées entre les années 1970 et les années 1980.

Même si l'épidémie de l'obésité des adultes est devenue de plus en plus apparente à partir des années 1990 en France, certaines de ses causes pourraient trouver leur origine au milieu des années 1960. Des recherches supplémentaires sont nécessaires afin d'identifier les changements dans l'environnement précoce de ces cohortes pouvant expliquer l'augmentation de leur susceptibilité à l'obésité.

## **Remerciements**

Nous remercions J. S. Joubert, S. Fages et C. Moisan de Produits Roche, G. Bonnélye, J. Hovart et P. Périé de TNS Sofres, et Beverley Balkau de l'unité 780 de l'INSERM pour leurs contributions.

Cet article est une version française d'un papier précédemment publié dans la revue *Epidemiology*, *Diouf I, Charles MA, Ducimetiere P, Basdevant A, Eschwege E, Heude B.*

*Evolution of obesity prevalence in France: an age-period-cohort analysis.*  
*Epidemiology;21:360-5.*

## Références

1. Charles MA, Eschwege E, Basdevant A (2008) Monitoring the obesity epidemic in France: the Obepi surveys 1997-2006. *Obesity* (Silver Spring).16:2182-6.
2. Maillard G, Charles MA, Thibault N, et al. (1999) Trends in the prevalence of obesity in the French adult population between 1980 and 1991. *Int J Obes Relat Metab Disord*.23:389-94.
3. Clayton D, Schifflers E (1987) Models for temporal variation in cancer rates. I: Age-period and age-cohort models. *Stat Med*.6:449-67.
4. Clayton D, Schifflers E (1987) Models for temporal variation in cancer rates. II: Age-period-cohort models. *Stat Med*.6:469-81.
5. Holford TR (1991) Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Public Health*.12:425-57.
6. Allman-Farinelli MA, Chey T, Bauman AE, et al. (2008) Age, period and birth cohort effects on prevalence of overweight and obesity in Australian adults from 1990 to 2000. *Eur J Clin Nutr*.62:898-907.
7. Kwon JW, Song YM, Park H, et al. (2008) Effects of age, time period, and birth cohort on the prevalence of diabetes and obesity in Korean men. *Diabetes Care*.31:255-60.
8. Charles MA, Eschwege E, Basdevant A (2008 May 29. [Epub ahead of print]) Monitoring the Obesity Epidemic in France: The Obepi Surveys 1997-2006. *Obesity* (Silver Spring).
9. Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, et al. (2000) Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. *Bmj*.320:1240-3.
10. Carstensen B (2007) Age-period-cohort models for the Lexis diagram. *Stat Med*.26:3018-45.
11. Keiding N (1990) Statistical Inference in the Lexis diagram. *Phil Trans R Soc Lond A*.332:487-509.
12. Gallagher D, Visser M, Sepulveda D, et al. (1996) How useful is body mass index for comparison of body fatness across age, sex, and ethnic groups? *Am J Epidemiol*.143:228-39.
13. Jacobsen BK, Njolstad I, Thune I, et al. (2001) Increase in weight in all birth cohorts in a general population: The Tromso Study, 1974-1994. *Arch Intern Med*.161:466-72.
14. Lahti-Koski M, Jousilahti P, Pietinen P (2001) Secular trends in body mass index by birth cohort in eastern Finland from 1972 to 1997. *Int J Obes Relat Metab Disord*.25:727-34.
15. Olsen LW, Baker JL, Holst C, et al. (2006) Birth cohort effect on the obesity epidemic in Denmark. *Epidemiology*.17:292-5.
16. Botton J, Heude B, Maccario J, et al. (2008) Postnatal weight and height growth velocities at different ages between birth and 5 y and body composition in adolescent boys and girls. *Am J Clin Nutr*.87:1760-8.
17. Oken E, Gillman MW (2003) Fetal origins of obesity. *Obes Res*.11:496-506.
18. Fourastié J. Les trente glorieuses ; ou, La Revolution invisible de 1946 a 1975. Paris: Fayard; 1979.
19. Ludwig DS, Pollack HA (2009) Obesity and the economy: from crisis to opportunity. *Jama*.301:533-5.



**TABLE 1. Analyse de la déviance pour les test d’hypothèses sur le modèle Age-Période-Cohorte, séparément chez les hommes et les femmes. Les enquêtes ObEpi (“Enquête épidémiologique nationale sur le surpoids et l’obésité”)**

	ddl résiduels	déviance résiduelle		Comparaisons des modèles emboîtés	Effets testés	ddl	Différence de déviance		P values	
		hommes	femmes				hommes	femmes	hommes	femmes
modèle 1 Age	57	131.5	249.6							
modèle 1a Age-drift*	56	51.9	62.5	1 et 1a	Effet linéaire de la cohorte ou de la période ajusté sur l’âge	1	79.5	187.1	<0.0001	<0.0001
modèle 2a Age-Cohorte	38	25.8	26.7	1a et 2a	Effet non linéaire de la cohorte ajusté sur l’âge	18	26.1	35.7	0.09	0.008
modèle 3 Age-Période-Cohorte	36	23.5	25.7	2a et 3	Effet non linéaire de la période ajusté sur l’âge et la cohorte	2	2.3	1.0	0.32	0.59
modèle 2b Age-Période	54	49.3	61.7	2b et 3	Effet non linéaire de la cohorte ajusté sur l’âge et la période	18	25.8	35.9	0.10	0.007
modèle 1b Age-drift	56	51.9	62.5	1b et 2b	Effet non linéaire de la période ajusté sur l’âge	2	2.6	0.8	0.27	0.66

\* L’évolution linéaire de la prévalence de l’obésité observée pendant la période d’enquête, qui ne peut être spécifiquement attribuée à la cohorte ou à la période est appelée «drift ». Ce modèle inclut l’effet linéaire de la période ou de la cohorte (variable quantitative). Quelle que soit la variable considérée (période ou cohorte) l’estimation du « drift » reste la même.

## Légendes des figures

**Figure 1 :** Les données des enquêtes de 1997 à 2006 chez les femmes sont réparties dans un diagramme de Lexis. Chaque cellule du diagramme comporte le pourcentage de femmes obèses (en gras) et le nombre total de femmes dans chaque groupe d'âge de 3 ans et pour chaque année d'enquête. Les cellules en gris correspondent à des femmes de la même cohorte de naissance aux différentes enquêtes.

**Figure 2 :** Prévalence de l'obésité en fonction des groupes d'âge de 3 ans pour les différentes années d'enquêtes chez les hommes et les femmes.

**Figure 3 :** Prévalence de l'obésité en fonction de l'âge (en classes de 3 ans), séparément pour chaque cohorte de naissance (en classe de 3 ans) chez les hommes et les femmes. Par exemple, à 40 ans les femmes nées en 1966 avaient eu une prévalence d'obésité plus importante que celles nées en 1957 (15.0% vs 7.9%, respectivement, comme montré par les pointillés).

**Figure 4 :** Odds Ratios (intervalle de confiance à 95% pour chaque OR) pour l'effet de la cohorte de naissance dans la prévalence de l'obésité pour la cohorte de référence 1957, en 1997 (période de référence) chez les hommes et les femmes. A, le drift et l'effet non linéaire sont combinés. B, représentation de l'effet non linéaire de la cohorte.

<b>Age</b>	<b>85</b>	<b>13%</b> 131	<b>8%</b> 128	<b>13%</b> 112	<b>11%</b> 159
	<b>82</b>	<b>11%</b> 91	<b>8%</b> 71	<b>12%</b> 175	<b>12%</b> 219
		⋮	⋮	⋮	⋮
	<b>31</b>	<b>5%</b> 901	<b>9%</b> 739	<b>11%</b> 727	<b>12%</b> 697
	<b>28</b>	<b>6%</b> 807	<b>5%</b> 636	<b>8%</b> 507	<b>9%</b> 556
	<b>25</b>	<b>4%</b> 762	<b>6%</b> 508	<b>6%</b> 391	<b>7%</b> 471
	<b>22</b>	<b>2%</b> 594	<b>3%</b> 483	<b>2%</b> 451	<b>8%</b> 359
	<b>19</b>	<b>1%</b> 512	<b>2%</b> 601	<b>3%</b> 476	<b>3%</b> 420
	<b>16</b>	<b>1%</b> 637	<b>1%</b> 577	<b>3%</b> 522	<b>2%</b> 441
		<b>1997</b>	<b>2000</b>	<b>2003</b>	<b>2006</b>
		<b>Période</b>			





