



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Évolution des comportements alimentaires : le rôle des générations

Fanette RECOURS
Pascale HEBEL

Evolution of eating behaviours: Generational effects

Summary – In order to evaluate the changes in French eating habits and to anticipate future changes, this article proposes to record and analyse consumption through a model named Age-Period-Cohort. This model correlates aging and/or cohort effects with income, urban area size and kind of the household. In conclusion, there seems to be a trend towards meals being prepared more hastily and they are therefore more simplistic in content : Generally two course meals.

We can not speak about breakdown of the meals composition, rather, it is the overall change in type and style of consumption. Overall, there is one trend in particular that has been detected through the use of the Age-Period-Cohort model, it shows that younger generations are much less likely to take dinner at a regular fixed time compared to predecessors.

Key-words: model of Age-Period-Cohort, eating behaviours, generational effects, consumption surveys

Évolution des comportements alimentaires : le rôle des générations

Résumé – Pour étudier les modifications du modèle alimentaire français et anticiper l'évolution des comportements alimentaires dans les années à venir, cet article propose de mesurer les forces de l'habitude au travers d'un modèle Âge-Période-Cohorte. Celui-ci permet d'établir l'existence des effets d'âge et/ou de cohorte et de les isoler à partir des variables de revenu, de taille d'agglomération ou encore de nature du ménage. Nous concluons à l'existence d'effets de cohorte qui se traduisent par une diminution de la durée de préparation des repas et une simplification de leur composition : repas à deux composantes ou plateaux-repas. On ne peut pas parler de déstructuration des repas, mais seulement d'un changement du modèle alimentaire. La seule tendance à la déstructuration décelée au travers de la lecture du modèle Âge-Période-Cohorte est celle de la déstructuration temporelle : les jeunes générations prennent de moins en moins souvent leur dîner à heure fixe.

Mots-clés : modèle d'Âge-Période-Cohorte, comportements alimentaires, effets de génération, enquête de consommation

* CREDOC, 142 rue du Chevaleret, 75013 Paris

e-mail : recours@credoc.fr

hebel@credoc.fr

LES COMPORTEMENTS alimentaires des Français sont devenus un sujet permanent d'intérêt, de préoccupations, voire d'inquiétudes, tant pour le grand public que pour les pouvoirs publics. Le sujet le plus préoccupant, aujourd'hui, concerne l'incidence de l'obésité et pose la question de la pérennité du modèle alimentaire français considéré comme garant de la longue espérance de vie de nos concitoyens.

Un modèle alimentaire correspond à l'ensemble des règles sociales et culturelles qui régissent l'acte alimentaire. De celui-ci dépendent les produits qui peuvent et doivent être mangés, ainsi que la manière de les cuisiner. Le modèle définit aussi une structure du repas, des horaires précis et une manière de manger. Sans entendre par là le suivi strict de normes comportementales qui ne s'appliquent que dans certaines classes sociales, certaines habitudes globales restent communes à l'ensemble de la société : le fait de manger autour d'une table par exemple. Plus simplement, on considère que le modèle traditionnel français est fondé, entre autres, sur deux principes fondamentaux : trois repas par jour sur des plages horaires bien définies (sans manger quoi que ce soit en dehors de ces repas) et des repas structurés. Il est souvent présenté comme le modèle le plus adapté aux rythmes physiologiques de l'homme, mais en réalité, personne ne peut affirmer qu'il existe un modèle alimentaire idéal.

Aujourd'hui, de plus en plus d'acteurs sont inquiets face au devenir de ce modèle alimentaire. Les repas de plus en plus déstructurés, les plats de plus en plus aseptisés, les tables familiales de moins en moins occupées, on s'inquiète de la montée de l'individualisme dans un rituel qui jusqu'à présent resserrait les liens, notamment familiaux. Il ne faut cependant pas confondre changement de modèle alimentaire et déstructuration alimentaire. Par exemple, le plateau-repas pris devant le journal de 20 heures est un changement de modèle alimentaire, mais il ne remet pas en cause la composition du plateau. Plusieurs types de déstructuration coexistent (Lahlou *et al.*, 1987) :

- la déstructuration est temporelle si les repas ne se produisent plus à heure fixe ;
- la déstructuration est familiale si les repas ne réunissent plus les mêmes personnes ;
- la déstructuration concerne le contenu alimentaire si les individus mangent n'importe quoi ;
- la déstructuration est dite de contenu social si « l'ambiance », le type de conversation et le protocole du repas deviennent aléatoires ;
- la déstructuration complète correspond au grignotage généralisé, où chaque membre de la famille mange n'importe quoi, n'importe quand, indépendamment des autres.

Pour certains, de nouvelles habitudes alimentaires sous influences anglo-saxonne et nordique entraîneraient des comportements basés sur une surconsommation de graisses et de sucres raffinés, ainsi qu'une simplification et une individualisation des repas. Il s'agit de voir si ces inquiétudes se confirment dans le comportement alimentaire des jeunes générations.

Le processus mis en jeu par la succession des générations est, selon Chauvel (1998), devenu depuis 1985 une question centrale pour l'ensemble des sciences

sociales françaises. Deux champs de recherche en ont souligné l'importance : la sociologie religieuse et plus généralement celle des valeurs, d'une part, et celui des positions sociales, des modes de vie et des comportements économiques, d'autre part. L'essentiel des travaux précurseurs fut développé par les démographes et importé par la sociologie américaine (Whelpton, 1949 et Ryder, 1965). En France, ces travaux ont été appliqués en premier lieu à l'économie dans les années 80¹. Les modèles incluant les effets de cohorte ont l'avantage de prendre en compte la démographie et d'expliquer les évolutions des indicateurs économiques tels que les taux d'épargne ou les dépenses de consommation sur du long terme.

Ces travaux n'ont été appliqués à la sociologie que dix ans plus tard. Dans le domaine des valeurs religieuses, par exemple, si les églises sont fréquentées par des personnes âgées, ce n'est pas parce qu'avec l'avancée en âge on devient de plus en plus pratiquant, mais bien parce que ce sont les générations anciennes qui ont pris l'habitude de fréquenter les églises et que les jeunes générations ne le font pas (Chauvel, 1998). Le rituel dominical était le fait de 50 % d'une cohorte de jeunes de 15 ans en 1950 et de moins de 5 % aujourd'hui. Cet effondrement va continuer jusqu'à l'érosion des pratiques, sauf si l'on assiste à un radical changement de régime. De nombreux chercheurs en sociologie (Galland, 1994 ; Drouin, 1995 ; Schweisguth, 1997 ; Chauvel, 1998) ont mis en évidence ces effets générationnels sur les valeurs. Pour l'ensemble de ces auteurs, la génération « sociologique » née au milieu des années 40, ayant vécu les événements de « mai 68 » quand ils avaient 20 ans, est en rupture avec ses aînées. Les générations nées avant la fin de la guerre sont caractérisées par une plus forte pratique des normes traditionnelles, une moindre tolérance, une autorité plus forte, un moindre individualisme et un attachement moins fort à l'hédonisme. Ainsi le conflit des générations de la fin des années 60, corollaire de l'agitation née en 1968, peut-il s'interpréter comme le mouvement d'une génération opposée aux générations précédentes, en raison de références normatives contraires.

Les effets de générations (Kessler et Masson, 1985) représentent la trace spécifique qu'a laissée l'histoire. Les événements de « mai 68 » et ce qui s'en est suivi ont modifié un grand nombre de cycles de vie. C'est Ryder (1965) qui a émis l'hypothèse selon laquelle le capital générationnel est accumulé surtout aux âges jeunes, la résistance aux changements devenant de plus en plus importante avec l'âge. Le changement social utilise alors souvent le renouvellement démographique des générations en s'appuyant sur les nouvelles générations plus malléables.

Les critiques formulées contre la théorie générationnelle sont synthétisées par Herpin (2004). L'hypothèse selon laquelle l'orientation des préférences est fixée dès l'enfance par les apprentissages au sein de la famille et dans le groupe des pairs pourrait être remise en cause par la socialisation secondaire. L'identité au travail est de moins en moins fixée par un métier appris jeune et exercé jusqu'à la retraite. L'identité sociale ne sera donc pas identique tout au long de la vie.

¹ L'ouvrage de D. Kessler et A. Masson, *Cycle de vie et générations* (1985), souligne de façon systématique l'intérêt de la démarche, mais il n'a eu d'audience qu'auprès des économistes intéressés aux questions de cycle de vie, d'accumulation de patrimoine ou de droits de retraite.

À notre sens, une façon pertinente de vérifier si les habitudes et les préférences alimentaires sont fixées à l'adolescence et vont évoluer dans les années à venir est de mettre en place des modèles statistiques de type Âge-Période-Cohorte, en choisissant comme cohorte les individus d'une même génération. Le présent article propose de tester les effets de cohortes et d'en mesurer l'impact sur les évolutions alimentaires. Nous mettrons en évidence les effets d'âge et de cohorte, tout en tenant compte d'autres variables sociodémographiques telles que la taille du ménage, la taille d'agglomération ou le revenu. Notre objectif est de suivre les générations pour expliquer les évolutions du modèle alimentaire.

L'article est organisé de la manière suivante : dans une première section, nous présentons le cadre théorique du modèle statistique. La deuxième section explicite les données utilisées et le modèle d'estimation des effets d'âge, de période et de cohorte choisi. Nous commentons ensuite les principaux résultats.

Méthodes statistiques pour estimer les effets d'âge, de période et de cohorte

Cadre théorique

Problème d'interdépendance : de la difficulté d'isoler les phénomènes d'âge, de période et de génération...

L'âge apparaît très souvent comme la variable centrale pour définir une évolution de comportements. Dans le domaine alimentaire, la relation est très forte. L'âge revêt alors plusieurs fonctions : une fonction biologique (relevant en quelque sorte de l'inné) et une fonction cyclique (relevant plutôt de l'acquis, du culturel). Ainsi considère-t-on que la consommation de viande diminue après 70 ans, ceci étant lié à des problèmes de mastication. Mais aussi, on peut montrer que la vie d'un individu est scandée de quasi-rituels de passage alimentaires (Garabua-Moussaoui, 2002).

Les effets de cycles de vie

Dans son plus jeune âge, l'enfant apprend ce qui est bon ou mauvais pour lui, notamment en fonction des interdits fixés par les parents. Puis l'enfant entre dans l'univers adulte : il s'éloigne des aliments aux goûts doux préférés dans l'enfance, pour apprécier une gamme plus étendue de produits, plus variée, et aux goûts plus forts. Par exemple, il est fréquent que les adolescents restent à table lors de l'arrivée du plateau à fromage, contrairement aux enfants, que l'on rappelle pour le dessert (Garabua-Moussaoui, 2002). La consommation de fromages forts s'apparenterait alors à un rite de passage de l'enfance à l'adolescence. À la sortie de l'adolescence, l'individu s'invente, c'est un processus long qui conduit à l'abandon de la jeunesse. La formation des couples entraîne une adaptation des goûts et la pratique de la cuisine. Cette phase du cycle de vie est la plus importante dans la construction du modèle alimentaire. C'est au début de la relation amoureuse que les compromis entre

les habitudes des deux personnes du couple se mettent en place (Kaufmann, 2002). Chacun arrive avec ses habitudes et ses bizarreries, l'autre compose avec. Au moment de la constitution du couple, le modèle alimentaire est en rupture avec le modèle précédent pour que chacun crée sa propre identité. L'arrivée d'un enfant dans le couple régularise la prise des repas et témoigne d'un passage à une vie familiale plus traditionnelle. Les pratiques alimentaires sont donc révélatrices de la construction identitaire des acteurs sociaux comme de leurs relations.

Les effets de période

Si notre corps et nos rites ne nous permettent pas de manger de la même manière à tous les âges, nos comportements individuels s'inscrivent aussi, et surtout, dans un environnement socio-économique, culturel et historique. Malgré leur différence d'âge, deux individus, l'un de 25 ans et l'autre de 50 ans, évoluent dans le même environnement. Les offres de nouveaux produits marquent fortement l'évolution de la consommation, comme l'ont fait dans les années 60 les céréales du petit-déjeuner, les pâtes à tartiner ou encore les colas. D'autres événements imprègnent une période, comme les différentes crises alimentaires (ESB pour le bœuf, dioxine pour les poulets...), les périodes de pénurie, l'utilisation d'internet ou certains modes alimentaires tels le retour de l'allaitement. Il s'en dégage des effets dits de moment ou de période, c'est-à-dire des évolutions généralisées qui touchent l'ensemble de la population à une période donnée.

Les effets de générations

Les effets de moment ont des conséquences sur les individus à la fois durables et variables selon leur âge ou leur position dans le cycle de vie au moment considéré. Nous nous devons donc aussi de replacer l'individu au sein du groupe qui a parcouru la même trajectoire historique, c'est-à-dire qui a connu au même moment un événement pris pour référence : il s'agit de l'effet de génération ou effet de cohorte. Une cohorte de ménages est un groupe de foyers définis par des critères qui ne changent jamais au cours de leur vie : le critère le plus évident est la date de naissance, c'est-à-dire la génération ; mais nous pouvons aussi considérer le niveau de diplôme de fin d'études de la personne du ménage de référence puisqu'il est défini une fois pour toutes (Cardoso et Gardes, 1996). Ainsi pouvons-nous rencontrer des évolutions « innovantes » d'une génération, que nous ne retrouvons pas aux âges équivalents dans les générations précédentes, comme le développement des plats cuisinés tout prêts.

Les méthodes de décomposition APC (Âge-Période-Cohorte) permettent d'estimer l'influence sur un phénomène, exprimé généralement par un taux d'incidence (ou une transformation mathématique d'un taux), de ces trois effets. L'effet cohorte est au centre des analyses. L'estimation de ces effets clarifie les mécanismes qui influencent la survenance du phénomène étudié. Par ailleurs, l'évolution future de ce phénomène peut être perçue en fonction de ces trois variables. La capacité prédictive augmente par rapport au modèle de prévision qui ne prendrait en considération que les tendances périodiques.

Cependant, cette approche présente des limites lorsque l'on assimile la cohorte à la génération. Le problème majeur vient en effet de la difficulté d'estimer

correctement les effets d'âge, de période et de cohorte. Par exemple, si nous comparons, en 2005, la quantité consommée de sodas chez les personnes nées en 1980 à celle des personnes nées en 1930, nous observons un taux de pénétration bien plus fort chez les plus jeunes. Cette différence de consommation est-elle due à la modification des comportements alimentaires entre la jeunesse et la retraite, à la modification des conditions de vie entre les années 1930 et 1980, ou au vécu différent des deux cohortes, l'une qui a connu les privations et l'autre qui a connu la société de consommation ? Autrement dit, le groupe de personnes nées en 1980 va-t-il diminuer sa consommation de sodas en vieillissant ou bien va-t-il la maintenir au même niveau ? Nous voyons bien qu'il est difficile d'estimer dans quelle proportion l'augmentation de la consommation peut être attribuée à l'âge, à la période et à la cohorte puisque les trois variables sont interdépendantes : lorsque l'on connaît la valeur de deux variables, on connaît la valeur de la troisième.

$$\text{Âge} = \text{Année d'observation (période)} - \text{Année de naissance (génération)}$$

Théorie de Mason face aux critiques

La solution au problème d'identification proposée par Mason et ses co-auteurs dans les années 70 est de poser une contrainte supplémentaire sur les coefficients estimés par le modèle (Bascoul *et al.*, 2003). Ils proposent, par exemple, de poser indifféremment une contrainte d'égalité entre les coefficients estimés de deux modalités de la variable âge, période ou cohorte.

Le problème d'une telle approche est qu'à des contraintes d'égalité différentes vont correspondre des estimations différentes des coefficients (Bascoul *et al.*, 2003). Et étant donné que le pouvoir explicatif (mesuré par le R^2) des modèles estimés sous différentes contraintes d'égalité est sensiblement égal, on ne dispose pas, en l'absence d'a priori sur la contrainte d'égalité qu'il faut choisir, de méthodes permettant de sélectionner le « bon » modèle.

C'est pourquoi une telle solution a donné lieu à plusieurs controverses (Bascoul *et al.*, 2003). Rodgers (1982a) reproche tout d'abord à ce modèle sa linéarité sous-jacente (ou hypothèse d'additivité des effets), puisque les auteurs supposent que les effets des trois variables sont additifs et jamais croisés. Or, l'absence d'interaction entre les trois effets, c'est-à-dire le fait que chaque effet soit indépendant des valeurs prises par les deux autres variables, est une hypothèse très restrictive. Elle suppose par exemple que les effets de période sont les mêmes quel que soit l'âge ou encore, que les effets d'âge sont les mêmes quelle que soit la cohorte, ce qui peut prêter à discussion.

Ensuite, Rodgers (1982b) regrette que Mason *et al.* (1973) ne proposent aucune méthode pour tester la validité des contraintes d'égalité imposées au modèle. La seule démarche qui trouve grâce à ses yeux est celle qui consiste à éliminer l'une des trois variables pour la remplacer par les variables qui se « cachent » derrière et qui ne sont pas colinéaires aux deux autres. Rodgers (1982b) suggère par exemple de remplacer les indicatrices de cohorte par des variables mesurant les conditions de vie dont ont pu

bénéficier les individus d'une cohorte donnée : l'accès à l'éducation par exemple. La période, elle, pourrait être remplacée par les taux de chômage, d'inflation ou d'épargne.

Méthode par effets croisés

Il est possible, en effectuant des tests de restriction sur un modèle complètement saturé, de tester la validité des trois sous-modèles suivants (Berndt *et al.*, 1995) :

- modèle Cohorte-Période (CP),
- modèle Période-Âge (PA),
- modèle Cohorte-Âge (CA).

Cette méthode permet de déterminer quels effets (simples ou croisés) peuvent être légitimement exclus lorsque l'on cherche à estimer l'impact de l'âge, de la période et de la cohorte sur la variable dépendante y (Bascoul *et al.*, 2003). Pour cela, on part du sur-modèle saturé. Celui-ci consiste à régresser la variable dépendante y sur tous les effets croisés susceptibles de lier les effets d'âge, de période et de cohorte. Les trois sous-modèles CP, PA, CA se déduisent alors du sur-modèle saturé par l'intermédiaire de différents jeux de restrictions.

L'autre avantage de cette méthode est qu'elle peut s'interpréter à l'aide d'outils graphiques simples, ce qui rend sa mise en œuvre particulièrement aisée. Il existe six manières distinctes de représenter dans un plan à deux dimensions la moyenne d'une variable dépendante y par âge, période et cohorte. Notons que ces six graphiques contiennent en réalité exactement la même information, puisqu'ils ne constituent que six manières différentes d'observer la même chose, dès lors que connaissant les coordonnées d'un point dans l'espace engendré par deux des trois variables, on peut retrouver aisément la coordonnée de ce point dans la dimension de la variable exclue, en utilisant la formule :

$$\text{Âge} = \text{Période} - \text{Cohorte}$$

D'après la littérature cependant, des simulations sur des échantillons plus petits montrent que la méthode des tests de restriction est moins efficace. De plus, si l'on relâche l'hypothèse de faible hétérogénéité inobservée entre les individus ($\varepsilon_i \rightarrow N(0,1)$), les résultats obtenus sont moins concluants.

Méthode des (pseudo-) panels

On parle de données de panel lorsque l'on dispose d'observations répétées dans le temps pour un même ensemble d'individus. Or nous verrons que les enquêtes sur lesquelles porte notre étude ne correspondent pas à de vraies données de panel car ce ne sont pas les mêmes individus qui sont suivis d'une année sur l'autre. Nous sommes en présence de données de pseudo-panel. En effet, les enquêtes correspondent à des données transversales sur la consommation. Elles ne permettent pas de suivre les mêmes ménages au cours de leur vie. Il est donc impossible de traiter telles quelles les données comme des panels.

Néanmoins, il est possible de définir des cohortes et d'estimer des rapports basés sur la cohorte plutôt que sur les différentes observations (Deaton, 1985). Dans chaque enquête, il s'agit d'identifier les représentants de ces cohortes. L'idée est que suivre le comportement moyen d'une cohorte revient à suivre le comportement d'un ménage représentatif de la cohorte : en utilisant les données moyennes pour chaque cohorte calculées sur plusieurs enquêtes successives, on a alors des données temporelles qui permettent de suivre des cohortes, comme on suivrait des ménages dans un véritable panel. Prendre un individu moyen peut certes poser problème si les comportements se diversifient au sein d'une cohorte. Les cohortes ne sont pas toutes homogènes de la même manière et prendre un individu représentatif qui résume en quelque sorte la cohorte pourrait être gênant. Ces pseudo-panels ont toutefois l'avantage d'éviter les problèmes d'attrition (dans un vrai panel il s'agit du risque encouru de diminution du nombre de ménages interrogés si ceux-ci abandonnent d'une année sur l'autre pour cause, par exemple, de décès ou de déménagement) et les problèmes d'accoutumance puisque les échantillons sont nouveaux à chaque fois.

Avec les données de pseudo-panel, le travail s'effectue non plus sur des ménages, mais sur des cellules recomposées. Ces cellules s'apparentant à des données de panel, la comparaison des estimateurs *within* et *between* devient possible, permettant de prendre la mesure des erreurs que l'on commet sur les effets d'âge lorsque l'on omet les indicatrices de cohorte.

En effet, il existe deux types d'estimateurs lorsque l'on considère des données de panels :

- l'estimateur *within*, dont les estimations sont longitudinales (elles bénéficient du fait que l'on suive les mêmes individus pendant cinq ans),
- l'estimateur *between*, dont les estimations sont transversales (elles mélangent le fait que les individus appartiennent à une génération donnée et se situent à un âge donné).

Modèle utilisé

La méthode de Mason (1973) n'est pas appliquée, parce qu'elle suppose des hypothèses trop restrictives et oblige à adapter chaque modèle à chaque type de variable. Les estimateurs *between* et *within* ne sont pas pris en compte parce qu'il est difficile d'effectuer un « cellulaire » (regroupement d'individus en groupes homogènes) optimum avec les données que nous possédons. En effet, deux principes s'opposent dans la construction d'un cellulaire de données (Cardoso et Gardes, 1996) : les cellules doivent contenir un nombre suffisant d'individus pour que les moyennes empiriques des diverses variables constituent un bon estimateur des moyennes théoriques du type d'individus regroupés dans la cellule (Verbeek-Nijman montrent en 1992 que le problème d'erreur de mesure est négligeable lorsque les cellules contiennent plus d'une centaine d'individus), mais, inversement, la taille des cellules diminue, à population enquêtée constante, lorsque l'on multiplie les critères de regroupement pour homogénéiser le plus possible chaque cellule. Le premier principe (rendre les cellules les plus homogènes possibles) permet de minimiser la perte d'efficacité des estimateurs calculés sur données groupées par rapport à des estimateurs calculés sur données individuelles. Le second principe (avoir assez d'individus par cellule) permet de réduire les erreurs de mesure provenant du fait que l'on

ne ré-interroge pas les mêmes individus à deux dates différentes. Dans notre cas (environ 1 050 ménages par année), il est difficile de combiner les deux principes et nous avons choisi de ne découper nos cellules qu'en fonction des générations. Une autre limite est que chaque cellule ne doit pas structurellement se déformer au fur et à mesure qu'elle vieillit. Or, la structure des cellules constituées de ménages est amenée à se modifier compte tenu des séparations/mises en couple des individus et des arrivées/départs d'enfants. Dans la mesure où les habitudes alimentaires peuvent se modifier selon ces déformations, on peut, faute de mieux, ajouter des variables « familiales » à la liste des variables explicatives du modèle (indications sur la taille du ménage par exemple).

Nous choisissons de mettre en place le modèle que Rodgers (1982b) préconise : remplacer l'un des trois effets par des variables qui l'expliquent. L'objet principal étant d'analyser les effets de cohorte, nous choisissons un modèle ne comportant plus que deux jeux d'indicatrices (modèle Cohorte-Âge) complétées par une variable explicative qui tente de capturer les canaux par lesquels la dimension exclue est susceptible d'influencer la variable d'intérêt. En procédant ainsi, on élimine toute dépendance stricte entre les variables explicatives, ce qui permet d'expliquer correctement les coefficients du modèle.

C'est là, en quelque sorte, la méthode qu'appliquent Beaudry et Lemieux (1998) : ils lèvent le problème d'identification du modèle en remplaçant l'effet de période par des effets macro-économiques (récession, générosité du système d'assurance chômage...). Ils utilisent les seuls taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans pour capter les effets de date, supposant que ceux-ci reflètent avant tout l'évolution de la conjoncture économique. Dans notre analyse, le revenu, suivant très fortement l'évolution de la conjoncture de la même façon que le taux de chômage dans Beaudry et Lemieux (1988), remplacera l'effet de période.

D'autres stratégies d'identification auraient été possibles, conditionnant les résultats obtenus. Deaton (1997) suppose que la consommation est le produit d'un effet cohorte constant dans le temps (richesse sur le cycle de vie) et d'un effet âge déterminé par les préférences et la technologie. Deaton et Paxson (1994) supposent que les chocs temporels (les effets de date) sont orthogonaux à la tendance de long terme. Cela signifie que toute tendance de long terme est captée par les effets de cohorte et d'âge. Les effets de date s'annulent sur une longue période.

La stricte additivité des effets d'âge et de cohorte repose sur l'hypothèse que les comportements alimentaires par âge n'ont pas évolué au cours des 15 dernières années. Cette hypothèse sera vérifiée sur nos données.

Les variables que nous étudions ici sont qualitatives. Nous raisonnons donc à partir de régressions logistiques qui consistent à régresser une variable qualitative sur diverses variables qualitatives ou quantitatives. L'intérêt de cette méthode est de pouvoir déterminer les effets propres de chaque variable, c'est-à-dire de pouvoir isoler les effets significatifs « toutes choses égales par ailleurs ».

Nous supposons que les effets sont additifs. Le modèle est le suivant :

$$\pi(X) = P(Y = 1 / X_i, \dots, X_p) = \frac{1}{1 + \exp \left\{ - \left(\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i \right) \right\}}$$

avec Y la variable binaire à expliquer et $X=(X_1, \dots, X_p)$ le vecteur des variables explicatives.

On a alors :

$$\text{logit } \pi(X) = \ln\left(\frac{\pi(X)}{1-\pi(X)}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i$$

Les coefficients β_0, \dots, β_p sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance non conditionnelle. Pour Y , variable multinomiale, la formule générale des équations généralisées du modèle polytomique est donnée ci-dessous :

$$\log\left(\frac{p_i}{p_{k+1}}\right) = \beta_i' X, \quad i \in \{1, \dots, k+1\}$$

où $k+1$ est le nombre de modalités de la variable Y , p_i la probabilité que l'individu fasse partie de la catégorie i et p_{k+1} la probabilité que l'individu fasse partie de la catégorie de référence (choisie ici comme la dernière modalité).

Données utilisées

Alors que plusieurs études ont déjà été menées concernant l'évolution de la consommation de produits alimentaires spécifiques (INSEE, CREDOC...), aucun modèle générationnel n'a été mis en place pour l'étude des évolutions comportementales. Les enquêtes CAF (Comportements alimentaires des Français) vont être un outil pour mener ce type d'étude. En effet, le département « Consommation » du CREDOC étudie depuis 15 ans les comportements alimentaires des Français. Il a créé CAF, un système d'information qui permet plusieurs types d'analyses, qu'il s'agisse de l'observation des attitudes ou de la mesure des comportements réels. C'est une enquête historique puisque renouvelée successivement en 1988, 1995, 1997, 2000 et 2003. Elle est réalisée en face à face auprès d'environ 1 050 ménages (dont le représentant du ménage est âgé de 18 ans ou plus) sélectionnés par la méthode des quotas. L'échantillon est représentatif au niveau des principaux critères socio-démographiques : l'âge du représentant du ménage, sa catégorie socio-professionnelle, la région d'habitation, la taille d'agglomération et le nombre de personnes dans le foyer.

Les données socio-démographiques de l'enquête renseignent sur l'année de naissance des individus interrogés. C'est à partir de ces années de naissance que l'on détermine des générations. Nous reprenons le découpage choisi précédemment par le CREDOC (Babayou et Volatier, 1997), c'est-à-dire que tout se construit à partir de l'année 1947, année qui succède au pic du *baby boom*. Nous considérons que dans le domaine alimentaire, une génération est marquée par le comportement qu'elle adopte à 25 ans, âge moyen de la mise en couple. La segmentation par génération se fait selon la personne de référence du ménage. Cette personne est définie selon les critères de

l'INSEE, à partir de la structure familiale du ménage et des caractéristiques des individus qui la composent ².

Cela ne pose pas vraiment de problème pour la plupart des biens alimentaires, car dans un couple, on trouve le plus souvent une homogénéité de génération entre les deux conjoints (83 % environ des personnes interrogées en couple n'ont pas plus de cinq ans d'écart avec leur conjoint et moins de 5 % ont plus de 10 ans d'écart). Il reste que l'on risque d'obtenir des résultats biaisés sur les couples atypiques pour lesquels la différence d'âge est grande (ce sont en grande majorité les hommes qui sont les plus âgés dans ce cas-là). Établir un âge moyen du couple aurait peut-être pu diminuer ce biais, mais seules les dernières versions (2000 et 2003) de l'enquête CAF renseignent sur l'âge du conjoint.

À partir de nos données longitudinales, nous raisonnons en terme de pseudo-panels, en choisissant comme cohorte les individus d'une même génération, c'est-à-dire que nous considérons que l'individu moyen de 40 ans en 1984 correspond à l'individu moyen de 45 ans en 1989. Dans la mesure où l'échantillon suivi dans les enquêtes CAF est petit (environ 1 050 ménages par année), nous avons décidé de découper les générations en tranches décennales.

Les résultats portent sur la dernière phase du modèle alimentaire CTE (Chaîne de transformation économique) mis au point par Lahlou (1987) et qui décrit les processus de production, de distribution, de restauration et de consommation décomposés en quatre phases : approvisionnement, stockage, préparation et utilisation. Nous parlerons de déstructuration des repas pour mettre en évidence le non-respect (ou du moins la flexibilité) des normes définissant le modèle alimentaire français aujourd'hui. Nous avons montré en introduction que plusieurs règles structuraient ce modèle, les principales concernant le nombre de repas par jour et la structure de ces repas. À partir de là, la déstructuration revêt plusieurs formes : une déstructuration temporelle (heure et durée des repas, cette dernière étant liée à la composition du repas), une déstructuration familiale (on ne mange plus toujours avec les mêmes personnes), une déstructuration du contenu et une déstructuration plus symbolique, plus sociale (protocole du repas, ambiance...).

Les modifications des prises alimentaires se situent au niveau de la régularité des horaires. La première question analysée sera donc la suivante : « Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? » et nous nous intéressons à la modalité « Pas d'heure fixe ». Nous analyserons ensuite la composition des repas avec la question : « Habituellement, le soir, que mange-t-on chez vous ? Un repas complet ? Un plat et du fromage/fruit ou dessert ? Une entrée et un plat ? Un plat seul ? Autre ? ». Nous modéliserons

² Dans l'exploitation principale du recensement de 1999, la personne de référence du ménage est déterminée automatiquement à l'aide d'une règle qui ne prend en compte que les trois personnes les plus âgées du ménage (classées par ordre décroissant) et considère leurs relations potentielles. Dans un ménage d'une seule personne, cette dernière est la personne de référence. Dans les ménages de deux personnes, la personne de référence est l'homme s'il s'agit d'un couple (marié ou non), le plus âgé autrement (en donnant priorité à l'actif le plus âgé). Dans un ménage de trois personnes et plus, ce sera l'homme du couple le cas échéant, sinon le plus âgé (en donnant priorité à l'actif le plus âgé).

l'ensemble des réponses, en prenant la réponse « Un repas complet » comme modalité de référence et en réunissant les modalités « Un plat et du fromage/fruit ou dessert » et « Une entrée et un plat ». Puis, nous étudierons les réponses à la question : « Vous arrive-t-il de faire des plateaux-repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux, et ailleurs qu'à table ? », en nous intéressant à la modalité « Jamais ». Enfin, nous nous intéresserons à la consommation des plats d'origine exotique, en nous appuyant sur la question « Chez vous, consomme-t-on des plats de cuisine exotique ? ». Ces questions – et leurs réponses – sont détaillées dans le tableau ci-dessous (tableau 1).

Tableau 1. Structure des variables étudiées, toutes années confondues

Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? Ensemble des enquêtes 1995 à 2003	Fréquence	Pourcentage
Oui, à heure fixe	1 236	22 %
Oui, à 1/4 h près	1 519	28 %
Oui, à 1/2 h près	1 207	22 %
Oui, à 1 h près	574	10 %
Oui, sauf le week-end	58	1 %
<i>Pas d'heure fixe (modalité modélisée)</i>	919	17 %
Ne sait pas	7	0 %
Habituellement le soir, que mange-t-on chez vous ? Ensemble des enquêtes 1997 à 2000		
<i>Un repas complet (modalité de référence)</i>	900	23 %
Un plat et du fromage/fruit ou dessert	2 199	56 %
Une entrée et un plat	187	5 %
Un plat seul	402	10 %
Autre	238	6 %
Vous arrive-t-il de faire des plateaux-repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux et ailleurs qu'à table ? Ensemble des enquêtes 1995 à 2003		
Tous les jours	341	6 %
Au moins 1 fois par semaine	778	14 %
Rarement	982	18 %
<i>Jamais (modalité modélisée)</i>	3 413	62 %
Ne sait pas	6	0 %
Chez vous, consomme-t-on des plats de cuisine exotique ? Ensemble des enquêtes 1995 à 2003		
<i>Oui (modalité modélisée)</i>	2 072	38 %
Non	3 449	62 %

Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003 (Les modalités en italique sont celles qui seront modélisées dans les régressions logistiques)

Résultats

Nous choisissons cinq variables pour expliquer ces quatre aspects du modèle alimentaire : la génération et l'âge, variables d'intérêt principal et le revenu, variable qui remplace l'effet de période. Le nombre de personnes dans le ménage (afin de maîtriser l'effet composition du foyer) et la taille d'agglomération seront des variables de contrôle de l'hétérogénéité observée. Nous ne considérerons pas la profession parce qu'elle est fortement corrélée avec le revenu, ni la région d'habitation (corrélée avec la taille d'agglomération, notamment pour la région parisienne), ni le type de famille (marié, célibataire, veuf...), trop corrélé avec l'âge et le nombre de personnes dans le foyer. Les modalités choisies comme références sont les suivantes : la génération 1947-1951, la classe d'âge 38-42 ans, les ménages de deux personnes, les villes de 2 000 à 100 000 habitants et les revenus compris entre 15 245 et 22 867 euros (*cf.* tableau 2).

Le modèle s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \text{logit } \pi(X) = & \beta_0 + \beta_{11} * Gen_{07-16} + \beta_{12} * Gen_{17-26} + \beta_{13} * Gen_{27-36} + \beta_{14} * Gen_{37-46} + \beta_{16} * Gen_{57-66} \\ & + \beta_{17} * Gen_{67-76} + \beta_{18} * Gen_{\text{après } 77} \\ & + \beta_{21} * \hat{A}ge_{18-22} + \beta_{22} * \hat{A}ge_{23-32} + \beta_{24} * \hat{A}ge_{43-52} + \beta_{25} * \hat{A}ge_{53-62} + \beta_{26} * \hat{A}ge_{63-72} \\ & + \beta_{27} * \hat{A}ge_{73-82} + \beta_{28} * \hat{A}ge_{83 \text{ et plus}} \\ & + \beta_{31} * Men_1 + \beta_{33} * Men_3 + \beta_{34} * Men_4 \\ & + \beta_{41} * Aggl_1 + \beta_{42} * Aggl_2 + \beta_{43} * Aggl_3 + \beta_{45} * Aggl_5 \\ & + \beta_{51} * Rev_1 + \beta_{52} * Rev_2 + \beta_{54} * Rev_4 + \beta_{55} * Rev_5 \end{aligned}$$

Avec $\pi(X)$ variable à expliquer, modalités des questions sur le modèle alimentaire ;

β_0 , terme constant ;

$Gen_{07-16} \dots Gen_{77}$ et plus, indicatrices d'appartenance aux générations ;

$\hat{A}ge_{18-22} \dots \hat{A}ge_{83}$ et plus, indicatrices d'appartenance à une tranche d'âge ;

$Men_1 \dots Men_4$, indicatrices de la taille du foyer ;

$Aggl_1 \dots Aggl_5$, indicatrices de la taille d'agglomération ;

$Rev_1 \dots Rev_5$, indicatrices de la tranche de revenu.

Déstructuration dans le temps : la durée des prises alimentaires

L'horaire du dîner a connu une forte évolution. Longtemps considéré comme le repas du milieu de la journée, ce repas a vu, progressivement, ses horaires devenir de plus en plus tardifs, jusqu'à prendre la place du souper. Aujourd'hui, on situe le repas aux alentours de 20 h, mais en réalité, un nouveau phénomène naît, caractéristique des nouvelles générations : l'heure du dîner est de moins en moins la même chaque soir, comme si l'horaire s'adaptait à l'individu et non plus l'inverse. Les individus souhaitent de plus en plus planifier leur vie quotidienne selon des rythmes qui leur sont propres.

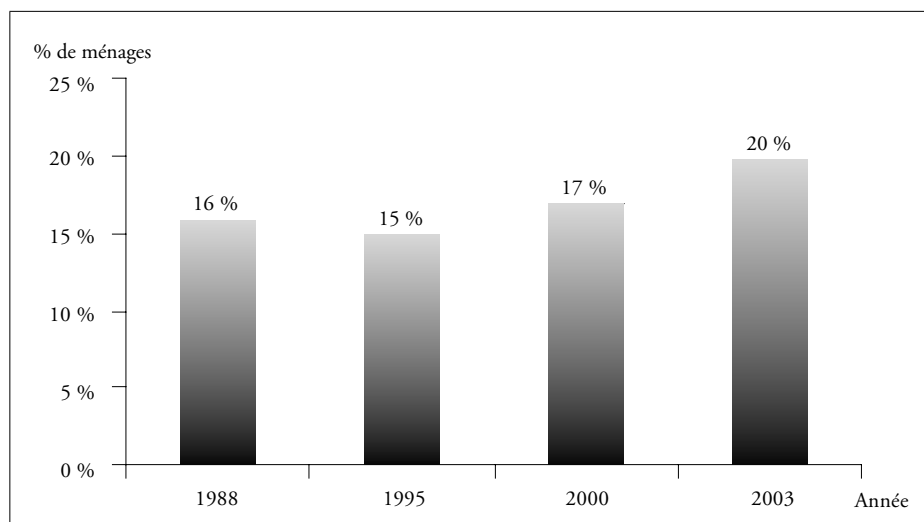
Tableau 2. Structure des variables explicatives utilisées chaque année (en pourcentage)

Génération	1995	1997	2000	2003
1907-1916	5 %	2 %	2 %	1 %
1917-1926	13 %	12 %	13 %	9 %
1927-1936	16 %	17 %	14 %	12 %
1937-1946	15 %	14 %	14 %	16 %
1947-1956 (réf)	19 %	19 %	19 %	19 %
1957-1966	21 %	20 %	21 %	17 %
1967-1976	10 %	14 %	15 %	21 %
Après 1977	0 %	1 %	3 %	5 %
Âge				
Moins de 22 ans	2 %	3 %	2 %	2 %
23-32 ans	16 %	16 %	14 %	12 %
33-42 ans (réf)	22 %	22 %	21 %	21 %
43-52 ans	17 %	18 %	19 %	20 %
53-62 ans	15 %	14 %	15 %	15 %
63-72 ans	16 %	17 %	14 %	14 %
73-82 ans	8 %	9 %	14 %	13 %
Plus de 83 ans	3 %	2 %	2 %	3 %
Taille du foyer				
1 personne	27 %	27 %	31 %	31 %
2 personnes (réf)	30 %	30 %	32 %	33 %
3 personnes	16 %	16 %	16 %	15 %
4 personnes ou plus	28 %	27 %	21 %	21 %
Taille d'agglomération				
< 2000 hbts	25 %	24 %	25 %	25 %
2 000-20 000 hbts	16 %	16 %	16 %	16 %
20 000-100 000 hbts	13 %	14 %	13 %	13 %
Plus de 100 000 hbts (réf)	29 %	29 %	29 %	29 %
Paris	17 %	17 %	17 %	17 %
Revenu/UC				
0-9 909 euros	22 %	20 %	19 %	15 %
9 909-15 245 euros	24 %	22 %	21 %	23 %
15 245-22 867 euros (réf)	21 %	22 %	19 %	18 %
Plus de 22 867 euros	20 %	21 %	20 %	16 %
Ne sait pas ou refus	13 %	15 %	21 %	29 %

Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

20 % des individus ne dînent pas à heure fixe en 2003 (variation de plus d'une heure au moins) alors qu'ils n'étaient que 15 % en 1995 (cf. graphique ci-dessous).

Graphique 1. Evolution du pourcentage de ménages ayant répondu « Pas d'heure fixe » à la question « Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? »



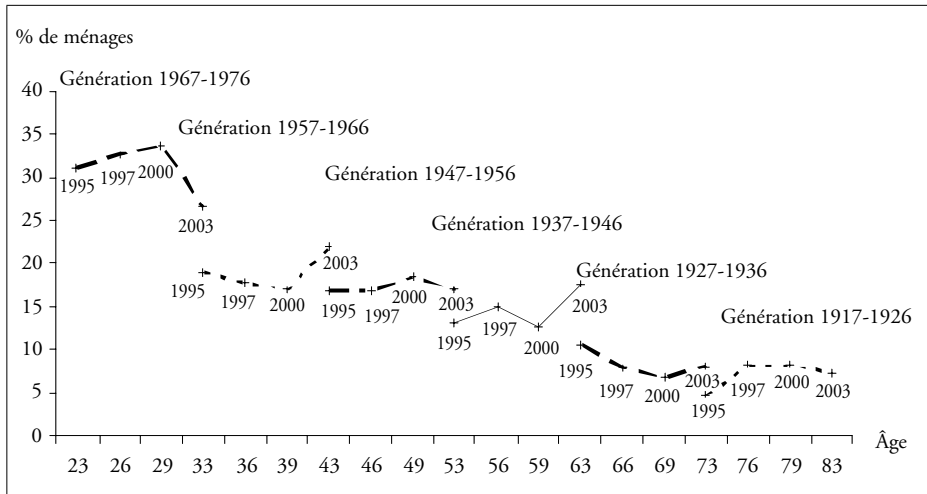
Source : CREDOC, CAF 1988, 1995, 2000, 2003

Le graphique 2 ci-contre représente la modalité « Pas d'heure fixe » à la question « Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? » par âge et pour les six générations que les quatre enquêtes CAF nous permettent de représenter. On n'observe que des histoires partielles. Le graphique suggère que les profils au cours du temps se ressemblent et que seul leur niveau diffère. Il faut reconnaître qu'au vu de ce graphique et de ceux qui suivent dans cet article, l'hypothèse d'additivité n'est pas toujours strictement vérifiée. Elle reste toutefois tenable en première approximation ; nous la considérerons comme telle et n'introduirons donc pas d'effets croisés dans l'analyse.

Le graphique représente, pour chaque génération, l'évolution de son comportement moyen entre 1995 et 2003. Pour la génération née entre 1967 et 1976, 31 % des ménages dont le représentant du ménage a 23 ans ne dînent jamais à heure fixe en 1995. Ils sont 33 % en 1997 (c'est-à-dire quand ils ont 26 ans), 34 % en 2000 (c'est-à-dire quand ils ont 29 ans), 27 % en 2003 (c'est-à-dire quand ils ont 33 ans). Le but de ce graphique est de pouvoir comparer le comportement de chaque génération au même âge. En lisant le graphique de gauche à droite, chacune des courbes se situe au-dessus de la suivante, mettant en évidence l'hypothèse d'un effet générationnel. La rupture est très claire avec la génération née entre 1967 et 1976.

La vérification de l'hypothèse d'un effet de génération est mise en évidence par le modèle de régression logistique. Les coefficients des indicatrices de génération augmentent chez les générations les plus récentes, témoignant d'une plus forte proportion de personnes ne dînant pas à heure fixe. Les coefficients d'âge diminuent lorsque l'âge augmente : les seniors dînent davantage à heure fixe que les juniors (voir

Graphique 2. Pourcentage de ménages ayant répondu « Pas d'heure fixe » à la question « Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? »

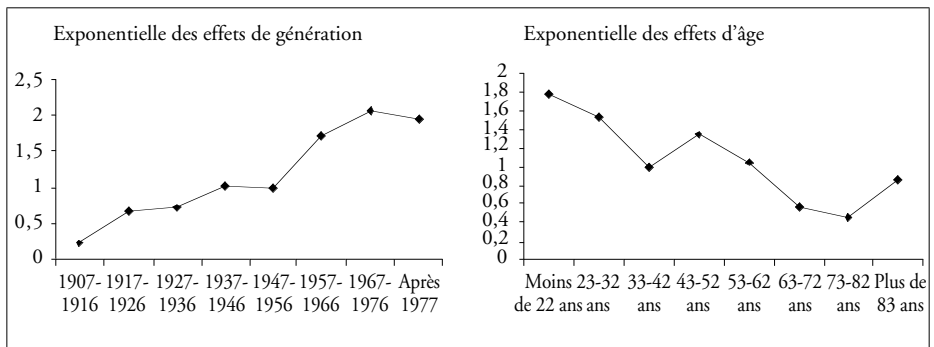


Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

graphique 3). Parmi les variables de contrôle de l'hétérogénéité observée, seule la taille du ménage influe sur le fait de dîner à heure fixe (voir le tableau A1 en annexe). En effet, lorsque le foyer s'agrandit, le besoin naît de suivre des horaires fixes, ne serait-ce que pour que chacun puisse s'organiser.

Les nouvelles générations fuient la régularité. Ce phénomène a été observé sur la régularité des rendez-vous télévisuels, notamment le journal de 20h. Plus l'on appartient à une génération ancienne, plus l'on est fidèle quotidiennement aux mêmes émissions. Les jeunes sont plus nombreux à ne pas respecter l'horaire, la plupart n'ayant pas encore de bouches autres que les leurs à nourrir.

Graphique 3. Régression logistique, effets d'âge et de génération, modalité « Pas d'heure fixe » à la question « Dînez-vous tous les soirs à heures fixes ? »



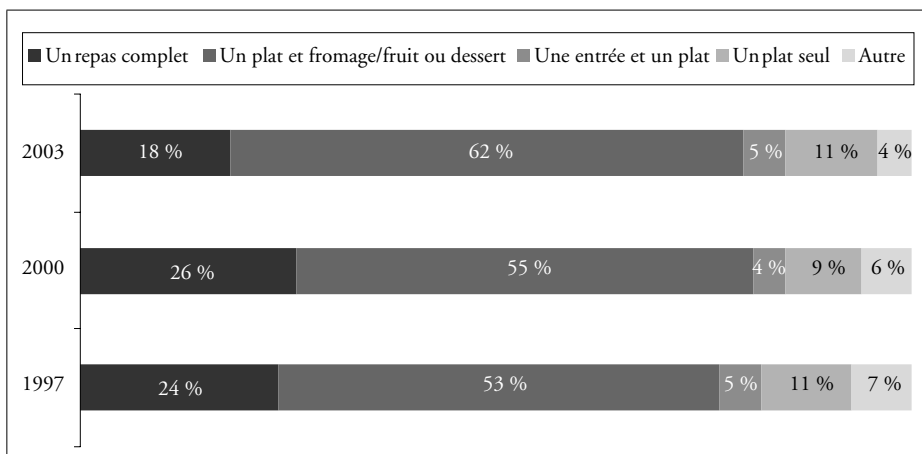
Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

La désinstitutionalisation des repas : le contenu alimentaire se simplifie

Repas complet et repas à deux composantes (« Une entrée et un plat » ou « plat principal et fromage / fruit ou dessert »)

La tendance à la simplification des repas, déjà amorcée il y a quelques années, semble désormais bien installée : l'abandon progressif de la formule « repas complet » à quatre composantes s'accompagne de la diffusion d'un repas à deux composantes, dans lequel le plat principal est maintenu et complété par autre chose (cf. graphique 4).

Graphique 4. Evolution du pourcentage de ménages répondant à la question
« Habituellement, le soir, que mange-t-on chez vous ? »

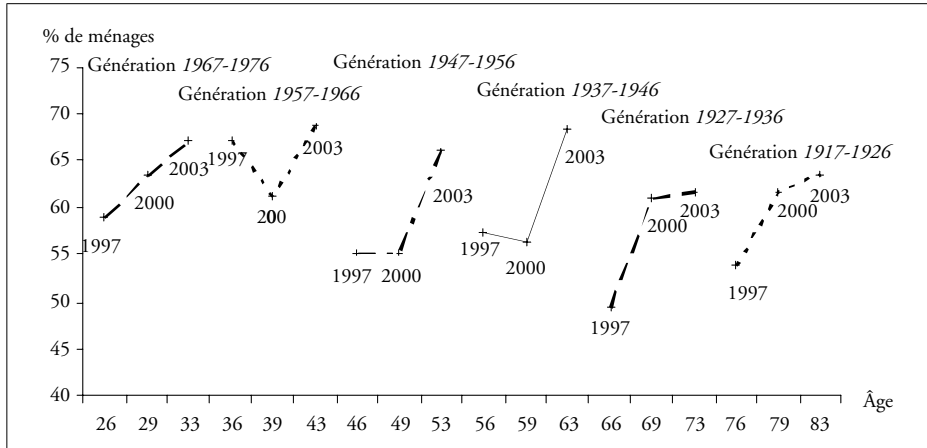


Source : CREDOC, CAF 1997, 2000, 2003

Malgré le peu de points représentés sur le graphique 5 (la question concernant le contenu des repas n'avait pas été posée en 1995), on note que pour chaque génération, la pratique du modèle « repas à deux composantes » a augmenté : les courbes sont presque toutes croissantes et parallèles entre elles. Cela suggère un effet de période, peut-être doublé d'un effet de génération. En effet, si chaque courbe était prolongée, on s'apercevrait qu'au même âge, chaque génération semble pratiquer davantage ce type de repas que la précédente.

Notre modèle de régression met en évidence l'effet générationnel sur la génération la plus jeune : les indicatrices des coefficients de génération sur le graphique 6 permettent d'avancer que les anciennes générations sont moins enclines à choisir le modèle du repas à deux composantes plutôt que le modèle « repas complet » par rapport à la génération la plus récente (née après 1976). En revanche, elles préfèrent un modèle de repas différent (« Autre »), plutôt que le repas complet comprenant entrée, plat principal et fromage ou fruit ou dessert (les coefficients estimés sont plus élevés pour les générations les plus anciennes, voir le tableau A2 en annexe).

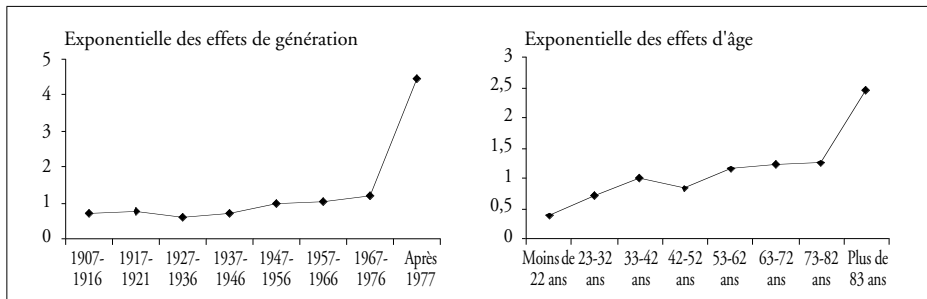
Graphique 5. Pourcentage de ménages ayant répondu soit « Un plat principal et fromage ou fruit ou dessert », soit « Une entrée et un plat » à la question « Habituellement le soir, que mange-t-on chez vous ? »



Source : CREDOC, CAF 1997, 2000, 2003

Parmi les variables contrôlant l'hétérogénéité observée, on remarque que les personnes seules mangent rarement un repas complet le soir. La présence d'enfants, mais aussi le fait de vivre en agglomération parisienne semblent renforcer la présence du modèle complet. Pour ces derniers, peut-être veulent-ils compenser un repas pris sur « le pouce » le midi (40 % des Parisiens déjeunent ainsi, dans la rue ou dans les transports, contre 22 % de la population totale³). Enfin, les ménages les plus modestes s'en tiennent plus souvent à un plat unique, contrairement aux plus aisés (voir le tableau A2 en annexe).

Graphique 6. Régression logistique généralisée, effets d'âge et de génération, modalité « Repas à deux composantes » (cumul des réponses « Une entrée et un plat principal » et « Un plat principal et fromage ou fruit ou dessert » à la question « Habituellement le soir, que mange-t-on chez vous ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

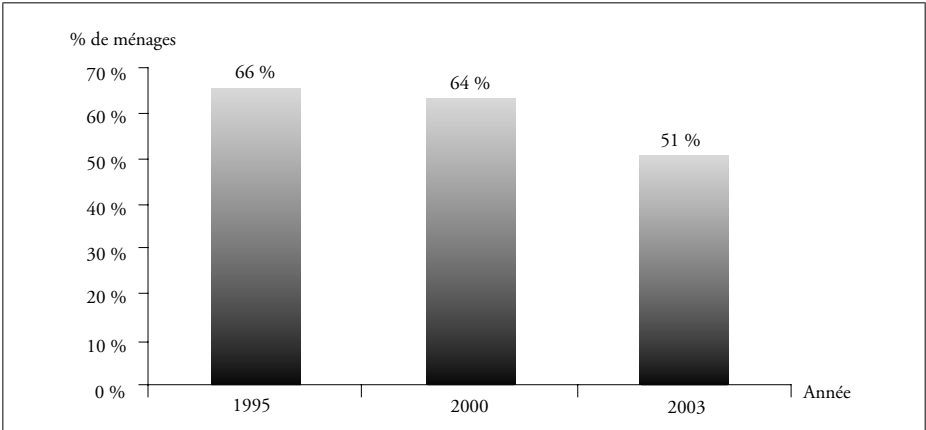
La forme du dîner est donc en train de se transformer, mais reste structurée.

³ Source : CREDOC, enquête CAF 2003.

Le plateau-repas : une simplification des repas qui se répand chez les nouvelles générations

Le pourcentage de personnes qui déclarent faire des plateaux-repas tous les jours a augmenté entre 1995 et 2003. Parallèlement, le pourcentage de personnes n'ayant jamais pratiqué le plateau-repas a diminué (voir graphique suivant).

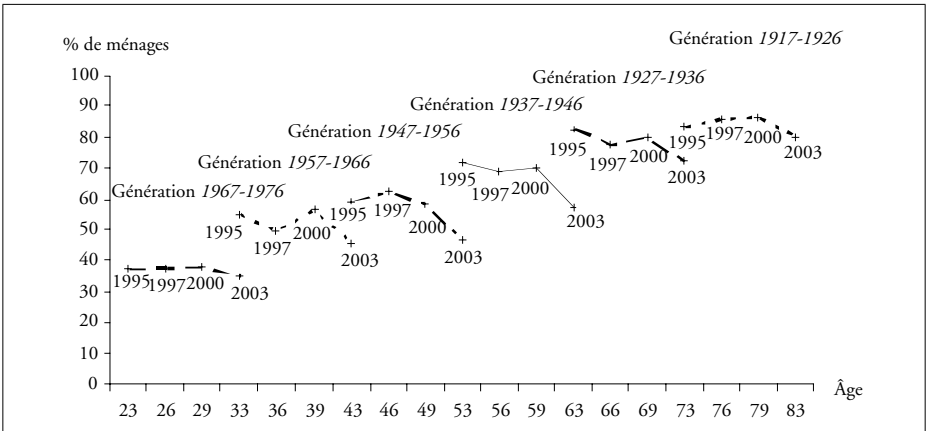
Graphique 7. Évolution du pourcentage de ménages ayant répondu « jamais » à la question « Vous arrive-t-il de faire des plateaux repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux, et ailleurs qu'à table ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 2000, 2003

En lisant le graphique 8 de gauche à droite, on voit que chaque courbe se situe au-dessous de la suivante, supposant un effet générationnel. De plus, les courbes sont presque toutes croissantes et parallèles entre elles : chaque génération a augmenté sa pratique des plateaux-repas.

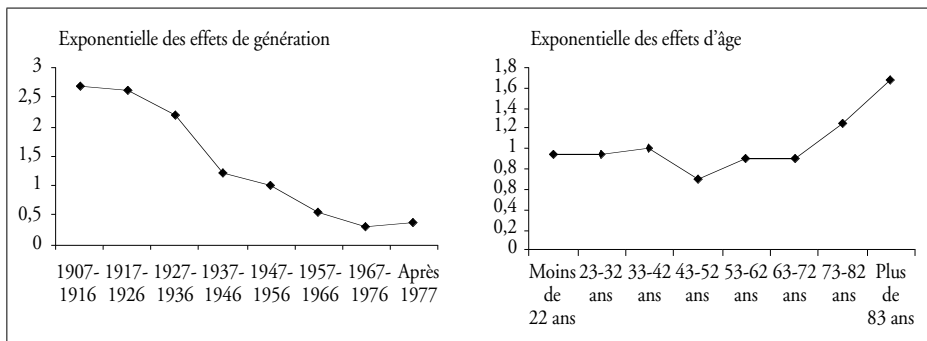
Graphique 8. Pourcentage de ménages ayant répondu « Jamais » à la question « Vous arrive-t-il de faire des plateaux-repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux, et ailleurs qu'à table ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

Seuls les effets de génération mis en évidence par le modèle de régression logistique sont bien significatifs. La probabilité de ne jamais faire de plateaux-repas est plus forte chez les générations les plus anciennes (graphique 9). Au niveau des variables de contrôle de l'hétérogénéité observée, on peut dire que le plateau-repas est aussi le fait de personnes seules qui préfèrent manger devant la télévision. Les ménages de grande taille sont nombreux à n'avoir jamais fait de plateau-repas : dans leur cas, manger à table reste plus pratique. Enfin, ce sont les grandes agglomérations qui abritent le plus d'adeptes des plateaux-repas, les plus ruraux respectant davantage le repas traditionnel (voir le tableau A3 en annexe).

Graphique 9. Régression logistique, effets d'âge et de génération, modalité « Jamais » à la question « Vous arrive-t-il de faire des plateaux-repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux, et ailleurs qu'à table ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

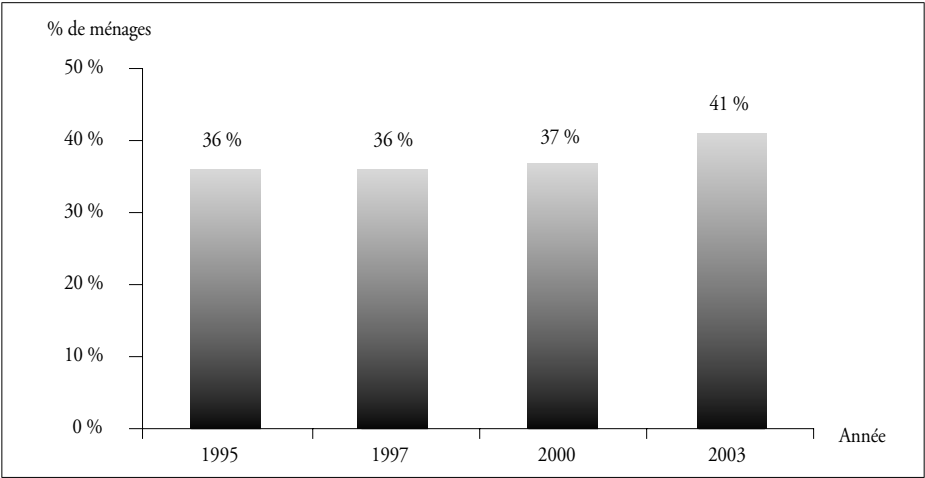
Les produits exotiques : une mode qui perdure

Hamburgers des États-Unis, pizzas d'Italie, sushis du Japon, kebabs de Turquie, currys d'Inde... L'origine des plats consommés par les Français se diversifie. Ce cosmopolitisme de la nourriture se confirme en 2003 avec une augmentation très forte du pourcentage de consommateurs de produits exotiques qui va de pair avec l'augmentation de l'offre (nombre de plats préparés chinois en hausse). D'après l'enquête CAF 2003, les produits exotiques sont synonymes de variété, de découvertes, de dépaysement, mais ils représentent aussi un retour aux origines familiales, un moyen de conserver certaines attaches identitaires.

41 % des ménages interrogés en 2003 déclarent consommer des plats de cuisine exotique à domicile (cf. graphique 10). Alors que cette proportion est restée stable entre 1995 et 2000, elle a gagné 4 points en trois ans.

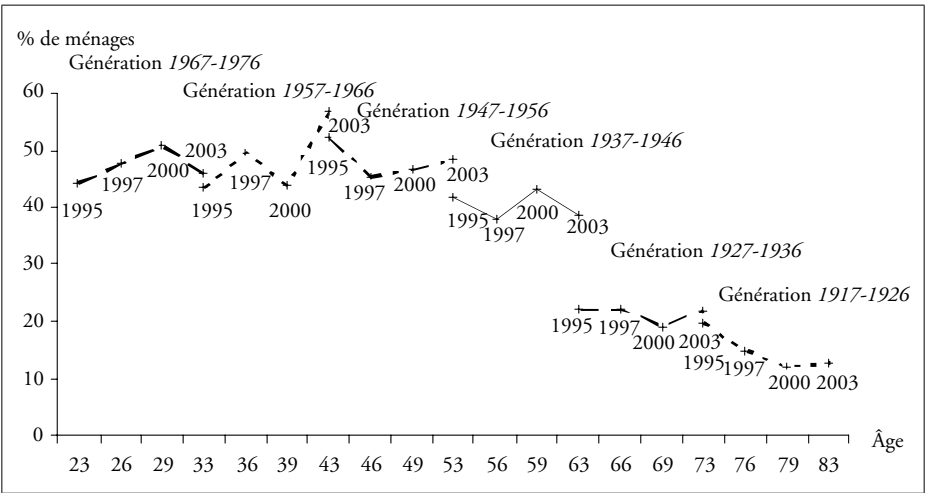
D'après le graphique 11 qui mêle les effets d'âge, de cohorte et de période, l'appartenance à une génération donnée a un effet non négligeable puisque ce sont les générations nées après 1937, c'est-à-dire les personnes qui ont eu 25 ans dans les années 60 ou plus tard, qui consomment le plus de produits exotiques.

Graphique 10. Évolution du pourcentage de ménages ayant répondu « oui » à la question « Dans votre foyer, consomme-t-on des produits alimentaires d'origine exotique ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

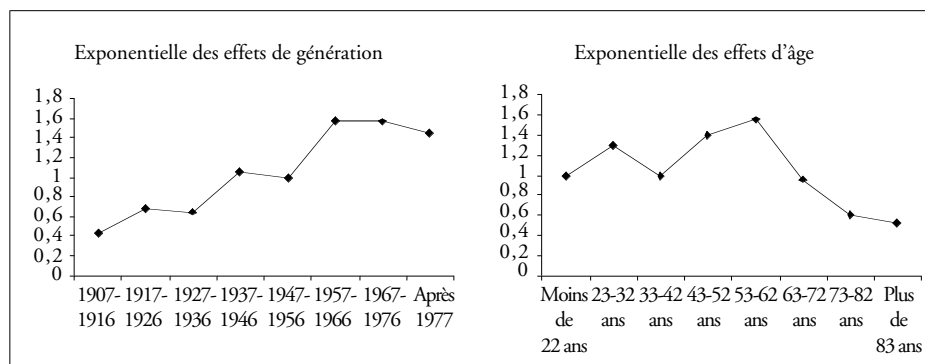
Graphique 11. Pourcentage de ménages ayant répondu « Oui » à la question « Dans votre foyer, consomme-t-on des produits alimentaires d'origine exotique ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

D'après notre modèle de régression logistique, on note que les jeunes générations sont celles qui consomment le plus de produits alimentaires d'origine exotique dans leur foyer, tandis qu'avec l'âge, l'effet est moins linéaire : cette consommation augmente jusqu'à 62 ans pour diminuer ensuite (graphique 12).

Graphique 12. Régression logistique, effets d'âge et de génération, modalité « Oui » à la question « Dans votre foyer, consomme-t-on des produits alimentaires d'origine exotique ? »



Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003

Les jeunes générations voyagent davantage que leurs aînés et, de ce fait, s'ouvrent peut-être plus sur le monde. La taille d'agglomération est aussi un facteur explicatif de l'achat de produits exotiques. Les habitants des communes rurales sont visiblement moins enclins à découvrir cette cuisine. Ils y ont également peut-être moins accès (traiteurs, restaurants...). Les grandes agglomérations, quant à elles, offrent des gammes très étendues de plats exotiques dans les supermarchés, mais elles permettent aussi de s'alimenter plus souvent chez les traiteurs ou dans des restaurants d'origines multiples. Plus les revenus sont élevés, plus les consommateurs de plats exotiques sont nombreux. La taille du ménage est également un facteur explicatif du phénomène : les familles nombreuses en consomment davantage, peut-être pour varier les plaisirs et satisfaire aux goûts de chacun des membres du foyer (voir le tableau A4 en annexe).

La variété est l'un des éléments essentiels d'une alimentation tournée vers la santé. Les industries agroalimentaires ont su s'adapter à cette demande et proposent une gamme de plus en plus large de plats préparés. Si les plats d'origine exotique sont à l'honneur, les plats traditionnels du terroir, perçus comme goûteux, n'en restent pas moins très appréciés. Cette recherche d'authenticité tend à rassurer le consommateur échaudé par les récentes crises alimentaires.

Conclusion

Dans cet article, nous avons testé les effets d'âge et de génération sur les comportements alimentaires afin d'avoir une première représentation de l'évolution du modèle alimentaire français. Ce dernier évolue lentement. La tendance à la simplification des repas n'est pas une traduction de la déstructuration. En effet, la pratique du plateau-repas, comme la diminution du nombre de plats consommés, ne remet pas en cause la composition du repas. Pour conclure à une tendance à la

déstructuration générale, il faudrait analyser le contenu des assiettes. La seule tendance à la déstructuration inscrite dans les générations est la déstructuration temporelle, qui se traduit par la diminution des repas pris à heure fixe. L'attitude vis-à-vis de l'alimentation demeure très typée suivant les pays et la tradition culinaire française reste très ancrée dans les esprits. La commensalité, par exemple, n'est pas un phénomène générationnel : le repas reste institutionnalisé.

Les différents modèles estimés mettent en évidence un très fort pouvoir explicatif des variables de génération, d'âge ou de taille du ménage dans les comportements alimentaires. L'effet de revenu, et sans doute celui des classes sociales, est beaucoup moins présent. C'est finalement le cycle de vie et la génération qui expliquent les différences de comportements alimentaires. L'évolution des modes de vie (logements mieux chauffés, tertiarisation de l'emploi) explique la réduction des besoins énergétiques qui se traduit par une diminution des plats ingérés et par des temps de prise des repas et de préparations moindres. Cette explication n'est pas la seule à entrer en jeu dans l'évolution des comportements. Les nouvelles générations aspirent à plus de temps pour elles et cherchent à réduire les contraintes. Le changement social réside dans l'abandon des normes et règles sur les horaires fixes et les prises alimentaires à table. Les générations futures amplifieront probablement ce mouvement de moindre régularité et de prises de plateaux-repas.

Ces résultats confirment les observations faites au niveau de l'individu et l'affirmation de Lahlou (2005), « *les changements de comportements alimentaires ne sont pas possibles au niveau de l'individu de façon durable* ». Le comportement alimentaire dépend de dimensions matérielles (approvisionnement, stockage, préparation et utilisation) et d'aspects symboliques qui ne peuvent évoluer que dans une démarche collective.

Bibliographie

- Babayou P., Volatier J.-L. (1997). Les effets d'âge et de génération dans la consommation alimentaire, *CREDOC-Cahier de Recherche*, 105, pp. 1-63.
- Bascoul G., Grenet J., Huber H. et Janin L., sous la direction de J. Mairesse (2003). Démêler les effets d'âge, de période et de cohorte. Le cas des chercheurs en physique, rapport ENSAE, pp. 1-49, récupéré de <http://www.jourdan.ens.fr/grenet/Memoires/Panels.pdf>
- Beaudry P., Lemieux T. (1998). L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada, 1976-1994 : une analyse de cohortes, Montréal, CIRANO, 51 p.
- Berndt E.R., Griliches Z. and Rappaport N. (1995). Econometric estimates of prices indexes for personal computers in the 1990s, *Journal of Econometrics*, 68 (1), pp. 243-268.

- Cardoso N., Gardes F. (1996). Estimations de lois de consommation alimentaire sur un pseudo-panel d'enquêtes de l'INSEE (1979, 1984, 1989), *CREDOC-Cabier de Recherche*, 91, pp. 1-91.
- Chauvel L. (1998). *Le destin des générations. Structure sociale en cohortes en France au XX^e siècle*, Paris, Éditions PUF, 301 p.
- Deaton A. (1997). *The Analysis of Household Survey, A Microeconomic Approach of Development Policy*, Baltimore, Maryland, The John Hopkins University Press, 488 p.
- Deaton A. (1985). Panel data from time series of cross-sections, *Journal of Econometrics*, 30, pp. 109-126.
- Deaton A., Paxson C.H. (1994). Saving, growth and aging in Taiwan, in : *Studies in the economics of aging*, Wise D. A. (ed.), Chicago University Press for the National Bureau of Economic Research, Une version de cet article a été publiée en document de travail du NBER (n° 4330), pp. 331-357.
- Drouin V. (1995). *Enquêtes sur les générations et la politique*, Paris, Éditions l'Harmattan, 368 p.
- Galland O. (1994). Âges et valeurs, in : *Les valeurs des Français*, Riffault H. (dir.), Paris, Éditions PUF, pp. 251-296.
- Garabua-Moussaoui I. (2002). *Cuisines et indépendances, jeunesse et alimentation*, Paris, Éditions L'Harmattan, 352 p.
- Herpin N. (2004). *Sociologie de la consommation*, Paris, Éditions La Découverte, Collection Repères, 121 p.
- Kaufmann J.-C. (2002). *Premier matin : comment naît une histoire d'amour*, Paris, Éditions Armand Colin, 264 p.
- Kessler D., Masson A. (1985). *Cycle de vie et générations*, Paris, Éditions Économica, 324 p.
- Lahlou S. (2005). Peut-on changer les comportements alimentaires, *Cahiers de nutrition et de diététique*, 40 (2), pp. 1-6.
- Lahlou S. (1987). Innovation et consommation : éléments de méthode, Paris, CREDOC, 82 p.
- Lahlou S., Betbèze J.-P et Maffre J. (1987). Innovation et consommation : le cas du surgelé, Rapport hors collection, Paris, CREDOC, 157 p.
- Mason K.O., Mason W.M., Winsborough H.H. and Poole W.K. (1973). Some methodological issues in cohort analysis of archival data, *American Sociological Review*, 38 (2), pp. 242-258.
- Rodgers W. L. (1982a). Estimable functions of age, period and cohort effects, *American Sociological Review*, 47 (6), pp. 774-787.

- Rodgers W. L., (1982b). Reply to comment by Smith, Mason and Fienberg, *American Sociological Review*, 47 (6), pp. 787-793.
- Ryder N.B. (1965). The cohort as a concept in the study of social change, *American Sociological Review*, 30 (6), pp. 843-861.
- Schweisguth E. (1997). Le mythe du néoconservatisme : vote Front national et évolution des valeurs, *Futuribles*, 227, pp. 21-34.
- Verbeek M., Nijman T. (1992). Can cohort data be treated as genuine panel data ?, *Empirical Economics*, 17 (1), pp. 9-23.
- Whelpton P.K. (1949). Cohort analysis of fertility, *American Sociological Review*, 14 (6), pp. 735-749.

ANNEXE

Tableau A1. Régression logistique, question « Dînez-vous tous les soirs à heure fixe ? »
Modalité « Pas d'heure fixe »

<i>Dîner à heure fixe, modalité « jamais »</i>	Coefficients Total	Significativité	DF	Wald Chisquare
Modèle	***			
Constante	- 2,021	***		
Génération	*		7	12,10
1907-1916	- 1,547	***		
1917-1926	- 0,376			
1927-1936	- 0,323			
1937-1946	0,026			
1947-1956	0,000			
1957-1966	0,548	***		
1967-1976	0,727	***		
Après 1977	0,669	**		
Âge	**		7	15,25
Moins de 22 ans	0,578	*		
23-32 ans	0,432	*		
33-42 ans	0,000			
43-52 ans	0,292			
53-62 ans	0,047			
63-72 ans	- 0,547	**		
73-82 ans	- 0,779	***		
Plus de 83 ans	- 0,151			
Taille du ménage	***		3	159,76
1 personne	0,825	***		
2 personnes	0,000			
3 personnes	- 0,267	***		
4 personnes ou plus	- 0,700	***		
Taille d'agglomération	NS		4	7,51
< 2 000 hbts	- 0,146	*		
2 000-20 000 hbts	0,004			
20 000-100 000 hbts	- 0,048			
Plus de 100 000 hbts	0,000			
Paris	0,180	**		
Revenu/UC	NS		4	5,47
0-9 909 euros	- 0,077			
9 909-15 245 euros	- 0,114			
15 245-22 867 euros	0,000			
Plus de 22 867 euros	0,052			
Ne sait pas ou refus	0,149	*		

Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003 (* = risque d'erreur inférieur à 10 %, ** = risque d'erreur inférieur à 5 %, *** = risque d'erreur inférieur à 1 %)

Tableau A2. Régression logistique, question « Habituellement le soir, que mange-t-on chez vous ? »
 Modalité de référence « Un repas complet comprenant entrée, plat principal
 et fromage ou fruit ou dessert »

Composition du repas	Total		Wald Chisquare	Coeff.		Coeff.		Coeff.	
				Deux compo- santes	Signif.	Un plat seul	Signif.	Autre	Signif.
Modèle	***	DF							
Constante				1,122	***	-0,836	***	-1,491	***
Génération	***	21	48,07						
1907-1916				-0,319		-0,545		2,470	**
1917-1921				-0,264		0,256		1,656	**
1927-1936				-0,540	*	0,190		1,177	**
1937-1946				-0,359		0,235		0,291	
1947-1956				0,000		0,000		0,000	
1957-1966				0,067		-0,154		-1,902	***
1967-1976				0,178		-0,202		-1,850	**
Après 1977				1,503	**	0,094		-0,964	
Âge	NS	21	30,62						
Moins de 22 ans				-0,954		0,633		0,463	
23-32 ans				-0,319		0,132		1,074	
33-42 ans				0,000		0,000		0,000	
42-52 ans				-0,171		-0,465		0,115	
53-62 ans				0,142		-0,363		-0,479	
63-72 ans				0,217		-0,616		-0,917	
73-82 ans				0,231		-0,506		-0,855	
Plus de 83 ans				0,905		0,913		-0,548	
Taille du foyer	***	9	75,53						
1 personne				0,426	***	0,847	***	0,954	***
2 personnes				0,000		0,000		0,000	
3 personnes				-0,217	**	-0,274	*	-0,507	*
4 personnes ou plus				-0,241	**	-0,697	***	-0,626	**
Taille d'agglomération	***	12	46,72						
< 2 000 hbts				-0,097		-0,021		-0,050	
2 000-20 000 hbts				0,128		0,161		0,325	*
20 000-100 000 hbts				0,085		-0,086		-0,238	
Plus de 100 000 hbts				0,000		0,000		0,000	
Paris				-0,417	***	-0,168		-0,364	*
Revenu/UC	***	12	48,35						
Revenus les plus bas (1 ^{er} quartile)				0,009		0,483	**	0,081	
Revenus moins bas (2 ^e quartile)				0,091		0,215		-0,095	
Revenus moins élevés (3 ^e quartile)				0,000		0,000		0,000	
Revenus élevés (4 ^e quartile)				0,071		-0,586	***	0,064	
Ne sait pas ou refus				-0,158	*	0,211		0,159	

Source : CREDOC, CAF 1997, 2000, 2003 (* = risque d'erreur inférieur à 10%, ** = risque d'erreur inférieur à 5%, *** = risque d'erreur inférieur à 1%)

Tableau A3. Régression logistique, question « Vous arrive-t-il de faire des plateaux-repas, c'est-à-dire sur un ou sur des plateaux, et ailleurs qu'à table ? »

Modalité « Jamais »

<i>Plateaux-repas, modalité « Jamais »</i>	Coefficients Total	Significativité	DF	Wald Chisquare
Modèle	***			
Constante	0,711	***		
Génération	***		7	54,56
1907-1916	0,993	***		
1917-1926	0,971	***		
1927-1936	0,784	***		
1937-1946	0,199			
1947-1956	0,000			
1957-1966	- 0,591	***		
1967-1976	- 1,171	***		
Après 1977	- 1,015	***		
Âge	NS		7	8,89
Moins de 22 ans	- 0,046			
23-32 ans	- 0,048			
33-42 ans	0,000			
43-52 ans	- 0,344	**		
53-62 ans	- 0,094			
63-72 ans	- 0,095			
73-82 ans	0,232			
Plus de 83 ans	0,519			
Taille du ménage	***		3	70,22
1 personne	- 0,437	***		
2 personnes	0,000			
3 personnes	- 0,012			
4 personnes ou plus	0,358	***		
Taille d'agglomération	***		4	48,93
< 2 000 hbts	0,316	***		
2 000-20 000 hbts	0,124	*		
20 000-100 000 hbts	- 0,019			
Plus de 100 000 hbts	0,000			
Paris	- 0,266	***		
Revenu/UC	***		4	23,51
0-9 909 euros	0,193	***		
9 909-15 245 euros	0,047			
15 245-22 867 euros	0,000			
Plus de 22 867 euros	- 0,286	***		
Ne sait pas ou refus	0,042			

Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003 (* = risque d'erreur inférieur à 10 %, ** = risque d'erreur inférieur à 5 %, *** = risque d'erreur inférieur à 1 %)

Tableau A4. Régression logistique, question « Dans votre foyer, consomme-t-on des produits alimentaires d'origine exotique ? »

Modalité « Oui »				
<i>Consommation de produits exotiques</i>	Coefficients Total	Significativité	DF	Wald Chisquare
Modèle	***			
Constante	− 0,846	***		
Génération	**		7	16,35
1907-1916	− 0,847	**		
1917-1926	− 0,404	*		
1927-1936	− 0,441	***		
1937-1946	0,048			
1947-1956	0,000			
1957-1966	0,454	***		
1967-1976	0,445	***		
Après 1977	0,373			
Âge	**		7	17,87
Moins de 22 ans	− 0,005			
23-32 ans	0,264			
33-42 ans	0,000			
43-52 ans	0,334	**		
53-62 ans	0,438	***		
63-72 ans	− 0,050			
73-82 ans	− 0,507	**		
Plus de 83 ans	− 0,651			
Taille du ménage	NS		3	1,44
1 personne	− 0,036			
2 personnes	0,000			
3 personnes	− 0,039			
4 personnes ou plus	0,033			
Taille d'agglomération	***		4	178,49
< 2 000 hbts	− 0,483	***		
2 000-20 000 hbts	− 0,238	***		
20 000-100 000 hbts	− 0,190	***		
Plus de 100 000 hbts	0,000			
Paris	0,676	***		
Revenu/UC	***		4	65,65
0-9 909 euros	− 0,267	***		
9 909-15 245 euros	− 0,172	***		
15 245-22 867 euros	0,000			
Plus de 22 867 euros	0,456	***		
Ne sait pas ou refus	− 0,110	*		

Source : CREDOC, CAF 1995, 1997, 2000, 2003 (* = risque d'erreur inférieur à 10 %, ** = risque d'erreur inférieur à 5 %, *** = risque d'erreur inférieur à 1 %)