

Méthode d'enquête du Baromètre santé 2010

François Beck
Arnaud Gautier
Romain Guignard
Jean-Baptiste Richard

Département « Enquêtes et analyses statistiques », direction des affaires scientifiques,
Institut national de prévention et d'éducation pour la santé



Sommaire

2	I	UNE ENQUÊTE TÉLÉPHONIQUE SUR ÉCHANTILLON ALÉATOIRE
3	I	BASE DE SONDAGE
3	I	L'intégration des ménages inscrits en liste rouge ou orange
3	I	L'intégration des ménages ne possédant qu'un téléphone portable
6	I	L'intégration des ménages en dégroupage total
7	I	DESCRIPTION DE LA PROCÉDURE D'ÉCHANTILLONNAGE
8	I	Échantillon des ménages joignables par un numéro géographique
8	I	Échantillon des ménages ne possédant qu'un téléphone portable et des ménages dégroupés n'étant pas joignables par un numéro géographique
9	I	CHAMP DE L'ENQUÊTE, ÉLIGIBILITÉ ET SÉLECTION
9	I	Champ de l'enquête
9	I	Éligibilité
10	I	Sélection
11	I	LE TERRAIN D'ENQUÊTE
14	I	LE QUESTIONNAIRE
15	I	BILAN D'EXPLOITATION, PROFIL DES ÉCHANTILLONS
15	I	Les échantillons obtenus
17	I	Caractéristiques des différents échantillons
17	I	Des suréchantillons dans neuf régions
19	I	PROBABILITÉ D'INCLUSION ET REDRESSEMENT
19	I	Probabilité d'inclusion
19	I	Redressement
22	I	MÉTHODES D'ANALYSE ET INTERPRÉTATIONS
24	I	Bibliographie

Relecteurs

Nathalie Beltzer (ORS IdF)

Régis BIGOT (Crédoc)

Les Baromètres santé ont été créés au début des années 1990 [1]. Depuis près de vingt ans, ces enquêtes de surveillance épidémiologique permettent de suivre les principaux comportements, attitudes et perceptions liés aux prises de risques et à l'état de santé de la population résidant en France métropolitaine : tabagisme, alcoolisation et consommation d'autres drogues, pratiques vaccinales, comportement sexuel, dépistage des cancers, pratique d'une activité physique, nutrition, qualité de vie, sommeil, accidents, douleur, consommation de soins, santé mentale... [2]. Elles permettent à la fois d'étudier les déterminants de ces différents thèmes et de les envisager eux-mêmes comme des déterminants de l'état de santé de la population. Ils sont en cela des outils très utiles à la mise en œuvre d'actions par les pouvoirs publics ainsi qu'à leur évaluation.

Par essence, les Baromètres santé ont vocation à être répétés dans le temps, avec la même méthodologie et le même questionnaire, afin de fournir des évolutions des principaux comportements et attitudes en rapport avec la santé. C'est ce choix de constance dans la méthode qui a présidé au recours à l'enquête téléphonique depuis le premier Baromètre santé, même si l'évolution récente de la téléphonie en France a conduit à d'importantes adaptations, qui vont faire l'objet d'une description détaillée au sein de ce chapitre. Ainsi, le Baromètre santé 2010 a été construit dans le souci de faire évoluer certains de ces éléments méthodologiques vers une plus grande pertinence.

UNE ENQUÊTE TÉLÉPHONIQUE SUR ÉCHANTILLON ALÉATOIRE

Le Baromètre santé 2010 a été conçu sur le modèle des précédents Baromètres santé [1-4]. Il s'agit ainsi d'une enquête transversale, téléphonique, reposant sur un échantillon aléatoire (ou probabiliste). Cette méthode consiste à tirer *a priori* dans une base de sondage un nombre fini d'individus ou de ménages à atteindre en s'en tenant à cet échantillon initial quel que soit le degré d'acceptation des répondants. Elle impose donc une grande opiniâtreté dans l'effort consacré à joindre les individus sélectionnés *a priori* et à les convaincre de participer.

Cette technique présente l'avantage considérable d'augmenter la probabilité d'interroger des individus qui sont habituellement difficiles à joindre par les enquêtes actuellement les plus répandues, à savoir celles utilisant la méthode des quotas. Celle-ci est souvent utilisée par les instituts de sondage, qui en maîtrisent bien l'application car elle constitue une méthode empirique peu onéreuse, rapide et donc assez efficace [5]. Elle consiste à construire un échantillon qui est un modèle réduit de la population selon quelques caractéristiques dont la distribution au niveau national est connue (en général le sexe, l'âge, la région de résidence, la taille d'agglomération et la catégorie socioprofessionnelle), avec pour principe d'obtenir *in fine* une image conforme de la réalité selon ces critères, jugés pertinents par rapport à l'objet de l'étude (les quotas). Cette méthode autorise d'abandonner très vite un ménage injoignable au profit du suivant sur la liste. Ceci est d'autant plus gênant que cette frange de la population difficilement joignable peut présenter un profil particulier (sociabilité importante, engagement professionnel intense, fréquentes absences du domicile, horaires décalés...) qui n'est pas forcément sans lien avec les comportements de santé au sens large et d'usages de substances psychoactives en particulier, même après contrôle des caractéristiques sociodémographiques déterminant les quotas [6]. Ainsi, la conformité de l'échantillon aux quotas (qui sont souvent les mêmes quel que soit le sujet de l'étude) ne garantit pas la fidélité de la représentation sur des critères plus spécifiques à l'enquête. Par ailleurs, la méthode des quotas empêche tout contrôle de la non-réponse, alors que dans le cadre d'un protocole aléatoire, celle-ci est maîtrisée, quantifiée et peut donner lieu à un redressement.

Afin d'être en mesure de suivre des évolutions dans le temps, le recours au téléphone s'est imposé assez naturellement en 2010. La possibilité de recourir à une enquête web a été envisagée, mais abandonnée faute de solutions correctes en termes de représentativité. En effet, malgré l'immense intérêt du recours au web en tant que mode de collecte et malgré les initiatives internationales commençant à porter leurs fruits, en particulier dans des pays disposant de registres de la population [7, 8], force est de constater que, pour l'heure, aucune solution véritablement convaincante en termes de représentativité n'a été mise en œuvre en France [9].

Le mode de collecte par téléphone est par ailleurs couramment utilisé dans les enquêtes sur les comportements de santé ou sur les sujets sensibles au niveau national [10, 11] comme au niveau international [12]. Sur les usages de substances psychoactives en particulier, ce mode de collecte a montré de bonnes performances en population adulte, notamment pour les femmes [13]. Rappelons cependant que le recours au téléphone nécessite certaines précautions telles que la formation et le suivi des enquêteurs, l'envoi préalable d'une lettre-annonce aux foyers tirés au sort lorsque l'adresse est disponible, le recours à un échantillonnage complexe si les bases de sondage disponibles laissent échapper une trop grande part de la population, ou si la population injoignable présente des caractéristiques trop particulières [14].

BASE DE SONDAGE

En l'impossibilité de disposer du recensement ou d'un registre de population comme base de sondage, les alternatives sont nombreuses mais souvent insatisfaisantes à cause du problème de couverture non exhaustive de la population. Il y a à peine plus d'une décennie, le recours à l'annuaire de France Télécom comme base de sondage suffisait à assurer une représentativité correcte de la population résidant en France. Une telle solution ne serait plus acceptable aujourd'hui à cause de différents facteurs :

- ◆ la forte proportion de foyers inscrits en liste rouge ou orange¹ : dans l'échantillon obtenu lors de ce Baromètre, les listes rouges représentent en l'occurrence 29 % des individus et 35 % de ceux équipés d'une ligne fixe. Ces chiffres sont peut-être sous-estimés, dans la mesure où les individus inscrits en liste rouge ou orange montrent un peu plus souvent de la réticence à répondre aux enquêtes téléphoniques ;
- ◆ la forte proportion de foyers en dégroupage total, c'est-à-dire qui accèdent au réseau de téléphonie fixe par un unique opérateur qui n'est pas France Télécom, ces foyers disposant d'un numéro en 08 ou 09 et/ou d'un numéro géographique (01, 02... 05) ;
- ◆ la proportion non négligeable de foyers ne disposant pas d'un téléphone fixe mais qui, pour la quasi-totalité, sont équipés d'un téléphone mobile (environ 12 % des individus en 2010 [15]).

L'intégration des ménages inscrits en liste rouge ou orange

Les individus inscrits en liste rouge ou orange présentent des profils particuliers. Un tel choix s'avère par exemple lié à des situations démographique et socioéconomique particulières : plusieurs travaux américains [16, 17] et français [6, 18, 19] ont montré que ces individus sont par exemple plus jeunes, plus urbains, plus diplômés et surreprésentés dans les hauts revenus. À la fin des années 1990, la nécessité de surmonter les problèmes posés par l'absence des ménages inscrits sur liste rouge dans la base de sondage et, plus largement, le renouvellement des questions méthodologiques posées dans les enquêtes téléphoniques sont devenus cruciaux [20, 21]. Un groupe de réflexion sur l'évolution des enquêtes téléphoniques a permis d'établir un document qui a convaincu la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil) de la nécessité d'interroger également les ménages sur liste rouge [22].

L'intégration des ménages ne possédant qu'un téléphone portable

Depuis le début des années 2000, à peine 1 % des ménages français n'est plus joignable par téléphone [15]. Le taux d'équipement des foyers en téléphonie filaire a connu une hausse considérable entre les années 1960 et le milieu des années 1990. Il a ensuite baissé : en 1997, il était de 96 % et, en 2005, seuls 82 % des ménages se trouvaient équipés d'un téléphone fixe. À la faveur du développement des offres de service couplant l'Internet en haut débit et la téléphonie, ce taux est ainsi remonté à 87 % en 2010 [figure 1] [15, 23, 24].

1. Les numéros sur liste orange ne peuvent pas être utilisés à des fins commerciales et ne sont donc pas accessibles aux instituts de sondage.

Le déclin global de la téléphonie filaire, observé depuis le milieu des années 1990, s'explique en très grande partie par le développement rapide de la téléphonie mobile. À partir des dernières « Enquêtes permanentes sur les conditions de vie des ménages » de l'Insee (EPCV) [25, 26] et des enquêtes « Conditions de vie et aspirations des Français » du Crédoc [15], dans lesquelles des questions sur les équipements téléphoniques sont posées, il est possible de suivre le taux d'équipement des ménages en téléphonie mobile, qui concerne désormais plus de quatre ménages sur cinq [figure 2]. En particulier, la proportion d'individus équipés d'un téléphone portable mais ne possédant pas de ligne fixe a beaucoup augmenté : s'ils ne représentaient en 1998 que 2 % de la population, les détenteurs exclusifs de téléphones mobiles sont désormais 12 % en 2010 [figure 3].

L'absence de ligne fixe se trouve liée à un certain nombre de critères tels que l'âge, la profession et catégorie sociale (PCS) ou le niveau de revenu. En effet, les personnes peuvent être amenées à arbitrer entre les deux types d'équipement en raison de leurs coûts et de leur substituabilité, le choix étant plus ou moins influencé par les ressources financières, les besoins, les préférences et les générations. Les populations susceptibles de délaisser le téléphone fixe sont ainsi les personnes dont les ressources sont les plus faibles. Selon une enquête récente du Crédoc, les catégories de personnes les moins équipées sont celles âgées de 18 à 24 ans (23 % d'entre elles n'ont pas de ligne fixe), les personnes vivant seules (25 %), les ouvriers (25 %) et celles dont les revenus sont les plus faibles (35 % pour les foyers ayant un revenu mensuel de moins de 900 euros par unité de consommation). En revanche, l'enquête ne relève qu'un lien relativement faible entre le type d'équipement téléphonique et la taille de l'agglomération de résidence, les zones les plus rurales (communes de moins de 2 000 habitants) se distinguant par une proportion plus importante de ménages équipés uniquement d'une ligne fixe, et l'agglomération parisienne par une proportion plus importante de foyers équipés à la fois d'un fixe et d'un mobile [27].

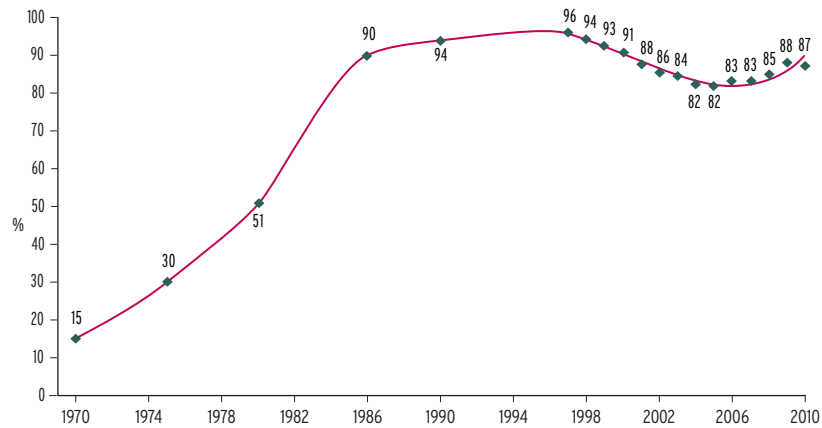
Ces résultats récents confirment ceux observés par les enquêtes « Conditions de vie et aspirations des Français » précédentes ainsi que par une analyse de l'EPCV de 2005. Celle-ci avait également montré qu'un quart des ménages à bas revenu (disposant de moins de 620 euros par mois) possédaient uniquement un téléphone portable [26].

Ces détenteurs exclusifs de téléphone mobile possèdent donc des caractéristiques particulières. Le maintien à un niveau élevé de la proportion des possesseurs exclusifs de portable représente ainsi un danger potentiel pour la représentativité des enquêtes téléphoniques classiques, même si elle est passée de 16 % en 2005 à 12 % en 2010 [28-31].

Les travaux anglo-saxons sur les enquêtes téléphoniques évoquent également de plus en plus la nécessité de prendre en compte le développement de la téléphonie mobile [32-36], mais les études méthodologiques et les protocoles d'enquête téléphonique tenant compte de cette nouvelle donne restent encore relativement rares [37-39]. Les études menées récemment en France ont montré l'existence d'un effet propre au fait de ne disposer que d'un téléphone portable, effet qui se maintient une fois les principaux facteurs sociodémographiques contrôlés [6, 40]. Ce problème s'avère difficile à affronter notamment à cause de l'absence, à l'heure actuelle, d'un annuaire universel ou d'un répertoire exhaustif et à jour des possesseurs de téléphone portable qui pourrait être utilisé comme base de sondage [41].

FIGURE 1

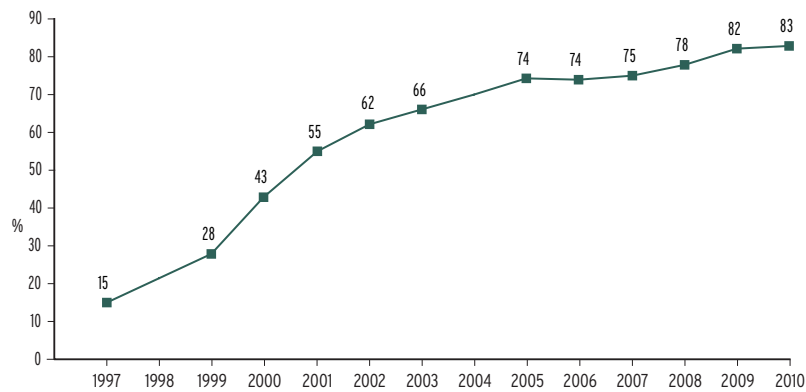
Taux de foyers équipés d'au moins un téléphone fixe



Sources : de 1960 à 1990, Insee ; de 1997 à 2005 : Médiamétrie ; de 2003 à 2010 : Crédoc.

FIGURE 2

Taux d'équipement des ménages en téléphones portables

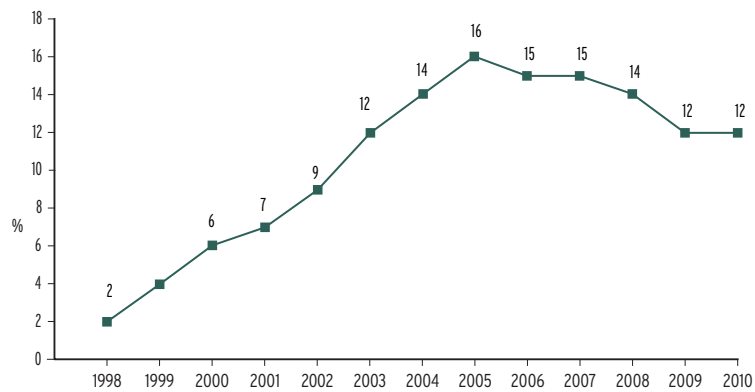


Sources : de 1997 à 2005, « Enquêtes permanentes sur les conditions de vie des ménages » (EPCV), Insee ; de 2006 à 2010, enquêtes « Conditions de vie et aspirations des Français », Crédoc.

FIGURE 3

Part des individus joignables uniquement sur téléphone portable

en pourcentage



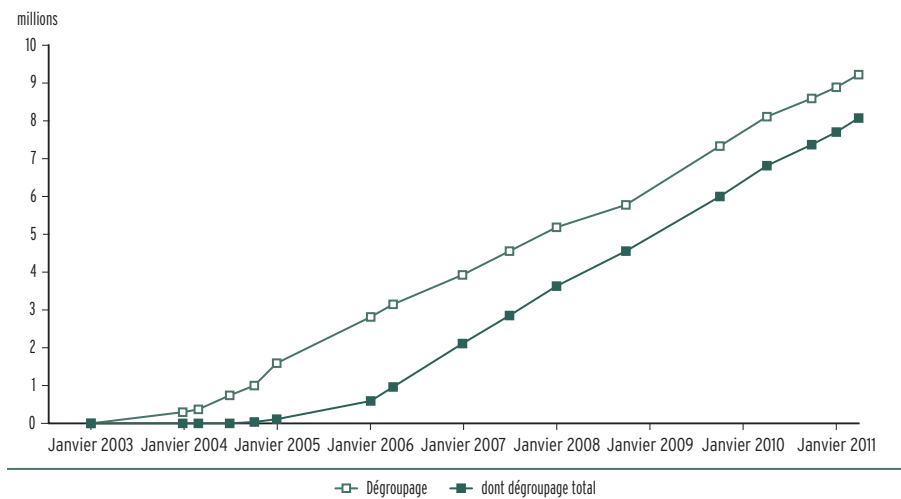
Sources : de 1998 à 2002 et 2005 : Médiamétrie ; de 2003 à 2010 : Crédoc.

L'intégration des ménages en dégroupage total

Dans le contexte de l'ouverture du marché des communications en 2003, l'opérateur historique s'est vu dans l'obligation de donner l'accès au réseau de téléphonie fixe aux autres opérateurs. La possibilité d'un dégroupage total a donc progressivement fait perdre des abonnés à France Télécom. Selon l'Autorité de régulation des communications électroniques et des postes (Arcep), le parc des postes en dégroupage total, qui était inférieur à 100 000 (soit 0,4 % des foyers) début 2005, n'a cessé de s'accroître depuis pour concerner en 2010 plus de 7 millions de foyers (plus d'un quart des foyers) **[figure 4]**. La possibilité effective de conserver l'ancien numéro géographique, même en cas de changement d'opérateur, est intervenue assez rapidement après l'ouverture du marché des communications, de sorte que les foyers qui ne sont joignables que par un numéro commençant par 08 ou 09 représentent une part faible de l'ensemble de la population (de 2 à 4 % selon le Baromètre multimédia GfK-ISL/Médiamétrie et l'Arcep).

FIGURE 4

Nombre de lignes téléphoniques en dégroupage



Source : ARCEP, juin 2011.

DESCRIPTION DE LA PROCÉDURE D'ÉCHANTILLONNAGE

Pour tenter de prendre en compte cette nouvelle donne, la méthodologie du Baromètre santé 2010 a été adaptée dans la lignée de ce qui avait été fait lors du Baromètre santé nutrition 2008, et qui constituait une première en France [42]. Le principe reposait sur la nécessité d'éviter les doubles comptes de foyers. Ceux-ci correspondent aux foyers étant en dégroupage total, à qui un numéro en 08 ou 09 a été attribué, mais qui ont souhaité garder aussi leur ancien numéro géographique France Télécom d'avant le dégroupage. Ils ont donc deux numéros de téléphone affectés à une seule ligne, sans nécessairement connaître l'existence du numéro en 08 ou 09, si bien qu'ils auraient pu être présents deux fois si on avait intégré dans la base de sondage les numéros en 08 et 09. Ils auraient ainsi eu deux fois plus de chance d'être sélectionnés que les autres, sans que nous ayons de possibilité de contrôle de cette probabilité d'inclusion.

Il n'était donc pas possible d'intégrer les numéros en 08 ou 09 à la base de sondage des téléphones fixes. Néanmoins, il apparaissait illégitime de les exclure d'emblée de la population enquêtée, d'autant plus qu'aucune information sur d'éventuelles spécificités de cette population n'était disponible. Cette précaution a nécessité une adaptation de la méthode d'enquête qui consiste à identifier les « dégroupés en 08 ou 09 purs » par le biais des mobiles exclusifs. En effet, selon l'enquête « Référence des équipements multimédia » GfK-ISL/Médiamétrie, la quasi-totalité (environ 95 %) des foyers en dégroupage total possède un téléphone portable.

Deux échantillons ont été constitués : d'une part les ménages équipés d'une ligne fixe avec un numéro géographique, et d'autre part les ménages équipés d'un téléphone portable et injoignables par un numéro géographique. Ainsi, grâce à une question filtre posée à l'échantillon des individus contactés par leur mobile, il a été possible de récupérer les ménages déclarant détenir aussi une ligne fixe mais ne correspondant à aucun numéro géographique.

La structure de la population couverte par l'enquête selon son équipement téléphonique et le moyen de l'atteindre sont présentés dans le **tableau I**.

Les deux sections suivantes décrivent le protocole du tirage des échantillons des numéros fixes et mobiles.

TABLEAU I

Équipement téléphonique et échantillonnage

Équipement téléphonique	Échantillon	Part de la population
Fixe géographique (01-05)	Filaire	82 %
Mobile exclusif	Mobile	12 %
Dégroupage total (08-09)	Mobile	5 %
Aucun équipement ou dégroupage total (08-09) sans mobile	-	< 1 %

Échantillon des ménages joignables par un numéro géographique

En l'absence d'annuaire universel, et dans la mesure où tous les annuaires disponibles souffrent de défauts de couverture assez importants, les numéros de téléphone ont été générés aléatoirement par la société Survey Sampling International (SSI). À partir d'un fichier de 12 millions de numéros de téléphone qualifiés ont été extraites les racines (six premiers chiffres) attribuées par l'Arcep et effectivement utilisées. Un tirage aléatoire stratifié sur ces racines a ensuite été effectué, assurant la représentativité géographique de la population. Puis, pour chaque racine tirée, les 10 000 numéros de téléphone correspondant à ces six premiers chiffres ont été générés, avant un premier nettoyage effectué par la société SSI. Un second tirage aléatoire a ensuite été effectué sur ces numéros. Ce tirage a été effectué parmi les seuls numéros ayant un préfixe géographique, c'est-à-dire commençant par 01, 02, 03, 04 ou 05, afin d'éviter les possibles doublons avec les numéros en 08 ou 09. Cette méthode a remplacé la méthode habituelle d'incrémentation à partir de l'annuaire France Télécom², pour laquelle se posait la question de la représentativité des opérateurs téléphoniques.

Après livraison du fichier final à l'institut de sondage, les numéros générés pouvaient correspondre à des numéros figurant dans l'annuaire (liste blanche), à des numéros sur liste rouge ou orange, à des numéros d'opérateurs ne figurant pas dans l'annuaire, à des numéros non attribués ou encore à des numéros internes d'entreprise. L'institut de sondage a donc appelé tous les numéros sans savoir *a priori* où aboutissait l'appel pour ceux ne figurant pas dans l'annuaire. Par rapport à une génération complètement aléatoire de numéros, telle qu'elle se pratique parfois aux États-Unis [43], cette procédure présente l'avantage de générer beaucoup moins de faux numéros, dans la mesure où le fichier initial est construit à partir de zones de numéros dont les préfixes ont été effectivement attribués³, et correspondent à des ménages plutôt qu'à des lignes professionnelles.

Échantillon des ménages ne possédant qu'un téléphone portable et des ménages dégroupés n'étant pas joignables par un numéro géographique

L'échantillon des téléphones mobiles a été constitué de manière indépendante de l'échantillon des lignes fixes. Les préfixes des numéros de téléphone attribués aux différents opérateurs nationaux ont été utilisés pour la stratification de l'échantillon, en respectant leur importance en termes de parts de marché selon les données de l'Arcep. Ainsi, 42 % des numéros créés étaient des numéros attribués à Orange, 32 % à SFR, 20 % à Bouygues Telecom et 6 % aux autres opérateurs. La fin des numéros a ensuite été générée de façon aléatoire.

Afin de caractériser les individus équipés exclusivement d'un mobile et ceux « dégroupés totaux sans numéro géographique », deux questions ont servi de filtre :

- ◆ « À votre domicile, y a-t-il une ligne de téléphone fixe sur laquelle vous pouvez appeler ou être appelé ? » (avec pour consigne aux enquêteurs de préciser qu'il ne s'agissait pas d'une ligne uniquement dédiée à Internet.) En cas de réponse négative, le numéro était automatiquement classé éligible et affilié à l'échantillon « mobile exclusif » ;
- ◆ dans le cas contraire (si l'enquêté déclarait posséder une ligne fixe sur laquelle il recevait des appels), la seconde question était posée : « Votre domicile principal est-il joignable par un numéro géographique, c'est-à-dire commençant par 01, 02, 03, 04 ou 05 ? » En cas de réponse négative, le numéro était conservé dans la base des ménages « dégroupés totaux injoignables par un numéro géographique », alors que si la réponse était positive, le numéro était considéré comme inéligible et donc abandonné.

2. Le dernier chiffre de chaque numéro était incrémenté (+ 1), ce qui aurait probablement augmenté les chances de rester sur un foyer abonné à France Télécom.

3. Une racine peut être allouée à un opérateur sans qu'aucun numéro ne soit encore attribué.

CHAMP DE L'ENQUÊTE, ÉLIGIBILITÉ ET SÉLECTION

Champ de l'enquête

La population couverte par le Baromètre santé 2010 concerne toutes les personnes résidant en France métropolitaine en ménages ordinaires, c'est-à-dire équipées d'un téléphone fixe ou mobile (à l'exception des foyers équipés exclusivement d'un numéro fixe commençant par 08/09), et âgées de 15 à 85 ans.

Éligibilité

Une fois le ménage atteint, il devait, pour être éligible, comporter au moins une personne âgée de 15 à 85 ans, résidant habituellement⁴ dans le foyer pendant la durée de l'étude et parlant le français⁵. Au-delà du manque que constitue l'absence des populations les plus jeunes, les plus âgées, celles résidant en institution et les non francophones, ce choix des populations interrogées répond principalement à des contraintes techniques. En effet, une enquête par téléphone au domicile principal des individus risque de ne pas être représentative des populations les plus âgées. Dans les tranches d'âge très élevées, la fréquence des problèmes d'audition rend souvent plus difficile un entretien téléphonique. Or 24 % des hommes et 19 % des femmes de plus de 65 ans présentent un déficit auditif, tandis que parmi les 80 ans et plus, 40 % des personnes sont concernées par ces troubles [44]. Par ailleurs, environ 12 % des personnes de 75 ans et plus résident en institution [45], cette proportion devenant beaucoup plus forte après 85 ans, avec une proportion importante résidant en institution médicosociale ou en maison de retraite sans forcément disposer d'une ligne téléphonique personnelle. La plupart de ces personnes vivent en maison de retraite (85 % environ), les autres sont essentiellement hébergées en unités de soins de longue durée des établissements hospitaliers.

Par ailleurs, le protocole d'enquête nécessitait que les interviewés comprennent et parlent le français, sans distinction de nationalité, le critère d'inclusion étant que leur résidence principale se trouve sur le territoire métropolitain. Il s'agit principalement d'une contrainte financière, la gestion d'une équipe d'enquêteurs multilingue, complexe et coûteuse, aurait impliqué une nette diminution de la taille d'échantillon à coût équivalent.

Ces critères d'éligibilité étaient identiques quel que soit le mode d'interrogation (téléphone filaire ou mobile). Cas assez fréquent, les jeunes joints sur leur mobile, habitant chez leurs parents et disposant de la ligne téléphonique fixe de ces derniers étaient considérés comme hors cible, puisque susceptibles d'être choisis au sein de leur ménage pour intégrer l'échantillon des lignes fixes.

4. Dans le cas d'une personne ayant deux domiciles (ex. : étudiants), les enquêteurs avaient pour consigne de la compter uniquement si elle était présente au moins quatre jours par semaine au domicile.

5. Les personnes présentant une incapacité mentale ou physique les empêchant de répondre au questionnaire étaient par ailleurs considérées comme non éligibles.

Sélection

Une fois le ménage contacté, l'individu devait être sélectionné parmi les différentes personnes éligibles. Une seule personne participait à l'enquête au sein de chaque foyer. Contrairement aux Baromètres santé précédents, cette sélection n'a pas été opérée par la « méthode anniversaire », qui consiste à retenir le membre du foyer ayant la date d'anniversaire la plus proche à venir. La méthode retenue a été celle proposée par Leslie Kish et qui consiste à lister l'ensemble des membres du foyer, le système informatique effectuant un tirage aléatoire de l'individu à interroger [46]. Cette méthode présente l'avantage de laisser moins d'initiative à la personne qui a décroché le téléphone [47, 48]. En effet, il apparaît que la probabilité d'équi-éligibilité des individus n'est pas toujours respectée, notamment parce que les femmes manifestent en général plus d'intérêt pour les enquêtes que les hommes et qu'elles répondent plus souvent au téléphone, au point parfois de s'auto-sélectionner par la date d'anniversaire. Dans l'enquête « Analyse des comportements sexuels en France » (ACSF) par exemple, il avait été montré, parmi les ménages comportant deux individus éligibles, que lorsqu'un homme décrochait il était interrogé dans 48 % des cas, alors que lorsque c'était une femme elle l'était dans 73 % des cas [49].

LE TERRAIN D'ENQUÊTE

Le terrain a été confié à l'institut de sondage GfK-ISL. La méthode de collecte assistée par téléphone et informatique (Cati) qui a été utilisée repose sur un système interactif améliorant la productivité des enquêteurs et des chefs d'équipe dans le recueil des données. Elle s'appuie sur un logiciel qui gère l'organisation des appels téléphoniques et la composition des numéros, les prises de rendez-vous et les reprises d'interview, mais aussi le déroulement du questionnaire (notamment les filtres et les tests logiques), certains contrôles en temps réel des réponses (réponses incohérentes, chiffres impossibles signalés selon des spécifications particulières...) ou encore l'organisation de la rotation aléatoire des modalités ou des items. Dans le cas du Baromètre santé 2010, il s'agit du logiciel Converso (Converso®), qui permet par ailleurs de contrôler à tout moment des indicateurs tels que l'évolution des taux de refus (global ou par enquêteur), la durée moyenne des différents modules du questionnaire.

Une enquête pilote a été menée en juin 2009 auprès de 251 personnes afin de tester les nombreuses nouvelles questions, les filtres, la durée moyenne du questionnaire. L'enquête s'est pour sa part déroulée dans les locaux de l'institut de sondage GfK-ISL, tous les jours de la semaine sauf le dimanche, du 22 octobre 2009 au 3 juillet 2010 (avec une interruption au moment des fêtes de fin d'année). Au total, 139 enquêteurs, 9 superviseurs et 3 chefs d'équipe ont été impliqués dans la réalisation de cette enquête. En moyenne, 140 entretiens étaient réalisés par jour par une équipe de 35 à 77 enquêteurs encadrés par 5 superviseurs et 1 chef d'équipe.

Dix sessions de deux jours de formation ont été nécessaires pour préparer l'ensemble des enquêteurs. Les objectifs de la formation des enquêteurs étaient de présenter l'enquête et sa finalité, ainsi que l'institution qui la conduisait. Le questionnaire a été entièrement déroulé et expliqué : comment poser les questions, indiquer les relances... Il s'agissait également de rappeler le principe d'un sondage aléatoire. Au cours de ces séances, les enquêteurs ont pu s'entraîner jusqu'à ce que la passation du questionnaire soit correcte. Cette étape s'avère cruciale, notamment pour les responsabiliser et pour assurer l'homogénéité des données recueillies. Elle est aussi l'occasion d'élaborer des stratégies pour rendre l'entretien plus acceptable à l'enquêteur comme à l'enquêté, en particulier lorsqu'il s'agit de motiver l'acceptation des individus dont la ligne téléphonique est inscrite en liste rouge. Afin de favoriser la participation des individus à l'enquête, une liste d'arguments a été constituée pour faire face aux différents motifs de refus avancés par les personnes appelées (intérêt de l'enquête, possibilité de prendre rendez-vous, possibilité de faire l'entretien en plusieurs fois...). Celle-ci proposait des exemples concrets sur l'utilité de ce type d'enquête publique, que les enquêteurs ont appris à maîtriser au cours de la formation.

Le fichier d'adresses de l'étude a été scindé en plusieurs blocs afin d'assurer le caractère aléatoire de l'enquête (tout bloc d'adresses ouvert devant être entièrement exploité), mais également d'assurer une meilleure gestion des rendez-vous⁶.

6. Par bloc d'adresses, on entend une série de contacts possibles qui doit être totalement utilisée à partir du moment où elle est ouverte. Les premiers blocs contiennent beaucoup plus d'adresses que les suivants, les derniers blocs étant utilisés pour ajuster le nombre d'entretiens réalisés en fonction du taux de contact des adresses tentées et du taux d'acceptation de l'enquête.

Le terrain a été précédé de l'envoi d'une lettre-annonce à en-tête de l'Inpes à tous les ménages inscrits dans l'annuaire (l'annuaire inversé était utilisé pour récupérer l'adresse des ménages sur liste blanche pour l'envoi de cette lettre). Les autres se la voyaient proposer, le cas échéant, au moment de l'appel. Cette lettre mettait l'accent sur l'importance de l'étude afin de minorer les refus de répondre. Son envoi s'est fait au fur et à mesure de l'ouverture des blocs d'adresses, de sorte que la lettre n'arrive pas trop tôt avant les tentatives d'appel. L'intérêt principal de la lettre-annonce est qu'elle motive la participation à l'enquête. La vérification de sa réception n'était toutefois pas une condition à la réalisation de l'entretien : les enquêteurs n'avaient pas à s'assurer que leur interlocuteur l'avait effectivement reçue car la lettre ne lui était pas nécessairement adressée en son nom propre.

Une société de surveillance, l'Organisme de conformité du recueil des données (OCD), était présente très régulièrement sur le terrain de l'enquête afin de vérifier la bonne passation du questionnaire, la régularité de la procédure de sélection des personnes à interroger et la bonne codification des refus. Cet organisme était chargé de veiller au respect des procédures définies dans le cahier des charges de l'institut de sondage, ce qui permettait de réajuster rapidement certaines situations dérogeant aux règles [50]. Par ailleurs, les concepteurs de l'enquête étaient très présents sur le terrain pour assurer, en lien avec l'OCD, les chefs d'équipe et les superviseurs, un suivi rigoureux du recueil des données. Des débriefings avaient lieu chaque soir entre les chefs d'équipe et les superviseurs afin d'ajuster les passations. À la fin de l'enquête, deux séances de débriefing ont permis de faire le bilan de l'enquête avec l'ensemble des équipes engagées.

Dans l'objectif de rassurer les enquêtés et de renforcer le lien avec eux, un numéro vert (gratuit) disponible sur toute la durée de l'enquête a été mis en place afin de garantir aux personnes qui le souhaitaient qu'il s'agissait bien d'une enquête réalisée par GfK-ISL pour le compte de l'Inpes, ainsi que d'apporter des précisions sur l'intérêt de l'enquête en termes de prévention. Enfin, les enquêtés pouvaient se référer à une page spéciale de présentation de l'enquête qui avait été ajoutée sur le site internet de l'Inpes, de même qu'une annonce visible sur la page d'accueil du site.

Trois créneaux horaires avaient été définis pour la réalisation des interviews : les lundi, mardi et jeudi de 16 heures à 21 heures, les mercredi et vendredi de 12 heures à 21 heures et le samedi de 9 h 30 à 15 heures et de 16 heures à 20 heures. Les numéros qui ne répondaient pas ou aboutissaient à une messagerie vocale étaient recomposés automatiquement 60 ou 90 minutes plus tard selon le moment de la vacation. Les appels qui sonnaient occupé étaient en revanche retentés 15 minutes plus tard. Au maximum, trois appels par jour étaient tentés. Jusqu'à 40 tentatives étaient effectuées, à des heures et des jours différents si nécessaire, l'automate d'appel raccrochant après huit sonneries. Au bout de trois tentatives infructueuses en soirée, les tentatives 4 et 5 étaient effectuées en journée. L'impact de ces différentes précautions sur les résultats a fait l'objet d'études méthodologiques sur des sujets sensibles tels que les comportements sexuels [51], la santé mentale [52] ainsi que les usages de substances psychoactives [6]. Ces travaux ont montré que les caractéristiques des enquêtés difficiles à joindre et nécessitant de nombreux rappels justifiaient de persévérer au-delà de dix tentatives.

Si l'individu sélectionné n'était pas présent ou disponible au moment du contact, un rendez-vous téléphonique lui était proposé, et en cas de refus de participation de sa part, le ménage était abandonné, le respect de la méthode aléatoire interdisant tout remplacement. Une possibilité de rendez-vous « hors plage horaire » était offerte si la personne sélectionnée n'était pas joignable durant les horaires habituels d'appel. Par ailleurs, une interruption de questionnaire était possible dès que l'enquêté souhaitait s'arrêter pour des raisons personnelles au cours de l'entretien, il était rappelé ultérieurement pour une reprise d'interview. Lorsque les enquêteurs atteignaient une messagerie vocale, ils avaient pour consigne de ne pas laisser de message.

Enfin, un rappel des ménages ayant refusé l'enquête (que la sélection de la personne à interroger ait été effectuée ou non) par une équipe réduite d'enquêteurs spécialement formés a été mise en place afin de diminuer les taux de refus. Ces rappels étaient effectués au moins une semaine après le premier contact, à des heures et jours différents⁷. Ce type de rappel est classique dans les enquêtes aléatoires, notamment parce qu'il est possible d'avoir un autre membre du foyer plus disposé à répondre lors du rappel du primo-refus. Dans un second temps, à titre expérimental et pour faire face à des taux de refus particulièrement importants, un dédommagement a été proposé aux enquêtés ayant déjà refusé à deux reprises de participer, que ce soit au niveau du ménage ou au niveau individuel⁸, ainsi qu'aux personnes qui avaient abandonné le questionnaire en cours de passation. Les caractéristiques de ces individus feront l'objet d'analyses ultérieures.

7. Au total, au cours de cette phase de réexploitation réalisée parallèlement à l'étude principale, 44 000 adresses ont été réexploitées, ce qui a permis de récupérer 3 858 interviews, soit 14 % de l'échantillon global.

8. Au cours de cette phase de seconde réexploitation avec dédommagement, 22 000 adresses ont été réexploitées, ce qui a permis de récupérer 1 673 interviews au total, soit 6 % de l'échantillon global.

LE QUESTIONNAIRE

Une des difficultés principales des enquêtes téléphoniques est la nécessité de rester sur un temps d'entretien court, la durée optimale pour une enquête téléphonique ayant été estimée à 20-25 minutes par des travaux méthodologiques américains [53, 54].

Afin de se rapprocher de ces temps optimaux, lors du Baromètre santé 2005, l'échantillon avait été décomposé en deux grandes parties : un questionnaire court – 20 minutes – posé à tout l'échantillon, et un module supplémentaire de 25 minutes posé aux individus possesseurs d'une ligne téléphonique fixe mais pas aux individus joignables uniquement par portable. Ce choix se justifiait par les difficultés de communication liées à l'utilisation prolongée du téléphone portable (batterie, réseau...). En 2010 en revanche, suite notamment à l'amélioration des technologies du téléphone mobile, il a été décidé de ne pas écarter la durée du questionnaire pour les « portables exclusifs », et de poser un module principal composé de variables utiles à l'ensemble des thèmes (variables sociodémographiques et variables transversales, pour une durée de 20 à 25 minutes) à tous les enquêtés, et de tirer aléatoirement trois sous-échantillons de 9 000 enquêtés environ pour leur poser à chacun un module contenant plusieurs thématiques, pour une durée de 10 minutes environ [tableau II]. Certaines questions n'ont même été posées qu'à un sixième de l'échantillon, comme par exemple la plupart des questions d'opinions, qui ont pour principal intérêt le suivi d'évolution, ainsi que toutes les questions qui n'ont pas vocation à être transversales et ne nécessitent pas une grande taille d'échantillon.

L'inconvénient d'une telle structuration est, bien sûr, que les variables présentes dans un des trois modules ne pourront être croisées qu'avec celles de leur module et celles du module principal, mais pas avec celles présentes dans les deux autres modules.

Dans le cas des entretiens réalisés sur portable, l'autonomie des batteries n'a pas posé de problèmes particuliers et il y a eu relativement peu d'interruptions de la communication en cas de mobilité, sachant qu'il était toutefois possible de prendre rendez-vous pour faire l'entretien sur un téléphone fixe du choix de l'enquêté, solution qui, dans les faits, a été peu utilisée.

Au final, le questionnaire durait en moyenne environ 32 minutes.

Le questionnaire, reproduit in extenso en annexe, se composait des modules énumérés dans le **tableau II**.

TABLEAU II

Structuration de l'échantillon du Baromètre santé 2010

Questionnaire principal : 27 653 – Renseignement signalétique – Qualité de vie 1 (SF 12) – Santé mentale 1 (MH5 - vitalité) – Téléphonie santé – Tabac 1 – Alcool 1 – Suicide – Sexualité, contraception, IST – Drogues illicites 1 – Jeu pathologique – Événements de vie et violences subies – Sommeil 1 – Maladies chroniques 1 – Handicap 1 – Caractéristiques sociales et précarité – Équipement téléphonique	Sous-échantillon 1 : 9 110 – Perception de santé, sentiment d'information – Qualité de vie 2 – Maladies chroniques 2 – Handicap 2 – Accidents	Sous-échantillon 1.1 : 4 592 – Internet et santé
	Sous-échantillon 2 : 8 782 – Santé travail – Conduites alimentaires – Alcool 2 – Santé mentale 2 – Médicaments psychotropes et psychothérapies – Drogues illicites 2 – Sommeil 2	Sous-échantillon 1.2 : 4 518 – Alzheimer
	Sous-échantillon 3 : 9 761 – Vaccinations – Maladies infectieuses – Sexualité, contraception 2	Sous-échantillon 3.1 : 4 880 – Tabac 2 – Douleurs Sous-échantillon 3.2 : 4 881 – Virus respiratoires

BILAN D'EXPLOITATION, PROFIL DES ÉCHANTILLONS

Les échantillons obtenus

Afin de disposer d'une puissance statistique suffisante pour étudier des comportements rares, mesurer les évolutions et effectuer des croisements de variables à des niveaux suffisamment fins, la taille de l'échantillon visée était de 25 000 à 30 000 individus de 15 à 85 ans.

Au final, 27 658 personnes ont été interrogées, comprenant 23 607 individus joints par un numéro géographique (dont 8 150 issus d'un foyer inscrit sur liste rouge) et 4 051 individus contactés *via* un téléphone mobile. Après un nettoyage du fichier ayant entraîné la suppression de 5 individus présentant des réponses incohérentes, l'échantillon national obtenu peut être schématisé comme suit [tableau III].

TABLEAU III

Structure de l'échantillon

	n
Lignes fixes joignables en 01... 05	23 605
Possesseurs de portable ayant une ligne fixe injoignables en 01... 05	1 104
Portables exclusifs	2 944
Total	27 653

Pour déterminer les taux de participation à l'enquête, il est nécessaire de mettre en rapport le nombre de répondants et le nombre d'individus éligibles (les autres étant hors champ). Or les « refus immédiats des ménages », de même que les « rendez-vous ménages non aboutis » interviennent avant que l'on ait pu déterminer l'éligibilité du foyer. Si la grande majorité de ces refus sont des ménages éligibles, certains correspondent néanmoins à des hors-champ. Il va en particulier s'agir des personnes âgées de plus de 85 ans vivant seules et souvent peu enclines à répondre aux enquêtes téléphoniques, au point de ne pas répondre aux quelques questions permettant de déterminer l'éligibilité du foyer. Il peut s'agir également des détenteurs de téléphone mobile raccrochant rapidement après le contact mais qui disposent en fait d'une ligne fixe. Il est donc nécessaire d'estimer la part de ces refus correspondant à des ménages non éligibles (proportion attendue d'inéligibles).

Si on applique aux refus immédiats des ménages les mêmes proportions de résidence secondaire, d'équipement en ligne fixe pour l'échantillon mobile, de ménages sans personne dans la tranche d'âge et de ménages ou personnes impossibles que celles observées sur les ménages dont l'éligibilité a pu être déterminée, 15 % des refusants de l'échantillon filaire, et 77 % de l'échantillon mobile, peuvent être classés en ménages inéligibles.

Le nombre de ménages interrogeables peut être alors estimé à 44 832 dans l'étude filaire et à 9 508 dans l'étude mobile. Les taux de refus observés à la fin de l'enquête, hors abandons et rendez-vous non honorés, peuvent donc être estimés à 39 %, autant dans l'étude filaire que dans l'étude mobile [tableau IV]. Ces taux de refus apparaissent en progression par rapport aux enquêtes menées par l'Inpes en 2005 et 2007 [55, 56], et bien supérieurs à ceux observés avant les années 2000. Cette difficulté à obtenir de bons taux de réponse dans les enquêtes téléphoniques est constatée depuis quelques années aux États-Unis [57, 58] comme en France [59].

TABLEAU IV

Description des bases de sondage du Baromètre santé 2010

	Échantillon filaire		Échantillon mobile	
	Bilan révisé		Bilan révisé	
	Effectif	% utilisable	Effectif	% utilisable
BASE DES ADRESSES	73 070		100 419	
% non utilisable techniquement				
Hors cible	13 138		47 653	
% non utilisable étude				
Résidence secondaire/ligne fixe 01-05	760		19 864	
Hors tranche d'âge	1 684		301	
Ménage ou personne impossible	3 170		1 498	
Ménage injoignable	7 066		11 403	
Réajustement version révisée	2 420		10 192	
Total	15 100		43 258	
BASE UTILISABLE	44 832		9 508	
% refus				
Refus ménage immédiat	13 122	29,3	2 728	28,7
Refus ménage différé	2 157	4,8	506	5,3
Refus individu	2 436	5,4	495	5,2
Total	17 715	39,5	3 729	39,2
% échec d'exécution				
RDV ménage (pas de sélection)	377	0,8	317	3,3
RDV ménage (sélection effectuée)	475	1,1	475	5,0
RDV individu/individu injoignable	185	0,4	246	2,6
Abandon interview	2 473	5,5	690	7,3
Total	3 510	7,8	1 728	18,2
% réalisation				
Interview	23 607	52,7	4 051	42,6

Lecture:

Hors cible: faux numéros et entreprises.**Résidence secondaire/ligne fixe 01-05:** le numéro de téléphone est celui d'une résidence secondaire. Pour l'échantillon mobile, le ménage dispose d'une ligne fixe avec un numéro géographique pour appeler.**Hors tranche d'âge:** aucune personne dans le foyer n'a entre 15 et 85 ans.**Ménage ou personne impossible:** dialogue impossible, car non francophone ou a une incapacité physique ou mentale l'empêchant de répondre au questionnaire, ou personne sélectionnée absente pendant la durée de l'étude.**Ménage injoignable:** sans réponse ou occupé lors des 40 appels.**Refus ménage immédiat:** refus de l'interlocuteur du foyer avant la sélection de la personne éligible.**Refus ménage différé:** refus de l'interlocuteur du foyer de passer la personne sélectionnée. La sélection de la personne à interroger a été faite, c'est-à-dire qu'il a été vérifié que l'on appelle au domicile habituel (non pas une résidence secondaire) et qu'on connaît le nombre de personnes éligibles dans le foyer.**Refus individu:** refus de la personne sélectionnée.**Rendez-vous ménage (pas de sélection):** au moins un rendez-vous avant la sélection de la personne éligible et 39 appels qui n'ont pas donné suite.**Rendez-vous ménage (sélection effectuée):** rendez-vous pris une fois la sélection de la personne éligible effectuée, et 39 appels qui n'ont pas donné suite.**Rendez-vous individu:** rendez-vous pris en cours de questionnaire, non honoré au final.**Abandon interview:** abandon en cours d'entretien.

Concernant l'échantillon de mobiles, 100 419 numéros ont été générés, soit environ 25 numéros pour une interview réalisée, ce qui est supérieur à ce qui avait été nécessaire lors du Baromètre santé 2005 (environ 13 numéros pour une interview réalisée) et lors du Baromètre santé nutrition 2008 (environ 20 numéros pour une interview réalisée), ceci étant en partie dû au fait que la proportion des portables exclusifs a diminué par rapport à 2005. Parmi ces répondants, 1 104 disposaient d'une ligne fixe et n'étaient pas joignables par un numéro géographique, ils ont donc constitué la base des ménages dégroupés. Au final, ils représentent 4 % de l'ensemble des individus interrogés dans l'enquête, ce qui correspond à l'effectif attendu et s'avère rassurant quant à la qualité du déclaratif à la question du numéro géographique.

Caractéristiques des différents échantillons

Les caractéristiques sociodémographiques des trois échantillons soulignent à quel point cet échantillonnage complexe reflète une réalité sociale différente selon le mode d'équipement téléphonique.

Ainsi, l'échantillon des téléphones portables exclusifs est constitué d'une proportion d'hommes plus importante que celle observée parmi les détenteurs de téléphones fixes (52,0 % contre 43,1 %, $p < 0,001$). La population des mobiles exclusifs et des individus n'étant pas joignables par un numéro géographique (dégroupés 08-09) est par ailleurs massivement composée de jeunes adultes, plus de la moitié d'entre eux ayant moins de 34 ans, contre 22,9 % dans l'étude filaire, et moins de 10 % d'entre eux ont plus de 55 ans. Les interviewés de l'échantillon filaire habitent en outre nettement plus souvent en zone rurale que les deux autres groupes. Si les personnes détentrices exclusivement de téléphones portables sont en proportion plus nombreuses à être au chômage, affichent des revenus et des diplômes moins élevés et comptent davantage d'ouvriers, ces caractéristiques sociales ne sont en revanche pas observées chez les individus en dégroupage n'étant pas joignables par un numéro géographique, qui affichent pour leur part des situations favorables en termes de diplôme et de salaire **[tableau V]**.

Des suréchantillons dans neuf régions

En plus de l'échantillon national, de nombreuses régions ont souhaité constituer un suréchantillon au sein de leur territoire, soit sur l'ensemble des 15-85 ans, soit sur une population de jeunes. Ces échantillons ont été constitués de manière indépendante, mais les bases de données finales résultent de l'agrégation de l'extrait de l'enquête nationale correspondant à la région et du suréchantillon. Des échantillons régionaux d'environ 1 000 individus chacun ont ainsi été ajoutés à l'extrait de l'enquête nationale dans neuf régions (Auvergne, Champagne-Ardenne, Midi-Pyrénées, Pays de la Loire, Poitou-Charentes, Picardie, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Rhône-Alpes et Haute-Normandie), tandis que deux régions (Aquitaine et Île-de-France) se sont contentées de récupérer l'extrait de l'enquête nationale correspondant à leurs résidents, dans la mesure où ceux-ci étaient assez nombreux. Ces enquêtes indépendantes sont déclinées dans des publications ad hoc, région par région, permettant ainsi, ce qui est à souligner, de porter un regard régional sur les comportements de santé.

TABLEAU V

Caractéristiques des différents échantillons (en pourcentage)

	Fixes géographiques (n = 23 605)	Mobiles exclusifs (n = 2 944)	Dégroupés (n = 1 104)
Sexe			
Homme	43,1	52,0	47,3
Femme	56,9	48,0	52,7
Âge			
15-19 ans	5,6	6,2	6,2
20-25 ans	5,7	24,9	18,9
26-34 ans	11,6	27,2	31,0
35-44 ans	19,3	18,7	23,6
45-54 ans	17,4	13,4	12,1
55-64 ans	20,1	7,5	6,2
65-74 ans	12,2	1,9	1,7
75-85 ans	8,1	0,3	0,4
Âge 2			
15-34 ans	22,9	58,2	56,1
35-54 ans	36,7	32,0	35,7
55-85 ans	40,4	9,8	8,2
Taille de l'agglomération			
Commune rurale	29,8	16,3	9,3
< 20 000 habitants	19,4	16,7	13,8
20 000-99 999 habitants	12,2	15,4	12,1
100 000-199 999 habitants	4,7	7,4	6,7
200 000 et plus	20,6	28,0	34,5
Agglomération parisienne	13,3	16,0	23,6
Région UDA			
Région parisienne	15,4	17,8	26,4
Nord	7,0	8,4	7,0
Est	9,8	8,2	8,2
Bassin parisien ouest	9,9	9,1	7,1
Bassin parisien est	8,0	8,3	6,6
Ouest	14,3	11,2	9,5
Sud-Ouest	11,8	11,4	8,6
Sud-Est	12,7	9,9	13,9
Méditerranée	11,2	15,8	12,8
Diplôme			
Aucun diplôme	9,0	15,4	8,2
Inférieur au bac	42,8	39,8	32,4
Bac	17,5	20,1	19,2
Bac +2	11,6	10,3	14,4
Bac +3 +4	10,6	8,3	12,8
Bac +5	8,6	6,2	13,0
Revenu/UC			
Inférieur à 1100 euros	27,4	47,1	33,5
De 1100 à 1799 euros	39,2	36,6	36,0
1800 euros et plus	33,4	16,3	30,6
Situation professionnelle			
Travail	52,5	56,6	69,1
Études	7,6	13,5	11,2
Chômage	5,3	16,2	9,1
Retraite	28,8	5,2	4,5
Inactifs	5,7	8,3	5,9
PCS			
Agriculteurs exploitants	2,6	0,8	0,5
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	6,0	6,0	3,6
Cadres, professions intellectuelles supérieures	19,6	11,4	20,2
Professions intermédiaires	27,8	18,4	28,9
Employés	25,7	30,4	26,4
Ouvriers	17,6	31,7	20,0

PROBABILITÉ D'INCLUSION ET REDRESSEMENT

Probabilité d'inclusion

Étant donné que le Baromètre santé est une enquête téléphonique à deux degrés, impliquant la sélection du ménage puis de l'individu, le calcul de la probabilité d'inclusion d'un individu résulte de deux informations :

- ◆ le nombre de lignes téléphoniques dont dispose le ménage. Pour ce faire, il était demandé à l'enquêté, en fin de questionnaire, le nombre de lignes téléphoniques du foyer dont le numéro a un préfixe géographique (ou le nombre de téléphones mobiles dans le foyer pour l'échantillon mobiles) ;
- ◆ le nombre de personnes éligibles au sein du foyer parmi lesquelles la sélection a été effectuée. Cette information est aisément obtenue à partir de la description de la composition du foyer, nécessaire pour l'utilisation de la méthode Kish.

À partir de ces informations, la probabilité d'inclusion d'un individu est calculée en divisant le nombre de lignes téléphoniques du foyer par le nombre de personnes éligibles, une pondération inversement proportionnelle à cette probabilité lui étant ensuite affectée.

Redressement

Dans l'échantillon de l'enquête, certaines catégories de population apparaissent sous-représentées, d'autres surreprésentées, notamment du fait de la non-réponse inégalement répartie au sein de la population. Afin d'améliorer la représentativité de l'enquête, on fait en général l'hypothèse que les individus manquant dans une catégorie ont un profil plus proche de ceux des individus répondant de cette catégorie que de ceux de l'ensemble de l'échantillon, ce qui conduit à procéder à un redressement. Le principe est de modifier le poids de chaque individu de l'échantillon (au départ égal à l'inverse de la probabilité d'inclusion pour chacun) afin de corriger les éventuelles erreurs d'échantillonnage. Pour cela, on a recours à des informations auxiliaires corrélées avec les variables d'intérêt de l'étude afin d'augmenter la précision des estimateurs. Le calage permet de construire des estimations corrigées du biais de non-réponse. En modifiant l'échantillon pour le contraindre à adopter la structure de la population globale, le calage tient compte des spécificités de cette population et améliore de ce fait la représentativité de l'échantillon [60].

Après avoir été pondérées pour tenir compte de la probabilité de tirage au sein du ménage, les données ont été calées sur les données de l'enquête emploi de 2008, le recensement rénové de la population n'étant pas encore disponible lors des opérations de calage. Il s'agit d'un calage sur marges, dont l'objectif est de faire coïncider la structure de l'échantillon avec celle de la population pour certains critères.

Depuis 1992, les Baromètres santé de l'Inpes sont redressés sur le sexe (croisé par l'âge en tranches décennales, sauf pour les plus jeunes, pour qui les comportements peuvent extrêmement varier entre le début et la fin de l'adolescence et pour qui des tranches d'âge quinquennales sont utilisées), la taille d'agglomération de résidence et la région UDA (Union des annonceurs) de résidence (découpage du territoire métropolitain en neuf grandes zones). Dans la mesure où ces enquêtes apparaissent déstructurées sur le niveau de diplôme (les plus diplômés sont surreprésentés dans la base), il a été décidé de prendre également en compte cette dimension dans le redressement [tableau VI].

TABLEAU VI

Comparaisons entre les résultats bruts et les marges de référence

	Résultats bruts (%)	Marges utilisées (%)
Sexe et âge		
Hommes		
15-19 ans	2,9	3,9
20-25 ans	4,0	4,6
26-34 ans	6,4	7,0
35-44 ans	9,1	8,7
45-54 ans	7,5	8,4
55-64 ans	7,7	7,6
65-74 ans	4,5	4,6
75-85 ans	2,4	3,3
Femmes		
15-19 ans	2,9	3,7
20-25 ans	4,3	4,7
26-34 ans	7,6	7,2
35-44 ans	10,3	9,0
45-54 ans	9,3	8,8
55-64 ans	10,6	8,0
65-74 ans	6,2	5,4
75-85 ans	4,6	5,1
UDA		
Île-de-France	16,0	18,7
Nord-Pas-de-Calais	7,1	6,4
Est	9,6	8,6
Bassin parisien ouest	9,7	9,3
Bassin parisien est	8,0	7,8
Ouest	13,8	13,5
Sud-Ouest	11,6	11,1
Centre-Est	12,4	12,0
Méditerranée	11,7	12,6
Agglomération		
Commune rurale	27,5	25,6
< 20 000 habitants	18,9	17,4
20 000-99 999 habitants	12,6	12,7
100 000-199 999 habitants	5,1	5,5
200 000 habitants et plus	22,0	22,5
Agglomération parisienne	14,0	16,2
Équipement téléphonique		
Fixe (dont dégroupés)	89,3	87,3
Exclusifs mobile	10,7	12,7
Diplôme		
Sans diplôme	9,6	19,0
Inférieur au bac	42,0	42,5
Bac ou équivalent	17,8	17,0
Bac +2	11,6	9,8
Bac +3 +4	10,4	6,5
Bac +5 ou plus	8,5	5,2

Une pondération spécifique a été créée pour chaque sous-échantillon, soit huit pondérations en tout. Elles tiennent toutes compte du sexe, de l'âge, de la région, de la taille d'agglomération, du diplôme le plus élevé obtenu par l'individu, de l'équipement téléphonique ainsi que de la probabilité de tirage au sort au sein du foyer.

Par ailleurs, pour les évolutions, il a été choisi de recalculer des pondérations spécifiques pour les anciens exercices de l'enquête sur les critères retenus en 2010 (c'est-à-dire intégrant le diplôme, à l'inverse de ce qui était fait depuis 1992), et en utilisant les données les plus contemporaines de ces exercices (les marges de calage du Baromètre santé 2005, établies lors de son analyse à partir du recensement de 1999, ont ainsi été mises à jour à partir de l'enquête emploi 2005). Les prévalences ou moyennes calculées avec ces pondérations spécifiques sont donc parfois légèrement différentes de celles diffusées dans les ouvrages précédents.

De nombreux autres redressements ont également été effectués (avec et sans le diplôme, ou sans la PCS de la personne de référence du ménage notamment), afin de tester la robustesse des choix effectués en explorant l'incidence des choix de variables intégrées dans le calage.

MÉTHODES D'ANALYSE ET INTERPRÉTATIONS

Il s'agit ici de présenter succinctement le principe des différentes méthodes statistiques mises en œuvre dans cet ouvrage, ainsi que leurs modalités d'interprétation. Trois logiciels ont été utilisés : Stata (version 10 SE) et SPSS (version 15.0) pour la statistique descriptive et les modélisations, R 2.12.1 (packages *Survey et Sampling*) pour le calage sur marges.

Dans les différents chapitres, il est souvent question de « significativité » (par exemple pour évaluer l'intensité d'une relation entre deux variables qualitatives croisées dans un tableau). Lorsqu'un statisticien doit se prononcer sur le caractère significatif ou non d'une relation entre deux variables, il teste une « hypothèse d'indépendance ». Si deux variables sont indépendantes, le tableau croisé correspondant doit avoir une structure particulière. Ainsi, si l'on fait l'hypothèse qu'un comportement de santé tel que la consommation quotidienne d'alcool est indépendant du sexe des enquêtés, lorsque l'on croise ces deux variables, la proportion devrait être la même parmi les femmes et les hommes. Or, il apparaît que 18,9 % des hommes interrogés ont déclaré un tel comportement, contre 6,9 % des femmes. Cet écart est très élevé, et il est donc très peu vraisemblable que le sexe et la consommation quotidienne d'alcool soient indépendants dans l'ensemble de la population.

Un test statistique permet d'évaluer cette vraisemblance, qui est ici de l'ordre d'une chance sur plusieurs millions. Plus cette probabilité est faible, plus on aura tendance à rejeter l'hypothèse d'indépendance, et donc a contrario à conclure que les deux variables sont fortement liées l'une à l'autre. Cette probabilité est appelée « seuil de significativité » (ou « risque de première espèce ») : plus elle est faible, plus les variables croisées sont significativement liées. On dira donc d'une relation statistique qu'elle est « significative au seuil p » si la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse d'indépendance est inférieure ou égale à p . Les seuils utilisés sont 5 %, 1 %, 0,1 %, notés respectivement $p < 0,05$, $p < 0,01$ et $p < 0,001$. Lorsque l'on dit d'une relation qu'elle est significative sans préciser à quel seuil, il s'agit généralement de 5 % : on a moins de cinq chances sur cent de se tromper en concluant qu'il y a bien une relation, et non indépendance. L'absence de lien entre deux variables est signalée par le sigle « ns » (non significatif).

Les statistiques descriptives ont un inconvénient majeur : elles mettent en évidence les liaisons statistiques entre des variables, mais ne permettent pas de contrôler les effets de structure, qu'ils proviennent des variables sociodémographiques ou d'autres facteurs de confusion possibles. Les modèles statistiques de régression permettent justement de démêler de telles situations, en mesurant l'influence d'une variable sur une autre « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire en tenant compte des autres variables introduites dans le modèle. Les méthodes de régression permettent ainsi de quantifier avec précision les relations entre variables, tout en contrôlant les effets de structure.

Dans le cas d'une variable à expliquer « qualitative à deux modalités », comme dans la plupart de nos analyses, on utilise un modèle de régression que l'on appelle « logistique ». Pour interpréter les résultats des régressions, on a recours à la notion anglo-saxonne d'« odds-ratio » (OR) [61]. Supposons par exemple que l'on s'intéresse à l'influence du sexe sur une opinion. Si l'odds-ratio associé à la modalité « femme » vaut 1,3, la convention d'interprétation que nous utiliserons sera la suivante : toutes choses égales par ailleurs, une femme a 1,3 fois plus de chances qu'un homme d'avoir une telle opinion. Dans la mesure où le niveau de diplôme n'a pas le même sens pour les individus encore en cours d'études et pour ceux les ayant achevées, les régressions logistiques intégrant cette variable ont été réalisées en tenant compte des interactions âge/diplôme.

Dans certaines études, les régressions sont parfois utilisées à des fins prédictives, mais ce n'est pas le cas de celles qui sont présentées dans cet ouvrage. Leur objectif est descriptif, il s'agit de contrôler les effets de structure, mais pas à proprement parler de mesurer avec précision la force des liens, tout au plus de les hiérarchiser. On ne cherche pas à prédire, mais à s'assurer qu'une variable n'en médiate pas une autre.

Enfin, il semble utile de donner une grille de lecture aux tableaux présentés dans cet ouvrage. Dans les tableaux présentant les résultats des régressions logistiques figurent également les croisements bivariés entre chacune des covariables et la variable dépendante. Le seuil de significativité correspondant à ce test est exprimé par l'absence (non significatif) ou la présence d'une étoile (si $p < 0,05$), de deux étoiles (si $p < 0,01$) ou de trois étoiles (si $p < 0,001$) juste au-dessus des pourcentages présentés [tableau VII].

Il convient enfin de préciser que les analyses sont nourries de la présence sur le terrain des concepteurs de l'enquête, que ce soit lors de la passation des entretiens ou lors des débriefings au terme de l'enquête, ainsi que de la lecture des commentaires libres parfois laissés par les enquêtés à la suite de leurs réponses aux questions fermées.

TABLEAU VII**Facteurs associés aux ivresses régulières parmi les étudiants**

	Effectif	%	OR ajustés	IC
Sexe		***		
Homme	1 071	15,9	3,8***	2,8 ; 5,2
Femme (réf.)	1 154	5,3	1	
Âge		***		
15-17 ans	914	5,0	0,4***	0,2 ; 0,6
18-20 ans (réf.)	738	13,8	1	
21-30 ans	573	14,5	0,9	0,6 ; 1,3

Lecture : les hommes sont nettement plus nombreux que les femmes à déclarer des ivresses régulières (15,9 % contre 5,3 %, écart significatif à $p < 0,1$ %). Cet écart est confirmé après contrôle de certains effets de structure, les hommes ayant plus de chances (3,8 fois) d'avoir ce comportement que les femmes ($p < 0,1$ %). L'intervalle de confiance (IC) de l'odds-ratio (OR) est compris entre 2,8 et 5,2.

Bibliographie

Les sites mentionnés ont été visités le 17/04/2013.

- [1] Baudier F., Dressen C., Alias F. *Baromètre santé 92: résultats de l'enquête annuelle sur la santé des Français*. Vanves: CFES, 1994 : 165 p.
- [2] Beck F., Guilbert P., Gautier A. *Baromètre santé 2005, attitudes et comportements de santé*. Saint-Denis: Inpes, 2007 : 608 p.
- [3] Baudier F., Arènes J. *Baromètre santé adultes 95/96*. Vanves: CFES, 1997 : 288 p.
- [4] Guilbert P., Baudier F., Gautier A. *Baromètre santé 2000, volume 2: résultats*. Vanves: CFES, 2001 : 204 p.
- [5] Cumming R. G. Is Probability Sampling Always Better? A comparison of results from a quota and a probability sample survey. *Community Health Studies*, 1990, vol. 14, n° 2: p. 132-137.
- [6] Beck F., Legleye S., Peretti-Watel P. Aux abonnés absents: liste rouge et téléphone portable dans les enquêtes en population générale sur les drogues. *Bulletin de méthodologie sociologique*, 2005, vol. 86: p. 5-29.
- [7] Nagelhout G. E., Willemsen M. C., Thompson M. E., Fong G. T., Van den Putte B., De Vries H. Is Web interviewing a good alternative to telephone interviewing? Findings from the International Tobacco Control (ITC) Netherlands Survey. *BMC Public Health*, 2010, vol. 10, n° 1: p. 351.
- [8] Scherpenzeel A., Bethlehem J. How representative are online panels? Problems of coverage and selection and possible solutions. In: Das M., Ester P., Kacmirek L. *Social Research and the Internet: Advances in Applied Methods and New Research Strategies*. New York: Taylor & Francis, 2010 : p. 105-132.
- [9] Beck F., Legleye S. *Représentativité et enquêtes Web*. Ateliers de modélisation et méthodes statistiques en sciences sociales M2S3, Paris: ENS, 20 mars 2012.
- [10] Bohet A., Moreau C. *Projet fécond et fécond médecine*. séminaire IRESP « Enquêtes en population générale sur Internet », Paris, 9 février 2011.
- [11] Beltzer N., Bigot R., Beck F., Toulemon L., David C., Grémy I., et al. Vers une nouvelle méthodologie des enquêtes en santé réalisées à partir d'abonnés au téléphone. In: Tremblay M.-E., Lavallée P., El Haj Tirari M. *Pratiques et Méthodes de sondage*. Paris: Dunod 2011 : p. 288.
- [12] Hu S. S., Balluz L., Battaglia M. P., Frankel M. R. Improving public health surveillance using a dual-frame survey of landline and cell phone numbers. *American Journal of Epidemiology*, 2011, vol. 173, n° 6: p. 703-711.
- [13] Beck F., Guignard R., Legleye S. L'influence du mode de collecte sur la mesure des prévalences de consommation de substances psychoactives: une comparaison entre EVS et le Baromètre santé 2005. In: Beck F., Cavalin C., Maillouchon F. *Violences et Santé en France: état des lieux*. Paris: La Documentation française, 2010 : p. 259-272.
- [14] Potthoff R. F. Telephone sampling in epidemiologic research: to reap the benefits, avoid the pitfalls. *American Journal of Epidemiology*, 1994, vol. 139, n° 10: p. 967-978.
- [15] Bigot R., Croutte P. *La Diffusion des technologies de l'information et de la communication dans la société française*. Paris: Arcep, Credoc, 2012 : 290 p.
- [16] Roslow S., Roslow L. Unlisted phone subscribers are different. *Journal of Advertising Research*, 1972, vol. 12, n° 4: p. 35-43.
- [17] Moberg P. E. Biases in unlisted phone numbers. *Journal of Advertising Research*, 1982, vol. 22, n° 4: p. 51-55.
- [18] Fréjean M., Panzani J.-P., Tassi P. Les ménages inscrits en liste rouge et les enquêtes par téléphone. *Journal de la Société de statistique de Paris*, 1990, vol. 131 : p. 86-102.
- [19] Ambroise P., Mauris P. L'usage du téléphone dans les sondages. In: Brossier G., Dussaix A. *Enquêtes et Sondages: méthodes, modèles, applications, nouvelles approches*. Paris: Dunod, 1999 : p. 331-337.
- [20] Riandey B., Firdion J.-M. Vie personnelle et enquête téléphonique: l'exemple de l'enquête ACSF. *Population*, vol. 48, n° 5, 1993 : p. 1257-1280.
- [21] Riandey B., Leridon H. Données et enquêtes sensibles. *Population*, 1999, vol. 54, n° 2: p. 225-229.
- [22] Beck F., Arwidson P., Firdion J.-M., Jaspard M., Grémy I., Warszawski J. L'avenir des enquêtes téléphoniques face à l'évolution des télécommunications. In: Dreesbeke J., Lebart L. *Enquêtes, Modèles et Applications*. Paris: Dunod, 2001 : p. 285-293.
- [23] Bigot R., Croutte P. La diffusion des technologies de l'information et de la communication dans la société française. *Collection des Rapports du CREDOC*, 2010, n° 220.
- [24] Roy G., Vanheuverzwyn A. *Mobile Phone in Sample Surveys*. International Conference on Improving Surveys, Copenhagen, 2002.
- [25] Rouquette C. *La percée du téléphone portable et d'Internet*. Insee première, 2000, n° 700: 4 p.
- [26] Sautory O. L'accès des ménages à bas revenus aux technologies de l'information et de la communication (TIC). *Études et Résultats*, n° 557, février 2007: 8 p.
- [27] Bigot R., Croutte P. *La Diffusion des technologies de l'information et de la communication dans la société française*. Paris: Credoc, 2011 : 244 p.
- [28] Roy G., Vanheuverzwyn A. Le téléphone mobile dans les enquêtes par sondage. *Journées de méthodologie statistique*, Paris, 4-5 décembre 2000.
- [29] Kishimba N., Razafindratsima N. L'influence du téléphone portable sur le suivi et la déclaration des rapports sexuels dans l'enquête Cocon. In: Ardilly P. *Échantillonnage et Méthodes d'enquête*. Paris: Dunod, 2004 : p. 279-284.
- [30] Amschler H. *People in Cell Phone Households — Are their Reading Habits Different?* EMRO conference: European Media Research Organisation, Kuopio (Finlande), 17-18 mai 2003.

- [31] Le Goff E. *Radio Surveys on Mobile Phones and Fixed Line Phones*. Worldwide Audience Measurement Conference, Genève (Suisse), 13-18 juin 2004.
- [32] Nathan G. Telesurvey methodologies for household surveys. A review and some thoughts for the future? *Survey Methodology*, 2001, vol. 27, n° 1 : p. 7-32.
- [33] Sandell L. *Finland: a Short Discussion on Methodology Issues Related to the Increase Use of Mobile Phone*. EMRO conference: European Media Research Organisation, Locarno (Suisse), 10 juin 2001.
- [34] Jenkins V. The impact of mobile phones on sampling. *The Frame*, septembre 2001.
- [35] Nicolaas G., Lynn P. Random-digit dialling in the UK: viability revisited. *Journal of the Royal Statistical Society*, 2002, vol. 165, n° 2 : p. 297-316.
- [36] Futsaeter K. *Mobile Phones: a New Challenge for Research*. EMRO conference: European Media Research Organisation, Sissi (Grèce), juin 2002.
- [37] Kuusela V., Vikki K. *Change of Telephone Coverage Due to Mobile Phones*. International Conference on Survey Nonresponse, Portland OR, 28-31 octobre 1999.
- [38] Fuchs M. Non Response in Cellular Phone Survey. Experience from a Comparison with a Regular CATI Study. Fifth International Conference: International Sociological Association, Cologne, 2000.
- [39] Fleeman A., O'Hare B., Cohen E. *Adding "Cell Phone Only" Households in a Radio Measurement Service: a U.S. Experience*. ESOMAR, Radio Conference, Montréal (Canada), 2005.
- [40] Gautier A., Beck F., Marder S., Legleye S., Riandey B., Gayet B. Téléphones portables exclusifs: résultats d'une méthode de génération partielle de numéros. In: Lavallée P., Rivest L. *Méthodes d'enquêtes et Sondages. Pratiques européenne et nord-américaine*. Paris: Dunod, coll. Sciences Sup, 2006 : p. 60-63.
- [41] Beck F., Gautier A., Marder S. *Le Recours au téléphone dans les enquêtes en population générale sur les sujets sensibles: viabilité et dernières avancées méthodologiques*. Conférence de méthodologie en sciences sociales (M2S3). Paris: ENS 2006.
- [42] Beck F., Gautier A., Guignard R. Méthode d'enquête du Baromètre santé nutrition 2008. In: Escalon H., Bossard C., Beck F. *Baromètre santé nutrition 2008*. Saint-Denis: Inpes, 2009 : p. 39-63.
- [43] Orden S. F., Dyer A. R., Liu K., Perkins L., Ruth K. J., Burke G., et al. Random digit dialing in Chicago CARDIA: comparison of individuals with unlisted and listed telephone numbers. *American Journal of Epidemiology*, 1992, vol. 135, n° 6: p. 697-709.
- [44] Sermet C. Démographie et état de santé des personnes âgées. In: Franco A., Jeandel C., Moulia R., Ruault G., Vetel J. *Livre blanc de la gériatrie française*. Paris: ESV production, 2004 : p. 25-32.
- [45] Désesquelles A., Brouard N. Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution. *Population*, 2003, vol. 58, n° 2: p. 201-227.
- [46] Kish L. A procedure for objective respondent selection within the household. *Journal of the American Statistical Association*, 1949, vol. 44: p. 380-387.
- [47] Oldendick R. W., Bishop G. F., Sorenson S. B., Tuchfarber A. J. A comparison of the kish and last birthday methods of respondent selection in telephone surveys. *Journal of Official Statistics*, 1988, vol. 4, n° 4: p. 307-318.
- [48] Salmon C. T., Nichols J. S. The next-birthday method of respondent selection. *Public Opinion Quarterly*, 1983, vol. 47, n° 2: p. 270-276.
- [49] Spira A., Bajos N. *Les Comportements sexuels en France*. Paris: La Documentation française, 1993 : 350 p.
- [50] Giudicelli E., Léon C., Arwidson P., Guilbert P. La qualité des données dans les enquêtes par téléphone: recours à une société de surveillance du terrain. In: Lavallée P., Rivest L. *Méthodes d'enquêtes et Sondages. Pratiques européenne et nord-américaine*. Paris: Dunod, coll. Sciences Sup, 2006 : p. 20-23.
- [51] Firdion J.-M. Effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone. *Population*, 1993, vol. 48, n° 5: p. 1281-1314.
- [52] Baruffol E., Verger P., Rotily M. L'utilisation du téléphone dans une enquête de santé mentale: analyse de l'impact du rang d'appel, des données manquantes et de l'effet enquêteur. *Population*, 2001, vol. 59, n° 6: p. 987-1010.
- [53] Dillman D. A. *Mail and Telephone Surveys*. New York: Wiley, 1978 : 344 p.
- [54] Frey J. H. *Survey Research by Telephone*. Beverly Hills: Sage Publications, 1983 : 296 p.
- [55] Beck F., Guilbert P. Baromètres santé: un éclairage sur leur méthode et leur évolution. In: Beck F., Guilbert P., Gautier A. *Baromètre santé 2005, attitudes et comportements de santé*. Saint-Denis: Inpes, 2007 : p. 27-43.
- [56] Beck F., Léon C., Guignard R. Méthodologie d'enquête. In: Ménard C., Girard D., Léon C., Beck F. *Baromètre santé environnement 2007*. Saint-Denis: Inpes, 2009 : p. 43-55.
- [57] Tuckel P., O'Neill H. The vanishing respondent in telephone surveys. *Journal of Advertising Research*, 2002, vol. 42, n° 5: p. 26-48.
- [58] McCarty C. Differences in response rates using most recent versus final dispositions in telephone surveys. *The Public Opinion Quarterly*, 2003, vol. 67, n° 3: p. 396-406.
- [59] Beck F., Guilbert P., Gautier A., Arwidson P. L'acharnement téléphonique dans les enquêtes est-il justifié? In: Guilbert P., Haziza D., Ruiz-Gazen A., Tillé Y. *Méthodes de sondages — Cours et cas pratiques — Master, écoles d'ingénieurs*. Paris: Dunod, coll. Sciences Sup, 2008 : p. 254-259.
- [60] Dupont F. Calage et redressement de la non-réponse totale. *Insee-Méthodes*, 1996 : p. 56-58.
- [61] Gourieroux C. *Économétrie des variables qualitatives*. Economica, 1989 : 403 p.



Direction de la collection: Thanh Le Luong

Édition: Jean-Marc Piton

L'Inpes autorise l'utilisation et la reproduction des résultats de cette enquête sous réserve de la mention des sources.

Pour nous citer: Beck F., Gautier A., Guignard R., Richard J.-B.

Méthode d'enquête du Baromètre santé 2010.

Saint-Denis : Inpes, coll. Baromètres santé, 2013 : 28 p.



Institut national de prévention et d'éducation pour la santé

42, boulevard de la Libération
93203 Saint-Denis CEDEX - France